**UMA ANÁLISE DA DURAÇÃO DO EMPREGO NO BRASIL ENTRE 2003 E 2015**

Marcela Gimenes Bera Oshita[[1]](#footnote-1)

Valdelei Peretti Filho[[2]](#footnote-2)

Marcos Aurélio Brambilla[[3]](#footnote-3)

**Resumo:** O objetivo deste artigo é analisar a influência da crise econômica na duração do emprego com relação a discriminação por raça entre indivíduos do sexo masculino. A metodologia empregada nesta pesquisa é o método da análise de sobrevivência, por meio do método paramétrico. As informações utilizadas são os da Pesquisa Mensal do Emprego para o período de 2003 até 2015. Ao analisar os resultados pelo modelo paramétrico verificou-se que de modo geral os não brancos com nível mais baixo de escolaridade sobrevivem menos no emprego no período de crise e não crise. Entretanto, a sobrevivência no emprego teve maior duração em épocas de crise para os não brancos, chefes de família, com 8 a 10 anos de escolaridade. Identificou-se também que indivíduos com mais anos de estudo sobrevivem mais no emprego em épocas de crise. Contudo, em épocas de não crise, são os brancos que sobrevivem menos no emprego. Em relação a faixa etária, os homens mais jovens e mais velhos sobrevivem menos no emprego em ambos os períodos, isso é mais perceptível para os não brancos na crise e os brancos na não crise.

**Palavras chaves:** Duração, emprego, escolaridade, faixa-etária, discriminação.

**Abstract:** The aim of this article is to analyze the influence of the economic crisis on the duration of employment in relation to race discrimination among males. The methodology used in this research is the survival analysis method, using the parametric method. The information used is the Monthly Employment Survey for the period 2003 to 2015. When analyzing the results by the parametric model it was verified that, in general, non-whites with the lowest level of schooling survive less in employment in the period of crisis and not crisis. However, job survival was longer in times of crisis for non-whites, heads of households, with 8 to 10 years of schooling. It was also identified that individuals with more years of study survive more in employment in times of crisis. However, in times of non-crisis, it is whites that survive least on employment. Regarding age range, younger and older men survive less on employment in both periods, this is more noticeable for non-whites in the crisis and whites in non-crisis.

**Key words:** Duration, employment, schooling, age range, discrimination.

**INTRODUÇÃO**

As diferenças de salários e de inserção ocupacional no mercado de trabalho podem ser explicadas, pelo investimento em capital humano por parte dos trabalhadores e das firmas, ou pela discriminação com relação a sexo e raça. De acordo com Atal, Nopo e Winder (2009), o Brasil apresenta um dos maiores níveis de disparidades salariais, em que homens ganham aproximadamente 30% mais que as mulheres da mesma idade e nível de instrução. Ainda de acordo com os autores ocorre a mesma disparidade com relação a raça.

Neste contexto, as diferenças de salários e a oferta e demanda por trabalho, bem como seus determinantes tem sido objeto de estudos, principalmente com relação a diferenças de capital humano e a fatores que leva a discriminação no momento da escolha do trabalhador no mundo.

Entre eles, o modelo de Becker (1957) que deu o impulso inicial para o estudo da economia da discriminação, por raça, sexo, entre outros, seguido por Phelps (1972), com modelo semelhante Arrow (1972; 1973), Aigner e Cain (1977), Blinder (1973) que trabalharam modelos de discriminação entre homens brancos e negros.

Spence (1973) desenvolveu um estudo com a sinalização a partir de informações imperfeitas em um mercado competitivo. Já Oaxaca (1973) realizou um trabalho sobre os diferenciais de salários entre homens e mulheres. Darity (1998) confirmou práticas discriminatórias no emprego, por meio de casos de tribunais e estudos de auditoria. Lundberg e Startz (1998) trabalharam a persistência do diferencial racial de renda. Yinger (1998) identificou que discriminação passada pode influenciar a perpetuação da mesma. Bertrand e Mullainathan (2004) estudaram a discriminação por raça no mercado de trabalho enviando currículos fictícios para os anúncios de trabalho em Boston e Chicago. Os resultados mostraram que a discriminação ainda é proeminente no mercado de trabalho.

No Brasil, a discriminação no mercado de trabalho foi estudada por diversos autores após 1964. Entre eles, o de Harris (1964), que analisou a identidade racial do Brasil, sob a perspectiva de diferenças salariais. Silva (1985), Lovell (1989) e Andrews (1992) identificaram evidência de discriminação por meio de diferenciais salariais. Barros, Ramos, Santos (1995) verificaram que considerando quanto maior o nível de escolaridade a discriminação se torna mais acentuada.

Lovell (1994), identificou que a discriminação é mais acentuada no Sul do país do que no Norte. Soares (2000) analisou o perfil da discriminação no mercado de trabalho. Já Oliveira e Rios-Neto (2006), verificou as tendências da desigualdade salarial entre mulheres brancas e negras. Carvalho e Kassouf (2009) analisou se as despesas familiares com educação e a composição por gênero do grupo de irmãos.

Becker (1962) também desenvolveu um modelo de investimento para o capital humano que explica, entre outras coisas, que a produtividade e os rendimentos aumentam em função do aumento das suas habilidades e experiência do trabalhador. Assim, as preocupações entre as diferenças no mercado de trabalho evidenciam que a escolha do trabalhador por parte do empregador, de acordo com o perfil produtivo, como nível de educação e experiência, como outras características como gênero e cor.

Isto posto, qual a influência da crise econômica na duração do emprego? Assim, o objetivo deste trabalho é analisar a influência da crise econômica na duração do emprego com relação a discriminação por raça entre indivíduos do sexo masculino. Nesta perspectiva, a principal contribuição deste estudo é identificar os fatores que influenciaram na duração do emprego dos homens brancos e não brancos ao longo do período analisado. Verificando, o comportamento desta variável no período anterior à crise e no período de crise de 2014-2015. Analisando também, o perfil dos indivíduos que possuem maior probabilidade de sobrevivência no emprego e os que possuem maior risco de saída dessa condição para o desemprego.

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 no Brasil, entre eles, o de Menezes-Filho e Picchetti (2000), Menezes e Cunha (2013), Reis e Aguas (2014). Entretanto, não evidenciou estudos que utilizasse tal metodologia para estudar a duração do emprego no Brasil.

Diante disto, se justifica utilizar esta metodologia, pois possibilitará analisar o comportamento do mercado de trabalho por meio de uma comparação da sobrevivência no emprego de homens por raça na crise, identificando assim, se há efeitos de discriminação durante o período em estudo. 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 e 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, na quarta seção tem-se as considerações finais.

