

UMA PERSPECTIVA MICROECONOMÉTRICA DO SALÁRIO DE RESERVA E DO DESEMPREGO NA DÉCADA DE 1990 NO BRASIL*

Victor Hugo de Oliveira**

José Raimundo Carvalho***

O objetivo do presente estudo é analisar a atividade de busca por emprego dos trabalhadores desempregados no mercado de trabalho brasileiro na década de 1990, utilizando-se como base de dados a Pesquisa de Padrão de Vida (PPV), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 1996-1997. Duas metodologias econômicas são aplicadas: primeiro, estima-se uma equação de salários por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e observa-se que o salário de reserva diminui à medida que a duração do desemprego aumenta, portanto, oferecendo pela primeira vez uma evidência empírica para a hipótese da não-estacionariedade do salário de reserva. Segundo, estima-se a função risco empírica a partir dos modelos de risco proporcional e verifica-se que o risco de sair do desemprego é mais sensível ao salário de reserva quando comparado aos valores estimados para outros países. Os resultados evidenciam o papel fundamental que o modelo de busca, baseado na noção do salário de reserva, possui na estimativa dos determinantes do desemprego no Brasil na década de 1990.

1 INTRODUÇÃO

A década de 1990 foi marcada por grandes mudanças estruturais na economia brasileira, gerando efeitos profundos e duradouros em todas as áreas, principalmente no mercado de trabalho. Entre as principais mudanças podem-se destacar: a estabilidade dos preços; a abertura comercial; a inovação tecnológica; a questão demográfica; e a modificação do papel do Estado na economia. Tais choques revelaram que o mercado de trabalho brasileiro está longe de funcionar de maneira eficiente e que possui uma longa agenda de transformações necessárias.

Nesse sentido, acreditamos que uma análise sobre o mercado de trabalho brasileiro na década de 1990 apresenta-se como desejável na medida em que outras perspectivas investigativas sejam utilizadas na tentativa de racionalizar fatos, bem como entender melhor a situação vigente nesse mercado. De fato, a principal contribuição deste artigo é tentar analisar os determinantes do salário de reserva e de duração do desemprego durante um período de grandes mudanças estruturais na economia brasileira. Decididamente, nossa opção metodológica é pelo uso de

* Os autores agradecem as sugestões de dois pareceristas que contribuíram para a qualidade deste artigo, versão modificada e melhorada da dissertação de mestrado de Victor Hugo de Oliveira apresentada ao Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste, da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). Victor Hugo de Oliveira agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio financeiro. Erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade dos autores.

** Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece).

*** Professor do Caen/UFC.

métodos microeconóméticos,¹ aplicados à Pesquisa de Padrões de Vida (PPV), base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) pouco explorada em estudos desse tipo.

O mercado de trabalho será analisado sob dois aspectos já bastante debatidos na literatura: os determinantes do salário de reserva e de 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 tanto os aspectos teóricos quanto os empíricos. Rogerson, Shimer e Wright (2005) apresentam uma revisão teórica sobre o modelo estrutural de busca por emprego, analisando extensões como intensidade de busca, *turnover*, busca enquanto empregado, barganha com aplicações em equilíbrio parcial e geral. Já Van Den Berg (2001) apresenta uma extensa revisão sobre modelos de duração.

A metodologia econométrica compreende duas análises: na primeira realiza-se uma investigação a respeito dos determinantes do salário de reserva. Sua análise parte da estimativa de uma equação de salário cujo principal determinante observado é a duração do desemprego. A estimativa utiliza Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), dado o recorrente problema de simultaneidade entre o salário de reserva e a duração de desemprego, amplamente evidenciados em estudos como Lancaster (1985), Jones (1988), e mais recente Addison, Centeno e Portugal (2004). Na segunda análise, tenta-se investigar os fatores que afetam o risco de o trabalhador deixar o estado de desemprego em que se encontra, recorrendo-se aos modelos de duração 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 por exemplo, Lancaster (1979), Kiefer (1988), Moffitt (1985) e, mais recentemente, Addison, Centeno e Portugal (2004), mas também dos modelos semiparamétricos, Meyer (1990), Carroll (2004) e Kupets (2005), e não-paramétricos, Heckman e Singer (1984) e Horowitz (1999), na busca de uma robustez maior dos resultados.

Apesar do avanço da literatura internacional em estudos sobre salário de reserva e duração de desemprego (ou busca por emprego), nacionalmente estes temas têm sido pouco abordados. Em relação ao salário de reserva não encontramos estudos publicados, muito provavelmente devido à escassez de dados. Porém, alguns poucos estudos sobre duração do desemprego têm sido realizados no Brasil, principalmente utilizando-se a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do IBGE. Bivar (1993) foi o estudo pioneiro na análise de duração do desemprego no Brasil (PENIDO; MACHADO, 2002). Estudos como Menezes-Filho e Picchetti (2000) e

1. Vale salientar que existe um conjunto expressivo com grande qualidade de textos, analisando o mercado de trabalho brasileiro na década de 1990, porém, o fazem utilizando perspectivas metodológicas bem diferentes daquela que utilizamos (BARROS; CAMARGO; MENDONÇA, 1997; CAMARGO, 1998; FERNANDES; PICCHETTI, 1999; CAMARGO; NERI; REIS, 1999; CHAHAD; PICCHETTI, 2003).

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.

Portanto, acreditamos que o nosso artigo contribua em duas importantes direções: *a)* estimar os determinantes do salário de reserva no Brasil, bem como testar a hipótese de não-estacionariedade² dessa variável através de uma metodologia rigorosa, utilizando-se uma rica base de dados pouco explorada em estudos desse tipo, contribuindo, assim, também, para a divulgação da PPV; *b)* entender melhor os determinantes do desemprego na década de 1990 sem restringir-se à hipótese de estacionariedade do salário de reserva. Nesse sentido, ambos os objetivos oferecerão subsídios para um melhor entendimento do funcionamento do mercado de trabalho na década de 1990, bem como da situação atual.

Em consonância com estudos internacionais, a variável duração possui um efeito negativo no salário de reserva dos indivíduos de aproximadamente -0,23. A variável educação apresentou impacto positivo e, de maneira interessante, bastante homogêneo ao longo das diferentes especificações econôméticas: algo em torno de um coeficiente de 0,12. Há algumas evidências que podem ser interpretadas como indícios de discriminação em relação a gênero e cor.³ De uma maneira geral, condicionada ao vetor de variáveis observáveis, parece não haver grandes diferenças na determinação do salário de reserva entre regiões, exceto, é claro, o já mencionado efeito da duração do desemprego.

As estimativas para o modelo de duração de desemprego mostram que ao reverem as expectativas de ganhos salariais para baixo, os indivíduos obtêm maiores chances de saírem do estado de desemprego. No entanto, esse efeito é maior ao se controlar a heterogeneidade não-observada.

Uma evidência aparentemente contra-intuitiva está relacionada com o efeito da variável educação: uma relação negativa entre nível educacional e duração do desemprego. Tal evidência, no entanto, encontra suporte em, por exemplo, Addison, Centeno e Portugal (2004). Uma racionalização desse fato pode ser encontrada em Barros, Camargo e Mendonça (1997) que, utilizando a PME, articula uma

2. A hipótese de não-estacionariedade do salário de reserva já foi testada em estudos anteriores, como Lancaster (1985) e Jones (1988). Já Lancaster (1990) e Van Den Berg (1990) apresentam o modelo de busca por emprego formalizado, incorporando a não-estacionariedade do salário de reserva.

