



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 11, n. 3, pp. 272-292, 2017

<http://www.revistaaber.org.br>

**ANÁLISE DA DURAÇÃO DO DESEMPREGO PARA OS PROVEDORES DAS
FAMÍLIAS: UMA INVESTIGAÇÃO COM FOCO NAS REGIÕES METROPOLITANAS
BRASILEIRAS (2002-2015)***

Clauber Eduardo Marchezan Scherer

Doutorando em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: clauberscherer@yahoo.com.br

Danyella Juliana Martins de Brito

Doutoranda em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: danyjbrito@hotmail.com

Cassiano Ricardo Dalberto

Doutorando em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: cassianord@gmail.com

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

Professora Associada no Centro de Desenvolvimento e Planejamento
Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: ahermeto@cedeplar.ufmg.br

RESUMO: A partir dos microdados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), entre março de 2002 e dezembro de 2015, investiga-se de que forma o perfil dos chefes de família que buscam emprego impacta nas suas chances de alocação no mercado de trabalho. Para isso, são utilizados modelos de duração, que, como principal vantagem, levam em conta na probabilidade de transição, além das características individuais, o tempo decorrido de desemprego. A fim de identificar disparidades regionais no mercado de trabalho, a investigação é conduzida com foco nas principais regiões metropolitanas do país. Da análise, observou-se que diferenças regionais nas chances de alocação se mantêm mesmo depois de controladas características individuais. Além disso, foi possível captar um efeito cíclico da economia brasileira, a qual de 2002 a 2011 mostrou melhoras nas chances de alocação, para então apresentar uma reversão, evidenciando fragilidades do seu mercado de trabalho.

Palavras chaves: Duração do desemprego; Chefes; Brasil.

Classificação JEL: C41; J64; R23.

ABSTRACT: Using data from the Monthly Employment Survey (PME) between March 2002 and December 2015, this paper seeks to investigate how the profile of householders looking for employment affects their odds of allocation in the labor market. To do that, proportional hazard models were used, which, as the main advantage, consider in the probability of transition both individual characteristics and the elapsed time of unemployment. To identify possible regional disparities in the Brazilian labor market, this research focus is on the main metropolitan regions of the country. As result, it highlights regional differences in the odds of allocation that remains even after controlled individual characteristics. Similarly, it was possible to capture a cyclical effect of the Brazilian economy, which from 2002 to 2011 showed improvements in the chances of allocation, and then presented a reversal, showing a weakness in its labor market.

Keywords: Unemployment time; Householder; Brazil.

JEL Code: C41; J64; R23.

*Recebido em: 05/02/2017; Aceito em: 02/06/2017.

1. Introdução

O ano de 2015 foi marcado por uma evidente piora no mercado de trabalho. De acordo com dados da Pesquisa Mensal do Trabalho (PME), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016), o desemprego nas seis principais regiões metropolitanas do país passou de 5,4% em janeiro de 2015 para 7,6% em janeiro de 2016, ao mesmo tempo em que o rendimento médio habitual da população ocupada declinou 6,02% em tal período. Além disso, desde 2011, a desigualdade de renda parou de cair, houve um aumento do número de famílias na extrema pobreza e os últimos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua de 2015 confirmam um aumento da polarização da oferta de trabalho familiar. Esses resultados são constatados em um cenário em que, até o momento, não eram observadas perspectivas de melhora para 2016.

Diversos fatores permitiram o maior crescimento econômico na década de 2000. Os ganhos de produtividade em diversos setores – tais como o agronegócio e alguns setores de serviços –, as reformas no mercado de crédito, a estabilidade macroeconômica e a expansão da economia mundial foram aspectos decisivos para o maior crescimento da renda e do emprego nesse período (ALMEIDA; LISBOA; PESSOA, 2015). Nesse cenário, a expansão das políticas de transferência de renda juntamente com os aumentos do salário mínimo em um mercado de trabalho em crescimento contribuíram para a redução da desigualdade de renda. Porém, com a crise de 2008, ocorreu uma desaceleração da economia mundial e, no caso do Brasil, segundo Almeida, Lisboa e Pessoa (2015), tem-se uma situação de crescente desequilíbrio macroeconômico, que é reforçada pela queda de produtividade e pela intervenção pública equivocada em diversos setores da economia, tendo como resultado da desaceleração a queda de renda e do emprego.

Nesse sentido, o cenário que se coloca é preocupante, uma vez que o desemprego tem efeitos deletérios sobre os indivíduos e suas famílias que ficam privados de sua fonte de renda habitual e precisam procurar por alternativas que garantam o sustento familiar. Esse impacto será tanto pior quanto mais tempo o trabalhador ficar desempregado: não somente ele e sua família passarão por mais dificuldades financeiras, como eventualmente ele pode ser obrigado a aceitar um emprego inferior e/ou incompatível com suas habilidades (*mismatch*).

Isso por que a duração do desemprego reflete condições do mercado de trabalho, de modo que, em momentos de expansão do emprego e da renda, a tendência é a de que os trabalhadores desempregados fiquem menos tempo em tal situação, conseguindo inserir-se mais rapidamente em um novo posto. Por outro lado, momentos de crise são acompanhados não somente pela elevação do desemprego, mas também pela duração desse (PISSARIDES, 1992; BLANCHARD; DIAMOND, 1994). Assim, especialmente em momentos de crises, é possível que indivíduos há mais tempo sem conseguir emprego enfrentem maior rejeição no mercado de trabalho, bem como podem entrar em situação de desalento, quando desistem de continuar procurando um trabalho, muito embora continuem desejando-o (LONG, 1953).

Os impactos do desemprego e de sua persistência são especialmente graves ao afetarem os chefes de família, isto é, aqueles indivíduos que se declaram como os principais provedores dessas (WOYTINSKI, 1940; SPLETZER, 1997). O desemprego do chefe, ao ocasionar uma mudança na restrição orçamentária domiciliar, pode forçar outros membros do grupo familiar a procurar inserção no mercado de trabalho, situação que, possivelmente, apenas mitiga a redução de rendimentos, visto que os demais familiares provavelmente não estavam anteriormente no mercado de trabalho por terem uma perspectiva menor de rendimentos do que o chefe, o qual tende a ser o indivíduo com maior capital humano da família, sendo essa situação mais grave no caso de jovens que acabam trocando estudo por trabalho, sacrificando o longo pelo curto prazo. (SPLETZER, 1997; FERNANDES; FELÍCIO, 2005; GONZAGA; REIS, 2011; BREDTMANN; OTTEN; RULFF, 2014; AYHAN, 2015).

Diante disto, analisar tal fenômeno pode ajudar não apenas a caracterizar e contextualizar a evolução do mercado de trabalho, mas também a compreender quais fatores estão relacionados a ele, através da identificação de quais grupos são mais afetados por tal condição. Assim, este artigo tem como objetivo analisar a duração do desemprego dos indivíduos que se declaram como principais

provedores dos domicílios nas principais regiões metropolitanas brasileiras¹, no intervalo que vai de 2002 a 2015, avaliando, para isso, os diferenciais regionais por meio das regiões metropolitanas, bem como os diferenciais que emergem como resultado dos perfis de provedores que procuram emprego.

Além disso, por abranger tanto a década de 2000, período de crescimento do país e melhora dos indicadores sociais e do emprego, como também um período após 2010, momento em que se verifica uma desaceleração desse desempenho culminando com a conflagração da atual crise, este estudo permite, também, a avaliação da dinâmica de duração ao longo do tempo, possibilitando, assim, a investigação dos efeitos dos diferentes ciclos econômicos sobre o mesmo.

A análise ora proposta é realizada através dos dados da PME, que permitem acompanhar coortes de indivíduos ao longo de intervalos de tempo e, eventualmente, observar a transição imediata (de um mês para o outro) desses de uma situação de desemprego para o emprego. Assim, é possível modelar a duração do desemprego, em meses, através de modelos de análise de sobrevivência, comumente denominada na economia de análise de duração. Tal método permite obter estimativas das chances de os indivíduos encontrarem emprego em cada período de tempo, bem como verificar as diferenças nessas probabilidades de acordo com características individuais e localização.

Para isso, além desta introdução, este artigo contém mais cinco seções. A seção dois apresenta uma revisão da literatura a respeito da duração do desemprego em uma perspectiva nacional e internacional; a seção três contém uma descrição da metodologia e da base de dados utilizada; na quarta seção são apresentadas as análises descritivas, seguida da seção cinco que traz os resultados obtidos, bem como uma discussão desses; enquanto a sexta e última seção traz as considerações finais.

2. Duração do desemprego no Brasil e no mundo: principais evidências

Quando o fenômeno do desemprego é considerado, os modelos de busca por emprego são os mais utilizados nas aplicações empíricas que tentam compreender as condições de busca, as características do indivíduo nessa conjuntura e os aspectos da transição desses para a situação de emprego (NICKELL, 1979; FOLEY, 1997; LANCASTER, 1979; VAN DER BERG; VAN OURS, 1996; CHUANG, 1999). Nos modelos de busca por emprego, o desemprego não é afetado apenas pelo ambiente macroeconômico ou pelo desempenho da atividade econômica, mas também por aspectos pessoais daqueles indivíduos à procura de uma ocupação. Assim, tais modelos focam nas condições de busca e nas características pessoais dos indivíduos desempregados para explicar os motivos desse *status* (PENIDO; MACHADO, 2003; ANTIGO; MACHADO, 2006).