**1 TEORIA DA DISCRIMINAÇÃO**

A teoria da discriminação proposta por Becker (1957), destaca três tipos de discriminação: a do empregador, a do empregado e a do consumidor. A teoria tem uma estrutura neoclássica que determinam essas preferências em discriminar, em que o indivíduo ao preferir discriminar ele deve agir como se estivesse disposto a ter uma redução na renda.

Os modelos econômicos de discriminação podem ser competitivos e coletivos. Modelos competitivos estudam a maximização individual em que o comportamento pode incluir discriminação. Em modelos coletivos, os grupos atuam coletivamente um contra o outro. Nesta perspectiva, a maioria das as análises econômicas têm se concentrado em modelos competitivos. Assim, no modelo competitivo o comportamento de um empregador discriminador, pode ser descrito:

Em que a utilidade marginal dos lucros é ∂U/∂π > 0 e a utilidade marginal de empregar trabalhadores negros é ∂U/∂N ≤ 0. Assim, a função utilidade depende do nível de lucro e o percentual de não brancos empregados. Caso os trabalhadores brancos e não brancos forem substitutos perfeitos:

Em que L e o total de empregados e o produto é uma função da mão de obra. Nesta perspectiva o empresário discriminador maximizará lucros, se:

onde:

∂π/∂L > 0 e

∂2π/∂L2 < 0

Considerando a mesma produtividade, Becker (1957) define a discriminação supondo o diferencial de salários entre brancos (WB) e não brancos (WN):

Nesta perspectiva, o empregador discriminador se depara com o custo que inclui salários e o coeficiente de discriminação (1 + d). Assim, o custo dele é WN (1 + d), onde WN é o salário que ele paga ao não branco e o d é o custo da discriminação.

Logo, esse empregador operando em um mercado competitivo, tem preferência por discriminar e age como se o salário fosse maior que o salário real do trabalhador, WN (1 + d), decidindo contratar os não brancos, desde que a magnitude do gosto por discriminação seja maior ou igual aos custos WN (1 + d) < WB, ou WN (1 + d) = WB. Nesta perspectiva, ele contratará somente brancos, desde que a discriminação seja menor que os custos WN (1 + d) > WB.

Por outro lado, o empregado se oferece a trabalhar com este fator por WN (1- d). E o consumidor discriminador paga o preço monetário do produto e arca com a rede de preço p (1 + d) do mesmo produto feito pelo fator discriminado.

**2 METODOLOGIA**

Para o desenvolvimento desta pesquisa a coleta de dados foi realizada a partir dos microdados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do ano de 2003 a 2015. E por certo, para a compilação dos dados foi empregado o método de sobrevivência paramétrico, baseado em Cameron e Trivedi (2005), Greene (2012) e Wooldridge (2002). Por certo, este capítulo foi subdividido nas seções 2.1 e 2.2 as quais apresentam, respectivamente, a base de dados e, a seleção das variáveis e a descrição dos modelos.

2.1 BASE DE DADOS

A Pesquisa Mensal do Emprego abrange informações relacionadas às condições de atividade e posição de ocupação, rendimento médio nominal e real, carteira de trabalho assinada, dentre outras. Esta pesquisa analisou o comportamento da duração do emprego em função das variáveis: segmento da economia em que já trabalhou (formal ou informal), contribuinte da previdência, condição no domicílio (chefe de família ou cônjuge). Conforme descrito no Quadro 1.

No caso dos indivíduos ocupados, foi obtida uma variável que envolve inicialmente todos os indivíduos empregados no período inicial e, que nos meses subsequentes passaram para condição de desocupados ou inativos ou permaneceram na mesma condição. A mesma corresponde a falha no modelo de sobrevivência, mais especificamente os ocupados que tornaram desempregados.

A duração do emprego é o tempo de sobrevivência dos indivíduos empregados. Assim, a análise se dará no estado inicial do emprego e sua entrada no desemprego. A duração do emprego, captada pela ocupação de trinta dias até seiscentos e sessenta meses ou mais, representa a variável de tempo de sobrevivência das pessoas no emprego. Esta variável foi obtida pela agregação da quantidade de pessoas ocupadas até trinta dias, de trinta e um dias a onze meses, de um ano a menos de dois anos e de dois anos até cinquenta 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 emprego, foram estimados modelos que compreendem todo o período analisado, o ano de 2003 a 2013 e de 2014 a 2015 para os chefes de família do sexo masculino.

|  |  |
| --- | --- |
| Variável | Descrição |
| Duração do emprego  Masculino  Branco  Chefe  Paga previdência  Formal  Emprego  16-19 anos  20-24 anos  25-29 anos  30-34 anos  35-44 anos  45-60 anos  Nível 0  Nível 1  Nível 2  Nível 3  Recife  Salvador  Belo Horizonte  Rio de Janeiro  São Paulo  Porto Alegre  2014-2015 (Crise) | Meses de emprego  Igual a 1, se for do sexo Masculino e 0 caso contrário  Igual a 1, se for branco e 0 caso contrário  Igual a 1, se for chefe e 0 caso contrário  Igual a 1, se paga previdência e 0 caso contrário  Igual a 1, se formal, e igual a 0 caso contrário  Igual a 1, emprego, e igual a 0 caso contrário  Igual a 1, se possuir idade entre 16 e 19 anos, 0 caso contrário  Igual a 1, se possuir idade entre 20 e 24 anos, 0 caso contrário  Igual a 1, se possuir idade entre 25 e 29 anos, 0 caso contrário  Igual a 1, se possuir idade entre 30 e 34 anos, 0 caso contrário  Igual a 1, se possuir idade entre 35 e 44 anos, 0 caso contrário  Igual a 1, se possuir idade entre 45 e 60 anos, 0 caso contrário  Igual a 1, se tiver entre 0 e 3 anos de estudos, 0 caso contrário  Igual a 1, se tiver entre 4 e 7 anos de estudos, 0 caso contrário  Igual a 1, se tiver entre 8 e 10 anos de estudos, 0 caso contrário  Igual a 1, se tiver 11 anos ou mais de estudos, 0 caso contrário  Igual a 1, se morar na região metropolitana de Recife, 0 caso contrário  Igual a 1, se morar na região metropolitana de Salvador, 0 caso contrário  Igual a 1, se morar na região metropolitana de Belo Horizonte, 0 caso contrário  Igual a 1, se morar na região metropolitana do Rio de Janeiro, 0 caso contrário  Igual a 1, se morar na região metropolitana de São Paulo, 0 caso contrário  Igual a 1, se morar na região metropolitana de Porto Alegre, 0 caso contrário  Igual a 1, se tiver sido entrevistado em 2014-2015, 0 caso contrário |

**Quadro 1 –** Descrição das variáveis utilizadas

**Fonte:** Elaboração própria.

3.2 SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DO MODELO

Como foi analisado a duração do emprego dos indivíduos, em que a variável de falha envolve inicialmente todos os indivíduos empregados no período inicial e, que nos meses subsequentes passaram para condição de desocupados ou inativos, considera-se que os dados são censurados à direita em relação à duração do emprego dos indivíduos.

