

A OFERTA DE TRABALHO DOS CASAIS: UMA ANÁLISE DA TRANSIÇÃO DA DESOCUPAÇÃO PARA O EMPREGO NO BRASIL METROPOLITANO DE 2003 A 2015

Marcela Gimenes Bera Oshita¹
Valdelei Peretti Filho²
Carlos Henrique Machado Simão³
Marina Silva da Cunha⁴

Área 6: Macroeconomia, Moeda e Finanças

RESUMO

Este artigo tem como o objetivo verificar o impacto do capital humano e a influência do ciclo econômico da economia brasileira sobre a oferta de trabalhos dos casais entre 2003 e 2015. A metodologia empregada neste trabalho é o método da análise de sobrevivência por meio do método paramétrico. Os resultados encontrados foram que a desocupação tende a ser maior para os cônjuges do sexo feminino, não brancos e já trabalharam em atividades informais, desempregados entre 2003 e 2014 e residentes em São Paulo e Rio de Janeiro em 2015. Por outro lado, os chefes de família brancos, do sexo masculino e que já trabalharam em atividades formais, desocupados e residentes em Belo Horizonte e Recife em 2015 obtiveram novos postos de trabalho com maior êxito ao longo do período analisado. Além disso, os cônjuges não brancos, mulheres ou que já trabalharam na informalidade, que vivem em Belo Horizonte e não foram demitidos, têm idade entre 16 e 19 anos, são analfabetos ou estudaram por até três anos podem ser uma mão de obra adicional na economia brasileira em 2015. Conclui-se assim, que maiores níveis de capital humano implicam na expansão na duração do desemprego, em cerca de 31%, para cônjuges ou chefes de família, e o ano de 2015 foi menos favorável para saída do desemprego que de 2003 a 2014.

Palavras chaves: Duração do desemprego; Trabalhador adicional; Capital humano.

ABSTRACT

The objective of this article is to verify the impact of human capital and the influence of the economic cycle of the Brazilian economy on the supply of jobs of the couples between 2003 and 2015. The methodology used in this work is the method of survival analysis, using method parametric. The results show that unemployment tends to be higher for non-white female spouses who have already worked in informal activities, unemployed between 2003 and 2014 and living in São Paulo and Rio de Janeiro in 2015. On the other hand, white male families who had already worked in formal, unoccupied and resident activities in Belo Horizonte and Recife in 2015 obtained new jobs with greater success during the analyzed period. In addition, non-white spouses, women or those who have worked in the informal sector, who live in Belo Horizonte and were not dismissed, are between the ages of 16 and 19, are illiterate or have studied for up to three years may be an additional worker in the Brazilian economy in 2015. Thus, it is concluded that higher levels of human capital imply the expansion of the unemployment duration by around 31% for spouses or heads of households, and 2015 was less favorable for unemployment from 2003 to 2014.

¹ Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia e docente colaboradora na Universidade Estadual de Maringá. E-mail: marcelagimenesbera@hotmail.com.

² Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: valdeleipf@gmail.com.

³ Mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: machado_simao@hotmail.com.

⁴ Docente na graduação e pós-graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: mscunha@uem.br.

Key words: Unemployment duration; Additional worker; Human capital.

Classificação JEL: E24; J64; J69.

1 INTRODUÇÃO

Nos anos de 2003 a 2015 o mercado de trabalho do Brasil teve variações significativas na taxa de desemprego que em meados do ano de 2003 chegou a 13%, no mesmo período de 2006 a 10,4%, em 2009 a 8,1%, já 2012 a 5,9% e 2015 em 6,9% (IBGE, 2016). Destaca-se, ainda que nas últimas décadas as mulheres cada vez mais ampliam sua participação no mercado de trabalho, considerando os arranjos familiares, elas representam cerca de 40% de chefes de famílias no Brasil (IBGE, 2014).

Assim as famílias, compartilham de uma função de produção, isto é um orçamento a partir de um conjunto de receitas e despesas, cuja a gestão tem um impacto sobre o bem-estar dos membros. Nesta perspectiva, o comportamento da oferta de trabalho das famílias, derivam de decisões intrafamiliar sobre o consumo, frente a sua função de produção, do salário reserva e da situação do mercado de trabalho. Desta forma, identificar como são as decisões sobre a oferta de trabalho das famílias são essenciais para explicar o comportamento do mercado de trabalho, e por isso este tema tem sido objeto de vários estudos internacionais.

Entre eles estão os de Heckman; Macurdy, 1982; Lundberg 1985; Heckman 1987; 1991; Cullen; Gruber, 1996; Spletzer 1997; Doris, 1999; Prieto-Rodríguez; Rodríguez-Gutiérrez, 2000; Stephens, 2002; Juhn; Potter 2007; Kohara, 2008; Ortigueira; Siassi 2013, que estudaram o efeito do trabalhador adicional frente à entrada da esposa no mercado de trabalho ao desemprego do marido.

Ademais estudos, sobre a oferta de trabalho dos cônjuges utilizando modelos de racionalidade coletiva, foram realizados por Lundberg (1988), Devoreux (2004), McGrattan e Rogerson (2008), Gihleb e Lifshitz (2016) nos Estados Unidos, Fortin e Lacroix (1997), no Canadá, Blundell, Chiappori e Magnac, (2007) no Reino Unido, que partiram da hipótese que as famílias se comportam como se fossem unidades únicas de tomada de decisão e Pareto eficientes, o que resulta de um processo de maximização da utilidade de cada um dos membros (cônjuges) dada a restrição orçamentária conjunta da família.

No Brasil, o efeito do trabalhador adicional foi objeto de estudo para Jatobá (1990), que investigou a taxa de participação na família no mercado de trabalho. Fernandes e Felício (2002) e Schmitt e Ribeiro (2004) verificaram o efeito trabalhador adicional para esposas. Duryea, Lam e Levison (2003) analisaram os efeitos dos choques econômicos sobre as transições da escola para o trabalho de crianças e adolescentes. Oliveira (2005) estimou o efeito trabalhador para o filho mais velho. Já Gonzaga e Reis (2011) verificou os efeitos trabalhador adicional e desalento. Por fim, Oliveira, Rios-Neto e Oliveira, (2014) estudou o efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil.

Já estudos abordagem sobre racionalidade coletiva foram realizadas por Fernandes e Scorzafave (2009) que investigaram o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros. Por sua vez, Gonçalves, Aquino e Menezes Filho (2015) que mostraram que quando há aumentos no salário mínimo, há uma diminuição da participação no mercado de trabalho dos adolescentes em 3% e um aumento na oferta de trabalho dos chefes e cônjuges em 1,4% e 4,7%, respectivamente.

Ainda os estudos de Gonçalves, Aquino e Menezes Filho (2015) verificou que a diferença na escolaridade entre chefes e cônjuges impacta positivamente a oferta de trabalho

dos cônjuges e diminui a oferta de trabalho dos chefes, ou seja, atua no sentido de aumentar o poder de barganha dos chefes no processo de decisão intrafamiliar sobre a oferta de trabalho.

