

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

Victor Hugo de Oliveira[†]
José Raimundo Carvalho[‡]

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.

JEL Classification: **J64**

Área 12: **Economia do Trabalho**

[†] Mestre em Economia, CAEN/UFC; victor_hugo@caen.ufc.br.

[‡] Professor do CAEN/UFC; josecarv@ufc.br

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

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.

Segundo Barros, Camargo e Mendonça (1997), o conhecimento da estrutura do desemprego permite identificar que tipo de trabalhador está menos 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. Para tanto, 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 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) e Eckstein e van den Berg (2003) 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. com aplicações em equilíbrio parcial e geral. Já van den Berg (2001) apresenta uma extensa revisão sobre modelos de duração.

A metodologia econométrica parte de duas análises: na primeira, realiza-se uma investigação a respeito dos determinantes do salário de reserva. 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 suspeita-se da presença de simultaneidade entre essas duas variáveis. Essa simultaneidade é analisada em diversos estudos como Jones (1988), e mais recente Addison, Centeno e Portugal (2004).

Na segunda análise, tenta-se investigar os fatores que afetam o risco do trabalhador de deixar o estado de desemprego em que se encontra, recorrendo-se aos modelos de risco proporcional. Essa forma de analisar a duração do desemprego foi proposta inicialmente por Lancaster (1979) e Nickell (1979). Vale ressaltar que diversos outros estudos têm se valido não somente dos modelos paramétricos [Lancaster (1979), Moffitt (1985), e mais recente Addison, Centeno e Portugal (2004)], mas também dos modelos semiparamétricos [Carroll (2004) e Kupets (2005)] e não paramétricos [Heckman e Singer (1984) e Horowitz (1999)] na busca de uma maior robustez dos resultados.

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.

O presente estudo está assim estruturado: a Seção 1 é dedicada à introdução do estudo, já apresentada; a Seção 2 compreende os aspectos teóricos e empíricos sobre a busca por emprego; a Seção 3 detalha a amostra de dados; a Seção 4 descreve os modelos econométricos aplicados; a Seção 5 apresenta os resultados empíricos, seguida da conclusão na Seção 6.

2 ASPECTOS TEÓRICOS DA BUSCA POR EMPREGO

Um dos primeiros modelos de busca seqüencial foi descrito por McCall (1970). 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 emprego 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 $F(w)$.

Na situação de desemprego, o valor de utilidade esperada, ao rejeitar a oferta salarial, é a soma do benefício recebido naquele período de desemprego e do valor esperado da renda futura ao aceitar uma determinada oferta de salário. 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 menor do que w^r . Visto que a renda líquida enquanto desempregado é uma constante, b , as ofertas salariais 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:

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

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 $w' > w^r$.

$$w^r = b + \beta \int_{w^r}^{\infty} (w' - w^r) dF(w') \quad (2)$$

Associada à 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. Tomando T como a duração de um período completo de desemprego com uma função de distribuição cumulativa $F(t)$, e função densidade $f(t)$, tem-se a seguinte expressão:

$$\lambda = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Pr[t < T < t+h | T > t]}{h} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

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 $T > t$, assumindo que $h \rightarrow 0$. Desta forma, a equação (3) é chamada de *função risco*.

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 à frente. Portanto, de acordo com a estrutura da atividade de busca por emprego chega-se a duas equações fundamentais: a primeira é a equação (2) que expressa o salário de reserva do trabalhador enquanto desempregado, e a segunda é a equação (3) 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 prazo (com duração máxima de 12 meses) no Brasil.

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 Estatística (IBGE). Essa pesquisa foi realizada somente durante o período 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. No Quadro 1, abaixo, estão listadas as variáveis de características dos indivíduos, dos domicílios, e da atividade de busca por emprego.

Quadro 1: Lista de Variáveis da Amostra

Características Individuais e do Domicílio	
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: Variáveis obtidas na PPV.

