

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

VICTOR HUGO DE OLIVEIRA SILVA

SALÁRIO DE RESERVA E DURAÇÃO DO DESEMPREGO NO BRASIL: UMA ANÁLISE
COM DADOS DA PESQUISA DE PADRÃO DE VIDA DO IBGE

FORTALEZA
2006

VICTOR HUGO DE OLIVEIRA SILVA

SALÁRIO DE RESERVA E DURAÇÃO DO DESEMPREGO NO BRASIL: UMA ANÁLISE
COM DADOS DA PESQUISA DE PADRÃO DE VIDA DO IBGE

Dissertação submetida à coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

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

FORTALEZA
2006

VICTOR HUGO DE OLIVEIRA SILVA

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

Dissertação aprovada em 7 de Abril de 2006.

Prof. Dr. José Raimundo de A. Carvalho Júnior

(Orientador)

Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Edinaldo Tebaldi

Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Sérgio Pinheiro Firpo

Pontifícia Universidade Católica – PUC/RJ

Aos meus avós

AGRADECIMENTOS

Devo sinceros agradecimentos aos meus pais, Luiz Gomes da Silva e Maria Laurecir de Oliveira, por todos os sacrifícios aos quais se submeteram para prover-me a melhor educação possível, dentro e fora do meu lar.

Agradeço, principalmente, ao Prof. José Raimundo Carvalho que acreditou em meu potencial como estudante, tornando-se imprescindível na minha formação acadêmica. Também agradeço ao Prof. Flávio Ataliba por ter sido um incentivado incondicional do meu trabalho.

Agradeço aos professores Edinaldo Tebaldi e Sérgio Firpo por participarem da banca examinadora, e por suas relevantes contribuições para o trabalho aqui desenvolvido.

Agradeço, em especial, aos meus colegas de trabalho, Leandro Oliveira, Jimmy Oliveira, André Loureiro, Antônio Germano, Dilson Senna, Débora Gaspar, Daniel Pádua, Carlos Manso, José Nilo, Maurício Benegas, Nicolino Trompieri, Bruno Wichmann e Roberta Wichmann pelo companheirismo ao longo de todo o curso de mestrado. Agradeço ao CAEN-UFC por ter sido fundamental na minha formação acadêmica.

“Poderíamos dizer que o moralismo representa a forma como as pessoas gostariam que o mundo funcionasse, enquanto a economia representa a forma como ele realmente funciona.”

Steven Levitt e Stephen J. Dubner

RESUMO

O objetivo do presente estudo é o de analisar os principais determinantes do salário de reserva e da duração do desemprego, utilizando como evidência a base de dados da Pesquisa de Padrão de Vida do IBGE (1996-1997). Para tanto, duas metodologias econométricas são utilizadas. Na análise de salário de reserva, estima-se uma equação de salários, cujo principal determinante utilizado é a duração do desemprego. A estimação utiliza mínimos quadrados em dois estágios para atenuar o viés de simultaneidade presente. Os resultados mostram que a duração do desemprego afeta negativamente o salário de reserva do trabalhador. Esse resultado está de acordo com a evidência empírica internacional. Na análise de duração, estima-se a função risco empírica a partir dos modelos de Risco Proporcional e Proporcional de Cox, com e sem heterogeneidade não-observada. Os parâmetros estimados possuem os sinais usuais, com exceção da dummy para sexo. O risco de sair do desemprego é monotonicamente crescente inicialmente, e, após a inclusão de heterogeneidade não observada, passa a apresentar um perfil não-monotônico. Esses resultados oferecem uma perspectiva nova para tentar entender as mudanças ocorridas no mercado de trabalho brasileiro durante a década de 90.

Palavras-chave: Salário de Reserva, Duração do Desemprego, Brasil.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the main determinants of reservation wages and unemployment duration using as empirical evidence the PPV - Pesquisa de Padrão de Vida from IBGE (1996-1997). For this purpose, two econometric methodologies are used. For reservation wages, we estimate a traditional wage regression model whose main determinant used was unemployment duration. In order to attenuate simultaneity bias, two-stage regressions are used. The results show that unemployment duration negatively affects the workers' reservation wages. This corroborates international evidence. Regarding the analysis of duration, we estimate proportional hazards models, with and without unobserved heterogeneity. The estimated parameters have the usual signals, except for the dummy for sex. The risk of leaving unemployment raises initially, and then, after including unobserved heterogeneity, shows a non-monotonic profile. These results offer a new perspective to try to understand the changes that have occurred in the Brazilian labor market during the 90's.

Keywords: Reservation Wage, Unemployment Duration, Brazil.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: Tipos de Duração.....	19
FIGURA 2: Relação entre Salário de Reserva e Último Salário Recebido.....	22
FIGURA 3: Distribuição para Salário de Reserva.....	38
FIGURA 4: MRP sem controlar a Heterogeneidade não Observada.....	42
FIGURA 5: MRP ao controlar a Heterogeneidade não Observada.....	43

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1: Características dos Indivíduos, dos Domicílios e da Atividade de Busca.....	18
QUADRO 2: Tamanho de Amostra nos Estudos Empíricos sobre Busca por Emprego.....	25

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Estatísticas Descritivas da Sub-Amostra.....	25
TABELA 2: Estimativas de Segundo Estágio para Equação de Salário de Reserva.....	39
TABELA 3: Estimativas da Função Risco pelo MPCox e o MRP.....	44
TABELA A.1: Estatísticas Descritivas das Características dos Indivíduos e do Domicílio.....	56
TABELA A.2: Estatísticas Descritivas da Atividade de Busca por Emprego.....	57
TABELA C.1: Estimativas de Primeiro Estágio para Equação de Salário de Reserva.....	60
TABELA C.2: Estimativas de Primeiro Estágio para Equação de Salário de Reserva.....	61

SUMÁRIO

RESUMO	i
ABSTRACT	ii
LISTA DE FIGURAS	iii
LISTA DE QUADROS	iv
LISTA DE TABELAS	v
SUMÁRIO	vi
1 INTRODUÇÃO	1
2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA BUSCA POR EMPREGO	4
2.1 O Modelo Estrutural de Busca por Emprego.....	5
2.2 Estudos Relacionados à Busca por Emprego.....	9
2.2.1 Algumas Análises de Regressões para Salário de Reserva.....	9
2.2.2 Estudos sobre Duração do Desemprego.....	13
3 AMOSTRA DE DADOS	17
3.1 Tipos de Durações.....	19
3.2 Tipos de Amostra.....	20
3.3 Seleção da Sub-Amostra.....	21
4 ANÁLISE ECONOMÉTRICA	27
4.1 Análise para Salário de Reserva.....	27
4.2 Análise para Duração do Desemprego.....	31
4.2.1 O Modelo de Risco Proporcional.....	32
4.2.2 O Modelo Proporcional de Cox.....	34
4.3 Heterogeneidade Não Observada.....	35
5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	38
5.1 Resultados para Salário de Reserva.....	38
5.2 Resultados para Duração do Desemprego.....	41
6 CONCLUSÃO	47
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	50
APÊNDICE	56
A Estatísticas da Amostra de Dados.....	56
B Casos Encontrados na Amostra.....	58
C Resultados de Primeiro Estágio para Salário de Reserva.....	60

CAPÍTULO 1 INTRODUÇÃO

O bem-estar do trabalhador está seguramente mais associado ao seu tempo de permanência no estado de desemprego do que pelo fato dele ser um desempregado (KIEFER, 1988). Nas últimas duas décadas, a literatura econômica tem se dedicado a estudar e entender o fenômeno do desemprego em termos da atividade de busca por emprego realizada pelo trabalhador. A importância deste tema reside justamente em observar o comportamento do indivíduo ao longo do período de busca, e como seu bem-estar pode ser afetado com o prolongamento do estado de desemprego em que se encontra.

A busca por emprego é analisada sob dois aspectos já bastante debatidos na literatura, quais sejam: os determinantes do salário de reserva e da duração do desemprego. Devine e Kiefer (1991) apresentam uma extensa revisão da literatura sobre estes dois tópicos, abordando aspectos teóricos e empíricos. Rogerson, Shimer e Wright (2004) apresentam uma revisão teórica sobre o modelo estrutural de busca por emprego, analisando extensões como intensidade de busca, “turnover”, busca enquanto empregado, barganha e etc. aplicados a modelos de equilíbrio parcial e geral.

A análise de duração tem sua origem na chamada função sobrevivência, que tenta mensurar a probabilidade de um indivíduo permanecer no atual estado em que se encontra. Esse estado pode ser caracterizado de diversas formas dependendo do foco do estudo (desemprego, matrimônio, criminalidade e etc.). Entretanto, a função risco que mede a probabilidade do indivíduo sair do atual estado de desemprego, tem sido um dos principais tópicos desenvolvidos pela literatura que se dedica à busca por emprego. Essa forma de analisar o desemprego pode estar condicionada a diversas características dos indivíduos, observáveis e não observáveis. Segundo van den Berg (2001), isso mostra que os aspectos dinâmicos do comportamento dos indivíduos tem se tornado muito importante na teoria econômica.

Apesar do avanço da literatura internacional em estudos sobre a busca por emprego, nacionalmente este tema tem sido pouco abordado. Em relação a salário de reserva não há estudos aplicados, muito provavelmente, devido à escassez de informações. Porém, alguns poucos estudos sobre duração do desemprego têm sido realizados no Brasil, principalmente utilizando a Pesquisa Mensal de Empregos (PME) do IBGE. Bivar (1993) foi o estudo pioneiro na análise de duração do desemprego no Brasil (PENIDO e MACHADO, 2002). Estudos como Menezes-Filho e Picchetti (2000) e Penido e Machado (2002) têm aplicado os modelos de risco proporcional utilizando a base de dados da PME. Avelino (2001) investiga os determinantes da duração do desemprego de longo prazo utilizando métodos paramétricos, semiparamétricos e não-paramétricos, inclusive na presença de múltiplas durações e regressores que variam no

tempo. Já Abras e De Felício (2005) tentam mostrar a ausência de dependência na duração do desemprego para o Brasil.

Segundo Barros, Camargo e Mendonça (1997), o conhecimento da estrutura do desemprego permite identificar fatores como nível educacional, qualificação profissional e experiência no mercado de trabalho, que determinam o desemprego. Isso permite identificar que tipo de trabalhador tem maiores chances de se tornar um desempregado, ou aquele mais propenso a sair do estado de desemprego. Além de ser vital para o gerenciamento e análise dos impactos do programa de seguro-desemprego. Portanto, o objetivo do presente estudo é o de analisar o desemprego por meio da busca por emprego exercida pelo trabalhador no curto prazo.

No presente estudo, utilizou-se a Pesquisa de Padrão de Vida (PPV), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), realizada no período de 1996 a 1997. Essa pesquisa contém informações específicas para a atividade de busca por emprego, principalmente sobre sua duração e o valor do salário de reserva do indivíduo. Vale ressaltar que na literatura nacional não há estudos que abordam a busca por emprego utilizando tal base de dados.

A metodologia econométrica parte de duas análises: na primeira, realiza-se uma investigação a respeito dos determinantes do salário de reserva. O salário de reserva é definido pela teoria econômica como o valor mínimo desejável pelo trabalhador, para que ele aceite uma determinada oferta de emprego. Sua análise parte da estimação de uma equação de salário, cujo principal determinante observado é a duração do desemprego. A estimação utiliza mínimos quadrados em dois estágios, pois se suspeita da presença de simultaneidade entre essas duas variáveis.

Na segunda análise, tenta-se investigar os fatores que afetam o risco do trabalhador de deixar o estado de desemprego em que se encontra. Nesse sentido, estima-se uma função de risco empírica condicionada às características dos indivíduos e outros possíveis fatores determinantes, recorrendo-se ao modelo de Risco Proporcional e Risco Proporcional de Cox como apresentado nos estudos de Kiefer (1988) e van den Berg (2001). Sendo que o primeiro é um método paramétrico e o segundo é um método semiparamétrico para estimar a função risco. Ademais, induz-se constatar que dependência em relação à duração caracteriza essa função risco, controlando devidamente os efeitos da heterogeneidade não observada. Ou seja, se o risco de deixar o estado de desemprego aumenta ou diminui de acordo com prolongamento da duração.

O período de análise corresponde ao início da segunda metade da década de 1990, a qual apresentou um forte processo de estabilização econômica e diversas outras transformações na economia brasileira (como abertura econômica, inserção tecnológica, e mudança do papel do estado na economia e etc.). Segundo Chahad e Picchetti (2003), essas transformações geraram efeitos sobre o mercado de trabalho, principalmente no que diz respeito ao desemprego. Camargo (1998) apresenta alguns fatos estilizados sobre o mercado de trabalho no Brasil, e mostra que mesmo com a retomada do crescimento da economia houve uma persistência de ciclos nas taxas de desemprego, e uma tendência crescente no longo prazo. Segundo o autor, a resposta a esse aumento no desemprego foi a implementação de mudanças institucionais com o objetivo de tornar o mercado de trabalho mais sensível aos choques estruturais, principalmente no que diz respeito a sua flexibilidade. Tais mudanças estruturais podem ter afetado não só o salário de reserva do trabalhador, como também o tempo de permanência no estado de desemprego.

O presente estudo está assim estruturado: o Capítulo 1 é dedicado à introdução do estudo, já apresentada; o Capítulo 2 compreende os aspectos teóricos e empíricos da atividade de busca por emprego; o Capítulo 3 é responsável pelo tratamento dado à amostra de dados; o Capítulo 4 é atribuída a descrição do modelo econométrico aplicado às análises de salário de reserva e duração do desemprego; o Capítulo 5 é dedicado à apresentação dos resultados empíricos das análises de salário de reserva e duração do desemprego, seguido da conclusão no Capítulo 6.

CAPÍTULO 2 ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS DA BUSCA POR EMPREGO

A teoria de busca por emprego foi formulada essencialmente para analisar o fenômeno econômico do desemprego, e assim poder tratar a incerteza no mercado de trabalho de maneira mais formal e explícita. A incerteza no mercado de trabalho foi inicialmente introduzida nos trabalhos de Hutt (1939) e Woytinsky (1942). Hicks (1964) observou que a assimetria de informação sobre as oportunidades de emprego possui uma associação positiva com o fenômeno do desemprego. Ou seja, quanto maior a assimetria de informação (como ofertas de empregos, das características dos trabalhadores, etc.) no mercado de trabalho, mais evidente torna-se o fenômeno do desemprego.

Em Stigler (1961,1962) surgiu a primeira análise formal da estratégia ótima de busca realizada por um trabalhador desempregado. Nesses estudos, a associação entre o fenômeno do desemprego e a formação de expectativas pelo trabalhador permitiu a utilização da abordagem microeconômica para modelar o comportamento de cada agente econômico. Logo, os modelos de busca passaram a seguir rigidamente os princípios da economia Walrasiana, na qual o agente maximiza sua utilidade sujeita a um conjunto de restrições.

Dois abordagens teóricas surgiram a partir da teoria de busca por emprego: a primeira delas é a de salário de reserva, e a segunda a duração do desemprego. Levando-se em consideração algumas suposições sobre a estrutura da atividade de busca, a política de salário de reserva exercida pelo trabalhador diz respeito a sua decisão em relação à oferta de salário recebida no período. Nessa situação, o trabalhador decidirá aceitar a oferta de emprego¹ se o salário ofertado exceder o seu salário de reserva, ou decidirá rejeitá-la caso contrário; dando prosseguimento a sua atividade de busca por emprego.

Claramente, um dos objetivos centrais em tais estudos era o de determinar a taxa de equilíbrio do desemprego. Assim, tornava-se interessante saber se essa taxa de equilíbrio poderia ser afetada, e que tipo de políticas poderiam ser tomadas para obter tal resultado. Uma dessas políticas é a de seguro desemprego, na realidade é uma forma de conceder benefícios aos trabalhadores durante o estado de desemprego. Essa política pode tornar o trabalhador desempregado mais seletivo quanto às ofertas de salário, reduzir seu custo da atividade de busca e, conseqüentemente, elevar o seu salário de reserva (DEVINE e KIEFER, 1991).

Algumas hipóteses têm sido consideradas em relação ao salário de reserva nos modelos de equilíbrio parcial. Uma dessas hipóteses é a de que essa variável é constante ao longo do tempo, sendo possível observá-la quando a distribuição de oferta de salário e a probabilidade instantânea são constantes no tempo, e os trabalhadores vislumbram um horizonte infinito. Os modelos que seguem essas hipóteses são chamados de *estacionários*.

