

Uma análise da duração do desemprego no Brasil (2002 - 2011)*

Resumo: O objetivo deste trabalho é examinar a duração do desemprego brasileiro no período de 2002 até 2011, aplicando a metodologia da análise de sobrevivência para os dados da Pesquisa Mensal de Emprego. Os resultados sugerem que a probabilidade de sobrevivência no desemprego é maior para as mulheres, para os indivíduos com maiores níveis de escolaridade, não brancos, não chefes de família e residentes nas regiões metropolitanas de Salvador e Rio de Janeiro. As estimativas paramétricas indicam que o risco de saída do desemprego aumenta com a redução da taxa de desemprego, com o aumento do rendimento médio do trabalhador e com o crescimento do PIB. Ademais, verificou-se que o risco de sair do desemprego é maior em Belo Horizonte e menor em Salvador. Foi também possível observar uma tendência de redução na duração do desemprego no Brasil maior entre 2008-2011 do que entre 2002-2007.

Palavras-chave: Duração do desemprego; Análise de sobrevivência; Desemprego. Códigos JEL: J64

Abstract: The aim of this paper is to investigate the Brazilian unemployment duration in the period 2002-2011, applying the methodology of survival analysis for the data of the Pesquisa Mensal de Emprego. The results suggest that the probability of survival in unemployment is higher for women, individuals with higher levels of education, non-white individuals, individuals who are not heads of households and individuals in metropolitan areas of Salvador and Rio de Janeiro. The parametric estimates show that the risk of exit from unemployment increases with a reduction in the unemployment rate, with the increase of the average income of the worker and the GDP growth. Moreover, it has been found that the risk of leaving the unemployment is highest in Belo Horizonte and lower Salvador. We also observed a trend of reduction in the duration of unemployment in Brazil higher in 2008-2011 than in 2002-2007.

Keywords: Unemployment duration; Survival analysis; Unemployment. JEL Codes: J64

Andrey Ivale Menezes**

Marina Silva da Cunha***

* Os autores agradecem ao IPEA pelo apoio financeiro.

** Mestre em Teoria Econômica pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE) da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: andrey_ivale@hotmail.com

*** Professora associada da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: mscunha@uem.br

1 Introdução

Na década de 1990, entre as principais mudanças no mercado de trabalho brasileiro está o aumento do desemprego. Esse fenômeno ocorreu devido a vários fatores, dentre os quais se destacam: maior abertura comercial, crises internacionais (como as crises do México e a asiática), a reestruturação fabril e a empresarial ocasionadas pela maior concorrência mundial, entre outros fatores que, em menor ou maior grau, contribuíram para a alta do desemprego naquela década. Por outro lado, no início da década seguinte se verifica relativa estabilidade do desemprego e, posteriormente, quando há redução do nível de desemprego.

A existência do desemprego é um dos principais desafios para os economistas, pois sua presença parece ser uma constante, não importando o estágio da economia, desenvolvida ou em desenvolvimento. Embora, o principal indicador de desemprego seja a taxa de desemprego, como afirma Ramos (2007), representando uma espécie de termômetro do mercado de trabalho, pode estar associado a um desemprego de curta ou de longa duração. Como ressalta Kiefer (1988), o bem-estar do trabalhador depende mais do tempo em que fica desempregado do que propriamente do fato de estar desempregado¹. Ademais, o desemprego de longa duração pode trazer perdas sociais e econômicas, porque os indivíduos desempregados têm custos com a procura pelo emprego, reduzindo a riqueza de suas famílias.

Assim, se não for levado em conta o tempo em que os indivíduos permanecem no desemprego, não seria possível construir políticas de geração de emprego focadas nesses grupos. Segundo Rodarte *et al.* (2005, p.2), “O tempo de procura dos desempregados deve merecer mais atenção, pois tornou-se, ao longo dos anos recentes, um dos índices mais resistentes à melhora em cenário de lenta recuperação econômica, o que torna o desemprego uma situação mais aflitiva”.²

O papel da duração do desemprego para os trabalhadores é muito importante, visto que, muitas vezes, o fato de estar há muito tempo desempregado pode implicar o agravamento desse estado. Esse tema é analisado há algum tempo na literatura internacional, como, por exemplo, Borsic e Kavkler (2009), em estudo para a Eslovênia, Du *et al.* (2007), para o caso da China, e Theodossiou e Zarotiadis (2010), para a Grécia, que mostram que as mulheres levam mais tempo para encontrar emprego do que os homens. Para a Colômbia, Martínez (2003) evidencia que a probabilidade de saída do desemprego é menor para indivíduos com mais de 45 anos, do sexo feminino e com ensino médio completo e graduação incompleta. Com relação à educação, Rose e Ordine (2010) e Borsic e Kavkler (2009), estudando o caso do desemprego na Itália e na Eslovênia, respectivamente, destacam que quanto maior for a escolaridade dos indivíduos, maior será o risco de sair do desemprego, porém, na Eslovênia, os trabalhadores com o grau de mestre possuem risco menor do que os trabalhadores com ensino médio, graduação ou doutorado. Lüdemann *et al.* (2006) mostram que, na Região Oeste da Alemanha, variáveis que refletem o ambiente econômico e a escolaridade dos indivíduos têm um efeito fraco sobre a duração do desemprego.

Estudos brasileiros, como Barros *et al.* (1997), Penido e Machado (2002), Reis e Aguas (2010) e Oliveira e Carvalho Júnior (2009), indicam que as mulheres permanecem mais tempo no desemprego do que os homens. Segundo Antigo e Machado (2006), em estudo para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, essa maior permanência no desemprego representa uma das causas do maior nível de desemprego entre as mulheres.

Conforme Menezes-Filho e Picchetti (2000) e Barros *et al.* (1997), a duração do desemprego é maior para indivíduos com idade mais avançada. Reis e Aguas (2010) apresentam resultados que indicam que o risco de deixar o desemprego inicialmente é crescente com a idade e, depois, decrescente. Antigo e Machado (2006) apontam que o

¹ TANSSEL e TASCI (2010) citam estudos que mostram como o desemprego afeta a vida das pessoas, tanto no que se refere ao aspecto socioeconômico quanto à saúde física e psicológica.

² O período citado pelos autores compreende meados dos anos 1990 até 2004.

comportamento do desemprego para jovens é afetado pela maior incidência desse grupo nesse estado, porque são observadas maior intensidade e maior frequência dos fluxos entre os outros estados de ocupação – tais como do desemprego para a inatividade – do que por um longo período de permanência no desemprego. Para Flori (2003), os jovens apresentam durações médias de desemprego maiores do que idosos e adultos. O autor também destaca que a alta taxa de entrada dos jovens no desemprego se deve, em grande parte, à influência dos jovens que já trabalharam, enquanto a magnitude dos jovens que procuram pelo primeiro emprego é menor.

Para trabalhadores mais escolarizados, a duração esperada do desemprego é maior, segundo Barros *et al.* (1997), Menezes-Filho e Picchetti (2000), Monte *et al.* (2009), Oliveira e Carvalho Júnior (2009) e Reis e Aguas (2010). De acordo com Oliveira e Carvalho (2006), desse modo, o nível educacional tem um efeito negativo sobre o risco de o trabalhador deixar o desemprego. Para Camargo e Reis (2005), os elevados níveis de desemprego entre os trabalhadores semiqualeificados e os jovens decorrem de um problema de assimetria de informações existente no mercado de trabalho.

O risco de sair do desemprego e de encontrar um emprego para os indivíduos que em seu domicílio são chefes de família é maior, de acordo com Menezes-Filho e Picchetti (2000), Oliveira e Carvalho Júnior (2009) e Reis e Aguas (2010). Menezes-Filho e Picchetti (2000) mostram que os indivíduos que possuem menor risco de deixar o desemprego foram demitidos no emprego anterior, tinham emprego no setor formal e trabalharam por mais tempo. Segundo Oliveira e Carvalho Júnior (2009), há um efeito negativo da duração do desemprego sobre o salário aceito pelo trabalhador. Para Reis e Camargo (2007), a maior rigidez salarial proporcionada pela estabilização da inflação pode ser um fator explicativo do aumento da taxa de desemprego, mesmo na ausência de choques negativos.

Não há um consenso na economia sobre qual a teoria mais adequada para a explicação do desemprego, contudo a mais utilizada atualmente para esse fim baseia-se em Pissarides (2000) e Mortensen e Pissarides (1999), em modelos conhecidos como *job search models* ou modelos de busca por emprego. De acordo com Eckstein e Van Den Berg (2003), os modelos de busca por emprego são bastante úteis no estudo da duração do desemprego e descrevem o comportamento do indivíduo que está procurando por um trabalho em uma situação de informação imperfeita. Nesses modelos, os indivíduos que estão trabalhando não podem procurar por um novo trabalho.