Deve-se levar em conta ainda, conforme destacado por Layard, Nickell e Jackman (1991), que o desemprego depende também da efetividade de busca do desempregado e não apenas das pressões salariais do sistema. Assim, são considerados os fatores que afetam a velocidade com que o indivíduo desempregado encontra um emprego. A partir de uma função contratação tem-se que o número de indivíduos que deixam a situação de desemprego, em cada período, depende do número de postos de trabalho existentes na economia, bem como do número de indivíduos que efetivamente estão em busca de emprego.

Na teoria de busca por emprego, a obtenção de um posto de trabalho está associada às características individuais e ao grau de competição por vagas de emprego. Enquanto os fatores individuais dependem fortemente do rendimento relativo e dos atributos pessoais, o grau de competição no mercado de trabalho depende das variáveis agregadas macroeconômicas. Logo, é possível concluir que, tal como os efeitos macroeconômicos tendem a explicar a incidência dos indivíduos no desemprego, os fatores individuais focam mais na explicação da duração média do desemprego (ANTIGO; MACHADO, 2006).

Pissarides (1992) mostra que, se os indivíduos desempregados perdem um pouco de suas habilidades durante a situação de desemprego, o emprego agregado pode apresentar persistência que

¹ São consideradas as principais regiões metropolitanas do Brasil aquelas seis cobertas pela PME, a citar, São Paulo, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Recife e Salvador.

sobrevive tanto à duração do choque como à duração máxima do desemprego. Assim, a firma prefere os indivíduos que estão desempregados por um tempo menor. Considerando um modelo de busca, o autor argumenta que um choque negativo no emprego, o qual reduz a contratação em um dado período, gera em alguma medida uma deterioração das habilidades dos trabalhadores, o que os torna menos atraentes para as empresas, desencorajando a abertura de novas vagas pelas firmas no próximo período e, conseqüentemente, prolongando a duração do desemprego.

Ainda segundo o mesmo autor, quando os trabalhadores são homogêneos após a entrada, as probabilidades de emprego podem cair por duas razões. Em primeiro lugar, os empregadores podem discriminar os desempregados de longa duração, preferindo contratar um trabalhador desempregado há menos tempo disponível no mercado de trabalho e, segundo, a intensidade de busca pode cair com a duração. Assim, a perda de habilidades durante o desemprego também faz com que a probabilidade de que o desempregado se desloque para a situação de emprego caia, na medida em que a sua duração no desemprego aumente (duração-dependência na probabilidade de deixar o desemprego).

Em uma abordagem análoga, Blanchard e Diamond (1994) argumentam que as decisões de contratação das firmas são afetadas unicamente pela duração do desemprego, isto é, as firmas possuem uma preferência explícita por contratar primeiro os trabalhadores que se encontram desempregados há pouco tempo. Nessa situação, há uma tendência de que o trabalhador que sobrevive há mais tempo no desemprego fique mais estigmatizado.

A literatura empírica internacional que utiliza a teoria de busca para análise duração do desemprego é bastante diversificada. Dentre os principais estudos, pode-se destacar os de Nickell (1979), Foley (1997), Lancaster (1979), Van der Berg e Van Ours (1996), Van der Berg e Van Ours (1998), Chuang (1999). Na literatura nacional, o estudo empírico pioneiro sobre duração do desemprego foi o de Bivar (1993). A autora estima a duração esperada do desemprego na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), especificamente para o período de 1983 a 1990, utilizando, para isso, os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Os resultados de Bivar (1993) indicam que a duração média das ocorrências completas de desemprego, estimada pelo processo markoviano, é de 1,63 mês, enquanto a estimativa do modelo semimarkoviano é de 6,20 meses. Além disso, há evidências de que o sexo dos indivíduos afeta na transição para o emprego.

Nesse contexto, é importante distinguir os processos markovianos e semimarkovianos. Em síntese, o primeiro assume que o período temporal de permanência na situação de desemprego não afeta a probabilidade de saída dessa situação, enquanto o segundo considera a duração-dependência, de forma que utiliza um estimador Kaplan-Meier² para obtenção da função risco. É importante observar essa diferença entre os dois processos, uma vez que as probabilidades de transição possivelmente não permanecem constantes ao longo da situação de desemprego.

Menezes Filho e Picchetti (2000), também através da PME, porém usando o ano de 1997, encontram uma duração média do desemprego de 6,64 meses para RMSP, através do estimador não paramétrico de Kaplan-Meier. Tais autores avançam ao analisar um modelo semiparamétrico de Cox, através do qual eles notam que a duração esperada do desemprego é maior para os indivíduos mais velhos, os classificados como não chefes do domicílio, os mais educados, os que não se demitiram voluntariamente do último emprego (logo, foram demitidos), os que não possuem experiência de trabalho, dentre outros aspectos. Nota-se também, por meio de um modelo paramétrico no qual se assume uma distribuição log-logística, que a taxa de saída do desemprego é mais acentuada no período inicial da situação de desemprego, mais especificamente, até o sexto mês em que o indivíduo está desempregado.

Com o intuito de realizar um estudo geograficamente mais abrangente do Brasil, Penido e Machado (2003), utilizando os microdados da PME para o ano de 1999, analisam a duração esperada do desemprego em todo o território metropolitano coberto pela PME. As autoras percebem, através do estimador de Kaplan-Meier, que a probabilidade de o indivíduo permanecer na situação de desemprego por pelo menos 6 meses é de 48,83%, bem como observam uma probabilidade de 25,10%

² O estimador de Kaplan-Meier é uma estatística não paramétrica que permite a mensuração das chances de sobrevivência em um estado ao longo do tempo, o que possibilita a construção de curvas de sobrevivência.

dele permanecer no estado de desemprego por pelo menos 1 ano. Ainda, tais autoras observam uma duração estimada média de aproximadamente 10 meses e seus modelos paramétricos de duração indicam que os indivíduos com primeiro grau completo, maior tempo de não trabalho, na condição de filho e residente da região metropolitana do Rio de Janeiro possuem menor probabilidade de encontrar um novo posto de trabalho. Por outro lado, os indivíduos que nunca trabalharam de maneira remunerada, não receberam FGTS no último emprego, residentes das regiões metropolitanas de Recife, Salvador e Belo Horizonte apresentaram maiores chances de sair do desemprego.

Antigo e Machado (2006), utilizando a mesma base de dados, analisam a permanência no estado de desemprego na Região Metropolitana de Belo Horizonte entre 1997 e 2001. As autoras constataam que o fenômeno do desemprego é afetado tanto por fatores individuais, como também por fatores atrelados ao nível de atividade econômica. Com isso, elas confirmam o predito pelos modelos de busca de emprego. Em relação às características individuais, há uma maior incidência de jovens e mulheres na situação de desemprego, logo, esses grupos são mais afetados em termos de duração. Porém, a maior incidência desses grupos na situação de desemprego afeta mais o comportamento do desemprego do que o longo período de permanência propriamente dito.

Dentre os estudos mais recentes com a PME para o Brasil, pode-se citar o de Reis e Aguas (2014), que conduzem uma análise de duração através da qual observam a transição do desemprego para o emprego – formal ou informal – e do desemprego para a inatividade. Dentre vários resultados interessantes, vale destacar que o aumento do tempo de desemprego eleva as probabilidades de transição para todos os estados examinados. Além disso, eles constatam que há uma maior propensão dos indivíduos desempregados há mais tempo a transitarem para um emprego formal ou informal, mas também a abandonarem a força de trabalho.

Já Reis (2015) investiga o processo de transição exclusivamente dos jovens, do desemprego para o primeiro emprego. As trajetórias desses são comparadas com as trajetórias dos jovens na mesma faixa etária que já tiveram emprego anteriormente e com as trajetórias dos indivíduos mais velhos, com idade entre 25 e 60 anos. Ambos os grupos de comparação possuem alguma experiência no mercado de trabalho. O autor notou que a experiência prévia no mercado de trabalho influencia positivamente na probabilidade de encontrar emprego. Os resultados também indicam que, ao considerar empregos de melhor qualidade, a dificuldade relativa dos jovens em busca do primeiro emprego é ainda maior.

Em síntese, nota-se, por essa breve revisão dos estudos empíricos nacionais, que ainda há uma certa carência de estudos com o enfoque nos provedores dos domicílios, bem como em um período de cobertura mais longo, o que é algo extremamente relevante, especialmente em períodos de crise econômica. Uma vez que o desemprego do chefe tem impacto proeminente sobre a vulnerabilidade da família, analisar sua dinâmica é fundamental tanto para poder compreender melhor o contexto e o desempenho do mercado de trabalho, quanto para guiar tomadas de decisão no âmbito político.

3. Metodologia

Neste estudo, procura-se investigar a mudança de *status* na força de trabalho – do desemprego para ocupação – de indivíduos chefes de famílias que declararam estar à procura de emprego a partir das entrevistas da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) para as seis regiões metropolitanas que compõem a amostra – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Porto Alegre e Belo Horizonte. São utilizadas informações entre março de 2002 e dezembro de 2015.