¹ Vale salientar que a oferta de emprego é um dos tópicos segundo o qual a teoria econômica tem desenvolvido diversas abordagens metodológicas. Como exemplo, os estudos de Pencavel (1986) e Killingsworth e Heckman (1986) que desenvolveram análises a respeito da oferta de emprego para homens e mulheres. Blundell e Macurdy (1999) realizam uma revisão da literatura e apresentam modelos empíricos de oferta de emprego sob incerteza, e suas extensões dinâmicas.

Por outro lado, considerando-se o salário de reserva variando no tempo, ou ao longo da duração do desemprego, a distribuição das durações são diferentes daquelas resultantes de um salário de reserva constante: os chamados modelos *não estacionários*. Ademais, quando não se conhece a distribuição das ofertas de salários, a política de salário de reserva pode não ser mais a política ótima do trabalhador.

Na situação de equilíbrio geral observam-se trabalhadores e firmas exercendo uma atividade de busca, são os chamados modelos de *Matching*. Nesses estudos, destacam-se Burdet e Mortensen (1989), que obtiveram uma forma funcional explícita para o equilíbrio da distribuição de salários e, conseqüentemente, o salário de reserva num modelo de equilíbrio dinâmico.

Pelo exposto, é função precípua desse estudo a realização de uma análise econométrica sobre o salário de reserva e a duração do desemprego, em equilíbrio parcial estacionário. Para tanto, descreve-se um modelo estrutural que segue a formulação proposta em Devine e Kiefer (1991), aplicado ao instrumental econométrico para obter resultados coerentes com a realidade do desemprego de curto prazo no Brasil.

2.1 O Modelo Estrutural de Busca por Emprego

Um dos primeiros modelos de busca seqüencial foi descrito por McCall (1970)². Esse modelo supõe que o trabalhador maximiza $E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t y_t$, onde y_t é a renda no período t , $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto e E denota a expectativa do indivíduo. A renda é $y = w$, quando o trabalhador estiver empregado, e $y = b$ se o mesmo estiver desempregado. A teoria da busca por emprego³ associa w , respectivamente, ao salário do trabalhador recebido enquanto empregado, e b ao valor fixo de renda recebido durante o estado desemprego (seguro-desemprego). Também, supõe-se que a cada período de desemprego, o trabalhador recebe uma oferta de emprego consistindo de um salário w e decide se a aceita, ou se a rejeita.

O trabalhador, ao aceitar a oferta de emprego, espera assegurá-la por um longo período de tempo (infinitamente), onde o valor presente descontado da renda recebida a cada período futuro é $\frac{w}{1-\beta}$. Esse é o valor da utilidade do trabalhador no estado de emprego. No problema de maximização, o termo V^* é tomado como a expectativa do valor presente da renda futura descontado ao entrar no mercado de trabalho, $\beta \cdot EV^u(w)$.

Esse valor não depende de quando o indivíduo entrará no mercado de trabalho, nem da duração do seu estado de desemprego, mas dependerá da distribuição de salário ofertado $F(w)$ ⁴. Na situação de desemprego, o valor de utilidade esperada, ao rejeitar a oferta salarial, é a soma do

² Mortensen (1970) também foi um estudo pioneiro no desenvolvimento de modelos de busca seqüencial por emprego (ROGERSON, SHIMER e WRIGHT, 2004).

³ Segundo Hwang, Mortensen e Reed (1998), w pode captar outras medidas desejáveis como benefícios, prestígio no emprego e etc. Da mesma forma, b pode captar o valor do lazer, ou a produção familiar.

⁴ Kiefer e Neumann (1979) apresentam uma abordagem em que é imposta a restrição de que somente é possível observar salários que já tenham sido aceitos pelos trabalhadores. Em particular, esse modelo mostra que uma maior dispersão em torno do salário médio ofertado causa uma elevação no salário de reserva do trabalhador.

benefício recebido naquele período de desemprego e do valor esperado da renda futura ao aceitar uma determinada oferta de salário.

$$V^u(w) = \max \left\{ \frac{w}{1-\beta}, b + \beta \cdot EV^u(w) \right\} \quad (1)$$

A estratégia ótima para o trabalhador é a de escolher o primeiro salário ofertado que seja maior do que w^r , e rejeitar todas as outras que sejam menores do que w^r . Visto que a renda líquida enquanto desempregado é uma constante, b , as ofertas w são independentes e identicamente distribuídas com $F(w)$ e taxa instantânea de oferta salarial (δ) conhecidas pelo trabalhador e invariáveis no tempo. Então a expectativa do valor presente da utilidade na situação de desemprego sob tais suposições, V^u , será uma constante ao longo da duração. Esse valor esperado é expresso da seguinte forma:

$$V^u(w) = \max \left\{ \frac{w}{1-\beta}, b + \beta \int_0^B V(w') dF(w') \right\} \quad (2)$$

De modo que o primeiro termo é o valor presente do salário aceito pelo trabalhador, e o segundo termo é o benefício recebido enquanto desempregado mais o valor esperado de um salário $w' \in [0, B]$ ofertado, e aceito futuramente. Desta forma, em equilíbrio parcial, o salário de reserva w^r é definido como um valor de equilíbrio, e iguala-se ao custo marginal de continuar a busca por emprego por mais um período ao benefício marginal esperado de realizar a busca por mais um período quando $w' > w^r$.

$$w^r = b + \beta \int_{w^r}^{\infty} (w' - w^r) dF(w') \quad (3)$$

Associada a atividade de busca por emprego está a duração do desemprego. Essa duração é o tempo que o trabalhador leva até aceitar uma oferta salarial, realizando assim a transição do estado de desemprego para o emprego. No entanto, não há uma teoria econômica formalizada em

relação à duração do desemprego. Contudo, a teoria estatística desenvolveu a análise de duração por meio das funções risco e sobrevivência. Considerando λh como a probabilidade de um trabalhador ser reempregado num curto intervalo de tempo h , ou seja, a probabilidade de uma oferta aceitável ($w > w^r$) ser recebida nesse intervalo pode ser expressa como o produto dos seguintes termos:

$$\lambda h = \delta h \cdot \pi(w^r) \quad (4)$$

tal que o primeiro termo δh é a probabilidade de qualquer oferta ser recebida no intervalo h . O segundo termo, $\pi(w^r)$, é a probabilidade condicional de que uma vez recebida a oferta salarial, ela será aceita pelo trabalhador, ou seja, essa probabilidade é $1 - F(w^r)$. Dividindo ambos os lados da equação (1.4) por h , e assumindo que $h \rightarrow 0$, tem-se:

$$\lambda = \delta \cdot \pi(w^r) \quad (5)$$

A equação (5) é justamente a *taxa de risco*, isto é, a taxa de transição entre os estados de desemprego e emprego. Tomando T como a duração de um período completo de desemprego com uma função de distribuição cumulativa $F(t)$, e função densidade $f(t)$, é possível expressar a seguinte probabilidade condicionada λh :

$$\lambda h = \Pr[t < T < t + h | T > t] = \frac{f(t) \cdot h}{1 - F(t)} \quad (6)$$

sendo que o termo $1 - F(t) = S(t)$ é chamado de *função sobrevivência*. Ou seja, é a probabilidade de uma duração completa no intervalo $[t, t + h)$, dado que $T > t$. Novamente, dividindo ambos os lados da equação (6) por h , e assumindo que $h \rightarrow 0$, então se tem a *função risco*⁵ dada por:

$$\lambda = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Pr[t < T < t + h | T > t]}{h} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (7)$$

⁵ Ver Lancaster (1990) e Woodridge (2002).

A função risco é justamente a razão entre a função densidade da duração do desemprego e a função sobrevivência. Essa é a taxa instantânea de mudança de um estado (desemprego) que durou T períodos para outro (emprego), tomando h períodos a frente. Lancaster (1990) é um importante referencial na análise de duração.

Portanto, de acordo com a estrutura da atividade de busca por emprego chega-se a duas equações fundamentais: a primeira, é a equação (3) que expressa o salário de reserva do trabalhador enquanto desempregado, e a segunda é a equação (7) que expressa a função risco do trabalhador no estado de desemprego. Sobre essas duas equações são aplicadas abordagens econométricas que têm por objetivo explicar alguns aspectos do desemprego de curto prazo⁶ no Brasil.

1.2 Estudos Relacionados à Busca por Emprego

Os modelos estruturais são tipicamente estimados por maximização numérica da *Função de Máxima Verossimilhança*. A estratégia de estimação é conceitualmente simples, mas o problema de otimização dependerá bastante das suposições feitas em torno da especificação da distribuição de probabilidade das variáveis aleatórias, as quais implicam em elevada programação matemática e esforço computacional para se estimar os parâmetros desejados. Utilizando a teoria econômica, é possível desenvolver algumas hipóteses sobre função densidade conjunta condicionada a um conjunto de variáveis exógenas ou parâmetros. Entretanto, uma das dificuldades no processo de estimação dos parâmetros estruturais é quanto a presença de informações censuradas na amostra, e que são necessariamente tratadas no presente estudo.

Uma abordagem natural é analisar separadamente os salários (oferta salarial, e salário de reserva) e a duração do desemprego, assumindo independência entre essas variáveis endógenas. Isso permite obter uma análise pormenorizada da atividade de busca por emprego. No presente estudo, objetiva-se analisar o efeito da duração do desemprego e de outras variáveis controles sobre o salário de reserva. Em seguida, faz-se uso de uma função risco para investigar os

⁶ Na presente pesquisa, assume-se que o desemprego de curto prazo possui uma duração máxima de 12 meses.

possíveis determinantes da duração do desemprego. Porém, a análise sobre oferta salarial não é foco do presente estudo.

1.2.1 Algumas Análises de Regressão para Salário de Reserva

Existem poucos estudos na literatura internacional envolvendo informações sobre salário de reserva, segundo Devine e Kiefer (1991). A maioria desses estudos empíricos tem como foco principal verificar a relação entre duração do desemprego e salário de reserva, tentando verificar a simultaneidade entre essas duas variáveis. O argumento é o de que ao ter prolongado seu estado de desemprego, o trabalhador torna-se menos exigente quanto às ofertas salariais. Logo, espera-se que o seu salário de reserva seja menor à medida que a duração do desemprego seja maior. Por outro lado, é possível observar que trabalhadores com elevado salário de reserva passem mais tempo no estado de desemprego, justamente pelo fato deles serem mais exigentes em relação às ofertas salariais recebidas.

Outro ponto bastante abordado é quanto ao efeito do benefício recebido no estado de desemprego sobre o salário de reserva. Diferentemente da duração do desemprego, o benefício recebido tem efeito positivo. Argumenta-se que a elevação do benefício recebido torna o trabalhador mais exigente quanto às ofertas salariais, o que implica numa elevação do seu salário de reserva.

Um dos primeiros estudos a analisar os efeitos da duração do desemprego sobre o salário de reserva foi Kasper (1967). A relação determinística encontrada foi negativa, e dois argumentos foram utilizados para justificá-la: o primeiro, diz que a utilidade marginal do lazer diminui à medida que se acumula. Por outro lado, no segundo argumento, a escassez de ativos deve levar a um crescimento na utilidade marginal da renda. Esse é um argumento clássico sobre a alocação de tempo que o indivíduo faz entre lazer e trabalho, e se a utilidade marginal da renda é crescente o indivíduo será estimulado a exercer uma atividade de busca por emprego. Em seguida, alguns estudos investigaram o padrão de movimento no salário de reserva com base nessa abordagem, como é o caso de Barnes (1975), Sant (1977), e Melnik e Saks (1977).

Warner, Poindexter e Fearn (1980), investigam as fontes potenciais da variação na duração de desemprego entre os indivíduos por meio da variação no salário de reserva. Nesse estudo, utiliza-se o método semiparamétrico para inferir os efeitos dos regressores (salário de reserva, e características individuais) sobre o risco de sair do estado de desemprego. Os resultados encontrados mostram que indivíduos com baixo salário de reserva possuem uma elevada probabilidade de sair do estado em que se encontram. Enquanto, que indivíduos com elevada renda compensatória no estado de desemprego possuem uma baixa probabilidade de deixar o desemprego.

Sandell (1980) utiliza mínimos quadrados em dois estágios para salário de reserva, onde a duração de desemprego é tratada como variável endógena. Nesse estudo, o salário previsto é utilizado como variável instrumental para a duração do desemprego. Os resultados obtidos pelo autor mostram que a duração apresentou um efeito negativo sobre o salário de reserva, mas com uma grande magnitude dos coeficientes.

Também, em Lancaster e Chesher (1984), analisa-se um sistema de equações simultâneas para salário de reserva e duração do desemprego. Diferentemente de Sandell (1980), os autores usam o número de dependentes (geralmente dado pelo número de filhos) como variável instrumental para identificar o salário de reserva. Os autores mostram que os resultados em termos de sinais dos coeficientes são coerentes com a teoria, mas são imprecisos em virtude das diferenças substanciais entre os cortes de amostra. Além disso, não se observou sensibilidade em relação ao benefício recebido no estado de desemprego.

A simultaneidade entre salário de reserva e a duração do desemprego também é discutida em Jones (1988). Para tanto, Jones faz uso do benefício recebido enquanto desempregado como variável instrumental para identificar o salário de reserva, diferindo nesse aspecto em relação à Lancaster e Chesher (1984). Seus resultados indicam uma relação direta entre as duas variáveis, onde o salário de reserva afeta positivamente a duração do desemprego. Entretanto, a magnitude do coeficiente que mede tal efeito é muito sensível a outras especificações do modelo.

Health e Swann (1999), a partir de um estudo sobre o padrão do emprego e do desemprego na Austrália entre 1995 e 1996, mostram que o salário de reserva não é um fator significativo para explicar a duração incompleta de desemprego. O argumento usado é o de que são poucas as ofertas de emprego para aqueles trabalhadores que buscam emprego, devido ao efeito que o salário-mínimo exerce sobre o salário de reserva. As evidências encontradas pelos autores mostram que há uma grande proporção de trabalhadores com salário de reserva abaixo do salário mínimo estabelecido. Desta forma, para esses indivíduos, é o salário mínimo o valor de referência para se aceitar ou rejeitar uma oferta de emprego.

Utilizando informações domiciliares para comunidade europeia, Addison, Centeno e Portugal (2004) realizaram um estudo envolvendo salário de reserva, duração da busca por emprego e ofertas salariais na Europa. Restringindo-se à análise de salário de reserva, os autores também encontram uma simultaneidade entre essa variável e a duração do desemprego. Para identificar essa relação, são utilizados como instrumentos: o número de dependentes, tamanho da

família, *status* matrimonial, e nível de escolaridade. Ao estimar a especificação por mínimos quadrados em dois estágios obtém-se que um mês a mais no estado de desemprego resulta numa redução de 10% no salário de reserva do trabalhador.

Uma característica desses estudos é a de que em geral são análises realizadas numa situação de desemprego de longo prazo, ou seja, as informações utilizadas estão dispostas em painel de dados ao longo de, no mínimo, dois anos, como o estudo de Health e Swann (1999). Nesse aspecto é possível observar efeitos da taxa de desemprego sobre o salário de reserva, cuja relação é negativa segundo Addison, Centeno e Portugal (2004).

Outros estudos tentam medir a elasticidade do salário de reserva e da duração do desemprego em relação aos parâmetros estruturais do modelo de busca por emprego, embora esse não seja o objetivo do presente estudo. Nessa abordagem estrutural, Flinn e Heckman (1982) foi o primeiro estudo a estimar estruturalmente o salário de reserva, utilizando o modelo padrão de busca por emprego no horizonte infinito. Lancaster e Chesher (1983), Lynch (1983), Rolzer (1986), Ridder e Gorter (1986), tentam mensurar as elasticidades do salário de reserva com respeito aos parâmetros, principalmente, em relação ao benefício recebido e à taxa de oferta salarial. Já van den Berg (1990) leva em consideração o efeito da duração do desemprego sobre os parâmetros. Eckstein e van den Berg (2003), apresentam um *survey* sobre implementações empíricas de modelos de salário de reserva, e principalmente estudos estruturais para modelos “matching” para busca enquanto empregado e suas extensões, como barganha e heterogeneidade.