Nessa abordagem, também denominada de modelo parcial de busca por emprego, a estratégia ótima de um indivíduo que está procurando por trabalho consiste na escolha do salário de reserva, que representa a remuneração mínima que esse indivíduo irá aceitar para sair do desemprego para o emprego. O valor do salário de reserva a ser escolhido depende de todos os parâmetros que estão relacionados ao ambiente econômico, em particular os benefícios pagos para aqueles que estão desempregados e a taxa de recebimento de ofertas de trabalho. Sua principal hipótese é que o indivíduo que está procurando por trabalho não sabe qual o salário pago em cada trabalho, de modo que, durante o processo de procura, pode esperar melhorar sua perspectiva de renda. O indivíduo conhece apenas a distribuição cumulativa em cada período e que os salários oferecidos são independentes dessa distribuição. Essa hipótese significa que o indivíduo procurando emprego enfrenta sempre a mesma estrutura de informação. A duração média do desemprego é uma função crescente do salário de reserva, isto é, quando um indivíduo que está procurando emprego aumenta o nível de salário que ele está demandando, em média, ele prolonga a duração da busca. Esse modelo mostra que as características pessoais dos indivíduos são fatores que determinam o valor do salário de reserva deles, que, por sua vez, é fator primordial para a sua saída do desemprego.

Com relação ao salário de reserva dos trabalhadores, que é importante para a duração

do desemprego, Pereira *et al.* (2009), em estudo realizado utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006, mostra que, para o Brasil, os indivíduos desocupados que possuem maior salário de reserva são do gênero feminino, brancos e amarelos, com mais de 13 anos de estudo e os com escolaridade entre 8 e 10 anos de estudo, com até 20 anos e entre 41 até 60 anos, e indivíduos que não são chefes de família. Por sua vez, Monte *et al.* (2011), também utilizando as informações da PNAD, mostram que o salário de reserva é crescente com os anos de estudo. Carvalho e Oliveira (2006), com base na Pesquisa de Padrão de Vida do IBGE (1996-1997), concluem que a duração do desemprego afeta negativamente o salário de reserva do indivíduo. Além disso, os autores observam que os indivíduos mais escolarizados, os do sexo feminino, com idade mais elevada e os residentes da Região Metropolitana de São Paulo possuem um salário de reserva maior, enquanto os residentes na Região Metropolitana de Belo Horizonte possuem um salário de reserva menor do que aqueles que residem em outras regiões metropolitanas.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é contribuir para a análise da duração do desemprego no Brasil, verificando o perfil dos indivíduos que têm maior probabilidade de sobrevivência no desemprego e os que possuem maior risco de saída do desemprego. Também, busca-se observar o efeito de variáveis macroeconômicas na duração do desemprego, se há diferenças entre as regiões metropolitanas e o comportamento da duração do desemprego no período recente. Neste sentido, uma contribuição deste trabalho para os estudos sobre o tema é verificar se ocorreram alterações significativas na duração do desemprego ao longo do período pesquisado.

A metodologia empregada neste trabalho consiste em examinar a duração do desemprego por meio do método da análise de sobrevivência, utilizando o método não paramétrico e o método de estimação paramétrico, em que o tempo que os indivíduos permanecem no desemprego é o tempo de sobrevivência deles nesse estado. No trabalho, são utilizadas informações da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) para o período de 2002 até 2011, considerando a análise de sobrevivência.

Este trabalho é composto por três seções, além desta introdução. Na primeira seção, apresenta-se a metodologia, com as informações sobre a base de dados empregada e o método da análise de sobrevivência. Na seção seguinte, serão apresentados e discutidos os resultados do trabalho. A última seção é dedicada às considerações finais.

2 Metodologia

2.1 O Método da análise de sobrevivência

Para estudar a transição do desemprego para o emprego no mercado de trabalho brasileiro, neste trabalho, são utilizados os métodos não paramétrico e paramétrico da análise de sobrevivência³. Esse método foi utilizado na análise da duração do desemprego por Menezes-Filho e Picchetti (2000), Addison e Portugal (2001), Penido e Machado (2002), Roed e Zhang (2005), Roed *et al.* (2008), Oliveira e Carvalho Júnior (2009), Reis e Aguas (2010), Tansel e Tasci (2010), entre outros autores.

Para o método aqui utilizado, a variável a ser examinada é o tempo até que algum determinado evento ocorra. O tempo pode ser calculado em dias, semanas, meses ou anos. O evento em discussão será a ocorrência de saída do estado inicial do desemprego pelos indivíduos desempregados e sua entrada no emprego⁴. O tempo que os indivíduos permanecem no desemprego é o tempo de sobrevivência deles nesse estado, ou seja, é a duração do desemprego.

³ Essa seção está baseada em Wooldridge (2002), Greene (2012), Cameron e Trivedi (2005), Kleinbaum e Klein (2005) e Allison (2010). Para maiores detalhes do método de análise de sobrevivência, consultar essas referências.

⁴ Neste trabalho, não será considerada a saída do indivíduo do desemprego para a inatividade.

Uma característica do método empregado aqui é a censura, ou seja, há dados incompletos sobre a duração do desemprego dos indivíduos. O tipo de censura empregado neste trabalho é a censura à direita, em que se define um intervalo de tempo t para que o evento T ocorra, de forma análoga temos $T > t$. Outro tipo de censura existente, mas que não será discutida, é a censura à esquerda, quando já se sabe que o evento ocorreu.

A função de sobrevivência é probabilística ou estocástica e tem a forma de uma função de distribuição cumulativa:

$$F(t) = P(T \leq t), \text{ para } t \geq 0 \quad (1)$$

em que $F(t)$ é a função de distribuição cumulativa de uma variável T , que diz a probabilidade de a variável ser menor ou igual ao valor t escolhido.

Os dois principais cálculos usados na análise de sobrevivência são a função de sobrevivência e a função de risco. A função de sobrevivência $S(t)$ indica a probabilidade de um indivíduo sobreviver (ou permanecer) no estado inicial e, dessa forma, o tempo que um indivíduo permanece no desemprego T é dado pela seguinte equação:

$$S(t) = P(T > t) \quad (2)$$

que pode ser definida como $S(t) \equiv 1 - F(t)$, e essa é a probabilidade de sobreviver, passado o tempo t , com $S(0) = 1$ e $(0 \leq S \leq 1)$, quando t aumenta S diminui.

A função de risco $h(t)$ tem o objetivo de quantificar a taxa instantânea em que um evento ocorrerá em um intervalo de tempo t e $t + \Delta t$, dado que ele sobreviveu até o tempo t . Devido ao fato de o tempo ser contínuo, a probabilidade de que um evento ocorra no exato tempo t é necessariamente igual a zero, e a função não possui um limite superior. Se a função densidade for diferenciável, podemos utilizar o limite para escrever:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

em que $h(t)$ é a função de risco, podendo ser apresentada sob a forma de uma distribuição exponencial, Weibull, log-normal, entre outras.

Por existir uma relação entre a função de sobrevivência e a função de risco, é possível derivar uma equação da outra, caso saibamos a forma delas. Visto que a derivada de $S(t)$ é $-f(t)$, pode-se obter a equação de risco da seguinte forma:

$$h(t) = -\frac{\frac{dS(t)}{dt}}{S(t)} \quad (4)$$

As técnicas comumente empregadas em análise de sobrevivência são o estimador produto limite de Kaplan-Meier (KM) e o modelo de riscos proporcionais de Cox. Porém, nas ciências econômicas, o método paramétrico é o mais utilizado, pois, como ressalta Wooldridge (2002), “*In economics, much of the time we are interested in the shape of the baseline hazard*”:

2.1.1 O estimador de Kaplan-Meier

O estimador de Kaplan-Meier (KM) é um estimador não paramétrico da função de sobrevivência e pode ser obtido ordenando os valores de duração de forma crescente. Os limites de cada segmento de intervalo de tempo correspondem ao tempo de seguimento em que houve eventos. É interessante notar que se não ocorrerem dados censurados, o estimador de KM será igual à função de sobrevivência dada pela equação (2). Sendo j tempos de sobrevivência ordenados, $t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_j$, o estimador de KM é definido como:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j} \right), \text{ para } t_1 \leq t \leq t_j \quad (5)$$

em que n_j é o número de indivíduos que estão em risco de sair do desemprego em cada tempo t_j , se os indivíduos são censurados até o tempo t_j , são considerados em risco de sair do desemprego, e d_j é o número de indivíduos que saíram do desemprego no tempo t_j .

2.1.2 Estimador paramétrico

Os estudos econométricos sobre duração estão interessados, em sua maioria, na estimação da função de risco, o que consiste em construir um modelo que tente explicar o fenômeno estudado (CAHUC e ZYLBERBERG, 2004). Os modelos paramétricos são atrativos por sua simplicidade, mas as estimativas das taxas de risco dependem da adoção de uma forma estrutural (GREENE, 2012). A função de risco é escrita como:

$$\lambda(t | \mathbf{x}) = \lambda(t, \rho) \exp(\mathbf{x}'\beta) \quad (6)$$

em que $\lambda(t, \rho)$ é a linha de risco base, que é função de t , que pode seguir distribuição exponencial, Weibull, Gompertz entre outras, e $\exp(\mathbf{x}'\beta)$ é função das variáveis explanatórias $\mathbf{x}$. A função de risco para a distribuição Weibull é:

$$\lambda(t | \mathbf{x}) = (\rho t^{\rho-1}) \exp(\mathbf{x}'\beta) \quad (7)$$

em que ρ mede a dependência de duração da função. Quando a função de risco não é constante, ou seja, quando $\rho \neq 1$, há a existência de dependência de duração. Se essa dependência for positiva, ρ será maior do que 1 e o risco de sair do desemprego para o emprego será maior quanto maior for o tempo. Se a dependência de duração é negativa, ρ será menor do que 1 – dessa forma, quanto menor for o tempo em que o indivíduo permanecer no desemprego, maior será o risco de ele sair do desemprego.