De acordo com Becker (1991) o capital humano especializado produz retornos crescentes de escala e um forte incentivo para uma divisão do trabalho das famílias. Ainda a oferta de trabalho pode ser influenciada pelo ciclo econômico em que a queda na renda real das famílias em períodos de recessão, faz com que haja uma entrada de outros membros no mercado (GONZAGA; REIS, 2011).

Nesta perspectiva, qual o impacto do capital humano e a influência do ciclo econômico da economia brasileira sobre a oferta de trabalho dos casais? Assim, o objetivo deste trabalho foi verificar o impacto do capital humano e a influência do ciclo econômico da economia brasileira sobre a oferta de trabalhos dos casais entre 2003 e 2015.

Este trabalho se justifica, pois, a economia é composta por famílias que são tomadoras de decisões, que de forma agregada pode impactar na economia de um país ao longo do tempo. E, entender os determinantes da alocação de trabalho dentro das famílias frente ao capital humano e ciclos econômicos, pode trazer explicação sobre as relações do mercado de trabalho no Brasil nos últimos anos.

A metodologia empregada neste trabalho é o método da análise de sobrevivência, por meio do método paramétrico. Esta abordagem permite ver de maneira precisa e detalhada a probabilidade de os indivíduos ofertarem trabalho ou estarem desempregados, de acordo com o capital humano. Além disso, a questão do desemprego e ciclos com a transição dos desempregados para ocupação em períodos de crise, o que permite ver a teoria do trabalhador adicional.

Utilizou-se o tempo de duração do desemprego para tempo e como variável de falha a transição dos desocupados para ocupação. Esse método é comumente utilizado para estudos de duração do desemprego no Brasil, entre eles, o de Antigo e Machado (2006), Oliveira e Carvalho (2006), 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 cinco seções. Além desta introdução, na segunda 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 quarta seção, estão expostos e discutidos os resultados do trabalho. E, a quinta seção tem-se as considerações finais.

2 TEORIA

Esta seção tratará da teoria do trabalhador adicional, que trata dos efeitos do ciclo econômico nas decisões de oferta dos indivíduos. Ela também trata das diferenças na relação entre a taxa de desemprego e a força de trabalho.

2.1 TRABALHADOR ADICIONAL

A partir da depressão da década de 1930, surgiram os primeiros estudos de Woytinsky (1940) e Humprey (1940) sobre os trabalhadores adicionais no mercado de trabalho. Em que pessoas fora do mercado de trabalho em tempo de prosperidade equilibrada, podem entrar no mercado de trabalho em épocas de crises. Mais especificamente a teoria tradicional, descreve o efeito da oferta de trabalho da esposa mediante ao desemprego do marido e a redução da renda familiar.

Isto posto, a teoria econômica sugere que quando um chefe de família perde seu emprego, um membro secundário procura trabalho adicional para reforçar os recursos

domésticos visando manter o padrão de consumo e bem-estar. A literatura desenvolvida ao longo do tempo mostra que mudanças na taxa de desemprego podem ter impactos diferentes na taxa de participação da força de trabalho, isto é a existência do efeito trabalhador adicional pode variar entre as condições econômicas, decisões das famílias e entre os países.

Assim, há estudos em que o efeito do trabalhador adicional é fraco ou inexistente, ou seja, o desemprego no chefe de família tem pouco ou nenhum efeito sobre o aumento da oferta de trabalho dos outros membros das famílias (Mincer, 1962; Belton e Rhodes, 1976; Ashenfelter, 1980; Heckman e MaCurdy, 1980; Layard, Barton e Zabalza, Bardhan, 1984;1980; Pencavel, 1982; Lundberg, 1985, Maloney, 1987, 1991; Gruber & Cullen, 1996; Spletzer, 1997; Cullen e Gruber, 2000,).

Contudo, existem estudos que há efeito forte (Fernandes e Felício, 2005; Parker e Skoufias, 2004; Paz, 2001 e 2007; Stephens (2002), Kohara (2008) Gong (2011). Destaca-se que, os trabalhos Fernandes e Felício, 2005; Parker e Skoufias, 2004; Paz, 2001 e 2007 encontraram efeito forte para países em desenvolvimento. E os Stephens (2002) para os EUA, Kohara (2008) para o Japão e Gong (2011) na Austrália, encontraram efeito relevante da participação de mulheres no mercado de trabalho frente ao desemprego do esposo. Ainda, McGinnity (2002) encontra provas para a existência de efeito de trabalhador adicional na Alemanha Ocidental e nenhum efeito na Grã-Bretanha.

Destaca-se que Bredtmann, Otten, Rulff, (2014) desenvolveram um estudo para identificar o efeito do trabalhador adicional na Europa, com uma amostra de 28 países europeus no período de 2004 a 2011, identificou que o efeito do trabalhador adicional varia tanto no ciclo económico como diferentes regimes de bem-estar nos países.

Embora não haja unanimidade sobre o resultado de oferta de trabalho adicional, Lee e Parastanis (2014) verificaram as diferenças na relação entre a taxa de desemprego e a força de trabalho de países em desenvolvimento e países da OCDE e os resultados apontaram que o efeito do trabalhador adicional tende a ser pequeno ou não-existente em países desenvolvidos, enquanto a predominante nos países em desenvolvimento, isto é, há aumento da força de trabalho face ao aumento do desemprego.

3 METODOLOGIA

Para o desenvolvimento deste trabalho foi feita a coleta de dados a partir dos microdados da PME realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do ano de 2003 a 2015, de seis regiões metropolitanas (RM): Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Para a compilação dos dados foi utilizado o método de sobrevivência paramétrico e não 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 das variáveis e a descrição dos modelos.

3.1 BASE DE DADOS

A PME inclui 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, *sex ratio*, regiões metropolitanas, forma de saída do último emprego (exonerado ou não demitido) e cor (branco e não branco).

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.

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
Sex ratio	Igual a 1, se for homem, branco, formal, demitido, 35-44 anos, nível 1 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
2015	Igual a 1, se tiver sido entrevistado em 2015, e igual a 0, caso contrário

Fonte: Elaboração própria.

A duração do desemprego é o tempo de sobrevivência nos indivíduos desempregados. Assim a análise se dará no estado inicial do desemprego e sua entrada no emprego. 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. Esta variável foi obtida pela agregação da quantidade de pessoas desocupadas até trinta dias, de trinta e um dias a onze meses, de um ano a menos de dois anos e de dois anos até cinco anos. Todos esses dados foram transformados em meses, com o objetivo de obter os valores mensais daquela variável ao longo de todos os períodos de tempo que ela contempla. Ainda em relação à duração do desemprego, foram estimados modelos que abrangem todo o período analisado, o ano de 2015 e de 2003 a 2014 para os chefes de família e os cônjuges.

