

# UMA ANÁLISE DA DURAÇÃO DO DESEMPREGO NO BRASIL METROPOLITANO ENTRE 2003 E 2015

Flávia Fernanda da Silva Machado<sup>1</sup>  
Marcela Gimenes Bera Oshita<sup>2</sup>  
Valdelei Peretti Filho<sup>3</sup>  
Marina Silva da Cunha<sup>4</sup>

## Área 6: Macroeconomia, Moeda e Finanças

### RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar os fatores que mais influenciaram na duração do desemprego brasileiro no período de 2003 a 2015, verificando também o comportamento desta variável no período pós-crise de 2008. A metodologia empregada neste trabalho é o método da análise de sobrevivência, por meio do método paramétrico. Os resultados para o ano de 2003 se mostrou de modo geral mais favorável para saída do desemprego que 2015, o que pode ser uma consequência da conjuntura econômica brasileira em cada período. Comparando 2003 e 2015 com o pós-crise, verificou-se que o desemprego tende a ser menor para o período pós-crise e para as pessoas que são do sexo masculino, brancas, chefes de família, que foram demitidos no último emprego e que apresentam maior nível de escolaridade. De modo geral, os homens, os chefes de família, exonerados do último emprego, com menor nível de escolaridade, residentes em Porto Alegre ou Salvador e com idade de 25 a 34 anos sobreviveram por menos tempo na desocupação nos diferentes modelos estimados.

**Palavras-chave:** Desemprego; Sobrevivência; Crise.

### ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the factors that most influence the duration of unemployment in Brazil from 2003 to 2015, also checking the behavior of this variable in the post-crisis period of 2008. The methodology used in this study is the method of survival analysis, through the parametric method. The results for 2003 showed a more favorable general for output of unemployment in 2015, which may be a consequence of Brazilian economic conditions in each period. Comparing 2003 and 2015 with the post-crisis, it was found that unemployment tends to be lower for the post-crisis period and for people who are male, white, householders, who were laid off in the last employment and they have higher levels of education. In general, men, householders, exonerated last employed with lower education level, residing in Porto Alegre or Salvador and aged 25 to 34 years survived for less time in unemployment in different models estimated.

**Key Words:** Unemployment; Survival; Crisis.

**Classificação JEL:** E24; J64; J69.

---

<sup>1</sup> Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: flaviiasmachado@gmail.com

<sup>2</sup> Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá (2008) e mestrado em Ciências Contábeis pela Universidade Estadual de Maringá (2016). Atualmente é Doutoranda em Ciências Econômicas, professora na Universidade Estadual de Maringá, Instituto Adventista Paranaense e credenciado - SEBRAE/Maringá. Atuando principalmente nos seguintes temas: tecnologia, criação de empresas, transferência tecnológica e projetos de base tecnológica. E-mail: marcelagimenesbera@hotmail.com.

<sup>3</sup> Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá (2016). Atualmente é doutorando no Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: valdelei.peretti.filho@gmail.com.

<sup>4</sup> Possui doutorado em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (1998) e pós-doutorado na Universidade de Brasília (2006). Atualmente é Professora Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (DCO/UEM). Tem experiência na área de Economia, com ênfase em Economia do Trabalho e Economia Social. E-mail: msdacunha@uem.com.

# 1 INTRODUÇÃO

Os índices de desemprego de um país parecem representar um conjunto de fatores ociosos, criando dificuldades não só para economia, mas para aqueles que o abrangem. Não obstante, o estágio da economia, desenvolvidas ou em desenvolvimento. Isto é, o desemprego é um desafio eminente às economias mundiais, pois pode colocar em dúvida a capacidade produtiva de um país, além de apresentar um não correto funcionamento do seu sistema econômico e social.

Neste contexto, a dinâmica do desemprego e seus determinantes tem sido objeto de diversos estudos no mundo. Entre eles, estão os de Du et al. (2007) na China, Borsic e Kavkler (2009), na Eslovênia, Theodossiou e Zarotiadis (2010), na Grécia, Kyyrä, Parrotta e Rosholm (2013), na Dinamarca, identificando que as mulheres demoram mais tempo para encontrar emprego do que os homens.

Ainda, Nakajima (2012) verificou que as extensões de benefícios de seguro desemprego podem ter levado a um aumento em na taxa de desemprego em cerca de 30% nos EUA. Ghoshray, Ordñez e Sala (2016) constataram que as reformas do mercado de trabalho são genéricas e não eficazes o suficiente para resolver o problema do desemprego dos jovens em toda a Europa.

Na Rússia, os estudos de Grogan e Berg (1999), demonstram um desemprego maior entre os jovens, mas asseguram que a sua duração não difere significativamente entre os distintos grupos etários. Ainda, na Rússia, Foley (1997) considera que a duração do desemprego não se modifica de modo significativo ao comparar diferentes níveis de escolaridade. Na Argentina, os resultados de Galiani e Hopenhayn (2000), mostraram que o efeito dessa variável na desocupação é não monotônico e, em alguns casos, pode ser ambíguo.

No Brasil, a estrutura do desemprego e seus determinantes vêm sendo estudados por diversos autores, entre eles, Menezes-Filho e Picchetti (2000) que verificaram que a duração esperada do desemprego é menor para os chefes de família e para os que já trabalharam antes. Resultados esses que são semelhantes ao de Lira e Sampaio (2005). Ainda, Cacciamali e Tatei (2010), verificaram que a taxa de desemprego entre as diferentes faixas etárias diminui conforme a expansão da idade.

Entretanto, Antigo e Machado (2006), constataram que a duração do desemprego tende a ser maior entre os indivíduos mais velhos do que entre os mais jovens. Para Cacciamali et al. (2013), isso sugere uma maior restrição do mercado para contratar pessoas com idade mais elevada.

Menezes e Cunha (2013) averiguaram que a probabilidade de sobrevivência no desemprego é maior para, as mulheres e indivíduos com maiores níveis de escolaridade, não brancos, não chefes de família e residentes nas regiões metropolitanas de Salvador e Rio de Janeiro. Reis e Aguas (2014) identificaram que o desemprego de longo prazo aumenta a probabilidade de saída da força de trabalho por desalento. Arruda (2016) constatou uma maior incidência da severidade do desemprego para indivíduos do gênero feminino, com idade entre 15 e 26 anos e analfabetos. Ainda, Santos et.al. (2016) verificaram que o risco de desligamento do emprego para os beneficiários programa bolsa família é de 7% a 10% menor.

Estudos de Menezes-Filho e Picchetti (2000), Lira e Sampaio (2005), Oliveira e Carvalho (2006), Reis e Aguas, (2014), verificaram que quanto maior a duração do desemprego menor é a probabilidade de um indivíduo ser contratado novamente. Neste contexto, quais fatores que influenciam na duração do desemprego no Brasil? Assim, esta pesquisa tem como objetivo analisar os fatores que influenciaram na duração do desemprego brasileiro no período de 2003 a 2015.

Nesta perspectiva, a principal contribuição deste estudo é identificar os fatores que mais influenciaram na duração do desemprego ao longo do período pesquisado, verificando o comportamento desta variável no período pós-crise de 2008. Analisando também, o perfil dos indivíduos que possuem maior probabilidade de sobrevivência no desemprego e os que possuem maior risco de saída dessa condição.