Como o acompanhamento do entrevistado se dá por mês, é possível observar a taxa imediata de transição – de um mês para outro – daqueles que deixaram a condição de desempregado. Essa característica amostral torna viável a aplicação de técnicas de Análise de Duração, que ajudam a identificar como as características individuais influenciam na probabilidade de transição do desemprego para o emprego. Assim, as informações da PME são comumente utilizadas em trabalhos empíricos de análise de duração do desemprego no Brasil (PENIDO; MACHADO, 2003; ANTIGO; MACHADO, 2006; REIS; AGUAS, 2014). O diferencial deste estudo em relação aos demais está no

fato de que será analisada a duração para os chefes de família em um período relativamente longo, que abrange momentos diversos da economia brasileira em sua trajetória nos últimos 14 anos.

3.1. Base de dados utilizada

A PME caracteriza-se como uma pesquisa de painel rotativo, uma vez que os domicílios entrevistados são acompanhados ao longo de 16 meses, porém, de forma descontinuada, isto é, são realizadas quatro entrevistas consecutivas e, então, o domicílio fica fora da entrevista por oito meses para, então, retornar à amostra por mais quatro. Dessa forma, a cada mês, aproximadamente 1/8 dos domicílios entrevistados estão na pesquisa pela primeira vez. Dado esse caráter rotativo, geram-se problemas de atrição na base, pois, por exemplo, as pessoas podem mudar de residência, migrar ou falecer e, com isso, deixar de participar da amostra.

Nos modelos de análise de duração, o foco se dá sobre a transição de um indivíduo entre dois estados em períodos imediatamente subsequentes. Diante do exposto, foram mantidos na base apenas aqueles indivíduos para os quais foi possível fazer um acompanhamento de, no mínimo, dois meses em um período que vai de março de 2002 a dezembro de 2015.

Foram consideradas na amostra as informações referentes àqueles residentes das seis regiões metropolitanas contempladas pela PME que se declararam chefes (provedores do domicílio), com idade entre 24 e 65 anos e que afirmaram estar à procura de emprego. A base final de dados compreende 91.947 informações. A variável de duração do desemprego – que possui um intervalo de 1 a 60 meses – é definida como o tempo que um chefe sem trabalho declarou estar à procura de um emprego³.

Neste estudo, buscou-se realizar uma análise de duração sob um enfoque regional a fim de averiguar se existe um componente estrutural no período, de modo que, controladas características observáveis para residentes das diferentes regiões metropolitanas de cobertura da pesquisa, existe um diferencial nas chances de obtenção de empregos. Além disso, em função do período de cobertura analisado ser relativamente longo, avalia-se o componente cíclico dentro da economia brasileira.

3.2. Análise de duração

O interesse central do trabalho reside em modelar a probabilidade de que uma pessoa desempregada que esteja buscando emprego por (t) meses encontre um emprego exatamente no período $(t + 1)$. Dito de outra forma, procura-se modelar a probabilidade de uma pessoa desempregada encontrar trabalho, condicionada ao tempo de duração dessa procura e controlado pelas suas características observáveis.

Seguindo o desenvolvimento proposto por Cameron e Trivedi (2005), a duração em um estado é uma variável aleatória não negativa, aqui denotada por T , e assume-se que tal variável é contínua⁴, em que os tempos nos quais os eventos ocorrem sejam realizações de processos aleatórios. Sendo $F(t)$ a função de distribuição acumulada de T , e sua função de densidade $f(t) = dF(t)/dt$, então, a probabilidade que a duração seja menor que t é dada por:

$$F(t) = \Pr[T \leq t] \text{ de forma que } F(t) = \int_0^t f(s)ds \quad (1)$$

Complementarmente, a função de sobrevivência, a qual fornece a probabilidade de que um indivíduo permaneça no estado inicial além de t , será definida por:

³ Para uma descrição mais detalhada de todas as variáveis utilizadas no estudo, ver Quadro A.1 no Apêndice.

⁴ Apesar de as observações serem discretas – número de meses – o processo subjacente é contínuo, de forma que pode-se assumir essa hipótese sem grandes prejuízos. Uma consequência dessa escolha é conhecida como o problema de *tied data*, que se dá quando falhas múltiplas ocorrem em um determinado ponto do tempo. Isso acontece porque se agrupam no mês fenômenos subjacentes aos dias e horas específicas.

$$S(t) = \Pr[T > t] \text{ de forma que } S(t) = 1 - F(t) \quad (2)$$

Assim, se todos os indivíduos expostos ao risco de transição eventualmente transitam, tem-se que $S(\infty) = 0$, de forma que $F(\infty) = 1$ e $F(0) = 0$. Em outros termos, nesse caso, há uma probabilidade de 100% de que em algum momento ($T \leq \infty$) o indivíduo irá transitar para o emprego, ao passo que a probabilidade de ele permanecer sempre desempregado é nula.

Adicionalmente a isso, a função de risco, a qual especifica a distribuição de t , mostra a probabilidade instantânea de deixar um estado condicionado ao tempo de sobrevivência. A função de risco é, portanto, definida como:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + \Delta t | T \geq t]}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln(S(t))}{dt} \quad (3)$$

Da função de risco, obtém-se a função de risco acumulada, que é dada por:

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s) ds = -\ln S(t) \text{ onde } S(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u) du\right) \quad (4)$$

Vale notar que a função de risco e, por consequência, a função de risco acumulada, descrevem as taxas condicionais de ocorrência do evento, de forma que seus resultados apontam a probabilidade por unidade de tempo, o que faz com que esses valores calculados não sejam probabilidades, mas sim taxas (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Cabe, então, desenvolver técnicas robustas para as funções de sobrevivência e risco, a fim de obter, dentre outras informações importantes, as taxas de transição por unidade de tempo. Nesse contexto, surgem os modelos de Análise de Duração, os quais se distinguem em função do grau de parametrização da função de risco.

Um estimador intuitivo da função de risco é o número de transições em j , dividida pelo número de observações expostas ao risco de transição até o momento imediatamente anterior a j .

$$\hat{\lambda}_j = \frac{d_j}{r_j} \quad (5)$$

As estimações não paramétricas são muito úteis para uso descritivo, além de serem informativas acerca da forma da função de risco não condicionada. O estimador de Kaplan-Meier insere-se nesse grupo de estimadores e, utilizando-se a intuição de (5), estabelece-se uma função de sobrevivência estimada dada por:

$$\widehat{S}(t) = \prod_{j|t_j \leq t} (1 - \hat{\lambda}_j) = \prod_{j|t_j \leq t} \frac{r_j - d_j}{r_j} \quad (6)$$

Os métodos de estimação semiparamétricos não requerem uma especificação completa das funções de distribuição. Inserido nessa classe está o modelo de Cox de Razão de Riscos (COX, 1972; COX, 1975), no qual o estágio inicial da estratégia de estimação propõe uma forma funcional para a razão de risco dada por:

$$\lambda(t|x, \beta) = \lambda_0(t)\phi(x, \beta) \quad (7)$$

Nota-se que, em (7), a função de risco é desmembrada em dois termos, mais especificamente $\phi(x, \beta)$, que é função unicamente dos regressores x , e $\lambda_0(t)$, chamado de *risco de base*, que é função unicamente de t . Assim, é possível utilizar um processo de estimação dos β_s que não requer estimação simultânea da função de risco de base $\lambda_0(t)$, de forma que não são necessárias hipóteses sobre

distribuição de probabilidade da função de tempo de sobrevivência. Vale notar ainda que o modelo consegue lidar com casos de censuras independentes, censuras à direita e *tied data*⁵.

Dado que para os resultados estimados as interpretações dos coeficientes tornam-se mais fáceis, assume-se que $\phi(x, \beta) = \exp(x', \beta)$, de forma que:

$$\lambda_i(t|x, \beta) = \lambda_0(t)\exp(x_{il}', \beta_k) \tag{8}$$

Assim, para um indivíduo i , o seu risco no tempo será dado pelo produto entre uma função de risco de base e uma função de covariadas observadas em exponencial. Tomando logaritmo de ambos os lados:

$$\log \lambda_i = \alpha(t) + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} \text{ onde } \alpha(t) = \lambda_0(t) \tag{9}$$

Os β_s são obtidos a partir da maximização da Função de Verossimilhança Parcial proposta por Cox (1975), em que o produto conjunto de $\Pr[T_j = t_j | j] \in R(t_j)$, sendo $R(t_j)$ o conjunto de observações expostos ao risco no tempo imediatamente anterior a t_j através das k mudanças de estado ordenadas a partir de seu tempo de duração. Assim:

$$\ln L_p(\beta) = \sum_{i=1}^N \delta_i [\ln \phi(x_i, \beta) - \ln(\sum_{l \in R(t_i)} \phi(x_l, \beta))] \tag{10}$$

em que $\delta_i = 1$ para casos não censurados e 0 nos outros casos. Assim, β_i mede o efeito de cada variável x_i na função de risco, de forma que a interpretação de um regressor j que tem uma variação unitária, *ceteris paribus* aos demais, será dada por $\exp(\beta_j)\lambda(t|x, \beta)$ e a mudança no risco será medida por $1 - \exp(\beta_j)$.