3.2 SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DO MODELO

Como os dados são censurados à direita em relação à duração do desemprego dos indivíduos, foi empregada essa censura 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 :

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t) \quad \text{Equação 1}$$

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:

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

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.

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 a forma de algumas distribuições, podendo ser exponencial, Weibull, Gamma, Gompertz, log-normal ou log-logística.

Os modelos paramétricos podem aparecer sob duas formas, a primeira delas é o modelo de riscos proporcionais (PH), que pode ser escrito como (Equação 3):

$$\lambda(t | \mathbf{x}) = \lambda(t | \alpha) \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad \text{Equação 3}$$

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 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 (4) mostra o formato do modelo AFT.

$$\ln t = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + u \quad \text{Equação 4}$$

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 .

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 uma análise descritiva dos dados e os resultados para o método 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 período, dado que ele tenha permanecido desocupado até o mesmo. No método paramétrico, foi escolhida a probabilidade de permanência no desemprego, para comparação e seleção do melhor modelo dentre as diferentes distribuições.

4.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Algumas características descritivas da amostra para os chefes de família, provenientes de todas as seis regiões metropolitanas contempladas pela PME são apresentadas no Quadro 2. A amostra analisada possui 18.673 indivíduos desocupados na condição de chefes de família e cônjuges. O tempo médio que os chefes de família continuaram desempregados, sem fazer distinção entre dados censurados ou não, é de cerca de 8 meses, em que a duração mínima é de 0,0333 meses e, a máxima, de 66 meses.

Com relação às características pessoais desses indivíduos, verifica-se que a proporção de desempregados do sexo masculino é de 60,42% e a de brancos é de 40,61%. A idade média dos chefes de família é de quase 38 anos. Com relação à faixa etária, os indivíduos com 16-19 anos representam 1,56% da amostra, os de 20-24 anos correspondem a 9,06%, os de 25-29 anos a 14,48%, os de 30-34 anos a 15,98%, os de 35-45 anos a 32,08% e, por fim, os de 45-60 anos denotam 26,85%.

Ademais, a média da escolaridade é de 4 a 7 anos de estudo, sendo que a escolaridade é composta por 11,23% de indivíduos desempregados pertencentes ao Nível 0 de ensino, 28,63% dos chefes de família desempregados fazem parte do Nível 1, 22,36% do Nível 2 e 37,78% do Nível 3 de ensino. Assim, eles têm em sua maioria 11 anos ou mais de estudos, o que corresponde a pelo menos o ensino médio incompleto.

Quadro 2 – Estatísticas descritivas para os chefes de família

Variável	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Duração do desemprego	8.0641	12.5426	0.0333	66
Formal	0.3426	0.4746	0	1
<i>Sexratio</i>	0.0029	0.0537	0	1
Masculino	0.5849	0.4928	0	1
Branco	0.3503	0.4771	0	1
Demitido	0.4426	0.4967	0	1
Nível 0	0.1142	0.3181	0	1
Nível 1	0.2861	0.4519	0	1
Nível 2	0.2231	0.4163	0	1
Nível 3	0.3766	0.4845	0	1
16-19 anos	0.0167	0.1280	0	1
20-24 anos	0.0936	0.2912	0	1
25-29 anos	0.1503	0.3574	0	1
30-34 anos	0.1629	0.3693	0	1
35-44 anos	0.3172	0.4654	0	1
45-60 anos	0.2589	0.4381	0	1
Recife	0.0880	0.2833	0	1
Salvador	0.2768	0.4474	0	1
Belo Horizonte	0.1074	0.3097	0	1
Rio de Janeiro	0.1602	0.3668	0	1
São Paulo	0.2691	0.4435	0	1
Porto Alegre	0.0985	0.2980	0	1
2015	0.0674	0.2508	0	1

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

Os chefes de família compreendem 34,75% dos indivíduos que anteriormente estavam empregados com carteira assinada e 46,15% dos que haviam sido demitidos pelos seus empregadores no trabalho anterior. As maiores proporções de desempregados estão em São Paulo, Rio de Janeiro e Salvador, com 48,11%, 21,70% e 14,65%, respectivamente. Em Belo Horizonte se encontram 5,67%. Ressalta-se que Recife e Porto Alegre têm as menores proporções, que são de 4,71% e 5,17%, respectivamente.

Por outro lado, os cônjuges com essas mesmas características representam 0,02% da amostra, conforme Quadro 3. O tempo médio que eles persistem na desocupação, sem fazer distinção entre dados censurados ou não, é de cerca de 9 meses, em que a duração mínima é de 1 dia e, a máxima, de 66 meses.

A proporção dos cônjuges desempregados do sexo feminino é de 83,51% e a de não brancos é de 58,05%. A idade média desses indivíduos é de cerca de 34 anos. Com relação à faixa etária, as com 16-19 anos denotam 3,50% da amostra, os de 20-24 anos correspondem a 14,45%, os de 25-29 anos a 18,76%, os de 30-34 anos a 19,42%, os de 35-45 anos a 28,64% e, por fim, os de 45-60 anos representam 15,11%.

Quadro 3 – Estatísticas descritivas para os cônjuges

Variável	Média	Desvio-padrão	Min	Max
Duração do desemprego	8.9715	13.1891	0.0333	66
Formal	0.2419	0.4282	0	1
<i>Sexratio</i>	0.0004	0.0194	0	1
Masculino	0.1912	0.3933	0	1
Branco	0.3595	0.4799	0	1
Demitido	0.3141	0.4642	0	1
Nível 0	0.0922	0.2893	0	1
Nível 1	0.2659	0.4418	0	1
Nível 2	0.2252	0.4177	0	1
Nível 3	0.4167	0.4930	0	1
16-19 anos	0.0343	0.1821	0	1
20-24 anos	0.1419	0.3489	0	1
25-29 anos	0.1926	0.3944	0	1
30-34 anos	0.1918	0.3937	0	1
35-44 anos	0.2868	0.4523	0	1
45-60 anos	0.1518	0.3589	0	1
Recife	0.0880	0.2833	0	1
Salvador	0.2768	0.4474	0	1
Belo Horizonte	0.1074	0.3097	0	1
Rio de Janeiro	0.1602	0.3668	0	1
São Paulo	0.2691	0.4435	0	1
Porto Alegre	0.0985	0.2980	0	1
2015	0.0528	0.2236	0	1

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

Ademais, a média da escolaridade é de 4 a 7 anos de estudo, sendo que a escolaridade é composta por 9,16% de indivíduos desempregados pertencentes ao Nível 0 de ensino, 26,19% dos cônjuges desocupados fazem parte do Nível 1, 22,50% do Nível 2 e 42,15% do Nível 3 de ensino. Assim, eles possuem em sua maioria 11 anos ou mais de estudo, que representa pelo menos o ensino médio incompleto.