A metodologia empregada neste trabalho é o método da análise de sobrevivência por meio do método paramétrico. Esse método já foi utilizado para diversos estudos de duração do desemprego, entre eles, o de Menezes-Filho e Picchetti (2000), Menezes e Cunha (2013), Reis e Aguas (2014).

Para a análise, são utilizadas informações da PME (Pesquisa Mensal do Emprego) para o período de 2003 até 2015.

Este trabalho é composto por quatro seções, além desta introdução. Na primeira seção, apresenta-se a fundamentação teórica, em seguida tem-se a metodologia, com as informações sobre a base de dados empregada e o método da análise de sobrevivência. Na terceira seção, estão expostos e discutidos os resultados do trabalho. E, a quarta seção tem-se as considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A teoria de busca e combinação (*Search and matching*) busca descrever a formação de relacionamentos mutuamente benéficos ao longo do tempo. Apresenta uma explicação, relativamente simples, para o desemprego, tomando como base um mercado de trabalho heterogêneo e descentralizado. Isto é, não regulado pela oferta e demanda, uma vez que esse processo não ocorre de forma imediata, o que resulta em algum desemprego (ROMER, 2012).

De acordo com a teoria, os trabalhadores estão procurando, os melhores empregos, e da mesma forma as empresas, os melhores trabalhadores. A procura de emprego e, por trabalhador leva um tempo oneroso. O que leva a um desemprego friccional. Isso pode refletir o desequilíbrio do mercado de trabalho em uma economia complexa e em mudanças contínuas. Sendo parte inevitável da dinâmica econômica (ROMER, 2012).

Nesta perspectiva, as empresas criam as vagas de emprego, e o trabalhador procura uma vaga no mercado de trabalho, se esta ação não for coordenada, ambos dedicarão tempo e recursos para encontrar o que procuram. Neste sentido, a probabilidade de que uma empresa ou um trabalhador encontrar um parceiro depende de um número relativo de empregos vagos ( $V(t)$ ) e trabalhadores desempregados ( $U(t)$ ).

Desta forma, a oferta de trabalho corresponde a empregados e desempregados. A demanda por trabalho é igual à soma das vagas preenchidas e os postos de trabalhos vagos. Destarte que, o processo de correspondência é resumido por uma função, que expressa o número de postos de trabalhos recém-criados ( $m(t)$ ) como uma função do número de trabalhadores desocupados ( $U(t)$ ) e vagas ( $V(t)$ ):

$$m(t) = m(U(t), V(t)) \quad (1)$$

Neste sentido, a criação de emprego ( $M(t)$ ) requer a presença de ambos trabalhadores desempregados e vagas de emprego. Assume-se, então, que a função correspondente apresenta retornos constante de escala. Essa suposição de retornos constantes implica em um único número, a proporção de vagas para o desemprego. Assim, denominado de aperto no mercado de trabalho, temos que:

$$\theta(t) = V(t) / U(t) \quad (2)$$

temos que,

$$M(U(t), V(t)) = U(t)M(1, V(t)/U(t)) \equiv U(t)m(\theta(t)) \quad (3)$$

Assim, função  $M(U(t), V(t))$  determina o fluxo de trabalhadores, que encontra um emprego e sai do desemprego dentro de cada intervalo de tempo. Deste modo, a probabilidade do trabalhador encontrar um emprego é:

$$p = M(U(t), V(t))/U(t). \quad (4)$$

Da mesma forma, a probabilidade de preenchimento de vaga é:

$$p = M(U(t), V(t))/V(t) \quad (5)$$

Portanto, a dinâmica da taxa de desemprego depende do aperto no mercado de trabalho  $\theta$ . Quando há um aumento em  $\theta$ , o mercado reflete uma aparente abundância de empregos vagos em relação aos trabalhadores desempregados, que leva a um aumento na probabilidade do trabalhador conseguir um emprego, e ao mesmo tempo reduz a probabilidade de que uma vaga ser preenchida. Não obstante, uma redução em  $\theta$  aumenta a probabilidade de a vaga ser preenchida e reduz a probabilidade do trabalhador conseguir emprego.

### 3 METODOLOGIA

Para o desenvolvimento deste trabalho foi feito a coleta de dados a partir Pesquisa Mensal do Emprego (PME) e empregado o método da análise de sobrevivência, utilizando: o método não paramétrico e paramétrico, baseado em Wooldridge (2002), Cameron e Trivedi (2005), e Greene (2012). Para isso, este capítulo foi subdividido nas seções 3.1 e 3.2, as quais apresentam, respectivamente, a base de dados e, a seleção e a descrição das variáveis e dos modelos.

#### 3.1 BASE DE DADOS

A coleta de dados, para realização deste trabalho, foi realizada, a partir dos microdados da PME realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do ano de 2003 a 2015, com a finalidade de analisar a duração do desemprego no Brasil. A PME traz indicadores mensais acerca da força de trabalho de seis regiões metropolitanas (RM): Belo Horizonte, Porto Alegre, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, São Paulo.

Ela abrange informações relacionadas às condições de atividade e de ocupação, rendimento médio nominal e real, posição na ocupação, carteira de trabalho assinada, entre outras. Este trabalho analisou o comportamento da duração do desemprego em função das variáveis: sexo, escolaridade, faixa etária, condição no domicílio (chefe de família ou não), forma de saída do último emprego (demitido ou não demitido) e cor (branco e não branco). Cabe ressaltar que também foram utilizadas *dummies* para as regiões metropolitanas em algumas estimativas, conforme Quadro 1.

No caso dos indivíduos desocupados, foi obtida uma variável que envolve inicialmente todos os indivíduos desempregados no período inicial e, que nos meses subsequentes passaram para condição de ocupados ou permaneceram na mesma condição. A mesma corresponde a falha no modelo de sobrevivência, mais especificamente os desocupados que conseguiram um emprego. Já a duração do desemprego, captada pela desocupação de trinta dias até vinte e quatro meses ou mais, representa a variável de tempo de sobrevivência das pessoas no desemprego<sup>5</sup>. Ainda em relação à duração do desemprego, foram estimados modelos que incorporam ou não as binárias de região metropolitana para todo o período analisado, o pós-crise (2008-2015), pré-crise (2003-2007) e os anos de 2003 e 2015.

---

<sup>5</sup> Ela foi obtida pela agregação da quantidade de pessoas que se encontram desocupadas até trinta dias, a qual foi dividida por trinta, com os indivíduos na mesma condição de trinta e um dias a onze meses; e somada com aqueles que se encontram nele de um ano a menos de dois anos, que foram multiplicados por dezoito; e por fim, juntou-se também com aqueles que estão desocupados de dois a cinco anos, a qual foi multiplicada por doze e somada com uma binária, que representa os indivíduos desempregados nesse período específico de tempo, multiplicada por seis. Cabe destacar que todas essas transformações nos dados foram realizadas com o objetivo de obter os valores mensais daquela variável ao longo de todos os períodos de tempo que ela contempla.

