

# DURAÇÃO DO DESEMPREGO E CRISE ECONÔMICA: UMA ANÁLISE SOB RISCOS COMPETITIVOS PARA O BRASIL NO PERÍODO 2012-2018

Bruno Wroblevski\*  
Marina Silva da Cunha†

## RESUMO

A segunda década do século XXI é marcada por amplas mudanças na economia brasileira que repercutiram no mercado de trabalho como a ascensão e permanência de altos níveis de desemprego. Nesse sentido, este estudo tem como objetivo investigar a duração do desemprego no mercado de trabalho brasileiro procurando determinar qual a influência de fatores socioeconômicos e dos ciclos econômicos sobre as transições da desocupação para a ocupação, formal ou informal, e para a inatividade, no período entre 2012 e 2018. Para este fim, é utilizado o modelo de Riscos Competitivos (RC) com base nas informações da PNADC (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua). Os principais resultados indicam que as transições a partir do desemprego reagiram às oscilações do ciclo econômico, por meio do crescimento da população desocupada e uma elevação da duração do desemprego. Além disto, o risco de saída para ocupação e para a inatividade reduziram no período, sendo que tal fenômeno ocorre de maneira mais intensa no mercado de trabalho formal, a partir de 2015. Características pessoais dos trabalhadores também se associam com a inserção na força de trabalho bem como com a saída para a inatividade, com destaque para as mulheres, não brancos e menos escolarizados que compõem um grupo em desvantagem, visto que estão mais vulneráveis em permanecer desocupados e, em alguns casos, a deixar a força de trabalho.

**Palavras-chave:** Mercado de trabalho. Crise econômica brasileira. Duração do desemprego. Riscos competitivos. Análise de Sobrevivência.

## ABSTRACT

The second decade of the XXI century is marked by broad changes in the Brazilian economy that have had repercussions on the labor market as the rise and permanence of high levels of unemployment. The objective of this article is to investigate the duration of unemployment in the Brazilian labor market, trying to determine the influence of socioeconomic factors and economic cycles on the transition from unemployment to formal or informal occupation and to inactivity in the period between 2012 and 2018. For this purpose, the Competitive Risks (RC) model is used based on PNADC information (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua). The main results indicate that the transitions from unemployment reacted to the oscillations of the economic cycle, through the growth of the unemployed population and an increase in the duration of unemployment. In addition, the risk of leaving for occupation and for inactivity decreased in the period, and this phenomenon occurs more intensely in the formal labor market, starting in 2015. Personal characteristics of workers are also associated with the insertion in the labor force work, as well as the way out of work, especially the women, non-white and less educated people who make up a disadvantaged group, since they are more vulnerable to being unemployed and, in some cases, leaving the workforce.

**Keywords:** Labor market. Brazilian economic crisis. Unemployment duration. Competing Risks. Survival analysis.

**Área 13:** Economia do Trabalho

**Código JEL:** J00. J64. J69.

---

\* Mestrando em Economia pela Universidade Estadual de Maringá. Email: wroblevski.bruno@gmail.com.

† Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: mscunha@uem.br.

## 1. INTRODUÇÃO

Ao longo da primeira década do século XXI, diversos estudos indicaram um período de retomada de crescimento da economia brasileira, que propiciou, além do aumento do emprego formal e da renda, notáveis avanços sociais (BALTAR, 2014; CACCIAMALI; TATEI, 2016; IBGE, 2018). Apesar do progresso alcançado, sobretudo no decorrer da década de 2010, houve, dentre outros fatores, perda de dinamismo da economia, a partir de 2013, resultando em uma profunda recessão entre 2014 e 2016. Cujos efeitos também se entendem nos anos subsequentes (BARBOSA-FILHO, 2017).

De fato, o impacto da crise econômica brasileira no desempenho do mercado de trabalho, a partir de 2014, expresso por diferentes indicadores, é amplamente reconhecido. Vários fatores influenciam os efeitos dos ciclos econômicos no mercado de trabalho, como por exemplo, a própria estrutura da economia e suas instituições (BARBOSA FILHO, 2017; LACERDA, 2017). Em reflexo à crise, houve uma redução dos empregos assalariados, formais e informais, elevando o número de indivíduos desempregados (POCHMANN, 2018).