Os cônjuges compreendem 76,51% dos indivíduos que anteriormente não estavam empregados com carteira assinada e 31,47% dos que haviam sido demitidos pelos seus empregadores no trabalho anterior. As maiores proporções de desempregados estão em São Paulo, Rio de Janeiro e Salvador, com 48,09%, 21,76% e 14,60%, respectivamente. Em Belo Horizonte se encontram 5,67%. Recife e Porto Alegre têm as menores proporções, que são de 4,69% e 5,19%, respectivamente.

A Figura 1(a e b) expressa a probabilidade de sobrevivência no desemprego conforme a região metropolitana em que residem os indivíduos ao longo de todo o período analisado. As regiões de Salvador e Rio de Janeiro apresentam as maiores taxas de sobrevivência na desocupação, em que aos 66 meses atinge mais de 56% dos chefes de família e influencia 63% dos cônjuges de ambas as regiões metropolitanas a permanecerem no desemprego. Assim, a saída do desemprego nessas regiões tende a ser mais difícil do que em qualquer outra. Todavia, Belo Horizonte e Porto Alegre possuem a menores taxa de sobrevivência para os casais.

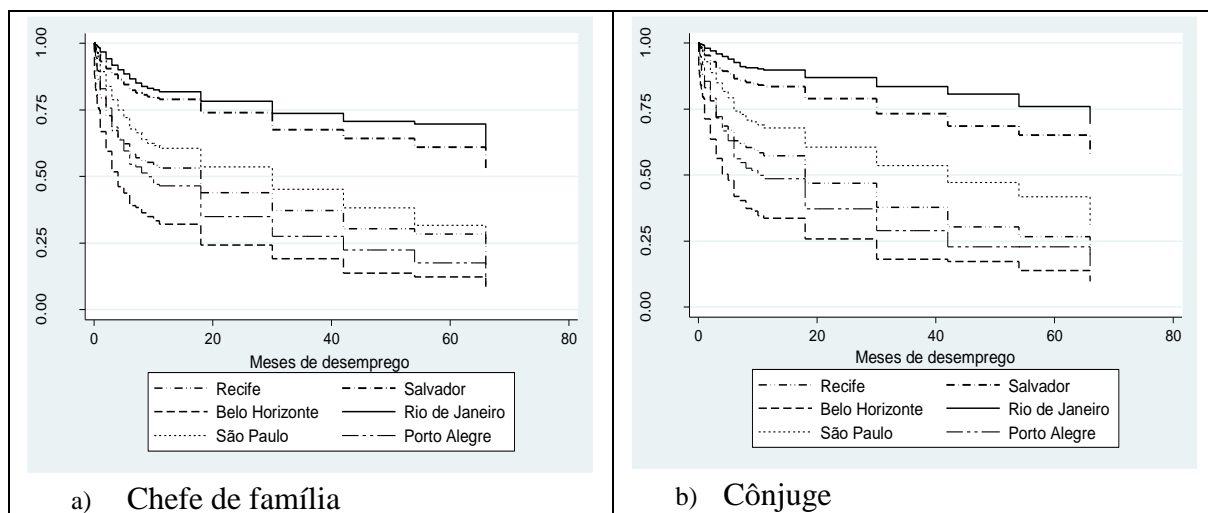


Figura 1 – Funções de sobrevivência do chefe de família e cônjuge nas regiões metropolitanas, estimador de Kaplan-Meier, Brasil, 2003-2015

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

As regiões metropolitanas de Recife e de São Paulo ocupam uma posição intermediária. Contudo, em Recife, a probabilidade de sobrevivência no desemprego é mais próxima das que foram observadas por Belo Horizonte e Porto Alegre. No final do período, a probabilidade de sobrevivência é de 19,99% para os cônjuges e de 15,96% para os chefes de família na região metropolitana de Recife. Belo Horizonte se destaca entre as regiões por registrar a menor probabilidade de sobrevivência no desemprego entre todas as regiões metropolitanas, sendo que no oitavo mês a probabilidade de sobrevivência é de cerca de 36,97% para os casais.

No sexagésimo-sexto mês, a probabilidade de sobrevivência no desemprego nas regiões de Belo Horizonte e Porto Alegre são respectivamente de 8,15% e 8,52% para os chefes de família e de 9,79% e de 15,53% para os cônjuges. Esse resultado também aponta que os chefes de família desocupados por mais tempo conseguem uma nova ocupação com mais facilidade que os cônjuges na mesma situação, conforme observado na Figura 1.

Dessa forma, foi observado que os chefes de família e cônjuges se constituem principalmente por pessoas não brancas, homens, não exonerados e do segmento informal no último emprego e com idade entre 35 e 44 anos. Em relação à escolaridade, eles tendem a ter pelo menos o ensino médio incompleto. Além disso, eles obtêm uma nova ocupação com mais facilidade que os cônjuges em todas as regiões metropolitanas analisadas.

4.2 MODELO PARAMÉTRICO

Na Tabela 1, estão as estimativas dos parâmetros das funções de sobrevivência para os chefes de família ao longo de todos os anos analisados, 2015 e o período de 2003-2014, respectivamente nos modelos (1), (3) e (5). As estimativas dos coeficientes das funções de

sobrevivência para os cônjuges nesses períodos são apresentadas nos modelos (2), (4) e (6), respectivamente. Destaca-se que os coeficientes estimados estão sob a forma de tempo de falha acelerado. Os resultados descritos na Tabela 2 e 3, apresentadas no Apêndice, para todas as distribuições são semelhantes. Entretanto, são apresentados a seguir os resultados obtidos com a distribuição Gamma, selecionada a partir do teste de Akaike (AIC) e com base no teste de *log likelihood*. Além disso, os resíduos de Cox-Snell⁵, apresentados na Figura 4 e 5 no Apêndice, indicam um bom ajuste do modelo com essa mesma distribuição.

Em relação ao sexo, os chefes de família ficam desempregados por um tempo 41,83% menor que as mulheres na mesma condição domiciliar. Os cônjuges do sexo feminino sobrevivem na desocupação por um período 52,57% maior que os homens entre 2003 e 2015. 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.