Rogerson, Shimer e Wright (2004) apresentam diversas extensões do modelo de busca por emprego tanto para a situação de equilíbrio parcial, quanto para a situação de equilíbrio geral. As principais extensões são: intensidade da busca, onde o trabalhador recebe mais de uma oferta salarial por período e, conseqüentemente, escolherá a melhor delas. Em seguida, apresenta uma estrutura de busca por emprego onde o trabalhador não mais assegura o emprego por toda a vida, ou seja, existe agora a possibilidade de demissão do trabalhador. Uma outra extensão apresentada pelos autores é a de busca enquanto empregado, onde a estratégia do trabalhador é aceitar qualquer oferta salarial maior do que o seu atual salário recebido.

Uma abordagem que vem ganhando destaque é quanto ao efeito da riqueza sobre o salário de reserva. Bloemen e Stancanelli (2001) estimam um modelo de equações simultâneas para salário de reserva, transição no mercado de trabalho e riqueza. Como resultado, observa-se que a

riqueza possui impacto positivo sobre salário de reserva e um impacto negativo sobre a probabilidade de tornar-se empregado.

Recentemente, Arcidiacono e Ahn (2004) analisaram os efeitos do salário-mínimo sobre a atividade de busca por trabalho. Como resultado, mostra-se que um aumento no salário-mínimo pode levar a um decréscimo da probabilidade de um indivíduo encontrar emprego. Isso se deve ao fato de que um aumento de salário-mínimo faz com que um maior número de indivíduos passem a procurar emprego, e isso motiva as firmas a não ofertar altos salários. Esse fato resulta no insucesso da busca por emprego realizada pelo trabalhador.

No presente estudo tenta-se verificar essa relação de simultaneidade entre salário de reserva e duração do desemprego por meio de análise de regressão. Ademais, leva-se em consideração os possíveis efeitos do último salário recebido, do salário mínimo real e da taxa de desemprego aberto da economia.

1.2.2 Estudos sobre Duração de Desemprego

Os estudos de Lancaster (1979) e Nickell (1979) propuseram um método para analisar a duração do desemprego. Esse método baseava-se na função risco que mensurava a probabilidade de um trabalhador deixar seu estado de desemprego. Os modelos propostos nesses dois estudos podem ser considerados como formas reduzidas resultantes de modelos comportamentais advindos da teoria de busca por emprego.

Lancaster (1979) propôs utilizar uma formulação básica em tempo contínuo para a duração do desemprego, o chamado modelo de risco proporcional. Inicialmente, assumiu uma distribuição *Exponencial*, mas em seguida utilizou uma distribuição *Weibull* com regressores invariáveis no tempo. Num segundo momento, o autor incorporou a heterogeneidade não observada através da especificação de uma função de distribuição *Gama*, chegando a um modelo de risco proporcional misturado. Um dos resultados encontrados é a existência de dependência negativa da duração, ou seja, a taxa de risco de mudar do estado de desemprego para o emprego decresce com o prolongamento da duração.

Nickell (1979) propõe uma formulação em tempo discreto para a distribuição de probabilidade da duração do desemprego. Seu modelo básico de risco é especificado por um *Logit* com regressores invariáveis no tempo. Em seguida, o autor estende o modelo para

regressores variáveis e incorpora a heterogeneidade não observada, que por sua vez é tratada de maneira não paramétrica.

Segundo Kiefer (1988), a função risco é uma abordagem que fornece um tratamento bastante conveniente para a duração do desemprego. Se o risco de sair do estado de desemprego por parte do trabalhador aumenta com o tempo de duração, então existe uma dependência positiva. Caso contrário, essa dependência da duração é negativa.

Todavia, para se chegar a tal resultado sobre a dependência da duração é necessário supor alguma distribuição de probabilidade para a duração. Algumas distribuições são comumente utilizadas como a *Exponencial*, a *Weibull*, e a *Log-logística*. Após especificar a distribuição de probabilidade seja com base na teoria econômica, ou por conveniência, até mesmo por alguma peculiaridade dos dados, o vetor de parâmetros de interesse pode ser estimado utilizando o método de *Máxima Verossimilhança*.

Porém, existe uma peculiaridade nos dados de duração que se refere à censura dessa informação. Em muitos casos as informações sobre duração são obtidas somente em um determinado período. Este fato não permite saber se o trabalhador mudou de estado após o período observado, ou a quanto tempo o trabalhador já estava em tal estado antes de entrar no período de referência. Isso gera implicações para a função MV que deverá incorporar tanto o trabalhador com informação censurada, quanto o trabalhador sem informação censurada. Neste caso, dois modelos podem ser destacados, são eles: o modelo de *Risco Proporcional* e o modelo *Proporcional de Cox*.

O Modelo de Risco Proporcional (MRP) não é derivado da teoria econômica, mas é capaz de captar importantes relações teóricas. Nesse modelo existem três determinantes do risco, são eles: o vetor de variáveis explicativas observáveis, as variáveis explicativas não observáveis, e a heterogeneidade não observada. Caso seja possível observar todos os determinantes da função risco sem erros de medida, então a heterogeneidade não observada pode ser omitida. No entanto, a suposição mais importante no ponto de vista teórico é a de que a duração decorrida (linha base de risco) e o vetor explicativo exercem efeito multiplicativo sobre o risco, e isso muitas vezes não possui justificativa razoável (van den BERG, 2001).

Entretanto, o MRP tornou-se muito popular na análise de duração. Parte de sua atratividade se deve ao fato de que é difícil atingir a uma formulação mais parcimoniosa da

função risco. Estudos como Lancaster (1979), Solon (1985), Moffitt (1985), e mais recente Addison, Centeno e Portugal (2004), têm utilizado o MRP.

O modelo Proporcional de Cox (MPCox), por sua vez, tem o poder de estimar o vetor de parâmetros sem especificar uma distribuição para a duração do desemprego. A idéia deste modelo é de que na ausência de todas as informações sobre a distribuição da duração, somente a ordem das durações fornece informações sobre os parâmetros desconhecidos. O Modelo Proporcional de Cox tem sido utilizado nos estudos recentes de Galiani e Hopenhayn (2001), Carroll (2004) e Kupets (2005).

Contudo, é a heterogeneidade não observada um dos tópicos mais abordados em estudos que envolvem análise de duração. O principal motivo refere-se às características individuais não observadas que podem ser relevantes para explicar o comportamento dos trabalhadores e, portanto, podem afetar a sua probabilidade de deixar o estado de desemprego em que se encontra. Ignorar tal problema pode gerar estimativas inconsistentes para os parâmetros de interesse. Esta discussão foi lançada por Nickell (1979), mesmo assim não recebe muita atenção em diversos estudos recentes (CANALS e STERN, 2001). Lancaster (1979) utiliza a distribuição *Gama* para especificar a heterogeneidade não observada no modelo de risco proporcional. Neste caso, tem-se a chamada função risco misturada, dado que a duração possui uma distribuição de probabilidade diferente daquela especificada para heterogeneidade não observada.

Lancaster (1985) analisa os efeitos da heterogeneidade não observada sobre a dependência da duração num MRP especificado por uma distribuição *Weibull*. O autor encontra uma estimativa viesada para baixo da dependência da duração. Sob algumas suposições adicionais, na qual o termo da heterogeneidade e o vetor explicativo são independentes, o autor encontra estimativas para o vetor de parâmetros das variáveis explicativas com um viés para zero. No mesmo sentido, Sharmar (1987) mostra que a heterogeneidade não observada induz a uma relação de dependência entre os regressores e a duração, conseqüentemente dando a entender que o MRP está mal especificado. Já Struthers e Kalbfleisch (1986) analisaram os efeitos da heterogeneidade sobre o MPCox, e também encontraram que as estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas estavam viesados.

Para tratar a heterogeneidade não observada, a distribuição *Gama* tem sido a mais popular nesses estudos. Sua popularidade surgiu devido ao tratamento analítico que preserva as propriedades da distribuição da duração condicionada ao vetor explicativo numa formulação

fechada. Abring e van den Berg (2001), justificam formalmente a escolha da distribuição *Gama*. Os autores mostram que sob mínimas condições, a distribuição da heterogeneidade não observada converge para a distribuição *Gama*, se $t \rightarrow \infty$. Todavia, Heckman e Singer (1984) já argumentavam que a estimação da dependência da duração e os efeitos das variáveis explicativas sobre a função risco tornam-se extremamente sensíveis ao supor determinada distribuição para a heterogeneidade não observada.

Desta maneira, muitos estudos passaram a tratar a heterogeneidade não observada mediante métodos não paramétricos⁷. Esses estudos têm se dedicado a identificar um estimador não paramétrico, principalmente para o modelo de Risco Proporcional, como os estudos realizados por Elbers e Ridder (1982), Heckman e Singer (1984), Kortram et al. (1995), Lenstra e van Rooij (1998), Horowitz (1999) dentre outros.

⁷ Ver van den Berg (2001).

CAPÍTULO 3 AMOSTRA DE DADOS

A amostra disponível consiste de informações individuais coletadas na Pesquisa de Padrão de Vida (PPV), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE). Essa pesquisa foi realizada somente durante o período⁸ de 1996-1997 nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. A pesquisa abrange as regiões metropolitanas das principais capitais (Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo), e as áreas urbanas e rurais do interior de cada região geográfica considerada na amostra.

A PPV objetiva analisar o bem-estar social, cujos temas abordados permitem avaliar as condições de vida da população. Todavia, além de enfatizar os aspectos relativos ao emprego e a renda, a PPV apresenta informações sobre despesas domiciliares⁹. Os dados de emprego possuem informações a respeito da atividade principal e/ou secundária do indivíduo. A pesquisa aborda, também, informações sobre a atividade de busca por emprego realizada nos últimos 12 meses anteriores à data da entrevista.

O trabalho realizado sobre os dados da PPV foi o de obter uma sub-amostra a partir do cruzamento de informações dos indivíduos, dos respectivos domicílios, e da atividade de busca por emprego realizada pelo indivíduo. Para fins do estudo ora proposto, a amostra selecionada restringiu-se aos indivíduos que realizaram a atividade de busca durante o período de referência, e que reportaram o valor mínimo de rendimento a que estariam dispostos a trabalhar (salário de reserva).

A amostra consta de 2733 observações, envolvendo indivíduos que realizaram a atividade de busca por emprego pelos seguintes motivos: desemprego, substituição do atual emprego, e complementariedade. No Quadro 1, abaixo, estão listadas as variáveis de características dos indivíduos, dos domicílios, e da atividade de busca por emprego.

⁸ O período de permanência no campo foi de um ano (março de 1996 a março de 1997) com o objetivo de captar fenômenos sazonais.

⁹ As despesas domiciliares consistem de gasto com moradia, educação, saúde, consumo alimentar, despesas com bens e serviços, assim como custo da produção para moradores envolvidos em atividades de indústria, comércio, serviços, agropecuária e pesca.

QUADRO 1: Características dos Indivíduos, dos Domicílios e da Atividade de Busca

Características da Atividade de Busca por Emprego

SX	Sexo
ID	Idade em anos completos
EC	Estado civil
CDOM	Condição no domicílio
EDUC	Número de anos de estudos
COR	Cor ou raça
TDOM	Tamanho do domicílio
REG	Região geográfica de localização do domicílio
URB	Localização urbana ou rural do domicílio
YDOM	Renda do domicílio de todas as fontes

Características da Atividade de Busca por Emprego

RB12	Indivíduo que procurou por emprego nos últimos 12 meses
RB30	Indivíduo que procurou por emprego nos últimos 30 dias
MB	Motivo a que levou o indivíduo a realizar a busca
T	Duração em semanas da atividade de busca
SB	Setor de atividade em que a busca foi realizada
AB	Atividade em que a busca foi realizada
SUC	Sucesso na atividade de busca (encontrou o emprego)
WR	Menor valor a que estaria disposto a trabalhar
WU	Último salário bruto recebido pelo indivíduo
F	Duração em semanas do emprego nos últimos 12 meses

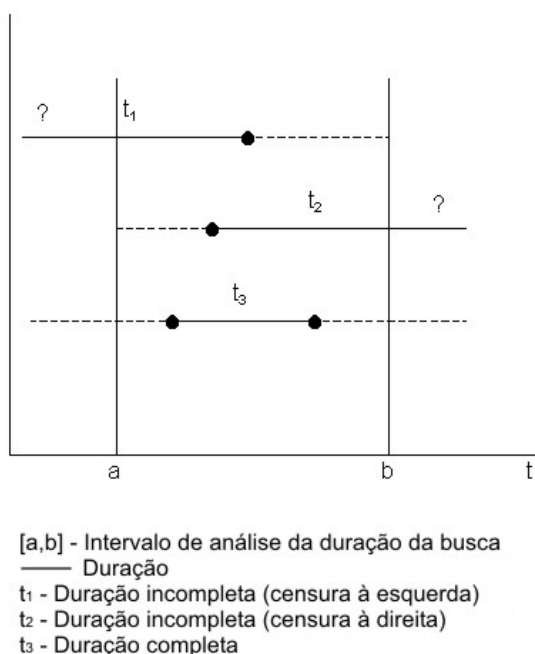
Nota: Informações coletadas a partir da PPV

Os dados relativos às informações de busca por emprego, no Quadro 1, possuem algumas peculiaridades que torna necessário explicitar a forma como a sub-amostra foi extraída. Para maiores detalhes a respeito das variáveis descritas acima, basta observar as estatísticas descritivas nas Tabelas A1 e A2, no Apêndice A.

3.1 Tipos de Durações

Os dados sobre duração são tipicamente censurados, ou seja, a informação sobre a duração é incompleta. A censura geralmente ocorre quando se estabelece um período de ocorrência para as durações. Para alguns indivíduos não é possível observar seu estado antes e nem após o período estipulado. A Figura 1, abaixo, apresenta o intervalo de análise da duração da busca por emprego $[a, b]$, onde no presente estudo o intervalo correspondente é $[1, 48]$ semanas.

FIGURA 1: Tipos de Duração



Apenas dois possíveis estados são observados (assumidos existirem), desemprego e reemprego. O foco da análise de duração está sobre o tempo de busca por emprego. Nesse sentido, se o motivo pelo qual o indivíduo realizou a atividade de busca foi o do desemprego (de acordo com a PPV), isso sugere uma análise de transição do estado de desemprego para o reemprego. Portanto, se o indivíduo inicia o período de referência $[a, b]$ no estado de desemprego, este fato implica que sua duração é incompleta do tipo *censura à esquerda* (tipo t_1).

Segundo Devine e Kiefer (1991), esse tipo de duração é menos comum e mais difícil de tratar, a menos que a duração tenha uma distribuição exponencial. Na PPV, é possível observar casos em que a duração foi de exatas 48 semanas, mas que possivelmente já vinha de um estado de desemprego. Logo, os indivíduos que possuem essa duração máxima são excluídos da amostra

como forma de simplificar a análise de duração, devido à suspeita de censura à esquerda. Vale salientar que apenas 2% dos trabalhadores desempregados são excluídos por esse critério (ver Tabela A.2, no Apêndice A).

Um outro caso refere-se aquele indivíduo que termina o período de referência $[a, b]$ no estado de desemprego. Nessa situação, não é possível observar se ele mudou seu estado (reemprego), ou se continuou no desemprego. Isso é conhecido como *censura à direita* (tipo t_2), que é mais fácil de ser tratada. Por outro lado, existe aquele indivíduo que inicia e termina seu estado de desemprego dentro do período de referência, onde essa duração completa é chamada de não censurada (tipo t_3).

Na PPV, as perguntas relacionadas à atividade de busca por emprego são retrospectivas, ou seja, a partir da data da entrevista com relação aos últimos 12 meses. Nesse sentido, o indivíduo que foi entrevistado em março de 1996 reportou informações sobre sua atividade de busca até março de 1995, que corresponde a 12 meses (ou 48 semanas) anteriores à data da entrevista. Portanto, a PPV apresenta períodos de referência distintos entre os trabalhadores $[a_i, b_i]$, mas sua amplitude de 48 semanas é a mesma para todos os trabalhadores e não compromete a utilização de suas informações.

3.2 Tipos de Amostra

No presente estudo, torna-se relevante esclarecer que tipo de amostra de duração está sendo utilizada, ou seja, se a amostra é do tipo *fluxo* ou *estoque*. A amostra do tipo fluxo caracteriza-se por possuir indivíduos que entram no estado inicial (desemprego) em algum ponto do intervalo $[a, b]$, onde a data do início da duração a_i é conhecida.

Por outro lado, a amostra do tipo estoque caracteriza-se por possuir indivíduos que obtiveram duração positiva no intervalo $[a, b]$, não importando a data inicial dessa duração. Ademais, existem algumas diferenças importantes nesses dois tipos de amostras: a primeira é a de que na amostra do tipo estoque possui grande chance de ocorrência de censura à esquerda, enquanto na amostra fluxo esse fenômeno não ocorre. Logo, torna-se possível encontrar casos, na amostra do tipo estoque, em que a censura de dados é observada pela direita e pela esquerda.