3. No entanto, deve-se ser bastante cuidadoso ao realizar extrapolações. Primeiro, por se tratar de um tema bastante sensível e, segundo, a variável dependente é o salário de reserva e não o salário recebido. De fato, o salário de reserva pode captar um tipo "especial" de discriminação que opera através de "expectativas de discriminação". No entanto, uma análise desse importante ponto está fora do escopo do presente artigo.

justificativa baseada em uma seletividade no mercado formal de trabalho, de trabalhadores (desempregados) com maior nível de educação, em detrimento de trabalhadores com menor nível educacional que encerravam mais rapidamente o desemprego aceitando a informalidade. Portanto, ao encontrar evidências favoráveis à tese de que os trabalhadores mais educados se tornaram mais seletivos em termos das ofertas salariais, através de outra base de dados e metodologia estamos dando suporte à tese descrita em Barros, Camargo e Mendonça (1997).

O estudo está assim estruturado: além desta seção introdutória, a seção 2 descreve, de maneira sucinta, as principais mudanças ocorridas no mercado de trabalho brasileiro durante a década de 1990; 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 O MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NA DÉCADA DE 1990

Durante toda a década de 1980, considerada a “década perdida”, e parte da década de 1990, o Brasil alternou fases de crescimento elevado e surtos recessivos, ao mesmo tempo em que conviveu com profundos desequilíbrios da balança de pagamentos, crise fiscal e aceleração inflacionária. Na tentativa de estabilizar a economia, quatro planos foram implantados por diferentes governos: Cruzado, Bresser, Verão e Collor. A introdução do Plano Real, em 1994, constituiu-se em mais uma tentativa de estabilização econômica.

Na década de 1990, o Brasil foi marcado por diversas transformações socioeconômicas que afetaram, principalmente, o mercado de trabalho.⁴ Diferentemente da década anterior, o mercado de trabalho não apresentou a mesma capacidade de amortecer as mudanças estruturais e conjunturais que ocorreram.⁵

A primeira transformação diz respeito à passagem de uma economia com altas taxas de inflação para outra com maior estabilidade de preços. Para isso, o governo implantou o Plano Real, que trouxe consigo o fim do imposto inflacionário e produziu mudanças na política monetária, aumentando a taxa de juros. Essas mudanças provocaram efeitos imediatos sobre o mercado de trabalho, que teve como consequência um aumento das taxas de desemprego e do trabalho informal. Em contrapartida, o fim da inflação melhorou a distribuição da renda em direção ao maior consumo de bens e serviços das classes mais pobres (CHAHAD; PICCHETTI, 2003).

4. De fato, como bem ressaltou um dos pareceristas, não se deve esquecer de mencionar que o país inicia a década de 1990 com legado constitucional de 1988, que elevou bastante a rigidez do mercado de trabalho, incentivando a migração para o lado informal da economia.

5. Isso se deveu a dois fatos: a) o mercado de trabalho vinha iniciando um processo de esgotamento do poder de absorção de choques macroeconômicos desde o final da década de 1980; e b) as transformações ocorridas na década de 1990, principalmente a abertura comercial e a estabilização inflacionária, tiveram magnitude e características únicas.

A segunda transformação refere-se à abertura comercial para o setor externo. Tal processo teve como consequências, por exemplo, o aumento dos preços dos produtos não-comercializáveis; o aumento da informalidade no trabalho; a queda do emprego na indústria manufatureira; e o aumento da demanda de trabalhadores qualificados em determinados setores. Além disso, a liberalização da economia provocou também um aumento na elasticidade-preço da demanda dos bens, assim como os avanços tecnológicos vindos do exterior se tornaram poupadores de mão-de-obra. A abertura comercial afetou diretamente a organização da estrutura produtiva do país, sendo eliminados a partir de 1990 os controles não-tarifários sobre as importações e tendo início um movimento de redução de tarifas. Em outras palavras, a liberalização comercial foi rápida e extensa, afetando quase todos os setores da economia brasileira.⁶

Outro ponto a ser destacado na década de 1990 é o processo de inovação tecnológica implantado no Brasil. O mesmo pode ser considerado como um instrumento de resposta às crescentes pressões por maior competitividade e mais produtividade das empresas devido à globalização dos mercados. A introdução de novas tecnologias causou impacto na dinâmica do emprego no sentido da capacitação dos trabalhadores, ao passo que as empresas passaram a exigir trabalhadores mais qualificados, excluindo do mercado de trabalho aqueles com pouca escolaridade.

Por último, o mesmo período ficou marcado pela lenta modificação do papel do Estado na sociedade. O Estado, que estimulava a promoção direta da produção tanto no setor público quanto no privado, passou a fiscalizar e regular a economia, tendo o processo de privatizações como instrumento de ajustes no estoque de mão-de-obra das empresas privatizadas.

Com isso, o conjunto de transformações ocorridas no país durante essa década tem implicações diretas para o mercado de trabalho, com impactos sobre o emprego, o desemprego, a rotatividade do trabalho, a informalidade e a produtividade, além de provocar uma significativa mudança no perfil da força de trabalho, que se caracterizou pela perda do dinamismo do segmento formal, com o consequente crescimento do número de assalariados sem carteira assinada e dos trabalhadores por conta própria.

Diante do exposto, acreditamos que há ainda um grande escopo para análises sobre o comportamento do mercado de trabalho brasileiro na década de 1990, principalmente explorando metodologias microeconómicas.

6. Segundo Camargo, Neri e Reis (1999, p. 5): "A redução do emprego industrial (...) é o resultado de abertura comercial e aumento da concorrência desencadeado por esta mudança estrutural." Portanto, a abertura comercial rápida e intensa produziu grandes efeitos no mercado de trabalho brasileiro, isto é, desemprego industrial. Mais importante, esse tipo de desemprego era eminentemente de cunho estrutural.

3 BASE DE DADOS

A amostra disponível consiste de informações individuais coletadas na PPV, do IBGE. Essa pesquisa foi realizada somente durante o período⁷ 1996-1997 nas regiões Nordeste e Sudeste. A pesquisa abrange as regiões metropolitanas (RMs) 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, abordando temas que permitem avaliar as condições de vida da população. Um dos seus quesitos é a busca por emprego, que fornece informações de grande relevância, como salário de reserva e duração da busca. As informações sobre a atividade de busca por emprego são retrospectivas, referentes aos 12 meses anteriores à data da entrevista. Para fins do estudo ora proposto, a amostra⁸ selecionada restringiu-se aos indivíduos entre 14 e 65 anos de idade que realizaram atividade de busca durante o período de referência.

No apêndice A, as duas variáveis fundamentais para o estudo, isto é, o salário de reserva e a duração da busca por emprego (duração de desemprego), são descritas juntamente com outras variáveis relevantes para o estudo. Todos os indivíduos que declararam ter buscado emprego nos últimos 12 meses reportaram os valores do salário de reserva e da duração da busca. Uma evidência interessante que surge através da análise preliminar da PPV é a proporção considerável de trabalhadores que estaria disposta a trabalhar ganhando um salário menor que o mínimo vigente à época (ver apêndice B). Tal evidência aponta para a importância de se investigar o papel do salário mínimo sob a ótica da sua relação com o salário de reserva.

A segunda variável-chave no presente estudo, o tempo de busca por emprego reportado em semanas ou a duração do desemprego (T), possui algumas peculiaridades. Na amostra de durações neste estudo podem ocorrer dois tipos de censura: censura à direita e à esquerda. A censura à direita é facilmente tratada, pois a PPV coleta a informação a respeito do sucesso ou insucesso do indivíduo na sua busca por emprego. Logo, é possível identificar aqueles indivíduos que não obtiveram sucesso, e continuaram a busca após a data da entrevista.