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,

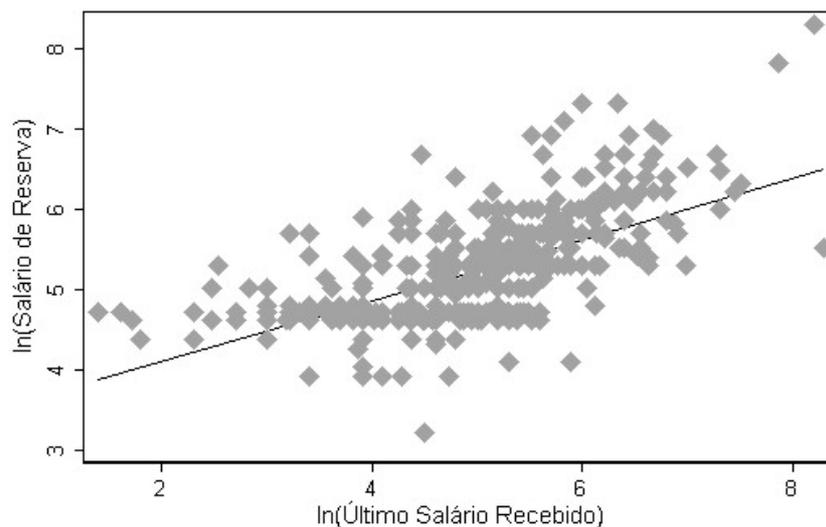
envolvendo indivíduos que realizaram a atividade de busca por emprego pelos seguintes motivos: desemprego, substituição do atual emprego, e complementariedade. Para maiores detalhes a respeito das variáveis descritas acima, basta observar as estatísticas descritivas nas Tabelas A1 e A2, no Apêndice A.

3.1 Seleção da Sub-Amostra

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, obtendo sucesso ou não na busca por emprego.

Os 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 recebido, é utilizada como *proxy* para o salário inicial do indivíduo, o qual possui uma correlação bastante significativa com o salário de reserva. 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 (ver Figura 1). 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, correspondendo ao número de indivíduos que informaram o valor de ambas variáveis.

Figura 1: Relação entre Salário de Reserva e Último Salário Recebido



Entretanto, essa sub-amostra está sujeita ao problema de 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. Desta forma, algumas observações foram excluídas¹ da amostra por apresentarem informações incoerentes, que levavam a suspeita de existência de censura à esquerda e de múltiplas durações.

Portanto, a sub-amostra selecionada é composta por 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. Esses trabalhadores informaram o salário de reserva e o último salário bruto recebido. A sub-amostra totalizou um número de 520 observações.

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,

¹ A eliminação dessas informações tem por objetivo diminuir os casos de censura à esquerda e múltiplas durações. Para maiores detalhes sobre a seleção da sub-amostra basta solicitar aos autores.

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

4 ANÁLISE ECONOMETRICA

A análise econométrica no presente estudo divide-se em duas partes: na primeira parte investiga-se 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. A equação fundamental para determinação do salário de reserva é descrita da seguinte forma:

$$\ln(w^r) = \alpha + \phi \ln(t) + x'\beta + \varepsilon \quad (4)$$

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 a respeito das características dos indivíduos, e constituído pelas seguintes variáveis: anos de estudos (EDUC), sexo feminino (FEM), idade (ID), indivíduos não brancos (NBRC), chefe de família (CHF), último salário recebido (LNWU), área urbana (URB), região Nordeste (REG), região metropolitana de São Paulo (SP), região metropolitana do Rio de Janeiro (RJ), região metropolitana de Belo Horizonte (BH), região metropolitana de Fortaleza (FOR), região metropolitana de Recife (REC), região metropolitana de Salvador (SAL), taxa de desemprego aberto mensal (U) e salário-mínimo real mensal (LNWMR).

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 associa-se 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 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 no modelo, desde que a habilidade seja uma variável não observada. Como mostrado anteriormente, a teoria econômica define o salário de reserva como um valor esperado. Portanto, 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.

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 freqüentou a escola;

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

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 mesmos 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 (4), 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 (4).

A estrutura familiar pode ser representada pelas variáveis que indicam se o pai do indivíduo freqüentou a escola (PFE), e se o pai morava com o indivíduo até o seu período de adolescência (PM15). 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 da juventude, muito provavelmente o indivíduo receberá a orientação de também freqüentar 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. Dado que as representantes da estrutura familiar são características do pai do indivíduo, muito provavelmente elas não estarão correlacionadas à habilidade do indivíduo em exercer determinada atividade laboral. 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, está possivelmente relacionada à produtividade do indivíduo. Ou seja, um indivíduo saudável possivelmente exercerá de maneira eficaz (produtiva) sua atividade de busca, aumentando suas chances de encontrar um emprego. Além disso, indivíduos saudáveis estão mais aptos a absorverem novos conhecimentos. Logo, essa variável pode apresentar correlação não somente com a variável de duração, mas também com a variável de

