



Universidade Federal do Ceará - UFC
Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade
Curso de Pós-Graduação em Economia

PAULO FELIPE ALENCAR DE OLIVEIRA

ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL DE UM MODELO DE BUSCA POR
EMPREGO COM DISPERSÃO DE PRODUTIVIDADE: UMA ANÁLISE
PARA O BRASIL

FORTALEZA

2011

PAULO FELIPE ALENCAR DE OLIVEIRA

ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL DE UM MODELO DE BUSCA
POR EMPREGO COM DISPERSÃO DE PRODUTIVIDADE:
UMA ANÁLISE PARA O BRASIL

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de A. Carvalho Júnior

FORTALEZA
2011

O49e Oliveira, Paulo Felipe Alencar de
Estimação estrutural de um modelo de busca por emprego com dispersão
de produtividade: uma análise para o Brasil / Paulo Felipe Alencar de
Oliveira. 2011.
62p.

Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de A. Carvalho Júnior.
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Curso de Pós-
Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, 2011.

1. Produtividade 2. Salário Postado 3. Barganha I. Título

COD 331.118

PAULO FELIPE ALENCAR DE OLIVEIRA

ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL DE UM MODELO DE BUSCA POR EMPREGO COM DISPERSÃO DE PRODUTIVIDADE: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL

Esta dissertação foi submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia-CAEN, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará - UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que feita de acordo com as normas de ética científica.

Dissertação aprovada em 4 de fevereiro de 2011.

Prof. Dr. José Raimundo de A. Carvalho Jr. (Orientador)
CAEN - UFC

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho
CAEN - UFC

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares
CAEN - UFC

AGRADECIMENTOS

A Deus por me permitir ter saúde e capacidade para desenvolver meus estudos.

Ao professor José Raimundo por orientar essa dissertação e por sua contribuição na minha formação acadêmica.

Aos professores Emerson Marinho e Ricardo Brito por disponibilizarem seu tempo para participar da banca de avaliação e por suas contribuições ao trabalho.

À minha família por ter subsidiado meus estudos e por todo apoio necessário para chegar até aqui.

À minha namorada Karla por todo seu apoio, incentivo e companheirismo que, com certeza, me ajudaram muito no desenvolvimento dos meus estudos e desta dissertação.

Aos meus colegas do mestrado que compartilharam essa jornada comigo e me ajudaram sempre que tive dificuldades, mesmo que indiretamente.

Aos demais colegas do doutorado que também foram sempre solícitos.

Aos funcionários do CAEN por sempre auxiliarem e prestarem ajuda aos alunos.

RESUMO

O objetivo do presente trabalho é estimar o modelo de busca por emprego com heterogeneidade nas produtividades das firmas com microdados da Pesquisa Mensal de Emprego - PME do ano de 2009. Estima-se o modelo para as seis regiões metropolitanas abordadas pela PME. Ademais, consideram-se dois mecanismos de determinação dos salários: salário postado por firmas monopsonistas e através de uma barganha bilateral de Nash. Para estimar os modelos, utiliza-se o método não-paramétrico desenvolvido em Bontemps, Robin e van den Berg (2000). Encontra-se uma heterogeneidade relevante entre os parâmetros estruturais estimados para as seis regiões metropolitanas. Além disso, o modelo com determinação de salário via barganha apresenta resultados mais plausíveis e não rejeitados pelos dados.

Palavras-Chave: Busca, Produtividade, Salário Postado, Barganha.

ABSTRACT

The aim of this work is to estimate an equilibrium job search model with heterogeneity in productivities of firms using microdata from the Monthly Employment Survey (PME) collected in 2009. The model is estimated for the six metropolitan regions covered by the PME. Moreover, it is considered two mechanisms of wage determination: wage posting by monopsonistic firms and as a outcome of a Nash bilateral bargaining. To estimate the model, we use the non-parametric method developed by Bontemps, Robin and van den Berg (2000). There is a significant heterogeneity among the structural parameters estimated for the six metropolitan regions. Furthermore, the model with wage determination through bargaining show plausible results and not rejected by the data.

Palavras-Chave: Search, Productivity, Wage Posting, Bargaining.

LISTA DE FIGURAS

1	Exemplos de observações na sub-amostra	33
2	Distribuições de Salários Estimadas por Kernel	37
2	Distribuições de Salários Estimadas por Kernel (Continuação)	38
3	Relação entre Salários e Produtividades	48
4	Densidades Estimadas para a Distribuição de Produtividades: Barganha Bilateral	50
5	Densidades Estimadas para a Distribuição de Produtividades: Recife x São Paulo	51
6	Índice de Poder Monopsônico: Recife x São Paulo	52

LISTA DE TABELAS

1	Variáveis Obtidas por Tipo de Observação	34
2	Estatísticas Descritivas da Sub-Amostra	35
3	Estimativas dos Parâmetros Friccionais do Modelo de Busca	44
4	Comparativo dos Valores Estimados dos Parâmetros Friccionais	47
5	Distribuição de Produtividade Estimada: Salário Postado	49
6	Distribuição de Produtividade Estimada: Barganha Bilateral	51

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DE LITERATURA	13
3	MODELO TEÓRICO	21
3.1	Trabalhadores	22
3.2	Fluxos em Estado Estacionário	23
3.3	Salário Postado	24
3.4	Barganha Bilateral	27
4	ANÁLISE EMPÍRICA	31
4.1	Base de Dados	31
4.2	Estimação Estrutural	39
5	RESULTADOS	43
5.1	Parâmetros Friccionais	43
5.2	Distribuição de Produtividades	47
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	54
	REFERÊNCIAS	57
	APÊNDICE A - DERIVAÇÕES MATEMÁTICAS	59

1 INTRODUÇÃO

A teoria da busca por emprego considera o mercado de trabalho um ambiente de informação imperfeita, o que implica que as transações neste mercado necessitam de tempo e outros recursos para serem realizadas devido aos agentes não estarem perfeitamente informados sobre as oportunidades e características relevantes para a transação (ECKSTEIN; VAN DEN BERG, 2007; ROGERSON; SHIMER; WRIGHT, 2005). Dessa forma, estes modelos servem de alternativa para análise do mercado de trabalho fora do paradigma do modelo neoclássico de oferta de trabalho, onde não é modelado a possibilidade de desemprego involuntário.

Em um ambiente de informação imperfeita, as firmas podem explorar o fato do trabalhador não estar completamente informado sobre todas as oportunidades e assim ofertar salários menores do que o valor da produtividade do trabalho, mesmo em uma situação onde as firmas e trabalhadores são homogêneos (BURDETT; MORTENSEN, 1998). Dessa forma, os salários vigentes podem ser menores do que em um ambiente de competição perfeita, onde o salário seria igual a produtividade marginal do trabalho.

Além disso, a partir de uma estimação estrutural pode-se analisar conjuntamente, em um contexto de equilíbrio de mercado, aspectos do mercado de trabalho, como taxas de recebimento de ofertas salariais por trabalhadores empregados e desempregados e a taxa de quebra de relações emprego. Assim, pode-se realizar uma tentativa de inferência sobre os fatores que seriam responsáveis por diferenças entre as taxas de desemprego entre regiões ou a influência do nível de fricção¹ presente no mercado de trabalho sobre os salários, por exemplo.

Análises empíricas que têm como base a estimação estrutural de modelos de busca já são bastante desenvolvidas internacionalmente², porém, nacionalmente, a literatura é praticamente

¹O conceito de fricção comumente está associado a dificuldade de trabalhadores e firmas encontrarem um ao outro e criarem novas relações de trabalho.

²Ver Eckstein e van den Berg (2007) para uma revisão de literatura.

inexistente, sendo Carvalho (2009) um exemplo de análise estrutural a partir da Pesquisa sobre Padrões de Vida - PPV. Salvo engano, não há nenhum trabalho desta natureza a partir da Pesquisa Mensal de Emprego - PME.

Neste trabalho, estimam-se os parâmetros de um modelo de busca por emprego, onde as firmas podem diferir em termos de produtividade do fator trabalho, e a partir destas estimativas, busca-se fazer análises para o mercado de trabalho brasileiro, com base nas seis regiões metropolitanas abordadas pela PME. Em termos de determinação de salários, investigam-se duas possibilidades: salário postado *ex ante* por firmas monopsonistas que definem salários unilateralmente, baseado em Bontemps, Robin e van den Berg (2000), e barganha bilateral de Nash *ex post*, baseado em Mortensen (2003). A metodologia utilizada para estimação do modelo é o método não-paramétrico desenvolvido por Bontemps, Robin e van den Berg (2000), o que torna possível estimar o modelo sem assumir nenhuma distribuição de probabilidade *a priori* para as produtividades das firmas.

Assumindo que os salários observados são resultados das escolhas ótimas de firmas e trabalhadores, obtendo os valores dos parâmetros de transição (taxas de recebimento de ofertas salariais e quebra de relações de emprego) e dado a forma de determinação salarial, pode-se recuperar os níveis de produtividade associado a cada salário da amostra e o valor da função de densidade para cada nível de produtividade, recuperando, assim, a distribuição de produtividade não-observada que é uma das primitivas do modelo.

A análise empírica realizada neste trabalho indica diferenças significativas entre as regiões analisadas. Algumas regiões apresentam uma maior duração esperada de desemprego, como as regiões metropolitanas de Salvador e Rio de Janeiro, em que as durações completas esperadas de desemprego são iguais, aproximadamente, a 11 meses, enquanto na região metropolitana de Belo Horizonte esta duração fica próxima a 4 meses. Na região metropolitana de Recife, os trabalhadores empregados tem uma baixa taxa de transição para empregos que pagam melhores salários, enquanto regiões como as de São Paulo e Porto Alegre apresentam uma mobilidade relativamente alta.

Em termos de produtividades, dependendo do tipo assumido de determinação salarial, chega-se a conclusões distintas. O modelo com salários postados gera níveis de produtividades elevados, resultado também encontrado por Mortensen (2003) e Shimer (2006), e o de

barganha bilateral apresenta valores mais plausíveis e admissíveis teoricamente, ou seja, não viola nenhuma restrição teórica. No caso de barganha, a região metropolitana de São Paulo apresenta o maior nível de produtividade. Quando comparada a de Recife, a distribuição de produtividades das firmas em São Paulo é também mais dispersa.

O trabalho está organizado da seguinte forma: no capítulo 2, apresenta-se uma revisão da literatura teórica e empírica; no capítulo 3, detalha-se o modelo teórico utilizado; no capítulo 4, aborda-se a parte empírica do trabalho, dividindo-se em base de dados e estimação estrutural; no capítulo 5, apresenta-se os resultados e a discussão dos mesmos; e, por fim, são tecidas algumas considerações finais sobre o trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A teoria da busca por emprego começou a ser desenvolvida na década 1970 (CAHUC; ZYLBERBERG, 2004). No primeiro momento, a teoria iniciou-se com o problema seqüencial de um trabalhador desempregado que buscava emprego por consecutivos períodos. Dessa forma, primeiramente foram desenvolvidos os modelos parciais de busca por emprego. Diferentemente da teoria neoclássica, nestes modelos, considera-se que o trabalhador precisa de tempo e outros recursos para encontrar um trabalho. Ou seja, possibilita-se a existência de desemprego involuntário.

Resumidamente, o modelo básico de busca por emprego consiste no seguinte problema:

$$\max \mathbb{E} \sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\rho)^t} y_t \quad (2.1)$$

onde, ρ é a taxa de desconto, y_t é igual a w , se o trabalhador estar empregado e recebendo um salário w , e y_t é igual a b caso o trabalhador esteja desempregado. O trabalhador define um estratégia que consiste num regra aceite ou rejeição de uma determinada oferta salarial, que é uma realização de uma distribuição de ofertas salariais $F(w)$. O trabalhador conhece a distribuição de salários da economia, porém não sabe que empregador está oferecendo um determinado salário.

O fluxo de valor descontado do trabalhador ao estar empregado, $V^e(w)$, é dado como

$$\rho V^e(w) = w + \delta(V^u - V^e(w)), \quad (2.2)$$

em que V^u é o fluxo de utilidade descontado do trabalhador no estado de desemprego e δ é a probabilidade do trabalhador empregado retornar ao desemprego.

Já no estado de desemprego, o fluxo de valor descontado do trabalhador pode ser escrito

como

$$\rho V^u = b + \lambda_0 \mathbb{E}_{w \sim F} [\max\{0, V^e(w) - V^u\}], \quad (2.3)$$

onde λ_0 é a taxa de recebimento de ofertas salariais pelo trabalhador.

Como $V^e(w)$ é uma função crescente do salário, deve existir um único salário w^r que satisfaz $V^e(w^r) = V^u$. Este salário w^r é denominado de salário de reserva. Dessa forma, a estratégia do trabalhador consiste em aceitar uma oferta salarial que exceda o valor do salário de reserva e, caso contrário, rejeitá-la.

A partir de (2.2) e (2.3) pode-se obter a expressão do salário de reserva:

$$w^r = b + \frac{\lambda_0}{\rho + \delta} \int_{w^r}^{\infty} (w - w^r) dF(w). \quad (2.4)$$

Considerando que a probabilidade do trabalhador sair do estado de desemprego é igual a probabilidade dele receber uma oferta salarial e que esta oferta exceda o valor do salário de reserva, $\lambda_0[1 - F(w^r)]$, este modelo básico é capaz de gerar algumas predições interessantes.

Primeiro, percebe-se que o salário de reserva é crescente na renda do desempregado, b . Por sua vez, uma elevação no salário de reserva, tem o efeito de reduzir o risco de transição do trabalhador desempregado. Quanto mais impaciente é o trabalhador (maior ρ) ou quanto maior a probabilidade de retorno ao desemprego, menor é o salário de reserva. Assim, tem-se as principais implicações do modelo básico de busca por emprego.

Rogerson, Shimer e Wright (2005) fazem uma revisão de literatura e apresentam os diversos modelos teóricos de busca por emprego. Dentre estes modelos, estão os modelos parciais sem e com busca realizada por trabalhadores empregados (*on-the-job search*), modelo de equilíbrio com salários postados, modelos de *matching* com barganha, etc. Os autores descrevem estes modelos e como eles desenvolvem-se a fim de que sejam incorporados mais elementos presentes na dinâmica dos mercados de trabalho.

Em relação a trabalhos empíricos¹, Kiefer e Neumann (1979) realizaram um teste empírico da hipótese de salário de reserva constante do modelo de busca por emprego parcial estacionário. Na análise, é assumido que o trabalhador recebe uma oferta por período e aceita a primeira oferta que exceda o valor do salário de reserva. Os resultados rejeitam a hipótese de salário

¹Ver Devine e Kiefer (1991) para revisão de trabalhos empíricos sobre salário de reserva e duração de desemprego na forma reduzida e estrutural, existentes na década de 1990.

reserva constante para a os dados utilizados de uma amostra para os Estados Unidos, o que abre espaço para análise de modelos não-estacionários.

Flinn e Heckman (1982) são uns dos primeiros autores a discutirem detalhadamente o processo de identificação e estimação estrutural de modelos parciais de busca por emprego. Um dos primeiros resultados é relacionado à identificação dos parâmetros do modelo a partir de dados de duração de desemprego e salários aceitos. Com estes dados, o modelo parcial de busca por emprego com dois estados (emprego e desemprego) é sub-identificado. Ademais, os autores discutem o efeito da suposição de que o trabalhador recebe uma oferta de trabalho por período, realizada por Kiefer e Neumann (1979). Flinn e Heckman (1982) não impõem esta restrição e estimam uma taxa de recebimento de ofertas salariais entre 0,13 e 0,20 por mês, para uma sub-amostra de jovens (20 a 24 anos) obtida a partir da *National Logintudinal Survey* de 1971. Outro ponto importante do artigo é o problema de “não-recuperabilidade” da distribuição de ofertas salariais devido à dificuldade do econometrista recuperar a distribuição não-truncada a partir da truncada que é observada. Dessa forma, é necessário impor uma distribuição paramétrica que permita a recuperação da distribuição de ofertas salariais. Os autores estimam o modelo supondo que as ofertas salariais seguem uma distribuição normal ou exponencial, mas os resultados indicam que a distribuição normal ajusta-se melhor aos dados.

No final da década de 80 e início da década de 90, as análises empíricas dos modelos de busca por emprego desenvolveram-se ao incorporar a possibilidade de não-estacionariedade. Wolpin (1987) e van den Berg (1990) são exemplos de análise de modelos de busca não-estacionários, porém apresentam diferenças significativas nas abordagens. A primeira diferença é que Wolpin (1987) trata o modelo em tempo discreto, enquanto van den Berg (1990) utiliza tempo contínuo em sua análise. Outra diferença é em relação ao horizonte de tempo. Wolpin (1987) trabalha com horizonte de tempo finito e em van den Berg (1990) o horizonte de tempo é infinito.