Como não é possível incluir sempre todos os fatores responsáveis pela duração do desemprego, em alguns casos os resultados podem sugerir a existência de heterogeneidade não observada. Uma razão para tal é que nem sempre se dispõe de todos os dados necessários para uma estimação bem especificada. Além disso, nem sempre se sabe quais são os fatores mais importantes para determinada análise. Outra possibilidade para esse fenômeno ocorre quando diferentes indivíduos na população possuem distribuições diferentes para a variável dependente.

Na presença de heterogeneidade não observada, a dependência de duração se torna espúria. Um aspecto a se destacar é que um dos efeitos da heterogeneidade será sempre tornar a duração de dependência observada menor (caso a verdadeira dependência de duração seja positiva, ela será menos positiva; e se for negativa, será mais negativa).

O efeito não observado, que multiplica a função risco, é dado por ν e segue uma distribuição $g(\nu)$ com $\nu > 0$ e a média de $g(\nu)$ é igual a 1. A variância de $g(\nu)$ é um parâmetro θ , estimado a partir dos dados. Depois de escolhida a sua distribuição, a função de sobrevivência não condicional $S_i(t)$ pode ser obtida integrando a função de sobrevivência condicional $S(t|\nu)$ vezes $g(\nu)$, com respeito a ν . A função de risco pode ser obtida pela relação com a função de sobrevivência.

$$S_i(t) = \int_0^{\infty} S(t|\nu) g(\nu) d\nu \quad (8)$$

Considerando um modelo com distribuição Weibull, a função de sobrevivência condicionada é:

$$S(t|\theta) = \exp(-\nu \lambda t)^{\theta} \quad (9)$$

Considerando que ν tem distribuição *gamma*, a função de sobrevivência é:

$$S(t) = \left[1 + \theta (\lambda t)^{\theta} \right]^{-1} \quad (10)$$

E a função de risco será:

$$\lambda(t) = \lambda \theta (\lambda t)^{\theta-1} [S(t)]^{\theta} \quad (11)$$

Quando a variância de θ for zero, o modelo se reduzirá ao modelo Weibull sem o efeito da heterogeneidade. Portanto o modelo paramétrico utilizado neste trabalho terá distribuição Weibull e um parâmetro *theta* representando o efeito da heterogeneidade não observada.

2.2 Base de dados

O presente trabalho utiliza informações da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de março de 2002 até dezembro de 2011, com o intuito de analisar o mercado de trabalho e, mais especificamente, a duração do desemprego no Brasil. O período delimitado a partir de março de 2002 se justifica pelo fato de o IBGE ter adotado uma nova metodologia para a PME a partir desse mês.

A PME é realizada com base em uma rotação de painéis em que cada subconjunto de domicílios é pesquisado por quatro meses e, após um hiato de oito meses, por mais quatro meses consecutivos. Depois desse período, o conjunto de domicílios é descartado da pesquisa, perfazendo-se, então, um período de oito meses de pesquisa em cada domicílio. Sendo assim, o primeiro painel começa em março de 2002 e termina em junho de 2002; já o último painel tem início em setembro de 2011 e termina em dezembro

de 2011. Ressalta-se que essa pesquisa é realizada em seis regiões metropolitanas: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre.

A amostra aqui é identificada pelo subconjunto de domicílios pesquisados apenas durante os quatro meses consecutivos de pesquisa e pelos indivíduos que o compõe, desde que os indivíduos da amostra tenham respondido que estavam procurando emprego no período pesquisado.

São apresentadas, no Quadro 1, as variáveis utilizadas no estudo, considerando os indivíduos com informações disponíveis sobre suas características pessoais. Assim, foram excluídos da amostra aqueles que não tinham informações sobre uma ou mais das seguintes variáveis: gênero (masculino ou feminino), cor (branco ou não branco), idade, escolaridade, condição no domicílio (chefe de família ou não), condição no último emprego (formal ou não formal), forma de saída do último emprego (demitido ou não demitido) e região metropolitana onde reside (Belo Horizonte, Porto Alegre, Rio de Janeiro, Recife, São Paulo ou Salvador).

Para captar o efeito do ambiente econômico sobre a duração do desemprego, utilizou-se o INPC/IBGE para a inflação; a taxa de desemprego foi calculada pela PME/IBGE; a remuneração foi calculada com base no rendimento médio nominal habitual do trabalho principal das regiões metropolitanas; e, para o crescimento do Produto Interno Bruto, os dados do Boletim do Banco Central do Brasil⁵. Algumas características descritivas da amostra, provenientes das seis regiões metropolitanas abrangidas pela Pesquisa Mensal de Emprego, podem ser observadas no Quadro 2, em apêndice. A amostra analisada contém 26.089 indivíduos desempregados, sendo que 41,07% desses conseguiram encontrar um emprego. O tempo médio que os indivíduos ficaram desempregados, sem fazer distinção entre dados censurados ou não, é de aproximadamente 9,25 meses, em que a duração mínima é de 0,0323 meses e a máxima é de 63 meses.

Com relação às características pessoais dos indivíduos se tem que a proporção de desempregados do sexo masculino é de 49,02% e a de brancos é de 41,59%. A idade média dos desempregados é de quase 29 anos, sendo a idade mínima 16 anos e 60 anos a máxima. Com relação à faixa etária, os indivíduos com 16-19 anos representam 15,35% da amostra, os de 20-24 anos representam 26,90%, os de 25-29 anos 17,92%, os de 30-34 anos 12,35%, os de 35-45 anos 17,40% e, por fim, os de 45-60 anos representam 10,07%. Ademais, a média da escolaridade é de 9 anos, sendo que a escolaridade está composta por 6,11% de indivíduos desempregados pertencentes ao Nível 0 de ensino, 21,30% dos desempregados fazem parte do Nível 1, 23,10% do Nível 2, 44,83% do Nível 3 e 4,66% dos indivíduos desempregados possuíam o Nível 4 de ensino.

⁵ O rendimento médio nominal habitual do trabalho foi corrigido pelo deflator disponibilizado no site do IPEADATA para a PME, elaborado com base no estudo de Corseuil e Foguel (2002).

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição
Duração do desemprego	Meses de desemprego
Masculino	Igual a 1, se for do gênero masculino, e igual a 0, se for do gênero feminino.
Branco	Igual a 1, se for branco, e igual a 0, caso contrário.
16-19 anos	Igual a 1, se possuir entre 16-19 anos, e igual a 0, caso contrário.
20-24 anos	Igual a 1, se possuir entre 20-24 anos, e igual a 0, caso contrário.
25-29 anos	Igual a 1, se possuir entre 25-29 anos, e igual a 0, caso contrário.
30-34 anos	Igual a 1, se possuir entre 30-34 anos, e igual a 0, caso contrário.
35-44 anos	Igual a 1, se possuir entre 35-44 anos, e igual a 0, caso contrário.
45-60 anos	Igual a 1, se possuir entre 45-60 anos, e igual a 0, caso contrário.
Nível 0	Igual a 1, se tiver entre 0 e 3 anos de estudo, e igual a 0, caso contrário.
Nível 1	Igual a 1, se tiver entre 4 e 7 anos de estudo, e igual a 0, caso contrário.
Nível 2	Igual a 1, se tiver entre 8 e 10 anos de estudo, e igual a 0, caso contrário.
Nível 3	Igual a 1, se tiver entre 11 e 14 anos de estudo, e igual a 0, caso contrário.
Nível 4	Igual a 1, se tiver 15 anos de estudo ou mais, e igual a 0, caso contrário.
Chefe	Igual a 1, se for chefe de domicílio, e igual a 0, caso contrário.
Formal	Igual a 1, se for formal, e igual a 0, caso contrário.
Demitido	Igual a 1, se tiver sido demitido, e igual a 0, caso contrário.
PIB	Taxa de crescimento mensal do Produto Interno Bruto (BACEN).
Taxa de Desemprego	Taxa de desemprego (PME/IBGE).
INPC	Índice nacional de preços ao consumidor (INPC/IBGE).
Remuneração	Rendimento médio nominal habitual do trabalho principal das regiões metropolitanas.
Recife	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Recife, e igual a 0, caso contrário.
Belo Horizonte	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Belo Horizonte, e igual a 0, caso contrário.
São Paulo	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de São Paulo, e igual a 0, caso contrário.
Salvador	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Salvador, e igual a 0, caso contrário.
Rio de Janeiro	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Rio de Janeiro, e igual a 0, caso contrário.
Porto Alegre	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Porto Alegre, e igual a 0, caso contrário.
2002	Igual a 1, se foi entrevistado em 2002, e igual a 0, caso contrário.
2011	Igual a 1, se foi entrevistado em 2011, e igual a 0, caso contrário.
2008-2011	Igual a 1, se foi entrevistado entre 2008 e 2011, e igual a 0, caso contrário.