educação. Acredita-se que essa variável seja 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-identificação² 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 assintoticamente 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 (4), 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:

$$\lambda(t; x) = \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\Pr[t < T \leq t + h \mid T > t, x]}{h} = \frac{f(t \mid x)}{1 - F(t \mid x)} = \frac{f(t \mid x)}{S(t \mid x)} \quad (5)$$

onde t denota um valor particular de T , e x é um vetor de variáveis explicativas. A expressão do denominador da equação (5) é a probabilidade do trabalhador sair do estado de desemprego no intervalo de duração $[t, t + h)$, dado $T > t$ e x . A função 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, ambas condicionadas ao vetor x . A partir dessa definição estatística da função risco, delinea-se o modelo econométrico.

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:

$$\lambda(t; x) = \kappa(x) \lambda_0(t) \quad (6)$$

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:

$$\log \lambda(t; x) = x' \beta + \log \lambda_0(t) \quad (7)$$

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

² Ver Wooldridge (2002) e Davidson e MacKinnon (1993).

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:

$$f(t | x; \theta) = \alpha_1 \alpha_2 t^{\alpha_2} \exp(-\alpha_1 t^{\alpha_2}), \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0 \quad (8)$$

$$F(t | x, \theta) = 1 - \exp(-\alpha_1 t^{\alpha_2}) \quad (9)$$

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

$$\lambda(t; x) = \exp(x\beta) \alpha_2 t^{\alpha_2} \quad (10)$$

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:

$$l(t_i | x_i; \theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i \log[f(t_i | x_i; \theta)] + (1 - d_i) \log[1 - F(t_i | x_i; \theta)]\} \quad (11)$$

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 MRP e 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 a estimativas viesadas em modelos de duração. De acordo com Devine e Kiefer (1991), se as 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,

$$\lambda(t; x, \nu) = \nu \cdot [\kappa(x) \cdot \lambda_0(t)] \quad (12)$$

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

$$\lambda(t; x_i, \nu_i) = \nu_i [\exp(x_i' \beta) \alpha_2 t^{\alpha_2}] \quad (13)$$

De modo que $x_{i1} = 1$ e $v_i > 0$. Lancaster (1990) chama a equação (13) de risco condicional. De acordo com a suposição (iii), assume-se a distribuição $Gama(\zeta, \zeta)^3$ para o termo estocástico v . Conseqüentemente, a função de Máxima Verossimilhança Condicionada será modificada com a incorporação da heterogeneidade não observada. A função de distribuição acumulada passa a ser “misturada”, pois a distribuição F (sem heterogeneidade não observada) é substituída na função MVC pela função de distribuição G , que se apresenta como uma distribuição marginal originada de uma distribuição de probabilidade conjunta das variáveis aleatórias t e v . Portanto, a função de MVC é dada por:

$$l(t_i | x_i; \theta, \rho) = \sum_{i=1}^N \{d_i \log[g(t_i | x_i; \theta, \rho)] + (1 - d_i) \log[1 - G(t_i | x_i; \theta, \rho)]\} \quad (14)$$

Tal que, ρ é um vetor de parâmetros desconhecidos associados à função Gama. Não obstante, para identificar os parâmetros α_2 e β é necessária 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 $\exp(x_i \beta) \alpha_2 t^{\alpha_2}$. Desta forma, permite-se testar a hipótese $H_0 : \alpha_2 = 1$, que significa dizer que condicionado ao vetor x e ao termo estocástico v , a duração não exhibe dependência. Além disso, testa-se também a hipótese nula, $H_0 : \zeta = 0$, que evidencia a existência ou não de heterogeneidade não observada.

4.2.3 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, $\lambda_0(t)$. Segundo Kiefer (1988), na ausência de qualquer informação sobre a linha base de risco, somente a ordem das durações por tamanho, $t_1 < t_2 < \dots < t_n$, fornece informações sobre os parâmetros desconhecidos. Aqui, a censura é facilmente tratada, pois essas durações incompletas não entram na contribuição para a função MV.