Wolpin (1987) permite que a taxa de recebimento de ofertas salariais dependa do tempo de desemprego do trabalhador. Ademais, o autor modela a possibilidade de erro de medida nos salários e assume uma distribuição log-normal². O modelo é estimado usando os dados de jovens da *National Logintudinal Survey* de 1979. Os resultados indicam que a taxa de recebimento de

²A análise também é realizada para a distribuição normal que apresenta resultados que não são razoáveis, segundo o autor.

ofertas salariais é decrescente no tempo de desemprego. Porém, o autor atenta para o fato que pode-se estimar uma taxa decrescente devido a presença de heterogeneidade não-observada.

Por outro lado, van den Berg (1990) tenta avaliar o efeito de mudanças no nível de benefícios sobre o salário de reserva e duração esperada de desemprego. Considera-se o caso em que os benefícios são decrescentes em relação à duração do desemprego. Novamente, assume-se uma forma funcional específica para a distribuição de ofertas salariais. Os resultados apontam que a elasticidade da duração esperada de desemprego com respeito ao nível de benefícios é consideravelmente mais elástica após o período de 2 anos.

Apesar do desenvolvimento dos modelos parciais de busca por emprego, estes modelos estão sujeitos ao paradoxo de Diamond (1971). A crítica decorre do fato que nestes modelos a distribuição de salários é determinada exogenamente. Porém, introduzindo o comportamento das firmas em um modelo sem busca por emprego de trabalhadores empregados (ausência de *on-the-job search*), o resultado é uma distribuição de ofertas salariais degenerada no valor do salário de reserva. Basicamente, o resultado é obtido considerando um mercado com trabalhadores e firmas idênticas. Dessa forma, nenhuma firma ofertaria um salário menor do que o salário de reserva pois nenhum trabalhador aceitaria esta oferta. Ademais, não é ótimo para nenhuma firma oferecer um salário maior do que o de reserva do trabalhador, já que em equilíbrio a firma não atrairia mais trabalhadores de outras firmas.

A partir da crítica de Diamond (1971) tornou-se interessante o desenvolvimento de modelos que conseguissem gerar um equilíbrio com dispersão salarial (VAN DEN BERG, 1999). Basicamente, há duas abordagens principais que levam a dispersão salarial em modelos de busca por emprego.

A primeira abordagem é representada pelo modelo de Albrecht e Axell (1984). A dispersão salarial ocorre no modelo de Albrecht e Axell (1984) devido ao fato que os trabalhadores são heterogêneos em relação ao valor atribuído ao lazer (ou em relação ao custo de oportunidade do trabalho). Dessa forma, os trabalhadores diferem no valor do salário de reserva. Desconsidera-se a possibilidade do trabalhador buscar emprego enquanto empregado (*on-the-job search*). Assim, ao oferecer um salário mais alto, a firma aumenta o nível de emprego em estado estacionário, mas reduz o lucro por trabalhador. Logo, é possível que firmas que oferecem salários diferentes obtenham lucros iguais, possibilitando a existência de um equilíbrio

com dispersão salarial. Portanto, neste modelo o suporte da distribuição de ofertas salariais é igual a um subconjunto dos salários de reserva dos trabalhadores.

A segunda abordagem é baseada, principalmente, em Burdett e Mortensen (1998). O principal resultado de Burdett e Mortensen (1998) é um equilíbrio com dispersão salarial mesmo que trabalhadores e firmas sejam idênticos. A dispersão é produzida pela possibilidade de busca por emprego dos trabalhadores empregados. Assim, as firmas podem ofertar salários maiores do que o salário de reserva porque também estariam atraindo mais trabalhadores de outros empregadores. Ou seja, a curva de oferta de trabalho para a firma é positivamente inclinada. Dessa forma, utilizando a suposição de isolucro das firmas que ofertam salários diferentes, é possível obter-se um equilíbrio em que a distribuição de salários não seja degenerada no valor do salário de reserva, evitando-se o paradoxo de Diamond (1971). Por fim, o modelo de Burdett e Mortensen (1998) é caracterizado como um modelo de salário postado (*wage posting model*), ou seja, as firmas decidem unilateralmente o valor do salário que irão ofertar, não ocorrendo barganha entre trabalhadores e empregadores³.

Em relação a evidências empíricas, o trabalho de Eckstein e Wolpin (1990) é baseado no modelo de Albrecht e Axell (1984) e o estudo de van den Berg e Ridder (1998) é uma das principais análises empíricas realizada a partir do modelo de Burdett e Mortensen (1998). Em Eckstein e Wolpin (1990), os trabalhadores são homogêneos em termos de produtividade e heterogêneos no valor obtido fora do mercado de trabalho, enquanto as firmas diferem na eficiência em termos de produtividade do fator trabalho. Os autores estimam o modelo restrito e o irrestrito. O modelo restrito incorpora as imposições geradas pelo equilíbrio do modelo de busca por emprego. Eckstein e Wolpin (1990) atentam que o modelo restrito falha em explicar a dispersão salarial, que era o principal objetivo do modelo. A dispersão salarial é quase que totalmente atribuída ao erro de medida nos salários. Entretanto, o trabalho tem um grande apelo metodológico por ser o primeiro a estimar um modelo de equilíbrio de busca por emprego. Outro ponto importante do modelo é que a taxa de recebimento de ofertas salariais é endógena, determinada pelo número de firmas ativas. Os trabalhos baseados no modelo de Burdett e Mortensen (1998) assumem que esta taxa é exógena.

O estudo de van den Berg e Ridder (1998) segue o modelo de Burdett e Mortensen (1998). Os autores consideram que o mercado de trabalho é segmentado em relação a algumas carac-

³Uma alternativa posterior aos modelos de salário postado são modelos de barganha.

terísticas dos trabalhadores e, por sua vez, cada segmento pode ser considerado um mercado trabalho. Dessa forma, considera-se que em cada segmento os trabalhadores e firmas são homogêneos, mas existe heterogeneidade entre os mercados. Esta heterogeneidade é relevante para o ajustamento do modelo aos dados. A análise é realizada a partir de um painel de dados de trabalhadores empregados e desempregados na Holanda. A partir das estimativas dos parâmetros do modelo teórico, os autores estimam o grau de monopólio das firmas, efeitos de mudança do salário mínimo e os fatores que determinam a dispersão salarial. O grau de monopólio estimado está entre 10% a 17%. Os trabalhadores empregados apresentam uma taxa de recebimento de ofertas salariais elevada o que influencia no aumento da competição reduzindo o poder monopólico das firmas. Ademais, os resultados indicam que apenas 22% da dispersão dos salários observados é explicada pela fricção no mercado de trabalho.

Bontemps, Robin e van den Berg (2000) estendem o modelo de Burdett e Mortensen (1998) ao assumir que as firmas são heterogêneas em termos de produtividade do fator trabalho, introduzindo uma distribuição contínua de produtividades das firmas. Os autores argumentam que na realidade as firmas utilizam diferentes tecnologias e que a hipótese de firmas idênticas gera uma distribuição teórica de salários que é crescente, o que estaria de forma oposta aos dados onde se observa que os maiores salários ocorrem com uma baixa frequência. Ademais, os autores não possibilitam os trabalhadores serem heterogêneos devido ao fato que, a partir das evidências de Eckstein e Wolpin (1990), este tipo de heterogeneidade explica uma fração pequena da variação dos salários. Dessa forma, a dispersão salarial é causada pela fricção de busca no mercado de trabalho e pela diferença nas produtividades das firmas.

O modelo de Bontemps, Robin e van den Berg (2000) é estimado a partir de um método não-paramétrico desenvolvido no artigo. O método consiste em três estágios e tem a vantagem dos parâmetros friccionais serem estimados consistentemente independente da estratégia que as firmas adotem. O modelo é estimado para alguns setores da economia francesa (transportes, alimentação, equipamentos, etc.) a partir de microdados dos trabalhadores e confronta-se os resultados com os dados dos empregadores. Os resultados indicam que as firmas exploram a fricção no mercado de trabalho, implicando em um elevado poder de monopólio das firmas (20% a 100%).

Sulis (2008) estima o modelo de Bontemps, Robin e van den Berg (2000) usando dados de trabalhadores da Itália. Os resultados indicam que a taxa de recebimento de ofertas salariais é

maior para trabalhadores desempregados do que para os empregados. O poder de monopsonio estimado é consideravelmente alto, variando entre 50% a 100%. O autor também realiza uma análise regional para investigar o papel da fricção de busca nos diferenciais entre as regiões. Para região Sul da Itália estima-se um elevado nível de fricção quando comparada com as demais regiões. Assim, os trabalhadores desta região tem uma menor probabilidade de transição para os empregos que pagam melhores salários, o que aumenta o poder das firmas.

Kyyrä (2007) estima de forma estrutural várias especificações do modelo de Burdett e Mortensen (1998) a partir de microdados da Finlândia. O autor estima o modelo de homogeneidade pura, considerando também a possibilidade de erro de medida nos salários, e o modelo com heterogeneidade nas produtividades das firmas. Neste último caso, o autor considera o caso de dispersão discreta e contínua no tipo das firmas. Os resultados indicam que o modelo sem heterogeneidade não se ajusta aos dados de salários, somente após a introdução de erro de medida consegue-se o ajustamento. Por outro lado, ao introduzir heterogeneidade, o modelo ajusta-se razoavelmente aos dados de salários e os demais parâmetros estimados apresentam estimativas semelhantes entre as especificações utilizadas.

Apesar do avanço dos modelos de equilíbrio com salário postados unilateralmente pelas firmas, Mortensen (2003) encontra evidências que rejeitam o modelo de firmas monopsonistas de Bontemps, Robin e van den Berg (2000) para a Dinamarca. Os níveis de produtividades são superestimados, gerando um elevado nível de monopsonio para firmas. Ademais, a imposição teórica que a relação entre salários e produtividades deve ser crescente não é satisfeita, ou seja, que firmas mais produtivas ofereçam maiores salários. Dessa forma, Mortensen (2003) investiga a possibilidade que os salários sejam formados através de um processo de barganha bilateral. O autor sugere esta possibilidade a partir do fato que a Dinamarca tem uma longa história de barganha coletiva. Os resultados para este caso são admissíveis para todos os salários e estima-se níveis de produtividades plausíveis.

Para o Brasil, análises a partir de modelos de busca por emprego são quase inexistentes. Em termos de estimação estrutural, pode-se citar o trabalho de Carvalho (2009). A análise é realizada a partir dos microdados da Pesquisa sobre Padrões de Vida - PPV, realizada nos anos de 1996 e 1997. No trabalho, estima-se um modelo de busca baseado no estudo de van den Berg e Ridder (1998), porém são utilizados dados de duração retrospectiva. O autor utiliza os resultados para analisar diferenças entre os mercados de trabalho das regiões Nordeste e

Sudeste. Encontra-se uma baixa taxa de recebimento de ofertas salariais dos trabalhadores empregados em ambas regiões. Em termos de produtividade, encontra-se um menor nível de produtividade para região Nordeste.

Por fim, ainda existem outras abordagens como os modelos de *matching* representado por Pissarides (1990), que, segundo Eckstein e van den Berg (2007), apresentam uma característica de serem mais razoáveis para análises macroeconômicas através de calibração do que para análises microeconômicas focadas nas diferenças a nível individual. Também pode-se citar os estudos que utilizam dados que combinam informações de trabalhadores e empregadores, como o de Cahuc, Postel-Vinay e Robin (2006).

Após a revisão de literatura, o próximo capítulo apresenta o modelo teórico que serve de base para o desenvolvimento do trabalho.

3 MODELO TEÓRICO

Este estudo é realizado com base no modelo apresentado em Bontemps, Robin e van den Berg (2000), incorporando-se também a possibilidade de determinação salarial conforme Mortensen (2003). O modelo é uma extensão do modelo de Burdett e Mortensen (1998) em que firmas e trabalhadores são homogêneos. Bontemps, Robin e van den Berg (2000) incorporam a possibilidade de heterogeneidade nas produtividades das firmas na tentativa de obter um melhor ajustamento para distribuição de salários.

As hipóteses do modelo são:

- H.1 Os trabalhadores e as firmas ativas são representados por um contínuo de massa 1 e m , respectivamente;
- H.2 Os trabalhadores são homogêneos em relação à habilidade e as firmas são heterogêneas em termos de produtividade;
- H.3 Os trabalhadores desempregados tem um fluxo de utilidade descontado dos custos de busca por emprego igual a b ;
- H.4 Os trabalhadores recebem ofertas salariais de uma distribuição $F(w)$ (conhecida) a uma taxa λ_0 e λ_1 quando estão desempregados e empregados, respectivamente;
- H.5 A distribuição F de ofertas salariais é independente do estado ocupado pelo trabalhador e o suporte de F é denotado por $\text{supp}(F)$, onde $\underline{w} = \inf[\text{supp}(F)]$ e $\bar{w} = \sup[\text{supp}(F)]$
- H.6 Um trabalhador sai do estado de emprego para o de desemprego a uma taxa δ , que será chamada de taxa de quebra da relação de emprego;
- H.7 Os trabalhadores descontam o futuro a uma taxa subjetiva ρ .

Apresentadas as hipóteses, o próximo passo é definir as estratégias dos trabalhadores e firmas, e definir o equilíbrio do modelo que servirá de base para a análise empírica.

3.1 Trabalhadores

A partir do problema de maximização de renda do trabalhador e considerando as hipóteses anteriores, a função valor para um trabalhador empregado, $V^e(w)$, pode ser escrita como

$$\rho V^e(w) = w + \lambda_1 \int_w^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^e(w)) dF(\tilde{w}) + \delta(V^u - V^e(w)), \quad (3.1)$$

onde V^u é o valor ao estar desempregado. Basicamente, esta equação relaciona o valor do estado de emprego com o salário que o trabalhador está recebendo, mais o valor esperado adicional de uma oferta salarial que exceda o valor do salário atual e mais o valor esperado associado ao retorno ao estado de desemprego que será negativo. Ademais, tem-se que

$$\frac{\partial V^e(w)}{\partial w} = \frac{1}{\rho + \delta + \lambda_1(1 - F(w))} > 0, \quad (3.2)$$

ou seja, $V^e(w)$ é crescente em w .

O fluxo de valor para um trabalhador desempregado é

$$\rho V^u = b + \lambda_0 \int_0^{\bar{w}} \max\{V^e(\tilde{w}) - V^u, 0\} dF(\tilde{w}). \quad (3.3)$$

Desde que $V^e(w)$ é crescente, existe um salário de reserva, w^r , que faz $V^e(w^r) = V^u$. Ou seja, existe um determinado salário que torna o trabalhador indiferente entre trabalhar e permanecer desempregado¹. Assim, a partir de (3.1) e (3.3) chega-se a

$$b + \lambda_0 \int_{w^r}^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^u) dF(\tilde{w}) = w^r + \lambda_1 \int_{w^r}^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^e(w^r)) dF(\tilde{w})$$

$$w^r = b + (\lambda_0 - \lambda_1) \int_{w^r}^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^u) dF(\tilde{w}) \quad (3.4)$$

A equação (3.4) pode ser reescrita, utilizando integral por partes, como:

$$w^r = b + (k_0 - k_1) \int_{w^r}^{\bar{w}} \frac{\bar{F}(\tilde{w})}{\beta + 1 + k_1 \bar{F}(\tilde{w})} d\tilde{w} \quad (3.5)$$

¹Assume-se que o trabalhador aceita trabalhar quando está indiferente.

onde $k_0 = \lambda_0/\delta$, $k_1 = \lambda_1/\delta$, $\beta = \rho/\delta$, $\bar{F}(x) \equiv 1 - F(x)$. Note que na definição do salário de reserva, o trabalhador leva em consideração não somente seu fluxo de utilidade ao estar desempregado, mas também as probabilidades de receber uma oferta de trabalho, de perder o emprego e a distribuição de salários da economia.

Obtida a equação de salário de reserva, as estratégias ótimas dos trabalhadores podem ser resumidas da seguinte forma:

- **Desempregados:** Aceitar uma oferta salarial que exceda o valor do seu salário de reserva, w^r , e rejeitar caso contrário;
- **Empregados:** Aceitar a primeira oferta salarial que exceda o valor do seu salário atual, w , rejeitar caso contrário e permanecer no emprego.

Antes de apresentar a estratégia das firmas, faz-se necessário comentar sobre os fluxos de trabalhadores em estado estacionário.

3.2 Fluxos em Estado Estacionário

Em estado estacionário, os fluxos de trabalhadores entrando e saindo do desemprego devem ser iguais. Dessa forma, tem-se que a qualquer momento $\lambda_0 u$ trabalhadores saem do estado de desemprego² e $(1 - u)\delta$ entram em desemprego, onde u é a medida de trabalhadores desempregados. Logo, a dinâmica do desemprego é dada por

$$\dot{u} = (1 - u)\delta + u\lambda_0. \quad (3.6)$$

Em estado estacionário, $\dot{u} = 0$. Então,

$$u\lambda_0 = (1 - u)\delta \Leftrightarrow u = \frac{1}{1 + k_0}. \quad (3.7)$$

Portanto, esta equação relaciona a taxa desemprego com a duração (λ_0) e incidência (δ).