Tabela 1 - Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil metropolitano considerando a distribuição Gamma, 2003-2015⁶

Variáveis	Coeficientes					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Formal	-0.0169	0.0214	-0.1721	0.1672	-0.0186	0.0031
<i>Sexratio</i>	1.3830	1.1556	0.5242	-	1.3510	1.1882
Masculino	-0.5418	-0.7459	-0.3070	-0.7328	-0.5585	-0.7546
Branco	-0.0228	-0.0391	0.3097	0.1970	-0.0513	-0.0499
Demitido	-0.8911	-0.2912	-0.9313	-0.3255	-0.8879	-0.2841
Nível 1	0.0569	0.2078	0.0444	0.3120	0.0553	0.2141
Nível 2	0.1393	0.2869	0.2913	0.6439	0.1347	0.2679
Nível 3	0.2091	0.2632	0.4999	0.5433	0.1859	0.2500
20-24 anos	-0.0737	-0.0339	-0.0603	1.0328	-0.0971	-0.0556
25-29 anos	-0.1365	0.2005	0.2546	1.6363	-0.1801	0.1539
30-34 anos	-0.1750	-0.0555	0.8339	1.0588	-0.2419	-0.0760
35-44 anos	-0.0536	-0.0978	0.5976	1.5752	-0.1016	-0.1620
45-60 anos	0.1426	0.1966	0.6469	1.7476	0.1084	0.1501
constante	2.0774	1.4670	1.9550	-0.6509	2.1228	1.5454
Recife	1.0919	1.3086	0.6815	1.7149	1.1197	1.2740
Salvador	2.6165	3.1062	1.1262	1.9611	2.7314	3.2194
Rio de Janeiro	3.1388	3.7620	2.0537	3.2767	3.1947	3.7756
São Paulo	1.7874	2.1618	1.1803	2.8593	1.8112	2.1174
Porto Alegre	1.0959	1.1685	0.5831	1.7454	1.1169	1.1249
2015	0.1228	-0.0110	-	-	-	-
<i>ln_sigma</i>	0.5993	0.7506	0.0512	0.6985	0.6097	0.7480
<i>sigma</i>	1.8208	2.1182	1.0525	2.0108	1.8399	2.1128
<i>kappa</i>	0.4419	0.1743	1.1616	0.1326	0.4326	0.1833
Log likelihood	-6,642,005	-5,353,730	-381,901	-288,030	-6,246,513	-5,050,175
Observações	18,673	18,673	1,260	1,260	17,413	17,413

Fonte: Elaborado com base na Pesquisa Mensal do Emprego.

⁵ 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).

⁶ Todos os parâmetros estimados nas cinco distribuições foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 5%.

Considerando a cor, os cônjuges e chefes de família brancos tendem a permanecer na desocupação por um período 3,84% e 2,26% menor que os não brancos, respectivamente. Já a condição no último emprego indica que o exercício de uma atividade com carteira assinada (formal) anteriormente por parte dos chefes de família reduz a duração da desocupação em 1,67%, quando comparada com as pessoas que trabalharam no segmento informal.

No entanto, os cônjuges que já tiveram uma ocupação informal conseguem um novo trabalho com maior êxito. Esse resultado pode sinalizar que por já terem trabalhado em atividades informais, a recolocação profissional nesse mesmo segmento também tende a ser mais favorável. Além disso, eles podem começar a exercer uma atividade laboral para complementar a renda familiar e, por conseguinte, trabalhem novamente sem carteira assinada, a fim de conservar o bem-estar familiar.

Os chefes de família e cônjuges residentes em Salvador e Rio de Janeiro sobrevivem mais na procura por trabalho. Os casais de pessoas brancas, demitidas, com faixa etária de 35-44 anos, de 4 a 7 anos de estudo e moradores de Belo Horizonte também prosseguem por mais meses nessa situação. Entretanto, cônjuges obtêm nova ocupação com menos tempo que os principais responsáveis pela renda domiciliar em 2015. Isso pode indicar que a crise na economia brasileira induziu eles a ofertarem mais trabalho em decorrência da maior desocupação dos maridos ou esposas, ou seja, podem ser trabalhadores adicionais, conforme Lee e Parastanis (2014), Gonzaga e Reis (2011) e Fernandes e Felício (2002).

Por outro lado, a escolaridade aponta que os cônjuges com nível 1 de instrução têm uma probabilidade 23,09% maior que aqueles que são analfabetos ou possuem até três anos de estudo (nível 0) de continuarem desocupados. Esses indivíduos que apresentam escolaridade entre oito e dez anos de estudo tendem a permanecer desocupados por um período 33,23% maior que os com nível 0 de instrução.

Já o nível 3 de instrução sobrevive no desemprego por um tempo 30,11% maior que aquele observado nos cônjuges do nível 0. Resultados parecidos foram encontrados para os chefes de família, embora os valores sejam menores. Eles 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.

Em relação à forma de saída do último emprego, os chefes de família que foram demitidos sobrevivem na desocupação por um tempo 59,98% menor que os não demitidos. Para os cônjuges, esse percentual declina para 25,26%. Já a variável faixa etária apresenta efeitos parecidos na duração do desemprego, considerando os chefes de família mais jovens e os mais velhos. As pessoas com idade entre 20 e 24 anos tendem a permanecer desocupados por um período 7,10 % menor que aqueles com 16 a 19 anos (categoria base). A faixa etária dos 45 aos 60 anos tem a probabilidade de sobrevivência no desemprego 5,22% menor que os da categoria base.

Resultados diferentes dos encontrados por Antigo e Machado (2006). 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 e qualificação acumulada pelos indivíduos ao longo de suas vidas, conforme Menezes-Filho e Pichetti (2000). Nesse sentido, os cônjuges mais jovens persistem naquela condição inicial por uma quantidade maior de meses que os mais velhos, denotando que a quantidade de anos trabalhados é relevante para transição do desemprego para ocupação desses indivíduos.

No ano de 2015, os cônjuges 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 36,61%, 90,39% e 72,16%. Tais resultados

sugerem que a crise recente aumentou a duração da desocupação em relação às estimativas para todo o período analisado, na Tabela 1, para os casais. No entanto, sexo, *sex ratio*, a forma de saída do último emprego e as variáveis de região metropolitana apresentam uma tendência distinta a da variável escolaridade para eles. Caso o chefe de família seja branco, demitido, com faixa etária de 35-44 anos, de 4 a 7 anos de estudo e morador de Belo Horizonte, ele continuaria desocupado por um período 68,90% menor que aqueles que não possuem essas características.

Se for demitido, o cônjuge tem uma chance 27,78% menor de prosseguir na situação de desocupação que os não exonerados, conforme os resultados encontrados por Antigo e Machado (2006), Oliveira e Carvalho (2006) e Menezes e Cunha (2013). Os chefes de família e cônjuges com faixa etária de 35-44 anos e 45-60 anos, brancos e a situação do último emprego (formal ou informal) também permanecem por menos tempo procurando um novo posto de trabalho, quando comparado ao modelo para todos os anos analisados. Em contrapartida, essa situação se inverte quando se considera a forma de desligamento do último emprego (exonerado ou não demitido), sexo, região metropolitana e *sex ratio*.

Por conseguinte, 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 formais. Já no período 2003-2014, os chefes de família com diferentes níveis de escolaridade continuam no desemprego com porcentagens menores que as obtidas em 2015. Para os níveis 1, 2 e 3, elas foram de 5,68%, 14,41% e 20,43%, respectivamente. Os chefes de família e cônjuges do sexo masculino, brancos, exonerados e com idade entre 20 e 60 anos também tiveram menor probabilidade de sobreviver na desocupação, se comparados aos desempregados em 2015.