Fonte: Elaboração própria.

Os chefes de família representam 26,05% dos indivíduos analisados, os trabalhadores que anteriormente estavam empregados no setor formal são 25,66% e 35,27% haviam sido demitidos pelos seus empregadores no emprego anterior.

As maiores proporções de desempregados estão nas regiões de São Paulo, Salvador e Rio de Janeiro, com 26,67%, 20,48% e 19,14%, respectivamente. Em Belo Horizonte se encontram 14,08%, por fim, Recife e Porto Alegre têm as menores proporções, 8,90% e 10,14%, respectivamente.

Quadro 2 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Encontraram emprego	26089	0,4107	0,4920	0	1
Meses de desemprego	26089	9,2555	10,8322	0,0323	63
Masculino	26089	0,4902	0,4999	0	1
Branco	26089	0,4156	0,4928	0	1
Idade	26089	29,2304	10,0414	16	60
16 - 19 anos	26089	0,1535	0,3605	0	1
20 - 24 anos	26089	0,2690	0,4434	0	1
25 - 29 anos	26089	0,1792	0,3835	0	1
30 - 34 anos	26089	0,1235	0,3290	0	1
35 - 44 anos	26089	0,1740	0,3792	0	1
45 - 60 anos	26089	0,1007	0,3010	0	1
Escolaridade	26089	9,0146	3,2773	0	17
Nível 0	26089	0,0611	0,2395	0	1
Nível 1	26089	0,2130	0,4094	0	1
Nível 2	26089	0,2310	0,4215	0	1
Nível 3	26089	0,4483	0,4973	0	1
Nível 4	26089	0,0466	0,2109	0	1
Chefe	26089	0,2605	0,4389	0	1
Formal	26089	0,2566	0,4368	0	1
Demitido	26089	0,3527	0,4778	0	1
Recife	26089	0,0890	0,2847	0	1
Salvador	26089	0,2048	0,4035	0	1
Belo Horizonte	26089	0,1408	0,3478	0	1
Rio de Janeiro	26089	0,1914	0,3934	0	1
São Paulo	26089	0,2667	0,4422	0	1
Porto Alegre	26089	0,1074	0,3096	0	1
Remuneração	26089	760,3989	52,9492	689,89	884,92
Taxa de Desemprego	26089	9,8572	1,9943	5,3	13,1
INPC	26089	0,5343	0,5074	-0,11	3,39
PIB	26089	1,1221	3,5798	-9,7011	7,9480

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego.

Com relação às variáveis macroeconômicas, a média da remuneração do período é de R\$ 760,40. A média da taxa de desemprego no período foi de 9,86%, sendo a mínima 5,3% e a máxima 13,1%. A inflação do período calculado através do INPC foi de 0,53%. A taxa de crescimento mensal do PIB para o período teve média de 1,12%.

3 Duração da transição do desemprego para o emprego no mercado de trabalho brasileiro

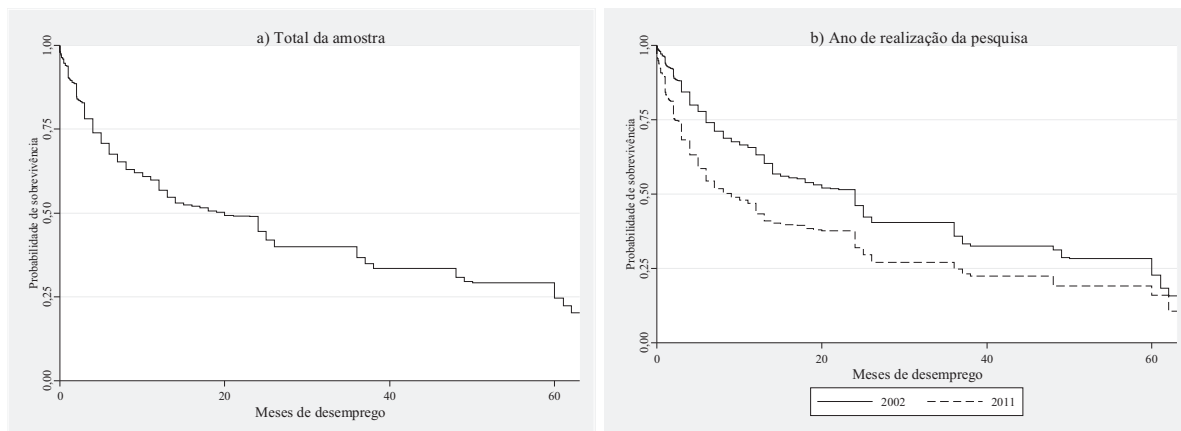
Inicialmente são apresentados os resultados para o método não paramétrico e, para o paramétrico, em que se salienta que há uma diferença na interpretação desses resultados. Enquanto o método não paramétrico apresenta os resultados na forma de probabilidade de sobrevivência, os resultados para o método paramétrico estão sob a forma de razão de risco. Assim, no método não paramétrico, analisa-se a probabilidade de determinado indivíduo sobreviver (permanecer) no desemprego até determinado mês, dado que ele permaneceu até aquele mês desempregado. No método paramétrico, analisa-se a razão de risco de saída do desemprego para o emprego, e não mais a probabilidade de os indivíduos permanecerem no desemprego.

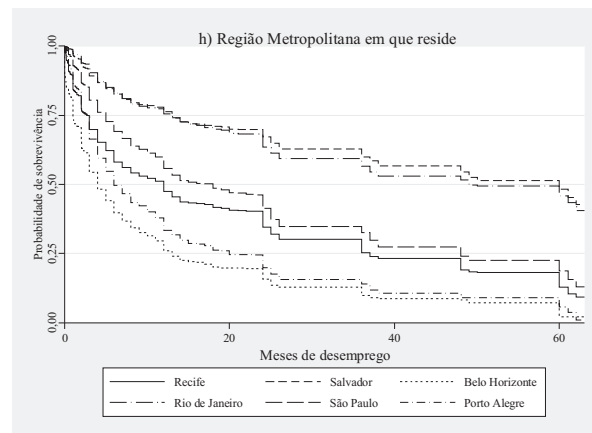
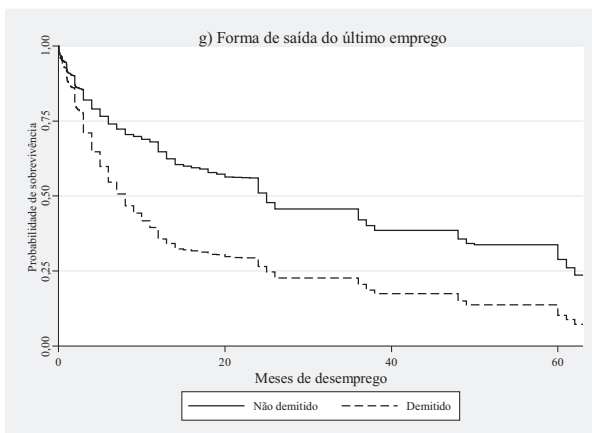
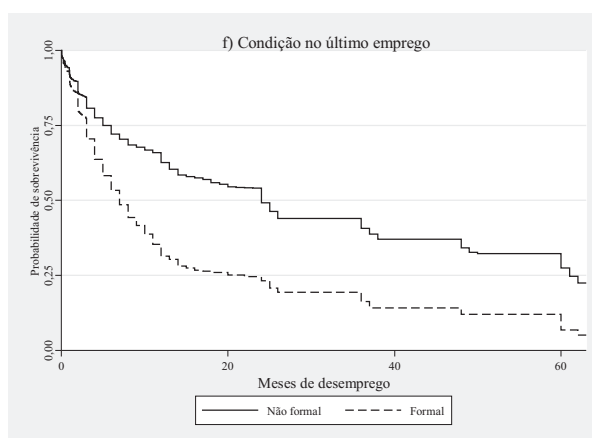
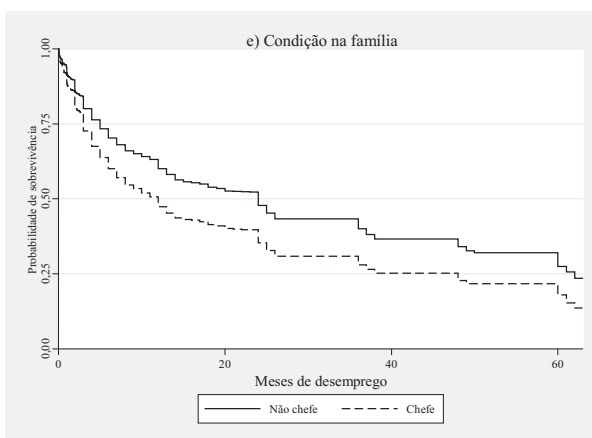
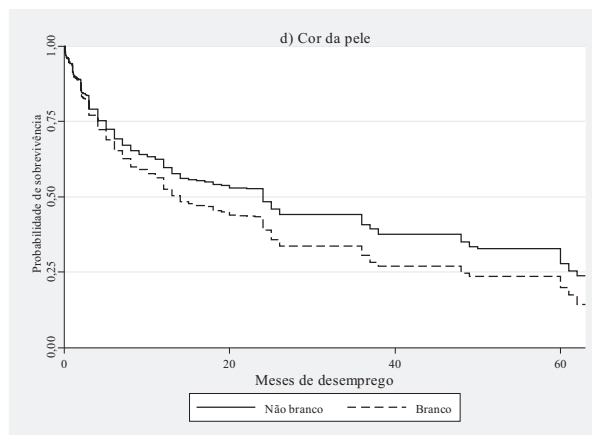
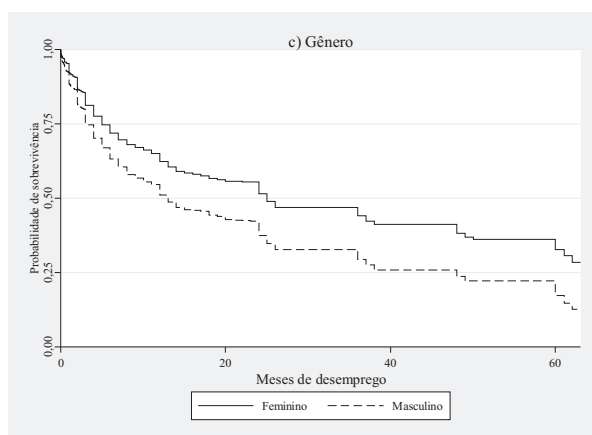
3.1 Método não paramétrico