## Quadro 1- Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição
Duração do desemprego	Meses de desemprego
Masculino	Igual a 1, se for do sexo masculino, e igual a 0, se for do sexo 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 11 anos ou mais de estudo, 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
Recife	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Recife, e igual a 0, caso contrário
Salvador	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Salvador, 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
Rio de Janeiro	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, 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
Porto Alegre	Igual a 1, se morar na Região Metropolitana de Porto Alegre, e igual a 0, caso contrário
2008-2015	Igual a 1, se tiver sido entrevistado entre 2008 e 2015, e igual a 0, caso contrário

Fonte: Elaboração própria.

Algumas características descritivas da amostra, provenientes de todas as seis regiões metropolitanas contempladas pela PME são apresentadas no Quadro 2. A amostra analisada possui 288.395 indivíduos desocupados. O tempo médio que os indivíduos continuaram desempregados, sem fazer distinção entre dados censurados ou não, é de cerca de 7,93 meses, em que a duração mínima é de 0,0333 meses e, a máxima, de 66 meses.

Com relação às características pessoais dos indivíduos, verifica-se que a proporção de desempregados do sexo masculino é de 45,65% e a de brancos é de 47,06%. A idade média dos desempregados é de quase 30 anos, sendo a idade mínima 10 anos e 120 anos a máxima. Com relação à faixa etária, os indivíduos com 16-19 anos representam 16,88% da amostra, os de 20-24 anos correspondem a 25,29%, os de 25-29 anos a 16,46%, os de 30-34 anos a 11,75%, os de 35-45 anos a 16,39% e, por fim, os de 45-60 anos denotam 11,31%. Ademais, a média da escolaridade é de 8 a 10 anos de estudo, sendo que a escolaridade é composta por 4,61% de indivíduos desempregados pertencentes ao Nível 0 de ensino, 17,56% dos desempregados fazem parte do Nível 1, 23,87% do Nível 2 e 53,71% do Nível 3 de ensino.

## Quadro 2 – Estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Duração do desemprego	288,395	7.9247	11.4286	0.0333	66
Masculino	288,395	0.4565	0.4981	0	1
Branco	288,395	0.4706	0.4991	0	1
16-19 anos	288,395	0.1688	0.3746	0	1
20-24 anos	288,395	0.2529	0.4346	0	1
25-29 anos	288,395	0.1646	0.3708	0	1
30-34 anos	288,395	0.1175	0.3221	0	1
35-44 anos	288,395	0.1639	0.3701	0	1
45-60 anos	288,395	0.1131	0.3168	0	1
Nível 0	288,395	0.0461	0.2098	0	1
Nível 1	288,395	0.1756	0.3805	0	1
Nível 2	288,395	0.2387	0.4263	0	1
Nível 3	288,395	0.5371	0.4986	0	1
Chefe	288,395	0.2464	0.4309	0	1
Formal	288,395	0.2612	0.4393	0	1
Demitido	288,395	0.3500	0.4770	0	1
Recife	288,395	0.0614	0.2400	0	1
Salvador	288,395	0.1080	0.3103	0	1
Belo Horizonte	288,395	0.0834	0.2765	0	1
Rio de Janeiro	288,395	0.2246	0.4173	0	1
São Paulo	288,395	0.4625	0.4986	0	1
Porto Alegre	288,395	0.0602	0.2379	0	1
2008-2015	288,395	0.4718	0.4992	0	1

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa Mensal do Emprego.

Os chefes de família compreendem 24,64% dos indivíduos analisados e os trabalhadores que anteriormente estavam empregados com carteira assinada são 26,12% e 35% haviam sido demitidos pelos seus empregadores no trabalho anterior. As maiores proporções de desempregados estão em São Paulo, Rio de Janeiro e Salvador, com 46,25%, 22,46% e 10,80%, respectivamente. Em Belo Horizonte se encontram 8,34%. Ressalta-se que Recife e Porto Alegre têm as menores proporções, que são de 6,14% e 6,02%, respectivamente. Por sua vez, cabe destacar que cerca de 47,18% dos indivíduos desempregados compõem a amostra no período pós-crise. Já de 2003-2007 esse percentual é de 52,82%. Em 2003, ele é de 12,11% e, para 2015, registra o valor de 5,82%.

### 3.2 SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DO MODELO

A duração do desemprego é o tempo de sobrevivência nos indivíduos desempregados. Desta forma, o tempo é a variável a ser estudada, que pode ser medido em dias, semanas, meses ou anos. A análise se dará no estado inicial do desemprego e sua entrada no emprego.

Como temos dados incompletos sobre a duração do desemprego dos indivíduos, será empregada a censura à direita em que se define um intervalo de tempo  $t$  para que o evento  $T$  ocorra, de forma análoga temos  $T > t$ . Considerando  $T$ , não negativa e com função de distribuição de probabilidade  $f(t) = P(T \leq t)$ , para  $t \geq 0$ , representando o tempo de desemprego de uma população.

A função de sobrevivência  $S(t)$  indica a probabilidade de um indivíduo permanecer no estado inicial e a probabilidade de sobreviver, passado o tempo  $t$ :

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (6)$$

Considerando  $S(0) = 1$  e  $(0 \leq S \leq 1)$ , quando  $(t)$  aumenta  $(S)$  diminui. Sendo que a variável  $(t)$  representa a duração observada da transição de um estado para o outro, as duas informações fundamentais são dadas pela função de risco e pela função de sobrevivência. Ao aceitar que o tempo de duração é uma variável aleatória com densidade de probabilidade  $f(t)$  e distribuição acumulada  $F(t)$ , a função de risco pode ser definida:

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t+dt | T \geq t)}{dt} = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (7)$$

Assim, a função risco oferece a probabilidade instantânea de o indivíduo deixar o desemprego em um determinado período  $(t)$ , dado que ficou desempregado até  $(t)$ . Nesta abordagem, supõe que os riscos de saída para cada um dos destinos considerados são independentes com duração contínua.

### 3.2.1 ESTIMADOR PARAMÉTRICO

Os modelos paramétricos são fáceis de serem utilizados devido a sua simplicidade. No entanto, há a probabilidade de que ocorram distorções nas taxas de risco estimadas, uma vez que impõem algumas formas estruturais específicas (GREENE, 2011, p. 869). Para o método paramétrico, o tempo assume algumas distribuições assumidas, podendo ser exponencial, Weibull, Gamma, Gompertz, log-normal ou log-logística. A Tabela 1 apresenta as distribuições usadas nesse trabalho e suas respectivas funções de risco e de sobrevivência, além das formas em que podem aparecer.