Contudo, a duração do desemprego foi maior para o setor formal, *sex ratio* e para os residentes em Salvador e Rio de Janeiro durante 2003 e 2014 para os casais. Cônjuges e chefes de família que já trabalharam com carteira assinada (formal) continuam desocupados por um período 0,76% menor que os desempregados que já exerceram alguma atividade no segmento informal. Os casais que vivem em Salvador e Recife sobrevivem respectivamente nessa situação por um tempo 1.918,36% e 3.301,44% maior que os não residentes dessas regiões metropolitanas. Assim, o trabalho anterior na informalidade e ser morador daquelas localidades tornaram mais difícil a saída desses indivíduos da condição de desocupados.

Todavia, o ano de 2015 foi marcado por uma maior duração do desemprego para todos os níveis de escolaridade do que nos outros períodos. 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. Assim, maiores níveis de capital humano implicam a expansão na duração do desemprego para as pessoas, independentemente de serem cônjuges ou chefes de família, conforme Reis e Aguas (2014).

Dessa forma, verificou-se que de modo geral as mulheres, os indivíduos não demitidos 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 2003 a 2014 foi mais benéfico para os cônjuges e chefes de família desempregados do sexo masculino, exonerados, brancos que já trabalharam em uma atividade com carteira assinada e na faixa etária dos 30 aos 34 anos encontrarem uma ocupação. No entanto, o ano de 2015 foi marcado pela sobrevivência menor daqueles indivíduos que foram dispensados do último trabalho, residentes em Salvador ou Rio de Janeiro e têm de 20 a 34 anos nessa condição.

A duração do desemprego da mulher também vem sendo destacado em vários estudos nacionais e internacionais. Resultados parecidos foram encontrados por McGrattan e Rogerson (2008), Lifshitz e Gihleb (2016) e Devereux (2004). Neste contexto, os estudos de Oliveira e Carvalho (2006) 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, os resultados encontrados de modo geral apontam que os cônjuges não brancos, mulheres ou que já trabalharam na informalidade, que vivem em Belo Horizonte e não foram demitidos, têm idade entre 16 e 19 anos, são analfabetos ou estudaram por até três anos tendem a ser uma mão de obra adicional na economia brasileira em 2015. Diversos trabalhos também sinalizam que há o efeito do trabalhador adicional para o Brasil e outros países, como Lee e Parastanis (2014), Kohara (2008), Lundberg (1985), Heckman e Macurdy (1982), Gonzaga e Reis (2011), Schmitt e Ribeiro (2004) e Fernandes e Felício (2002).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos do capital humano e do ciclo econômico na oferta de trabalho dos casais no período de 2003 a 2015. Dessa forma, verificou-se que o desemprego tende a ser menor para os cônjuges do sexo masculino, brancos e que já trabalharam em atividades formais, desocupados em 2015 e residentes em Belo Horizonte. Por outro lado, os chefes de família não brancos, do sexo feminino e que já trabalharam em atividades informais, desocupados e residentes em Belo Horizonte e Recife entre 2003 e 2014 obtiveram novos postos de trabalho com menor êxito ao longo do período analisado.

Por outro lado, as mulheres, os indivíduos não demitidos 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 2003 a 2014 não foi benéfico para os cônjuges e chefes de família desempregados do sexo feminino, não demitidos, não brancos que não trabalharam em uma atividade com carteira assinada e na faixa etária dos 45 aos 60 anos conseguirem uma ocupação. No entanto, o ano de 2015 foi marcado pela sobrevivência menor daqueles indivíduos que foram dispensados do último trabalho, residentes em Salvador ou Rio de Janeiro e têm de 20 a 34 anos nessa condição.

Ademais, os resultados encontrados de modo geral apontam que os cônjuges não brancos, mulheres ou que já trabalharam na informalidade, que vivem em Belo Horizonte e não foram demitidos, têm idade entre 16 e 19 anos, são analfabetos ou estudaram por até três anos podem ser uma mão de obra adicional na economia brasileira em 2015. Por sua vez, maiores níveis de capital humano implicam na expansão na duração do desemprego para as pessoas, em cerca de 31%, independentemente de serem cônjuges ou chefes de família.

Assim principal contribuição desta pesquisa foi comparar a duração de desemprego nos diferentes períodos, sobretudo em 2015, o que trouxe resultados relevantes sobre o comportamento sobre a probabilidade de o indivíduo continuar a procura por emprego. 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 tais fatores e das transições da inatividade para o desemprego e a ocupação.

REFERÊNCIAS

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.

APPS, P.; REES, R. Taxation and the household. *Journal of Public Economics*. v. 35, n. 3, p. 355–369, 1988.

BECKER, G. A. *Treatise on the Family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press. 1991.

BLOEMEN, H. G.; STANCANELLI, E. G. F. Market hours, household work, child care, and wage rates of partners: an empirical analysis. *Review of Economics of the Household*. v. 12, n. 1, pp 51–81. Mar. 2014.

BLUNDELL, R.; CHIAPPORI P. A.; MAGNAC, T. Collective Labour Supply: Heterogeneity and Non-Participation. *The Review of Economic Studies*. v. 74. n. 2. p. 417-445. Apr. 2007.

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.

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

CULLEN, J.; GRUBER, J. Does Unemployment Insurance Crowd out Spousal Labor Supply?. *Journal of Labor Economics*. v.18. n.3. p. 546-571. Jul.2000.

DEVEREUX, P. J. Changes in relative wages and family labor supply. *The Journal of Human Resources*. v. 39. n. 3. pp. 696-722. Summer, 2004.

DORIS, A. et al. Means testing disincentives and the labour supply of the wives of unemployed men: results from a fixed effects model. *Maynooth: National University of Ireland*, 1999. Disponível em: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.4297&rep=rep1&type=pdf>. Acesso em: 05/01/2017.

DURYEA, S.; LAM, D.; LEVISON, D. Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil. *J Dev Econ*. v. 84. n.1. p. 188–214. Sep. 2007. doi: 10.1016/j.jdeveco.2006.11.004

FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. O ingresso de esposas na força de trabalho como resposta ao desemprego dos maridos: uma avaliação para o Brasil metropolitano. In: *Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças*[S.l: s.n.], 2002.

FORTIN, B.; LACROIX, G. A test of the unitary and collective Models of household labour supply. *The Economic Journal*. v. 107. N. 443. p. 933-955. Jul. 1997.

GIHLEB, R.; LIFSHITZ, O. Dynamic Effects of Educational Assortative Mating on Labor Supply. *Discussion Paper*. n. 9958. May. 2016. Disponível em: <http://ftp.iza.org/dp9958.pdf> Acesso em 05/01/2017.

GONÇALVES, S. L.; AQUINO, N.; MENEZES FILHO. Minimum wage and the labor supply of poor families: a collective approach using data from the Continuous PNAD (2012-2015). *Working Paper Series*. n. 2015-40. Department of Economics- FEA/USP. 2015. Disponível em:

http://www.repec.eae.fea.usp.br/documentos/Goncalves_MenezesFilho_40WP.pdf> Acesso em: 05/01/2017.