Entretanto, a PPV não coleta a data de início da duração. Tal fato inviabiliza a identificação dos casos de censura à esquerda. Contudo, a pergunta realizada na pesquisa é retrospectiva, estando condicionada aos últimos 12 meses, isto é, “Durante quantas semanas procurou trabalho nos últimos 12 meses?”, tomindo-se

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

8. A amostra consta de 2.733 observações, envolvendo indivíduos que realizaram a atividade de busca por emprego pelos seguintes motivos: desemprego, substituição do atual emprego e obter outro emprego (complementar). Para maiores detalhes sobre a amostra total, ver tabelas A.1 e A.2 no apêndice A.

como referência a data da entrevista. Desta forma, assume-se que todas as durações reportadas tenham sido iniciadas dentro do período de referência, visto que a duração máxima observada na amostra foi de 48 semanas (exatamente 12 meses).⁹

4 MODELO ECONOMÉTRICO

4.1 Análise do salário de reserva

Um dos primeiros modelos de busca seqüencial foi descrito por McCall (1970). Esse modelo supõe que o trabalhador maximiza $E \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t y_t$, onde y_t é a renda no período t , $\rho \in (0,1)$ é o fator de desconto e E denota o operador esperança.

O trabalhador, ao aceitar a oferta de emprego, obterá uma ocupação perpétua, cujo valor presente descontado da renda recebida a cada período futuro é $w/(1-\rho)$. Esse é o valor da utilidade do trabalhador no estado de emprego. No problema de maximização, o valor presente da renda futura descontado ao entrar no mercado de trabalho é $\rho \cdot EV^u(w)$. Esse valor depende da distribuição de salário ofertado $F(w)$.

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 potencial de um indivíduo desempregado, isto é, $b + \rho \int_0^{\infty} V(w') dw'$. Visto que a renda líquida enquanto desempregado é uma constante, b , as ofertas salariais são independentes e identicamente distribuídas com $F(w)$ e uma taxa instantânea de oferta salarial (δ) conhecidas pelo trabalhador, e invariáveis no tempo. Portanto, o valor esperado de um indivíduo que está desempregado e prestes a receber uma oferta de emprego será:

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

Desta forma, em equilíbrio parcial, o salário de reserva w^r pode ser entendido como o custo marginal de continuar a busca por emprego por mais um período, e se iguala ao respectivo benefício marginal quando $w' > w^r$, ou seja:

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

9. Vale salientar que a proporção de indivíduos com duração máxima de 48 semanas é bastante reduzida, isto é, de 3,37% em relação ao total da amostra, e 2,09% em relação ao total de indivíduos no estado de desemprego (ver tabela A.2, no apêndice A). Portanto, mesmo que a nossa hipótese em relação à censura à esquerda esteja incorreta, muito provavelmente o impacto nas estimativas será irrelevante.

Portanto, o salário de reserva é uma variável fundamental na caracterização moderna do funcionamento do mercado de trabalho. A equação (2) mostra que ele é função da renda líquida enquanto desempregado, b , do fator de desconto, ρ , e da distribuição de oferta salarial, $F(w')$. No entanto, existe uma quantidade expressiva de evidências de que, contrariamente à equação (2), o salário de reserva não é estacionário, isto é, varia ao longo do episódio de desemprego. Logo, a equação (2) pode ser escrita como:

$$w^r(t) = b + \rho \int_{w^r(t)}^{\infty} (w' - w^r(t)) dF(w') \quad (3)$$

A hipótese de não-estacionariedade em modelos de busca por emprego tem como principais referências Lancaster (1990) e Van Den Berg (1990). Em vista disso, optamos por especificar uma equação de salário de reserva com a inclusão do tempo de desemprego como variável independente, como também utilizado por Addison, Centeno e Portugal (2004). Portanto, a equação fundamental para determinação do salário de reserva a ser estimada será:

$$\ln W^r = \alpha + \phi \cdot \ln T + X'\beta + \varepsilon \quad (4)$$

de maneira que T é a duração da busca por emprego (medida em semanas), X um vetor de variáveis constantes ou independentes de T durante o episódio de desemprego, e o termo estocástico ε é o erro aleatório assumido ser normalmente distribuído. Além disso, o parâmetro ϕ é a elasticidade do salário reserva com respeito à duração do desemprego, e β é o vetor de parâmetros que mede o impacto das demais variáveis explicativas sobre o salário de reserva.

A equação (4) servirá de base para a estimativa do modelo para o salário de reserva. Embora a variável de duração do desemprego seja censurada, o modelo de MQ2E continua produzindo estimadores consistentes, pois a consistência do segundo estágio independe da forma funcional do primeiro estágio (ANGRIST; KRUEGER, 2001).

4.2 Análise para duração do desemprego

Segundo Lancaster (1990), a função que mede a probabilidade de o indivíduo deixar o estado de desemprego no tempo $t + dt$, condicionada ao evento de estar desempregado no tempo t , é dada por:

$$\lambda(t) = \delta \cdot \bar{F}(W') \quad (5)$$

onde $\lambda(t)$ é a função de risco e $\delta \in (0,1)$ a taxa de oferta salarial. O indivíduo deixará o estado de desemprego se, e somente se, receber uma nova oferta salarial no intervalo de duração $(t + dt]$, um evento com probabilidade $\delta \cdot dt$, e que tal oferta salarial seja maior que seu salário de reserva, um evento com probabilidade de $\bar{F}(W')$. Admitindo-se a possibilidade de não-estacionariedade do salário de reserva, a equação (5) passa a ser descrita como:

$$\lambda(t) = \delta \cdot \bar{F}(W'(t)) \quad (6)$$

Uma abordagem pragmática da equação (6) é a estimativa de sua forma reduzida, a qual se baseia na especificação de uma função empírica de risco condicionada a um conjunto de variáveis explicativas X , o qual incorpora variáveis que variam ou não ao longo do episódio de duração. Neste caso, a função risco condicionada é dada pela seguinte expressão:

$$\lambda(t; X(t)) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + dt | T \geq t, X(t + dt)]}{dt} = \frac{h(t | X(t + dt))}{1 - H(t | X(t + dt))} \quad (7)$$

onde t denota uma realização particular de T . A função H é a função cumulativa de probabilidade da duração condicionada ao vetor explicativo X . A função h é a função densidade de probabilidade condicionada, obtida a partir de H . Além disso, a função sobrevivência que mede a probabilidade de o indivíduo permanecer no estado em que se encontra é $S(t | X(t + dt)) = 1 - H(t | X(t + dt))$.

A função de risco descrita na equação (7) é especificada através do modelo de risco proporcional, incorporando variáveis que podem assumir valores diferentes ao longo do episódio de duração analisado:

$$\lambda(t; X_t, v) = v \cdot [\kappa(X_t) \cdot \lambda_0(t)] \quad (8)$$

onde $\kappa(X_t) = \exp(X_t' \beta)$, β é um vetor de semi-elasticidade do risco com respeito à variável explicativa. O termo $\lambda_0(t)$ é a respectiva linha-base de risco. Já a heterogeneidade não-observada é comumente tratada por meio da inclusão de um termo multiplicativo na estrutura do modelo de risco proporcional, variável aleatória v , como argumenta Wooldridge (2002). Esse termo multiplicativo¹⁰ é

10. Alguns importantes estudos mostram que a presença desse tipo de variável implica problemas econômicos na estimativa de modelos paramétricos de risco proporcional. Meyer (1990) afirma que ao parametrizar a linha-base de risco pode-se gerar estimadores inconsistentes. Anteriormente, Heckman e Singer (1984) já haviam mostrado que o modelo de risco proporcional com distribuição *Gama* para heterogeneidade não-observada pode apresentar sensibilidade nos parâmetros, caso a linha-base de risco não esteja corretamente especificada. Meyer (1990) argumenta que a não-robustez dos parâmetros encontrados em Heckman e Singer (1984) foi devido às suposições assumidas ao especificar a linha-base de risco.

assumido como independente da linha-base de risco, $\lambda_0(t)$. Portanto, o uso de uma especificação econométrica capaz de lidar com a presença de variáveis independentes que possam mudar ao longo do episódio de duração é fundamental para manter a coerência com a especificação da equação do salário de reserva (ver equação (4)).