A segunda diferença entre esses dois tipos de amostras é quanto à ocorrência de viés de seleção. Esse problema pode surgir em amostras do tipo estoque, pois ao considerar indivíduos que não possuem a data inicial de sua duração dentro do intervalo $[a,b]$ suas características podem viesar as características da amostra como um todo. Kiefer (1988) chama esse fenômeno de amostra com duração viesada. Heckman (1979) propõe uma abordagem econométrica para tratar tal fenômeno.

Diante disso, a amostra a ser analisada no presente estudo é do tipo estoque, pois foram observados um número de 2733 indivíduos que exerceram alguma atividade de busca num período de $[1,48]$ semanas.

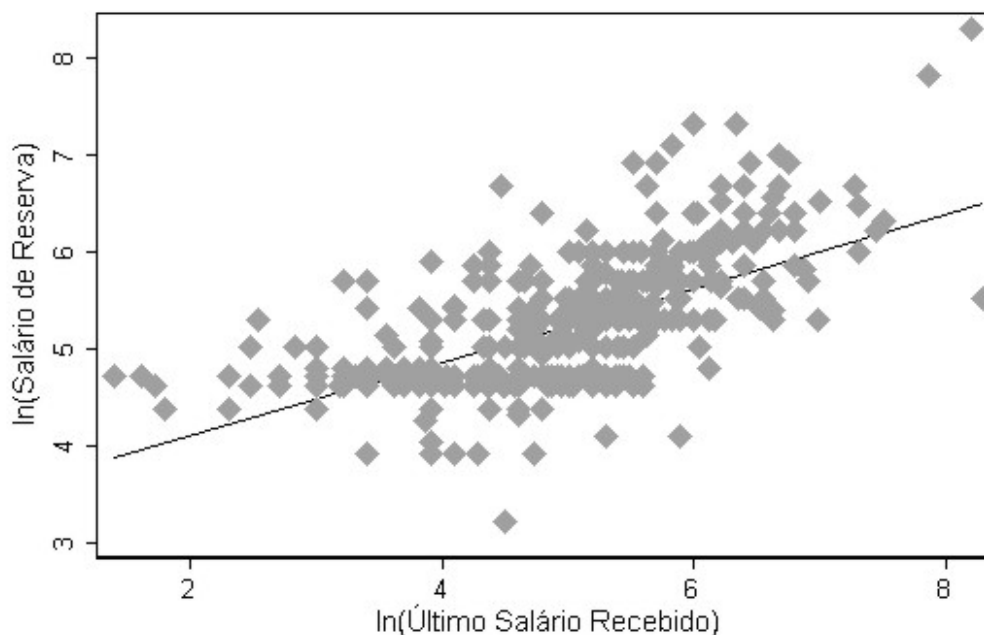
3.3 Seleção da Sub-Amostra

Na pesquisa da PPV, além do motivo de desemprego, é possível observar casos em que o indivíduo buscou emprego para substituir o atual, ou para obter um segundo emprego como forma de complementar sua renda. Os indivíduos desse grupo foram excluídos da sub-amostra pelo fato de não estarem desempregados quando realizaram a busca por emprego. Não obstante, é possível discriminar o setor (público ou privado), bem como a atividade (agrícola e não agrícola) em que o indivíduo realizou sua busca por emprego.

Duas outras variáveis de extrema importância para os propósitos do estudo são: a duração da busca por emprego que é reportada em semanas, onde essa duração da atividade de busca corresponde a um número máximo observado de 48 semanas (corresponde ao período de realização da pesquisa). E o sucesso na busca, que é uma variável binária e indica se o indivíduo encontrou o emprego procurado. Ambas variáveis são fundamentais na discussão sobre a censura dos dados.

Inicialmente, a partir da amostra de 2733 observações (ver Tabela A.2, Apêndice A), foram considerados apenas trabalhadores no estado de desemprego que tinham idade entre 10 e 60 anos, e que realizaram alguma atividade de busca dentro do período de 12 meses contados a partir da data da entrevista. Esses trabalhadores informaram seu salário de reserva e o último salário bruto recebido nesse mesmo período de referência. Essa última variável, isto é, o último salário bruto, é utilizada como *proxy* para o salário inicial do indivíduo, o qual possui uma correlação bastante significativa com o salário de reserva, como mostra a Figura 2, abaixo:

FIGURA 2: Relação entre Salário de Reserva e Último Salário Recebido



Isso pode estar indicando que o salário inicial é possivelmente um determinante para o salário de reserva. No caso de desemprego, a correlação entre o logaritmo natural do salário de reserva e do logaritmo natural do último salário recebido pelo indivíduo foi de 0.65. Dado que o indivíduo recebeu um salário bruto elevado anterior a atividade de busca, muito provavelmente, tornar-se-á mais exigente quanto às ofertas de salários e, portanto, terá um salário de reserva maior. Nessas condições, a amostra se reduz para um número de 663 observações.

Entretanto, essa sub-amostra está sujeita ao problema da censura de dados, e possivelmente à existência de casos de múltiplas durações que fogem do escopo desse estudo. Esse último caso refere-se aos indivíduos que possivelmente entraram e saíram do estado de desemprego por mais de uma vez, e que não foi possível identificá-los na amostra. Porém, observando algumas perguntas realizadas na PPV é possível observar alguns casos incoerentes, e passíveis de exclusão da amostra. A eliminação dessas informações tem por objetivo diminuir os casos de censura à esquerda e múltiplas durações.

A PPV fornece as seguintes questões cruciais para a tentativa de identificação desses casos incoerentes:

- i. procurou trabalho nos últimos 30 dias? (Sim ou Não);

- ii. e nos últimos 12 meses? (Sim ou Não);
- iii. conseguiu o trabalho procurado? (Sim ou Não);
- iv. semanas que passou procurando emprego nos últimos 12 meses?
- v. trabalhou nos últimos 7 dias anteriores a data da entrevista? (Sim ou Não)
- vi. trabalhou nos últimos 12 meses? (Sim ou Não)
- vii. informou a data do último salário bruto recebido, ou a data do último emprego no período de referência (12 meses)? (Sim ou Não)

Nota-se que (i) *sim*, implica (ii) *sim*. Ou seja, se o indivíduo procurou trabalho nos últimos 30 dias, então ele procurou nos últimos 12 meses. Porém, (ii) *não*, não implica (i) *não*, pois existem indivíduos com duração completa que não chegaram a realizar a busca nos últimos 30 dias. Observa-se, também, que os itens (i) e (iii) em caso de respostas *sim* e *não*, indicam censura à direita, pois seu estado de desemprego possivelmente se manteve após a data da entrevista.

Os casos em que a resposta dos itens (ii) e (iii) são ambas *sim* e uma duração menor do que 48 semanas implicam em duração completa. Já no caso em que a resposta para o item (ii) é *sim* e a duração é exatamente de 48 semanas, espera-se que essa duração seja censurada à esquerda. Pois trabalhadores com duração máxima muito provavelmente já iniciaram uma atividade de busca antes do período de referência $[a, b]$. Se além de uma duração máxima, a resposta para o item (iii) é *não*, então existe censura tanto pela esquerda quanto pela direita, onde o indivíduo passou todo o período de referência no estado de desemprego. Então, torna-se interessante investigar a data em que o indivíduo saiu do último emprego para que se tenha uma visão geral sobre sua situação anterior ao período de referência.

Nessa estrutura é possível identificar de forma direta apenas os casos de censura à direita, por meio dos itens acima descritos. Entretanto, não é possível identificar os casos de censura à esquerda, exceto para aqueles indivíduos com duração máxima de 48 semanas (dado que a data de início da atividade de busca não foi reportada na pesquisa). Portanto, para tentar amenizar o problema da existência de múltipla duração e censura à esquerda exclui-se da sub-amostra as observações com informações incoerentes sobre a duração (correspondentes aos Casos 1 e 2, ver Apêndice C).

Além disso, faz-se uso da informação referente à data do último emprego exercido pelo indivíduo e do número de meses trabalhados nos últimos 12 meses. Essas duas últimas informações também são necessárias para identificar algumas informações inconsistentes. Por

exemplo, indivíduos que possuem o valor da soma do tempo de busca por emprego (t) e do tempo trabalhado nos últimos 12 meses (s) superior a 48 meses, são excluídos da amostra. Finalmente, o total de observações excluídas da sub-amostra é de 143 observações.

Nessa análise, há ainda a necessidade de verificar se o último salário bruto recebido pelo indivíduo pode realmente ser considerado como uma *proxy* para o salário inicial, ou seja, se o indivíduo recebeu o último salário bruto antes de exercer qualquer atividade de busca por emprego nos últimos 12 meses. Esse valor se refere aos indivíduos que trabalharam nos últimos 365 dias, tendo ou não trabalhado na semana de entrevista.

O fato é que pode haver casos em que o último salário recebido foi reportado após o indivíduo ter obtido o sucesso na busca, tornado mais difícil de saber se o mesmo foi recebido no antigo emprego ou no atual (após ter obtido sucesso na atividade de busca). Porém, ao observar a data de recebimento do último salário bruto reportada na PPV, nota-se que ela coincide com a data do último emprego do indivíduo, logo, sendo anterior à atividade de busca exercida pelo mesmo.

Portanto, as observações da sub-amostra são indivíduos de 10 a 60 anos de idade, que exerceram uma atividade de busca por emprego nos últimos 12 meses, onde o estado em que se encontravam era o de desemprego. Parte desses indivíduos obteve sucesso na busca, o que implica em duração completa. Desta forma, a amostra a ser utilizada na presente pesquisa contém 543 observações (correspondentes aos Casos 3 e 4, ver Apêndice C), das 2733 observações originais. Porém, esse número se reduz a 520 devido a problemas de variáveis com valores omitidos, e *outliers* encontrados nas variáveis de salário de reserva e último salário recebido.

As informações presentes na Tabela 1, mostram que a média de duração no estado de desemprego é de aproximadamente 8 semanas, e o salário de reserva médio é de R\$ 224.54 em valor nominal. Além disso, o trabalhador possui uma idade média de aproximadamente 27 anos, e seu último salário recebido foi em média de R\$ 209.42. O tamanho médio do domicílio é de 5 indivíduos, com uma renda domiciliar média de R\$ 1056,00. A maioria da sub-amostra é de trabalhadores do sexo feminino, não brancos, e urbanos que estão residindo na região Nordeste.

TABELA 1: Estatísticas Descritivas da Sub-Amostra

Variáveis	Estatísticas Descritivas				
	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
T	7.79	7.90	1	46	520
WR	224.54	267.65	25	4000	520
WU	209.42	338.82	4	4020	520
EDUC	5.65	3.64	0	16	520
ID	27.31	10.24	10	59	520
TDOM	5.05	2.47	1	15	520
RDOM	1056.00	1428.29	0	16923.55	459
FEM	0.61	0.49	0	1	520
NBRC	0.62	0.49	0	1	520
URB	0.87	0.34	0	1	520
REG	0.51	0.50	0	1	520

O tamanho da amostra utilizada na presente pesquisa está muito próximo do que se observa na literatura internacional e alguns poucos estudos nacionais. Os estudos citados com um número de observações acima de mil, em grande parte, utilizam painel de dados ou pseudopainéis, o que não é o caso da presente análise.

QUADRO 2: Tamanho de Amostra nos Estudos Empíricos sobre Busca por Emprego

Salário de Reserva		Duração do Desemprego	
Estudos Empíricos	N	Estudos Empíricos	N
Lynch (1983)	1893	Lancaster (1979)	479
Lancaster et al. (1984)	653	Kiefer e Neumann (1979)	517
Holzer (1986)	447	Narendranathan et al. (1985)	1447
Ridder e Gorter (1986)	205	Devine (1988)	3396
Jones (1988)	854	Wolpin (1987)	144
van den Berg (1990)	136	Foley (1997)	1089
Bloemen (1997)	272	Grogan e van den Berg (2001)	3306
Hesth e Swann (1999)	628/381	Penido e Machado (2002)	3002
Addison, Centeno e Portugal (2004)	18482	Carroll (2004)	2402

No Quadro 2, estão listadas alguns estudos empíricos sobre salário de reserva e duração do desemprego com os respectivos tamanhos de amostra utilizada. Após o detalhamento dos possíveis problemas encontrados na amostra, o próximo passo é o de propor os métodos econométricos adequados para a análise em questão.

CAPÍTULO 4 ANÁLISE ECONOMETRICA

A análise econométrica no presente estudo divide-se em duas partes: na primeira parte se investiga os possíveis determinantes do salário de reserva, principalmente observando sua elasticidade em relação à duração da busca por emprego (ou a duração do desemprego). Na segunda se refere aos determinantes da duração do desemprego. Diante dessas duas abordagens será possível obter uma visão mais clara a respeito da atividade de busca por emprego do trabalhador. Vale salientar que, o desemprego observado é o de curto prazo numa análise em dados “cross-sections”, realizada a partir de informações de trabalhadores que estão no estado de desemprego a menos de 12 meses (ou 48 semanas).

4.1 Análise para Salário de Reserva

A análise dos determinantes do salário de reserva é um dos tópicos fundamentais para entender o comportamento do trabalhador desempregado durante sua busca por emprego. Nessa análise, assume-se a estacionariedade para o salário de reserva ao longo do tempo, como já explicitado no Capítulo 2 deste estudo. A equação fundamental para determinação do salário de reserva é descrita da seguinte forma:

$$\ln(w^r) = \alpha + \phi \ln(t) + x'\beta + \varepsilon \quad (8)$$

De maneira que t é a duração da busca por emprego (medida em semanas), e o termo estocástico ε é assumido ser distribuído normalmente com média 0 e variância constante σ^2 .

O vetor x é o vetor de variáveis explicativas contendo informações à respeito das características dos indivíduos, e constituído pelas seguintes variáveis:

EDUC = nível de educação (número de anos de estudos);

FEM = indica o valor 1 para o sexo feminino, e 0 caso contrário;

ID = idade em anos completos de cada indivíduo;

NBRC = indica valor 1 para indivíduos não brancos, e 0 caso contrário;

CHF = indica valor 1 para o indivíduo chefe do domicílio, e 0 outros casos;

LNWU = logaritmo natural do último salário recebido pelo indivíduo;

URB = indica o valor 1 para área urbana do domicílio, e 0 caso contrário;
REG = indica o valor 1 para região Nordeste, e 0 caso contrário;
SP = indica o valor 1 para a região metropolitana de São Paulo, e 0 para as outras RMs;
BH = indica o valor 1 para a região metropolitana de Belo Horizonte, e 0 para as outras RMs;
RJ = indica o valor 1 para a região metropolitana de Rio de Janeiro, e 0 para as outras RMs;
FOR = indica o valor 1 para a região metropolitana de Fortaleza, e 0 para as outras RMs;
REC = indica o valor 1 para a região metropolitana de Recife, e 0 para as outras RMs;
SAL = indica o valor 1 para a região metropolitana de Salvador, e 0 para as outras RMs;
U = taxa de desemprego aberto mensal para as regiões metropolitanas;
LNWMR = logaritmo natural do salário-mínimo real mensal.

As duas últimas variáveis do vetor explicativo x merecem destaque. A variável taxa de desemprego aberto é construída a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Empregos do IBGE. De acordo com a PPV, é possível obter a data da entrevista do trabalhador, e então se associa o valor da taxa de desemprego aberto vigente naquele mês da entrevista. Essa variável tenta captar se os indivíduos incorporam as condições macroeconômicas nas suas expectativas de curto prazo. No mesmo sentido, associa-se o valor do salário-mínimo real vigente no mês da entrevista, e tenta-se verificar se o trabalhador possui uma visão do lado *real* da economia. Portanto, essas duas variáveis podem fornecer algumas implicações de política econômica. Entretanto, no curto prazo é de se esperar que essas variáveis não afetem as expectativas do trabalhador desempregado.