O modelo de riscos proporcionais implica que o risco de um indivíduo i com características observadas X^* é uma proporção fixa do risco para outro indivíduo j com características X . Ao serem cancelados os termos $\lambda_0(t)$, obtém-se uma razão de risco que é constante ao longo do tempo, conforme:

$$\frac{\lambda_i(t|x^*, \beta)}{\lambda_j(t|x, \beta)} = \frac{\lambda_0(t)\exp(x_{il}^*, \beta_k)}{\lambda_0(t)\exp(x_{jl}', \beta_k)} = \theta \tag{11}$$

Vale observar que nesses modelos a unidade de análise não é o evento em si, mas sim as trajetórias, observando-se as durações e as transições. Assim, o interesse principal é a ocorrência de eventos, ou taxas de transições, e a acumulação de tempo em risco, ou duração, até (e incluindo) a ocorrência do evento ou censura.

No estudo aqui desenvolvido, o evento de interesse é a transição dos chefes de família desocupados, que declararam estar procurando emprego, para um novo estado ocupacional, isto é, a ocupação. Tal mudança é situada no tempo, em que meses de procura correspondem à exposição ao risco e conseguir emprego implica a transição ou falha⁶. Vale notar que foram utilizados apenas dados referentes àqueles chefes que realizaram apenas uma transição, de modo que são desconsiderados os casos em que há rotatividade de empregos do mesmo indivíduo no período de cobertura.

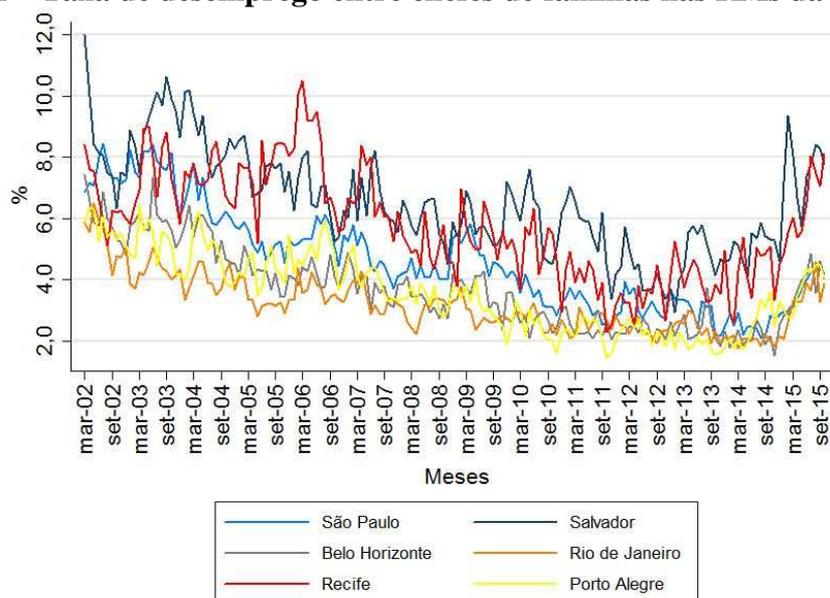
⁵ Os três tipos de censura que os dados podem sofrer são: censura à esquerda, quando a transição ocorre antes do tempo inicial de observação; censura de intervalo, quando a transição ocorre dentro do período analisado, mas não tem como ponto inicial o valor zero; e censura à direita, quando a transição não ocorre até o término da observação do evento. Quando o processo de geração de censura é dado de maneira aleatória, ou não informativa, diz-se que a censura é independente.

⁶ Tradicionalmente, em análise de sobrevivência, o termo “falha” indica a mudança de estado, isto é, que o indivíduo falhou em permanecer (sobreviver) no estado original e transitou para o estado alternativo. No presente caso, portanto, a “falha” significa apenas que a pessoa transitou do desemprego para o emprego.

4. Análise descritiva

De modo a observar preliminarmente o comportamento do emprego no período considerado, a Figura 1 apresenta as taxas de desemprego entre chefes de família para as regiões metropolitanas ora abordadas. Nela, é possível notar duas fases, com tendências claramente distintas entre si: a primeira vai do início do período, em março de 2002, até o final de 2013, intervalo em que a taxa de desemprego segue uma tendência geral declinante; a segunda, por sua vez, se dá a partir dos primeiros meses de 2014 até o final do período, em que o desemprego passa a crescer, revertendo a tendência anterior e atingindo patamares próximos àqueles que existiam entre os anos de 2006 e 2007.

Figura 1 – Taxa de desemprego entre chefes de famílias nas RMs da PME (%)



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

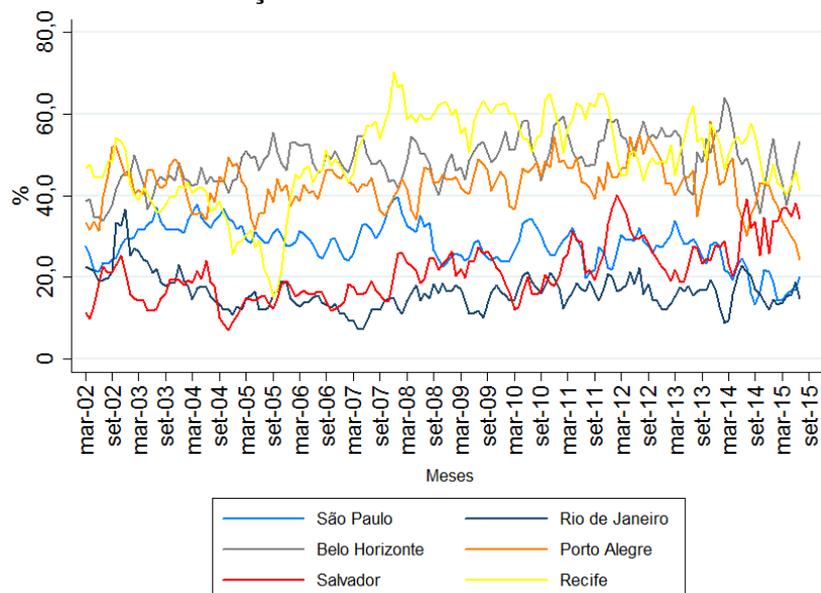
No gráfico, também é possível observar que Recife e Salvador tendem a apresentar taxas de desemprego dos chefes consideravelmente mais elevadas do que as demais regiões metropolitanas em todo o período, sendo que essa diferença tende a se amenizar à medida que o desemprego cai, de forma que, entre 2012 e 2013, ambas as RMs estão mais próximas das demais. No entanto, a diferença volta a crescer no período seguinte, à medida que o desemprego passa a aumentar. Além disso, Recife e Salvador apresentam maior volatilidade na variação do desemprego dos chefes, alternando quedas mais abruptas com crescimentos mais acelerados em relação às demais metrópoles. Tal variabilidade pode ser um indício de que essas duas regiões metropolitanas são as mais sensíveis a choques externos dentre o conjunto analisado.

As menores taxas de desemprego, por sua vez, tendem a ocorrer em Belo Horizonte, Porto Alegre e Rio de Janeiro, com São Paulo ocupando uma posição intermediária. Convém notar que as diferenças entre as taxas de desemprego de chefes em tais regiões apresentaram uma propensão a se mitigar ao longo do período, sobretudo após a mudança de tendência que ocorre a partir de 2014. As quatro Regiões Metropolitanas atingem seus pontos de mínimo, em torno de 2%, em fins de 2013, e, a partir de então, passam a apresentar um comportamento razoavelmente homogêneo, subindo até um patamar de cerca de 4% ao final de 2015. Este fato pode sugerir que os mercados de trabalho dessas metrópoles, no final do período analisado, estavam operando em condições mais similares entre si em relação ao início do período.

A Figura 2, por sua vez, apresenta os resultados dos números de transições dos chefes que procuravam empregos ao longo do tempo para as regiões metropolitanas de cobertura da PME. Em

função da grande variabilidade, foram utilizadas médias móveis trimestrais, a fim de deixar mais claras as tendências gerais.

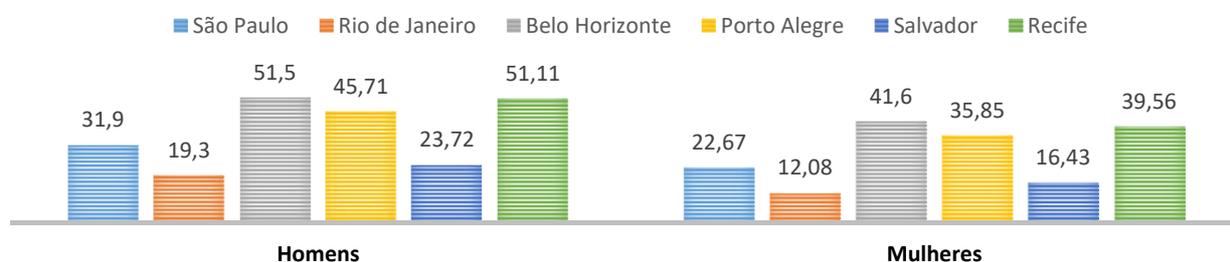
Figura 2 – Taxa de transição entre chefes de famílias nas RMs da PME (%)



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

No que diz respeito ao sexo, nota-se pela Figura 3 que os homens chefes possuem maiores chances de encontrar emprego em todas as regiões metropolitanas da pesquisa em relação às mulheres chefes. Essa diferença varia entre cerca de sete pontos percentuais, no Rio de Janeiro e em Salvador; até aproximadamente dez pontos percentuais em Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife. Também observa-se que, para ambos os gêneros, as maiores proporções de transições de indivíduos que procuravam emprego estão nessas três Regiões Metropolitanas. Por outro lado, as menores proporções de transições encontram-se no Rio de Janeiro, seguido por Salvador. Vale destacar ainda que, para os homens, em torno da metade dos que procuravam emprego conseguiu fazer a transição ao longo do período da pesquisa, enquanto que, para as mulheres, tais valores giram em torno de 31% e 45%.