GONZAGA, G.; REIS, M.C. Oferta de Trabalho e Ciclo Econômico: Os Efeitos Trabalhador Adicional e Desalento no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro v. 65 n. 2 / p. 127–148. Abr-Jun. 2011.

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

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE (2014). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 05 jan. 2017.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IBGE (2016). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 05 jan. 2017.

HECKMAN, J.; MACURDY, T. Corrigendum on A Life Cycle Model of Female Labour Supply. *The Review of Economic Studies*. v. 49. n. 4. p. 659-660. Oct., 1982.

JOTOBÁ, J. A família na força de trabalho: Brasil metropolitano – 1978-1986. In: Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais, 7. *Anais...* Campinas: Abep, 1990, p.147-174. Disponível em: <<http://www.abep.org.br>>. Acesso em: 15 dez. 2017.

JUHN, C.; POTTER, S. Is there still an added worker effect?. *Federal Reserve Bank of New York Staff report*. n. 310, 2007.

LEE, G.; PARASTANIS, J. Discouraged workers in developed countries and added workers in developing countries? Unemployment rate and labour force participation. *Economic Modelling*, v. 41, p. 90-98, 2014.

LUNDBERG, S. Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations. *The Review of Economics and Statistics*. v. 70. n. 2. p. 224-235. May.1988.

LUNDBERG, S (1985) The added worker effect. *Journal of Labor Economics*. v. 3.n. 1.p. 11-37. Jan. 1985.

MALONY, T. Employment constraints and labour supply of married women. A re-examining of the added worker effect. *The Journal of Human Resources*. v. 22. n. 1. p. 51-61. Winter, 1987.

MCGRATTAN, E. R.; ROGERSON, R. Changes in the Distribution of Family Hours Worked Since 1950. *Frontiers of Family Economics*. v. 1. 2008. Disponível em <<https://www.minneapolisfed.org/research/sr/sr397.pdf>> Acesso em 05/01/2017.

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

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.

OLIVEIRA, E. L. Transições: três aplicações a partir de dados das pesquisas domiciliares no Brasil. *Tese* (Doutorado em Demografia). Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, 2005.

OLIVEIRA, E. L.; RIOS-NETO, E.G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. O efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil. *R. bras. Est. Pop.* Rio de Janeiro. v. 31, n.1, p. 29-49, jan./jun. 2014.

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.

ORTIGUEIRA, S.; SIASSI, N. How important is intra-household risk sharing for savings and labor supply? *Journal of Monetary Economics*. v.60. n. 6. p 650–666. Set.2013

PRIETO-RODRÍGUEZ, J.; RODRÍGUEZ-GUTIÉRREZ, C. Participation of Married Women in the Labour Market and the 'Added Worker Effect' in Europa. *Iriss Working Paper*. n. 2000-12.

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>. Acesso em 12 de julho de 2016.

SCHMITT, C.; RIBEIRO, E. P. Participação feminina na força de trabalho e o efeito trabalhador adicional em Porto Alegre. *Ensaio FEE*. v. 25. n. 1. p. 145-170. Abr. 2004.

SPLETZER, J. Reexamining the Added Worker Effect. *Economic Inquiry*. v. 35. n. 2. p.417-427. Apr.1997.

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

STEPHEN, M. Worker Displacement and the Added Worker Effect. *J Journal of Labor Economics* v. 20. N. 3. p. 504-537. July 2002.

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.

APÊNDICE

Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil metropolitano considerando todas as distribuições para os chefes de família, 2003-2015

Variáveis	Coeficientes				
	Weibull	Exponencial	Log-normal	Log-logística	Gamma
Formal	-0.0483	-0.1281	-0.0031	-0.0198	-0.0169
<i>Sexratio</i>	1.0658	0.8811	1.6184	1.4199	1.3830
Masculino	-0.5118	-0.3837	-0.5438	-0.5382	-0.5418
Branco	-0.0292	-0.0106	-0.0142	-0.0167	-0.0228
Demitido	-1.0034	-1.0240	-0.7879	-0.9045	-0.8911
Nível 1	0.0172	-0.0092	0.0871	0.0488	0.0569
Nível 2	0.0925	0.0234	0.1741	0.1323	0.1393
Nível 3	0.1463	0.0664	0.2462	0.1955	0.2091
20-24 anos	-0.0797	-0.0284	-0.0577	-0.0659	-0.0737
25-29 anos	-0.1392	-0.0844	-0.1363	-0.1186	-0.1365
30-34 anos	-0.1600	-0.0818	-0.1727	-0.1681	-0.1750
35-44 anos	-0.0275	0.0401	-0.0563	-0.0323	-0.0536
45-60 anos	0.1569	0.1840	0.1183	0.1592	0.1426
constante	2.6590	2.6073	1.5715	1.7676	2.0774
Recife	0.9402	0.8412	1.2102	1.0867	1.0919
Salvador	2.2893	1.8720	2.8256	2.6355	2.6165
Rio de Janeiro	2.7431	2.1564	3.4305	3.1086	3.1388
São Paulo	1.4362	1.1379	2.0500	1.7899	1.7874
Porto Alegre	0.8108	0.6594	1.3235	1.1171	1.0959
2015	0.0877	0.0494	0.1495	0.1267	0.1228
ln_ro	-0.3069				
ln_sigma			0.7832		0.6010
ln_gamma				0.1594	
ro	0.7358				
1/ro	1.3591				
sigma			2.1884		1.8240
gamma				1.1728	
kappa					0.4375
ll (null)	-7,169,635	-7,619,869	-7,108,534	-7,132,379	-7,108,040
ll (model)	-6,662,427	-6,843,536	-6,655,498	-6,653,744	-6,641,726
AIC	13,300,000	13,700,000	13,300,000	13,300,000	13,300,000
DF	21	20	21	21	22
Log likelihood	-6,662,427	-6,843,536	-6,655,498	-6,653,744	-6,641,726
Observações	18,673	18,673	18,673	18,673	18,673

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil metropolitano considerando todas as distribuições para os cônjuges, 2003-2015