Vale destacar que embora o Comitê de datações de Ciclos Econômicos (CODACE) tenha declarado o fim do período de crise em 2016, tal fato é uma condição necessária, no entanto, não suficiente para garantir reflexos favoráveis para o mercado de trabalho. No Brasil, ainda há um grande número de indivíduos que estão desempregados. Segundo as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), a taxa de desocupação, no ano de 2014, foi, em média, 6,8%. Dois anos depois, em 2016, com a recessão da economia brasileira, essa taxa média chegou a 12,7% (IBGE, 2019). Ou seja, ao longo de apenas dois anos, o total de indivíduos desocupados no Brasil aumentou de 7,9 milhões para 12,3 milhões. Assim, o desemprego tem ocupado um lugar de destaque no debate econômico nacional.

O cenário atual da economia, de lenta recuperação, além de incrementar a incidência do desemprego, também pode elevar o tempo de permanência neste estado (PISSARIDES, 1992; BLANCHARD; DIAMOND, 1994). De acordo com dados da PNADC, este fenômeno pode ser confirmado, pois retratam, que em 2018, aproximadamente 35% dos desempregados estavam sem trabalho há dois ou mais anos, sendo este o maior patamar para o desemprego de longa duração desde o início da série histórica da pesquisa, iniciada em 2012. Nesse sentido, ressalta-se a relevância desta temática, à medida que este fenômeno tem se tornado ainda mais preocupante no Brasil, e, para Pochmann (2018), pode ocasionar fortes implicações tanto sociais quanto econômicas, acarretando prejuízos até mesmo para o desenvolvimento do país.

É importante explicitar, que longos períodos sem trabalho, podem influenciar a probabilidade de o indivíduo encontrar um posto de trabalho, e, também, podem ter efeitos sobre a decisão desse indivíduo em sair do mercado de trabalho (REIS; AGUAS, 2015). Assim, questiona-se como as condições econômicas atuais têm impactado na duração do desemprego e nas transições do trabalhador a partir da desocupação? O cenário econômico atual revela que a resposta para esse questionamento não parece ser tão trivial. Além disso, como destaca Monte, Araújo-Júnior e Pereira (2009), a duração do desemprego varia substancialmente entre os diferentes grupos da força de trabalho. Já Flinn e Heckman (1983), retratam que os fatores que determinam as transições para o emprego e a inatividade são bastante diferentes.

Nesse contexto, diante da carência de investigações mais recentes, o objetivo deste trabalho é investigar a duração do desemprego no período, procurando determinar qual a influência de fatores socioeconômicos e dos ciclos econômicos sobre a saída para a ocupação, formal ou informal, e, também, para a inatividade. Ademais, busca-se conhecer o perfil de trabalhador que possui maior probabilidade de permanecer no desemprego bem como o que possui maior risco de saída desta condição. Para tanto, utiliza-se o modelo de Riscos Competitivos (RC) a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), considerando o plano amostral da pesquisa, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2012 e o quarto trimestre de 2018.

Diante disso, a presente contribuição volta-se ao entendimento da situação mais recente do trabalho no Brasil frente à mudança conjuntural no desempenho da economia nacional. De fato, estudos sobre a duração do desemprego têm sido uma temática recorrente na literatura brasileira (OLIVEIRA;

CARVALHO-JÚNIOR, 2006; MENEZES; CUNHA, 2013; CACCIAMALI; LIMA; TATEI, 2015; SCHERER *et al.*, 2017). Ademais, diferentemente da maioria dos trabalhos aplicados ao Brasil, utiliza-se como abordagem econométrica, o modelo de riscos de competitivos. Este modelo amplia os recursos da análise de sobrevivência e permite maior flexibilidade quando existem múltiplos eventos de interesse, uma vez que diversos destinos a partir do desemprego são possíveis (ADDISON; PORTUGAL, 2001; CAMERON; TRIVEDI, 2005; REIS; AGUAS, 2014; REIS, 2015).

Este artigo está organizado em mais cinco seções além desta introdução. Na próxima seção é realizada a revisão teórica e empírica em que se apresentam os principais trabalhos observados sobre a temática. A seção seguinte aborda a metodologia utilizada, contendo os procedimentos econométricos, bem como a descrição dos dados. Na quarta seção são apresentados e discutidos os resultados. Por fim, na última seção, são realizadas algumas considerações finais.