Os modelos paramétricos podem aparecer sob duas formas, a primeira delas é o modelo de riscos proporcionais (PH), que pode ser escrito como (8):

$$\lambda(t | \mathbf{x}) = \lambda(t | \alpha) \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (8)$$

Onde  $\lambda(t | \alpha)$  é a linha de risco base e é a função de  $t$  sozinha, podendo ser na forma exponencial, de Gompertz e de Weibull e  $\exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$  é a função de  $\mathbf{x}$  sozinha. Os modelos de riscos proporcionais não são apresentados nas distribuições log-normal ou log-logística. Essas distribuições assumem somente a forma de tempo de falha acelerado (AFT). A mesma constitui uma transformação do modelo de riscos proporcionais. Todavia, mantém as mesmas características estatísticas do modelo de riscos proporcionais. A equação (9) mostra o formato do modelo AFT.

$$\ln t = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + u \quad (9)$$

Em virtude do  $\ln t$  poder assumir valores entre  $(-\infty, \infty)$  a distribuição para  $u$  pode ser considerada contínua em  $(-\infty, \infty)$ . O termo tempo de falha acelerado do fato de que  $t = \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})v$ , onde  $v = e^u$ , apresenta taxa de risco  $\lambda(t | \mathbf{x}) = \lambda_0(t \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}))$ , em que a linha de risco base  $\lambda_{0(v)}$  não depende de  $t$ . Substituindo  $v = t \exp(-\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$  resulta em (10):

$$\lambda(t | \mathbf{x}) = \lambda_0(t \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})) \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (10)$$

**Tabela 1 - Modelos paramétricos padrões e suas funções de risco e de sobrevivência**

Distribuição	$h(t)$	$S(t)$	Tipo
Weibull	$\gamma\alpha t^{\alpha-1}$	$\exp(-\gamma t^\alpha)$	PH, AFT
Exponential	$\gamma$	$\exp(-\gamma t)$	PH, AFT
Lognormal	$\frac{\exp(-(\ln t - \mu)^2)}{2\sigma^2}$ $\frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi} [1 - \Phi(-(\ln t - \mu))]}$	$1 - \Phi(-(\ln t - \mu))$	AFT
Loglogistic	$\alpha\gamma^\alpha t^{\alpha-1} / [(1 + (\gamma t)^\alpha)]$	$[(1 + (\gamma t)^\alpha)]$	AFT
Generalized Gamma	$\begin{cases} \frac{\gamma^\kappa}{\sigma t \sqrt{\pi} \Gamma(\kappa)} \exp(z\sqrt{\gamma} - u), & \text{if } \kappa \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma t \sqrt{2\pi}} \exp(-z^2/2), & \text{if } \kappa = 0 \end{cases}$	$\begin{cases} 1 - I(\gamma, u), & \text{if } \kappa > 0 \\ 1 - \Phi(z), & \text{if } \kappa = 0 \\ I(\gamma, u), & \text{if } \kappa < 0 \end{cases}$	AFT

Fonte: Cameron e Trivedi (2005). Onde  $\phi$  é a distribuição normal padrão cumulativa.

O modelo log-normal para  $t$  pode ser obtido se,  $u \sim N[0, \sigma^2]$ ; o modelo log-logístico é obtido especificando  $u$  como tendo uma distribuição logística. Segundo Cameron e Trivedi (2005), a forma de riscos proporcionais gera resultados de estimativas com relação ao risco de saída de determinada condição e a forma de tempo de falha acelerado apresenta as estimativas em relação ao tempo de sobrevivência na mesma, considerando que o indivíduo já permaneça nela até aquele momento.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente são apresentados os resultados para o método para o paramétrico. Os resultados estão na forma de probabilidade de sobrevivência. Assim, o objetivo é analisar a probabilidade de determinado indivíduo sobreviver ou continuar no desemprego até determinado mês, dado que ele tenha permanecido desocupado até aquele mês. No método paramétrico, foi escolhida também a probabilidade de permanência no desemprego, para comparação e seleção do melhor modelo dentre as diferentes distribuições.

### 4.1 MODELO PARAMÉTRICO

Na Tabela 2, estão as estimativas dos parâmetros das funções de sobrevivência com base nas distribuições Weibull, Exponential, Lognormal, Loglogistic e Generalized Gamma. Destaca-se que os coeficientes estimados para todas essas distribuições estão sob a forma de tempo de falha acelerado<sup>6</sup>. Nesse contexto, para interpretar os parâmetros dos cinco modelos, é necessário obter o valor do exponencial natural do coeficiente estimado; subtrair um de tal resultado posteriormente e multiplicar por cem.

Assim, o valor -0,4347 para variável sexo na distribuição de Weibull resulta em  $100 \times [\exp(-0,4347) - 1] = -35,25\%$ , o que sugere que os indivíduos do sexo masculino têm uma probabilidade 35,25% menor que as mulheres de continuarem desempregados. Na distribuição Loglogistic esse resultado passa a ser de -37,38% e, na Exponential, de -25,34%.

<sup>6</sup> As distribuições Weibull e Exponential podem também ser apresentadas na forma de riscos proporcionais. No entanto, para fins de comparação entre os diferentes modelos, todos os coeficientes foram estimados com base na forma de tempo de falha acelerado. Segundo, a metodologia de riscos proporcionais resulta em estimativas com relação ao risco de saída do desemprego e a forma de tempo de falha acelerado apresenta as estimativas do tempo de sobrevivência do indivíduo na desocupação, dado que ele já tenha sobrevivido até aquele momento nessa condição.



**Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil metropolitano considerando várias distribuições, 2003-2015<sup>7</sup>**