A equação de salário de reserva apresenta duas variáveis possivelmente endógenas: duração do desemprego e educação. A duração do desemprego apresenta-se como uma fonte potencial de endogeneidade no modelo em virtude de sua suposta simultaneidade com o salário de reserva. Diversos estudos já obtiveram sucesso em demonstrar essa relação simultânea como Lancaster e Chesher (1984), e mais recentemente Addison, Centeno e Portugal (2004). O argumento utilizado é o de que indivíduos que já estão a mais tempo buscando emprego são menos exigentes quanto às ofertas salariais recebidas. Logo, o salário de reserva desses trabalhadores tende a ser menor em média do que aqueles indivíduos que iniciaram sua busca por emprego em períodos mais recentes. Por outro lado, trabalhadores que possuem alto salário de reserva tendem a passar mais tempo buscando emprego.

A segunda variável, a educação, é uma fonte de endogeneidade já bastante discutida na literatura econômica envolvendo equações de salários, como Card (1993). Segundo o autor,

existe uma forte associação positiva entre o nível de habilidade do indivíduo e o seu nível educacional, e isso pode tornar a variável EDUC endógena, desde que a habilidade seja uma variável não observada. Não obstante, a teoria econômica define o salário de reserva como um valor esperado, e espera-se que cada trabalhador saiba o seu grau de habilidade para exercer determinada função, e a partir de então passa a incorporá-la no seu salário de reserva. Desta forma, a habilidade é uma variável que muito provavelmente exerce influência sobre o salário de reserva do trabalhador, porém é não observada por parte do pesquisador. Claramente, a endogeneidade no modelo é causada pela simultaneidade e pela omissão de variáveis.

$$\begin{aligned}\text{cov}[\ln(t), \varepsilon] &\neq 0 \\ \text{cov}[EDUC, \varepsilon] &\neq 0\end{aligned}$$

Neste caso, um dos métodos recomendados para tratar tal problema econométrico é o de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, utilizando um vetor z de variáveis instrumentais. Contudo, duas condições devem ser satisfeitas para que esse vetor seja composto por bons instrumentos. A primeira delas é a de que cada variável endógena seja correlacionada com o vetor de variáveis candidatas a instrumento.

$$\begin{aligned}\text{cov}[\ln(t), z] &\neq 0 \\ \text{cov}[EDUC, z] &\neq 0\end{aligned}$$

A segunda condição é a de que o vetor de instrumentos não esteja correlacionado com o erro da regressão, ε .

$$\text{cov}[z, \varepsilon] = 0$$

O vetor z de variáveis candidatas a instrumento é composto pelas seguintes variáveis:

LNRD = logaritmo natural da renda domiciliar (exclusive a renda do indivíduo);

CSE = indica valor 1 se o indivíduo possui uma condição de saúde excelente;

PFE = indica valor 1 se o pai do indivíduo frequentou a escola;

PM15 = indica valor 1 se o pai do indivíduo (até os 15 anos) morava no mesmo domicílio.

Portanto, torna-se necessário justificar o uso de cada variável candidata a instrumento e sua exogeneidade no modelo. A renda domiciliar exerce influência positiva sobre a educação, pois em domicílios com renda mais elevada os indivíduos possuem um maior nível educacional. Esses mesmo indivíduos, muito provavelmente, tendem a permanecer menos tempo buscando emprego devido às melhores condições (renda domiciliar per capita) ao realizarem essa atividade. Entretanto, é possível que essa variável também seja correlacionada com o erro da equação (8), pois se a renda do trabalhador compõe a renda domiciliar, a sua habilidade pode exercer influência sobre a mesma. Por outro lado, a amostra que está sendo utilizada é composta apenas por trabalhadores desempregados, e que não possuíam renda individual na data da entrevista. Desta forma, a renda do domicílio não deve ser correlacionada com o erro da equação (8).

A estrutura familiar pode ser representada pelas variáveis que indicam se o pai do indivíduo freqüentou a escola, e se o pai morava com o indivíduo até o seu período de adolescência. Ambas variáveis são possíveis determinantes para a educação do indivíduo, pois espera-se que parte da educação do pai seja passada ao filho. Logo, se o pai do indivíduo freqüentou a escola ao longo de sua juventude, muito provavelmente o indivíduo também freqüentará a escola na juventude. Além disso, a presença do pai na juventude do indivíduo é importante na sua formação pessoal, principalmente ao passar todo o conhecimento acumulado ao longo da vida. Pelo fato da habilidade ser uma característica natural de cada indivíduo, ela possivelmente não exerce influência sobre a estrutura familiar do indivíduo. Desta forma, acredita-se que ambas variáveis PFE e PM15 sejam exógenas.

A variável de saúde do indivíduo, a qual indica os indivíduos com condição excelente de saúde, é importante por estar possivelmente relacionada à capacidade produtiva do indivíduo. Ou seja, um indivíduo saudável muito provavelmente exercerá de maneira mais produtiva sua atividade de busca, aumentando suas chances de encontrar um emprego. Essa variável é possivelmente exógena, pois a habilidade não parece ser um fator que influencie a condição de saúde do indivíduo.

Justificada a utilização das variáveis como instrumentos, torna-se necessário a implementação de alguns testes estatísticos: um teste de especificação para indicar o método de

estimação mais adequado. Em seguida, um teste de sobre-identificação¹⁰ do modelo de MQ2E. Finalmente, um terceiro teste, para a validação dos instrumentos no primeiro estágio do modelo MQ2E, dado por uma estatística F para o R^2 parcial.

Segundo Baum e Schaffer (2003), o teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) é numericamente equivalente ao teste de Hausman, a diferença é que esse teste pode ser realizado para mais de uma variável endógena. O teste estatístico sob a hipótese nula de exogeneidade das variáveis, segue uma distribuição Qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de variáveis especificadas como endógenas.

Além do teste de endogeneidade, é necessário um teste de sobre-identificação para as restrições do modelo, onde a hipótese nula é a de que as variáveis instrumentais são ortogonais ao erro da equação (8), ε . Ou seja, em caso de aceitação da hipótese nula, a equação de salário de reservas está exatamente identificada e seus estimadores são consistentes. Sob a hipótese nula, o teste segue uma distribuição Qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de restrições.

4.2 Análise para Duração do Desemprego

A análise econométrica para a duração do desemprego segue o estudo da função risco. Geralmente, em estudos econômicos o interesse está em obter uma função risco condicionada a um vetor explicativo x . As variáveis que compõem esse vetor são assumidas invariáveis no tempo, como é o caso da maioria das variáveis utilizadas na presente análise (sexo, raça, idade, localização regional, tamanho do domicílio e etc.). Neste caso a função risco condicionada é dada pela seguinte expressão:

$$\lambda(t; x) = \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\Pr[t < T \leq t + h \mid T > t, x]}{h} \quad (9)$$

onde t denota um valor particular de T , e x é um vetor de variáveis explicativas. A expressão do denominador da equação (9) é a probabilidade do trabalhador sair do estado de desemprego no intervalo de duração $[t, t + h)$, dado $T > t$ e x . Sua forma reduzida para expressada como,

¹⁰ ver Wooldridge (2002) e Davidson e MacKinnon (1993)

$$\lambda(t; x) = \frac{f(t|x)}{1 - F(t|x)} = \frac{f(t|x)}{S(t|x)} \quad (10)$$

Tal que F é a função cumulativa de probabilidade da duração condicionada ao vetor explicativo x . A função f é a função densidade de probabilidade condicionada, e a função S é a chamada função sobrevivência que mede a probabilidade do indivíduo permanecer no atual estado de desemprego. A partir dessa definição estatística da função risco, dois modelos econométricos são delineados: o modelo de Risco Proporcional, e o modelo Proporcional de Cox.

4.2.1 O Modelo de Risco Proporcional

O interesse da análise é o de obter os efeitos parciais de cada x_j em $\lambda(t; x)$. Nesse sentido, uma importante classe de modelos com vetor explicativo invariante no tempo são os chamados modelos de risco proporcionais. Esse modelo pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\lambda(t; x) = \kappa(x)\lambda_0(t) \quad (11)$$

Em que $\kappa(\cdot) > 0$ é uma função não negativa de x , e $\lambda_0(t) > 0$ é a chamada *linha base de risco*. Segundo Wooldridge (2002), essa linha base de risco é comum a todas unidades na população; as funções de risco individuais diferem proporcionalmente baseadas na função $\kappa(x)$ de variáveis explicativas observadas.

Geralmente, essa função é parametrizada como $\kappa(x) = \exp(x\beta)$, onde β é o vetor de parâmetros a ser estimado. A expressão logaritmizada é dada por:

$$\log \lambda(t; x) = x\beta + \log \lambda_0(t) \quad (12)$$

De modo que cada β_j é a semi-elasticidade do risco com respeito à variável explicativa x_j (se alguma das variáveis do vetor x está em termos de logaritmo, o seu respectivo coeficiente estimado refere-se à elasticidade estimada). Segundo Canals e Stern (2001), embora o modelo de

risco proporcional não surja de qualquer teoria econômica, sua popularidade se deve ao fato de que a estimação de seus parâmetros fornece uma interpretação muito simples.

Em relação à distribuição da variável t , é necessário esclarecer alguns pontos. Se t tem uma distribuição exponencial, ela terá uma função risco constante. Quando a função risco não é constante, diz-se que o processo exibe dependência. Assumindo que $\lambda(\cdot)$ seja diferenciável, então a duração exibe uma dependência positiva em relação a t se $\frac{d\lambda(t;x)}{dt} > 0$ para todo valor $t > 0$. Caso contrário, essa dependência é negativa, $\frac{d\lambda(t;x)}{dt} < 0$ para todo valor $t > 0$.

Neste caso, uma distribuição de probabilidade bastante utilizada em análise de duração é a *Weibull*, como nos estudos recentes de Penido e Machado (2002) e Carrol (2004). Sua função densidade e cumulativa condicionada ao vetor explicativo x são dadas por:

$$f(t | x; \theta) = \alpha_1 \alpha_2 t^{\alpha_2} \exp(-\alpha_1 t^{\alpha_2}), \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0 \quad (13)$$

$$F(t | x, \theta) = 1 - \exp(-\alpha_1 t^{\alpha_2}) \quad (14)$$

Em que $\alpha_1 = \exp(x\beta)$. Neste caso, a função risco condicionada torna-se:

$$\lambda(t; x) = \exp(x\beta)\alpha_2 t^{\alpha_2} \quad (15)$$

Dado que todas as durações se iniciam dentro do intervalo $a_i \in [0, b]$, a função de Máxima Verossimilhança Condicionada (MVC) pode ser escrita da seguinte forma:

$$l(t_i | x_i; \theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i \log[f(t_i | x_i; \theta)] + (1 - d_i) \log[1 - F(t_i | x_i; \theta)]\} \quad (16)$$

De maneira que $t_i = \min(t_i^*, c_i)$, sendo c_i o tempo de censura não observado, e $t_i^* = b - a_i$ a duração observada. A função d_i é uma função indicadora, que assume valor 0 para o trabalhador com duração $t_i = c_i$, ou seja, que possui duração incompleta. Caso contrário, $d_i = 1$, indica que o trabalhador possui duração completa.

4.2.2 O Modelo Proporcional de Cox

Segundo Wooldridge (2002), uma forma alternativa de estimar o vetor de parâmetros β é por meio da função parcial de Máxima Verossimilhança. A vantagem dessa alternativa é a de que não é necessário estimar a linha base de risco, $\lambda_0(t)$. Esse é o chamado modelo proporcional de Cox¹¹. Segundo Kiefer (1988), esse modelo supõe que as durações completas são ordenadas de acordo com o tamanho, $t_1 < t_2 < \dots < t_n$. A probabilidade

¹¹ Ver Lancaster (1990), p.45.

condicional da observação j obter uma duração completa t_j , dada a ocorrência de $n-1$ observações com duração completa é:

$$\frac{\lambda(t_j; x_j, \theta)}{\sum_{i=j}^N \lambda(t_i; x_i, \theta)}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (17)$$

Levando em consideração a suposição de risco proporcional expressada pela equação (11), tem-se:

$$\frac{\kappa(x_j, \theta)}{\sum_{i=j}^N \kappa(x_i, \theta)}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (18)$$

Sendo que esta é a contribuição da j -ésima duração t_j para a função parcial de Máxima Verossimilhança. Essa função MV é formada como o produto das contribuições de cada duração completa, resultando na seguinte expressão:

$$l(t_i | x_i; \theta) = \sum_{i=1}^N \left\{ \log[\kappa(x_i; \theta)] - \log \left[\sum_{i=j}^N \kappa(x_i; \theta) \right] \right\} \quad (19)$$

Nesse modelo é a de que na ausência de qualquer informação sobre a linha base de risco, somente a ordem das durações fornecem informações sobre os parâmetros desconhecidos. Aqui, a censura é facilmente tratada, pois essas durações incompletas não entram na contribuição para a função MV. Essa função parcial de MV é mais detalhada em Kiefer (1988). Além disso, uma peculiaridade em análises com microdados é a presença da heterogeneidade não observada na amostra. Neste caso, ao incorporar essa heterogeneidade dos indivíduos

no modelo de duração há uma alteração na função de MVC, que é mostrada na subseção seguinte.

4.3 Heterogeneidade Não Observada

Na análise de duração, a estimação dos parâmetros no modelo de risco proporcional está condicionada a um vetor de variáveis explicativas x . Entretanto, a presença de heterogeneidade entre os indivíduos da amostra pode levar à estimativas viesadas em modelos de duração. De acordo com Devine e Kiefer (1991), se variáveis omitidas são ignoradas, o modelo estimado pode ser viesado em direção a uma dependência negativa. Intuitivamente, características não observadas podem diminuir o risco de algum trabalhador deixar seu estado de desemprego, ou seja, o tempo de duração nos estado de desemprego aumenta. A habilidade e auto-motivação de um trabalhador são claramente características não observadas em uma atividade de busca por emprego.

O método mais comum para tratar a heterogeneidade não observada é por meio da estrutura de risco proporcional. Porém, algumas suposições devem ser feitas, segundo Wooldridge (2002):

- i. é possível multiplicar a função risco por um termo estocástico ν ;
- ii. o termo estocástico ν possui uma distribuição de probabilidade conhecida e com um número finito de parâmetros;
- iii. existe independência estatística entre o termo estocástico ν , a duração t , e o vetor explicativo x .

No caso de não existência de heterogeneidade não observada, ν torna-se um termo constante na função risco. Então,

$$\lambda(t; x, \nu) = \nu \cdot [\kappa(x) \cdot \lambda_0(t)] \quad (20)$$

Ou ainda, para um modelo de risco proporcional com uma distribuição *Weibull*, tem-se a seguinte expressão:

$$\lambda(t; x_i, v_i) = v_i [\exp(x_i \beta) \alpha_2 t^{\alpha_2}] \quad (21)$$

De modo que $x_{i1} = 1$ e $v_i > 0$. Lancaster (1990) chama a equação (21) de risco condicional. Para identificar os parâmetros α_2 e β , é necessário uma normalização para a distribuição do termo v_i , onde o mais comum é supor $E(v_i) = 1$. Isto implica que, condicionado ao vetor x , o risco médio é $\exp(x_i \beta) \alpha_2 t^{\alpha_2}$. Uma hipótese a se testar é $H_0 : \alpha_2 = 1$, que significa dizer que condicionado ao vetor x e ao termo estocástico v , a duração não exhibe dependência.