## **2. DINÂMICA DA DURAÇÃO DO DESEMPREGO NO MERCADO DE TRABALHO: BREVE REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA**

Nesta seção é apresentada uma breve revisão de alguns estudos empíricos que abordaram a problemática da duração do desemprego. Antes, porém, torna-se necessário expor a fundamentação teórica deste estudo, em que não se pretende esgotar a literatura sobre o tema, mas ressaltar sua relevância para as ciências econômicas e fundamentar a discussão empírica. A principal teoria que estuda a dinâmica da procura por trabalho é a teoria da Procura por Emprego (*Job Search Theory*) que tem sua explicação a partir da análise pioneira de Stigler (1961) e desenvolvida, posteriormente, por McCall (1970) e Mortensen (1970) que buscariam compreender os microfundamentos do desemprego, enfatizando as condições de busca por trabalho.

Esta concepção teórica, segundo Cahuc e Zylberberg (2004), consiste em explicar o desemprego, a partir de um mercado competitivo em que os trabalhadores e as firmas têm informações incompletas/imperfeitas sobre o mercado de trabalho. De fato, considerando a dinâmica da procura por emprego com informações imperfeitas, para McCall (1970) e Mortensen (1970), do lado da oferta, o trabalhador enfrenta o problema de escolher entre os benefícios decorrentes de uma busca mais prolongada, que poderá implicar em um salário mais elevado, e os custos de procura que decorrem do período que ele permanece desempregado e não obtém renda. Por sua vez, na demanda, a probabilidade de receber uma oferta, condicionada à procura do trabalhador, depende também da expectativa do empregador em relação à produtividade da mão de obra. Assim, o mercado de trabalho é caracterizado pelo alto custo das informações e pelas incertezas (ROMER, 2006).

Os diversos modelos derivados desta teoria representam grande contribuição à literatura econômica e vêm sendo utilizados em diversos estudos empíricos, tanto na literatura internacional quanto nacional. Em geral, os estudos vinculados à esta teoria buscam explicar a dinâmica na procura por emprego, e, conseqüentemente, a obtenção de um emprego, por meio de características dos próprios trabalhadores, como gênero, idade, raça e escolaridade, que sinalizam para o empregador, a produtividade deste trabalhador, bem como servem para a formação de seu salário de reserva<sup>3</sup> (CAHUC; ZYLBERBERG, 2004).

Como a literatura sobre os efeitos da duração do desemprego no mercado de trabalho é diversa, optou-se por apresentar trabalhos a partir da década de 1990. Além disto, os trabalhos empíricos para o Brasil também tiveram maior expansão a partir desta década, com a maior disponibilidade de informações, em sua maioria com os microdados derivados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do IBGE.

Buscando analisar os fatores que afetam a duração do desemprego na Rússia, Foley (1997), indica que mulheres casadas, indivíduos de maior idade, têm períodos de desemprego significativamente maiores. Já em relação aos níveis de escolaridade, estes não apresentaram significância estatística em explicar a

<sup>3</sup> De acordo com Borjas (2012), o salário de reserva se constitui em um patamar salarial no qual o trabalhador é indiferente entre trabalhar e continuar procurando um emprego. Nesse sentido, a oferta de trabalho será positiva se o salário de mercado de mercado for superior ao salário de reserva.

duração do desemprego. Entretanto, Grogan e Van Den Berg (2005), em um estudo para o mesmo país em outro período, evidencia que trabalhadores com maior escolaridade possuem risco de saída maior do desemprego e, portanto, uma menor duração. Já Galiani e Hopenhayn (2000), em um estudo para a Argentina, mostraram que o efeito da educação na desocupação requer cuidado pois pode ser ambíguo e depender das especificidades de cada região.

Estudos para determinar os fatores associados ao desemprego de longa duração também foram conduzidos para a Colômbia, por Martínez (2003), que evidenciou maior probabilidade de permanência do desemprego para trabalhadores com mais de 45 anos e mulheres com filhos dependentes quando comparados aos homens de mesma condição. Quanto à educação, a permanência é maior no desemprego, e independente do sexo, para aqueles com 11 anos de estudo completos e para os trabalhadores com ensino superior incompleto. Roed, Raaum e Goldstein (1999) na Noruega destacam que as chances de encontrar um emprego são reduzidas no desemprego de longa duração, e identificam que as mulheres demoram mais tempo para encontrar emprego do que os homens.