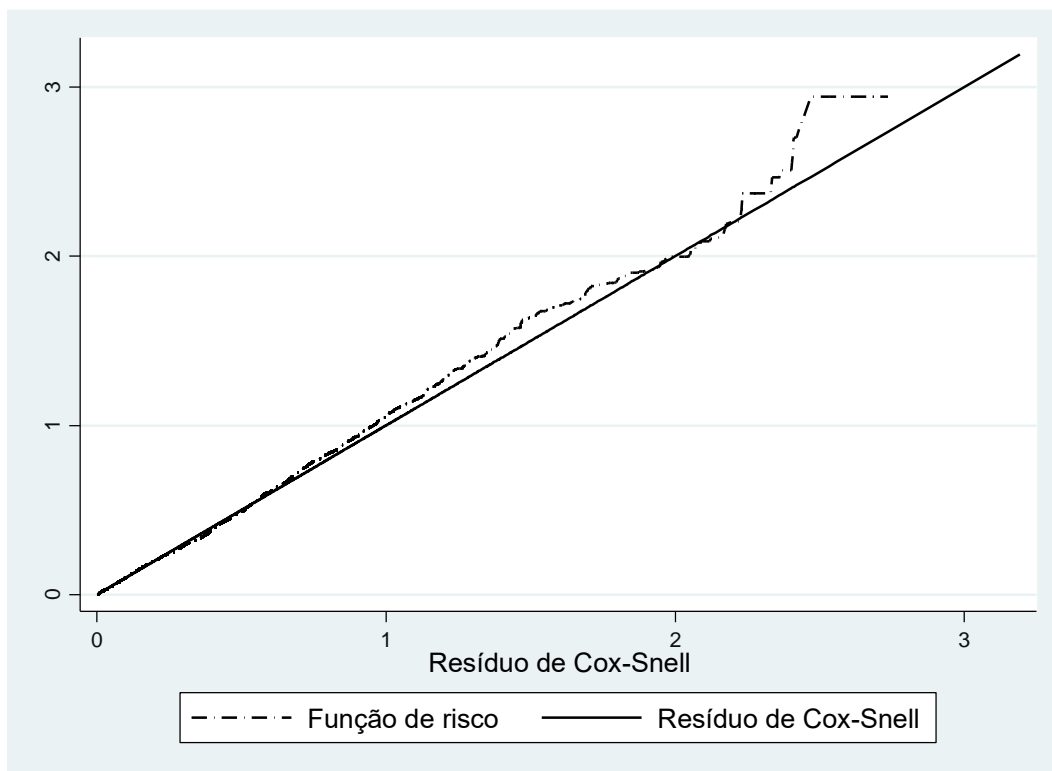
Variáveis	Weibull	Exponential	Lognormal	Loglogistic	Generalized Gamma
	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes	Coeficientes
Formal	-0,4522	-0,4821	-0,4154	-0,4352	-0,4471
Masculino	-0,4347	-0,2922	-0,4681	-0,4473	-0,4433
Branco	-0,1016	-0,0932	-0,0449	-0,0845	-0,0958
Chefe	-0,2366	-0,1664	-0,2737	-0,2591	-0,2456
Demitido	-0,9278	-0,9028	-0,7570	-0,8730	-0,9084
Nível 1	0,1101	0,0516	0,1702	0,1625	0,1249
Nível 2	0,3473	0,2092	0,4657	0,4253	0,3725
Nível 3	0,4798	0,3160	0,6297	0,5669	0,5095
20-24 anos	0,0090	0,0798	-0,0247	0,0041	0,0049
25-29 anos	-0,0221	0,0866	-0,0689	-0,0317	-0,0290
30-34 anos	-0,0416	0,0842	-0,0970	-0,0532	-0,0501
35-44 anos	-0,0087	0,1266	-0,0729	-0,0246	-0,0187
45-60 anos	0,1963	0,2918	0,1323	0,1836	0,1887
constante	4,3246	3,7880	3,9819	3,8092	4,2784
ln_ro	-0,3825				
ln_sigma			0,9416		1,6283
ln_gamma				0,2758	
Ro	0,6821				
1/ro	1,4660				
sigma			2,5640		0,4875
gamma				1,3176	
kappa					0,8322
ll(null)	-99.300.000	-106.000.000	-98.900.000	-99.000.000	-98.800.000
ll(model)	-96.400.000	-100.000.000	-96.900.000	-96.500.000	-96.400.000
AIC	193.000.000	200.000.000	194.000.000	193.000.000	193.000.000
DF	15	14	15	15	16
Log likelihood	-96.400.711	-100.100.000	-96.934.150	-96.506.112	-96.384.456
Observações	288.395	288.395	288.395	288.395	288.395

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa Mensal do Emprego.

Os resultados apresentados na Tabela 2 para todas as distribuições são semelhantes. Entretanto, serão apresentados a seguir os resultados obtidos com a distribuição Generalized Gamma, selecionada a partir do teste de Akaike (AIC) e com base no teste de log likelihood. Além disso, os resíduos de Cox-Snell<sup>8</sup>, apresentados na Figura 1, indicam um bom ajuste do modelo com a distribuição Gamma.

<sup>7</sup> Todos os parâmetros estimados nas cinco distribuições foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 1%.

<sup>8</sup> Os resíduos de Cox-Snell servem para mensurar o ajustamento de um modelo. O modelo com melhor ajustamento é aquele que possui a curva de sua distribuição mais próxima à curva desses resíduos. Ademais, o teste de AIC e log likelihood possuem a mesma função e complementam os resultados obtidos por Cox-Snell. Para o AIC, o melhor modelo corresponde àquele que possui o menor valor neste teste e, no log likelihood, a distribuição que tiver o maior valor é a mais adequada. Em caso de resultados diferentes entre esses dois testes, o resultado do Critério de Akaike prevalece (STATA, 2013, p. 377-379).



**Figura 1 - Resíduo de Cox-Snell para distribuição Generalized Gamma**

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa Mensal do Emprego.

Em relação à condição no domicílio, os chefes de família ficam desempregados por um tempo 21,78% menor que os não possuem tal condição na família. Segundo Menezes e Cunha (2013), essa situação reflete a situação deles serem os principais responsáveis pela composição da renda familiar, o que gera incentivos para que procurem mais rapidamente um novo emprego. Considerando a cor, os indivíduos brancos tendem a permanecer na desocupação por um período 9,14% menor que os não brancos. Já a condição no último emprego indica que o exercício de uma atividade com carteira assinada (formal) anteriormente reduz a duração da desocupação em 36,05%, quando comparada com as pessoas que trabalharam no segmento informal.

Contudo, a escolaridade aponta que as pessoas com nível 1 de instrução têm uma probabilidade 13,30% maior que aqueles que são analfabetos ou possuem até três anos de estudo (nível 0) de continuarem desocupados. Os indivíduos que apresentam escolaridade entre oito e dez anos de estudo tendem a permanecer desocupados por um período 45,14% maior que os com nível 0 de instrução. Já o nível 3 de instrução sobrevive no desemprego por um tempo 66,45% maior que os das pessoas do nível 0. Esses valores sugerem que a duração do desemprego tende a ser mais elevada quanto maior for a quantidade de anos dedicados ao estudo.

Resultados semelhantes foram obtidos por Menezes e Cunha (2013), em que os indivíduos com maior escolaridade têm a expectativa de receberem maiores rendimentos, o que indica que eles sejam mais seletivos em relação aos postos de trabalho que desejam ocupar. Mas os resultados diferem aos encontrados por Foley (1997) na Rússia e por Galiani e Hopenhayn (2000) na Argentina.

Em relação à forma de saída do último emprego, os indivíduos que foram demitidos sobrevivem na desocupação por um tempo 59,68% menor que os não demitidos. Já a variável faixa etária apresenta efeitos parecidos na duração do desemprego, considerando os indivíduos mais jovens e os mais velhos. As pessoas com idade entre 20 e 24 anos tendem a permanecer desocupados por um período 0,49% maior que aqueles com 16 a 19 anos (categoria base). A faixa etária dos 45 aos 60 anos tem a probabilidade de sobrevivência no desemprego 20,76% maior que os da categoria base.

Resultados diferentes dos encontrados por Antigo e Machado (2006) e Cacciamali et al. (2013). Todavia, as outras faixas etárias apresentam uma menor probabilidade de continuidade na desocupação, quando comparados com as pessoas com 16 a 19 anos. Esse resultado pode ser

explicado pela maior experiência profissional (quantidade de anos trabalhados) e qualificação acumulada pelos indivíduos ao longo de suas vidas, conforme Menezes-Filho e Pichetti (2000).

Além disso, para verificar os efeitos da crise na duração do desemprego, foram estimados dois modelos distintos: um para o período pré-crise (2003-2007) e outro para o pós-crise (2008-2015), conforme Tabela 3. Foram utilizadas também variáveis binárias para cada uma das regiões metropolitanas (RM) da Pesquisa Mensal do Emprego e, para verificar o efeito dos anos nas estimativas, foram obtidos os resultados para 2003 e 2015. Dessa forma, a estimativa [1] corresponde ao modelo no período pós-crise sem as *dummies* de região metropolitana. O [2] representa o modelo com binárias para região metropolitana para todo o período analisado e a [3] é a do período 2008-2015. Os modelos [4] e [7] mostram as estimativas para o período 2003-2007 sem e com as *dummies* de local de residência dos indivíduos entrevistados na PME, respectivamente. Já [5], [6], [8] e [9] correspondem respectivamente aos modelos para os anos 2003 e 2015 sem e com as *dummies* de região metropolitana.