Ademais, a distribuição de salários do estoque de trabalhadores empregados é denotada por $G(\cdot)$, onde $G(w)$ é a fração de trabalhadores empregados recebendo um salário menor ou igual

²Em equilíbrio, nenhuma firma posta um salário abaixo do salário de reserva do trabalhador, o que implica que $\bar{F}(w^r) = 0$. Portanto, o risco de saída do estado de desemprego é igual a λ_0

a w . A dinâmica de $G(w)$ é

$$\dot{G}(w)(1-u) = \lambda_0 F(w)u - \delta G(w)(1-u) - \lambda_1(1-F(w))G(w)(1-u), \quad (3.8)$$

onde $\lambda_0 F(w)u$ é a fração de trabalhadores desempregados que tornam-se empregados recebendo um salário menor ou igual a w , $\delta G(w)(1-u)$ é a fração de trabalhadores empregados que recebem um salário menor ou igual a w e que entram no estado de desemprego e $\lambda_1(1-F(w))G(w)(1-u)$ é a fração de trabalhadores empregados que recebem um salário menor ou igual a w e que transitam para um outro emprego que paga mais do que w .

Novamente, em estado estacionário, $\dot{G}(w) = 0$ o que implica que

$$G(w) = \frac{F(w)}{1+k_1(1-F(w))}. \quad (3.9)$$

A equação (3.9) estabelece a relação estrutural entre a distribuição de salários ganhos pelo estoque de trabalhadores empregados, $G(\cdot)$, e a distribuição de ofertas salariais, $F(\cdot)$.

Com base nestas relações, pode-se desenvolver a análise para o comportamento das firmas na determinação de salários. Serão analisados dois tipos de formação. Na seção 3.3, a firma monopsonista define unilateralmente o salário que irá pagar. Na seção 3.4, após trabalhadores e firmas encontrarem-se no mercado, eles barganham sobre o salário a ser pago pela firma.

3.3 Salário Postado

Diferentemente do modelo de Burdett e Mortensen (1998), as firmas são assumidas terem diferentes produtividades para o fator trabalho. Além disso, continua-se com o paradigma de salário postado (*wage posting*), ou seja, a firma escolhe um salário e, dado esse salário, ela defronta-se com uma curva de oferta de trabalho, $l(w)$. O nível de emprego de uma firma que oferece um salário w é

$$\begin{aligned} l(w) &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{1-u}{m} \frac{G(w) - G(w-\varepsilon)}{F(w) - F(w-\varepsilon)} = \frac{1-u}{m} \frac{dG(w)}{dF(w)} \\ &= \frac{1-u}{m} \frac{1+k_1}{[1+k_1(1-F(w))]^2}, \end{aligned} \quad (3.10)$$

onde $(1-u)(G(w) - G(w-\varepsilon))$ é a fração de trabalhadores empregados que estão recebendo um salário no intervalo $[w-\varepsilon, w]$ e $m(F(w) - F(w-\varepsilon))$ é a fração de firmas oferecendo um

salário no intervalo $[w - \varepsilon, w]$. Esta equação diz que a propoção dos trabalhadores que recebem um salário w são uniformemente distribuídos entre as firmas que ofertam este salário. Quando $k_1 = 0$ (ausência de *on-the-job search*), todas as firmas têm a mesma força de trabalho em equilíbrio, que é igual a $(1 - u)/m$.

As firmas podem diferir em termos de produtividade do trabalho p . A distribuição de p é denotada por $\Gamma_0(p)$, com $\underline{p}_0 \geq 0$ sendo o ínfimo do seu suporte e \bar{p} o supremo. Assume-se que $E_{\Gamma_0}(p) < \infty$.

Considera-se que um trabalhador gera um fluxo de receita igual p e que é independente do número de trabalhadores empregados na firma. Assim, considera-se p como a produtividade do trabalho na firma e que a firma é do tipo p . O objetivo da firma é maximizar o fluxo de lucro em estado estacionário

$$\pi(p, w) = (p - w)l(w) \quad (3.11)$$

A firma não oferta um salário maior do que p , pois obteria lucros negativos. Entretanto, a oferta salarial deve ser maior do que o salário de reserva do trabalhador, w^r , pois caso contrário a oferta de trabalho que a firma enfrentaria seria nula. Na presença de salário mínimo, w_{min} , $\underline{w} = \max\{w^r, w_{min}\}$, porém caso haja a possibilidade do trabalhador empregar-se recebendo um salário menor do que o mínimo legal ou não exista salário mínimo pode-se considerar $w_{min} = 0$.

Denota-se \underline{p} como o ínfimo da produtividade das firmas que estão ativas, $\Gamma(p)$. A distribuição de produtividade das firmas ativas é:

$$\Gamma(p) = \frac{\Gamma_0(p) - \Gamma_0(\underline{p})}{\bar{\Gamma}_0(p)} \quad (3.12)$$

onde $p \geq \underline{p}$. Novamente, tem-se que $\underline{p} \geq \max\{\underline{p}_0, w^r, w_{min}\}$.

A estratégia ótima de uma firma p é dada por algum ponto do conjunto K_p , formado por salários que maximizam o lucro da firma

$$K_p = \arg \max_w \{\pi(p, w) \mid \max\{w^r, w_{min}\} \leq w \leq p\}. \quad (3.13)$$

Substituindo (3.10) em (3.11), podemos escrever a função lucro da firma como

$$\pi(p, w) = A \frac{p - w}{[1 + k_1(1 - F(w))]^2}, \quad (3.14)$$

onde $A = (1 + k_1) \frac{1-u}{m_0 \bar{\Gamma}_0(p)}$ e $m = m_0 \bar{\Gamma}_0(p)$ é a medida de firmas ativas.

Bontemps, Robin e van den Berg (2000) mostram que, no caso de uma distribuição contínua de produtividades das firmas, existe uma função K que mapeia o $\text{supp}(\Gamma)$ no $\text{supp}(F)$ tal que o conjunto K_p é representado por um único ponto $K(p)$. Ou seja, as firmas adotam estratégias puras. Então, tem-se que a distribuição de ofertas salariais é $F(w) = \Gamma(K^{-1}(w))$, onde $K(\cdot)$ é uma função contínua e crescente³. Portanto, a condição de primeira ordem para maximização do lucro da firma é

$$-[1 + k_1(1 - F(w))] + 2k_1 f(w)(p - w) = 0, \quad (3.15)$$

sob a restrição que $w \geq \max\{w^r, \underline{w}\}$, onde $w = K(p)$. As firmas com o menor nível de produtividade possível irão ofertar um salário \underline{w} . A condição de segunda ordem é

$$f'(w)[1 + k_1(1 - F(w))] - k_1 f(w)^2 < 0, \quad (3.16)$$

o que é equivalente a $f(w)[1 + k_1(1 - F(w))]$ ser decrescente. Isto implica que a teoria pode ser testada. Para que o modelo seja admissível a condição de segunda ordem deve ser satisfeita para todos os salários da amostra.

Para obter a expressão para $K(p)$, tem-se que, pelo teorema do envelope,

$$\pi'(p) = l(K(p)), \quad (3.17)$$

onde $\pi(p) \equiv \pi(p, K(p))$. Assim, (3.17) implica que

$$\pi(p) = \pi(\underline{p}) + \int_{\underline{p}}^p l(K(x)) dx, \quad (3.18)$$

e usando o fato que $\bar{F}(K(x)) = \bar{\Gamma}(x)$ e $\underline{p} = \underline{w}$, chega-se a

$$\pi(p) = A \int_{\underline{w}}^p \frac{dx}{[1 + k_1 \bar{\Gamma}(x)]^2}. \quad (3.19)$$

Note que da função lucro da firma, $K(p) = p - \frac{\pi(p)}{l(K(p))}$. Dessa forma, substituindo (3.19) nesta expressão e fazendo $l(K(p)) = \frac{A}{[1 + k_1 \bar{\Gamma}(x)]^2}$, obtém-se a função de oferta salarial da firma

³Isto implica em uma relação crescente entre salários e produtividades. Arbache e De Negri (2004) encontram evidências que firmas que têm maiores níveis médios de valor adicionado são as que pagam maiores salários (maior prêmio salarial).

como

$$K(p) = p - [1 + k_1 \bar{\Gamma}(p)]^2 \int_w^p \frac{dx}{[1 + k_1 \bar{\Gamma}(x)]^2}. \quad (3.20)$$

Esta é a equação fundamental do modelo, conforme Bontemps, Robin e van den Berg (2000), pois define a estratégia das firmas. Ou seja, o salário postado pela firma é uma função que depende da produtividade da firma, do nível de fricção do mercado de trabalho (k_1) e da distribuição de produtividades das firmas ativas.

Para recuperar o nível de produtividade, p , associado a um determinado salário é necessário encontrar a função inversa para $K(p)$. Assim, de (3.15) tem-se que

$$p \equiv K^{-1}(w) = w + \frac{1 + k_1 \bar{F}(w)}{2k_1 f(w)}, \quad (3.21)$$

e usando a relação estrutural entre $G(\cdot)$ e $F(\cdot)$, pode-se reescrever (3.21) como

$$K^{-1}(w) = w + \frac{1 + k_1 G(w)}{2k_1 g(w)}. \quad (3.22)$$

Portanto, nota-se que a partir dos parâmetros estruturais do modelo é possível inferir o nível de produtividade associado a um determinado salário. Determinada a solução do modelo para o caso de firmas monopsonistas, será definida a solução para o caso de barganha bilateral entre firmas e trabalhadores.

3.4 Barganha Bilateral

Como atentado em Mortensen (2003), a hipótese de salários definidos unilateralmente pelas firmas pode não ser admissível, ou, de outra forma, rejeitada pelos dados. Outra característica do modelo com firmas monopsonistas é o de inferir níveis elevados de produtividade das firmas (ver Shimer (2006)). Assim, uma outra alternativa para a determinação dos salários é a possibilidade de que ele seja resultado de um processo de barganha de Nash entre trabalhadores e firmas.

Este processo pode ocorrer como resultado da presença de sindicatos e classes no mercado de trabalho, o que é uma hipótese não tão irrealística para o mercado de trabalho brasileiro. Por exemplo, Mortensen (2003) encontra evidências empíricas que o modelo adequado para os dados dinamarqueses é o de barganha. Obviamente, este resultado não vale necessariamente

para todas as economias.

A análise é um pouco diferente do problema anterior. Primeiramente, pode-se escrever a função valor de uma firma de produtividade p que paga um salário igual a w como

$$\rho J(p, w) = p - w - (\delta + \lambda_1 \bar{F}(w))J(p, w). \quad (3.23)$$

Note que é assumido que o valor de uma vaga de emprego não ocupada é zero (condição de livre entrada). Reescrevendo (3.23), tem-se

$$J(p, w) = \frac{p - w}{\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w)}. \quad (3.24)$$

As funções valor para os trabalhadores empregados e desempregados permanecem iguais a (3.1) e (3.3), respectivamente. Após trabalhadores e firmas encontrarem-se, o salário é definido como a solução de Nash do processo de barganha bilateral em relação aos excedentes de valor $V^e(w) - V^u$, para os trabalhadores e $J(p, w)$, para as firmas, já que o valor de permanecer com a vaga não ocupada é zero para a firma. Ou seja,

$$\mathcal{W}(p) = \arg \max_{w \geq w^r} (V^e(w) - V^u)^\alpha J(p, w)^{1-\alpha}, \quad (3.25)$$

onde $\alpha \in (0, 1)$ representa o poder de barganha do trabalhador. Dessa forma, a condição de primeira ordem para uma solução interior é:

$$\alpha \frac{V^{e'}(w)}{V^e(w) - V^u} - (1 - \alpha) \left(\frac{1}{p - w} - \frac{\lambda_1 f(w)}{\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w)} \right) = 0, \quad (3.26)$$

onde $w \equiv \mathcal{W}(p)$. Novamente, $\underline{p} = \underline{w}$, o que implica que $\mathcal{W}(\underline{p}) = \underline{w}$ já que este o único salário viável para a firma que poderia ser aceito pelo trabalhador. Note que a “opção externa” para o trabalhador é V^u , independente do indivíduo estar desempregado ou empregado. Isso ocorre porque o processo de barganha é *ex post*, logo uma vez que o trabalhador aceitou o emprego, a sua única opção externa é o desemprego, ou seja, não é possível retornar ao emprego anterior. Por outro lado, assume-se que o trabalhador, quando encontra um possível trabalho, observa o nível de produtividade da firma e assim pode inferir sobre o salário resultante caso aceite o trabalho. Dessa forma, se $\mathcal{W}(p)$ é crescente os trabalhadores empregados só mudam para firmas mais produtivas.

A função inversa, $\mathcal{W}^{-1}(w)$, da função de oferta salarial, $\mathcal{W}(p)$, pode ser obtida a partir de

(3.26) como

$$p \equiv \mathcal{W}^{-1}(w) = w + \frac{1}{\frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{V^e(w) - V^u}{V^e(w)} + \frac{\lambda_1 f(w)}{\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w)}}. \quad (3.27)$$

Esta função relaciona nível de produtividade, p , associado a um determinado salário w gerado a partir de (3.25).

Ademais, usando o fato que $V^e(w^r) = V^u$, tem-se que de (3.2) o excedente que o trabalhador obtém a partir da criação da relação de emprego é

$$V^e(w) - V^u = \int_{w^r}^w \frac{1}{\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw'. \quad (3.28)$$

Substituindo (3.2) e (3.28) em (3.27), chega-se a

$$\mathcal{W}^{-1}(w) = w + \frac{(1 - \alpha)(\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w)) \int_{w^r}^w \frac{1}{\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw'}{\alpha + \lambda_1 f(w)(1 - \alpha) \int_{w^r}^w \frac{1}{\rho + \delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw'}. \quad (3.29)$$

Novamente, o modelo pode ser testado. Conforme Mortensen (2003) e Shimer (2006)⁴, o modelo é admissível se $\frac{\partial \mathcal{W}^{-1}(w)}{\partial w} > 0$. Como comumente é assumido nos modelos de *matching*, parte-se para o caso simétrico em que trabalhadores e firmas tem o mesmo poder de barganha, $\alpha = 0.5$. Flabbi (2010) justifica que este é um parâmetro de difícil identificação e cita uma lista de trabalhos que aplicam este valor como solução em trabalhos aplicados.

Após definir o comportamento das firmas e as duas possibilidades de determinação dos salários, pode-se definir o equilíbrio do modelo.

Definição 1. (Bontemps, Robin e van den Berg (2000)): Um equilíbrio de mercado é dado pela tripla $(w^r, \underline{p}, \{w(p), p \geq \underline{p}\})$ tal que

1. Somente as firmas com produtividade p maior ou igual a \underline{p} estão ativas e a distribuição de probabilidade das suas produtividades é dada em (3.12).
2. A estratégia ótima do trabalhador, considerando-se a estratégia agregada das firmas, consiste em aceitar uma oferta salarial que exceda o valor do seu salário de reserva⁵ e rejeitar

⁴Note que o modelo de Shimer (2006) difere do modelo de Mortensen (2003), porém gera resultados semelhantes.

⁵Para o trabalhador empregado, o salário de reserva é igual ao salário corrente do indivíduo.

caso contrário.

3. A função de política salarial, $w(p)$, é determinada no modelo de firmas monopsonistas ($w(p) \equiv K(p)$) ou de barganha bilateral ($w(p) \equiv \mathcal{W}(p)$) como (3.20) e (3.25), respectivamente.

Descrito o modelo, o próximo capítulo detalha como foi realizada a análise empírica, que está dividida em base de dados e análise econométrica. Em linhas gerais, o objetivo da dissertação é estimar o modelo de busca por emprego com dispersão de produtividade das firmas, considerando as duas possibilidades de determinação salarial apresentadas. O próximo capítulo apresenta a base de dados e o método empregados para realizar esta análise.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

A análise realizada neste trabalho utiliza como evidência empírica os dados das 6 regiões metropolitanas que compõem a Pesquisa Mensal de Emprego - PME. A partir dessa base de dados estima-se os parâmetros dos modelos teóricos apresentados no capítulo 3. Dessa forma, o capítulo está dividido em duas seções: Base de Dados e Modelo Econométrico.

4.1 Base de Dados

Este trabalho é realizado a partir dos microdados da Pesquisa Mensal de Emprego - PME do ano de 2009, que é uma base de dados coletada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Esta pesquisa é realizada nas 6 principais regiões metropolitanas do Brasil, a saber: Salvador, Recife, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre.

Os trabalhadores entrevistados respondem diversas perguntas relacionadas ao mercado de trabalho e características sócio-demográficas. Algumas perguntas são fundamentais para o desenvolvimento da análise, como o tempo de busca por emprego dos trabalhadores desempregados¹, o tempo de emprego, salário recebido, posição ocupada (emprego e desemprego), etc.