A estimativa do modelo de risco proporcional adota a abordagem semiparamétrica de Prentice-Gloekler-Meyer (PGM). Prentice e Gloekler (1978) propuseram uma estimativa não-paramétrica para a linha-base de risco, semelhante ao método de Máxima Verossimilhança Parcial de Cox, o chamado modelo proporcional de Cox.¹¹ Meyer (1990) incorporou a estimativa paramétrica da heterogeneidade não-observada ao modelo de Prentice e Gloekler (1978). O modelo PGM estima parametricamente a heterogeneidade não-observada assumindo distribuição *Gama*.¹²

O modelo PGM faz uso do método de Máxima Verossimilhança com dados de duração agrupados para estimar os parâmetros do modelo de risco proporcional. A função sobrevivência é descrita como:

$$S(t; X_t) = \exp \left[- \int_0^t \lambda(\tau; X_\tau) d\tau \right] = \exp \{ - \exp[X_t' \beta + \log \lambda_0(t) + \log(v)] \} \quad (9)$$

onde v segue uma distribuição *Gama* ($1, \zeta$). Nessa abordagem, as durações são observadas em intervalos disjuntos, $[0 = a_0, a_1], [a_1, a_2], \dots, [a_{k-1}, a_k = \infty]$. Uma suposição relevante desse modelo é a de que as variáveis explicativas podem variar entre os intervalos, mas são assumidas como sendo constantes dentro de cada um deles. De posse da equação (9) a construção da função de verossimilhança é trivial. A próxima seção estima ambos os modelos, isto é, o modelo para o salário de reserva, bem como o modelo para a duração no desemprego.

5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

5.1 Resultados para o salário de reserva

O vetor de variáveis explicativas no modelo descrito pela equação (4) contém informações a respeito das características dos indivíduos, e é constituído pelas seguintes variáveis: anos de estudos (EDUC), sexo feminino (FEM), idade (IDADE), idade ao quadrado (IDADE2), indivíduos não-brancos (NBRC), área urbana (URB), região Nordeste (REG), RM de São Paulo (SP), RM do Rio de Janeiro (RJ), RM de Belo Horizonte (BH), RM de Fortaleza (FOR), RM de Recife (REC) e RM de Salvador (SAL).

11. O modelo proporcional de Cox tem como referência os estudos de Cox (1972, 1975).

12. Para mais detalhes, ver Jenkins (1995).

A equação relativa ao salário de reserva apresenta duas variáveis possivelmente endógenas: duração do desemprego (LNT) e educação (EDUC). 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 (ver LANCASTER, 1985; e, mais recentes, ADDISON; CENTENO; PORTUGAL, 2004). O argumento utilizado é o de que indivíduos que estão a mais tempo buscando emprego são menos exigentes quanto às ofertas salariais recebidas e, consequentemente, possuem salário de reserva menor. Por outro lado, trabalhadores que possuam salário de reserva alto tendem a permanecer mais tempo buscando emprego em virtude da escassez de ofertas salariais maiores.

A segunda variável, EDUC, é uma fonte de endogeneidade já bastante discutida na literatura econômica envolvendo equações de salários, como em Card (1993). No entanto, a variável dependente agora é o salário de reserva e não o salário recebido pelo indivíduo. Todavia, a despeito de como o indivíduo calcula seu salário de reserva, habilidade e outras variáveis não-observadas pelo economista muito provavelmente são consideradas pelo trabalhador. Consequentemente, não é difícil aceitar que questões relativas à endogeneidade estejam presentes em uma equação de salário de reserva. Nesse ponto, portanto, devemos escolher o vetor de (candidatos) a instrumentos, z , o qual é composto pelas seguintes variáveis:

- LNRD = renda domiciliar (logaritmo, exclusive a renda do indivíduo);
- PMF = indica valor 1 se o pai e a mãe do indivíduo freqüentaram a escola, 0, caso contrário; e
- PROC = indica valor 1 se o indivíduo realizou busca somente no setor privado ou no setor de atividades não-agrícolas, 0, caso contrário.

As variáveis candidatas a instrumentos LNRD e PMF tentam captar a estrutura familiar do indivíduo. Por exemplo, parte-se do pressuposto de que famílias com elevada renda têm melhores condições de investir na acumulação de capital humano. Consequentemente, espera-se observar uma relação positiva entre LNRD e EDUC. Além disso, o modelo faz uso da renda domiciliar exclusive a renda do indivíduo para evitar uma possível correlação com o erro da regressão.

A variável PMF indica se os pais freqüentaram a escola em alguma época no passado. Aqui, o pressuposto é de que aqueles pais que freqüentaram a escola no passado tenham transmitido a importância da educação para os filhos e estimulado a acumulação de capital humano. Por outro lado, a decisão dos pais de freqüentar a escola foi tomada fora do presente contexto que envolve a determinação do salário de reserva do indivíduo. Dessa maneira, será pouco provável observar uma correlação significativa com o erro da regressão.

A variável PROC indica os indivíduos que realizaram a busca por emprego no setor privado e que se envolveram em atividades classificadas como não-agrícolas pela PPV. A partir dessa variável se tentou captar os indivíduos que teriam maiores possibilidades de obter sucesso na busca por emprego e, consequentemente, com menores durações. Isso se justificaria pela maior facilidade em encontrar ofertas de emprego no setor privado e em atividades não-agrícolas.

A estratégia econométrica utilizada para estimar os parâmetros é o método de MQ2E, em vez do método de equações simultâneas como proposto por Lancaster (1985). Embora seja factível a presença de simultaneidade entre salário de reserva e duração do desemprego, outra fonte de endogeneidade é a omissão de variável. Para comprovar a existência de endogeneidade conjunta realizou-se o teste de especificação Durbin-Wu-Hausman (DWH), o qual rejeitou a hipótese nula de exogeneidade conjunta das variáveis duração da busca e educação. Na mesma tabela C.1, o teste de sobre-identificação não rejeita a hipótese nula de que o modelo está exatamente identificado. Além disso, o teste *F* realizado para o R^2 parcial não indica a exclusão de instrumentos nas regressões do primeiro estágio. Desta forma, as estatísticas realizadas atestam que o vetor $z = (\text{LNRD}, \text{PMF}, \text{PROC})$ é composto de “bons instrumentos”.

A tabela 1 apresenta as estimativas para análise, considerando duas especificações do modelo. A Especificação 1 incorpora *dummies* para regiões e áreas geográficas, enquanto a Especificação 2 incorpora *dummies* para as RMs. Primeiro, observa-se que a duração tem efeito negativo sobre o salário de reserva do indivíduo, comprovando as evidências empíricas internacionais a respeito da não-estacionariedade do salário de reserva. O parâmetro estimado apresentou uma elasticidade de aproximadamente -0,23, quando se controla por região e área geográfica. Analisando a Especificação 2, observa-se que a elasticidade difere quando se controla por RMs, com valor aproximado de -0,22.

Não obstante, a Especificação 2 mostra que trabalhadores das RMs do Rio de Janeiro, e principalmente de São Paulo, apresentam coeficientes positivos e significativos, querendo dizer que os mesmos apresentam expectativas de ganhos salariais superiores aos trabalhadores desempregados das demais RMs. Este último resultado corrobora o efeito negativo da região Nordeste sobre o salário de reserva do trabalhador desempregado, onde ambos indicam que o comportamento do indivíduo no estado de desemprego difere em relação aos mercados de trabalho regionais. A “razão de ser” desse fato muito provavelmente está associada às heterogeneidades entre tais mercados vigentes à época (meados da década de 1990) e que ainda persistem.