Variáveis	Coeficientes				
	Weibull	Exponencial	Log-normal	Log-logística	Gamma
Formal	0.0179	-0.0035	0.0333	0.0342	0.0214
<i>Sexratio</i>	1.2152	0.8195	1.0704	1.1847	1.1556
Masculino	-0.6477	-0.4216	-0.7516	-0.7270	-0.7459
Branco	-0.0251	-0.0123	-0.0377	-0.0321	-0.0391
Demitido	-0.3110	-0.2451	-0.2803	-0.3130	-0.2912
Nível 1	0.1331	0.0672	0.2078	0.2082	0.2078
Nível 2	0.1903	0.0836	0.2858	0.2819	0.2869
Nível 3	0.2535	0.1624	0.2474	0.2824	0.2632
20-24 anos	-0.0162	0.0189	-0.0553	-0.0066	-0.0339
25-29 anos	0.1682	0.1527	0.1823	0.1891	0.2005
30-34 anos	-0.0577	-0.0162	-0.0641	-0.0527	-0.0555
35-44 anos	-0.1128	-0.0373	-0.1045	-0.1010	-0.0978
45-60 anos	0.2211	0.2326	0.1742	0.2278	0.1966
constante	2.2256	2.1920	1.3348	1.3547	1.4670
Recife	1.1403	1.0005	1.3240	1.2750	1.3086
Salvador	2.7490	2.1839	3.1479	3.0477	3.1062
Rio de Janeiro	3.3995	2.5472	3.8298	3.6514	3.7620
São Paulo	1.6951	1.2814	2.2437	2.0032	2.1618
Porto Alegre	0.7878	0.5918	1.2355	1.0440	1.1685
2015	-0.0069	-0.0175	-0.0119	0.0016	-0.0110
ln_ro	-0.3560				
ln_sigma			0.8173		0.7506
ln_gamma				0.1934	
ro	0.7005				
1/ro	1.4276				
sigma			2.2643		2.1182
gamma				1.2134	
kappa					0.1743
ll (null)	-5,799,674	-6,075,818	-5,771,411	-5,780,704	-5,768,092
ll (model)	-5,402,431	-5,620,223	-5,355,949	-5,370,648	-5,353,597
AIC	10,800,000	11,200,000	10,700,000	10,700,000	10,700,000
DF	21	20	21	21	22
Log likelihood	-5,402,431	-5,620,223	-5,355,950	-5,370,648	-5,353,730
Observações	18,673	18,673	18,673	18,673	18,673

Fonte: Elaboração própria.

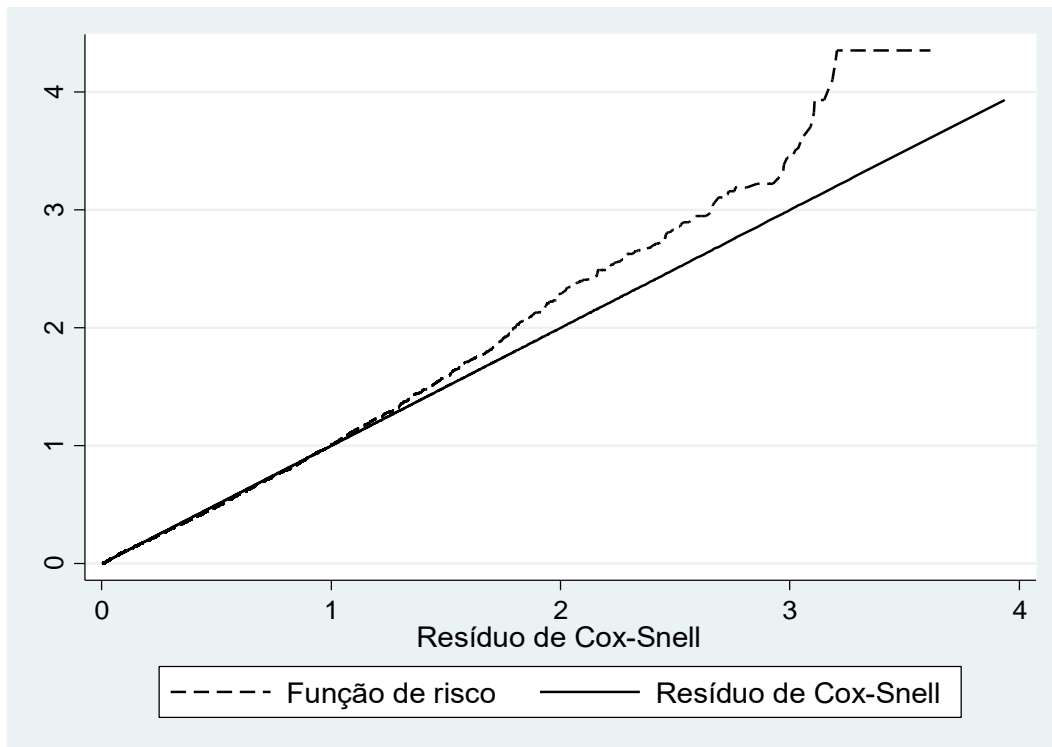


Figura 4 - Resíduo de Cox-Snell para distribuição Gamma para chefe de família.
Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa Mensal do Emprego.

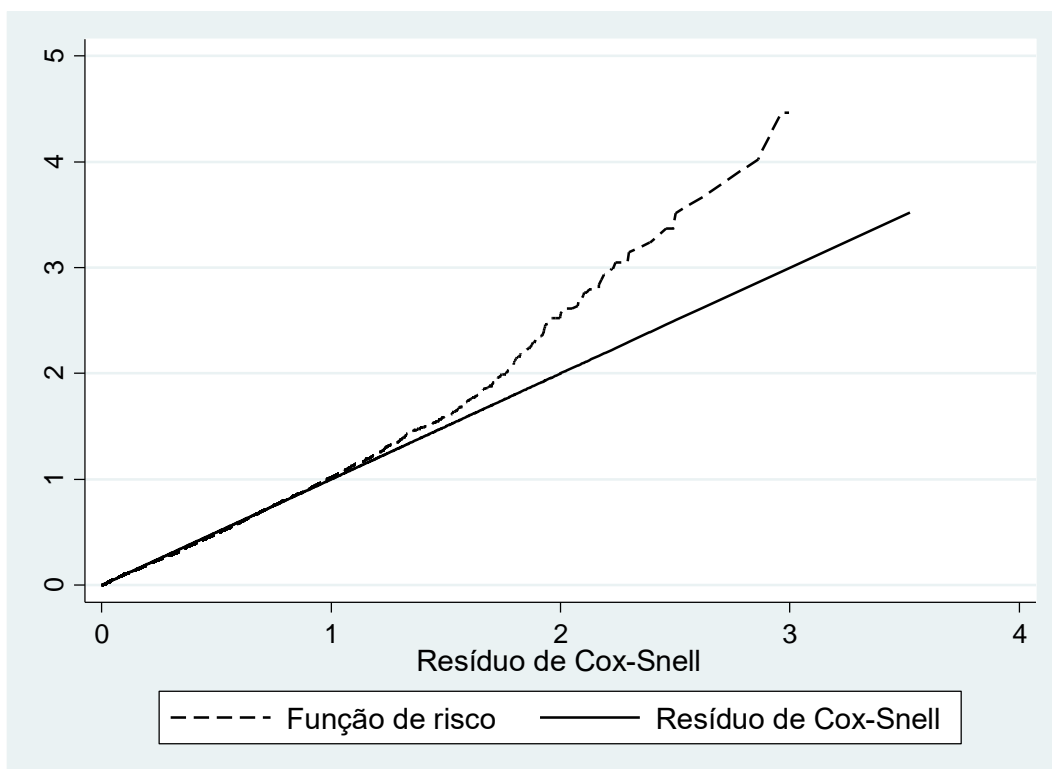


Figura 5 - Resíduo de Cox-Snell para distribuição Gamma para os cônjuges.
Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa Mensal do Emprego.