Nesta perspectiva, foi empregada essa censura em que se define um intervalo de tempo *t* para que o evento *T* ocorra, da mesma forma temos *T > t.* Considerando *T*, não negativa e com função de distribuição de probabilidade *f(t) = P(T ≤ t),* para *t ≥ 0*, representando o tempo de emprego de uma população, que neste caso são chefes de família do sexo masculino.

Assim, 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:

(5)

Ponderando *S(0) = 1 e (0 ≤ S ≤ 1),* quando *(t)* aumenta *(S)* diminui. Como 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:

(6)

Desta forma, a função risco oferece a probabilidade instantânea de o indivíduo deixar o emprego em um determinado período *(t),* dado que ficou empregado até *(t).* Neste sentido, supõe que os riscos de saída para cada um dos destinos considerados são independentes com duração contínua.

Greene (2011) ressalta que, os modelos paramétricos são fáceis de serem utilizados devido a sua simplicidade. Entretanto, há a probabilidade de que ocorram distorções nas taxas de risco estimadas, visto que impõem formas estruturais específicas. Nesta perspectiva, 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):

λ(t | **x**) = λ(t | α)exp(**x'β**) (7)

Em que, *λ(t | α)* 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(**x'β**) é a função de *x* sozinha. As distribuições assumem a forma de tempo de falha acelerado (AFT), o que constitui uma transformação do modelo de riscos proporcionais, mantendo as suas características. A equação (18) mostra o formato do modelo AFT.

lnt = **x'β** + u (8)

Uma vez que, o *ln t* pode assumir valores entre *(– ∞, ∞)* a distribuição para u pode ser considerada contínua em *(– ∞, ∞).* O termo tempo de falha acelerado do fato de que *t =* *exp(****x'β****)v* , onde *v = eu* , apresenta taxa de risco *λ(t |****x*** *) = λ0(t exp(****x'β***)), em que a linha de risco base *λ0(v)* não depende de *t.* Trocando *v = texp(****-x'β****)* resulta em (Equação 19):

λ(t | **x**) = λ0(t exp(**x'β**)) exp(**x'β**) (9)

O modelo log-normal para *t* pode ser obtido se, *u ~ N[0, σ2];* o modelo log-logístico é obtido especificando u como tendo uma distribuição logística. Destaca-se que, 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 (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Ademais, o estimador não paramétrico utilizado nesta pesquisa é o de Kaplan-Meier (KM), permite estimar diretamente a razão entre os trabalhadores ainda empregados no final de cada período e aqueles que estavam saindo do emprego, e pode ser obtido ordenando os valores de duração de forma crescente. O estimador de KM é definido como:

(10)

Uma vez que *j* tempos de sobrevivência ordenados, *t1 < t2 < t3*, .... *tj*, sendo *n* o número de indivíduos que estão em risco de sair do emprego em cada tempo *tj* e *dj* é o número de indivíduos que saíram do emprego no tempo *tj..*

**3 RESULTADOS E DISCUSSÕES**

Inicialmente é realizada uma análise descritiva dos dados. Os resultados estão apresentados pelo método paramétrico, subdividido nas seções 3.2 e 3.3. Assim, analisou-se a forma de probabilidade de sobrevivência de homens brancos e não brancos no emprego. Nesta perspectiva, foi escolhida a probabilidade de permanência no emprego, para comparação e seleção do melhor modelo dentre as diferentes distribuições. Destaca-se que para verificar os efeitos da crise na duração do emprego, foram estimados dois modelos distintos: um para o período de crise (2014-2015) e outro para um para o período anterior à crise (2003-20013), conforme as Tabelas 1,2 e 3,4.

Nas Tabelas 1 a 4, estão as estimativas dos parâmetros das funções de sobrevivência com base nas distribuições Weibull, Exponential, Lognormal, Loglogistic e Generalized Gamma. Ao analisar o teste de Akaike (AIC) e teste de log likehood, bem como os resíduos de Cox-Snell, apresentados nas Figura 2 a 5, o modelo que apresentou um melhor ajuste foi a distribuição Gamma. Diante disso, as análises deste trabalho foram feitas com base na mesma.

3.1 ANÁLISE DESCRITIVA

Algumas características descritivas da amostra para os homens brancos são apresentadas no Quadro 2. A amostra analisada possui 34.949 indivíduos do sexo masculino, sendo 14.618 brancos e 20.324 homens não brancos. O tempo médio que os homens brancos continuaram empregados, sem fazer distinção entre dados censurados ou não, é de cerca de 33 meses, em que a duração mínima é de 0 meses e, a máxima, de 600 meses.

**Quadro 2** – Estatísticas descritivas para os homens brancos empregados



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

Com relação às características pessoais desses indivíduos, verifica-se que a idade média dos homens brancos ocupados é de 32 anos. Com relação à faixa etária, os indivíduos com 16-19 anos representam 12,92% dos homens brancos ocupados, os de 20-24 anos correspondem a 23,21%, os de 25-29 anos a 15,47%, os de 30-34 anos a 12,85%, os de 35-45 anos a 19,26% e, por fim, os de 45-60 anos denotam 16,29%. As pessoas do sexo masculino brancas que trabalham em cooperativas constituem 0,44% da amostra e, aqueles que contribuem com a previdência, 2,42%.

Ademais, a média da escolaridade dos homens brancos é de 4 a 7 anos de estudo, sendo que a escolaridade é composta por 5,59% desses indivíduos no Nível 0 de ensino, 20,19% deles fazem parte do Nível 1, 24,45% do Nível 2 e 49,76% do Nível 3 de ensino. Assim, eles têm em sua maioria 11 anos ou mais de estudo, o que corresponde a pelo menos o ensino médio incompleto.

Eles residem majoritariamente nas regiões metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre e Belo Horizonte, com 56,36%, 15,86% e 10,30%, respectivamente. No Rio de Janeiro se encontram 9,77% dos indivíduos brancos empregados. Ressalta-se que Salvador e Recife têm as menores proporções, que são de 1,38% e 6,32%, respectivamente.

Por outro lado, as pessoas do sexo masculino não brancas ocupadas com essas mesmas características representam 58,16% da amostra, conforme Quadro 3. O tempo médio que elas persistem no emprego, sem fazer distinção entre dados censurados ou não, é de cerca de 32 meses, em que a duração mínima é de 0 e, a máxima, de 576 meses.

**Quadro 3** – Estatísticas descritivas para os homens não brancos empregados

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

A idade média dos indivíduos não brancos do sexo masculino é de cerca de 31 anos. Com relação à faixa etária, aqueles com 16-19 anos denotam 13,01% dos homens não brancos ocupados, os de 20-24 anos correspondem a 24,10%, os de 25-29 anos a 16,35%, os de 30-34 anos a 12,86%, os de 35-45 anos a 19% e, por fim, os de 45-60 anos representam 14,68%.