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

$$\frac{\lambda(t_j; x_j, \theta)}{\sum_{i=j}^N \lambda(t_i; x_i, \theta)} = \frac{\kappa(x_j, \theta)}{\sum_{i=j}^N \kappa(x_i, \theta)}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (15)$$

Sendo que a equação (15) representa 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:

$$l(t_i | x_i; \theta) = \sum_{i=1}^N \left\{ \log[\kappa(x_i; \theta)] - \log \left[\sum_{i=j}^N \kappa(x_i; \theta) \right] \right\} \quad (16)$$

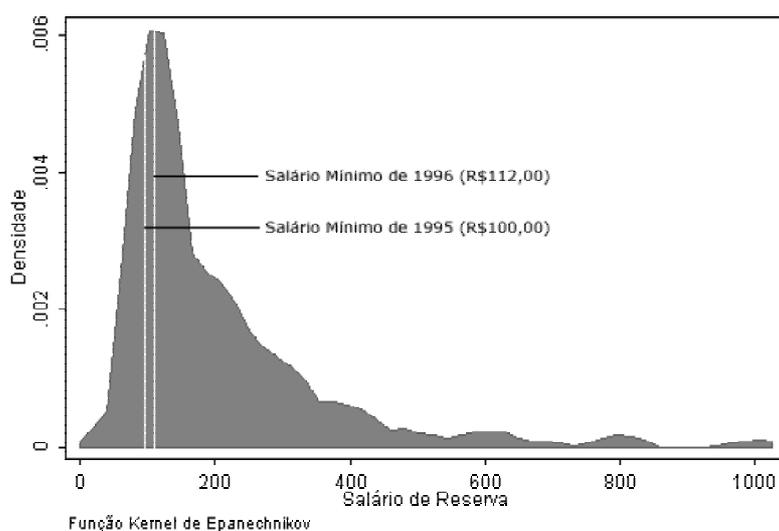
5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

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 2).

³ Wooldridge (2002) e van den Berg (2001) apresentam maiores detalhes sobre a incorporação da heterogeneidade não observada na estimação da função de risco empírica.

Figura 2: 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 deteriora o capital humano do trabalhador, tornando-o menos exigente quanto às ofertas salariais. Portanto, é possível que o salário-mínimo passe a servir como valor de referência para tais trabalhadores ao decidir aceitar ou rejeitar uma determinada oferta salarial.

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)			35.031 (0.000)
Teste Sargan (χ^2)			1.006 (0.605)
Observações			454

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

A estratégia econométrica para estimar os parâmetros da equação (4) é utilizar o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), pois o teste de especificação (DWH) rejeitou a hipótese nula de exogeneidade conjunta das variáveis de duração do desemprego e educação (ver Tabela 2). 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 parcial⁴ não indicou a exclusão de instrumentos em cada regressão do primeiro estágio. Desta forma, as estatísticas realizadas atestam que o vetor z é composto de bons instrumentos.

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, controlando devidamente os efeitos da simultaneidade existente entre essas variáveis.

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. Como a análise se restringe ao curto prazo, é possível que os trabalhadores que recentemente exerceram alguma atividade laboral tenderão a incorporar o valor de seu último salário recebido na sua expectativa de ganho salarial.

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. Este resultado merece uma análise mais profunda, pois é de se esperar que as mulheres exerçam atividades dentro e fora do lar e, assim, passem a incorporar esse fator na sua expectativa de ganho salarial.

A idade do trabalhador exerce um efeito positivo e estatisticamente significativa. Isso muito provavelmente mostra que trabalhadores mais jovens 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 apresentou significância para os respectivos parâmetros.

No modelo tenta-se, também, captar os efeitos macroeconômicos sobre o mercado de trabalho ao incluir as variáveis de taxa de desemprego, e o 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 localização 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 último resultado pode estar associado à estrutura do mercado de trabalho, ou diferentes tipos de

⁴ No primeiro estágio da regressão, onde o logaritmo natural da duração é regressada em relação à todas as variáveis exógenas do modelo, a estatística *F* para o R^2 parcial foi de 2.41 com um p-valor igual a (0.048). Da mesma maneira, considerando a educação como variável dependente, a estatística *F* para o R^2 parcial foi de 12.07 com um p-valor igual a (0.000). Portanto, nenhum instrumento é excluído do primeiro estágio da regressão de salário de reserva.

ocupação, ou até mesmo a qualificação da mão-de-obra dentre outros fatores. Segundo Antigo e Machado (2006), o estado de São Paulo fez parte do primeiro ciclo industrial, enquanto Belo Horizonte fez parte do segundo ciclo. Nesse sentido, a RM SP obteve uma estrutura produtiva mais diversificada, e mais dinâmica do que a RM BH. Ou seja, a região metropolitana de São Paulo e Belo Horizonte possuem estrutura de emprego diferenciada em relação às outras regiões metropolitanas, refletindo-se no salário de reserva de seus trabalhadores.