Para cada domicílio selecionado pela pesquisa são realizadas, inicialmente, 4 entrevistas mensais consecutivas. Após estas 4 primeiras entrevistas, o domicílio permanece 8 meses fora da amostra e retorna para mais 4 entrevistas consecutivas. Assim, um indivíduo pode ser entrevistado até 4 vezes consecutivas em um determinado ano e pode-se construir um painel com a história dos trabalhadores no mercado de trabalho e as variáveis relevantes para o desenvolvimento da análise.

¹Este tempo foi calculado em meses com base na seguinte pergunta: “Até a data dessa providência [última providência para conseguir emprego], há quanto tempo vinha procurando trabalho sem interromper mais de duas semanas seguidas?”

A sub-amostra inicial é obtida após a seleção dos trabalhadores que responderam as 4 entrevistas consecutivas possíveis em 2009. Inicialmente, a sub-amostra tem 159225 indivíduos. Após este primeiro corte, seleciona-se os indivíduos que estavam empregados ou desempregados na data da primeira entrevista, 87925 indivíduos. Os indivíduos que estavam não-economicamente ativos foram excluídos pois o modelo permite apenas dois estados, emprego e desemprego. Selecionaram-se os indivíduos de 16 a 55 anos de idade.

Exclui-se da sub-amostra todos os trabalhadores que em alguma entrevista estavam trabalhando no setor público, como conta-própria, empregador ou não-remunerado, ou que estavam em empregos com carga horária menor do que 30 horas. Esta exclusão ocorre pelo fato de que o comportamento destes trabalhadores não é o comportamento que o modelo tenta explicar. Este procedimento também é realizado em van den Berg e Ridder (1998), por exemplo. Por fim, com o objetivo de eliminar possíveis *outliers* foram excluídos da sub-amostra os salários abaixo de R\$ 300,00 (808 observações)² e os 1% maiores salários (370 observações). Após este corte a sub-amostra final totalizou 46367 trabalhadores.

Com relação às variáveis criadas, tem-se que para os trabalhadores desempregados obtém-se o tempo transcorrido de busca por emprego até a data da primeira entrevista, t_{0b} , e calcula-se o tempo residual em que o indivíduo entrevistado permaneceu desempregado em relação às outras 3 entrevistas restantes, t_{0f} . Se o trabalhador sai do estado de desemprego para o de emprego nesse período, observa-se o salário aceito pelo trabalhador, w_0 , que é uma realização da distribuição de ofertas salariais, $F(w)$. Ademais, para os indivíduos que responderam que estavam buscando emprego a 5 anos ou mais³, as durações de desemprego foram tratadas como censuradas à esquerda, $d_{0b} = 1$ e para aqueles que continuaram desempregados nas entrevistas restantes a duração de desemprego foi considerados como censurada à direita, $d_{0f} = 1$. Dessa forma, tem-se que $d_{0b} = 0$ se na data da primeira entrevista o trabalhador está desempregado a menos de 60 meses e $d_{0f} = 1$ se o trabalhador sai do estado de desemprego entre os 3 meses subsequentes à data da primeira entrevista.

Para os trabalhadores empregados, observa-se o tempo que o trabalhador está no emprego na data da primeira entrevista, t_{1b} , e o seu respectivo salário, w_1 , que é uma realização de $G(w)$.

²Até janeiro de 2009 o salário mínimo era igual a R\$ 415,00. Após o reajuste em fevereiro de 2009, o salário mínimo passou para R\$ 465,00.

³Devido à formulação do questionário, o tempo de busca emprego informado pelo entrevistado é limitado a 60 meses.

Da mesma forma, calcula-se o tempo que o trabalhador permaneceu empregado em relação às entrevistas restantes, t_{1f} . O trabalhador pode sair do emprego atual para desemprego, $v = 1$, ou para um outro emprego, $v = 0$. Ambas as alternativas são consideradas e, no caso de o trabalhador ficar desempregado no máximo 1 mês antes de entrar em outro emprego, considera-se como uma transição entre empregos, como é realizado em Sulis (2008). Ademais, se o trabalhador permanecer no mesmo emprego da primeira entrevista durante as entrevistas restantes, a duração de emprego é censurada à direita, $d_{1f} = 1$. A Figura 1 é uma representação gráfica de alguns tipos de observações obtidas na sub-amostra.

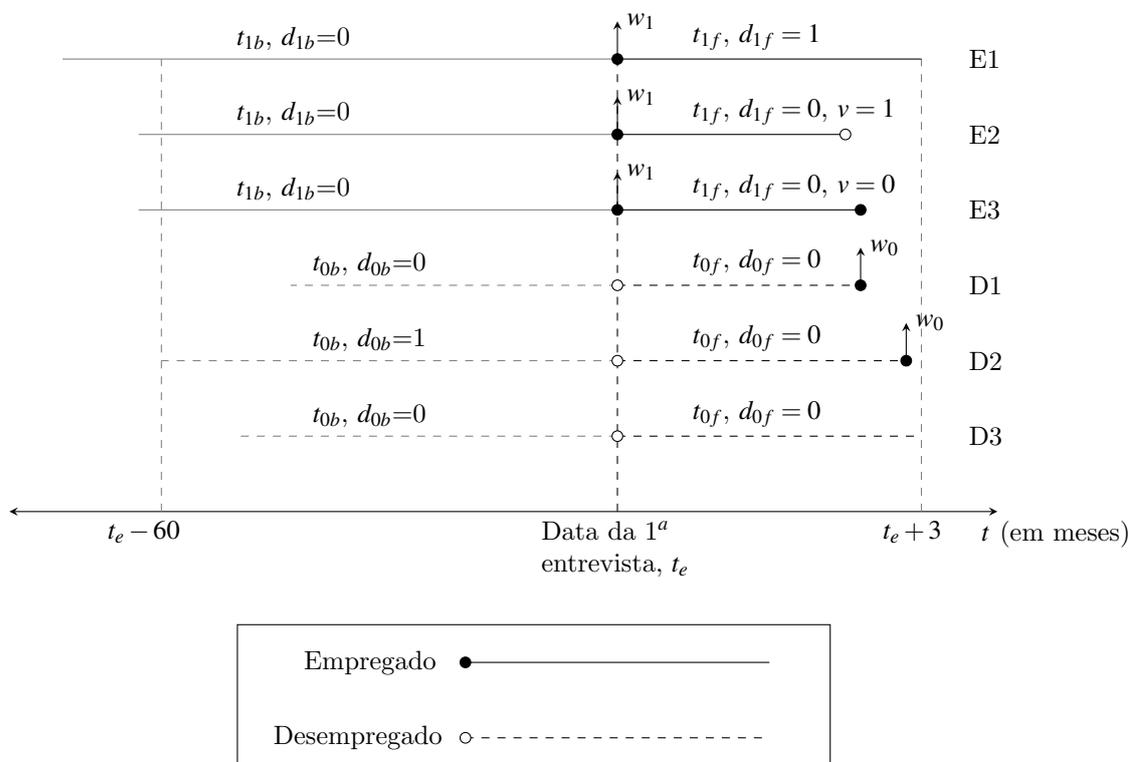


Figura 1: Exemplos de observações na sub-amostra

A Tabela 1 apresenta uma descrição das variáveis obtidas para cada tipo de observação apresentada na Figura 1. Por exemplo, para o tipo de observação E1, observa-se a posição ocupada na data da 1ª entrevista, no caso empregado, o salário recebido naquela data, o tempo que o trabalhador estava no emprego na data da 1ª entrevista, t_{1b} , o tempo residual entre a data da primeira entrevista e a última entrevista, t_{1f} , já que o trabalhador não saiu do emprego ocupado. Dessa forma, t_{1f} é censurada à direita, $d_{1f} = 1$, pois sabe-se somente o tempo mínimo que o trabalhador permaneceu naquele emprego e não há censura à esquerda, $d_{1b} = 0$ pois observa-se o tempo exato que o trabalhador estava no emprego na data 1ª entrevista. Para a observação do

tipo E2, ocorre uma transição do emprego ocupado na data da 1ª entrevista para desemprego, $v = 1$. Portanto, agora t_{1f} é o tempo residual entre a data da 1ª entrevista e o momento de transição para desemprego, ou seja o tempo que o indivíduo permaneceu no emprego inicial. Como se observa o tempo exato não há censura à direita, $d_{1f} = 0$. Para o tipo E3, a diferença em relação ao tipo E2 é a transição para um novo emprego, $v = 0$. As demais variáveis apresentam as mesmas características.

Para as observações do tipo D1, observa-se a posição na data da 1ª entrevista, no caso desempregado, o tempo transcorrido de busca por emprego até a data desta entrevista, t_{0b} , o tempo transcorrido até a transição para o estado de emprego, t_{0f} , e o salário aceito neste emprego, w_0 . Como se observa o tempo exato transcorrido até a data da 1ª entrevista e o tempo residual até a transição não há censura à esquerda, $d_{0b} = 0$, nem censura à direita, $d_{0f} = 0$. Para o tipo D2, a diferença reside no fato que na 1ª entrevista o trabalhador estava buscando emprego durante um período de 5 anos (60 meses) ou mais. Dessa forma, não se observa o tempo exato transcorrido de busca por emprego, mas somente sabe-se que o trabalhador estava buscando emprego há pelo menos 60 meses, ou seja, há censura à esquerda, $d_{0b} = 1$. Finalmente, o tipo D3, é o caso em que o trabalhador permaneceu desempregado nas 3 entrevistas subseqüentes. Portanto, sabe-se o tempo mínimo que o trabalhador permaneceu buscando emprego, ocorrendo censura à direita, $d_{0f} = 1$.

Tabela 1: Variáveis Obtidas por Tipo de Observação

Tipo	Status na data da 1ª entrevista	Variáveis de Duração	Salário	Censura à esquerda	Censura à direita	Transição para:
E1	Empregado	t_{1b}, t_{1f}	w_1	Não	Sim	
E2	Empregado	t_{1b}, t_{1f}	w_1	Não	Não	Desemprego
E3	Empregado	t_{1b}, t_{1f}	w_1	Não	Não	Novo emprego
D1	Desempregado	t_{0b}, t_{0f}	w_0	Não	Não	Emprego
D2	Desempregado	t_{0b}, t_{0f}	w_0	Sim	Não	Emprego
D3	Desempregado	t_{0b}, t_{0f}		Não	Sim	

A Tabela 2 traz as estatísticas descritivas da sub-amostra final. São incluídas algumas estatísticas referentes a características demográficas a fim de possibilitar uma visão geral da composição dos mercados de cada região metropolitana. Todas as regiões metropolitanas apresentam uma proporção de homens entre 53-54%. Em termos de nível educacional, a estrutura é semelhante entre as regiões, exceto por algumas diferenças. São Paulo tem a maior proporção de

Tabela 2: Estatísticas Descritivas da Sub-Amostra

	Total	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Porto Alegre
Número de Trabalhadores	46367	3272	5380	9333	8377	12564	7441
Empregados (%)	0.87	0.83	0.79	0.90	0.88	0.86	0.91
Desempregado (%)	0.13	0.17	0.21	0.10	0.12	0.14	0.09
Homens (%)	53.81	53.55	53.75	54.61	53.67	53.38	53.81
Anos de Estudo							
Sem instrução (%)	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00
Alfabetização (%)	0.23	0.21	0.20	0.25	0.24	0.19	0.26
Ensino Fundamental (%)	0.20	0.18	0.18	0.22	0.21	0.18	0.24
Ensino Médio (%)	0.48	0.55	0.54	0.45	0.44	0.50	0.44
Ensino Superior (%)	0.09	0.05	0.07	0.07	0.10	0.12	0.06
Idade(Desvio-Padrão)	32.93 (10.12)	32.79 (9.66)	32.87 (9.59)	32.28 (10.14)	34.48 (10.2)	32.35 (10.23)	33.09 (10.23)
Desempregados							
Censura à esquerda (%)	0.78	0.52	1.45	0.00	1.75	0.28	0.94
Censura à direita (%)	74.21	72.03	86.27	58.18	86.91	72.74	64.59
Duração incomp. Média (D. Padrão)	8.00 (8.79)	6.26 (6.97)	9.25 (10.91)	4.66 (4.5)	11.77 (11.52)	7.59 (6.99)	7.9 (8.22)
Empregados							
Censura à esquerda (%)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Censura à direita (%)	87.93	74.81	89.33	83.95	94.42	90.13	86.59
Duração incomp. Média (D. Padrão)	55.95 (67.28)	57.54 (65.74)	59.9 (71.74)	50.43 (63.95)	62.85 (72.89)	54.77 (65.39)	53.95 (64.78)
Transições para desemprego	3364	582	297	898	270	680	637
Transições para outro emprego	1504	98	159	443	143	386	275
Distribuição de Salários $G(w)$:							
Mínimo	300	300	300	300	300	300	300
P_{10}	465	415	415	465	465	480	465
Q_1	500	465	465	470	500	600	550
Q_2	700	505	550	600	700	800	700
Q_3	1000	700	800	915	1000	1200	1000
P_{90}	1680	1000	1400	1500	1700	2000	1600
P_{90}/P_{10}	3.61	2.41	3.37	3.23	3.66	4.17	3.44
Média (Desvio-Padrão)	926.48 (751.37)	658.51 (406.27)	786.52 (647.12)	867.61 (699.6)	927.54 (765.88)	1087.44 (879.76)	936.29 (681.47)

Fonte: Elaborada pelo próprio autor.

trabalhadores com nível superior, 12%, enquanto na região metropolitana de Recife esta proporção é de apenas 5%. A idade média dos trabalhadores é de 33 anos, aproximadamente, e não se observa uma diferença significativa na idade média entre as regiões.

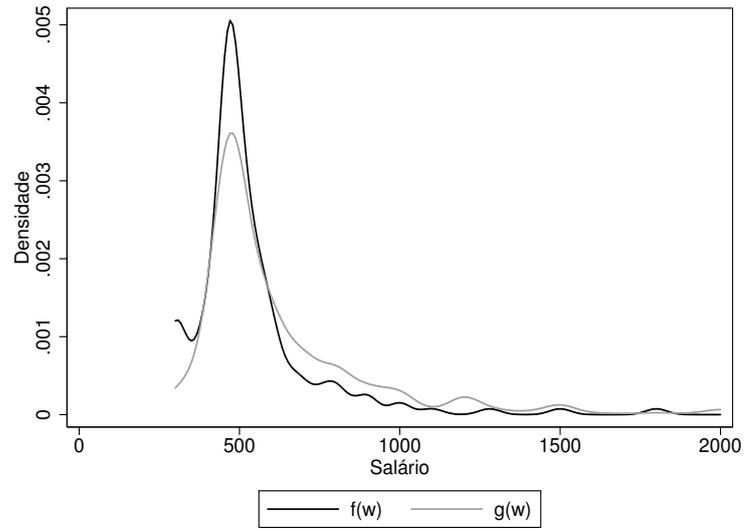
A média das durações de desemprego ($t_{0b} + t_{0f}$), considerando também as durações incompletas, é de 8 meses para o Brasil. Como há trabalhadores que permaneceram desempregados, esta média tende a subestimar a duração completa esperada de desemprego. A região metropolitana de Belo Horizonte apresenta a menor média, 4,66 meses, e a do Rio de Janeiro a maior, 11,77. Para os trabalhadores empregados na data da primeira entrevista, a média das durações de emprego ($t_{1b} + t_{1f}$), é de 55,95 meses. Rio de Janeiro apresenta a maior média, 62,85, enquanto Belo Horizonte apresenta a menor média de duração no emprego, 50,43.

Em relação à distribuição de salários dos trabalhadores empregados na data da primeira entrevista, percebe-se uma diferença considerável entre as regiões metropolitanas analisadas. A região metropolitana de São Paulo apresenta a maior média, R\$ 1087,44, e a de Recife apresenta a menor média, 658,51, o que representa apenas 60% da média de São Paulo. Observando a razão entre os nonagésimo e décimo percentis, Recife também apresenta uma baixa dispersão salarial quando comparada às demais regiões metropolitanas.