Além disso, a média da escolaridade dessas pessoas é de 1 a 3 anos de estudo, sendo que a escolaridade é composta por 8,78% de indivíduos do sexo masculino não brancos pertencentes ao Nível 0 de ensino, 28,87% deles fazem parte do Nível 1, 26,34% do Nível 2 e 36,01% 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 indivíduos do sexo masculino não brancos estão em sua maioria em São Paulo, Belo Horizonte e Recife, com 38,38%, 18,43% e 17,04%, respectivamente. Rio de Janeiro e Porto Alegre têm as menores proporções, que são de 11,12% e 3,22%, respectivamente. Dessa forma, foi observado que os homens ocupados se constituem principalmente por pessoas com 11 anos ou mais de estudo, que trabalham no segmento informal da economia, cônjuges, que não contribuem com a previdência, residentes de São Paulo e Belo Horizonte, que não estão ocupados em cooperativas e com idade entre 20 e 24 anos.

3.2 PERÍODO DE CRISE

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, neste caso, a distribuição Gamma, conforme apresentado na Figura 1.

Ademais, o teste de AIC e log likehood 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 likehood, 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). Destaca-se que os coeficientes estimados para todas essas distribuições estão sob a forma de tempo de falha acelerado[[4]](#footnote-4). Nesse contexto, para interpretar os parâmetros dos modelos, é necessário obter o valor do exponencial natural do coeficiente estimado; subtrair um de tal resultado posteriormente e multiplicar por cem.

Ao analisar os coeficientes da distribuição Gamma, da função sobrevivência no emprego para o Brasil no período de crise para homens brancos, na Tabela 1, verifica-se que, o valor -0.0293791para variável forma na distribuição Gamma resulta em 100×[exp(– 0.0293791) – 1] = -2,89%, o que sugere que os indivíduos que já trabalharam em emprego formal têm uma probabilidade 2,89% menor, que os que anteriormente não trabalharam formalmente, de continuarem no emprego.

Ao analisar a variável emprego, verificou-se que que os indivíduos brancos que trabalham em cooperativas têm uma probabilidade 55,7% menor, que os indivíduos que não trabalham de sobreviverem no emprego. Com relação aos indivíduos que pagam previdência, identificou-se que há uma probabilidade de 22,92% menor de continuarem empregados, do que os que estão não pagam.



**Figura 1:** Resíduo de Cox-Snell para distribuição Generalized Gamma, da função sobrevivência no emprego para o Brasil no período de crise para homens brancos

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

Em relação à condição no domicílio, os chefes de família ficam empregados por um tempo 10,44% maior que os quais 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 permanecerem empregados.

**Tabela 1:** Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil no período de crise para homens brancos considerando várias distribuições, 2014-2015[[5]](#footnote-5)

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Crise - Brancos | Weibull | Exponential | Lognormal | Loglogístic | Generalized Gamma |
| Varíáveis | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes |
| Formal | -0.0459219 | 1.067915 | 0.1083172 | 0.1010864 | -0.0293791 |
| Emprego | -0.9233752 | 2.900583 | -0.0621018 | -0.2342793 | -0.8142924 |
| Paga previdência | -0.2664396 | 1.316881 | -0.2165198 | -0.2386157 | -0.2603394 |
| Chefe | 0.1047311 | 0.8956062 | 0.0788515 | -0.0004854 | 0.0993395 |
| 16-19 anos | -1.855626 | 6.501493 | -1.521549 | -1.735575 | -1.836329 |
| 20-24 anos | -1.428957 | 4.225937 | -1.157687 | -1.354877 | -1.414998 |
| 25-29 anos | -1.392073 | 3.932345 | -1.273762 | -1.491902 | -1.403884 |
| 30-34 anos | -0.7207739 | 2.027484 | -0.6679279 | -0.7856916 | -0.7282189 |
| 35-44 anos | -0.3828578 | 1.444937 | -0.3203601 | -0.4581596 | -0.3909256 |
| 45-60 anos | -0.3828578 | 8.081119 | -1.649877 | -1.871901 | -2.02795 |
| Nível 1 | -0.0273919 | 1.025091 | -0.0144064 | -0.0691436 | -0.0295403 |
| Nível 2 | -0.1422027 | 1.151369 | -0.0490259 | -0.1477218 | -0.1400413 |
| Nível 3 | 0.0763141 | 0.9522269 | 0.298879 | 0.2551182 | 0.0993045 |
| Constante | 4.407973 | 0.0104403 | 3.261637 | 3.615375 | 4.283967 |
| ln\_ro | -0.2268601 |  |  |  |  |
| ln\_sigma |  |  | 0.4175926 |  | 0.2595242 |
| ln\_gamma |  |  |  | -0.1437438 |  |
| Ro | 0.7970323 |  |  |  |  |
| l/ro | 1.254654 |  |  |  |  |
| sigma |  |  | 1.518302 |  | 1.296313 |
| gamma |  |  |  | 0.8661096 |  |
| kappa |  |  |  |  | 0.8551256 |
| ll(null) | -1107172 | -1196639 | -1096662 | -1104256 | -1091113 |
| ll(model) | -1041529 | -1068603 | -1064061 | -1068319 | -1040975 |
| AIC | 2083088 | 2137233 | 2128152 | 2136669 | 2081982 |
| DF | 15 | 14 | 15 | 15 | 16 |
| Log likehood | -1041528.8 | -1068602.7 | -1064061.2 | -1068319.5 | -1040975.1 |
| Observações | 1525 | 1525 | 1525 | 1525 | 1525 |

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

Destaca-se que ao analisar a idade dos homens brancos com idades de 16-19 anos e 45-60 anos, que os mesmos tem uma probabilidade de 84,05% e 86,83% menor de permanecerem no emprego. Já os jovens, com idade entre 20-24 e 25-29 anos, tem probabilidade 75% menor de sobreviverem no emprego em situações de crise. Entretanto os homens brancos entre 30-44 anos e 35-44 anos a probabilidade foi de 51,72% e 32,35% menor de sobreviverem ao emprego do que homens brancos com faixa etária diferente. Assim, o idoso e os mais jovens sobrevivem menos no emprego.

Ao analisar o nível de escolaridade, os indivíduos com onze anos ou mais te estudo tem uma probabilidade 10,44% maior de permanecer no emprego, em períodos de crise que homens brancos com menor escolaridade. Esse valor sugere que a duração do emprego tende a ser mais elevada para indivíduos brancos com maior quantidade de anos dedicados ao estudo. Entretanto, homens brancos, com oito a dez anos de estudos, tem a probabilidade de 13,06% menor de permanecer no emprego em épocas de crise. Destaca-se ainda que, os indivíduos brancos com quatro a sete anos de estudo têm a probabilidade de 2,9% menor de sobreviverem no emprego. Isso demonstra que o capital humano mais elevado, influência positivamente na permanência do emprego.