As estimativas não paramétricas da função de sobrevivência são exibidas ao longo desta seção. É importante destacar que o método de estimação não paramétrico não permite que sejam estimadas várias características ao mesmo tempo. Primeiramente foi obtido o resultado para o total da amostra, ou seja, sem distinguir qualquer característica, como, por exemplo, gênero ou faixa etária dos indivíduos, conforme o Gráfico 1a. No eixo horizontal do gráfico da função de sobrevivência, está o tempo em meses que o indivíduo permanece desempregado; no eixo vertical, está a probabilidade de sobrevivência no desemprego. O formato decrescente da curva mostra que quanto maior for o tempo de desemprego de um indivíduo, menor será a probabilidade de permanência no desemprego.

Verifica-se que, nos quatro primeiros meses, a probabilidade de permanência no desemprego se reduz em 25%, período também marcado pela maior frequência de saída do desemprego, visto que o gráfico era mais íngreme até esse ponto. Conforme o tempo aumenta, a probabilidade de permanência no desemprego se reduz, porém de forma menos acentuada. Esse resultado pode ser observado quando se analisa que a probabilidade de sobrevivência, a partir do quarto mês, demora dezesseis meses para se reduzir mais 25%. Dessa forma, nos vinte primeiros meses, a probabilidade de deixar o desemprego é de 50%, ou seja, metade dos indivíduos ainda continua desempregada até o vigésimo mês. E aos 63 meses de desemprego a probabilidade de sobrevivência é pouco abaixo de 25%, corroborando o fato de que a probabilidade de sobrevivência no desemprego se reduz com o tempo e que a redução dessa probabilidade se torna menos intensa, conforme o tempo de permanência no desemprego aumenta.

Gráfico 1 – Funções de sobrevivência, estimador de Kaplan-Meier, Brasil, 2002-2011





Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego.

Porém cabe ressaltar que o Gráfico 1a considera os indivíduos de todos os anos analisados. Para mostrar a função de sobrevivência no início da pesquisa e no fim da pesquisa, foi estimada a função de sobrevivência para os anos de 2002 e de 2011, como pode ser visto no Gráfico 1b. Observa-se que há diferença entre a curva de sobrevivência para o ano de 2002 e a curva de sobrevivência para o ano de 2011, pois a probabilidade de sobrevivência no desemprego é menor para o ano de 2011 do que para o ano de 2002. Na curva de sobrevivência para o ano de 2011, a probabilidade de sobrevivência no desemprego é igual a 75% no terceiro mês, enquanto para o ano de 2002 a mesma probabilidade é alcançada apenas no sexto mês. A mediana do tempo que os indivíduos ficaram no desemprego foi oito meses em 2011, ponto em que a probabilidade de sobrevivência é de 50%, enquanto que a mediana da duração foi de 24 meses em 2002. Esse resultado mostra que houve redução na duração do desemprego no período analisado, notadamente nos primeiros meses, o que pode ter contribuído para a redução do nível de desemprego no país.

Verifica-se no Gráfico 1c, a probabilidade de sobrevivência no desemprego de acordo com o gênero dos indivíduos. A probabilidade de os indivíduos do sexo masculino continuarem nesse estado até o terceiro mês é de 75%; a mesma probabilidade só é alcançada pelos indivíduos do sexo feminino dois meses mais tarde. Ao se analisar o tempo para que se consiga a mesma probabilidade de sobrevivência, a distância nos meses subsequentes é ainda maior. Enquanto metade dos indivíduos do sexo masculino permanece no desemprego pelo menos até décimo terceiro mês (em que a probabilidade de sobrevivência é igual a 50%), o mesmo resultado só é alcançado pelo sexo feminino no 25º mês. No 63º mês, enquanto a probabilidade de permanência no desemprego dos indivíduos do sexo masculino é de 13%, a probabilidade para os indivíduos do sexo feminino é de aproximadamente 30%. Esses resultados podem resultar do fato de que as mulheres possuem maior custo de oportunidade do que os homens, uma vez que se dedicam mais ao lar e à educação de seus filhos, além do fato de sua saída para o mercado de trabalho implicar custos adicionais, tais como contratar empregadas domésticas, babás e creches.

Ao considerarmos os indivíduos brancos e não brancos, no Gráfico 1d, nota-se que há uma pequena diferença na probabilidade de sobrevivência no desemprego, porém menor do que a observada entre os gêneros, principalmente se forem considerados os primeiros seis meses. A probabilidade de os indivíduos brancos permaneçam no desemprego até o quarto mês é de 75%, enquanto que a probabilidade de que os indivíduos não brancos sobrevivam no desemprego até o quinto mês é de 75%. Contudo, após esse período, há uma redução maior na probabilidade de sobrevivência para os indivíduos brancos do que para os indivíduos não brancos, para uma probabilidade de sobrevivência de 50% – os indivíduos brancos permanecem no desemprego até o décimo quarto mês, enquanto os não brancos permanecem até o vigésimo quarto mês. Fatores culturais, históricos, entre outros, explicam essa dualidade no mercado de trabalho.

Conforme o Gráfico 1e mostra a função de sobrevivência para chefes de família e para os que não o são e indica ser mais provável que um chefe de família saia do desemprego antes de um indivíduo que não seja chefe de família. Uma possível explicação para esse fato é que os chefes de família possuem uma maior responsabilidade na composição da renda familiar o que os incentivaria a buscar e aceitar mais rapidamente um novo emprego.

O Gráfico 1f apresenta o resultado para os indivíduos que tinham carteira assinada na última ocupação, ou seja, tinham um vínculo formal de trabalho. Os resultados mostram que há uma grande diferença na probabilidade de sobrevivência no desemprego entre os indivíduos que tiveram vínculo formal de trabalho e aqueles que não eram formais. No primeiro mês de desemprego, as curvas de sobrevivência dos dois grupos estavam próximas; a partir do segundo mês, ocorre o distanciamento dessas curvas – os

indivíduos que estavam com carteira de trabalho assinada no último trabalho apresentam menor probabilidade de sobrevivência no desemprego do que os indivíduos que não eram formais no último emprego. É de se esperar que os indivíduos que já trabalharam formalmente consigam sair do desemprego mais rapidamente, pois os empregadores podem ter uma referência mais segura sobre o histórico de experiência laboral desses indivíduos.

O Gráfico 1g mostra o estimador de Kaplan-Meier comparando a probabilidade de sobrevivência para os indivíduos que foram demitidos do último emprego e os indivíduos que saíram do último emprego sem serem demitidos, isto é, por pedirem demissão ou por outros motivos. Os indivíduos demitidos possuem probabilidade de sobrevivência no desemprego menor do que os indivíduos que não foram demitidos. Ao final dos 63 meses, a probabilidade de sobrevivência dos não demitidos e os demitidos foi, respectivamente, 23% e 14%. Como os indivíduos demitidos, em sua maioria, são aqueles trabalhadores que não planejavam sair do emprego, isso poderia estar associado à busca mais intensa de um novo posto de trabalho. Por sua vez, os trabalhadores que não foram demitidos, podem ter planejado deixar o emprego para buscar outro com melhor remuneração ou com melhores condições de trabalho, o que torna a busca por emprego mais demorada.

Com relação às regiões metropolitanas, Gráfico 1h, as regiões de Salvador e Rio de Janeiro apresentam as maiores taxas de sobrevivência no desemprego, onde, no período de 63 meses, mais de 40% dos indivíduos permanecem no desemprego. Assim, a saída do desemprego nessas regiões é mais difícil do que em outras. Por outro lado, as regiões de Belo Horizonte e Porto Alegre exibem a menor taxa de sobrevivência entre as regiões analisadas.