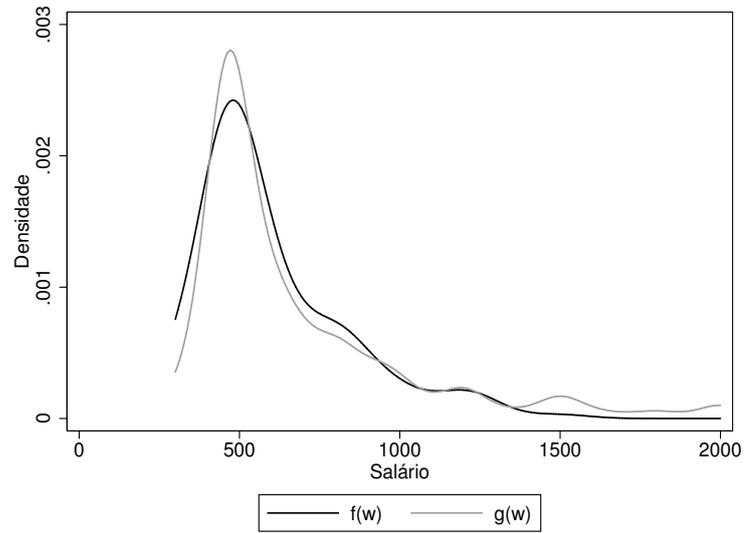
Por fim, a Figura 2 apresenta as funções de densidade estimadas por kernel⁴ para a distribuição de salários aceitos por trabalhadores que saíram do estado de desemprego durante a pesquisa, $f(w)$, e para a distribuição de salários ganhos por trabalhadores que estavam empregados na data da primeira entrevista, $g(w)$. A teoria prevê que a distribuição de salários aceitos seja estocasticamente dominada pela distribuição de salários ganhos, devido ao fato que os trabalhadores empregados podem migrar para empregos que pagam salários mais elevados. Observando a Figura 2, não se verifica uma diferença entre $f(w)$ e $g(w)$ para as regiões metropolitanas de Recife e Salvador. Entretanto, para as demais regiões, especialmente para as de São Paulo e Porto Alegre, observa-se uma diferença entre estas as distribuições, o que pode estar evidenciando uma maior mobilidade dos trabalhadores para empregos que pagam melhores salários.

Descrita a base de dados e realizada uma análise descritiva da sub-amostra, a próxima seção apresenta a metodologia utilizada para estimação dos parâmetros do modelo teórico.

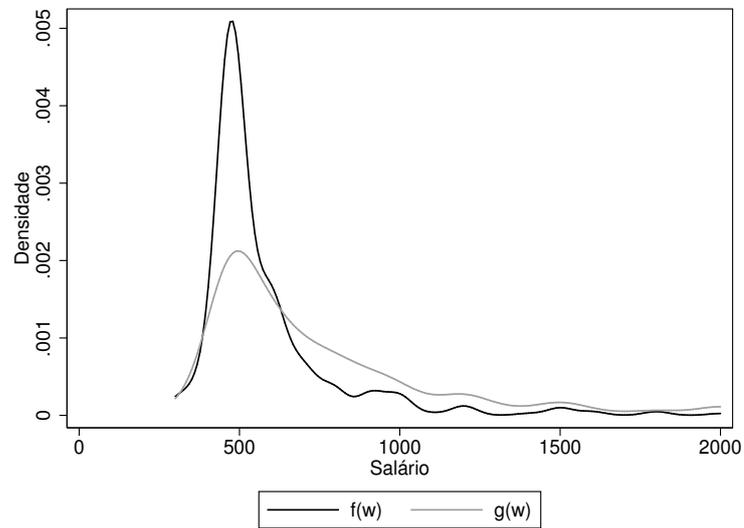
⁴As estimações destas densidades foram realizadas seguindo o mesmo procedimento utilizado nas



(a) Recife

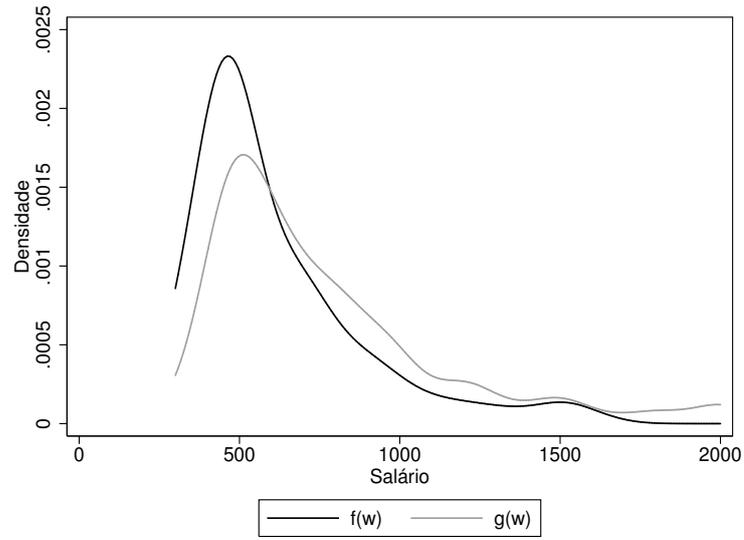


(b) Salvador

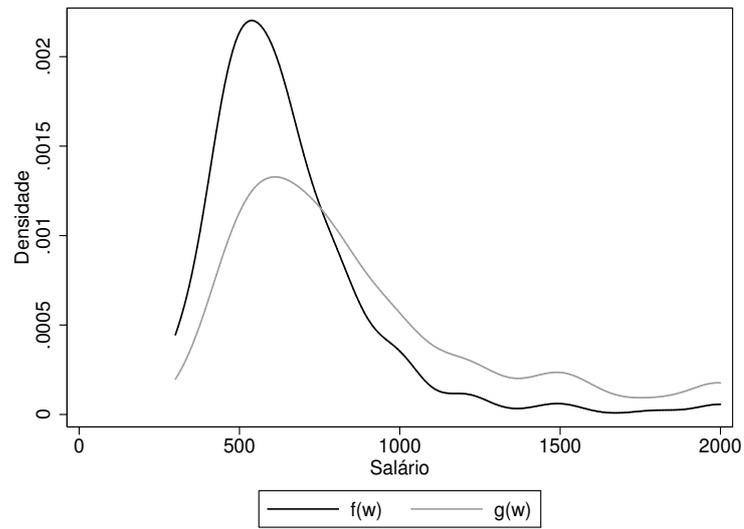


(c) Belo Horizonte

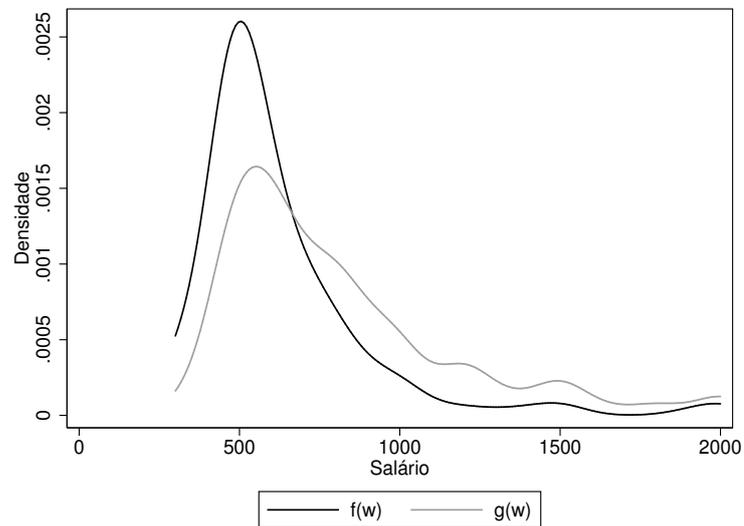
Figura 2: Distribuições de Salários Estimadas por Kernel



(d) Rio de Janeiro



(e) São Paulo



(f) Porto Alegre

Figura 2: Distribuições de Salários Estimadas por Kernel (Continuação)

4.2 Estimação Estrutural

Modelos de busca por emprego são geralmente estimados pelo método de máxima verossimilhança. No caso do modelo em questão, a distribuição de ofertas salariais $F(w)$ não possui uma forma explícita. Assim, Bontemps, Robin e van den Berg (2000) propõem um procedimento em três estágios para estimar de forma não-paramétrica o modelo.

Primeiramente, especifica-se a função de verossimilhança. O modelo prevê que o tempo de desemprego é exponencialmente distribuído com parâmetro λ_0 , devido ao fato que o tempo entre dois eventos de um processo de Poisson é exponencialmente distribuído. A distribuição exponencial tem a característica de ser uma distribuição sem memória. Assim, esta distribuição tem a propriedade que o tempo de desemprego transcorrido até a data de entrevista, t_{0b} , e o tempo de desemprego residual (referente às entrevistas restantes), t_{0f} , são independentes e distribuídos exponencialmente⁵ com parâmetro λ_0 . A probabilidade de amostrar-se um trabalhador desempregado na data da primeira entrevista é igual a $1/(1+k_0)$ e caso ele receba oferta salarial, w_0 , esta oferta salarial será uma realização de $F(\cdot)$. Assim, pode-se escrever a função de verossimilhança para um trabalhador desempregado como:

$$\mathcal{L}_d = \frac{\lambda_0^{2-d_{0b}-d_{0f}}}{1+k_0} \exp[-\lambda_0(t_{0b}+t_{0f})] f(w_0)^{(1-d_{0f})} \quad (4.1)$$

onde d_{0b} é igual a 1 se t_{0b} é censurada à esquerda e d_{0f} é igual a 1 se t_{0f} é censurada à direita.

A probabilidade de que um trabalhador empregado seja observado é igual a $k_0/(1+k_0)$ e o salário recebido, w_1 , pelo trabalhador é uma realização da distribuição de salários ganhos, $G(\cdot)$. A duração no emprego é exponencialmente distribuída com parâmetro θ , onde $\theta = \delta + \lambda_1 \bar{F}(w_1)$, dado w_1 . As probabilidades do trabalhador sair do emprego atual para desemprego ou para outro emprego são iguais a $\delta/(\delta + \lambda_1 \bar{F}(w_1))$ e $\lambda_1 \bar{F}(w_1)/(\delta + \lambda_1 \bar{F}(w_1))$, respectivamente. Novamente, t_{1b} e t_{1f} são os tempos transcorrido e residual no estado de emprego, respectivamente, e são assumidos independentes. A função de verossimilhança para um traba-

estimações por kernel, que está detalhado na seção 4.2.

⁵Para maiores detalhes ver Lancaster (1990) e Cameron e Trivedi (2005).

lhador empregado é:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_e = & \frac{k_0}{1+k_0} g(w_1) [\delta + \lambda_1 \bar{F}(w_1)]^{1-d_{1b}} \exp\{-[\delta + \lambda_1 \bar{F}(w_1)](t_{1b} + t_{1f})\} \\ & \times \{\delta^v [\lambda_1 \bar{F}(w_1)]^{1-v}\}^{1-d_{1f}} \end{aligned} \quad (4.2)$$

onde d_{1b} é igual a 1 se t_{1b} é censurada à esquerda, d_{1f} é igual a 1 se t_{1f} é censurada à direita, e v é igual a 1 se a transição é para desemprego e 0 se é para outro emprego.

Portanto, pode-se escrever a função de verossimilhança para uma amostra de tamanho N como:

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^N \mathcal{L}_{di}^x \mathcal{L}_{ei}^{(1-x)} \quad (4.3)$$

onde x é igual a 1 se o trabalhador está desempregado na data primeira entrevista e 0 se está empregado.

Ademais, usando a relação entre $F(\cdot)$ e $\Gamma(\cdot)$, pode-se gerar a função de densidade de produtividades das firmas, $\gamma(\cdot)$. Assim, considerando que a função de política salarial⁶ é $w(p)$, a função de densidade das produtividades das firmas é

$$\frac{d\Gamma(p)}{dp} \equiv \gamma(p) = f(w)w'(p). \quad (4.4)$$

Usando a relação com a inversa de $w(p)$, pode-se reescrever (4.4) como

$$\gamma(p) = \frac{f(w)}{(w^{-1})'(w)} \quad (4.5)$$

onde $(w^{-1})'(w) = \frac{\partial w^{-1}(w)}{\partial w}$. Portanto, a partir de (3.21) e (3.29) torna-se possível obter uma expressão para $\gamma(p)$ para os dois modelos.

Como já mencionado, $F(w)$ não possui uma forma explícita, o que inviabiliza a utilização somente da função de verossimilhança. Assim, adota-se o procedimento proposto por Bontemp, Robin e van den Berg (2000). Para estimação do modelo de barganha bilateral define-se $\rho = 0$, como também é assumido em Burdett e Mortensen (1998) no modelo de salário postado, devido ao fato deste parâmetro não ser identificado a partir dos dados utilizados, $\alpha = 0.5$ como já mencionado anteriormente e estima-se o salário de reserva como $\hat{w}^r = \min \{w_i\}_{i=1}^N$. Os três passos para estimação estrutural do modelo são os seguintes:

⁶Para o caso de salários postados $w(p) \equiv K(p)$ e para o de barganha bilateral $w(p) = \mathcal{W}(p)$.

1. Estima-se, não-parametricamente, $g(w)$ e $G(w)$ utilizando uma estimação por kernel. Após obter estas estimativas, condicionado a k_1 , $\bar{F}(\cdot)$ e $f(\cdot)$ são estimadas, respectivamente, como

$$\widehat{\bar{F}}(w) = \frac{1 - \widehat{G}(w)}{1 + k_1 \widehat{G}(w)} \quad (4.6)$$

e

$$\widehat{f}(w) = \frac{1 + k_1}{[1 + k_1 \widehat{G}(w)]^2} \widehat{g}(w). \quad (4.7)$$

2. Insere-se (4.6) e (4.7) em (4.3) e maximiza-se a função de verossimilhança com respeito a λ_0 , λ_1 e δ .
3. Estimam-se os níveis de produtividade do trabalho, p , e a função de densidade das produtividades das firmas, $\gamma(p)$, considerando as duas possibilidades de determinação de salários, como:

$$p = w + \frac{1 + k_1 G(w)}{2k_1 g(w)}, \quad (4.8)$$

$$\gamma(p) = \frac{2k_1(1 + k_1)g(w)^3}{3k_1 g(w)^2 [1 + k_1 G(w)]^2 - g'(w)[1 + k_1 G(w)]^3} \quad (4.9)$$

para o modelo de salário postado e

$$p = w + \frac{[1 + k_1 G(w)] \int_{w^r}^w [1 + k_1 G(w')] dw'}{[1 + k_1 G(w)]^2 + k_1 g(w) \int_{w^r}^w [1 + k_1 G(w')] dw'}, \quad (4.10)$$

$$\gamma(p) = \frac{(1 + k_1)g(w) \left(1 + \frac{k_1 g(w)}{[1 + k_1 G(w)]^2} I(w)\right)^2}{2[1 + k_1 G(w)]^2 + k_1 g(w) I(w) - \frac{k_1 [[1 + k_1 G(w)] g'(w) - g(w)^2]}{[1 + k_1 G(w)]^2} I(w)^2} \quad (4.11)$$

para o caso de determinação salarial via barganha bilateral, onde $I(w) = \int_{w^r}^w [1 + k_1 G(w')] dw'$.

Percebe-se que através deste método, a estimação dos parâmetros friccionais (λ_0 , λ_1 e δ), que é realizada nos dois primeiros passos, é baseada somente no comportamento do trabalhador. Assim, espera-se que as estimativas destes parâmetros sejam consistentes com diferentes formas de comportamento das firmas (BONTEMPS; ROBIN; VAN DEN BERG, 2000). Outro ponto importante é o fato que para o modelo não ser rejeitado pelos dados deve-se ter $\gamma(p) > 0$. Então, a partir de (4.5) deve-se ter uma relação crescente entre salários e produtividades, que é uma

condição estabelecida no desenvolvimento do modelo teórico.

Para a estimação de $g(w)$, utiliza-se a função kernel gaussiana⁷

$$\hat{g}(w) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N \phi \left(\frac{w - w_i}{h} \right), \quad (4.12)$$

onde h é o parâmetro de suavização (*bandwidth*), $\phi(\cdot)$ representa a distribuição de densidade da normal padrão, respectivamente. $G(w)$ e $g'(w)$ são obtidos integrando e diferenciando $g(w)$, respectivamente. Para a escolha de h utiliza-se como ponto de partida a regra de Silverman, $h^* = 1,3543\delta N^{-0,2} \min(s, iqr/1,349)$, onde $\delta = 0,7764$ para a função kernel gaussiana, s é o desvio-padrão da variável analisada e iqr é a diferença entre o percentil 75 e o percentil 25. Cameron e Trivedi (2005) argumentam que h^* funciona adequadamente para distribuições unimodais e simétricas e, não sendo caso, pode-se testar outros valores de h . Para suavização das distribuições de salários optou-se por utilizar $h = 1.5h^*$.

Por fim, os erros-padrão ou intervalos de confiança de $\hat{\lambda}_0$, $\hat{\lambda}_1$ e $\hat{\delta}$, são obtidos utilizando replicações de *bootstrap* para o procedimento, incluindo o primeiro estágio. O método de *bootstrap* também é útil para gerar o intervalo de confiança de $k_1 = \lambda_1/\delta$, servindo de alternativa ao método delta. O método consiste em selecionar B amostras com reposição a partir dos dados e para cada amostra estimar o vetor de parâmetros de interesse $(\lambda_0, \lambda_1, \delta)$. A partir das estimativas pode-se obter os erros-padrão ou intervalo de confiança. No trabalho, optou-se por estabelecer um intervalo de confiança de $(1 - \alpha) \times 100\%$ ⁸ pelo método de percentil com base nas B estimativas de *bootstrap* obtidas. Por exemplo, para o parâmetro λ_0 , a partir das estimativas $\hat{\lambda}_{0_1}^*, \dots, \hat{\lambda}_{0_B}^*$ encontra-se os valores dos percentis $\alpha/2$ e $(1 - \alpha)/2$ e define-se o intervalo de confiança em questão.