No entanto, o resultado mais importante das nossas estimativas se constitui no fato de a hipótese de estacionariedade do salário de reserva ser amplamente rejeitada. De fato, nossos resultados suscitam uma discussão profunda das estimativas

oriundas de modelos de duração do desemprego que ao não controlarem pelo efeito da variável salário de reserva, implicitamente assumem a hipótese da estacionariedade dessa variável.

TABELA 1

Estimativas de mínimos quadrados em dois estágios para o salário de reserva

Variáveis explicativas	Variável dependente: log. salário de reserva	
	Especificação 1	Especificação 2 ^a
Intercepto	4,0439* (0,000)	3,9303* (0,000)
Log. Duração	-0,2280** (0,019)	-0,2185** (0,031)
Anos de estudo	0,1201* (0,000)	0,1214* (0,000)
Idade	0,0488* (0,000)	0,0496* (0,000)
Idade2	-0,0004* (0,000)	-0,0004* (0,000)
Sexo feminino	-0,3320* (0,000)	-0,3361* (0,000)
Não-branco	-0,1407* (0,000)	-0,1196* (0,001)
Região Nordeste	-0,1762* (0,000)	
Área urbana	0,1181*** (0,053)	
RM de Fortaleza		-0,0148 (0,760)
RM de Recife		-0,0205 (0,815)
RM de Salvador		0,0125 (0,874)
RM de São Paulo		0,4773* (0,000)
RM de Rio de Janeiro		0,2825* (0,001)
Observações	1.343	1.343

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PPV/IBGE.

Notas: Valor-p para a distribuição normal padrão entre parênteses.

* , ** e *** Significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

^a A Especificação 2 desconsiderou a RM de Belo Horizonte como forma de evitar o problema de *dummy trap* devido à presença do intercepto na estimação.

Outro resultado de grande relevância no modelo é o de que a educação tem efeito positivo sobre o salário de reserva, ou seja, quanto maior o número de anos

de estudo adquirido pelo indivíduo, maior será sua expectativa de ganho salarial. Em geral, o impacto de um ano adicional de estudo sobre o salário de reserva é de 0,12%. Esse resultado indica que trabalhadores mais qualificados são mais exigentes quanto às ofertas salariais em virtude de seu alto salário de reserva.

Honestamente, essas evidências não chegam a ser nenhuma surpresa. No entanto, o fato de esses valores estimados serem praticamente constantes ao longo das RMs nos parece um ponto interessante e revelador. Apesar das diferenças regionais entre os mercados de trabalho no Brasil, os trabalhadores ajustam seus salários de reserva de maneira muito próxima quando consideram o seu próprio nível educacional.

No modelo, também se percebe que trabalhadores não-brancos ou do sexo feminino exibem um salário de reserva menor do que os demais, sendo as respectivas elasticidades estimadas iguais a -0,14 e -0,33 (na Especificação 1). Esse resultado pode estar sugerindo que indivíduos com essas características estão dispostos a aceitar ofertas salariais menores que os demais e isso pode ocasionar um menor tempo de busca por emprego. Então, poder-se-ia questionar até que ponto o diferencial de salários entre gênero ou raça é resultado somente da discriminação de mercado, visto que trabalhadores não-brancos e do sexo feminino já são predispostos a trabalhar por valores abaixo da média.¹³

A idade exibe uma relação quadrática na determinação do salário de reserva dos indivíduos no estado de desemprego. Inicialmente, a idade mostra um efeito positivo sobre o salário de reserva, ou seja, a expectativa de ganhos salariais aumenta à medida que a pessoa adquire experiência. Entretanto, o salário de reserva tende a decrescer em função da elevada idade do indivíduo, que, apesar da experiência adquirida, não exibe a mesma produtividade para o trabalho como antes.

5.2 Resultados para duração do desemprego

A análise econométrica para a duração do desemprego apresenta as estimativas para os parâmetros do Modelo de Risco Proporcional (MRP), na tabela 2, sem controlar a heterogeneidade não-observada (PG) e, controlando tal aspecto (PGM). Um primeiro resultado importante que surge da análise da tabela 2 é a estatística LR (Razão de Verossimilhança), que dá suporte estatístico ao modelo que inclui heterogeneidade não-observada. Desta forma, o modelo PGM nos fornece as estimativas consistentes a respeito do modelo de risco proporcional e será, portanto, utilizado nas análises.

No entanto, com o objetivo de contrastar ambos os modelos e indiretamente explicitar os perigos de má especificação funcional em modelos de duração, os resultados dos parâmetros estimados para o modelo sem heterogeneidade não-observada são mostrados na mesma tabela.

13. De fato, esse resultado dá suporte à tese de que indivíduos historicamente discriminados incorporam tal discriminação nas suas expectativas de ganhos salariais.

TABELA 2
Estimativas dos parâmetros do modelo de risco proporcional de PGM

Variáveis explicativas	Modelos estimados	
	PG (sem het. não-observada)	PGM (com het. não-observada)
Intercepto	-2,0868*	-1,3534**
	(0,000)	(0,025)
In(salário de reserva)	-0,1795**	-0,2780**
	(0,030)	(0,012)
Anos de estudo	-0,0477*	-0,0529*
	(0,000)	(0,003)
Idade	-0,0061	0,0007
	(0,147)	(0,907)
Sexo feminino	0,1486***	0,1928***
	(0,071)	(0,088)
Não-branco	0,0142	-0,0488
	(0,871)	(0,686)
Casado	0,4041*	0,3521**
	(0,000)	(0,014)
Tamanho do domicílio	0,0608*	0,0780*
	(0,000)	(0,000)
Procurou como autônomo	0,9853*	1,1671*
	(0,000)	(0,000)
Procurou no setor privado	1,1195*	1,3501*
	(0,000)	(0,000)
Região Nordeste	-0,6484*	-0,7988*
	(0,000)	(0,000)
Área urbana	-0,6469*	-0,7734*
	(0,000)	(0,000)
Log likelihood	-2.476,39	-2.435,66
Distribuição gama: $\hat{\gamma}$		1,0874*
Desvio-padrão ($\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}}$)		(0,164)
Teste LR $\chi^2_{(1)}$		81,46
(Valor-p)		(0,000)
Observações	1.511	1.511

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da PPV/IBGE.

Notas: Valor-p para a distribuição normal padrão entre parênteses.

* , ** e *** Significativos a 1%; 5%; e 10%, respectivamente.

O principal resultado apresentado na tabela 2 é que o salário de reserva¹⁴ afeta negativamente a probabilidade de o indivíduo deixar o estado de desemprego. Esse resultado corrobora a hipótese de que ao rever para baixo suas expectativas de

14. Vale salientar que ao estimar o modelo de risco proporcional, parametrizando a linha-base de risco por uma distribuição Weibull e a heterogeneidade não-observada por uma distribuição Gama, a estimativa do parâmetro do salário de reserva é não significativa (os resultados podem ser requisitados aos autores).

ganhos salariais, os indivíduos estariam tentando compensar o longo período de duração do desemprego pelo qual passavam. Conseqüentemente, a probabilidade de os mesmos saírem do estado de desemprego se elevava, quando o salário de reserva diminuía. A elasticidade estimada foi de aproximadamente -0,27. Tal estimativa está de acordo com evidências internacionais como de Addison, Centeno e Portugal (2004), que encontraram elasticidades entre -0,056 e -0,137, ao estimar o modelo de risco proporcional como Prentice e Gloeckler (1978) e especificando a linha-base de risco como uma função polinomial de quarto grau. No entanto, a elasticidade aqui estimada é o dobro do valor máximo encontrado por Addison, Centeno e Portugal (2004). Provavelmente, essa maior sensibilidade encontrada no Brasil pode ser resultado da conjuntura em que a análise está inserida, isto é, o já descrito período de grandes e rápidas mudanças da década de 1990.