As regiões metropolitanas de São Paulo e de Recife estão em uma posição intermediária, porém, nessa última, a probabilidade de sobrevivência no desemprego é mais próxima das apresentadas por Belo Horizonte e Porto Alegre. Ao final do período, a probabilidade de sobrevivência é de 13% para os indivíduos da Região Metropolitana de São Paulo, enquanto na Região de Recife essa probabilidade é de aproximadamente 10%. É importante destacar que, nos primeiros dois meses e meio de desemprego, as regiões de Porto Alegre e Recife apresentam probabilidades de sobrevivência muito próximas, entretanto, após esse período, a Região de Porto Alegre apresenta menor probabilidade de sobrevivência no desemprego.

Belo Horizonte se destaca entre as regiões por apresentar a menor probabilidade de sobrevivência no desemprego, onde no décimo terceiro mês a probabilidade de sobrevivência é de 25%. Ao final do período, a probabilidade de sobrevivência no desemprego nas regiões de Belo Horizonte e Porto Alegre são de 2% e 1%, respectivamente. Esses resultados podem estar associados ao fato de que os indivíduos desempregados da Região Metropolitana de Belo Horizonte possuem baixo salário de reserva, se comparado com as outras regiões metropolitanas, como observado por Carvalho e Oliveira (2006).

3.2 Método paramétrico

Como especificado anteriormente, a estimação paramétrica utilizada neste trabalho consiste em um modelo paramétrico com distribuição Weibull e um parâmetro *theta* representando o efeito da heterogeneidade não observada – assume-se que esse parâmetro *theta* tenha distribuição *gamma*. Os resultados das regressões são apresentados na Tabela 1, em que a coluna de resultados (1) se refere ao modelo paramétrico,

considerando apenas as características pessoais dos indivíduos desempregados; a coluna (2) inclui entre as variáveis explicativas algumas variáveis macroeconômicas; a coluna (3) mostra os resultados para as características pessoais com variáveis binárias para a Região Metropolitana de residência dos indivíduos desempregados; a coluna (4) inclui além das características pessoais com uma variável binária para efeito dos anos; e a coluna (5) se constitui no modelo com todas as variáveis utilizadas⁶.

Na regressão (1), referente à regressão estimada apenas com as características pessoais dos indivíduos, os resultados estatísticos mostram que não há presença de heterogeneidade não observada, pois não foi possível rejeitar a hipótese nula para o parâmetro θ , considerando a estatística χ^2 , com um grau de liberdade. Esses resultados sugerem que esse efeito não contribui para o ajuste desse modelo.

Tabela 1 – Estimativas paramétricas com distribuição Weibull, Brasil, 2002-2011

Variáveis		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gênero	Masculino	1,2725***	1,2898***	1,2396***	1,2888***	1,2590***
Cor da pele	Branco	1,2094***	1,2327***	0,9756	1,2233***	1,0000
Faixa etária	20 - 24 anos	0,8820***	0,8855***	0,9162**	0,8887***	0,9217**
	25 - 29 anos	0,9476	0,9438	1,0115	0,9454	1,0043
	30 - 34 anos	0,8927***	0,8890***	0,9643	0,8890***	0,9510
	35 - 45 anos	0,8899***	0,8848***	0,9540	0,8849***	0,9427
	45 - 60 anos	0,7890***	0,7713***	0,8627***	0,7705***	0,8349***
Níveis de escolaridade	Nível 1	0,9498	0,9316*	0,9373	0,9325*	0,9126**
	Nível 2	0,9055**	0,8680***	0,9157*	0,8712***	0,8619***
	Nível 3	0,8288***	0,7770***	0,8565***	0,7779***	0,7785***
	Nível 4	0,7200***	0,6619***	0,7542***	0,6654***	0,6679***
Condição no domicílio	Chefe	1,2573***	1,2643***	1,2434***	1,2618***	1,2519***
Condição no último emprego	Formal	1,4157***	1,3599***	1,2359***	1,3537***	1,1607***
Forma de saída do último emprego	Demitido	1,6633***	1,6842***	1,7387***	1,6861***	1,7703***
Variáveis macroeconômicas	Taxa de desemprego		0,9319***			0,9344***
	PIB		1,0067**			1,0067**
	Remuneração		1,0006**			0,9991***
	INPC		1,0017			1,0150
Regiões	Recife			0,5177***		0,5354***
	São Paulo			0,3667***		0,3610***
	Porto Alegre			0,6621***		0,6436***
	Rio de Janeiro			0,1827***		0,1760***
	Salvador			0,1823***		0,1771***
Efeito dos anos	2008-2011				1,4638***	1,3998***
	Constante	0,0643***	0,0858***	0,1655***	0,0594***	0,6256
Parâmetros	P	0,7554***	0,7624***	0,8324***	0,8324***	0,8414***
	Θ	1,23E-07	0,0091	0,2354***	0,2354	0,2153***
Estatísticas	$\chi^2(01)$	0,00	0,04	37,04	0,00	33,26
	Pr $\geq \chi^2(01)$	1,00	0,42	0,00	1,00	0,00

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego.

Nota: * significativo a 10%, ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

⁶ Como os valores na Tabela 1 são apresentados na forma de razão de risco, pode-se transformar os valores

Verifica-se que as estimativas para o gênero masculino mostram que, se os desempregados forem homens, o risco de sair do desemprego será 27,25% maior do que as mulheres. Com relação à raça/cor dos desempregados, o risco de os indivíduos brancos deixarem o estado de desemprego é 20,94% maior do que para os não brancos. Esses dois resultados, tanto para gênero quando para a cor da pele, mostram que há uma maior seletividade para o gênero do que para o fator cor da pele, ou seja, o fator gênero tem maior influência na duração do desemprego do que o fator cor da pele.

Ao analisar as faixas etárias, observou-se que os indivíduos com idade de 20-24 anos possuem risco de sair do desemprego 11,8% menor do que os indivíduos com 16-19 anos, que são utilizados como base de comparação. Os que têm 25-29 anos não apresentaram valor estatisticamente significativo. Os indivíduos com 30-34 anos, aqueles com 35-44 anos e os que têm 45-60 anos apresentaram risco de sair do desemprego menor do que a base e os dois primeiros grupos de indivíduos têm risco de sair do desemprego maior do que os indivíduos com 20-24 anos. Ao comparar a magnitude da taxa de risco para os indivíduos em relação às faixas etárias, verifica-se que o maior impacto está em relação aos indivíduos de idade mais avançada, 45-60 anos, que possuem taxa de risco igual a 0,7890 o alto salário de reserva desses indivíduos torna o seu risco de saída do desemprego menor.

Para os indivíduos mais jovens, 16-19 anos, que foram utilizados como base, o maior risco de saída do desemprego pode estar associado, principalmente, ao fato de possuírem pouca ou nenhuma experiência no mercado de trabalho, o que torna os mais jovens mão de obra mais barata do que os demais indivíduos. Esses resultados divergem dos resultados anteriormente obtidos pelo método não paramétrico, visto que os resultados apresentados no método não paramétrico mostraram que a probabilidade de sobrevivência é menor para a faixa etária de 35-44 anos, enquanto que para o método paramétrico os resultados mostram que o risco de saída do desemprego para o emprego é menor para os indivíduos com faixa de 45-60 anos – e seria de se esperar que os resultados fossem complementares.

Com relação à escolaridade, os resultados para os quatro níveis de escolaridade indicam que o risco de sair do desemprego diminui conforme os anos de estudo aumentam. Para os indivíduos pertencentes à faixa de Nível 1, os resultados não se mostraram significativos ao nível de 10%, de forma que o risco de deixar o desemprego se assemelha ao dos indivíduos de Nível 0, utilizados como base. Os indivíduos da faixa de Nível 2. Apresentam risco 9,45% menor de deixar o desemprego do que os indivíduos usados como base. Os indivíduos da faixa de Nível 3 têm risco 17,12% menor e os indivíduos da faixa de Nível 4 possuem risco de deixar o desemprego 28% menor. Portanto constata-se que quanto maior for o nível de escolaridade do indivíduo, maior será a duração do desemprego. Uma explicação para esses resultados decorre do fato de que quanto maior a escolaridade dos indivíduos, maior é a expectativa de maiores rendimentos, indo ao encontro dos resultados empíricos anteriores para duração do desemprego no Brasil.

Os chefes de família têm um risco de deixar o desemprego 25,73% maior do que os não chefes. Esse resultado se deve ao maior salário de reserva pedido pelos chefes de família, além disso, o resultado corrobora a constatação obtida pelo método não-paramétrico.

Com relação ao emprego anterior, os trabalhadores que estavam empregados formalmente, antes de se tornarem desempregados, apresentam risco 51,57% maior de deixar o desemprego do que os trabalhadores que não eram formais. Esse resultado diverge do estudo de Menezes-Filho e Pichetti (2000), no qual os autores mostram que os indivíduos do setor formal têm menor risco de sair do desemprego.