Sabendo que a distribuição cumulativa condicionada de t é $F(t | x, v; \theta)$, é possível obter a distribuição cumulativa de t condicionada apenas ao vetor x após integrar a função F em relação a variável aleatória v , pois t , x e v são assumidos independentes. Ou seja,

$$G(t | x; \theta, \rho) = \int_0^{\infty} F(t | x, v; \theta) \cdot \tau(v; \rho) dv \quad (22)$$

Em que $\tau(\cdot)$ é a função densidade de v que é assumida ser contínua e dependente do parâmetro desconhecido ρ . Assume-se que a heterogeneidade não observada possui uma distribuição Gama(ζ, ζ), pois $E(v) = 1$ e $Var(v) = \frac{1}{\zeta}$. Além disso, supõe-se que a função risco seja $\lambda(t; x_i, v_i) = v_i \cdot \kappa(t; x_i)$, e $\kappa(t; x_i) > 0$ (e não necessariamente tem a forma de risco proporcional). A função de distribuição cumulativa de t condicionada ao vetor explicativo x e a heterogeneidade não observada v é dada por:

$$F(t | x_i, v_v) = 1 - \exp[-v_i \cdot \xi(t; x_i)] \quad (23)$$

Tal que $\xi(t; x_i) = \int_0^t \kappa(s; x_i) ds$. A função densidade de ν é dada por:

$$\tau(\nu) = \frac{\zeta^\zeta \nu^{\zeta-1} \exp(-\zeta\nu)}{\Gamma(\zeta)} \quad (24)$$

Em que $\Gamma(\cdot)$ é a função Gama. Então, substituindo as equações (23) e (24) na equação (22) tem-se a função de distribuição cumulativa de t condicionada apenas ao vetor explicativo x , e sua respectiva função densidade condicionada dada por:

$$G(t | x_i) = 1 - \left[1 + \frac{\xi(t; x_i)}{\zeta} \right]^{-\zeta} \quad (25)$$

$$g(t; x_i) = \kappa(t; x_i) \left[1 + \frac{\xi(t; x_i)}{\zeta} \right]^{-(\zeta-1)} \quad (26)$$

De modo que $\kappa(t; x_i)$ depende do vetor de parâmetros θ , e também $g(t | x) = g(t | x; \theta, \rho)$. Na presença de dados censurados, o vetor de parâmetros θ pode ser estimado juntamente com ζ ao utilizar a função MVC. Para isso, basta substituir a função de distribuição F (sem heterogeneidade não observada) pela função de distribuição G na equação (16).

$$l(t_i | x_i; \theta, \rho) = \sum_{i=1}^N \{d_i \log[g(t_i | x_i; \theta, \rho)] + (1 - d_i) \log[1 - G(t_i | x_i; \theta, \rho)]\} \quad (27)$$

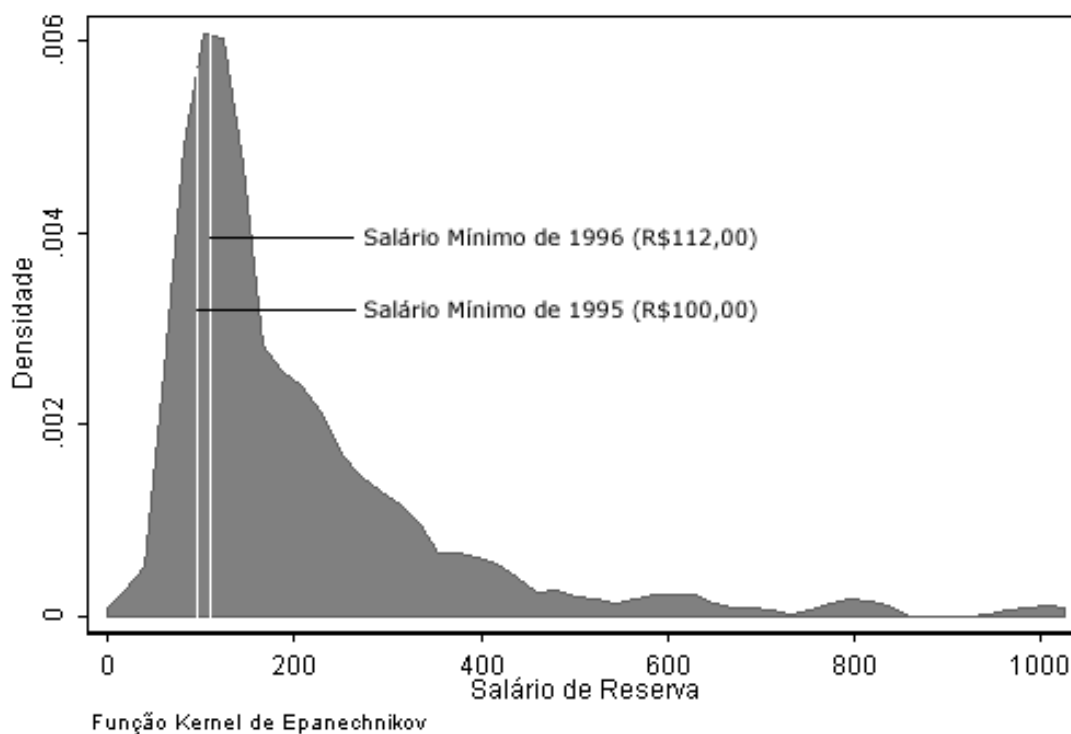
A expressão é o logaritmo da função VM ao incorporar heterogeneidade não observada no MRP. Ademais, pelo fato do MPCox não apresentar estimativa para a dependência da duração, optou-se por não estimar seus parâmetros incorporando os efeitos da heterogeneidade não observada.

CAPÍTULO 5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

5.1 Resultados para Salário de Reserva

Inicialmente, ao utilizar uma função densidade estimada por *Kernel*, observa-se que uma parte dos trabalhadores desempregados estava disposta a trabalhar por um salário menor do que o salário-mínimo estipulado em 1995 e 1996 (ver Figura 3).

FIGURA 3: Distribuição para Salário de Reserva



Esses trabalhadores muito provavelmente estão mais tempo buscando emprego, ou seja, possuem uma elevada duração do desemprego. Um longo período no estado de desemprego torna o trabalhador menos exigente quanto às ofertas salariais, possibilitando observar valores de salário de reserva abaixo do salário-mínimo correspondente ao período de análise. Contudo, para esses trabalhadores, muito provavelmente, será o salário-mínimo o valor de referência ao decidir aceitar ou rejeitar uma determinada oferta salarial, ao invés do seu salário de reserva.

A estratégia econométrica para estimar os parâmetros da equação (8) é utilizar o método de Mínimos Quadrados. Todavia, o teste de especificação de Durbin-Wu-Hausman (DWH) rejeitou a hipótese nula de exogeneidade conjunta das variáveis de duração do desemprego e educação, como mostrado na Tabela 2, abaixo. Portanto, o método de estimação mais adequado parece ser o de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).

TABELA 2: Estimativas de Segundo Estágio para Equação de Salário de Reserva

Variável Dependente: Ln(Salário de Reserva)

Intercepto	8.2456 (0.133)	Ln(Sal. Min. Real)	-0.9527 (0.403)
Ln(Duração)	-0.5044 (0.037)**	Área Urbana	0.2999 (0.137)
Educação	0.1378 (0.000)*	RM SP	0.3108 (0.008)**
Ln(Ult. Sal. Recebido)	0.1424 (0.050)**	RM RJ	-0.0030 (0.985)
Sexo Feminino	0.3228 (0.000)*	RM BH	-0.2126 (0.091)***
Idade	0.0143 (0.001)*	RM FOR	-0.1541 (0.216)
Não Branco	0.0486 (0.544)	RM REC	-0.1279 (0.348)
Chefe de Família	0.1049 (0.242)	RM SAL	-0.0894 (0.490)
Tx. de Desemprego	-0.0095 (0.873)		
Teste $F_{(16,435)}$ Geral			14.440 (0.000)*
Teste DWH (χ^2_2)			35.031 (0.000)*
Teste Sargan (χ^2_2)			1.006 (0.605)
Observações			454

Nota. Entre parêntese p-valor. *Significância de 1%; ** Significância de 5%; ***Significância de 10%;

Em seguida, na mesma tabela, o teste de *Sargan* não rejeita a hipótese nula de que o modelo está exatamente identificado. Além disso, o teste *F* realizado para o R^2 parcial em cada regressão do primeiro estágio, não indicou a exclusão de instrumentos do modelo especificado (ver Apêndice C, Tabelas C1 e C2).

A Tabela 2 apresenta resultados relevantes para a análise em questão. O primeiro deles, é o de que a duração afeta negativamente o salário de reserva do indivíduo. O parâmetro estimado apresentou uma elasticidade igual a 0,5, ou seja, uma variação de 10% na duração do desemprego (medida em semanas) implica numa redução de 5% no salário de reserva do trabalhador. Esse resultado corrobora outras evidências empíricas que atestam o impacto negativo da duração do desemprego sobre o salário de reserva do trabalhador.

O segundo resultado relevante do modelo é o de que a educação afeta positivamente o salário de reserva, sendo estatisticamente significativa no modelo. A estimativa mostra que um ano a mais de educação implica numa elevação de aproximadamente 0.14% no salário de reserva do trabalhador, ou seja, trabalhadores qualificados (mais educados) tendem a serem mais exigentes quanto às ofertas salariais, porque possuem um elevado salário de reserva.

O último salário recebido pelo trabalhador também exerce um efeito positivo sobre o salário de reserva, e estatisticamente significativa. Uma variação de 10% no último salário recebido causa um aumento de aproximadamente 1.4% no salário de reserva do trabalhador. Um trabalhador com elevado valor do último salário recebido tende a ser mais exigente quanto às ofertas salariais futuras, possuindo um elevado salário de reserva.

Os trabalhadores do sexo feminino apresentam um efeito positivo sobre o salário de reserva. O trabalhador do sexo feminino possui um salário de reserva 0.32% maior do que o trabalhador do sexo masculino. Ademais, este resultado merece uma análise mais profunda, pois ao observar os resultados das regressões separadamente para ambos os sexos, nota-se que a duração do desemprego não possui efeito sobre o salário de reserva dos trabalhadores femininos. Enquanto, para trabalhadores do sexo masculino o efeito é negativo e estatisticamente significativo. Ou seja, os trabalhadores do sexo feminino apresentam uma rigidez no seu salário de reserva ao longo da duração do desemprego.

A idade do trabalhador exerce um efeito positivo e estatisticamente significativo. Isso muito provavelmente mostra que trabalhadores mais experientes possuem um maior salário de reserva. Entretanto, a magnitude deste coeficiente é baixa, pois um ano a mais de idade implica num aumento de apenas 0.014% no salário de reserva do trabalhador. Vale salientar que ao especificar o modelo com idade e idade ao quadrado, o modelo não apresenta significância para os respectivos parâmetros.

No modelo tenta-se, também, captar os efeitos macroeconômicos do mercado de trabalho ao incluir as variáveis de taxa de desemprego e logaritmo natural do salário-mínimo real. Ambas as variáveis não apresentaram efeitos sobre o salário de reserva, indicando que no curto prazo é provável que os trabalhadores não incorporem as condições macroeconômicas nas suas expectativas de ganhos salariais.

A localização¹² também é relevante na análise de salário de reserva. Apesar de não se verificar um efeito da localização urbana sobre salário de reserva, as regiões metropolitanas de São Paulo e Belo Horizonte apresentam-se estatisticamente significantes. Trabalhadores que residem na região metropolitana de São Paulo possuem um salário de reserva 0.31% maior do que trabalhadores residentes nas demais regiões metropolitanas. Por outro lado, os trabalhadores residentes na região metropolitana de Belo Horizonte possuem um salário de reserva 0.21% menor do que aqueles que residem em outras regiões metropolitanas. Esse resultado pode estar associado à estrutura do mercado de trabalho, aos diferentes tipos de ocupação, ou até mesmo a qualificação da mão-de-obra dentre outros fatores.

5.2 Resultados para Duração do Desemprego

A análise econométrica para a duração do desemprego apresenta as estimativas para os parâmetros do Modelo Proporcional de Cox (MPCox) e Modelo de Risco Proporcional (MPR) sem controlar a heterogeneidade não observada. Em seguida, estima-se o Modelo de Risco Proporcional controlando tal fenômeno.

As estimativas para os parâmetros da função risco são interpretadas da seguinte forma:

- i. se o parâmetro estimado, $\hat{\beta}$, for positivo, isso significa dizer que a respectiva variável aumenta o risco (ou probabilidade) do trabalhador deixar o estado de desemprego em que se encontra;
- ii. se o parâmetro estimado, $\hat{\beta}$, for negativo, isso significa dizer que a respectiva variável diminui o risco (ou probabilidade) do trabalhador deixar o estado de desemprego em que se encontra;

Com respeito à dependência da função risco, a interpretação é feita da seguinte maneira:

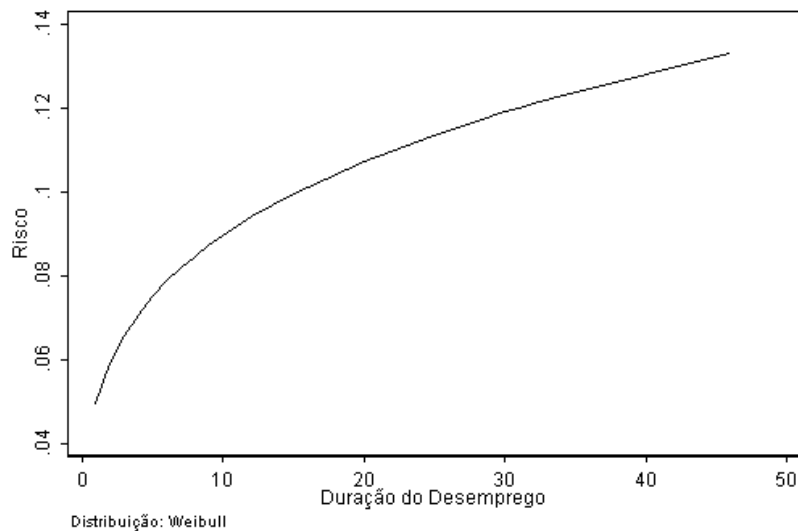
- iii. se o parâmetro estimado $\hat{\alpha}_2 > 1$, então a função risco apresenta uma dependência positiva em relação à duração do desemprego. Ou seja, quanto maior a duração, maior é o risco do trabalhador sair do estado de desemprego;

¹² Vale ressaltar que ao especificar apenas a localização do indivíduo pela região geográfica, e não por região metropolitana, os trabalhadores que residem na região Nordeste possuem um salário de reserva 0.49% menor do que aqueles que residem na região Sudeste.

iv. se o parâmetro estimado $\hat{\alpha}_2 < 1$, então a função risco apresenta uma dependência negativa em relação à duração do desemprego. Ou seja, quanto maior a duração, menor é o risco do trabalhador sair do estado de desemprego;

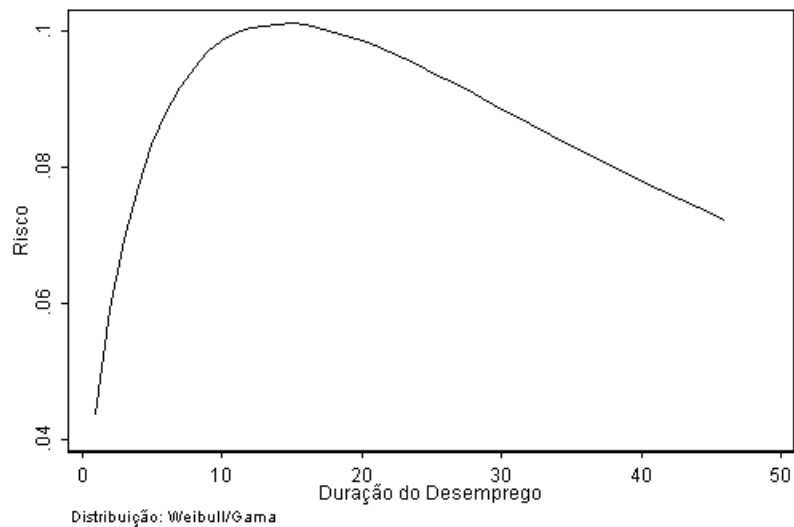
Na Figura 4, é possível observar que existe dependência positiva em relação à duração, onde $\hat{\alpha}_2 > 1$ nas duas especificações do MRP, e mostrou-se estatisticamente significativa. Além de apresentar uma dependência positiva, a função risco estimada pelo MRP apresenta monotonicidade. Vale salientar que este é um resultado é incomum, pois na maioria dos estudos empíricos a função risco estimada apresenta uma dependência negativa. Tal resultado pode estar possivelmente indicando um viés de estimação na função risco devido aos efeitos da heterogeneidade não observada.

FIGURA 4: MRP sem controlar a Heterogeneidade não Observada



Contudo, ao controlar os efeitos da heterogeneidade não observada, a monotonicidade não mais se verifica (Figura 5). Porém, a dependência continua a ser positiva e estatisticamente significativa.

FIGURA 5: MRP ao controlar a Heterogeneidade não Observada



A Figura 5 mostra que o nível de risco do trabalhador deixar seu estado de desemprego cresce até a 10ª semana, aonde se chega ao nível máximo na 15ª semana e decresce após a 20ª semana. Isso indica que a busca por emprego é mais intensa nas primeiras semanas após o início da atividade, devido a maior chance de encontrar o emprego procurado. Após um período de desemprego, é possível que o trabalhador entre no desalento e diminua seu esforço de busca. Logo, a tendência é que este trabalhador entre num estado de desemprego de longo prazo.