A variável educação tem efeito negativo sobre o risco, ou seja, indivíduos com elevado nível educacional são mais exigentes quanto às ofertas salariais e tendem a prolongar seu estado de desemprego até encontrar uma oferta salarial compatível com seu salário de reserva. Para cada ano adicional de educação, o risco de sair do estado de desemprego é reduzido em aproximadamente 5,3%. Esse resultado está alinhado com as estimativas de Addison, Centeno e Portugal (2004). No entanto, é interessante discorrer um pouco mais sobre esse resultado aparentemente contra-intuitivo.

Um modelo onde o salário de reserva diminua, ao longo da duração de desemprego, mais rápido para aqueles com baixo nível educacional em relação àqueles de maior nível educacional pode facilmente gerar esse padrão nas estimativas. De fato, há evidências (ver BARROS; CAMARGO; MENDONÇA, 1997) de que os determinantes estruturais do desemprego no Brasil à época corroboraram a racionalização oferecida para a relação negativa entre nível educacional e duração do desemprego.

Trabalhadores do sexo feminino exibem um efeito positivo sobre a probabilidade de deixar o estado de desemprego. Todavia, o parâmetro estimado apresentou significância ao nível de 10%. A elasticidade estimada foi de aproximadamente -0,19, ou seja, indivíduos do sexo feminino possuíam 19% de chance a mais que os do sexo masculino de saírem do estado de desemprego. Mesmo controlando os efeitos do salário de reserva e da educação, as mulheres apresentaram um desempenho melhor do que os homens na busca por emprego. Por outro lado, a idade não se mostra estatisticamente significativa no modelo.

Indivíduos que se declararam casados apresentaram impacto positivo sobre a probabilidade de deixar o estado de desemprego, 0,35. É possível que tais indivíduos tornem-se menos seletivos quanto às ofertas salariais em virtude da necessidade de compor a renda familiar. O tamanho do domicílio também exibe efeito positivo

sobre a probabilidade de o indivíduo sair do estado de desemprego, 0,08. Muito provavelmente, indivíduos que residem em domicílio com elevado número de componentes tendem a ser menos exigentes quanto às ofertas salariais, pois a necessidade de manter ou melhorar o padrão de bem-estar do domicílio faz com que ele seja menos seletivo em média do que os demais.

Duas variáveis caracterizam a estratégia de busca por emprego: procurou emprego como autônomo (ou empregado com carteira de trabalho) e procurou emprego no setor privado (ou público). Ambas as variáveis apresentaram impacto positivo sobre o risco de deixar o estado de desemprego, respectivamente, 1,17 e 1,35. É provável que uma taxa maior de oferta salarial no setor informal em relação ao setor formal aumente as chances de o indivíduo sair do estado de desemprego. Esse resultado nos leva a questionar se uma desregulamentação maior do mercado de trabalho formal pode aumentar as chances de um indivíduo sair do estado de desemprego, em função de uma possível redução dos custos que envolvem a contratação da mão-de-obra e de um possível aumento da taxa de oferta salarial no setor formal.

Finalmente, indivíduos que residem na região Nordeste apresentam probabilidade menor de sair do estado de desemprego do que indivíduos que residem na região Sudeste, onde o parâmetro estimado foi de aproximadamente -0,80. Esse resultado reforça ainda mais a hipótese de existência de heterogeneidades dos mercados de trabalho regionais vigentes à época. Outro resultado que chama a atenção no modelo estimado é o de que indivíduos que residem em áreas urbanas apresentaram menor chance de sair do estado de desemprego do que aqueles que residem em áreas rurais, sendo o coeficiente estimado igual a -0,77. Tal resultado pode ser reflexo das exigências que os mercados de trabalho urbanos impõem aos indivíduos.

6 CONCLUSÃO

Este estudo analisou o desemprego no Brasil observando o comportamento do trabalhador ao realizar a busca por emprego nos anos seguintes ao processo de estabilização da economia (1996-1997). Duas abordagens foram implementadas: a primeira analisou os determinantes do salário de reserva, e a segunda analisou os determinantes da duração do desemprego, ambas levando em consideração as características dos indivíduos e informações a respeito da sua atividade de busca por emprego. A PPV serviu de base de dados para a análise em questão, resgatando, de certa maneira, essa importante fonte de estudos empíricos.

Na primeira análise, buscou-se evidenciar empiricamente a hipótese de não-estacionariedade do salário de reserva, tendo a duração do desemprego como a variável dependente de interesse no modelo, como explicitado em Lancaster (1985) e Addison, Centeno e Portugal (2004). Após tratar problemas econometrivos

referentes à simultaneidade e à omissão de variáveis, os resultados mostraram que uma duração maior do desemprego leva o trabalhador a rever para baixo o valor de seu salário de reserva.

A estimativa da elasticidade do salário de reserva com respeito à duração do desemprego foi de aproximadamente -0,23, reduzindo-se para -0,22 em virtude da especificação que controla o efeito das RMs. Vale salientar que o diferencial de elasticidades observado para as RMs, muito provavelmente, está associado à heterogeneidade dos mercados de trabalho regionais vigentes à época e que ainda persistem. Tal heterogeneidade se reflete na estrutura produtiva diferenciada entre as RMs e as características da força de trabalho (como baixa qualidade do ensino e/ou reduzida produtividade) que podem ter contribuído, principalmente, para que indivíduos que residem na região Nordeste apresentem salário de reserva menor do que indivíduos que residem na região Sudeste.

De maneira geral, os resultados obtidos corroboram a literatura internacional, evidenciando empiricamente a não-estacionariedade do salário de reserva. Apesar de apresentar magnitudes de elasticidades diferentes daquelas encontradas por Addison, Centeno e Portugal (2004), que estimaram a elasticidade do salário de reserva com respeito à duração do desemprego igual a -0,1 para países europeus no período 1994-1999, este estudo indicou que a atividade de busca por emprego no mercado de trabalho nacional apresenta características semelhantes àquelas apresentadas em países desenvolvidos, como os países europeus.

Por outro lado, verificou-se que características individuais como educação, idade, sexo, e cor/raça também são importantes na determinação do salário de reserva do indivíduo desempregado. Como foi possível observar, indivíduos do sexo feminino ou não-brancos (negros, pardos e amarelos) exibem expectativa de ganhos salariais menores que os demais indivíduos. Isso pode explicar em parte os diferenciais de salários no Brasil, pois além da própria discriminação de mercado, parte dos diferenciais de salários parece ser proveniente da própria expectativa de ganhos salariais do trabalhador. Trabalhadores passíveis de discriminação, racionalmente, possuem um salário de reserva menor como forma de compensar a duração do desemprego. Contudo, a elevada educação e experiência são características que tornam os indivíduos mais seletivos quanto às ofertas salariais, refletindo-se positivamente nas suas expectativas de ganhos salariais.

Na análise de duração optou-se por estimar a função empírica de risco através de modelos de risco proporcional. Nesta segunda parte do estudo, o salário de reserva passa a ser uma variável explicativa da probabilidade de o indivíduo deixar o estado de desemprego em que se encontra. Seguindo a hipótese de não-estacionariedade do salário de reserva, esta última variável passa a ser do tipo *time varying* no modelo, ou seja, o salário de reserva varia ao longo do episódio de duração. Tal problema

económico foi tratado estimando-se o modelo de risco proporcional através do método semiparamétrico PGM sugerido por Meyer (1990).