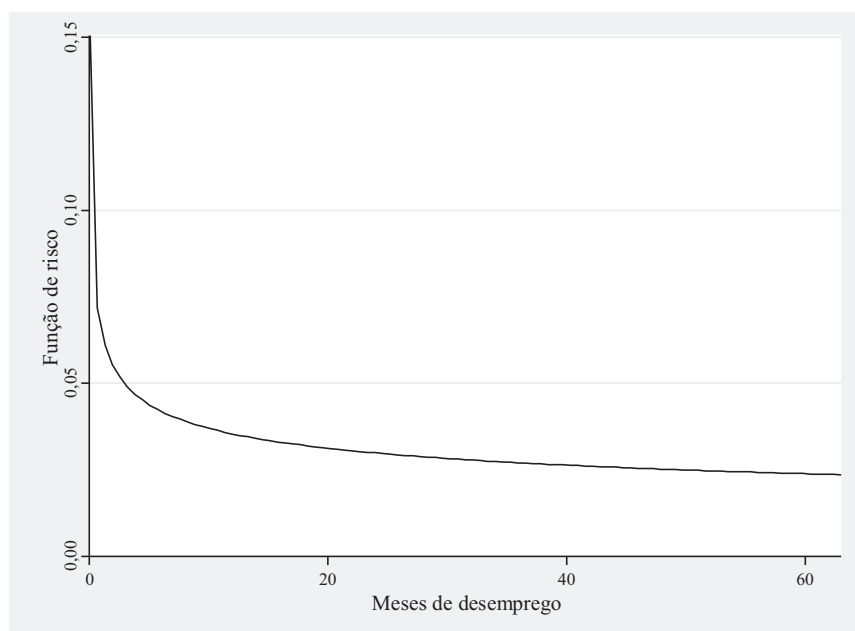
Os trabalhadores que foram demitidos do último emprego têm o risco de sair do

encontrados para as razões de risco em semi elasticidades do risco com relação às variáveis. Para tanto, é necessário subtrair o valor da razão de risco por 1 e multiplicar o resultado por 100.

desemprego 66,33% maior do que os não demitidos. Dessa forma, o resultado, embora confirme as evidências encontradas pelo método não paramétrico, não coincide com as conclusões de outros trabalhos.

O Gráfico 2 ilustra os resultados da Tabela 1. Percebe-se que a função de risco encontrada é decrescente em relação ao tempo de desemprego. A direção da curva de risco é consequência do valor obtido para o coeficiente $\rho = 0,7554$, o que indica que há dependência negativa de duração. Isso significa que, para um desempregado, a taxa instantânea de encontrar um emprego é reduzida conforme aumente sua permanência no desemprego. O resultado vai ao encontro do mostrado pela curva do estimador de Kaplan-Meier, pois mostra que o risco de deixar o desemprego se reduz com o tempo e, conforme foi dito anteriormente, embora a taxa de desemprego no Brasil tenha se reduzido no período analisado, entre as causas dessa redução está a saída do desemprego daqueles indivíduos que estavam nesse estado há poucos meses.

Gráfico 2 – Função de risco, distribuição Weibull, Brasil, 2002-2011



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego.

Para analisar o impacto do ambiente econômico na duração do desemprego metropolitano brasileiro, são incluídas quatro variáveis macroeconômicas à regressão da coluna (1) e a regressão (2) mostra o resultado dessa regressão, que também sugere que não há presença de heterogeneidade não observada. Quanto às características pessoais, a única alteração é o fato de a variável Nível 1 não ser estatisticamente significativa, indicando que o risco de saída do desemprego se reduz com o aumento dos anos de estudo. Para as variáveis macroeconômicas se tem que o aumento de 1% na taxa de desemprego reduz o risco de sair do desemprego em 6,81%. Estimou-se que um crescimento do Produto Interno Bruto de 1% aumenta o risco de sair do desemprego em 0,67%. A variável Remuneração indica que a cada R\$ 1,00 de aumento, o risco de sair do desemprego aumenta em 0,06%. E, por último, a variável INPC não foi significativa. Dessa forma, os resultados mostram que o aumento do risco de saída do desemprego para o emprego está associado à melhora dos fatores do ambiente econômico.

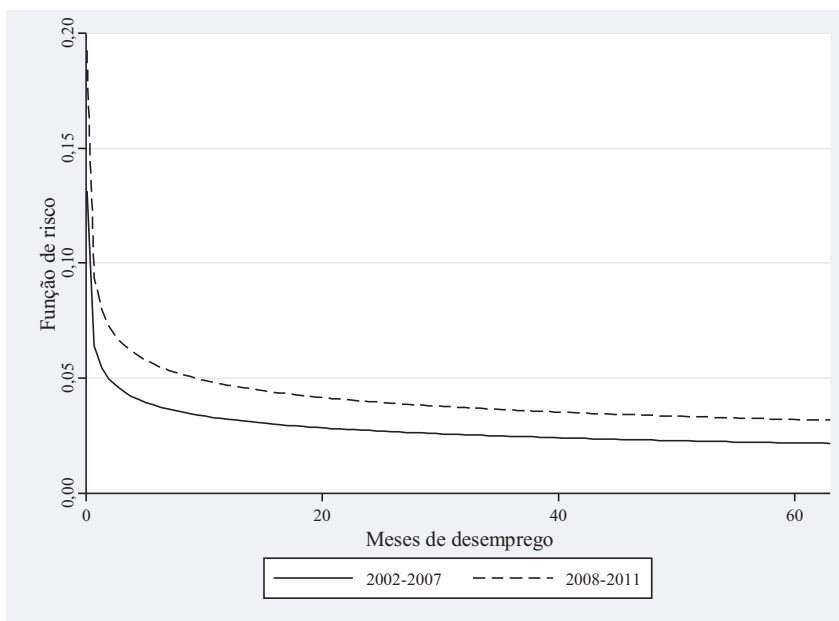
As estimativas para o modelo (3), com as características pessoais e as Regiões Metropolitanas, apontam que há uma forte presença de heterogeneidade não observada, pois a estatística χ^2 , que testa a hipótese de que o parâmetro θ é igual a zero, foi significativa. Conforme Portugal (2008), entre as fontes de heterogeneidade não observada na análise da duração podem ser citados os erros de medida na própria duração ou nos regressores, a omissão de variáveis relevantes e a inadequada forma funcional do modelo. Assim, em geral, esse problema poderia ser entendido como o caso dos modelos de efeitos aleatórios, como um erro de especificação. Desse modo, uma possível explicação para a presença de heterogeneidade não observada quando as variáveis binárias para distinguir as Regiões Metropolitanas são incluídas, seria a forma como foram incluídas, sugerindo que ainda há fatores omitidos correlacionados com essa diferença regional.

Ao analisar os resultados das características pessoais, com relação à raça/cor, a variável cor da pele, não foi significativa para nenhuma das regressões, sugerindo que não há diferença estatisticamente significativa no risco de saída do desemprego entre brancos e não brancos. Com relação às faixas etárias, houve uma redução na significância estatística dos resultados, apontando que para a maior parte das faixas etárias não há diferença no risco de saída do desemprego com a faixa de referência, com indivíduos de 16 a 19 anos de idade.

Para verificar a magnitude do diferencial de risco entre os períodos 2008-2011 e 2002-2007, foram estimados os valores mostrados na coluna (4), em que não se verifica a presença de heterogeneidade não observada. Os resultados indicam que o risco de deixar o desemprego no período 2008-2011 foi 46,38% maior do que no período anterior, conforme o Gráfico 3.

Por último, estimou-se uma regressão utilizando todas as variáveis, regressão (5), cujo resultado também indica a existência de heterogeneidade não observada, assim como na regressão (3).

Gráfico 3 – Função risco para o efeito dos anos, Brasil, 2002-2011



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego.

Em geral, os resultados mostram que desempregados têm mais dificuldade em encontrar um posto de trabalho aceitável, que são: mulheres, não brancos, não chefes de família, indivíduos que não tenham sido demitidos, aqueles que não estavam empregados formalmente no último emprego e os residentes nas regiões metropolitanas de Salvador e Rio de Janeiro. Além dessas características pessoais, regionais e do posto de trabalho anterior do indivíduo, importantes para a definição de seu salário de reserva, verificou-se que o ambiente macroeconômico também teve impacto estatisticamente significativo na duração do desemprego.

Por fim, foi possível notar que a duração do desemprego se reduziu, principalmente, do período 2002-2007 para o de 2008-2011, apesar das condições econômicas internacionais adversas, que tiveram origem na crise financeira de 2008.

4 Considerações finais

Este trabalho analisou o comportamento da duração do desemprego brasileiro no período de 2002 até 2011, que foi marcado pelo crescimento econômico do país, pela redução do nível de inflação, pelo aumento do rendimento médio dos trabalhadores e pela queda na taxa de desemprego. Foram usadas como base de dados a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e o método da análise de sobrevivência para estimação dos resultados.

O trabalho se baseou no modelo de busca por emprego, no qual a estratégia ótima dos indivíduos desempregados consiste na escolha do salário de reserva, que representa a remuneração mínima que esses indivíduos aceitarão para sair do desemprego para o emprego.