Os resultados apresentados, das estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil no período de crise para homens não brancos considerando várias distribuições, 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 likehood. Além disso, os resíduos de Cox-Snell, apresentados na Figura 2, indicam um bom ajuste do modelo com a distribuição Gamma.



**Figura 2:** Resíduo de Cox-Snell para distribuição Generalized Gamma, da função sobrevivência no emprego para o Brasil no período de crise para homens não brancos

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

Ao analisar as estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil na crise para homens não brancos, na Tabela 2, verifica-se que eles sobrevivem menos no emprego, do que homens brancos em épocas de crise. A variável formal sugere que os homens não brancos que já trabalharam em emprego formal têm uma probabilidade 5,33% menor, que os que anteriormente não trabalharam formalmente, de continuarem no emprego.

Verificou-se que que os indivíduos não brancos que trabalham em cooperativas têm uma probabilidade 39,21% maior, que os indivíduos que não trabalham de sobreviverem no emprego. Com relação aos homens não brancos que pagam previdência, identificou-se que há uma probabilidade de 7,58% maior de continuarem empregados, do que os que não pagam.

Ao comparar o resultado das variáveis emprego (55,7% menor) e previdência (22,92% menor) dos brancos evidencia um indicativo de discriminação, o que pode evidenciar que a mão de obra negra em geral tem níveis de salários menores, e em períodos de crise os empresários terão uma preferência por pagar menos. O que contrapõe com a teoria de discriminação pessoal de Becker (1957) que diz em cenários de custos mais altos e pressões competitivas os empregadores eliminarão qualquer discriminação, pois podem preferir a manter os homens não brancos (considerando a força de trabalho por raça como substitutos perfeitos) devido a seus menores salários. Contudo, não houve uma eliminação da discriminação, mas sim um efeito substituição de mão de obra branca por não branca no período de crise.

**Tabela 2:** Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil na crise para homens não brancos considerando várias distribuições, 2014-2015[[6]](#footnote-6)

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Crise - N Brancos | Weibull | Exponential | Lognormal | Loglogístic | Generalized Gamma |
| Varíáveis | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes |
| Formal | -0.0946899 | -0.1855712 | 0.3414182 | 0.3363239 | -0.054707 |
| Emprego | 0.2787466 | 0.1545832 | 0.7927285 | 0.7997975 | 0.3308479 |
| Paga previdência | 0.0534936 | 0.0038289 | 0.3082474 | 0.2774916 | 0.0749099 |
| Chefe | 0.0714155 | 0.0667858 | 0.0546702 | 0.0884994 | 0.0730619 |
| 16-19 anos | -2.058243 | -2.0359 | -2.127735 | -2.140708 | -2.066884 |
| 20-24 anos | -1.848592 | -1.819239 | -1.899698 | -1.924304 | -1.858923 |
| 25-29 anos | -1.330655 | -1.276379 | -1.517471 | -1.541602 | -1.35267 |
| 30-34 anos | -1.053338 | -0.9880328 | -1.313946 | -1.336189 | -1.080677 |
| 35-44 anos | -0.5375751 | -0.5032094 | -0.7471543 | -0.7024326 | -0.5530683 |
| 45-60 anos | -2.42333 | -2.391157 | -2.410989 | -2.449575 | -2.431475 |
| Nível 1 | -0.1042288 | -0.139518 | 0.1470909 | 0.231612 | -0.0843183 |
| Nível 2 | 0.0047039 | -0.0539541 | 0.403132 | 0.5166561 | 0.0361928 |
| Nível 3 | -0.0322532 | -0.0906635 | 0.3523411 | 0.4446901 | -0.0016621 |
| Constante | 4.725494 | 4.969445 | 3.54372 | 3.53964 | 4.617013 |
| ln\_ro | -0.3063352 |  |  |  |  |
| ln\_sigma |  |  | 0.495823 |  | 0.331867 |
| ln\_gamma |  |  |  | -0.0584664 |  |
| Ro | 0.7361398 |  |  |  |  |
| l/ro | 1.358438 |  |  |  |  |
| sigma |  |  | 1.641849 |  | 1.393567 |
| gamma |  |  |  | 0.9432099 |  |
| kappa |  |  |  |  | 0.8935096 |
| ll(null) | -1509738 | -1670558 | -1505225 | -1516526 | -1495009 |
| ll(model) | -1432508 | -1499073 | -1459261 | -1468168 | -1432187 |
| AIC | 2865047 | 2998174 | 2918553 | 2936367 | 2864406 |
| DF | 15 | 14 | 15 | 15 | 16 |
| Log likehood | -1432508.3 | -1499073.2 | -1459261.4 | -1468168.3 | -1432187 |
| Observações | 2483 | 2483 | 2483 | 2483 | 2483 |

**Fonte:** Elaborado com base na Pesquisa Mensal do Emprego.

Os resultados da Tabela 2, em relação à condição no domicílio, os chefes de família não brancos ficam empregados por um tempo 7,57% maior, aos quais, não possuem tal condição na família. Entretanto, esse número é menor do que apresentado para homens brancos, ou seja, homens brancos chefes de família sobrevivem mais no emprego em períodos de crise do que os homens não brancos.

Não obstante, ao analisar a idade dos homens não brancos com idades de 16-19 anos e 45-60 anos, que os mesmos tem uma probabilidade de 87,34% e 91,20% menor de permanecerem no emprego. Seguidos, por jovens com idade entre 20-24 e 25-29 anos, com probabilidade de 84,5% menor de sobreviverem no emprego em situações de crise.

Entretanto os homens não brancos, entre 30-44 e 35-44 anos, a probabilidade foi de 66,06% e 42,48% menor de sobreviverem ao emprego do que homens não brancos com faixa etária diferente. Assim, o idoso e os mais jovens sobrevivem menos no emprego. Ademais, ao comparar os dados de idade com homens brancos, o não branco tem uma probabilidade menor de continuarem empregados em todas as faixas etárias no período analisado, evidenciando um efeito de discriminação.

Contudo, a escolaridade aponta que homens não brancos com quatro a sete anos de escolaridade tem a probabilidade 8,08% menor de continuarem empregados em épocas de crise. Já os indivíduos com 8 a 10 anos de instrução têm uma probabilidade 3,68% maior de continuarem ocupados. E, os que apresentam escolaridade acima de onze anos de estudo tendem a permanecer no emprego por um período 0,16% menor.