Na Tabela 3, abaixo, a duração dependente positiva é confirmada, pois em todas as especificações $\hat{\alpha}_2 > 1$ e estatisticamente significativa a um nível de 5% (com $\hat{\alpha}_2 = 1.256$ e um desvio padrão de 0.0513 para o MRP, $\hat{\alpha}_2 = 1.450$ e desvio padrão de 0.1108 para o MRP-HNO). Além disso, no modelo MRP-HNO, o parâmetro da função Gama é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5% ($\hat{\zeta} = 0.309$ e $p\text{-valor} = 0.012$), confirmando a presença de heterogeneidade não observada. Portanto, a função risco estimada pelo MRP apresenta uma dependência positiva e monotônica (Figura 4), mas ao controlar a heterogeneidade não observada essa monotonicidade não mais se verifica (Figura 5).

TABELA 3: Estimativas da Função Risco pelo MPCox e o MRP

Variáveis	Modelos Estimados		
	MPCox	MRP	MRP – HNO
Intercepto	-	-2.182	-2.476
	-	(0.004)**	(0.010)**
Educação	-0.041	-0.039	-0.050
	(0.026)**	(0.020)**	(0.019)**
Sexo Feminino	-0.390	-0.382	-0.371
	(0.002)**	(0.021)**	(0.008)**
Idade	-0.014	-0.014	-0.018
	(0.030)**	(0.021)**	(0.016)**
Não Brancos	-0.177	-0.161	-0.227
	(0.172)	(0.175)	(0.127)
Tamanho do Domicílio	0.055	0.058	0.059
	(0.043)**	(0.020)**	(0.052)***
Área Urbana	-0.352	-0.393	-0.384
	(0.110)	(0.053)***	(0.107)
Belo Horizonte	0.551	0.547	0.706
	(0.002)**	(0.001)*	(0.001)*
Fortaleza	0.419	0.420	0.482
	(0.020)**	(0.011)**	(0.018)**
Taxa de Desemprego	0.097	0.096	0.128

	(0.289)	(0.251)	(0.221)
Procurou 30 dias	-0.973	-0.799	-0.951
	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*
Tempo Trab. 12 meses	0.010	0.013	0.012
	(0.050)**	(0.009)**	(0.048)**
Log MV	-929.23	-522.82	-520.31
Estatística LR	69.62	66.70	65.63
Censuras	335	335	335
Observações	520	520	520

Nota: Estatística z entre parêntese. O MPCox utiliza o método de MV parcial.

* Significância de 1%; ** Significância de 5%; *** Significância de 10%.

Na Tabela 3, as estimativas mostram uma proximidade elevada entre os parâmetros do MPCox e MRP, mostrando uma robustez dos resultados estimados¹³. Um desses resultados é quanto ao nível educacional do trabalhador, o qual possui um efeito negativo sobre o risco de sair do seu atual estado de desemprego. O parâmetro estimado em todas as especificações foi estatisticamente significativo. No modelo MRP com heterogeneidade não observada, um ano a mais de estudo implica numa redução de até 5% no risco de sair do estado de desemprego. Este resultado pode estar indicando que trabalhadores mais educados são mais exigentes quanto às ofertas salariais, o que implica num possível prolongamento do seu estado de desemprego.

O sexo feminino também possui um efeito negativo sobre o risco, com uma semi-elasticidade negativa e estatisticamente significativa. Por conseguinte, trabalhadores do sexo feminino tendem a permanecer por mais tempo no estado de desemprego, com uma redução de

¹³ Barros, Camargo e Mendonça (1997), assegurados por resultados empíricos, argumentam que a relação entre desemprego e educação não é monotônica. Em outras palavras, um trabalhador com baixo nível educacional tende a permanecer mais tempo no estado de desemprego devido a sua má qualificação. Contudo, um trabalhador com elevado nível educacional tende a permanecer por um longo estado de desemprego devido ao seu elevado grau de exigência quanto às ofertas salariais. Nesse sentido, isso indica uma relação entre o risco de sair do estado de desemprego e educação na forma de U-invertido. Entretanto, ao especificar a função de risco empírica com as variáveis educação e educação ao quadrado, essa relação não foi estatisticamente significativa para ambos modelos, MRP e MPCox.

37% no risco. Tal fato pode estar indicando uma discriminação no mercado de trabalho, ou que trabalhadores do sexo masculino se esforçam mais na atividade de busca por emprego, ou que possuem uma taxa de rotatividade mais elevada que as mulheres. Este resultado motiva uma análise sobre o baixo risco das mulheres saírem do desemprego em relação aos homens.

A idade afeta negativamente o risco do trabalhador de deixar seu estado de desemprego, onde as estimativas foram estatisticamente significantes em todas as especificações. A estimação mostra que para cada ano a mais de idade há uma redução de 18% no risco. Este resultado corrobora a evidência empírica em Barros, Camargo e Mendonça (1997). Os autores argumentam que apesar de trabalhadores com maior experiência apresentam uma menor probabilidade de ficarem desempregados, uma vez nesse estado a sua duração tende a se prolongar.

Na direção oposta, o tamanho do domicílio exerce efeito positivo sobre o risco de deixar o estado de desemprego. As estimativas em todas as especificações são muito próximas, mesmo ao controlar a heterogeneidade não observada, onde o parâmetro estimado é significativo. O resultado desse coeficiente mostra que um membro a mais no domicílio eleva o risco em aproximadamente 6%. Isso mostra a importância da rede de contatos que um trabalhador possui ao realizar uma atividade de busca por emprego.

Vale ressaltar que a *dummy* que indica a região Nordeste não foi incluída na estimação final por não se mostrar estatisticamente significativa, mas ao desagregá-la em regiões metropolitanas alguns resultados foram obtidos. Nas estimativas, foi possível observar significância nos parâmetros apenas para duas regiões metropolitanas, Belo Horizonte e Fortaleza. Ambas as regiões metropolitanas apresentaram um efeito positivo sobre o risco de sair do estado de desemprego por parte do trabalhador. Ou seja, trabalhadores que realizam sua atividade de busca em Belo Horizonte e Fortaleza obtêm uma elevação no risco respectivamente em 70.1% e 49.2%.

Para trabalhadores que realizaram sua busca por emprego nos últimos 30 dias anteriores a data da entrevista, mesmo que essa busca tenha sido iniciada numa data anterior a esse período, o efeito foi negativo sobre o risco e estatisticamente significativo. Desta forma, trabalhadores que realizaram a busca nos últimos 30 dias tiveram uma redução no risco em torno de 95.6%. O elevado efeito desta variável pode ser resultado da alta concentração de trabalhadores que não obtiveram sucesso na busca durante esse período, que é de 88.6% de insucessos. Além disso, esses trabalhadores possuem uma média de duração maior do que aqueles que não realizaram a busca nesse período (realizaram a busca nos 11 meses anteriores a data da entrevista).

O tempo de emprego do trabalhador nos últimos 12 meses tenta captar o efeito da experiência recente de emprego sobre o risco do trabalhador. Na Tabela 3, essa variável exerce um efeito positivo e estatisticamente significativo em todas as especificações. O resultado mostra

que uma semana a mais de experiência de emprego eleva em 1.2% o risco do trabalhador de deixar o estado de desemprego em que se encontra.

Por outro lado, observa-se que a taxa de desemprego, a localização urbana e não brancos, não se mostraram estatisticamente significantes. Desta forma, é possível afirmar que o ambiente macroeconômico, a localização urbana, e a condição racial não exercem efeitos sobre o risco que o trabalhador possui de deixar o estado de desemprego no qual se encontra. Entretanto, os resultados para essas variáveis não podem ser tomados como definitivos, necessitando de uma análise mais aprofundada.

CAPÍTULO 6 CONCLUSÃO

O presente estudo analisou o desemprego no Brasil observando os aspectos microeconômicos que afetam a tomada de decisão do trabalhador no momento da busca por emprego. O objetivo do presente estudo foi o de analisar os determinantes do salário de reserva e a duração do desemprego, levando em consideração as características dos trabalhadores e da sua atividade de busca por emprego.

A análise de salário de reserva foi motivada pela provável existência de simultaneidade entre salário de reserva e duração. Os resultados mostram que além do problema de simultaneidade, existe o problema da omissão de variáveis, onde a variável de educação é uma fonte potencial de endogeneidade. Logo, o principal problema econométrico aqui tratado foi o de endogeneidade conjunta das variáveis de duração do desemprego e educação.

Após tratar o problema de endogeneidade no modelo, os resultados mostraram que uma maior duração do desemprego leva o trabalhador a rever para baixo o valor de seu salário de reserva. Ou seja, quanto maior o período de duração do desemprego menos exigente será o trabalhador quanto às ofertas salariais. Da mesma maneira, um maior nível educacional do trabalhador o torna mais exigente quanto às ofertas salariais, logo, elevando seu salário de reserva. Outro resultado semelhante é o do último salário recebido pelo trabalhador, que também influencia positivamente o salário de reserva.

Além disso, verificou-se que as características individuais como idade e sexo também são importantes na determinação do salário de reserva do trabalhador. Observa-se, também, que o salário mínimo real não tem impacto sobre salário de reserva, mesmo para valores defasados. Desta forma, na formação de sua expectativa de salário, o trabalhador não leva em consideração seus ganhos (ou perdas) reais de renda. De forma semelhante, a taxa de desemprego não afetou o salário de reserva do trabalhador, ou seja, o trabalhador não incorpora, no curto prazo, as condições macroeconômicas da economia. Vale ressaltar que, o seguro-desemprego não foi requisitado pela maioria dos trabalhadores desempregados durante o período de análise. Logo, não foi possível observar tal efeito sobre salário reserva, dado que essa é uma variável de grande importância na teoria de busca por emprego.

A localização do domicílio também se mostra satisfatória na determinação do salário de reserva do trabalhador. Por exemplo, trabalhadores que residem na região metropolitana de São Paulo possuem salário de reserva maior do que as outras regiões metropolitanas. Porém, aqueles que residem na região metropolitana de Belo Horizonte possuem um salário de reserva menor do que em outras regiões metropolitanas. Diversos fatores podem ser apontados para explicar tais efeitos, principalmente pelo lado da oferta salarial. Entretanto, seria necessária uma análise mais aprofundada deste resultado.

A análise de duração do desemprego foi realizada através dos modelos Proporcionais, tornando possível observar que variáveis afetam o risco do trabalhador de sair do estado de desemprego no qual se encontra. O modelo Proporcional de Cox apresentou estimativas muito próximas ao modelo de Risco Proporcional. Entretanto, somente no modelo de Riscos Proporcional foi possível observar uma dependência positiva na duração, ou seja, o risco de sair do estado de desemprego torna-se cada vez maior à medida que a duração aumenta.

Contudo, a heterogeneidade não observada é um fenômeno característico de estudos envolvendo microdados e, portanto, foi incorporada às estimativas de Risco Proporcional. Nesse sentido, a duração continuou apresentando dependência positiva, porém não mais monotonicamente crescente. O risco de sair do estado de desemprego é crescente até a décima semana, quando inicia uma trajetória decrescente acentuada a partir da vigésima semana de duração. Isso significa dizer que os trabalhadores possuem uma maior chance de sair do estado de desemprego nas primeiras semanas de sua atividade de busca. Essa relação de dependência positiva da duração pode ser uma característica específica do mercado de trabalho no Brasil, visto que na maioria dos estudos empíricos realizados para outros países é comum encontrar uma relação de dependência negativa.

O presente estudo mostra também que as características individuais e do domicílio são relevantes para determinar o tempo de permanência de um trabalhador no estado de desemprego. Barros, Camargo, e Mendonça (1997) argumentam que existem dois determinantes imediatos para a duração do desemprego: a) uma baixa frequência de ofertas de emprego e b) um elevado grau de seletividade na escolha das ofertas. Apesar de não se analisar a taxa de incidência das ofertas salariais no presente estudo, foi possível verificar que variáveis como educação, sexo e idade afetam negativamente o risco do trabalhador deixar esse estado. Por outro lado, o tamanho do domicílio, localização geográfica e experiência recente de emprego afetam positivamente esse risco. Isso indica que tais características observáveis afetam a seletividade de cada trabalhador.

As implicações de políticas apontam para a necessidade de melhorar as condições de busca por emprego para o trabalhador. Por exemplo, Fortaleza e Belo Horizonte são duas regiões metropolitanas que possuem agências do Sistema Nacional de Emprego (SINE/IDT). Sua principal finalidade é a de promover a intermediação¹⁴ de mão-de-obra mediante organização de um sistema de informações sobre o mercado de trabalho, identificação do trabalhador por meio da Carteira de Trabalho e Previdência Social, fornecimento de subsídios ao sistema educacional e formação de mão-de-obra qualificada. Portanto, a instalação dessas agências nas principais áreas urbanas do país e prováveis melhorias na sua eficiência com utilização de moderna tecnologia de informação, podem ser capazes de reduzir esse período médio de busca por emprego e melhorar o bem-estar do trabalhador no estado de desemprego.

Finalmente, o estudo tenta contribuir para ampliar o debate a respeito do desemprego na década de noventa, onde se verificaram profundas transformações estruturais na economia brasileira. Utilizou-se modernas técnicas para analisar o salário de reserva e a duração do desemprego, aplicadas à base de dados da PPV até então inexplorada nos estudos empíricos sobre o tema. Ademais, o presente estudo motiva o interesse em aplicar outras técnicas modernas como os métodos não paramétricos e semiparamétricos para controlar os efeitos da heterogeneidade não observada, bem como a estimação de modelos estruturais buscando sempre uma maior robustez dos resultados.

¹⁴ Segundo o Ministério do Trabalho, a intermediação tem por objetivo reduzir o desemprego friccional, contribuindo para que os postos de trabalho vagos não sejam extintos ou que não venha a ocorrer agregação de ocupação por dificuldades no preenchimento da vaga.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABBRING, J. H.; van den BERG, G. J. **The unobserved heterogeneity distribution in duration analysis**. Amsterdam, 2001.
- ABRAS, A. L.; DE FELÍCIO, F. Duração e taxa de saída do desemprego: evidência de ausência de dependência na duração para as regiões metropolitanas do Brasil (1984-2000). ANPEC. Encontro Nacional de Economia, v. 33. **Anais...** Natal-RN, 2005.
- ADDISON, J. T.; CENTENO, M.; PORTUGAL, P. **Reservation wages, search duration, and accepted wages in Europe**. Bonn: IZA, 2004. (Discussion Paper, n. 1252)
- ARCIDIACONO, P.; AHN, T. **Minimum Wages and Job search: what do employment effects really measure?** Duck University, Employment Policies Institute, Working Paper, 2004.
- AVELINO, R. R. G. **Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo**. São Paulo: USP/IPE, 2001. (Texto para Discussão, n. 11).
- BIVAR, W. S. B. **Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração**. Rio de Janeiro: BNDES, 101 p. 1993. (17º Prêmio BNDES de Economia)
- BARNES, W. F. Job search models, the duration of unemployment, and asking wages: some empirical evidence. **Journal of Human Resources**, v. 10, p. 230–240, 1975.
- BARROS, R. P. de; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. **A estrutura do desemprego no Brasil**. Rio de Janeiro, IPEA,. 1997. (Texto para Discussão n. 478)
- BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **The Stata Journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31. 2003.
- BLOEMEN, H. G. Job search theory, labour supply and unemployment duration. **Journal of Econometrics**, v. 79, p. 305–325, 1997.
- BLOEMEN, H. G.; STANCANELLI, E. G. F. Individual wealth, reservation wages, and transitions into employment. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 400–439, 2001.
- BLUNDELL, R.; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. North-Holland, **Handbook of Labor Economics**, Elsevier Science. v. 3, cap. 27, p. 1559–1695. 1999.