No período pós-crise, os indivíduos tendem a permanecer mais no desemprego, se tiverem os níveis 1,2 e 3 de instrução, caso comparados às pessoas analfabetas ou com até três anos de estudo. Os percentuais são respectivamente de 25,09%, 65,62% e 101,88%. Tais resultados sugerem que a crise aumentou a duração da desocupação em relação às estimativas para todo o período analisado na Tabela 2. No entanto, a forma de saída do último emprego e o sexo apresentam uma tendência antagônica a da variável escolaridade. Caso a pessoa tenha sido demitida entre 2008 e 2015, ela continuaria desocupada por um período 46,44% menor que os que não foram demitidos.

Se for homem, o indivíduo tem uma chance 34,89% menor de prosseguir na situação de desocupação que as mulheres, conforme os resultados encontrados por Antigo e Machado (2006), Oliveira e Carvalho (2006) e Menezes e Cunha (2013). Os desempregados com faixa etária de 30-34 anos e 35-44 anos, brancos e chefes de família também tendem a permanecer por menos tempo procurando um novo posto de trabalho no pós-crise, quando comparado ao modelo para todos os anos analisados (2003-2015). Em contrapartida, essa situação se inverte quando se considera a situação do último emprego (formal ou informal), as idades de 20-24 anos, 25-29 anos e de 45-60 anos.

Isso indica que após 2008 o mercado de trabalho ficou “mais restritivo” para os mais jovens e mais velhos, além dos indivíduos que almejavam postos de trabalho com carteira assinada. Neste caso, os resultados encontrados corroboram com os de Cacciamali e Tatei (2010), em que a taxa de desemprego entre as diferentes faixas etárias diminui conforme a expansão da idade. Os autores destacam que os jovens possuem taxas de ocupação reduzidas e elevadas taxas de desocupação, quando comparados às outras faixas etárias. Entretanto, salientam que ela não é tão alta entre os indivíduos com idade mais elevada. Em contrapartida, na Rússia, Grogan e Berg (1999) concordam que a incidência dessa variável seja maior entre os jovens, mas afirmam que a sua duração não difere significativamente entre os distintos grupos etários.

Além disso, aqueles resultados também se mantêm no modelo com as binárias para as regiões metropolitanas, exceto para faixa etária de 35-44 anos. Estas pessoas passaram a ter uma probabilidade 3,63% menor de sobreviverem no desemprego que os desocupados com 16-19 anos. No modelo sem as *dummies*, esse valor era de 0,23%. Cabe destacar que as estimativas do modelo [3] geraram probabilidades menores para a situação do último emprego, sexo, condição no domicílio, escolaridade nos níveis 2 e 3, forma de saída do último emprego e para 45-60 anos, comparado a [1].

**Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros da função de sobrevivência no Brasil metropolitano para distribuição Generalized Gamma**

Variáveis	Coeficientes								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
Formal	-0.5909	-0.2499	-0.3347	-0.1337	0.0415	-0.4936	0.0035	0.0760	-0.4175
Masculino	-0.4290	-0.3833	-0.3415	-0.4584	-0.4208	-0.3641	-0.4242	-0.4023	-0.3105
Branco	0.0355	0.0469	0.0751	-0.2534	-0.1606	0.2364	-0.0158	-0.0137	0.2033
Chefe	-0.2111	-0.2302	-0.1887	-0.2732	-0.3208	-0.1212	-0.2543	-0.2872	-0.1293
Demitido	-0.6244	-0.8263	-0.6128	-1.2104	-1.1077	-0.6318	-1.0950	-1.1014	-0.5970
Nível 1	0.2239	0.1556	0.2412	0.1047	0.1706	0.3974	0.1597	0.1596	0.3938
Nível 2	0.5045	0.3734	0.4925	0.3779	0.4930	0.7234	0.4066	0.4439	0.6344
Nível 3	0.7025	0.4811	0.6553	0.5201	0.6111	0.9567	0.5385	0.5536	0.8637
20-24 anos	-0.0547	-0.0444	-0.0710	0.0247	-0.0685	0.0231	-0.0515	-0.1037	0.0345
25-29 anos	-0.0401	-0.0942	-0.0574	-0.0256	-0.0727	-0.0372	-0.1260	-0.0985	-0.0422
30-34 anos	-0.0442	-0.1379	-0.0922	-0.0433	-0.0221	-0.0643	-0.1463	-0.0758	-0.0436
35-44 anos	0.0023137***	-0.1115	-0.0370	-0.0266	0.0370	-0.0363	-0.1467	-0.0343	0.0036
45-60 anos	0.3282	0.0251	0.1954	0.1042	0.1621	0.1449	-0.0756	0.0612	0.1216
constante	3.6765	1.8724	1.3495	4.6479	4.2818	3.3696	2.3050	3.1092	2.1948
Recife		1.0742	0.3700				1.5854	0.7556	0.2542
Salvador		2.8973	2.5262				3.2252	2.0363	1.2368
Rio de Janeiro		3.3173	3.1765				3.2964	1.8928	1.9590
São Paulo		2.0457	2.0560				1.8837	1.0176	1.3176
Porto Alegre		1.1668	1.1173				1.1075	0.4310	0.4546
ln_sigma	0.5533	0.7204	0.6856	0.3609	0.3341	0.2878	0.6554	0.3777	0.3608
sigma	1.7391	2.0554	1.9850	1.4347	1.3967	1.3335	1.9260	1.4590	1.4344
kappa	0.6765	0.2857	0.2384	1.0412	0.9080	0.8500	0.4653	0.7989	0.6804
Log likelihood	-46,846,393	-9,142,193	-43,970,629	-49,115,542	-11,202,510	-5,041,957	-46,745,655	-1,091,597	-4,855,589
Observações	136,927	288,395	136,927	151,468	33,574	16,975	151,468	33,574	16,975

\*\*\* Não significativo ao nível de 10%<sup>9</sup>.

Fonte: Elaborado com base na Pesquisa Mensal do Emprego.

Por outro lado, os indivíduos brancos tendem a continuar na procura por um novo trabalho por um período 7,80% maior que o para os não brancos. O nível 1 e as faixas etárias de 20-24 anos, 25-29 anos e 30-34 anos também apresentam probabilidades maiores que a do modelo [1], o que sugere que o local de residência do indivíduo desempregado pode influenciar positivamente na duração do desemprego dos mais jovens e com baixa escolaridade (de 4 a 7 anos de estudo).

Já no período pré-crise, as pessoas com diferentes níveis de escolaridade continuam no desemprego com porcentagens menores que as obtidas de 2008 a 2015. Para os níveis 1, 2 e 3, elas foram de 11,04%, 45,92% e 68,22%, respectivamente. Isso indica que na fase anterior a 2008 as pessoas mais instruídas conseguiam um emprego com mais facilidade, conforme Cacciamali et al. (2013). Os indivíduos do sexo masculino, brancos, chefes de família, demitidos e com idade entre 35 e 60 anos também tiveram menor probabilidade de sobreviver na desocupação, se comparados às pessoas desempregadas no pós-crise.