Ao comparar os homens não brancos com os outros indivíduos com 8 a 10 anos de escolaridade verifica-se que os brancos têm 13,06% menor de probabilidade de permanecer empregado. Enquanto ao analisar os indivíduos com 11 anos ou mais de escolaridade verifica-se que os brancos têm 10,44% maior de probabilidade de continuar empregado em épocas de crise. O que evidencia um efeito de discriminação neste grupo de pessoas onde exige um capital intelectual mais elevado.

3.3 PERÍODO ANTERIOR À CRISE

Os resultados apresentados, das estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil no período anterior à crise (2003-2013) para homens brancos considerando várias distribuições, na Tabela 3, para todas 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 likehood. Além disso, os resíduos de Cox-Snell, apresentados na Figura 3, indicam um bom ajuste do modelo com a distribuição Gamma.



**Figura 3:** Resíduo de Cox-Snell para distribuição Generalized Gamma, da função sobrevivência no emprego para o Brasil no período anterior ao da crise para homens brancos.

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

Ao analisar as estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil em período de não crise para homens brancos, na Tabela 3, verifica-se que eles sobrevivem mais no emprego do que homens brancos e não brancos em épocas de crise. Ao verificar a variável formal a mesma sugere que os homens brancos que já trabalharam em emprego formal têm uma probabilidade 23,77% maior, que os que anteriormente não trabalharam formalmente, de continuarem no emprego.

Verificou-se que em períodos de não crise que os indivíduos brancos que trabalham em cooperativas têm uma probabilidade 41,81% maior, que os indivíduos que não trabalham de sobreviverem no emprego. Com relação aos homens brancos que pagam previdência, identificou-se que há uma probabilidade de 26,63% menor de continuarem empregados, do que os que não pagam.

**Tabela 3:** Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil no período de não crise para homens brancos considerando várias distribuições, 2014-2015[[7]](#footnote-7)

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| N Crise Brancos | Weibull | Exponential | Lognormal | Loglogístic | Generalized Gamma |
| Varíáveis | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes |
| Formal | 0.1131698 | 0.034267 | 0.4007267 | 0.4049652 | 0.2132664 |
| Emprego | 0.268628 | 0.1959498 | 0.4789806 | 0.5157586 | 0.349324 |
| Paga previdência | -0.3172761 | -0.2823963 | -0.2169522 | -0.2540506 | -0.3096666 |
| Chefe | 0.0914297 | 0.1012849 | 0.0629624 | 0.0530884 | 0.0797002 |
| 16-19 anos | -1.379994 | -1.42774 | -1.009678 | -1.101979 | -1.282902 |
| 20-24 anos | -0.9958151 | -1.039426 | -0.7046721 | -0.7593788 | -0.9177989 |
| 25-29 anos | -0.7449491 | -0.7782896 | -0.4978947 | -0.562501 | -0.6821794 |
| 30-34 anos | -0.3954776 | -0.426797 | -0.2045292 | -0.2460083 | -0.3440971 |
| 35-44 anos | 0.1168368 | 0.0704118 | 0.2827808 | 0.2971575 | 0.1749338 |
| 45-60 anos | -1.643964 | -1.708215 | -1.209214 | -1.309499 | -1.524444 |
| Nível 1 | -0.1663591 | -0.1514214 | -0.1030353 | -0.1508503 | -0.164048 |
| Nível 2 | -0.2572039 | -0.2725346 | -0.0839533 | -0.1001651 | -0.2147294 |
| Nível 3 | -0.1073521 | -0.1398269 | 0.1535986 | 0.1320479 | -0.0367904 |
| Constante | 3.96291 | 4.310521 | 2.593283 | 2.747274 | 3.514238 |
| ln\_ro | -0.3787533 |  |  |  |  |
| ln\_sigma |  |  | 0.533796 |  | 0.4493901 |
| ln\_gamma |  |  |  | -0.0117833 |  |
| Ro | 0.6847145 |  |  |  |  |
| l/ro | 1.460463 |  |  |  |  |
| sigma |  |  | 1.705394 |  | 1.567356 |
| gamma |  |  |  | 0.9882859 |  |
| kappa |  |  |  |  | 0.6255812 |
| ll(null) | -1.16E+07 | -1.31E+07 | -1.15E+07 | -1.16E+07 | -1.14E+07 |
| ll(model) | -1.11E+07 | -1.19E+07 | -1.12E+07 | -1.13E+07 | -1.11E+07 |
| AIC | 2.22E+07 | 2.39E+07 | 2.24E+07 | 2.26E+07 | 2.22E+07 |
| DF | 15 | 14 | 15 | 15 | 16 |
| Log likehood | -11114723 | -11942379 | -11191105 | -11290120 | -11077584 |
| Observações | 13467 | 13467 | 13467 |  |  |

**Fonte:** Elaborado com base na Pesquisa Mensal do Emprego.

Os resultados da Tabela 3, em relação à condição no domicílio, os chefes de família não brancos ficam empregados por um tempo 8,29% maior que os não possuem tal condição na família. Entretanto, esse número é menor do que apresentado para homens brancos em épocas de crise e maior que os não brancos no período de 2014-2015, ou seja, homens brancos chefes de família sobrevivem mais no emprego em períodos de crise e de não crise do que os homens não brancos.

Ademais, ao analisar a idade dos homens brancos com idades de 16-19 anos e 45-60 anos, que os mesmos tem uma probabilidade de 72,27% e 78,22% menor de permanecerem no emprego. Seguidos Jovens com idade entre 20-24 e 25-29 anos, com cerca de 60,06% e 49,44% menor de sobreviverem no emprego em situações de não crise.

Entretanto, os homens brancos entre 30-44 anos e 35-44 anos a probabilidade foi de 29,11% menor e 29,12% maior de sobreviverem ao emprego do que homens brancos com faixa etária diferente. Contudo, o idoso e os mais jovens sobrevivem menos no emprego, tanto em épocas de crise como de não crise. Ademais, ao comparar os dados de idade com homens brancos, o não branco tem uma probabilidade menor de continuarem empregados em todas as faixas etárias no período analisado.

Todavia, a escolaridade aponta que homens brancos com quatro a sete anos de escolaridade tem a probabilidade 15,12% menor de continuarem empregados em épocas de não crise. Já os indivíduos com 8 a 10 anos de instrução têm uma probabilidade 19,3% menor de continuarem ocupados. E, os que apresentam escolaridade acima de onze anos de estudo tendem a permanecer no emprego por um período 3,61% menor.



**Figura 4:** Resíduo de Cox-Snell para distribuição Generalized Gamma, da função sobrevivência no emprego para o Brasil no período anterior ao da crise para homens não brancos.

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

Os resultados apresentados, das estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil no período anterior a crise para homens não brancos considerando várias distribuições, na Tabela 4, para todas as distribuições são semelhantes. Contudo, 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 likehood. Além disso, os resíduos de Cox-Snell, apresentados na Figura 4, indicam um bom ajuste do modelo com a distribuição Gamma.