Na literatura empírica também há evidências para o Brasil acerca da influência dos fatores socioeconômicos sobre a duração do desemprego, e que favorecem a permanência dos trabalhadores neste estado. Assim, os estudos nesta temática têm se expandido para a economia brasileira como Oliveira e Carvalho-Júnior (2006), Andrey e Cunha (2013), Cacciamali, Lima e Tatei (2015) Scherer *et al.* (2017), que analisam a duração do desemprego tendo como interesse, especificamente, a saída para a ocupação. Já Reis e Aguas (2014) e Reis (2015) ampliam a análise considerando também a saída para a ocupação, formal e informal, e também inatividade.

Há um consenso na literatura de que homens e mulheres se comportam de maneira diferente no mercado de trabalho. E de fato, Oliveira e Carvalho-Júnior (2009), a partir de dados da PME, avaliaram, especificamente, as diferenças de gênero na duração do desemprego. Os autores observam que as mulheres possuem um risco de saída do estado do desemprego consideravelmente menor do que os homens. Para os autores este resultado é preocupante pois além de se traduzir em uma maior duração de desemprego para os indivíduos do sexo feminino, também sugere uma relação inversa entre a duração do desemprego e o salário das mulheres indicando que o salário de reserva da mulher é declinante em relação à duração do tempo de desemprego. Andrey e Cunha (2013), Cacciamali, Lima e Tatei (2013), Reis e Aguas (2014), Scherer *et al.* (2017) corroboram à análise, e também verificam efeitos, estatisticamente significativos, do diferencial entre homens e mulheres na duração do desemprego.

Quanto à raça, Menezes e Cunha (2013) argumentam que existe, no mercado de trabalho, uma seletividade para o fator cor da pele, que favorece à ocupação da mão de obra branca culminando na maior propensão dos indivíduos brancos a saírem do desemprego. Contudo, resultados discordantes ainda existem na literatura, como por exemplo, Scherer *et al.* (2017) que, como resultado, embora de pequena magnitude, sugerem que os não brancos que buscam por trabalho pode ter um risco maior de saída para a ocupação, pois, em parte, este grupo pode possuir uma maior propensão a aceitar a primeira oferta que lhes é feita devida à sua maior vulnerabilidade socioeconômica. E de fato, para esse grupo, os autores, encontram uma razão de risco positiva para saída da ocupação. Esta hipótese também é reforçada por Reis (2005), que também evidenciam que os negros apresentam maiores probabilidades de transição para ocupação formais e informais do que os brancos. Contudo, ao analisarem a transição do desemprego para a inatividade, as diferenças entre negros e brancos não foram estatisticamente significativas. Assim, observa-se que não há um consenso sobre o fator raça/cor e inserção ocupacional na literatura brasileira.

Reis (2015) analisou especialmente a transição dos jovens do desemprego para o primeiro emprego e observou que este grupo apresenta um nível de desemprego superior do que a população em geral, devido à ausência ou pouca experiência. Constataram probabilidades menores de sair do desemprego para os jovens em busca do primeiro emprego do que para os demais trabalhadores que já possuem experiência. No entanto, a situação dos jovens que já trabalharam anteriormente apresenta similaridades com dos adultos. De fato, Scherer *et al.* (2017), Oliveira e Carvalho-Júnior (2006), Menezes e Cunha (2013) também tem como resultado uma relação estatisticamente significativa da idade com o risco de saída do desemprego, no sentido que o risco de saída do desemprego é menor para a população jovem. Adicionalmente, Scherer

et al. (2017) destaca como evidência, que conforme os trabalhadores vão ficando mais velhos, o risco de saída para ocupação vai reduzindo, progressivamente, possivelmente devido à elevação do salário de reserva destes trabalhadores.

Embora as opiniões sobre o impacto da escolaridade na duração do desemprego sejam divergentes na literatura internacional, pode-se dizer que um dos principais determinantes para a saída do desemprego na literatura brasileira é a educação. As evidências empíricas indicam que a duração do desemprego tende a ser menor para os indivíduos com menor nível de instrução, ou seja, o risco de saída para a ocupação diminui conforme os anos de estudo aumentam, o que está associado com os salários de reserva mais elevados para os mais escolarizados (MENEZES; CUNHA, 2013; OLIVEIRA; CARVALHO-JÚNIOR, 2006; SCHERER et al., 2017). Contudo, resultado diferente é observado quando se segmenta a saída para a ocupação entre postos de trabalhos formais e informais. Reis e Aguas (2014), tem como resultado que os trabalhadores mais qualificados possuem maior propensão de transição para o emprego formal e menor para informal. Revelando, portanto, que a escolaridade tem relação direta com mercado de trabalho formal, e inversa com o informal.