Figura 3 – Transição de transição entre chefes de família por sexo nas RMs da PME (%)



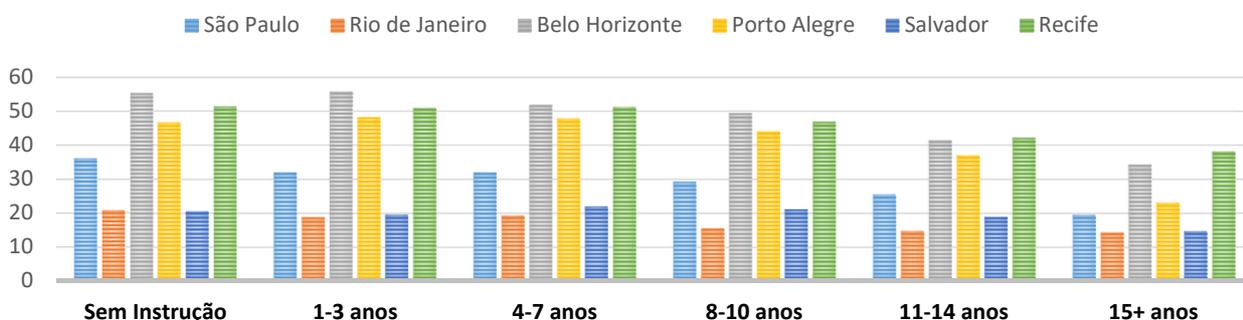
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Conforme observado na Figura 4, o mesmo padrão regional tende a se repetir no que se refere aos grupos de escolaridade: enquanto Belo Horizonte, Porto Alegre e Recife apresentam as maiores proporções de chefes que encontraram emprego para todos os níveis de escolaridade, Rio de Janeiro e Salvador possuem os piores desempenhos, enquanto São Paulo situa-se numa posição intermediária

entre tais grupos. Ainda, nota-se que, de modo geral, o percentual de indivíduos que encontram emprego tende a se reduzir conforme aumentam os níveis de escolaridade. Enquanto chefes sem instrução e com 1 a 3 anos de escolaridade possuem as maiores chances de se mover para o emprego no período da pesquisa, aqueles com 15 ou mais anos de estudo apresentam as menores taxas observadas de tal movimento.

Essas diferenças sugerem que: i) indivíduos com mais instrução passam mais tempo procurando emprego, a fim de encontrarem algum posto de trabalho mais condizente com a maior especificidade de suas habilidades; ii) como a escolaridade possui alta correlação positiva com a renda, indivíduos menos escolarizados, em geral, não estão em condições de recusar qualquer emprego e precisam aceitar mais prontamente as oportunidades que encontram, ao passo que os chefes de maior nível educacional tendem a encontrar-se em posição mais segura, o que lhes permite procurar por mais tempo um emprego mais adequado.

Figura 4 – Transição entre chefes de família por grupos de escolaridade nas RMs da PME (%)

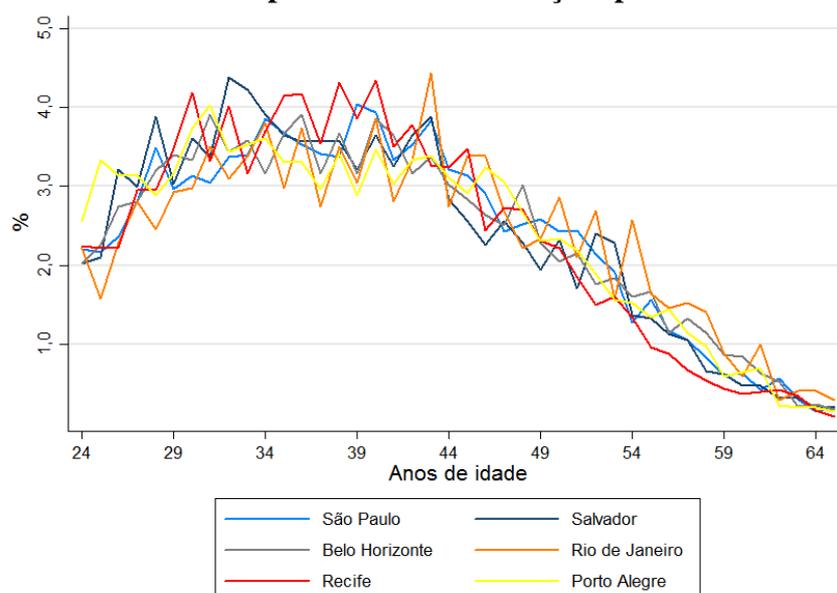


Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Na Figura 5, são apresentadas as composições proporcionais de transições por regiões metropolitanas e por grupo etário. Pela figura, percebe-se muito mais um padrão demográfico do que propriamente um padrão regional, uma vez que, até aproximadamente 40 anos, independentemente da região metropolitana, a participação nas transições – ou seja, pessoas que encontram empregos – é crescente, sendo que, a partir desse momento, observa-se um decréscimo acelerado na participação das transições conforme a idade aumenta. Nota-se que, do total de transições em cada RM, o maior número delas ocorre entre os 29 e 44 anos de idade. Nessa faixa etária, as proporções de transições para o emprego ficam entre cerca de 3% e 4% em todas as áreas metropolitanas. Tal resultado pode ser um primeiro indicativo da faixa de idade na qual as transições para o emprego encontram menos dificuldade de realização.

Em síntese, a partir das análises descritivas dos dados, pode-se dizer que as regiões metropolitanas de Salvador e Recife foram aquelas que apresentaram as maiores taxas de desemprego, bem como maiores volatilidades dessas – ainda que nos períodos finais da série observe-se um crescimento generalizado das taxas de desemprego. Com relação ao sexo, percebem-se sinais de discriminação do mercado de trabalho, uma vez que mulheres chefes apresentaram em todas as RMs menores probabilidades de transição. No que diz respeito à escolaridade dos chefes, percebe-se que aqueles com menos anos de educação apresentam maiores chances de transição, muito provavelmente devido à sua maior vulnerabilidade financeira.

Figura 5 – Estrutura composicional das transições por idade nas RMs (%)



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

5. Resultados para análise de duração

Das 2.766.731 observações que compunham o banco de dados para chefes de família, 91.953 foram elegíveis à análise de duração, ou seja, são representativas de chefes que estavam desempregados no momento da entrevista e declararam estar à procura de emprego. Dentre estes, 21.458 tiveram alteração de *status*, isto é, deixaram o desemprego para o emprego. Vale relembrar ainda que o período de cobertura da análise vai de março de 2002 a dezembro de 2015, sendo que os meses de desemprego variam entre 1 e 60.

Na Tabela 1, estão listadas caracterizações gerais com relação à duração do desemprego para as regiões metropolitanas. Percebe-se que o tempo médio de procura de emprego fica em torno de sete meses, sendo a Região Metropolitana de Belo Horizonte aquela onde o tempo foi estimado como sendo o mais baixo (4,21 meses), enquanto que Salvador (10 meses) e Rio de Janeiro (9,1 meses) foram as que apresentaram os maiores tempos médio de busca por emprego, respectivamente. A taxa de incidência foi medida através da razão inversa da esperança de ocorrência de transição, de modo que quanto mais alto o valor de tal taxa, maior a expectativa de transição. Os resultados da taxa de incidência para as regiões metropolitanas corroboram aqueles observados para o tempo médio de busca por emprego, de modo que Salvador e Rio de Janeiro – ainda que as médias de desemprego para essa última tenham se mostrado baixas entre chefes – apresentam as menores taxas de incidências, isto é, as menores expectativas de transição para o emprego, comparativamente às demais RMs.