Descritos os detalhes sobre a análise empírica realizada neste estudo, o próximo capítulo apresenta os resultados e realiza-se uma análise destes.

⁷Bontemps, Robin e van den Berg (2000) argumentam que as escolhas do kernel e o *bandwidth* têm efeitos negligíveis sobre as estimativas dos parâmetros friccionais.

⁸Definiu-se um $\alpha = 0.05$.

5 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados da estimação estrutural do modelo de busca por emprego. Os resultados estão divididos em duas seções. A primeira apresenta os resultados dos parâmetros friccionais que são independentes do comportamento das firmas assumido. A segunda seção apresenta os resultados para a distribuição de produtividades estimadas pelo modelo considerando as duas possibilidades de determinação dos salários.

5.1 Parâmetros Friccionais

Os parâmetros friccionais são uma medida do nível de fricção presente no mercado de trabalho ao representar a dificuldade de trabalhadores e empregadores de criarem relações de trabalho. A Tabela 3 apresenta as estimativas para as 6 regiões metropolitanas que formam a PME.

Primeiramente, a taxa de recebimento de ofertas salariais por trabalhadores desempregados, λ_0 , apresenta uma heterogeneidade considerável entre as regiões metropolitanas analisadas. Esta taxa na região metropolitana de Belo Horizonte é de 22,77%, enquanto para Salvador esta taxa é de apenas 8,98%, o que implica em uma duração completa esperada¹ de desemprego de, aproximadamente, 11 meses. Esta taxa tem influência direta nas taxas de desemprego, pois a medida que os trabalhadores desempregados encontram trabalho mais rapidamente, menor é a taxa de desemprego da economia, dado um nível de destruição das relações de emprego.

Comparado a outros estudos, os valores estimados de λ_0 estimados neste trabalho são relativamente elevados. Em Bontemps, Robin e van den Berg (2000) esta taxa é em média de 0,07

¹Como a duração de desemprego é assumida distribuir-se exponencialmente com parâmetro λ_0 , a duração completa esperada é, simplesmente, igual a $1/\lambda_0$.

e em Sulis (2008) esta taxa varia entre 0,04-0,07, porém o autor atenta para o fato que a duração de “desemprego” utilizada no estudo é o tempo que o trabalhador permanece fora dos registros administrativos utilizados, o que pode ser ocasionado por desemprego, emprego no serviço público, conta-própria e inatividade. Por outro lado, segundo Bontemps, Robin e van den Berg (2000) os parâmetros estimados por Kiefer e Neumann (1993) são duas vezes mais elevados do que os estimados pelos primeiros autores, o que estariam mais próximos dos valores aqui encontrados.

Tabela 3: Estimativas dos Parâmetros Friccionais do Modelo de Busca

	λ_0	λ_1	δ	k_1
Recife	0.1497 [0.1361;0.1618]	0.0089 [0.0007;0.0106]	0.0196 [0.0186;0.0205]	0.4515 [0.3467;0.5571]
Salvador	0.0898 [0.0849;0.0942]	0.0133 [0.0111;0.0159]	0.0153 [0.0146;0.016]	0.8670 [0.7283;1.0824]
Belo Horizonte	0.2277 [0.2191;0.2397]	0.0307 [0.0275;0.0343]	0.0164 [0.0158;0.0171]	1.8683 [1.6828;2.1442]
Rio de Janeiro	0.0915 [0.086;0.096]	0.0209 [0.0183;0.024]	0.0115 [0.0111;0.012]	1.8182 [1.536;2.1304]
São Paulo	0.1284 [0.1234;0.1329]	0.0306 [0.0271;0.0337]	0.0141 [0.0136;0.0145]	2.1697 [1.8963;2.4559]
Porto Alegre	0.1615 [0.1523;0.1713]	0.0311 [0.0271;0.0356]	0.0141 [0.0135;0.0146]	2.2078 [1.8941;2.6102]

Unidade de tempo: Meses.

2.5% e 97.5% percentis da distribuição de *bootstrap*. 100 replicações.

Fonte: Elaborada pelo próprio autor.

Em relação à taxa de recebimento de ofertas salariais dos trabalhadores empregados, λ_1 , percebe-se que esta taxa é consideravelmente menor do que λ_0 . Na literatura, também verifica-se esse fato, com a exceção de van den Berg e Ridder (1998) que estimam valores próximos entre λ_0 e λ_1 . Assim, percebe-se que no mercado de trabalho brasileiro o nível de busca por emprego de trabalhadores empregados é baixo. Comparada às demais regiões metropolitanas, recife possui um nível consideravelmente baixo de λ_1 , apenas 0,89%. São Paulo e Porto Alegre apresentam uma taxa, aproximadamente, 3 vezes maior do que a de Recife. Este fato já é um indicativo que os trabalhadores tem uma maior mobilidade nestas regiões metropolitanas, o que implica em uma maior competição entre os empregadores.

A taxa de incidência de desemprego ou de quebra de relações de emprego é mais homo-

gênea entre as regiões metropolitanas. Em média, aproximadamente, 1,5% dos trabalhadores empregados tornam-se desempregados por mês. Rio de Janeiro tem a menor taxa de quebra entre as regiões analisadas, indicando que o mercado de trabalho nesta região possui uma menor rotatividade. Os resultados para este parâmetro, na literatura internacional, são distintos. van den Berg e Ridder (1998) e Bontemps, Robin e van den Berg (2000) estimam uma taxa, em média, de 0,005 e 0,0061 para a Holanda e França, respectivamente. Por outro lado, Sulis (2008) estima uma taxa de 0,0128 para a Itália e Bunzel *et al.* (2001) estimam δ entre 0,01-0,02 para a Dinamarca, que são valores próximos aos estimados neste trabalho. Já Kyyrä (2007) estima valores elevados de δ para a Finlândia. As estimativas de δ neste trabalho varia entre 0,05-0,01.

A partir de λ_1 e δ pode-se obter k_1 , que é uma quantidade de grande importância dentro do modelo, pois é uma medida do nível de fricção presente no mercado de trabalho (VAN DEN BERG; VAN VUUREN, 2003). Isto porque k_1 mede o número de ofertas esperadas de trabalho durante um episódio de emprego, refletindo o nível de competição entre as firmas no mercado. Dessa forma, em um mercado que os trabalhadores empregados recebem ofertas alternativas de salário a uma taxa elevada, os empregadores tem incentivos a oferecerem melhores salários a fim de reduzir a saída de trabalhadores. Além deste efeito, naturalmente, os trabalhadores transitam mais rapidamente para empregos que pagam melhores salários, o que implicará que a distribuição de salários ganhos pelo estoque de trabalhadores, $g(w)$, tende a dominar a distribuição de salários aceitos pelos trabalhadores desempregados, $f(w)$.

O efeito de k_1 sobre as distribuições fica evidente ao observar a Figura 2. Percebe-se que, para as regiões metropolitanas que apresentam valores menores para k_1 , as distribuições $f(w)$ e $g(w)$ estão mais próximas, o que é o caso das regiões metropolitanas de Recife e Salvador. Já São Paulo e Porto Alegre apresentam valores de k_1 , aproximadamente, 4 vezes maiores do que o de Recife e como efeito tem-se que $g(w)$ distancia-se de $f(w)$, ou seja, os trabalhadores apresentam um crescimento salarial mais rápido nestas regiões. Dessa forma, percebe-se que quanto maior o nível de fricção no mercado (menor k_1), mais concentrada será a distribuição salários pois os trabalhadores têm uma baixa taxa de mudança para empregos que pagam melhores salários.

Em resumo, a Tabela 4 apresenta uma comparação entre os parâmetros aqui estimados² e os estimados em outros trabalhos. Uma diferença relevante é a dos valores estimados para λ_0 .

²Os valores apresentados na Tabela 4 são referentes à estimação do modelo para a amostra total.

O valor estimado de λ_0 neste trabalho é consideravelmente maior do que os demais trabalhos, porém Carvalho (2009) apresenta um valor próximo ao estimado neste estudo. Como já explicado anteriormente, alguns autores ao invés de utilizarem, estritamente, dados de duração de desemprego, utilizam durações de não-emprego, o que incluem indivíduos que permaneceram fora da força de trabalho. Logo, é de se esperar que a duração média de não-emprego seja maior do que a de desemprego, que é calculada com base naqueles trabalhadores que estão efetivamente buscando emprego. Também há a possibilidade de ocorrer um viés de memória devido aos entrevistados subestimarem o tempo real que estão buscando emprego, o que contribuiria para a estimação de valores elevados de λ_0 . Dessa forma, mesmo que se perca o poder de comparação deste parâmetro com outros estudos, entre as regiões metropolitanas analisadas os valores estimados podem ser comparados, já que, obviamente, o tipo de informação utilizado na estimação é o mesmo.

Já em relação a λ_1 , o valor estimado neste trabalho é menor somente do que o estimado em van den Berg e Ridder (1998). Os outros artigos analisados na Tabela 4 apresentam valores baixos para λ_1 , até mesmo o de Carvalho (2009) que também é uma análise para o Brasil, porém com uma base de dados diferente. Para δ , alguns trabalhos apresentam valores próximos ao deste trabalho, porém ainda encontra-se uma heterogeneidade entre outros estudos. Alguns estudos apresentam uma baixa taxa quebra de relação de emprego, mas com base nos valores encontrados neste estudo, o mercado de trabalho no Brasil apresenta uma grande rotatividade.

Ao comparar k_1 , o valor aqui encontrado aproxima-se do valor estimado para França por Bontemps, Robin e van den Berg (2000). Já em van den Berg e Ridder (1998), o valor de k_1 encontrado é de 9.40, o que é consideravelmente alto e segundo os autores implica em um baixo nível de poder monopsonico por parte das firmas. Por outro lado, Sulis (2008) estima um baixo valor de k_1 . Assim, o autor estima elevados níveis de poder monopsonico das firmas.

No modelo com firmas homogêneas, como o de Burdett e Mortensen (1998), a dispersão salarial é causada unicamente por fricções de busca. Porém, quando se inclui heterogeneidade na produtividade das firmas, a dispersão também é ocasionada por diferenças das firmas. A próxima seção investiga a distribuição de produtividades estimadas a partir das duas possibilidades de comportamento das firmas assumidas neste trabalho.

Tabela 4: Comparativo dos Valores Estimados dos Parâmetros Friccionais

	País	λ_0	λ_1	δ	k_1
Este trabalho	Brasil - PME	0.129	0.022	0.015	1.467
van den Berg e Ridder (1998)	Holanda	0.033	0.047	0.005	9.400
Bontemps, Robin e van den Berg (2000)	França	0.063	0.008	0.006	1.333
Bunzel <i>et al.</i> (2001)	Dinamarca	0.028	0.010	0.015	0.235
Sulis (2008)	Itália	0.043	0.006	0.013	0.462
Carvalho (2009)	Brasil - PPV	0.137	0.005	0.005	1.000

Fonte: Elaborada pelo próprio autor.

5.2 Distribuição de Produtividades

A distribuição de produtividades é obtida a partir do 3^o passo do processo de estimação, que consiste em encontrar os níveis de produtividades associados aos salários observados na amostra, explorando as condições de primeira ordem, dados os parâmetros friccionais estimados nos passos anteriores. Além disso, para cada nível de produtividade obtido estima-se o valor correspondente da função de densidade, $\gamma(p)$, associada a $\Gamma(\cdot)$ que é uma das primitivas do modelo.

Este passo é realizado para cada possibilidade de determinação salarial analisada: salário postado e barganha bilateral. Uma das restrições para o modelo não ser rejeitado pelos dados é que se observe uma relação crescente entre salários e produtividades. Esta condição é satisfeita para o caso de barganha bilateral, porém não ocorre o mesmo para o modelo com salário postado. Mortensen (2003) encontra o mesmo resultado para o mercado de trabalho da Dinamarca. Este resultado pode ser visualizado na Figura 3³. No modelo com salário postado esta imposição teórica é rejeitada nos salários mais baixos observados, onde a relação é decrescente implicando que aqueles salários não podem estar maximizando o lucro das firmas. Ou seja, o modelo não explica a cauda esquerda da distribuição de salários. A forma da relação entre salários e produtividades é similar a encontrada por Mortensen (2003, p. 103).

Além do fato de não se observar uma relação crescente entre salários e produtividades, o modelo de salário postado gera valores implausíveis para os níveis de produtividades das

³A Figura 3 representa a relação entre salários e produtividades para região metropolitana de São Paulo. As demais regiões metropolitanas apresentam o mesmo padrão.

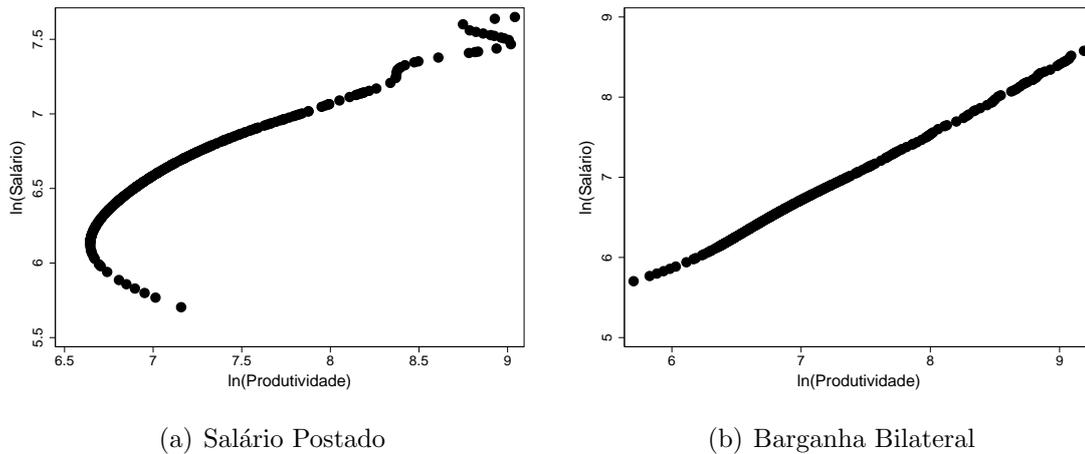


Figura 3: Relação entre Salários e Produtividades

firmas, conforme a Tabela 5, que apresenta os níveis de produtividades estimados para o estoque de trabalhadores empregados na data da primeira entrevista. Como maior metrópole e mais desenvolvida espera-se que as firmas de São Paulo apresentem o maior nível de produtividade médio. Entretanto, a região metropolitana de Recife apresenta o maior nível de produtividade média e após Recife, a região de metropolitana de Salvador apresenta o segundo maior nível de produtividade média. Isto pode ocorrer devido ao fato de estimar-se níveis de produtividade bastante elevados para as firmas que pagam os maiores salários e encontram-se na cauda direita da distribuição. Logo, como a massa de probabilidade de no final da distribuição tende a zero, o nível de produtividade estimado por (4.8) tende a ser exageradamente elevado, inflando a média. Na Figura 2, percebe-se que a função de densidade dos salários para Recife está mais próxima de zero para os maiores salários do que para São Paulo.

Shimer (2006) e Mortensen (2003) constatam que o modelo com salários postados por firmas monopsonistas tende a estimar níveis implausíveis de produtividade. Sulis (2008) também encontra valores elevados para as produtividades estimadas e restringe a sua análise a questões qualitativas. Bontemps, Robin e van den Berg (2000) argumentam que grandes diferenças entre produtividades e salários para algumas firmas ocorrem devido a presença a grande estoque de capital do empregador, não tratado no modelo, o que geraria um efeito positivo na produtividade do trabalho.

Na Tabela 6, tem-se a distribuição de produtividade estimada para os trabalhadores empregados, considerando o caso em que os salários são determinados como resultado de um

Tabela 5: Distribuição de Produtividade Estimada: Salário Postado

	Mínimo	P_{10}	Q_1	Q_2	Q_3	P_{90}	P_{90}/P_{10}	Média
Recife	849.94	851.63	851.63	1149.04	2812.47	6298.05	7.40	5903.52
Salvador	730.30	748.52	748.52	1109.06	2308.59	8190.00	10.94	5350.19
Belo Horizonte	642.59	661.69	676.81	941.36	1993.42	6159.22	9.31	4264.10
Rio de Janeiro	694.92	712.04	747.33	1174.25	2327.15	8801.40	12.36	4424.64
São Paulo	768.79	781.69	883.96	1268.75	3139.06	8156.23	10.43	4147.55
Porto Alegre	694.14	710.52	788.53	1068.96	2070.59	6424.08	9.04	4142.61

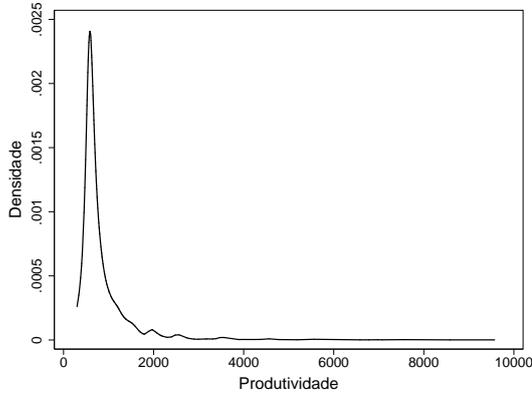
P_{10} , P_{90} , Q_1 , Q_2 , Q_3 denotam percentis e quartis.