Por fim, é interessante destacar, que as características individuais geralmente apresentam efeitos diferenciados dependendo do tipo de transição considerado. Nesse sentido, Reis e Aguas (2014), acrescentam à literatura conduzindo uma análise de duração através da qual observam a transição do desemprego para o emprego – formal ou informal – e do desemprego para a inatividade. Dentre vários resultados, vale destacar que o aumento do tempo de desemprego eleva as probabilidades de transição para estes estados. Além disso, eles constatarem que há uma maior propensão dos indivíduos desempregados há mais tempo a transitarem para um emprego formal ou informal, mas também a abandonarem a força de trabalho.

Diante da literatura levantada foi possível averiguar os principais determinantes discutidos na temática. De forma geral, os estudos utilizaram como método econométrico, a análise de sobrevivência, tanto na abordagem não paramétrica quanto paramétrica, se propondo verificar as probabilidades de os trabalhadores saírem do desemprego em uma metodologia na qual a unidade de análise não é restrita ao evento em si, mas também incorpora a relação com o tempo de desemprego. Assim, com o objetivo de captar de forma mais ampla as diferenças nas durações de desemprego no mercado de trabalho, este estudo segue a linha de Reis e Aguas (2014) e Reis (2015) no sentido que também abrange, além da saída para ocupação, a saída para o mercado de trabalho formal, informal e inatividade. O método econométrico, assim como a definição das variáveis são discutidos na próxima seção.

### 3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 Estratégia Econométrica

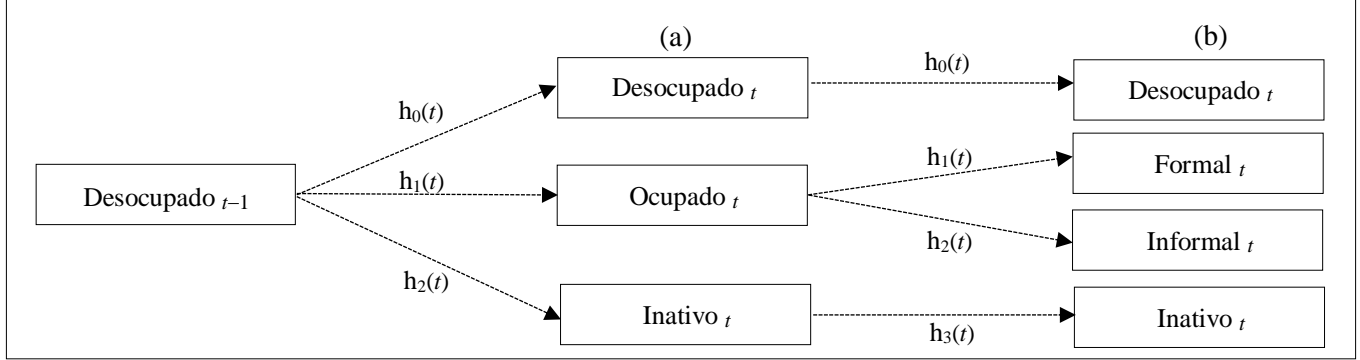
Com o objetivo de identificar como a duração do desemprego e as características dos trabalhadores influenciam nas probabilidades de transição da condição de desempregado para a ocupação (formal ou informal) ou para a inatividade, este trabalho utiliza o modelo de riscos competitivos, que se constitui em uma extensão dos modelos derivados da análise de sobrevivência. Segundo Cameron e Trivedi (2005) a análise de sobrevivência compreende o estudo do tempo transcorrido entre um evento inicial, no qual um indivíduo está inserido, e um evento final (de interesse), que então modifica este estado. O tempo até a ocorrência do evento de interesse (falha) é também chamado de tempo de risco, ou tempo de falha, sendo denotado por  $T$ . A escolha do modelo de riscos competitivos deriva da necessidade de distinguir entre diferentes eventos de interesse, com suas respectivas durações.<sup>4</sup>

Nesse sentido, sob riscos competitivos, os indivíduos estão em risco de falha por  $k$  diferentes eventos, ou seja, não há apenas um único evento de interesse, assim, podemos dizer que existem eventos de interesse

<sup>4</sup> Uma discussão detalhada sobre o modelo de riscos competitivos pode ser obtida em Cameron e Trivedi (2005, p. 642), Kleibaum e Klein (2006, p. 391) e Klein e Moeschberger (2003, p. 52).