5.2 Resultados para Duração do Desemprego

A análise econométrica para a duração do desemprego apresenta as estimativas para os parâmetros dos modelos Proporcional de Cox (MPCox) e de Risco Proporcional (MRP) 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: 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. Caso contrário, $\hat{\beta}$, 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. A Tabela 3 apresenta os seguintes resultados para os modelos proporcionais:

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

Variáveis Explicativas	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

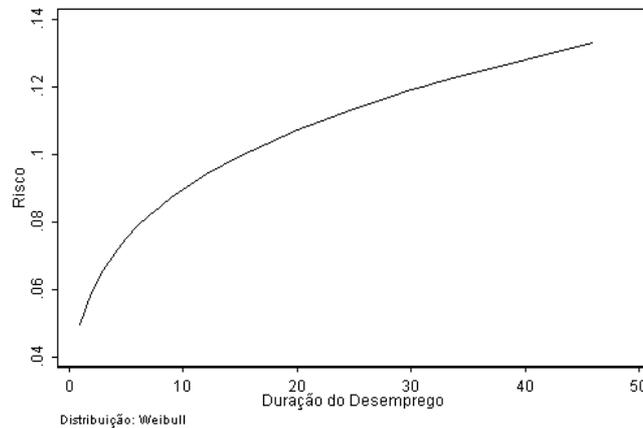
Nota: Estatística z entre parêntese. O MPCox utiliza o método de MV parcial.

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

A Tabela 3 mostra que a dependência da função risco em relação à duração é positiva, pois as estimativas mostram que em todas as especificações do MRP $\hat{\alpha}_2 > 1$, e estatisticamente significante a um

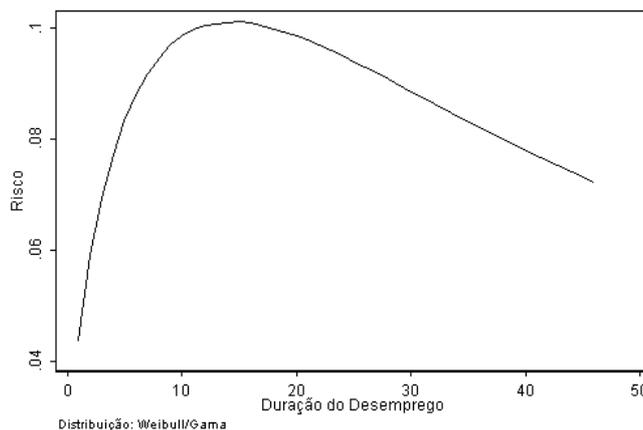
nível de 5% (com $\hat{\alpha}_2 = 1.256$ (0.0513) para o MRP e $\hat{\alpha}_2 = 1.450$ (0.1108) para o MRP-HNO). Além disso, no modelo MRP-HNO, o parâmetro da função Gama é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5% ($\hat{\zeta} = 0.309$ e $p\text{-valor} = 0.012$), confirmando a presença de heterogeneidade não observada. Além de positiva, essa relação de dependência é monotônica, como pode ser observada na Figura 3, abaixo.

Figura 3: MRP sem controlar a Heterogeneidade não Observada



Contudo, ao controlar os efeitos da heterogeneidade não observada, a monotonicidade não mais se verifica (Figura 4). Porém, a dependência continua a ser positiva e estatisticamente significativa. A Figura 4 mostra que o nível de risco do trabalhador deixar seu estado de desemprego cresce até a 10ª semana, aonde se chega ao risco 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 certo período de desemprego, é possível que o trabalhador entre no desalento e diminua seu esforço de busca. Logo, a tendência é a de que este trabalhador entre num estado de desemprego de longo prazo.

Figura 4: MRP ao controlar a Heterogeneidade não Observada



Na Tabela 3, vale ressaltar que as estimativas para ambos os modelos MRP e MPCox são bastante próximas, apresentando uma certa robustez nos resultados. Também, é possível observar que o nível educacional do trabalhador 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 resultado⁵ 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 37% no risco. Segundo Antigo e Machado (2006), mulheres possuem uma estabilidade menor no mercado de trabalho do que os homens, implicando numa alta rotatividade entre os estados de emprego e desemprego. Esse fato pode estar indicando uma discriminação no mercado de trabalho sobre os trabalhadores do sexo feminino.