Inicialmente, os resultados obtidos pelo método não paramétrico evidenciaram que os indivíduos com menor probabilidade de permanência no desemprego são homens, brancos, chefes de família, demitidos no emprego anterior, com emprego anterior formal e residentes nas regiões de Belo Horizonte e Porto Alegre. Verificou-se ainda que a mediana da probabilidade de sobrevivência ocorre no 20º mês para o total da amostra; porém, ao analisar a função de sobrevivência, entre 2002 e 2011, constatou-se que a mediana foi reduzida de 24 meses em 2002 para oito meses em 2011.

As constatações obtidas pelo método paramétrico corroboram as do não paramétrico, com exceção dos resultados encontrados para as faixas etárias, para os quais o risco de saída é maior para os indivíduos com idade de 16-19 anos e menor para os indivíduos de 45-60 anos. Conforme esse método, ainda foi possível verificar que o desempenho do ambiente macroeconômico tem influência sobre a duração do desemprego, de modo que o risco de sair do desemprego aumenta com a redução da taxa de desemprego, com o aumento do crescimento do PIB e com o aumento da remuneração. Ademais, como foi mostrado, o risco de sair do desemprego aumentou significativamente no Brasil, a partir de 2008. Portanto, conclui-se que houve redução da duração do desemprego no período analisado, contribuindo para a redução da taxa de desemprego no país.

Encontrou-se evidência da presença de heterogeneidade não observada nas regressões, quando são incluídas as variáveis para distinguir as regiões metropolitanas. Assim, as características econômicas, políticas, sociais e culturais dessas regiões podem ser fatores explicativos da duração do desemprego e, principalmente, para o desenvolvimento de políticas públicas mais focalizadas. Afinal, os formuladores de políticas devem considerar as especificidades de cada região para que suas ações tenham o efeito desejado, no caso, a redução da duração do desemprego.

Referências

- ADDISON, J. T.; PORTUGAL, P. Unemployment duration: competing and defective risks. *IZA Discussion Papers* n. 350, Institute for the Study of Labor (IZA), 2001.
- ALLISON, P. D. *Survival analysis using SAS®: a practical guide*. Second Edition. Cary, NC, SAS Institute Inc. 2010.
- ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão da literatura com novas evidências para Belo Horizonte. *Nova Economia*. Belo Horizonte: UFMG/FACE/DCE, v. 16, n. 3, p. 375-406, set./out. 2006.
- BARROS, R. P.; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. *A estrutura do desemprego no Brasil*. Texto para discussão n. 478, IPEA. Rio de Janeiro, 1997.
- BORSIC, D.; KAVKLER, A. Modeling unemployment duration in Slovenia using Cox regression models. In: *Transition Studies Review*, Springer, v. 16, p. 145-156, Maio 2009.
- CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. *Labor Economics*. MIT Press Books, The MIT Press, 2004.
- CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. Desemprego: O custo da desinformação. In: *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 3, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, New York, 2005.
- CARVALHO, J. R.; OLIVEIRA, V. H. Salário de reserva e duração do desemprego no Brasil: uma análise com dados da pesquisa de padrão de vida do IBGE. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006, Salvador. XXXIV Encontro Nacional de Economia, 2006.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *Texto para discussão n. 897*, IPEA. Rio de Janeiro, 2002.
- DU, F.; YANG, J.; DONG, X. Why do women have longer unemployment durations than men in post-restructuring Urban China? *Working Papers PMMA2007-23*, PEP-PMMA. 2007.
- ECKSTEIN, Z.; VAN DEN BERG, G. J. Empirical labor search: a survey, *IZA Discussion Papers* n. 929, Institute for the Study of Labor (IZA). 2003.
- FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitan. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n. 1. 1999.
- FLORI, P. M. *Desemprego de jovens: um estudo sobre a dinâmica do mercado de trabalho juvenil brasileira*. Tese de Mestrado em Economia. São Paulo: FEA/USP. 2003.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. 7th Ed., Prentice Hall, 2012.
- KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, v. 25, p.646-679, Jun. 1988.
- KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. *Survival analysis: a self-learning text*. Series: Statistics for Biology and Health. 2ed., 2005.
- LÜDEMANN, E.; WILKE, R. A.; ZHANG, X. Censored quantile regressions and the length of unemployment periods in West Germany. *Empirical Economics*, v. 31. 2006.
- MARTÍNEZ, H. Cuánto duran los colombianos en el desempleo y el empleo: un análisis de supervivencia”, *Archivos de Macroeconomía*, Departamento Nacional de Planeación, Documento 236, 2003.
- MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 1, 2000.

- MEYER, B. D. Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, Econometric Society, v. 58 n. 4, p. 757-82, July, 1990.
- MONTE, P. A.; ARAÚJO JUNIOR, I. T. de; PEREIRA, M. L. O custo salarial da duração do desemprego para o trabalhador. *Nova Economia*. Belo Horizonte: UFMG/FACE/DCE, v. 19, p. 443-470, 2009.
- MONTE, P. A.; RAMALHO, H. M. de B.; PEREIRA, M. de L. O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. *Economia Aplicada* v.15, n.4, p. 613-639, 2011.
- MORTENSEN, D. T.; PISSARIDES, C. A. New developments in models of search in the labor market. *Handbook of Labor Economics*. In: O. Ashenfelter & D. Card (ed.). *Handbook of Labor Economics*, ed. 1, v. 3, cap. 39, p. 2567-2627, Elsevier, 1999.
- OLIVEIRA, V. H.; CARVALHO, J. R. Os determinantes da duração do desemprego no Brasil: uma análise com dados da pesquisa de padrão de vida do IBGE. In: XI Encontro Regional de Economia, 2006, Fortaleza. *Anais do XI Encontro Regional de Economia*. Fortaleza : Banco do Nordeste, 2006.
- OLIVEIRA, P. F. A.; CARVALHO JÚNIOR, J. R. A. Desigualdade de gênero na duração do desemprego e seus efeitos sobre os salários aceitos no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 40, N. 4, p. 833-849, out./dez. 2009.
- PENIDO, M.; MACHADO, A. *Desemprego: evidências da duração no Brasil metropolitano*. Texto para Discussão, n. 176, UFMG/Cedeplar. Minas Gerais, 2002.
- PEREIRA, M. L.; MONTE, P. A.; RAMALHO, H. M. B. Uma estimação do salário de reserva para a região Nordeste e o Brasil em 2006. In: Fórum do XIV Encontro Regional de Economia do Nordeste - ANPEC Regional, 2009, Fortaleza. XIV Encontro Regional de Economia do Nordeste, 2009.
- PISSARIDES, C. A. *Equilibrium unemployment theory*, 2nd Edition, MIT Press Books, The MIT Press, v.1, 2000.
- PORTUGAL, P. A duração do desemprego em Portugal. *Boletim Económico*. Lisboa, v.14, n. 4, p.59-77, 2008.
- RAMOS, L. *O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais*. Texto para Discussão, 1255. Rio de Janeiro, IPEA, 46 p. 2007.
- REIS, M.; AGUAS, M. *Duração do desemprego e transições para a inatividade e para o emprego: uma análise das características da busca por trabalho*. 2010. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000be0d38ce1d249da1f822ebef73cc4744.pdf>. Acesso em 13 de mar. de 2011.
- REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. Desemprego dos jovens no Brasil: os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 61 n. 4, Oct./Dec. 2007
- RODARTE, M.M. S.; BRAGA, T. S.; GARCIA, L. S. Desemprego de longa duração como corolário da década neoliberal: a evolução do desemprego metropolitano entre as décadas de 1990 e 2000. In: IX Encontro Nacional de Estudos do Trabalho - ABET, 2005, Recife - PE. *Anais do IX Encontro Nacional de Estudos do Trabalho - ABET*, 2005.
- ROED, K.; JENSEN, P.; THOURSIE, A. Unemployment duration and unemployment insurance: a comparative analysis based on Scandinavian micro data. *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, v.60, p.254-274, 2008.
- ROED, K., ZHANG, T. Unemployment duration and economic incentives - a quasi random - assignment approach," *European Economic Review*, Elsevier, v. 49, p.1799-1825, 2005.
- ROSE, G.; ORDINE, P. Overeducation and unemployment spells' duration. *Procedia*

Social and Behavioral Sciences, v. 9, 2010.

TANSEL, A.; TASCI, H. M. *Hazard analysis of unemployment duration by gender in a developing country: the case of Turkey*. IZA Discussion Papers 4844, Institute for the Study of Labor (IZA). 2010.

THEODOSSIOU, I.; ZAROTIADIS, G. Employment and unemployment duration in less developed regions. *Journal of Economic Studies*. v. 37, n. 5. 2010.

VAN DEN BERG, G. J.; Search behaviour, transitions to nonparticipation and the duration of unemployment. *Research Memorandum* 338, Tilburg University, Faculty of Economics and Business Administration, 1988.

VAN DEN BERG, G. J.; LINDEBOOM, M.; DOLTON, P. J. *Survey non-response and unemployment duration*. IZA Discussion Papers, n. 1303, Institute for the Study of Labor (IZA), 2004.

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