No modelo de risco proporcional foram evidenciados dois importantes resultados. O primeiro refere-se ao impacto do salário de reserva sobre o risco de sair do estado de desemprego. Por exemplo, quando os indivíduos revêem suas expectativas de ganhos salariais para baixo, maiores são suas chances de sair do estado de desemprego. A elasticidade mensurada foi de aproximadamente -0,27. Tal resultado corrobora o estudo de Addison, Centeno e Portugal (2004) que encontraram elasticidades entre -0,056 e -0,37. Vale ressaltar que a literatura nacional não apresentou até o presente momento evidências de não-estacionariedade em modelos de busca por emprego. Em geral, os estudos têm utilizado a PME como principal base de dados (BIVAR, 1993; AVELINO, 2001; MENEZES-FILHO; PICCHETTI, 2000; PENIDO; MACHADO, 2002; ABRAS; DE FELÍCIO, 2005). Contudo, a PME não traz qualquer informação sobre salário de reserva e, portanto, tais estudos assumem implicitamente a estacionariedade dos modelos de busca por emprego.

Segundo Barros, Camargo, e Mendonça (1997), na década de 1990, uma baixa probabilidade de sair do estado de desemprego (ou um longo período de duração do desemprego) no mercado de trabalho brasileiro possuía dois determinantes estruturais imediatos, a saber: *a)* uma baixa taxa de ofertas de emprego; e *b)* um elevado grau de seletividade na escolha das ofertas. Os autores argumentam que a baixa taxa de ofertas de emprego era causada principalmente pelo congestionamento no mercado de trabalho, que em virtude das mudanças estruturais na década de 1990 provocaram uma migração de trabalhadores desqualificados da indústria para o setor de serviços (CAMARGO, 1998). Além disso, os autores argumentaram que a baixa oferta de emprego nesse período era explicada pela tecnologia de busca e a eficiência do sistema de divulgação de vagas de empregos – por exemplo, o Sistema Nacional de Emprego (Sine).

Já o grau de seletividade, além de esta ser afetada pelo custo de busca¹⁵ em termos de produtividade, como argumentado por Barros, Camargo e Mendonça (1997), parece ser afetada, também, pelo grau de qualificação do indivíduo. Isso se justifica pelo fato de que trabalhadores mais qualificados e experientes são mais exigentes, ou seletivos, quanto às ofertas salariais, o que eleva seu salário de reserva e prolonga o seu estado de desemprego como comprovado na primeira parte do estudo. Conseqüentemente, as chances de deixar tal estado tornam-se cada vez menores.

A estratégia de busca por emprego realizada pelos indivíduos também se mostrou relevante na análise. Por exemplo, indivíduos que realizaram a busca por emprego no mercado informal obtiveram chance maior de sair do estado de

15. Barros, Camargo e Mendonça (1997) argumentam que, quanto menor o custo de permanecer desempregado de um subgrupo em relação a seus pares, em termos de produtividade, mais seletivo será este subgrupo em aceitar ofertas de trabalho.

desemprego do que aqueles indivíduos que realizaram a busca com o objetivo de obter uma ocupação formal. Na década de 1990, muito provavelmente, a expansão do setor de serviços (caracterizado por um alto grau de informalidade) e a retração do emprego na indústria (caracterizado pelo baixo grau de informalidade) podem ter alterado a taxa de oferta de empregos entre esses dois setores do mercado de trabalho, onde uma taxa maior de oferta de empregos no setor informal em relação ao setor formal pode ter aumentado as chances de um indivíduo encontrar o emprego procurado no setor informal.

Esse é um aspecto da estrutura do mercado de trabalho brasileiro que motiva estudos futuros e levanta questionamentos como, por exemplo, se uma desregulamentação maior do mercado de trabalho formal, no sentido de reduzir os custos sobre a contratação de mão-de-obra, poderia aumentar a taxa de oferta de empregos e, consequentemente, aumentar as chances de um trabalhador sair do estado de desemprego.

Finalmente, este estudo tentou contribuir para ampliar o debate a respeito do desemprego na década de 1990, quando se verificaram profundas transformações estruturais na economia brasileira, utilizando a base de dados da PPV até então pouco explorada nos estudos empíricos sobre o tema.

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the job search activity of unemployed workers in the Brazilian labor market during the 1990's, using microdata from the Pesquisa de Padrão de Vida (PPV) – Living Standards Measurement Survey – from IBGE (1996-1997). Two econometric methodologies are used. Firstly, we estimate a traditional wage regression model using Two Stage Least Squares (TSLS), and the results show that unemployment duration negatively affects the workers' reservation wages, offering for the first time an empirical evidence for the hypothesis of non-stationarity of reservation wages. Secondly, we estimate proportional hazards models, and it is shown that the risk of leaving unemployment is more responsive to the reservation wage when compared to estimates for other countries. The results bring evidence about the key role played by the search model, based on the notion of reservation wage, on estimating the determinants of unemployment in Brazil during de 1990's.

REFERÊNCIAS

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). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal, RN. *Anais...* Natal: Anpec, 2005.

ADDISON, J. T.; CENTENO, M.; PORTUGAL, P. *Reservation wages, search duration, and accepted wages in Europe*. Bonn: IZA, 2004 (Discussion Paper, n. 1.252).

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. Instrumental variables and the search for specification: from supply and demand to natural experiments. *Journal of Economic Perspective*, v. 15, n. 4, p. 69-85, 2001.

- ABELINO, 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, 1993. 101 p. (17º Prêmio BNDES de Economia).
- 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).
- CAMARGO, J. M. *Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós-estabilização*. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1998 (Texto para Discussão, n. 386).
- CAMARGO, J. M.; NERI, M.; REIS, M. C. *Emprego e produtividade no Brasil na década de noventa*. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1999 (Texto para Discussão, n. 405).
- CARD, D. *Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling*. NBER, 1993 (Working Paper, n. 4.483).
- CARROLL, N. *Explaining unemployment duration in Australia*. Australia: Centre for Economic Policy Research, Australian National University, 2004 (Working Paper, n. 483).
- CHAHAD, J. P. Z.; PICCHETTI, P. *Mercado de trabalho no Brasil: padrões de comportamento e transformações institucionais*. São Paulo: LTr Editora Ltda., 2003. v. 1. 487, p. 2003, 2003.
- COX, D. R. Regression models ant life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 34, p. 187-202, 1972.
- _____. Partial likelihood. *Biometrika*, v. 62, p. 269-276, 1975.
- 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 (Working Paper, n. 929).
- FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1, p. 87-112, 1999.
- 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. 1.001-1.028, 1999.
- IBGE. *Pesquisa de padrão de vida*. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 1997.
- JENKINS, S. Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 57, issue 1, p. 129-138, 1995.
- 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.
- KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, v. 25, p. 646-679, 1988.
- KUPETS, O. *Determinants of unemployment duration in Ukraine*. Ukraine: Economics Education and Research Consortium, 2005 (Working Paper, n. 05-01).
- LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p. 939-956, 1979.

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

_____. The econometric analysis of transition data. *Econometric Society Monographs*. Cambridge, 1990.

McCALL, J. Economics of information and job search. *Quarterly Journal of Economics*, 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.

MEYER, B. D. Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, v. 58, n. 4, p. 757-782, 1990.

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. 1.249-1.266, 1979.

PENIDO, M.; MACHADO, A. N. *Desemprego: evidência da duração no Brasil metropolitano*. Minas Gerais: Cedeplar/UFMG, 2002 (Texto para Discussão, n. 83).

PRENTICE, R. L.; GLOECKLER L. A. *Biometrics*, v. 34, p. 57-67, 1978.