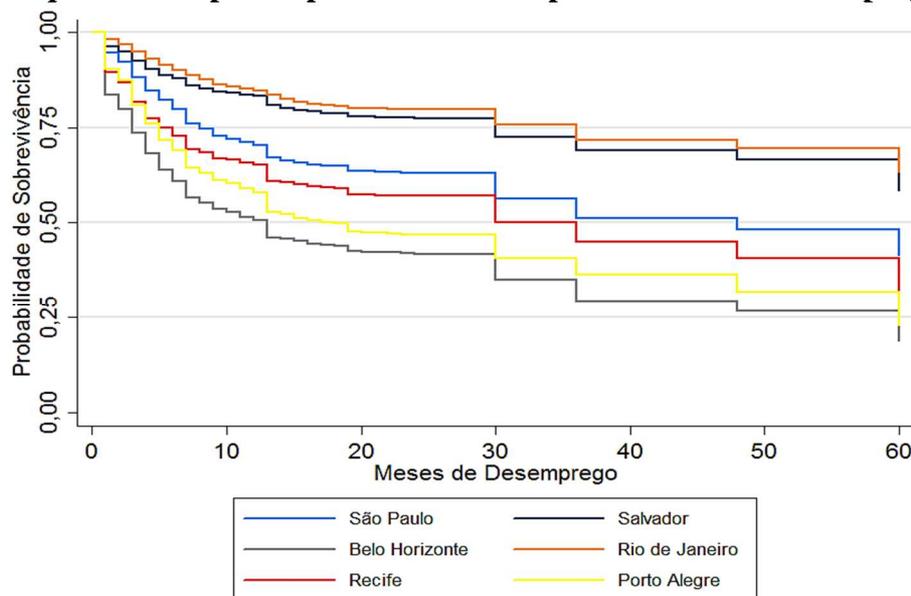
Tabela 1 – Estatísticas descritivas da base para análise de duração do desemprego (1 a 60 meses)

Região	Transições	Média	Desvio Padrão	Taxa de Incidência	Tempo de Sobrevivência		
					25%	50%	75%
São Paulo	4947	6,97	9,65	0,0274	8	48	-
Rio de Janeiro	1707	9,10	11,28	0,0118	36	-	-
Belo Horizonte	4737	4,21	6,98	0,0694	3	13	60
Porto Alegre	3605	6,10	9,02	0,0463	5	18	60
Salvador	2577	10	13,53	0,0136	30	-	-
Recife	3885	7,85	12,19	0,0339	5	36	-
Total	21458	6,90	10,40	0,0276	8	60	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Na Figura 6, é apresentado o resultado para o estimador não paramétrico de Kaplan-Meier por regiões metropolitanas, em que no período inicial – zero – considera-se que todos os indivíduos têm 100% de chance de sobrevivência, sendo então estimada a mudança de tal chance ao longo dos meses seguintes, ou seja, como se alteram as probabilidades de o indivíduo encontrar um emprego com o passar do tempo de desemprego.

Figura 6 – Kaplan-Meier para a probabilidade de permanência no desemprego por RMs



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

Pela figura, observa-se que as transições ocorrem mais aceleradamente até 12 meses, para, então, apresentar um padrão muito mais lento de decrescimento. Resultado semelhante foi obtido por Menezes Filho e Picchetti (2000), em uma análise da RMSP para o ano de 1997, na qual os autores notaram que a taxa de saída do desemprego é crescente entre o primeiro e o sexto mês de duração do desemprego (período em que a taxa atinge o pico) e, em seguida, tal taxa torna-se decrescente.

Percebe-se ainda uma diferença clara entre as regiões metropolitanas, que poderiam ser classificadas em três grupos. O primeiro deles, composto por Belo Horizonte e Porto Alegre, apresenta os decrescimentos mais acelerados das probabilidades de sobrevivência, isto é, são os lugares onde há maior chance estimada para a obtenção de emprego. O segundo grupo, formado por São Paulo e Recife, insere-se em uma posição intermediária. Por fim, o grupo três, composto por Rio de Janeiro e Salvador, é o que mais se distingue das demais RMs, independentemente do tempo, as velocidades de decrescimento das probabilidades de sobrevivência são muito mais suavizadas.

A partir dos resultados não paramétricos anteriormente discutidos, não é possível inferir se essa diferenciação tem uma causa estrutural-regional intrínseca, ou se reflete características observáveis dos diferentes grupos de habitantes em cada uma dessas localidades. Com o interesse de testar essa hipótese, são implementadas três estratégias de estimações semiparamétricas através da proposta de Cox. No *Modelo 1*, utilizam-se apenas as variáveis referentes à localização regional do chefe de família que procurava emprego. Em seguida, no *Modelo 2*, são inseridas variáveis associadas às principais características observáveis desses indivíduos. Por fim, são inseridas variáveis de ano na tentativa de capturar ciclos econômicos no *Modelo 3*. Os resultados para as razões de risco estimadas, bem como os desvios padrões, estão reportados na Tabela 2.

Pelo *Modelo 1*, estima-se que, quando comparadas à RMSP – RM de referência –, a RMSA e a RMRJ encontram-se em situação de desvantagem, de forma que, em relação à primeira, a RMSP apresentou vantagens nas razões de chance para transição de 41,41%, e de 51,95% comparada à

segunda. Por outro lado, a RMPA apresentou uma vantagem relativa à RMSP de 59,28% e a RMRE verificou uma vantagem de 35,71%. Já o valor estimado para a RMBH merece destaque, pois se observa nessa uma probabilidade de transição 2,14 vezes superior àquela de RMSP.

Tabela 2 – Regressões: Estimativas das razões de risco RMs do Brasil (2002-2015)

Continua

Variáveis	Razão de risco		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
Região Metropolitana (São Paulo)			
Salvador	0,5846*** (0,0142)	0,5968*** (0,0152)	0,5821*** (0,1490)
Belo Horizonte	2,1433*** (0,0437)	2,1193*** (0,0440)	2,1499*** (0,0447)
Rio de Janeiro	0,4807*** (0,0135)	0,4975*** (0,0140)	0,4828*** (0,0136)
Recife	1,3528*** (0,0291)	1,2783*** (0,0283)	1,3053*** (0,0290)
Porto Alegre	1,5943*** (0,0349)	1,6768*** (0,0378)	1,6404*** (0,0370)
Sexo (feminino)			
Masculino		1,6891*** (0,0247)	1,7879*** (0,0263)
Cor da pele (branca)			
Preta ou parda		1,0810*** (0,0173)	1,0635*** (0,0170)
Anos de estudo (sem instrução)			
1 a 3		1,0021 (0,0420)	0,9844 (0,0422)
4 a 7		0,9966 (0,0366)	0,9436 (0,0353)
8 a 10		0,9315* (0,0354)	0,8557*** (0,0331)
11 a 14		0,8529*** (0,0317)	0,7424*** (0,0284)
15 ou mais		0,6438*** (0,0306)	0,5479*** (0,0268)
Faixa etária (24 a 26 anos)			
27 a 29 anos		1,0383 (0,0353)	1,0308 (0,0350)
30 a 32 anos		1,0584* (0,0350)	1,0431 (0,0346)
33 a 35 anos		1,0094 (0,0333)	0,9967 (0,0328)
36 a 38 anos		0,9260** (0,0306)	0,9163*** (0,0303)
39 a 41 anos		0,9371** (0,0311)	0,9297** (0,0308)
42 a 44 anos		0,8963*** (0,0330)	0,8847*** (0,0325)
45 a 47 anos		0,8151*** (0,0284)	0,7990*** (0,0278)
48 a 50 anos		0,7594*** (0,0275)	0,7327*** (0,0265)
51 a 53 anos		0,7252*** (0,0278)	0,6950*** (0,0266)
54 a 56 anos		0,6279*** (0,0268)	0,5939*** (0,0253)
57 a 59 anos		0,5688*** (0,0284)	0,5273*** (0,0262)

Tabela 2 – Regressões: Estimativas das razões de risco RMs do Brasil (2002-2015)

Conclusão

Variáveis	Razão de risco		
	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
60 a 62 anos		0,5236*** (0,0318)	0,4843*** (0,0295)
63 a 65 anos		0,4163*** (0,0373)	0,3740*** (0,0342)
Período temporal (2002)			
2003			1,2863*** (0,0410)
2004			1,2906*** (0,0427)
2005			1,1877*** (0,0419)
2006			1,4266*** (0,0479)
2007			1,6650*** (0,0577)
2008			1,8590*** (0,0655)
2009			1,9139*** (0,0676)
2010			1,9947*** (0,0742)
2011			2,0720*** (0,0801)
2012			2,1798*** (0,0851)
2013			1,9270*** (0,0770)
2014			1,8207*** (0,0744)
2015			1,5668*** (0,0595)
LR chi2(38)	5062,7686	7022,9800	8013,0442
Log-verossimilhança	-227093,4298	-215409,1978	-214914,1658
Número de indivíduos	91947	88188	88188
Número de falhas (transições)	21459	20536	20536
Número de observações	91947	88188	88188

Notas: Desvios-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PME de março de 2002 a dezembro de 2015.

No *Modelo 2*, no qual são inseridas as características observáveis dos chefes de família, nota-se uma manutenção do ordenamento das chances de transição. Porém, apenas com exceção de Porto Alegre, não houve um “encurtamento” das distâncias entre as regiões metropolitanas. Dessa forma, pode-se inferir que, controladas as características observáveis, apenas a RMPA apresenta uma maior dinâmica intrínseca de transição para os chefes.

Com relação às características observáveis dos chefes, a cor da pele, ainda que estatisticamente significativa, mostrou uma magnitude relativamente pequena no diferencial. Comparativamente aos brancos, negros parecem ter 8% mais chances de conseguirem emprego. Uma possível interpretação para isso é a maior exposição à vulnerabilidade enfrentada por esses chefes, de modo que eles se tornam mais propensos a aceitar a primeira oferta que lhes é feita.