Ao analisar as estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil no período de não crise para homens não brancos, na Tabela 4, verifica-se que eles sobrevivem menos no emprego do que homens brancos em épocas de não crise. Ao verificar a variável formal a mesma sugere que os homens não brancos que já trabalharam em emprego formal têm uma probabilidade 17,64% maior, que os que anteriormente não trabalharam formalmente, de continuarem no emprego.

Verificou-se que que os indivíduos não brancos que trabalham em cooperativas têm uma probabilidade 58,95% maior, que os indivíduos que não trabalham de sobreviverem no emprego. Com relação aos homens não brancos que pagam previdência, identificou-se que há uma probabilidade de 26,98% menor de continuarem empregados, do que os que estão pagam.

Os resultados da Tabela 4, em relação à condição no domicílio, os chefes de família não brancos ficam empregados por um tempo 9,57% maior que os não possuem tal condição na família. Entretanto, esse número é maior do que apresentado para homens brancos, ou seja, no mesmo período analisado.

**Tabela 4:** Estimativas dos parâmetros da função sobrevivência para o Brasil não crise para homens não brancos considerando várias distribuições, 2014-2015[[8]](#footnote-8)

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| N Crise  N Brancos | Weibull | Exponential | Lognormal | Loglogístic | Generalized Gamma |
| Varíáveis | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes | Coeficientes |
| Formal | 0.0498735 | -0.0415887 | 0.3778932 | 0.3725124 | 0.1625301 |
| Emprego | 0.3428787 | 0.2350136 | 0.652991 | 0.6830776 | 0.4634617 |
| Paga previdência | -0.377023 | -0.4148762 | -0.1572245 | 0.6830776 | -0.3145259 |
| Chefe | 0.0986664 | 0.098795 | 0.0633133 | 0.0730102 | 0.09148 |
| 16-19 anos | -1.015259 | -1.163793 | -0.5335371 | -0.4325278 | -0.8303242 |
| 20-24 anos | -0.7290812 | -0.8644829 | -0.3096673 | -0.214139 | -0.5659091 |
| 25-29 anos | -0.3951219 | -0.530403 | -0.0082662 | 0.1108994 | -0.2373688 |
| 30-34 anos | -0.1339417 | -0.2587994 | 0.1743929 | 0.303149 | 0.0010119 |
| 35-44 anos | 0.3039282 | 0.1526453 | 0.641864 | 0.8167014 | 0.4629395 |
| 45-60 anos | -1.473084 | -1.633372 | -0.9144352 | -0.836818 | -1.266665 |
| Nível 1 | -0.1972956 | -0.1951588 | -0.0806717 | -0.1090949 | -0.174175 |
| Nível 2 | -0.2101639 | -0.236315 | 0.0071223 | -0.0262646 | -0.1528466 |
| Nível 3 | -0.1010649 | -0.1583385 | 0.1880428 | 0.1696625 | -0.0138539 |
| Constante | 3.660008 | 4.154426 | 2.12166 | 2.101956 | 3.099676 |
| ln\_ro | -0.4134914 |  |  |  |  |
| ln\_sigma |  |  | 0.5683189 |  | 0.4855717 |
| ln\_gamma |  |  |  | 0.0250678 |  |
| Ro | 0.6613372 |  |  |  |  |
| l/ro | 1.512088 |  |  |  |  |
| sigma |  |  | 1.765297 |  | 1.625104 |
| gamma |  |  |  | 1.025385 |  |
| kappa |  |  |  |  | 0.6216425 |
| ll(null) | -1.29E+07 | -1.47E+07 | -1.28E+07 | -1.30E+07 | -1.28E+07 |
| ll(model) | -1.25E+07 | -1.36E+07 | -1.26E+07 | -1.27E+07 | -1.24E+07 |
| AIC | 2.50E+07 | 2.72E+07 | 2.51E+07 | 2.53E+07 | 2.49E+07 |
| DF | 15 | 14 | 15 | 15 | 16 |
| Log likehood | -12477945 | -13580522 | -12557507 | -12674680 | -12437789 |
| Observações | 18325 | 18325 | 18325 | 18325 | 18325 |

**Fonte:** Elaborado com base na Pesquisa Mensal do Emprego.

Não obstante, ao analisar a idade dos homens não brancos com idades de 16-19 anos e 45-60 anos, que os mesmos tem uma probabilidade de 56,40% e 71,82% menor de permanecerem no emprego. Seguidos Jovens com idade entre 20-24 e 25-29 anos, com cerca de 43,21% e 21,12% menor de sobreviverem no emprego em situações de não crise.

Todavia, os homens não brancos entre 30-44 anos e 35-44 anos a probabilidade foi de 0,10% e 58,87% maior de sobreviverem ao emprego do que homens não brancos com faixa etária diferente. Assim, o idoso e os mais jovens sobrevivem menos no emprego. De acordo com Becker (1962) a menor sobrevivência de jovens no emprego, pode estar relacionada a mudança mais frequente de trabalho.

Ademais, ao comparar os dados de idade com homens brancos, os não brancos têm uma probabilidade maior do que os brancos na faixa etária de 35-44 de continuarem empregados no período de não crise. Contudo de modo geral a sobrevivência no emprego é maior para ambos indivíduos em épocas de não crise.

Entretanto, a escolaridade aponta que homens não brancos com quatro a sete anos de escolaridade tem a probabilidade 15,98% menor de continuarem empregados em épocas de não crise. Já os indivíduos com 8 a 10 anos de instrução têm uma probabilidade 14,17% maior de continuarem ocupados. E, os que apresentam escolaridade acima de onze anos de estudo tendem a permanecer menos no emprego por um período 1,37% menor.

Assim, verifica-se que este estudo evidenciou a discriminação no mercado de trabalho, entre outros já realizados, com diferentes metodologias, entre eles o Becker (1957), Phelps (1972), Arrow (1972; 1973), Aigner e Cain (1977), Blinder (1973), Bertrand e Mullainathan (2004) que trabalharam modelos de discriminação entre homens brancos e negos. E, Harris (1964), Silva (1985), Lovell (1989) e Andrews (1992) que identificaram evidência de discriminação por meio de diferenciais salariais.

Ainda, este estudo identificou que considerando todos os níveis de escolaridade a discriminação em épocas de crise que se torna acentuada. Corroborando em com Barros, Ramos, Santos (1995), que considerando quanto maior o nível de escolaridade a discriminação se torna mais acentuada.

De acordo com Becker (1957) o preconceito é pessoal, e o efeito discriminatório está inversamente relacionada aos lucros das firmas, mesmo que isso cause redução de lucros. Nesta perspectiva, pode-se inferir que em épocas de não crise de modo geral os não brancos permanecem por menos tempo empregados que os brancos. Entretanto, isso não é válido para os períodos de crise, pois os não brancos permanecem por mais tempo empregados que os brancos.