Fonte: Elaborada pelo próprio autor.

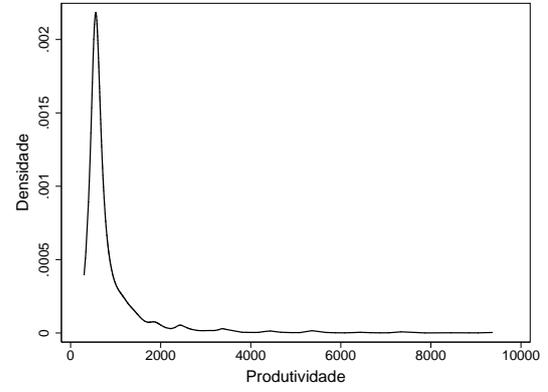
processo de barganha bilateral. Neste caso, a região metropolitana de Recife apresenta o menor nível médio de produtividade, R\$ 956,46. Agora, São Paulo apresenta, em média, o maior nível estimado de produtividade do trabalho, R\$ 1617,22, aproximadamente, 69% maior do que a média de Recife. Nota-se que os valores são bem menores do que os apresentados na Tabela 5. Em termos de dispersão, observando a razão entre os nonágésimo e décimo percentis, São Paulo e Rio de Janeiro apresentam a maior dispersão de produtividade.

Um resultado importante é obtido ao comparar-se as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro e de Porto Alegre. De acordo com a Tabela 2, o salário médio do estoque de trabalhadores empregados é de R\$ 927,54 e R\$ 936,39 para o Rio de Janeiro e Porto Alegre, respectivamente. Entretanto, a região de Porto Alegre apresenta um nível médio de produtividade menor do que a do Rio de Janeiro. Dessa forma, era de se esperar que os trabalhadores estivessem em melhores condições na região com firmas mais produtivas. Porém, a partir da Tabela 3, tem-se que o nível de fricção no mercado de trabalho é maior no Rio de Janeiro do que em Porto Alegre. Logo, nesta região os trabalhadores tem uma maior taxa de mudança para firmas mais produtivas que pagam melhores salários. Este resultado é importante, pois reflete a ineficiência gerada pelo problema de informação presente no mercado, onde firmas menos produtivas retém trabalhadores com baixos salários mesmo que existam vagas associadas a maiores níveis de produtividades e de salários.

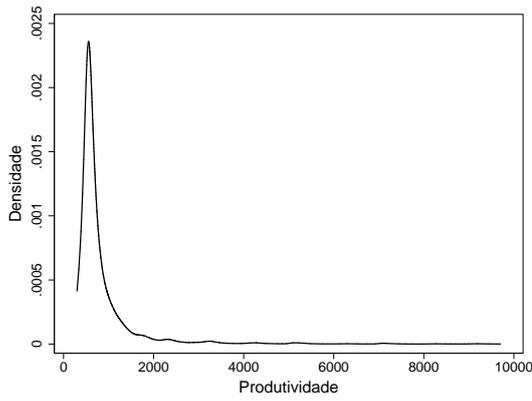
Também torna-se importante analisar a forma da densidade da distribuição de produtividades obtida a partir de (4.11). A Figura 4 apresenta as densidades estimadas para as seis regiões metropolitanas analisadas. As distribuições tem formas parecidas, com uma concentração de firmas em um baixo nível de produtividade e uma longa cauda direita.



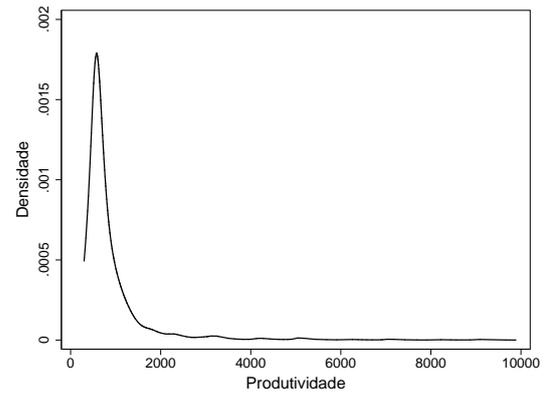
(a) Recife



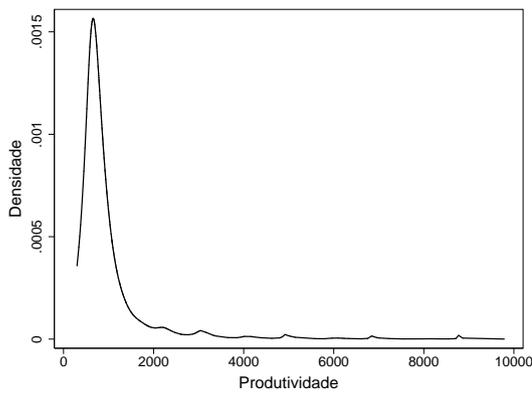
(b) Salvador



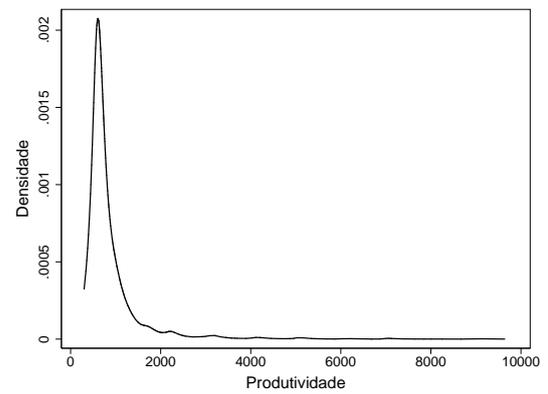
(c) Belo Horizonte



(d) Rio de Janeiro



(e) São Paulo



(f) Porto Alegre

Figura 4: Densidades Estimadas para a Distribuição de Produtividades: Barganha Bilateral

Tabela 6: Distribuição de Produtividade Estimada: Barganha Bilateral

	Mínimo	P_{10}	Q_1	Q_2	Q_3	P_{90}	P_{90}/P_{10}	Média
Recife	300.00	515.61	593.03	656.90	1018.52	1591.67	3.09	956.46
Salvador	300.00	507.43	581.71	717.42	1166.16	2317.39	4.57	1174.23
Belo Horizonte	300.00	568.27	574.95	763.98	1289.42	2373.75	4.18	1265.98
Rio de Janeiro	300.00	576.47	625.32	926.82	1434.59	2775.68	4.81	1372.77
São Paulo	300.00	605.46	767.02	1056.84	1757.31	3164.49	5.23	1617.22
Porto Alegre	300.00	575.30	686.68	904.65	1398.28	2504.62	4.35	1352.76

P_{10} , P_{90} , Q_1 , Q_2 , Q_3 denotam percentis e quartis.

Fonte: Elaborada pelo próprio autor.

Para uma melhor visualização da diferença entre as distribuições, na Figura 5 compara-se as distribuições estimadas para as regiões metropolitanas de Recife e de São Paulo. A distribuição de produtividades das firmas é menos dispersa em Recife do que em São Paulo, além de ser, possivelmente, dominada estocasticamente. Assim, percebe-se que um dos fatores para a região metropolitana de São Paulo apresentar maiores salários é o maior nível de produtividade do trabalho.

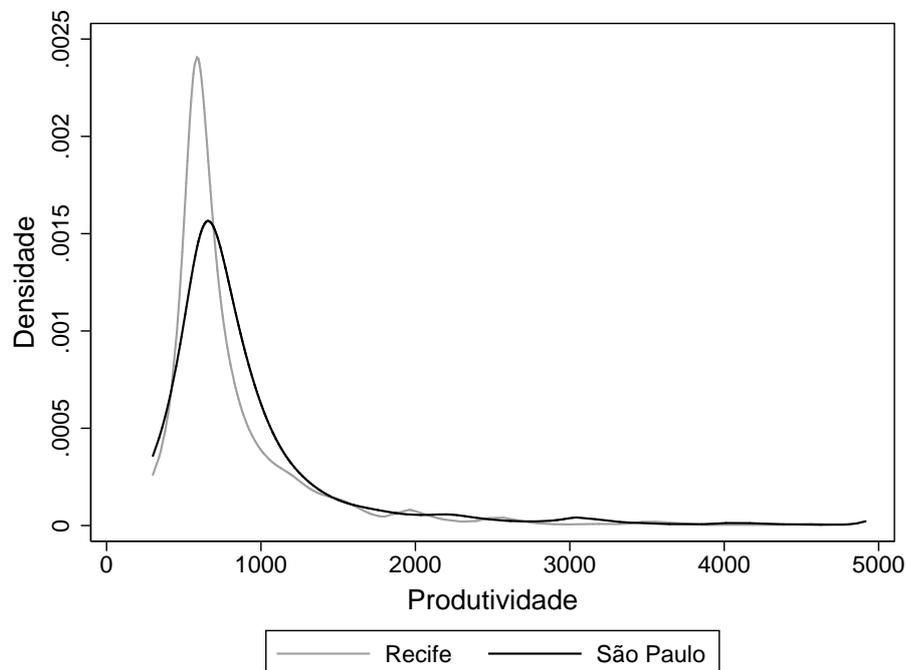


Figura 5: Densidades Estimadas para a Distribuição de Produtividades: Recife x São Paulo

Por fim, para analisar a diferença entre os níveis de produtividades e o salários recebidos

pelos trabalhadores, torna-se interessante analisar o que será chamado de “índice de poder monopsonico”. Este índice⁴ é definido como:

$$\mu(p) = \frac{p - \mathcal{W}(p)}{p}, \quad (5.1)$$

onde $\mathcal{W}(p) \equiv w$. A análise é realizada somente para o modelo de barganha, devido ao fato do modelo de firmas monopsonistas não gerar resultados admissíveis do ponto de vista teórico. Este índice nos fornece a parcela da produtividade do trabalho que é apropriada pela firma. O índice é igual a 0, no caso do salário igual a produtividade, e é igual a 1, no caso em que a firma se apropria de todo valor da produtividade.

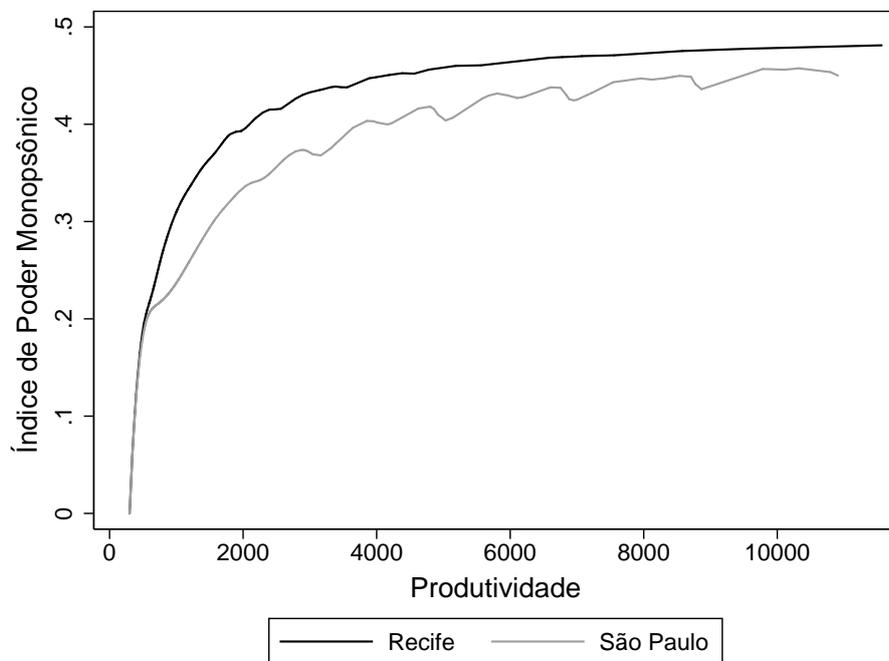


Figura 6: Índice de Poder Monopsonico: Recife x São Paulo

A Figura 6 apresenta os índices de poder monopsonico para as regiões metropolitanas de São Paulo e de Recife⁵. Para os menores níveis de produtividades as regiões analisadas apresentam índices similares. Além disso, para estes níveis, percebe-se que os salários resultantes são mais próximos do valor da produtividade do trabalho. Isto ocorre, provavelmente, porque as firmas menos produtivas experimentam um alta taxa de saída de trabalhadores, logo elas reagem aumentando a remuneração dos trabalhadores a fim de reduzir esta taxa de saída. Este

⁴O índice é definido como em Bontemps, Robin e van den Berg (2000).

⁵Por questão de clareza na exposição apresenta-se o gráfico apenas para estas duas regiões.

índice cresce rapidamente até o nível de produtividade de R\$ 2000. Neste nível de produtividade, o índice é de, aproximadamente, 40% e 30% em Recife e São Paulo, respectivamente. Este resultado revela que os trabalhadores de Recife estão em um pior situação do que os de São Paulo. Isto porque, para um mesmo nível de produtividade, os trabalhadores de Recife recebem, relativamente, menores salários. O que pode ser explicado em parte pelo maior nível de fricção presente no mercado de trabalho desta região.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A teoria da busca por emprego ao considerar a presença de fricções no mercado de trabalho é capaz de gerar resultados teóricos interessantes, como desemprego involuntário, poder monopsonico das firmas e dispersão salarial. Porém, apesar de já existir uma literatura de estudos empíricos baseados em modelos de busca por emprego bem desenvolvida internacionalmente¹, esta literatura é quase que inexistente no Brasil. Dessa forma, o presente trabalho buscou desenvolver uma análise empírica para o mercado de trabalho brasileiro baseada na teoria da busca por emprego.

Para tanto, o estudo é desenvolvido no sentido de fazer uma comparação entre as regiões metropolitanas que compõem a PME à luz do modelo de busca por emprego de equilíbrio com dispersão contínua de produtividades das firmas. Além disso, considera-se duas formas de determinação salarial: salário postado e barganha bilateral. Assim, tenta-se buscar evidências de qual forma de determinação é mais adequada para o mercado de trabalho brasileiro.

O trabalho está inserido no paradigma da econometria estrutural ao incorporar as restrições teóricas no momento de estimação do modelo. A análise é desenvolvida utilizando o método não-paramétrico desenvolvido em Bontemps, Robin e van den Berg (2000). A partir da estimação dos parâmetros friccionais e do tipo de determinação salarial assumido, o método permite recuperar a distribuição de produtividade (não-observada) associada à distribuição de salários observada.

Em relação aos resultados, encontram-se diferenças nos valores dos parâmetros friccionais estimados para as regiões analisadas. A duração do desemprego é consideravelmente menor na região metropolitana de Belo Horizonte, 4,39 meses, enquanto para a de Salvador, a duração esperada completa de um episódio de desemprego é de, aproximadamente, 11 meses. Regiões

¹Ver Eckstein e van den Berg (2007).

metropolitanas como a de Recife e de Salvador apresentam um maior nível de fricção no mercado de trabalho em termos de mobilidade dos trabalhadores empregados, o que tem impacto direto na competição entre as firmas.

Com respeito ao tipo de determinação salarial, a hipótese de determinação via um processo de barganha bilateral parece ser mais adequada do que a hipótese de salário postado. No caso de salário postado, não se encontra uma relação estritamente crescente entre salários e produtividades, o que é uma violação da restrição teórica de que a função de política salarial seja crescente em relação à produtividade da firma. Esta condição é satisfeita quando se assume o caso de barganha bilateral. Este resultado é o mesmo encontrado por Mortensen (2003) para a Dinamarca.

A partir dos valores estimados de produtividade, calculou-se a proporção da produtividade que permanece com a firma, ou seja, que não é revertida em salário para o trabalhador. Comparando-se as regiões metropolitanas de Recife e de São Paulo, percebe-se que esta região apresenta menores níveis de “poder monopsônico” do que a de Recife. Para um mesmo nível de produtividade, o trabalhador da região metropolitana de São Paulo tem um salário maior. Isto, possivelmente, é um resultado de um maior nível de competição entre as firmas nesta região ocasionado por um menor nível de fricção no mercado de trabalho.

Em termos de políticas públicas, fica evidente que o fluxo de informação entre trabalhadores e empregadores tem um papel fundamental no mercado de trabalho. Dessa forma, agências de emprego, possivelmente, podem reduzir o custo de informação, reduzindo a ineficiência gerada pela fricção presente no mercado. Além disto, uma maior flexibilidade da legislação trabalhista pode reduzir os custos associados à mudança de empregos por parte dos trabalhadores. Por exemplo, de acordo com o § 2º do art. 187 do Decreto-Lei 5452/43 (Consolidação das Leis do Trabalho), da mesma forma que o empregador, o trabalhador que deseja sair do trabalho deve apresentar o aviso prévio com 30 dias de antecedência da data da saída, sob a imposição de desconto no salário caso o faça restando menos de 30 dias para a sua saída. Dessa forma, o trabalhador empregado que encontra uma nova oferta de trabalho incorre em custos de transição caso a vaga seja para preenchimento imediato.