Já para o fator educacional, as estimativas revelam que não há diferenças estatisticamente significantes entre chefes sem instrução (grupo de referência) e aqueles que possuem até o ensino

fundamental completo. Porém, a partir desse grupo percebe-se um aprofundamento estatisticamente significativo dos diferenciais, sendo que, quanto maior a escolaridade, menores as chances de transição frente aos chefes sem instrução. Reforçando aquilo que foi observado na Figura 4, uma possível interpretação para esse efeito diz respeito à maior seletividade na escolha por parte dos mais escolarizados, seja em função de sua educação formal ser mais alta, seja por terem um “colchão de amortecimento” de renda que permite que essas pessoas possam esperar mais tempo por uma proposta que julguem mais ajustada às suas expectativas. Nesse sentido, Antigo e Machado (2006) já haviam notado que os indivíduos mais escolarizados que estão há mais tempo sem trabalho e que, na última ocupação, tinham carteira de trabalho assinada são os mais afetados pelo desemprego de longa duração.

Com relação à variável sexo, o fato de o chefe do domicílio ser do sexo masculino está relacionado a uma maior chance de conseguir emprego em comparação com as mulheres. Tal vantagem é de aproximadamente 69%, de modo que mulheres chefes encontram dificuldades consideravelmente maiores em deixar a condição de desemprego, o que pode ser um indício de uma discriminação por gênero diferente daquela observada pela comparação da renda, mais tradicionalmente utilizada. É preciso cautela em tal interpretação, no entanto, pois não é possível averiguar a parcela dessa diferença que pode estar relacionada à própria escolha dos indivíduos em aceitar ou não uma determinada oferta de trabalho.

Quando comparados os grupos etários, tendo como referência pessoas com idade entre 24-26 anos, as estimativas mostram que até 33-35 anos não há diferenças estatisticamente válidas para as chances de obtenção de emprego, porém a partir dos 36-38 a chance de obtenção de uma vaga se reduz progressivamente.

No *Modelo 3*, é adicionada uma tentativa de captura de ciclos econômicos. Com relação ao *Modelo 2*, as mesmas variáveis continuaram apresentando significância estatística, além de que todas as novas covariadas utilizadas foram significativas, dando indícios, assim, de que são importantes na composição do modelo.

Para os efeitos regionais das regiões metropolitanas, percebe-se que, em relação ao *Modelo 1*, houve uma ampliação das chances de transição em relação à RMSP para a RMBH, RMSA e RMPA. Por outro lado, notam-se leves reduções nos diferenciais em relação à RMRJ e RMRE.

Para a variável sexo, após controlados efeitos de ciclos, os dados mostram que se aprofundaram as diferenças estimadas, uma vez que, em relação ao *Modelo 2*, houve um crescimento de aproximadamente 10% nas chances de transição para homens em relação às mulheres. Por outro lado, o efeito estimado de cor, já pequeno, foi reduzido. Os efeitos estimados para escolaridade, ao seu turno, seguiram mostrando não haver diferencial entre aqueles sem instrução e chefes com até o ensino fundamental completo. Porém, a partir desse ponto, o que se observa em relação ao *Modelo 2* é que houve um aprofundamento dos diferenciais entre as razões de chances dos menos para os mais escolarizados. Efeito semelhante foi apresentado para as variáveis categóricas referentes à idade.

Com relação às estimativas de ciclo, percebe-se que todos os anos apresentaram maiores chances de transição com relação a 2002, sendo que esse movimento se deu de forma gradual – com uma leve redução em 2005 – e constante até o ano de 2012, momento em que se observa uma piora das chances de transição. Sendo que, para o último ano da amostra, observa-se um efeito estimado semelhante àqueles entre 2006 e 2007, revelando que a recente deterioração econômica do país afetou diretamente o mercado de trabalho.

Por fim, foram realizados dois testes de ajustes do *Modelo 3*. O primeiro deles, o teste de concordância C de Harrell, testa para cada observação o “*timing*” para a transição e confronta o valor estimado com o observado. Tal teste mostrou que, em 69,07% das vezes, o valor predito para as falhas correspondeu ao observado. De forma similar, o teste de concordância D de Somers dá a chance de o indivíduo sobrevivente ter razão de chance menor que um não sobrevivente – como é de se esperar. Para tal estatística, esse foi o caso em 38,15% das observações da amostra. Em termos de qualidade de tais resultados, tem-se que, quanto mais próximo o C de Harrell estiver de 0,5 e o D de Somers D estiver de 0, menor a habilidade preditiva do modelo (CLEVES, 2008).

Os resultados econométricos obtidos mostram que as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Porto Alegre tiveram as maiores probabilidades de transições, ou seja, apresentaram as melhores condições no mercado de trabalho para os chefes que procuravam emprego. Seguindo essas duas RMs, vêm respectivamente São Paulo, Recife, Salvador e Rio de Janeiro. Os modelos estimados também foram capazes de capturar um componente cíclico no período, no qual, entre 2002 e 2011, percebe-se melhora nas probabilidades de transição para, então, observar-se um recuo dessas.

No que diz respeito às características individuais, homens com idade de até 35 anos representam o grupo mais propenso a encontrar emprego. Com relação à escolaridade, o que os resultados estimados parecem mostrar é que, em função de sua maior vulnerabilidade – e conseqüentemente menor seletividade na escolha da ocupação –, pessoas menos escolarizadas apresentaram chances de transição mais rápidas.

6. Considerações finais

Os longos períodos de desemprego individual afetam fortemente o mercado de trabalho. Extensos períodos na situação de desemprego podem influenciar nas chances de o indivíduo encontrar um novo emprego, bem como podem ter efeitos diretos sobre a decisão desse indivíduo de sair da força de trabalho desalentado. Por meio de dados da PME para o período entre 2002 e 2015, foram estimados modelos de duração que consideram transições do desemprego para o emprego, para os chefes de domicílio no Brasil metropolitano.

Dentre os principais resultados obtidos, nota-se que, para as funções de sobrevivência obtidas pelo estimador de Kaplan-Meier, as RMs de Belo Horizonte e Porto Alegre possuem os decréscimos mais acelerados das probabilidades de sobrevivência, sendo os lugares de maiores chances estimadas para a obtenção de emprego. Por outro lado, Rio de Janeiro e Salvador possuem os decréscimos mais modestos, de modo que em tais locais a duração do desemprego é mais persistente. Esses resultados são corroborados pelos modelos semiparamétricos estimados, que apontam a RMBH e a RMPA como aquelas com melhor desempenho em relação a São Paulo, enquanto a RMSA e a RMRJ expressam as situações de maior desvantagem.

Em termos das características individuais, fatores como a cor da pele e o sexo apresentam-se como estatisticamente relevantes em sua relação com a duração do desemprego, de forma que negros e homens tendem a se mover para o emprego mais rapidamente do que suas contrapartes (brancos e mulheres). No caso dos negros, a diferença não é tão elevada e pode estar relacionada com situações de maior vulnerabilidade desses, o que os leva a precisar aceitar mais prontamente quaisquer opções de emprego que surjam. No que tange ao gênero, as diferenças são mais pronunciadas e a desvantagem observada para as mulheres pode ser um indício da existência de alguma discriminação de gênero no processo de seleção para o emprego, muito embora também possa haver seleção por parte da chefe que procura trabalho.

A escolaridade e a idade dos trabalhadores também possuem relações significativas com a duração do desemprego. Para trabalhadores com níveis mais elevados de escolaridade, sobretudo aqueles com curso superior, a duração do desemprego tende a ser maior, o que pode ser fruto tanto da maior seletividade desses, quanto de melhores condições financeiras, que permitem que tal seletividade opere ao possibilitar permanência mais longa em condição de desemprego. No que se refere à idade, os resultados apontam que até os 35 anos não existem diferenças nas chances de se mover para o emprego em relação a indivíduos entre 24 e 26 anos, mas, a partir de tal ponto, as chances passam a declinar de maneira contínua até os 65 anos.

Ainda, notam-se dois momentos distintos em termos de ciclos econômicos, nos quais as chances de se mover para o emprego aumentam continuamente num primeiro momento, entre 2003 e 2012, acompanhando o desempenho de crescimento do país e melhora dos indicadores sociais; e, no período seguinte, passam a declinar, refletindo o cenário de desaceleração e eventual crise, de modo que, em 2015, as chances de chefes desempregados se moverem para o emprego retornaram para patamares semelhantes àqueles observados em 2006-2007. Tal constatação oferece certo suporte

ao argumento de que a atual crise tem pulverizado os ganhos observados pelo trabalhador ao longo da década passada. À medida que o desemprego cresce e que se torna mais difícil para os chefes de família encontrar trabalho, aumenta a situação de precariedade e vulnerabilidade das famílias, o que é especialmente grave para aquelas em condições de maior pobreza e menor capital humano. Além disso, esse quadro pode levar outros membros da família a procurar inserção no mercado de trabalho, inclusive jovens que eventualmente podem precisar abandonar os estudos, fato que pode ter consequências negativas sobre o horizonte de longo prazo dessas famílias e da sociedade como um todo.

De maneira geral, esses resultados distinguem-se daqueles já existentes na literatura nacional, não somente pelo período abordado, mas também pelo fato de terem como objeto específico os chefes de família, levando em consideração as dinâmicas regionais e como essas se alteram com a inclusão de variáveis de controle individuais e de ciclo econômico. Ainda, permitem constatar os efeitos da atual crise sobre a duração do desemprego e comparar tais resultados com aqueles verificados para a década passada, de modo que se permite avaliar a dimensão desse retrocesso pela ótica da dinâmica do mercado de trabalho.