Contudo, a duração do desemprego foi maior para o setor formal e para os mais jovens no pré-crise. As pessoas que já trabalharam com carteira assinada (formal) continuam desocupados por um período 12,52% menor que os desempregados que já exerceram alguma atividade no segmento informal. A faixa etária dos 20-24 anos sobrevive nessa situação por um tempo 2,50% maior que os

<sup>9</sup> Todos os outros parâmetros estimados nos nove modelos foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 1%.

com 16-19 anos. Assim, o trabalho anterior na informalidade e a pouca ou nenhuma experiência profissional dos mais jovens tornaram mais difícil a saída desses indivíduos da condição de desocupados.

No modelo com a inclusão das regiões metropolitanas, o período pré-crise mantém as mesmas tendências observadas para os regressores. No entanto, a condição do último emprego mostra que já ter ocupado uma função formal aumenta a duração do desemprego para os desocupados. As variáveis explicativas relacionadas à escolaridade, sexo, cor, condição no domicílio e forma de saída do último emprego apontam para um tempo maior destinado à procura por trabalho. Isso também se verifica entre os indivíduos mais jovens e os mais velhos.

No entanto, a sobrevivência nessa condição tende a ser menor se comparado com o modelo [4]. Além disso, o período de 2008-2015 foi mais benéfico para os desempregados em relação à região metropolitana de residência. As estimativas para Recife, Salvador e Rio de Janeiro sugerem que as pessoas permanecem por menos tempo desocupadas nessas localidades do que em Belo Horizonte no pós-crise. O mesmo é válido para a condição do último emprego e a faixa etária dos 20 aos 24 anos, conforme Cacciamali et al. (2013). Em relação às outras variáveis, o pré-crise teve uma influência maior na diminuição da sobrevivência nessa condição.

No ano de 2003, seja no modelo com ou sem as variáveis de região metropolitana, os indivíduos do sexo masculino, brancos, demitidos no último trabalho, chefes de família e com idade entre 20 e 34 anos continuavam a procurar trabalho por uma menor quantidade de meses. Mas, residir em Salvador e Rio de Janeiro assegurava ao desocupado uma maior sobrevivência no desemprego, conforme Menezes e Cunha (2013). Em relação a 2015, os homens, exonerados no último emprego, chefes de família e na faixa etária dos 25 aos 34 anos conseguiam mais facilmente uma realocação no mercado de trabalho, seja no modelo com ou sem as binárias de RM.

Todavia, esse ano foi marcado por uma maior duração do desemprego para todos os níveis de escolaridade do que em 2003. Esse fato pode ser explicado pelo menor crescimento da economia brasileira nos últimos anos e a seletividade dos indivíduos mais instruídos em relação ao emprego, isto é, que ele seja condizente com sua qualificação e que ofereça maior remuneração. Além disso, 2003 registrou menor sobrevivência das pessoas na desocupação para as outras variáveis explicativas, exceto na condição do último emprego e nas *dummies* de região metropolitana.

Dessa forma, verificou-se que de modo geral as mulheres, os indivíduos não chefes de família, não exonerados do último emprego, com maior nível de escolaridade, residentes em Salvador ou Rio de Janeiro e com idade de 45 a 60 anos sobreviveram por mais tempo na desocupação nos diferentes modelos estimados. O período de pré-crise foi mais benéfico para os desempregados chefes de família, homens, demitidos, brancos e na faixa etária dos 25 aos 34 anos encontrarem uma ocupação. No entanto, o pós-crise foi marcado pela sobrevivência menor dos chefes de família, dispensados do último trabalho, que já trabalharam em uma atividade com carteira assinada e têm de 20 a 34 anos nessa condição.

Verifica-se assim, que a duração do desemprego da mulher vem sido destacado em vários estudos nacionais e internacionais. Neste contexto, os estudos de Oliveira e Carvalho (2006) e Cacciamli e Tatei (2010) destacam que esses resultados podem estar ligados a situações de discriminação no mercado de trabalho, em que elas enfrentam maiores dificuldades para ocupar cargos de melhor qualidade, além de terem um nível de desemprego muito superior ao dos homens. Esses fatores podem representar possíveis explicações para a sobrevivência delas por mais tempo na procura por emprego.

Ademais, o ano de 2003 se mostrou de modo geral mais favorável para saída do desemprego que 2015, indicando que os fundamentos macroeconômicos de cada período tenham influenciado nesse resultado. Já inclusão das regiões metropolitanas em alguns modelos sugere que pode haver o problema da heterogeneidade nos dados, em virtude de cada localidade ter característica inerentes à estrutura produtiva e ao mercado de trabalho que podem interferir nas estimativas, como a alterações dos coeficientes de alguns regressores. Assim, novos estudos devem ser realizados para verificar se realmente esses fatores influenciam de maneira significativa nos resultados econométricos e nas tendências observadas neste trabalho.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho é analisar os fatores que mais influenciaram na duração do desemprego brasileiro no período de 2003 a 2015, verificando também o comportamento desta variável no período pós-crise de 2008. Dessa forma, verificou-se que o desemprego tende a ser menor para o período pós-crise e para as pessoas que são do sexo masculino, brancas, chefes de família, que já trabalharam em atividades formais, demitidos no último emprego e residentes em Belo Horizonte e Porto Alegre.

A sobrevivência no desemprego teve maior duração para o setor formal e para os mais jovens no pré-crise. As pessoas que já trabalharam no setor formal permanecem desocupados por um período menor que os desempregados que já exerceram alguma atividade no segmento informal. A faixa etária dos 20-24 anos também tende a sobreviver nessa situação por um tempo maior que os com 16-19 anos. Por conseguinte, o trabalho anterior na informalidade e a pouca ou nenhuma experiência profissional dos mais jovens tornaram mais difícil a saída desses indivíduos da condição de desocupados.

No modelo com as variáveis de regiões metropolitanas, o período 2003-2007 conserva as mesmas tendências observadas para essas variáveis explicativas. Em contrapartida, a condição do último emprego sugere que já ter ocupado uma função formal aumenta a duração do desemprego para esses indivíduos nesse momento histórico. Já a escolaridade, sexo, cor, condição no domicílio e forma de saída do último emprego apontam para um tempo maior destinado à procura por trabalho. Isso também se verifica entre os indivíduos mais jovens e os mais velhos.

Ademais, o período pós-crise se mostrou mais benéfico para os desempregados em relação à região metropolitana de residência. As estimativas para Recife, Salvador e Rio de Janeiro sugerem que as pessoas apresentam maior facilidade para saírem da condição de desocupadas nessas localidades do que em Belo Horizonte. O mesmo é válido para a condição do último emprego e a faixa etária dos 20 aos 24 anos. Em relação às outras variáveis, o pré-crise teve uma influência maior na diminuição da sobrevivência nessa condição.

No ano de 2003, seja no modelo com ou sem as variáveis de região metropolitana, os indivíduos do sexo feminino, não brancos, que não foram demitidos no último trabalho, que não são chefes de família e com idade entre 45 e 60 anos continuavam a procurar trabalho por uma maior quantidade de meses. Mas, residir em Salvador e Rio de Janeiro assegurava ao desocupado uma maior sobrevivência no desemprego. Em relação a 2015, os homens, exonerados no último emprego, chefes de família e na faixa etária dos 25 aos 34 anos conseguiam mais facilmente arrumar um trabalho.