Por fim, o presente trabalho tem como objetivo contribuir com a literatura nacional de economia do trabalho ao realizar uma análise a partir da teoria da busca por emprego. Para tanto,

o estudo é realizado com base na estimação estrutural de um modelo de busca por emprego de equilíbrio, o que, de certa forma, é uma abordagem ainda pouco explorada na literatura nacional. Algumas extensões do trabalho tornam-se interessantes. A análise pode ser facilmente estendida para diversos grupos demográficos definidos por sexo, idade, educação etc. Outra extensão seria um estudo a partir de um modelo que incorpore a presença dos setores informal e formal, em que neste existe salário mínimo, o que parece ser relevante para a análise do mercado de trabalho brasileiro.

REFERÊNCIAS

- ALBRECHT, J. W.; AXELL, B. An Equilibrium Model of Search Unemployment. *Journal of Political Economy*, v. 92, n. 5, p. 824–40, October 1984.
- ARBACHE, J. S.; DE NEGRI, J. A. Filiação Industrial e Diferencial de Salários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 2, n. 58, p. 159–184, 2004.
- BONTEMPS, C.; ROBIN, J.-M.; VAN DEN BERG, G. J. Equilibrium Search with Continuous Productivity Dispersion: Theory and Nonparametric Estimation. *International Economic Review*, v. 41, n. 2, p. 305–58, May 2000.
- BUNZEL, H. *et al.* Specification and Estimation of Equilibrium Search Models. *Review of Economic Dynamics*, v. 4, n. 1, p. 90–126, January 2001. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/red/issued/v4y2001i1p90-126.html>>.
- BURDETT, K.; MORTENSEN, D. T. Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment. *International Economic Review*, v. 39, n. 2, p. 257–73, May 1998.
- CAHUC, P.; POSTEL-VINAY, F.; ROBIN, J.-M. Wage bargaining with on-the-job search: Theory and evidence. *Econometrica*, v. 74, n. 2, p. 323–364, 03 2006.
- CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. *Labor Economics*. 1. ed. Cambridge: MIT Press, 2004.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2005.
- CARVALHO, J. R. Estimação Estrutural de um Modelo de Busca por Emprego com Dados de Duração Retrospectiva. *Encontro Brasileiro de Econometria*, 2009. Disponível em: <<http://virtualbib.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE09/paper/view/1013/305>>.
- DEVINE, T. J.; KIEFER, N. M. Book. *Empirical labor economics : the search approach*. New York: Oxford University Press, 1991.
- DIAMOND, P. A. A Model of Price Adjustment. *Journal of Economic Theory*, v. 3, n. 2, p. 156–168, June 1971.
- ECKSTEIN, Z.; VAN DEN BERG, G. J. Empirical labor search: A survey. *Journal of Econometrics*, v. 136, p. 531–564, 2007.
- ECKSTEIN, Z.; WOLPIN, K. I. Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals. *Econometrica*, v. 58, n. 4, p. 783–808, July 1990.
- FLABBI, L. Gender Discrimination Estimation in a Search Model with Matching and Bargaining. *International Economic Review*, forthcoming, 2010.

FLINN, C.; HECKMAN, J. J. New methods for analyzing structural models of labor force dynamics. *Journal of Econometrics*, v. 18, p. 115–168, 1982.

KIEFER, N. M.; NEUMANN, G. R. An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 1, p. 89–107, February 1979.

_____. Wage Dispersion with Homogeneity: The Empirical Equilibrium Search Model. In: BUNZEL, H.; JENSEN, P.; WESTERGÅRD-NIELSEN, N. (Ed.). *Panel Data and Labor Market Analysis*. Amsterdam: North Holland, 1993.

KYYRÄ, T. Estimating Equilibrium Search Models from Finnish Data. *Finnish Economic Papers*, v. 20, n. 2, 2007.

LANCASTER, T. *The Econometric Analysis of Transition Data*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1990.

MORTENSEN, D. *Wage Dispersion: Why are Similar Workers Paid Differently*. [S.l.]: MIT Press, 2003.

PISSARIDES, C. *Unemployment Theory*. [S.l.]: Basil Blackwell, Oxford, 1990.

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

SHIMER, R. On-the-Job Search and Strategic Bargaining. *European Economic Review*, v. 50, p. 811–830, 2006.

SULIS, G. Wage Dispersion and Equilibrium Search Models: Some Evidence from Italy. *LABOUR*, v. 22, n. 4, p. 593–627, December 2008. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bla/labour/v22y2008i4p593-627.html>>.

VAN DEN BERG, G. J. Nonstationarity in job search theory. *Review of Economic Studies*, v. 57, p. 255–277, 1990.

_____. Empirical inference with equilibrium search models of the labour market. *Economic Journal*, v. 109, n. 456, p. F283–306, June 1999.

VAN DEN BERG, G. J.; RIDDER, G. An Empirical Equilibrium Search Model of the Labor Market. *Econometrica*, v. 66, n. 5, p. 1183–1222, September 1998.

VAN DEN BERG, G. J.; VAN VUUREN, A. *The Effect of Search Frictions on Wages*. C.E.P.R. Discussion Papers, July 2003.

WOLPIN, K. I. Estimating a Structural Job Search Model: the Transition from School to Work. *Econometrica*, v. 55, p. 801–818, 1987.

APÊNDICE A – DERIVAÇÕES MATEMÁTICAS

Para a derivação da função valor para um trabalhador empregado recebendo um salário w , $V^e(w)$, considere um pequeno intervalo de tempo Δt . Neste intervalo, o trabalhador recebe um fluxo de salário $w\Delta t$, o trabalhador recebe uma oferta salarial que é uma realização de $F(\cdot)$, com probabilidade $\lambda_1\Delta t$, e escolhe o máximo entre o valor de permanecer no emprego ou mudar para um novo emprego. Com probabilidade $\delta\Delta t$ o trabalhador entra e desemprego e obtém um fluxo de valor igual a V^u e com probabilidade $(1 - \lambda_1\Delta t - \delta\Delta t)$ o trabalhador permanece no emprego com o valor $V^e(w)$. Ademais, $O(\Delta t)$ é a probabilidade de ocorrer outros eventos, com a propriedade que $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{O(\Delta t)}{\Delta t} = 0$. Dessa forma, considerando o fator de desconto instantâneo $(1 + \rho\Delta t)^{-1}$, pode-se escrever o valor de estar empregado no intervalo Δt como

$$V^e(w) = w\Delta t + \frac{1}{1 + \rho\Delta t} [\lambda_1\Delta t E_{\tilde{w} \sim F}(\max\{V^e(\tilde{w}), V^e(w)\}) + \delta\Delta t V^u + (1 - \lambda_1\Delta t - \delta\Delta t)V^e(w) + O(\Delta t)]. \quad (\text{A.1})$$

Fazendo $\Delta t \rightarrow 0$, tem-se que

$$\rho V^e(w) = w + \lambda_1 E_{\tilde{w} \sim F}(\max\{V^e(\tilde{w}), V^e(w)\}) + \delta(V^u - V^e(w)) - \lambda_1 V^e(w) \quad (\text{A.2})$$

Por fim, usando o fato que $\lambda_1 E_{\tilde{w} \sim F}(\max\{V^e(\tilde{w}), V^e(w)\}) - \lambda_1 V^e(w) = \lambda_1 E_{\tilde{w} \sim F}(\max\{V^e(\tilde{w}) - V^e(w), 0\})$ obtém-se

$$\rho V^e(w) = w + \lambda_1 \int_w^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^e(w)) dF(\tilde{w}) + \delta(V^u - V^e(w)) \quad (\text{A.3})$$

O valor do desemprego para um trabalhador é denotado por V^u . Para derivar a expressão para V^u , considere que em um pequeno intervalo de tempo Δt , o trabalhador recebe um fluxo de utilidade descontado dos custos de busca, $b\Delta t$, com probabilidade $\lambda_0\Delta t$ o trabalhador recebe uma oferta salarial que é uma realização de $F(\cdot)$ e escolhe entre aceitar esta oferta e obter o valor $V^e(w)$ ou permanecer desempregado obtendo o valor V^u . Além disso, com probabilidade $(1 -$

$\lambda_0 \Delta t$) o trabalhador permanece no estado de desemprego com valor V^u e outros eventos ocorrem com probabilidade $O(\Delta t)$ com a mesma propriedade mencionada anteriormente. Assim, o valor do desemprego pode ser escrito como

$$V^u = b\Delta t + \frac{1}{1 + \rho\Delta t} [\lambda_0 \Delta t E_{\tilde{w} \sim F}(\max\{V^e(\tilde{w}), V^u\}) + (1 - \lambda_0 \Delta t)V^u + O(\Delta t)]. \quad (\text{A.4})$$

Novamente, quando $\Delta t \rightarrow 0$, obtém-se o fluxo de valor descontado no estado de desemprego:

$$\begin{aligned} \rho V^u &= b + \lambda_0 E_{\tilde{w} \sim F}(\max\{V^e(\tilde{w}), V^u\}) - \lambda_0 V^u \\ &= b + \lambda_0 \int_0^{\bar{w}} \max\{V^e(\tilde{w}) - V^u, 0\} dF(\tilde{w}). \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

Para derivação da equação do salário de reserva, pode-se escrever a integral da equação (3.4), utilizando integral por partes, como

$$\begin{aligned} \int_{w^r}^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^u) dF(\tilde{w}) &= (V^u - V^e(\bar{w})) \underbrace{(1 - F(\bar{w}))}_{=0} + \underbrace{(V^e(w^r) - V^u)(1 - F(w^r))}_{=0} \\ &\quad + \int_{w^r}^{\bar{w}} \frac{1 - F(\tilde{w})}{r + \delta + \lambda_1(1 - F(\tilde{w}))} d\tilde{w} \\ \int_{w^r}^{\bar{w}} (V^e(\tilde{w}) - V^u) dF(\tilde{w}) &= \int_{w^r}^{\bar{w}} \frac{1 - F(\tilde{w})}{r + \delta + \lambda_1(1 - F(\tilde{w}))} d\tilde{w}. \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

Finalmente, para que seja obtida a expressão (3.5), pode-se escrever (3.4) da seguinte forma:

$$\begin{aligned} w^r &= b + \frac{(\lambda_0 - \lambda_1)}{\delta} \int_{w^r}^{\bar{w}} \frac{\delta(1 - F(\tilde{w}))}{r + \delta + \lambda_1(1 - F(\tilde{w}))} d\tilde{w} \\ &= b + (k_0 - k_1) \int_{w^r}^{\bar{w}} \frac{\bar{F}(\tilde{w})}{\beta + 1 + k_1 \bar{F}(\tilde{w})} d\tilde{w} \end{aligned} \quad (\text{A.7})$$

onde $k_0 = \lambda_0/\delta$, $k_1 = \lambda_1/\delta$, $\beta = \rho/\delta$, $\bar{F}(x) \equiv 1 - F(x)$.

No caso de barganha bilateral, considera que a firma possui uma vaga de emprego que pode estar preenchida ou não. O valor de uma vaga preenchida em uma firma com produtividade p que paga um salário w é denotado por $J(p, w)$ e o valor de uma vaga não preenchida é V . Assume-se que $V = 0$ (condição de livre entrada). Para derivar uma expressão para $J(p, w)$, novamente, considera-se um pequeno intervalo de tempo Δt . Neste intervalo, a firma obtém um fluxo de lucro igual a $(p - w)\Delta t$, com probabilidade $(\delta\Delta t + \lambda_1\Delta t\bar{F}(w))$ o trabalhador sai da firma, tornando a vaga desocupada e, por sua vez, a firma obtém o valor V , e com probabilidade $(1 - \delta\Delta t - \lambda_1\Delta t\bar{F}(w))$ o trabalhador permanece na firma e esta recebe o valor $J(p, w)$. Assim,

o valor da firma que tem uma vaga de trabalho ocupada é

$$J(p, w) = (p - w)\Delta t + \frac{1}{1 + \rho\Delta t} [(1 - \delta\Delta t - \lambda_1\Delta t\bar{F}(w))J(p, w) + O(\Delta t)]. \quad (\text{A.8})$$

Quando $\Delta t \rightarrow 0$, tem-se que

$$J(p, w) = \frac{p - w}{\rho + \delta + \lambda_1\bar{F}(w)}. \quad (\text{A.9})$$

Em relação ao 3º passo do processo de estimação as expressões (4.8) e (4.9) são derivadas no trabalho de Bontemps, Robin e van den Berg (2000). Para derivação da expressão (4.10), parte-se de (3.29) que pode ser, facilmente, considerando $\alpha = 0.5$ e $\rho = 0$, reescrita da seguinte forma:

$$p = w + \frac{(1 + k_1\bar{F}(w)) \int_{w^r}^w \frac{1}{1 + k_1\bar{F}(w')} dw'}{1 + k_1f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{1 + k_1\bar{F}(w')} dw'}. \quad (\text{A.10})$$

A partir de (4.6) e (4.7) tem-se que

$$\begin{aligned} 1 + k_1\bar{F}(w) &= 1 + k_1 \left(\frac{1 - G(w)}{1 + k_1G(w)} \right) \\ &= \frac{1 + k_1}{1 + k_1G(w)} \end{aligned} \quad (\text{A.11})$$

e

$$k_1f(w) = \frac{k_1(1 + k_1)g(w)}{[1 + k_1G(w)]^2}. \quad (\text{A.12})$$

Substituindo (A.11) e (A.12) em (A.10), obtém-se

$$\begin{aligned} p &= w + \frac{\frac{1 + k_1}{1 + k_1G(w)} \int_{w^r}^w \frac{1 + k_1G(w')}{1 + k_1} dw'}{1 + \frac{k_1(1 + k_1)g(w)}{[1 + k_1G(w)]^2} \int_{w^r}^w \frac{1 + k_1G(w')}{1 + k_1} dw'} \\ &= w + \frac{\frac{1}{1 + k_1G(w)} \int_{w^r}^w 1 + k_1G(w') dw'}{1 + \frac{k_1g(w)}{[1 + k_1G(w)]^2} \int_{w^r}^w 1 + k_1G(w') dw'} \\ &= w + \frac{[1 + k_1G(w)] \int_{w^r}^w 1 + k_1G(w') dw'}{[1 + k_1G(w)]^2 + k_1g(w) \int_{w^r}^w 1 + k_1G(w') dw'}. \end{aligned} \quad (\text{A.13})$$

Para que seja obtida a expressão (4.11), primeiro deve-se encontrar $(\mathcal{W}^{-1})'(w)$, que é dada

por

$$\frac{\partial \mathcal{W}^{-1}}{\partial w} = \frac{2 + \lambda_1 f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{\delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw' - (\delta + \lambda_1 \bar{F}(w)) \lambda_1 f'(w) \left(\int_{w^r}^w \frac{1}{\delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw' \right)^2}{\left(1 + \lambda_1 f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{\delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw' \right)^2} \quad (\text{A.14})$$

Dessa forma, utilizando a relação dada em (4.5), chega-se a

$$\begin{aligned} \gamma(p) &= \frac{\left(1 + \lambda_1 f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{\delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw' \right)^2 f(w)}{2 + \lambda_1 f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{\delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw' - (\delta + \lambda_1 \bar{F}(w)) \lambda_1 f'(w) \left(\int_{w^r}^w \frac{1}{\delta + \lambda_1 \bar{F}(w')} dw' \right)^2} \\ &= \frac{\left(1 + k_1 f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{1 + k_1 \bar{F}(w')} dw' \right)^2 f(w)}{2 + k_1 f(w) \int_{w^r}^w \frac{1}{1 + k_1 \bar{F}(w')} dw' - (1 + k_1 \bar{F}(w)) k_1 f'(w) \left(\int_{w^r}^w \frac{1}{1 + k_1 \bar{F}(w')} dw' \right)^2} \quad (\text{A.15}) \end{aligned}$$

Substituindo (4.7), (A.11) e (A.12) na expressão anterior, obtendo $f'(w)$ a partir de (4.7) e após alguma manipulação tem-se que

$$\gamma(p) = \frac{(1 + k_1)g(w) \left(1 + \frac{k_1 g(w)}{[1 + k_1 G(w)]^2} I(w) \right)^2}{2[1 + k_1 G(w)]^2 + k_1 g(w) I(w) - \frac{k_1 [[1 + k_1 G(w)] g'(w) - g(w)^2] I(w)^2}{[1 + k_1 G(w)]^2}} \quad (\text{A.16})$$

onde $I(w) = \int_{w^r}^w [1 + k_1 G(w')] dw'$.