- BURDET, K.; MORTENSEN, D. T. **Equilibrium wages differentials: compensating and otherwise**. Mimeo, Cornell University. 1989.
- CAMARGO, J. M. **Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós-estabilização**. Rio de Janeiro, PUC: 1998. (Texto para Discussão, n. 386)
- CANALS, J. J.; STERN, S. **Empirical search models**. Working Paper, 2001.
- CARD, D. **Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling**. NBER, 1993. (Discussion Paper, n. 4483)
- CARROLL, N. **Explaining unemployment duration in Australia**. Australia: Centre for Economic Policy Research, Research School of Social Sciences, Australian National University, <http://econrsss.anu.edu.au/pdf/DP483.pdf> , 2004. (Discussion Paper, n. 483)
- CHAHAD, J. P. Z.; PICCHETTI, P. **A evolução da taxa de desemprego estrutural no Brasil: uma análise entre regiões e características dos trabalhadores**. São Paulo: LTR, 2003. v. 1, Cap.1, p. 27–56.
- DAVIDSON, R; MACKINNON, R. G. **Estimation and inference in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- DEVINE, T. J. **Interpreting reemployment patterns in search framework**. New York: Cornell University, 1988. (Tese)
- DEVINE, T. J.; KIEFER, N. M. **Empirical labor economics: the search approach**. Oxford University Press, 1991.
- ECKSTEIN, Z.; van den BERG, G. J. **Empirical labor search models: a survey**. Bonn: IZA, 2003. (Discussion Paper, n. 929)
- ELBERS, C.; RIDDER, G. True and spurious duration dependence: the indentifiability of the proportional hazard model. **Review of Economic Studies**, v. 49, p. 403–409, 1982.
- FLINN, C. J.; HECKMAN, J. J. New methods for analysing for labor force dynamics. **Journal of Econometrics**, v. 18, p.115-168. 1982.
- FOLEY, M. C. **Determinants of unemployment duration in Russia**. Yale University, Economic Growth Center, 1997. (Discussion Paper, n. 779)

- GALIANI, S.; HOPENHAYN, H. A. **Duration and Risk of Unemployment in Argentina**. Michigan: William Davidson Institute, 2001. (Discussion Paper, n. 476)
- GROGAN, L.; BERG, G. J. van den. The duration of unemployment in Russia. **Journal of Population Economics**, v. 14, p. 549–568, 2001.
- HEALTH, A.; SWANN, T. **Reservation wages and the duration of unemployment**. Australia: Reserve Bank of Australia, 1999. (Discussion Paper, n. 1999-02)
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153–161, 1979.
- HECKMAN, J. J.; SINGER, B. The indentifiability of the proportional hazard model. **Review of Economic Studies**, v. 51, p. 231–241, 1984.
- HICKS, J. R. **The theory of wages**. 2. ed. Londres: Macmillian, 1964.
- HOLZER, H. J. Are unemployed young blacks income maximizers? **Southern Economic Journal**, v. 52, p. 777–784, 1986.
- HOROWITZ, J. L. Semiparametric estimation of a proportional hazard model with unobserved heterogeneity. **Econometrica**, v. 67, n. 5, p. 1001–1028, 1999.
- HUTT, W. H. **The theory of idle resources: a study in definition**. Londres: Jonathan Cape, 1939.
- HWANG, H. S.; MORTENSEN, D. T.; REED, W. R. Hedonic wages and labor market search. **Journal of Labor Economics**, v. 16, p. 815–847. 1988.
- IBGE. **Pesquisa de padrão de vida**. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 1997.
- JONES, R. The relationship between unemployment spell and reservation wages as a test of search theory. **Quarterly Journal of Economics**, v. 103, n. 415, p. 741–765, 1988.
- KASPER, H. The asking price of labor and duration of unemployment. **Review of Economics and Statistics**, v. 49, n. 2, p. 165–172, 1967.
- KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. **Journal of Economic Literature**, v. 25, p. 646–679, Jun 1988.

KIEFER, N. M.; NEUMANN, G. R. Estimation of wage offer distributions and reservation wages. North-Holland, **Studies in Economics of Search**, p. 171–190. 1979.

KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. **Handbook of Labor Economics**, North-Holland: Elsevier Science, v. 1, cap. 2, p. 103–204. 1986.

KORTRAM, R. A. et al. Construtive identification of mixed proportional hazards model. **Statistica Neerlandica**, v. 49, p. 269–281. 1995.

KUPETS, O. **Determinants of unemployment duration in Ukraine**. Ukraine: Economics Education and Research Consortium, 2005. (Discussion Paper, n. 05-01)

LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. **Econometrica**, v. 47, n. 4, p. 939–956, 1979.

LANCASTER, T. Generalized residuals and heterogeneous duration models: with applications to the Weibull model. **Econometrica**, v. 28, n. 1, p. 155–169, 1985.

LANCASTER, T. The econometric analysis of transition data. **Econometric Society Monographs**, Cambridge University Press, 1990.

LENSTRA, A. J.; van ROOIJ, A. C. M. **Nonparametric estimation of the mixed proportional hazard models**. Amsterdam, 1998.

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

MELNIK, A.; SAKS, D. H. **Information and adaptive job-search behavior: an empirical analysis**. New York, Essays of Labor Market Analysis. Halstead press, 1977.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, p. 23–48, 2000.

MOFFITT, R. Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells. **Journal of Econometrics**, v. 28, p. 85–101, 1985.

MORTENSEN, D. T. Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. **American Economic Review**, v. 60, n. 5, p. 5005–517, 1970.

- NERENDRANATHAN, W.; NICKELL, S. Modelling the process of job search. **Journal of Econometrics**, v. 28, p. 29–49, 1985.
- PENCAVEL, J. Labor supply of man: a survey. **Handbook of Labor Economics**, North-Holland: Elsevier Science, v. 1, cap. 1, p. 3–102. 1986.
- NICKELL, S. Estimating the probability of leaving unemployment. **Econometrica**, v. 47, n. 5, p. 1249–1266, 1979.
- PENIDO, M.; MACHADO, A. N. **Desemprego: evidência da duração no Brasil metropolitano**. Minas Gerais: CEDEPLAR/UFMG, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, 2002. (Texto para Discussão n. 83)
- PICCHETTI, P.; CHAHAD, J. P. **A evolução da taxa de desemprego estrutural no Brasil: uma análise entre regiões e características dos trabalhadores**. Porto Seguro - BA, Encontro Nacional de Economia, **Anais...**v. 31.p. 1–20. 2003.
- RIDDER, G.; GORTER, K. **Unemployment benefits and search behavior: an empirical investigation**. Manuscript, Cornell University. 1986.
- ROGERSON, R.; SHIMER, R.; WRIGHT, R. **Search-theoretic models of the labor market**. Working Paper, <http://courses.essex.ac.uk/ec/ec994/Shimer%20search-survey.pdf>, 2004.
- SANDELL, S. Job search of unemployment women: determinants of the asking wage. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 33, p. 368–378, April 1980.
- SANT, D. T. Reservation wage rules and learning behavior. **Review of Economics and Statistics**, v. 59, p. 43–49, 1977.
- STIGLER, G. J. The economics of information. **Journal of Political Economy**, v. 69, p. 213–225, 1961.
- STIGLER, G. J. Information in the labor market. **Journal of Political Economy**, v. 70, p. 94–105, 1962.
- STOKEY, N. L.; LUCAS Jr., R. E. **Recursive methods in economic dynamics**. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1996.
- SHARMAR, S. **Specification diagnostics for econometric models of durations**. Los Angeles: UCLA Economics, 1987. (Discussion Paper, n. 440)

STRUTHERS, C. A.; KALBFLEISCH, J. D. Misspecified proportional hazard models. **Biometrika**, v. 73, n. 2, p. 363–369, 1986.

van den BERG, G. J. Nonstationarity in job search theory. **The Review of Economic Studies**, v. 57, n. 2, p. 255–277, Apr. 1990.

van den BERG, G. J. Duration models: specification, identification and multiple durations. **Handbook of Econometrics**, North-Holland: Elsevier Science, v. 5, cap. 55, p. 3383–3459. 2001.

WARNER, J. T.; POINDEXTER, J.; FEARN, R. Employer-employee interaction and the duration of unemployment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 94, n. 2, p. 211–233, 1980.

WOLPIN, K. Estimating a structural search model: the transition from school to work. **Econometrica**, v. 55, n. 4, p. 801–818, 1987.

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

APÊNDICE

Apêndice A Estatística da Amostra de Dados

TABELA A.1: Estatísticas Descritivas das Características dos Indivíduos e do Domicílio

OBS	Motivo da Busca por Emprego				
	Total	Desemprego	Substituição	Complemento	Ignorados
Valores em %	2733	60.26	24.59	12.51	2.63
Sexo					
MAS	57.19	31.32	16.50	7.61	1.76
FEM	42.81	28.94	8.09	4.90	0.88
Raça					
BRN	38.09	24.48	8.96	3.99	0.66
NBRC	61.91	35.78	15.62	8.53	1.98
Área					
URB	81.75	51.41	19.87	8.64	1.83
RUR	18.25	8.85	4.72	3.88	0.80
Região					

<i>NE</i>	55.83	32.89	14.45	7.32	1.17
<i>SE</i>	44.17	27.37	10.14	5.20	1.46
<hr/>					
Valores Médios e Desvio Padrão*					
<hr/>					
Idade	28.38	26.80	29.56	33.61	28.57
	(11.45)	(11.26)	(10.97)	(11.19)	(12.62)
Tam. do Dom.	4.99	5.11	4.77	4.94	4.69
	(2.43)	(2.45)	(2.33)	(2.47)	(2.48)
Anos de Estudos	7.05	7.08	7.04	7.01	6.79
	(3.96)	(3.75)	(4.05)	(4.65)	(4.29)
Renda Domic.	1259.62	1242.52	1348.09	1168.64	1257.28
	(1977.60)	(1962.83)	(2077.91)	(1917.24)	(1616.63)
<hr/>					

Fonte: Dados obtidos da Pesquisa de Padrão de Vida (PPV). * Desvio padrão entre parênteses.

TABELA A.2: Estatísticas Descritivas da Atividade de Busca por Emprego

OBS	Motivo da Busca por Emprego				
	Total	Desemprego	Substituição	Complemento	Ignorados
Valores em %	2733	60.26	24.59	12.51	2.63
Busca					
Últ. 30 dias	53.60	30.26	15.59	6.95	0.80
Anterior	46.40	30.00	9.00	5.56	1.83
Setor					
Privado	76.55	47.02	18.04	9.37	2.12
Público	6.22	2.93	2.01	1.10	0.18
Ambos	17.23	10.32	4.54	2.05	0.33
Atividade					
Agrícola	10.06	4.50	1.98	3.04	0.55
Não Agric.	83.64	52.25	20.45	8.93	2.01
Ambas	6.29	3.51	2.16	0.55	0.07
Sucesso					
Sim	39.70	25.98	7.39	4.68	1.65
Não	60.30	34.28	17.20	7.83	0.99
Duração					
01/----/10	72.92	43.65	17.56	9.59	2.12
11/----/20	14.23	8.71	3.51	1.76	0.26
21/----/30	5.38	3.33	1.39	0.59	0.07
31/----/40	3.62	2.12	1.17	0.26	0.07
41/----/47	0.48	0.37	0.11	0.00	0.00
= 48 semanas	3.37	2.09	0.84	0.33	0.11
Valores Médios e Desvio Padrão*					
Salário de Reserva	349.43	306.70	484.85	406.67	223.26
	(1236.01)	(1102.62)	(1409.79)	(1841.73)	(208.60)
Último Sal. Receb.	222.78	208.27	291.46	170.78	232.65
	(353.71)	(338.09)	(432.86)	(229.70)	(342.73)

Duração Média	7.49	7.81	7.33	5.88	5.74
	(9.18)	(8.84)	(10.82)	(7.91)	(7.06)

Fonte: Dados obtidos da Pesquisa de Padrão de Vida (PPV). * Desvio padrão entre parênteses.

Apêndice B Casos Encontrados na Amostra de Dados

Os casos tidos como incoerentes na amostra são os seguintes:

Caso 1: (ii) sim, (iii) sim, (v) não e (vi) sim, que corresponde ao indivíduo que exerceu alguma atividade de busca nos últimos 12 meses, tendo ou não exercido nos últimos 30 dias anteriores à data da entrevista ((i) sim/não), e que obteve sucesso na busca, mas não trabalhou nos últimos 7 dias anteriores à data da entrevista. A incoerência surge no fato desse indivíduo ter obtido sucesso na busca e não ter trabalhado nos últimos 7 dias, ou seja, ele pode ter obtido sucesso em uma outra duração realizada no mesmo período de 12 meses, mas que nos últimos 30 dias seu estado era o de desemprego. Logo, é possível a existência de múltiplas durações para esses indivíduos que totalizaram um número de 79 observações;

Caso 2: (ii) sim, (iii) não, (v) sim e (vi) sim, que corresponde ao indivíduo que exerceu alguma atividade de busca nos últimos 12 meses, tendo ou não exercido nos últimos 30 dias anteriores à data da entrevista ((i) sim/não), e que não obteve sucesso na busca, mas trabalhou nos últimos 7 dias anteriores à data de entrevista. Aqui observa-se um inconsistência de informações, pois um indivíduo que exerceu uma atividade de busca nos últimos 12 meses e não obteve sucesso na busca, necessariamente não deveria está trabalhando nos últimos 7 dias anteriores à data da entrevista. O número total de indivíduos com informações inconsistentes é igual a 41.

Porém, dois outros casos na amostra são de extrema relevância para o estudo, são eles:

Caso 3: (ii) sim, (iii) sim, (v) sim e (vi) sim, que corresponde ao indivíduo que exerceu alguma atividade de busca nos últimos 12 meses, tendo ou não exercido nos últimos 30 dias anteriores à data da entrevista ((i) sim/não), e que obteve sucesso na busca. Além disso, esse mesmo indivíduo trabalhou nos últimos 7 dias anteriores à data da entrevista. Esse é justamente o oposto ao Caso 1 que corresponde ao indivíduo com duração completa, com um número de observações igual a 192.

Caso 4: (ii) sim, (iii) não, (v) não e (vi) sim, que corresponde ao indivíduo que exerceu alguma atividade de busca nos últimos 12 meses, tendo ou não exercido nos últimos 30 dias anteriores à data da entrevista ((i) sim/não), e que não obteve sucesso na busca. Além disso, esse mesmo indivíduo não trabalhou nos últimos 7 dias anteriores à data de entrevista. Portanto, esse indivíduo possui duração incompleta (censura à direita). Esse caso totaliza um número de 351 observações.

Apêndice C Resultados de Primeiro Estágio da Equação de Salário de Reserva

TABELA C.1: Estimativas de Primeiro Estágio para Equação de Salário de Reserva

Variável Dependente: Ln(Duração)			
Intercepto	2.5269 (0.746)	RM BH	-0.2452 (0.104)
Ln(Ult. Salário Recebido)	0.0967 (0.041)**	RM FOR	-0.3098 (0.036)**
Sexo Feminino	0.1420 (0.132)	RM REC	0.1270 (0.468)
Idade	0.003 (0.952)	RM SAL	0.1178 (0.481)
Não Branco	0.0464 (0.646)	Ln(Renda Domiciliar)	-0.0599 (0.233)
Chefe de Família	-0.1325 (0.270)	Cond. Saúde Excelente	0.2222 (0.049)**
Tx. de Desemprego	0.1032 (0.139)	Pai Freq. Escola	0.1158 (0.210)
Ln(Sal. Min. Real)	0.4628 (0.774)	Pai Mora(ou) Dom.	0.1425 (0.136)
Área Urbana	0.6613 (0.000)*		
RM SP	0.9090 (0.579)		
RM RJ	-0.1614 (0.456)		
Teste $F_{(18,435)}$ Geral			3.13 (0.000)*
Teste $F_{(18,435)}$ (R^2 Parcial)			2.41 (0.048)**
Observações			454

Nota. Entre parêntese p-valor. *Significância de 1%; ** Significância de 5%; ***Significância de 10%.

TABELA C.2: Estimativas de Primeiro Estágio para Equação de Salário de Reserva

Variável Dependente: Educação			
Intercepto	9.4784 (0.698)	RM BH	0.6955 (0.139)
Ln(Ult. Salário Recebido)	1.3064 (0.000)*	RM FOR	-0.4308 (0.349)
Sexo Feminino	-0.8600 (0.004)**	RM REC	1.0284 (0.060)***
Idade	-0.0794 (0.000)*	RM SAL	0.9976 (0.056)***
Não Branco	-0.9504 (0.003)**	Ln(Renda Domiciliar)	1.0114 (0.000)*
Chefe de Família	-0.1253 (0.738)	Cond. Saúde Excelente	-0.5582 (0.112)
Tx. de Desemprego	0.5175 (0.018)**	Pai Freq. Escola	0.4504 (0.127)
Ln(Sal. Min. Real)	-3.7105 (0.461)	Pai Mora(ou) Dom.	-0.4568 (0.126)
Área Urbana	1.3422 (0.003)**		
RM SP	0.0128 (0.980)		
RM RJ	0.6657 (0.325)		
Teste $F_{(18,435)}$ Geral			16.72 (0.000)*
Teste $F_{(18,435)}$ (R^2 Parcial)			12.07 (0.000)*
Observações			454

Nota. Entre parêntese p-valor. *Significância de 1%; ** Significância de 5%; ***Significância de 10%