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 apresentarem uma menor probabilidade de permanecerem desempregados, uma vez nesse estado a sua duração tende a se prolongar.

Em 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%. Esse resultado, muito provavelmente, está associado à estrutura produtiva e as características da força de trabalho de ambas as regiões metropolitanas.

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.

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 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.

⁵ Barros, Camargo e Mendonça (1997), assegurados por resultados empíricos, argumentam que a relação entre desemprego e educação não é monotônica. Os autores argumentam sobre 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 de educação e educação ao quadrado, essa relação não foi estatisticamente significativa para ambos modelos.

6 CONCLUSÃO

O presente estudo analisou o desemprego no Brasil observando os aspectos microeconômicos que afetam o comportamento 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 tal problema, 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. Por outro lado, trabalhadores com elevado nível educacional, ou com elevada experiência recente de emprego, ou que seu último salário recebido tenha sido alto, tendem a se tornar mais exigentes quanto às ofertas salariais e, assim, incorporando esse fatores nas suas expectativas de curto prazo.

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 tanto na determinação do salário de reserva do trabalhador, quanto na determinação da duração do desemprego. Fatores como a estrutura produtiva diferenciada entre as regiões metropolitanas, e as características da força de trabalho, podem ter contribuído para que Belo Horizonte tenha se destacado dentre as demais RM's.

A análise de duração do desemprego foi realizada através dos modelos proporcionais, tornando possível observar que as características individuais e do domicílio (idade, sexo, educação, tamanho do domicílio e sua localização), também, determinam o risco do trabalhador de sair do estado de desemprego no qual se encontra. Além disso, observou-se que os trabalhadores possuem uma maior chance de sair do estado de desemprego nas primeiras semanas de sua atividade de busca (até a 10ª semana), em seguida o risco é decrescente (a partir da 15ª semana). Este último resultado pode ser atribuído à estrutura do mercado de trabalho no Brasil, onde existem dois determinantes imediatos para a duração do desemprego, segundo Barros, Camargo, e Mendonça (1997), são eles: a) uma baixa frequência de ofertas de emprego e b) um elevado grau de seletividade na escolha das ofertas.

As implicações de políticas apontam para a necessidade de melhorar as condições de busca por emprego para o trabalhador. Pois a utilização de forma estratégica dessas agências nas principais áreas urbanas do país e prováveis melhorias na sua eficiência com a implantação de moderna tecnologia de informação, e 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, utilizando a 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 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.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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)
- ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições no mercado de trabalho da região metropolitana de Belo Horizonte (1997 a 2000). Encontro Regional de Economia, v. 11, **Anais...** Fortaleza-CE, 2006.
- 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)
- BARROS, R. P.; 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.
- 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, Australian National University, 2004. (Discussion Paper, n. 483)
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, R. G. **Estimation and inference in econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- DEVINE, T. J.; KIEFER, N. M. **Empirical labor economics: the search approach**. Oxford, 1991.
- ECKSTEIN, Z.; van den BERG, G. J. **Empirical labor search models: a survey**. Bonn: IZA, 2003. (Discussion Paper, n. 929)
- HECKMAN, J. J.; SINGER, B. The indentifiability of the proportional hazard model. **Review of Economic Studies**, v. 51, p. 231–241, 1984.
- HOROWITZ, J. L. Semiparametric estimation of a proportional hazard model with unobserved heterogeneity. **Econometrica**, v. 67, n. 5, p. 1001–1028, 1999.
- 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. **QJE**, v. 103, n. 415, p. 741–765, 1988.
- KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. **JEL**, v. 25, p. 646–679, Jun 1988.
- 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, 1990.
- McCALL, J. Economics of information and job search. **QJE**, v. 84, n. 1, p. 113-126, 1970.
- 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.
- 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, 2002. (Texto para Discussão n. 83)

ROGERSON, R.; SHIMER, R.; WRIGHT, R. **Search-theoretic models of the labor market**. 2004.

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.

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

Apêndice A Estatística da Amostra de Dados

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

OBS	Total	Motivo da Busca por Emprego			
		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					
NE	55.83	32.89	14.45	7.32	1.17
SE	44.17	27.37	10.14	5.20	1.46
Valores Médios e Desvio Padrão*					
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 Domiciliar	1259.62	1242.52	1348.09	1168.64	1257.28
	(1977.60)	(1962.83)	(2077.91)	(1917.24)	(1616.63)

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	Total	Motivo da Busca por Emprego			
		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
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. Recebido	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.