ROGERSON, R.; SHIMER, R.; WRIGHT, R. Search-theoretic models of the labor market. *Journal of Economic Literature*, v. 43, n. 4, p. 959-988, 2005.

VAN DEN BERG, G. J. Nonstationarity in job search theory. *Review of Economic Studies*, v. 57, n. 2, p. 255-277, 1990.

_____. Duration models: specification, identification and multiple durations. *Handbook of Econometrics*, North-Holland: Elsevier Science, v. 5, cap. 55, p. 3.383-3.459, 2001.

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

(Originais submetidos em novembro de 2007. Última versão recebida em junho de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

APÊNDICE A

ESTATÍSTICA DA AMOSTRA DE DADOS

TABELA A.1
Estatísticas descritivas das características dos indivíduos e do domicílio

Amostra total = 2.733	Valor (%)	Motivo da busca por emprego			
		Desemprego	Substituição	Complemento	Ignorados
Sexo	MAS	57,19	31,32	16,50	7,61
	FEM	42,81	28,94	8,09	4,90
Raça	NBRC	38,09	24,48	8,96	3,99
	BRN	61,91	35,78	15,62	8,53
Área	URB	81,75	51,41	19,87	8,64
	RUR	18,25	8,85	4,72	3,88
Região	NE	55,83	32,89	14,45	7,32
	SE	44,17	27,37	10,14	5,20
Valores médios e desvio-padrão ^a					
Idade		28,38	26,80	29,56	33,61
		(11,45)	(11,26)	(10,97)	(11,19)
Tamanho do domicílio		4,99	5,11	4,77	4,94
		(2,43)	(2,45)	(2,33)	(2,47)
Anos de estudo		7,05	7,08	7,04	7,01
		(3,96)	(3,75)	(4,05)	(4,65)
Renda domiciliar		1.259,62	1.242,52	1.348,09	1.168,64
		(1.977,60)	(1.962,83)	(2.077,91)	(1.917,24)

Fonte: Dados obtidos da PPV.

Nota:^aDesvio-padrão entre parênteses.

TABELA A.2
Estatísticas descritivas da atividade de busca por emprego

		Amostra total = 2.733	Valor (%)	Motivo da busca por emprego		
				Desemprego	Substituição	Complemento
RB30	Sim	53,60	60,26	24,59	12,51	2,63
	Não	46,40	30,26	15,59	6,95	0,80
Setor	Privado	76,55	30,00	9,00	5,56	1,83
	Público	6,22	47,02	18,04	9,37	2,12
Sucesso	Ambos	17,23	2,93	2,01	1,10	0,18
	Sim	39,70	10,32	4,54	2,05	0,33
	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 ^a						
Salário de reserva		349,43	306,70	484,85	406,67	223,26
		(1.236,01)	(1.102,62)	(1.409,79)	(1.841,73)	(208,60)
Duração da busca		7,49	7,81	7,33	5,88	5,74
		(9,18)	(8,84)	(10,82)	(7,91)	(7,06)

Fonte: Dados obtidos da PPV.

Nota: ^aDesvio-padrão entre parênteses.

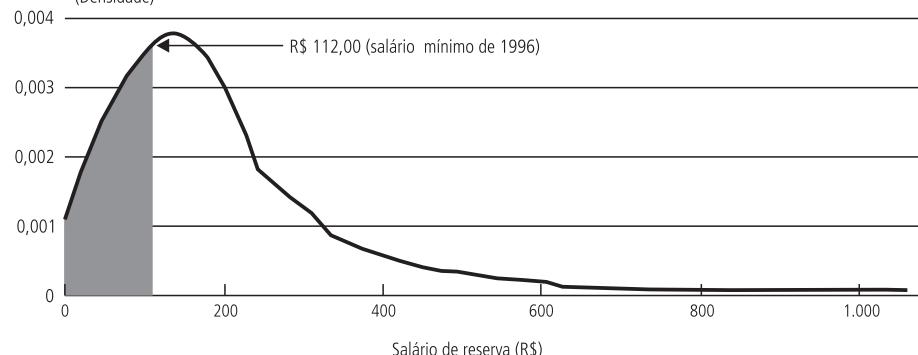
APÊNDICE B

FUNÇÃO DENSIDADE ESTIMADA DO SALÁRIO DE RESERVA

GRÁFICO B.1

Função densidade estimada do salário de reserva para amostra total

(Densidade)

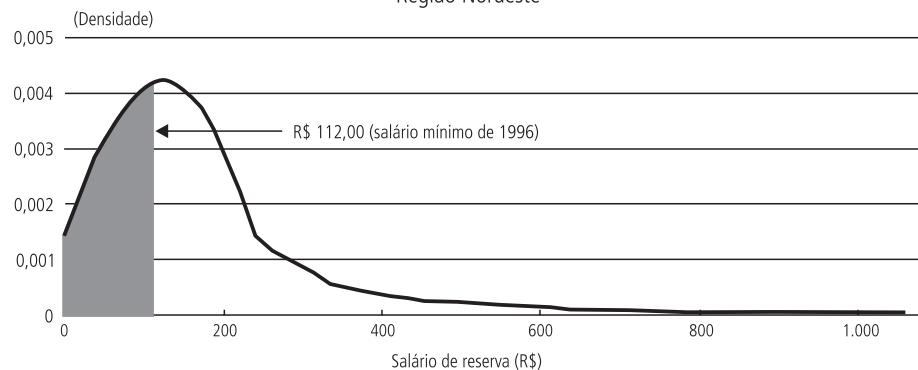


Fonte: Função Kernel de Epanechnikov.

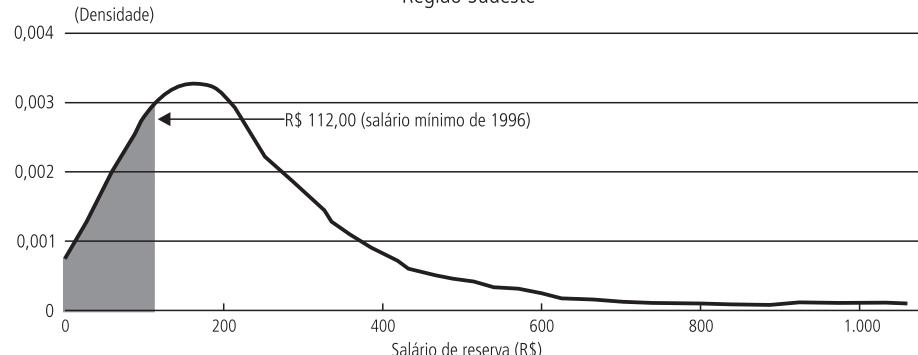
GRÁFICO B.2

Função distribuição estimada do salário de reserva por região geográfica

Região Nordeste



Região Sudeste



Fonte: Função Kernel de Epanechnikov.

APÊNDICE C

TESTE DE HIPÓTESES PARA OS MODELOS DE SALÁRIO DE RESERVA

TABELA C.1

Testes estatísticos para o modelo de salário de reserva

Testes	Especificação 1	Especificação 2
F 1º estágio <i>EDUC</i>	155,54* (0,000)	163,57* (0,000)
F 1º estágio <i>LNT</i>	15,13* (0,000)	12,72* (0,000)
$F_{(K, N - K - 1)}$ Geral	74,41* (0,000)	59,43* (0,000)
DWH $\chi^2_{(2)}$	33,23* (0,000)	38,59* (0,000)
Sargan $\chi^2_{(1)}$	1,28 (0,259)	2,04 (0,153)
Observações	1.343	1.343

Fonte: Elaborada pelos autores.

Notas: Valor-p entre parênteses.

* , ** e *** Significativos a 1%; 5%; e 10%, respectivamente.