O ciclo de expansão da economia brasileira, associado ao aumento gradativo do emprego e de redução da desigualdade e da pobreza verificados na primeira década dos anos 2000, encontra-se em um momento de instabilidade, sendo seu legado ameaçado pelo aprofundamento do quadro recessivo recente. Tal cenário evidencia uma fragilidade econômica do país e reverbera nas condições do mercado de trabalho que, no período analisado, dá sinais disso através dos incrementos verificados na duração do desemprego a partir de 2012. Nesse sentido, uma vez que os resultados deste trabalho capturam efeitos médios das variáveis analisadas, a fim de que possam ser entendidas de maneira mais clara as tendências do mercado de trabalho brasileiro, entre futuros desdobramentos estão análises de duração ao longo do tempo a fim de que possa ser avaliado melhor de que forma os cenários de crise/expansão econômica do país se relacionam com o aumento/diminuição do tempo médio de duração do desemprego.

Referências

- ALMEIDA, M.; LISBOA, M.; PESSÔA, S. O Ajuste inevitável ou o país que ficou velho antes de se tornar desenvolvido, 2015. Disponível em: http://mansueto.files.wordpress.com/2015/07/o-ajuste-inevitc3a1vel-vf_2.pdf. Acesso em: 18 abr. 2016.
- ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão da literatura com novas evidências para Belo Horizonte. *Nova Economia*, v. 16, n. 3, p. 375-406, 2006.
- AYHAN, H. S. *Evidence of added worker effect from the 2008 economic crisis*. 2015. Disponível em: <http://ftp.iza.org/dp8937.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2016. (IZA Discussion Paper, n. 8937)
- BIVAR, W. S. B. Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração. *Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, Rio de Janeiro*, p.103, 1993.
- BLANCHARD, O. J.; DIAMOND, P. Ranking, unemployment duration and wages. *Review of Economic Studies*, v. 61, n. 208, p. 417-434, 1994.
- BREDTMANN, J.; OTTEN, S.; RULFF, C. *Husband's Unemployment and Wife's Labor Supply – The Added Worker Effect across Europe*. 2014. Disponível em: http://conference.iza.org/conference_files/neujobs_2014/rulff_c9868.pdf. Acesso em: 30 abr. 2016. (Ruhr Economic Paper, n. 484)
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.
- CHUANG, H. L. Estimating the determinants of the unemployment duration for college graduates in Taiwan. *Applied Economics Letters*, v. 6, n. 10, p. 677-681, 1999.

- CLEVES, M. *An introduction to survival analysis using Stata*, Stata Press, 2008.
- COX, D. R. Partial likelihood. *Biometrika*, v. 62, n. 2, p. 269–276, 1975.
- COX, D. R. Regression models and life tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 34, p. 187-220, 1972.
- FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. The entry of wives into the labor force as a response to the husband's unemployment: A study on the Brazilian metropolitan areas. *Economics of Development and Cultural Change*, v. 53, n. 4, p. 887–911, 2005.
- FOLEY, M. Determinants of unemployment duration in Russia. 1997. Disponível em: <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/98290/1/cdp779.pdf>. Acesso em: 18 abr. 2016. (Center Discussion Paper, n. 779)
- GONZAGA, G.; REIS, M. C. Oferta de trabalho e ciclo econômico: os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 2, p. 127-148, 2011.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Indicadores IBGE – Pesquisa Mensal de Emprego*, Fevereiro de 2016.
- LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, v. 27, n. 4, p. 939-956, 1979.
- LAYARD, R.; NICKELL, S.; ACKMAN, R. *Unemployment macroeconomic performance and the labour market*. Oxford: Oxford University, Cap. 5. Job Search: the duration of unemployment. p. 216-284, 1991.
- LONG, C. Impact of effective demand on the labor supply. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, v. 43, p. 458-467, 1953.
- MENEZES FILHO, N. A.; PICHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 1, p. 23-48, 2000.
- NICKELL, S. Estimating the probability of leaving unemployment, *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1249-1266, 1979.
- PENIDO, M.; MACHADO, A. F. Duração do desemprego no Brasil metropolitano, In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Orgs.). *Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil*. Belo Horizonte: UFMG, v. 1, 2003. p. 203-218
- PISSARIDES, C. A. Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 4, p. 1371-1391, 1992.
- REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 69, n. 1, p. 125-143, 2015.
- REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 1, p. 35–50, 2014.
- SPLETZER, J. Reexamining the added worker effect. *Economic Inquiry*, v. 35, n. 2, p. 417-427, 1997.
- VAN DER BERG, G.; VAN OURS, J. On the detection of state dependence using aggregate outflow data: comments on previous studies. *The Economic Journal*, v. 108, n.450, p. 1422–30, 1998.
- VAN DER BERG, G.; VAN OURS, J. Unemployment dynamics and duration dependence. *Journal of Labor Economics*, v. 14, n.1, p. 100–125, 1996.
- WOYTINSKI, W. S. Additional workers on labor market in depressions: a reply to Mr. Humprey. *Journal of Political Economy*, v. 48, p. 735-740, 1940.

Apêndice

Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises

Continua

<i>Variável</i>	<i>Tipo</i>	<i>Dicionário PME</i>	<i>Descrição e codificação</i>
Duração do desemprego			
<i>Duração</i>	Contínua	V4631, V4632,	Número de meses que o indivíduo procurou emprego.
<i>Transição</i>	Binária	VD1, VD14	1 - se o indivíduo transitou do desemprego para a situação de emprego; 0, caso contrário.
Gênero			
<i>Masculino</i>	Binária	V203	1 - se o indivíduo é do sexo masculino; 0, caso contrário.
<i>Feminino (categoria omitida)</i>	Binária	V203	1 - se o indivíduo é do sexo feminino; 0, caso contrário.
Raça			
<i>Branca (categoria omitida)</i>	Binária	V208	1 - se declarou-se de cor branca; 0, caso contrário.
<i>Preta ou parda</i>	Binária	V208	1 - se declarou-se de cor preta ou parda; 0, caso contrário.
Faixa etária			
<i>24 a 26 anos (categoria omitida)</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 24 a 26 anos; 0, caso contrário.
<i>27 a 29 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 27 a 29 anos; 0, caso contrário.
<i>30 a 32 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 30 a 32 anos; 0, caso contrário.
<i>33 a 35 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 33 a 35 anos; 0, caso contrário.
<i>36 a 38 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 36 a 38 anos; 0, caso contrário.
<i>39 a 41 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 39 a 41 anos; 0, caso contrário.
<i>42 a 44 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 42 a 44 anos; 0, caso contrário.
<i>45 a 47 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 45 a 47 anos; 0, caso contrário.
<i>48 a 50 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 48 a 50 anos; 0, caso contrário.
<i>51 a 53 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 51 a 53 anos; 0, caso contrário.
<i>54 a 56 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 54 a 56 anos; 0, caso contrário.
<i>57 a 59 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 57 a 59 anos; 0, caso contrário.
<i>60 a 62 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 60 a 62 anos; 0, caso contrário.
<i>63 a 65 anos</i>	Binária	V234	1 - se o indivíduo tem entre 63 a 65 anos; 0, caso contrário.
Anos de estudo			
<i>Sem instrução (categoria omitida)</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se não tem instrução; 0, caso contrário.
<i>1 a 3 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 1 a 3 anos de estudo; 0, caso contrário.
<i>4 a 7 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 4 a 7 anos de estudo; 0, caso contrário.
<i>8 a 10 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 8 a 10 anos de estudo; 0, caso contrário.
<i>11 a 14 anos</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem de 11 a 14 anos de estudo; 0, caso contrário.

Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises

Conclusão

<i>Variável</i>	<i>Tipo</i>	<i>Dicionário PME</i>	<i>Descrição e codificação</i>
<i>15 ou mais</i>	Binária	VDAE1, V307, V311	1 - se tem 15 ou mais anos de estudo; 0, caso contrário.
Período temporal			
<i>2002 (categoria omitida)</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2002; 0, caso contrário.
<i>2003</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2003; 0, caso contrário.
<i>2004</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2004; 0, caso contrário.
<i>2005</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2005; 0, caso contrário.
<i>2006</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2006; 0, caso contrário.
<i>2007</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2007; 0, caso contrário.
<i>2008</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2008; 0, caso contrário.
<i>2009</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2009; 0, caso contrário.
<i>2010</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2010; 0, caso contrário.
<i>2011</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2011; 0, caso contrário.
<i>2012</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2012; 0, caso contrário.
<i>2013</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2013; 0, caso contrário.
<i>2014</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2014; 0, caso contrário.
<i>2015</i>	Binária	V075	1 - se participou da pesquisa em 2015; 0, caso contrário.
Região metropolitana			
<i>Belo Horizonte</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Belo Horizonte; 0, caso contrário.
<i>São Paulo</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em São Paulo; 0, caso contrário.
<i>Salvador</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Salvador; 0, caso contrário.
<i>Rio de Janeiro</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Rio de Janeiro; 0, caso contrário.
<i>Recife</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Recife; 0, caso contrário.
<i>Porto Alegre</i>	Binária	V035	1 - se o indivíduo reside em Porto Alegre; 0, caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do PME de março de 2002 a dezembro de 2015.