Todavia, 2003 foi marcado por uma menor duração do desemprego para todos os níveis de escolaridade do que em 2015. Isso indica que o menor crescimento da economia brasileira nos últimos anos e a seletividade dos indivíduos mais instruídos em relação ao emprego contribuíram para os resultados positivos naquele ano. Além disso, 2015 registrou maior sobrevivência das pessoas na desocupação para os outros regressores, exceto na condição do último emprego e nas *dummies* de região metropolitana.

De modo geral, os homens, os chefes de família, exonerados do último emprego, com menor nível de escolaridade, residentes em Porto Alegre ou Salvador e com idade de 25 a 34 anos sobreviveram por menos tempo na desocupação nos diferentes modelos estimados. O período de pré-crise foi menos benéfico para os desempregados não chefes de família, mulheres, não demitidos, não brancos e na faixa etária dos 45 aos 60 anos encontrarem uma ocupação. No entanto, o pós-crise foi marcado pela sobrevivência menor dos chefes de família, dispensados do último trabalho, que já trabalharam em uma atividade com carteira assinada e têm de 20 a 34 anos nessa condição.

Por outro lado, o ano de 2003 se mostrou de modo geral mais favorável para saída do desemprego que 2015, indicando que a conjuntura econômica brasileira em cada período interferiu nesse resultado. Já inclusão das regiões metropolitanas em alguns modelos aponta que os desempregados residentes em Rio de Janeiro e Salvador procuram trabalho por mais tempo que nas

outras localidades. Em relação ao modelo para todo o período analisado, os homens, chefes de família, que trabalharam no setor formal, dispensados do último emprego e com faixa etária de 25 a 44 anos encontraram mais facilmente um trabalho. A residência dos indivíduos desocupados que se localizam em Porto Alegre e Rio de Janeiro assegurava também uma menor sobrevivência no desemprego.

Cabe destacar que os a introdução das regiões metropolitanas nas estimativas gerou mudança de sinal dos parâmetros para as variáveis cor e idade dos 20 aos 24 anos, o que também foi observado em outros modelos. Isso sugere que pode haver o problema da heterogeneidade nos dados, em virtude de cada localidade ter característica inerentes à estrutura produtiva e ao mercado de trabalho que podem interferir nas estimativas.

Assim principal contribuição desta pesquisa foi comparar a duração de desemprego nos diferentes períodos, sobretudo pós-crise de 2008. O que trouxe resultados relevantes sobre o comportamento sobre a probabilidade de o indivíduo continuar a procura por emprego. Verificando assim uma maior probabilidade do indivíduo encontrar um emprego no período pós-crise, resultados esses encontrados por Menezes e Cunha (2013).

Esta pesquisa teve como limitação os fatores, produtivos e sócios econômicos que influenciam na desocupação e que alteram de maneira significativa os resultados econométricos e as tendências observadas neste trabalho. Desta forma, este estudo sugere como pesquisa futura uma análise em conjunto com os fatores

## REFERÊNCIAS

ABRAHAM, K. G.; SHIMER, R. Changes in unemployment duration and labor force attachment. *NBER Working Papers* n. 8513, National Bureau of Economic Research, Inc.2001.

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.

ARRUDA, E. F. Uma análise da severidade do desemprego no Estado do Rio Grande do Sul. *Indic. Econ. FEE*, Porto Alegre, v. 43, n. 4, p. 119-134, 2016.

BORSIC, D.; KAVKLER, A. Modeling unemployment duration in Slovenia using Cox regression models. In: *Transition Studies Review*, Springer, v. 16, p. 145-156, Mai. 2009.

CACCIAMALI, M. C. LIMA, T. T.; TATEI, F. Determinantes da duração do desemprego no Brasil em crises econômicas. *XI Ciclo de debates em economia industrial, trabalho e tecnologia*. PUCSP. Maio, 2013. Disponível em: <[http://www.pucsp.br/eitt/downloads/21\\_12\\_10/xi-ciclo-de-debates/xi-ciclo-cacciamali-toledo-tatei.pdf](http://www.pucsp.br/eitt/downloads/21_12_10/xi-ciclo-de-debates/xi-ciclo-cacciamali-toledo-tatei.pdf)>. Acesso em: 30 jul. 2016.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Crise econômica mundial: mudanças nas características do desemprego no mercado de trabalho brasileiro? In: Amilton Moretto; José Dari Krein; Marcio Pochmann; Júnior Macambira. (Org.). *Economia, Desenvolvimento Regional e Mercado de Trabalho do Brasil*. Fortaleza: IDT; BNB; CESIT, p. 53-77, 2010.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, New York, 2005.

Cox, D. 'Regression models and life tables', *Journal of the Royal Statistical Society* 32, 187-220. Marc.1972

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.

FOLEY, M. *Determinants of unemployment duration in Russia*. Economic Growth Center, Yale University, 1997.

GALIANI, S.; HOPENHAYN, H. A. *Duration and risk of unemployment in Argentina*. Buenos Aires: Instituto Torcuato Di tella, 2000.

GHOSHRAY, A.; ORDÓÑEZ, J.; SALA, H. Euro, Crisis and Unemployment: Youth Patterns, Youth Policies? *IZA Discussion Paper No. 9952* May 2016.

GREENE, W. *Econometric analysis*. 7th Ed., Prentice Hall, 2012.

GROGAN, L.; BERG, G. J. *The duration of unemployment in Russia*. Tinbergen Institute Amsterdam, 1999.

KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, v. 25, p.646-679, Jun. 1988.

LIRA, S.A ; SAMPAIO, A.V.Duração do desemprego na região metropolitana de curitiba. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, Curitiba, n. 109, p. 139-160, Jul./Dez. 2006.

MENEZES, A. I.; CUNHA, M. S. Uma análise da duração do desemprego no Brasil (2002 - 2011). *R. Bras. Eco. de Emp.* 2013, vol. 13, n. 01, p. 37-58.

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

MORTENSEN, D. *Job search and labor market analysis*, Volume 1L Edited by O. Ashenfelter and R. Layard ©Elsevier Science Publishers B V, 1986.

OLIVEIRA, V. H.; CARVALHO, J. R. 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.

REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. *Econ. Apl.* v. 18 n.1. Ribeirão Preto Jan./Mar. 2014 Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1413-80502014000100002](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502014000100002)>. Acesso em 12 de julho de 2016.

REIS, M. Uma Análise da Transição dos Jovens. *RBE Rio de Janeiro*. V. 69 n. 1 / p. 125–143 Jan-Mar. 2015.

ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. 4ed.2012.

SANTOS, D. B. L. Os Efeitos das Transferências de Renda Sobre a Duração do Emprego no Mercado Formal. *FGV/EAESP Working Papers Series*. Mar. 2016. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/15759/paperDanilo.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em 04/08/2016.



STATA. *Stata survival analyses and epidemiological tables reference manual. Parametric survival models – Remarks and exemples*. Texas: StataCorp LP, College Station, 2013.

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

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