# **4 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O objetivo deste artigo foi analisar influência da crise econômica no emprego com relação a discriminação por raça entre indivíduos do sexo masculino; com base no período de 2003 a 2015. Verificando também o comportamento desta variável no período crise de 2014-2015.

Os resultados permitem inferir que os não brancos que já trabalharam formalmente sobrevivem menos no emprego na crise e não crise. Entretanto, os não brancos sobrevivem mais no emprego caso trabalhem em cooperativa em ambos os períodos. É importante destacar que pagar previdência assegura maior estabilidade no emprego para os não brancos apenas na crise. Assim, o ciclo econômico não influencia a sobrevivência no emprego dos não brancos no segmento formal e que trabalha em cooperativa.

Não obstante, a sobrevivência no emprego teve maior duração em épocas de crise para os não brancos, chefes de família, com 8 a 10 anos de escolaridade, o que se pode inferir que, a mão de obra com essa característica geral tem níveis de salários menores, visto, em períodos de crise e os empresários podem não estar dispostos a pagar maiores salários.

Entretanto, os não brancos tanto no período de crise como no de não crise sobrevivem menos no emprego que os brancos no nível mais baixo de escolaridade. Em relação a faixa etária, os homens mais jovens e mais velhos sobrevivem menos no emprego em ambos os períodos, isso é mais perceptível para os não brancos na crise e os brancos no não crise. Contudo, os chefes de família brancos e não brancos sobrevivem mais no emprego em ambos nos períodos de crise.

De modo geral, os indivíduos com mais anos de estudo sobrevivem mais no emprego em épocas de crise. Contudo em épocas de não crise, são os brancos que sobrevivem menos no emprego. Ao comparar os resultados do modelo, em épocas de crise, com relação aos brancos e não brancos, com menos de 8 anos de estudos, e a mais instruída, com 11 anos ou mais, evidenciou-se uma maior discriminação da mão de obra mais barata e menos instruída e mais cara e mais instruída.

Assim, a principal contribuição desta pesquisa foi comparar a duração de emprego nos diferentes períodos, sobretudo durante a crise de 2014-2015. O que trouxe resultados relevantes sobre o comportamento sobre a probabilidade de o indivíduo sair da condição de emprego.

Esta pesquisa teve como limitação os fatores, produtivos e sócios econômicos que influenciam na ocupação e que alteram de maneira significativa os resultados econométricos e as tendências observadas nesta pesquisa. Desta forma, este estudo sugere como pesquisa futura uma análise em conjunto com os fatores, bem como desenvolver o tema por meio da decomposição de Oaxaca.

# **REFERÊNCIAS**

ANDREWS, George Reid. Desigualdade racial no Brasil e nos Estados Unidos: uma comparação estatística. *Estudos Afro-Asiáticos,* v. 22, p. 47-83, 1992.

ATAL, J. P.; ÑOPO, H.; WINDER, N. New century, old disparities. *Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America," IDB Working Paper Series*, v. 109, 2009.

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.

AIGNER, D. J. & Cain, G. G. *Statistical theories of discrimination in labor market*. Industrial and Labor Relations Review, 30:175–187, 1977.

ARROW, K. *The theory of discrimination*. In Ree, A. & Ashenfelter, O. E., editors, Princeton University Press, 1973.

ARROW, K. J. Models of job discrimination. *Racial discrimination in economic life*, v. 83, 1972.

BARROS, R; RAMOS, L.; SANTOS, E. 13 Gender Differences in Brazilian Labor Markets. *Investment in women's human capital*, p. 380, 1995.

BECKER, G. *The Economics of Discrimination*. The University of Chicago Press. 1957.

BECKER, G. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.Source: *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, Part 2: Investment in Human Beings, pp. 9-49, Oct., 1962.

BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S. Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. *The American Economic Review*, v. 94, n. 4, p. 991-1013, 2004.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, p. 436-455, 1973.

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

CARVALHO, S. C.; KASSOUF, A. L. As despesas familiares com educação no Brasil e a composição de gênero do grupo de irmãos. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 3, p. 353-375, 2009.

COX, D. ‘Regression models and life tables’, *Journal of the Royal Statistical Society* 32, 187–220. Marc.1972

DARITY, W. J. Intergroup disparity: Economic theory and social science evidence. *Southern Economic Journal*, v. 64, n. 1, p.805–826, 1998.

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

HARRIS, M. D. Racial identity in Brazil. *Luso-Brazilian Review*, v. 1, n. 2, p. 21-28, 1964.

LOVELL, Peggy A. *Racial inequality and the Brazilian labor market*. 1989. Tese de Doutorado. University of Florida.

LOVELL, P. A. Race, gender, and development in Brazil. *Latin American Research Review*, v. 29, n. 3, p. 7-35, 1994.

LUNDBERG, S.; STARTZ, R. On the persistence of racial inequality. *Journal of Labor Economics*, v. 16, n. 2, p. 292-323, 1998.

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.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, p. 693–709, 1973.

OLIVEIRA, A. M. H. C.; RIOS-NETO, E. L. G. Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil. *Estudos Econômicos* (São Paulo), v. 36, n. 2, p. 205-236, 2006.

PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. *The american economic review*, v. 62, n. 4, p. 659-661, 1972.

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.

SILVA, N. V.. Updating the cost of not being white in Brazil. *Race, class and power in Brazil,* p. 42-55, 1985.

SOARES, S. S. D. Perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. 2000.

SPENCE, M.. Job market signaling. *The quarterly journal of Economics*, v. 87, n. 3, p. 355-374, 1973.

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

YINGER, J. Evidence on discrimination in consumer markets. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 12, n.2, p.23–40, 1998.

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

1. Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia e docente colaboradora na Universidade Estadual de Maringá. E-mail: marcelagimenesbera@hotmail.com. [↑](#footnote-ref-1)
2. Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: valdeleipf@gmail.com. [↑](#footnote-ref-2)
3. Doutorando no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: marcos-brambilla@hotmail.com. [↑](#footnote-ref-3)
4. 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 emprego e a forma de tempo de falha acelerado apresenta as estimativas do tempo de sobrevivência do indivíduo no emprego, dado que ele já tenha sobrevivido até aquele momento nessa condição. [↑](#footnote-ref-4)
5. Todos os parâmetros estimados nas cinco distribuições foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 1%. [↑](#footnote-ref-5)
6. Todos os parâmetros estimados nas cinco distribuições foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 1%. [↑](#footnote-ref-6)
7. Todos os parâmetros estimados nas cinco distribuições foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 1%. [↑](#footnote-ref-7)
8. Todos os parâmetros estimados nas cinco distribuições foram estatisticamente significativos a partir do nível de significância de 1%. [↑](#footnote-ref-8)