“competitivos” entre si (KLEIN; MOESCHBERGER, 2003; KLEIBAUM; KLEIN, 2006). Considerando  $k$  eventos de interesse, existem  $k + 1$  possibilidades de transição,  $\{0, 1, \dots, K\}$ , em que 0 representa a condição inicial em que o indivíduo está inserido, e  $\{1, \dots, K\}$  as demais transições possíveis (CAMERON; TRIVEDI, 2005). O esquema de avaliação, das possibilidades de transição do trabalhador, a partir do desemprego, pode ser observado na Figura 1.

**Figura 1.** Esquema do modelo de riscos competitivos um estado inicial e  $k$  transições possíveis



Fonte: Elaboração própria.

Nota:  $h_k(t)$  representa a função risco causa-específica de um evento  $k$ .

A partir da figura, nota-se que ao tempo  $t - 1$  todos os indivíduos estão desocupados, porém diferentes riscos de transição a partir da desocupação são possíveis. Na figura 1(a) e 1(b), além da ocupação, formal ou informal, e inatividade, o indivíduo pode ainda permanecer desocupado, que se classifica como um dado censurado, comum em estudos de sobrevivência, quando no período de tempo pesquisado, certa parcela de indivíduos não presencia o evento de interesse (COLOSIMO; GIOLO, 2003).<sup>5</sup> Contudo, em vez da desocupação, o indivíduo ainda pode transitar para uma ocupação e para a inatividade. Por exemplo, um trabalhador que transita para a inatividade, e não para a ocupação, pode ser classificado como uma censura informativa, no sentido que a sua transição altera a probabilidade de ocorrência de outros eventos, como a ocupação. Nesse sentido, as probabilidades de ocorrência desses eventos, são, portanto, chamadas de riscos competitivos (PINTILIE, 2006).

Sob riscos competitivos, convém destacar dois tipos de funções, que especificam o tempo de falha: a função de incidência cumulativa (*cumulative incidence function*) e a função de risco causa-específica (*cause-specific hazard function*). A função de incidência cumulativa, denotada por  $F_k(t)$ , representa a probabilidade de um evento de interesse  $k$  ocorrer até um período de tempo  $t$ . Neste estudo,  $F_k(t)$  retrata a probabilidade do trabalhador ter se reinserido no mercado de trabalho em uma ocupação formal ou informal, ou ainda ter saído da força de trabalho até determinado instante de tempo  $t$ , e, segundo Pintilie (2006), pode ser expressa por:

$$F_k(t) = P(T \leq t, \delta = k), \quad k = 1, 2, \dots, K. \quad (1)$$

Já a função risco causa-específica,  $h_k(t)$ , descreve a probabilidade de que a falha decorrente de um evento  $k$  ocorra durante um intervalo dado que não ocorreu antes do período  $t$ . Matematicamente,  $h_k(t)$ , corresponde à probabilidade condicional de um indivíduo sofrer o evento de interesse dentro de um intervalo de tempo  $(t, t + \Delta t)$ , sabendo que o mesmo permaneceu no estado inicial até o início deste intervalo  $t$ , na presença de todas as outras possíveis causas de falha. Essa função pode ser representada por:

$$h_k(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T \leq t + \Delta t, \delta = k | T > t)}{\Delta t}, \quad k = 1, 2, \dots, K. \quad (2)$$

A função de incidência cumulativa relativa a um evento de interesse  $k$  pode ser estimada, de forma não paramétrica, considerando a presença de riscos competitivos, ou seja, a presença de outros eventos que

<sup>5</sup> Discussão detalhada sobre diferentes tipos de censuras pode ser encontrada em Kleibbaum e Klein (2006).

podem modificar a probabilidade de falha por um evento de interesse principal. Pintilie (2006) descreve a fórmula geral deste estimador como:

$$\hat{F}_k(t) = \sum_{k=1}^K \frac{d_{kj}}{n_j} \hat{S}(t_{j-1}) \quad (3)$$

Em que,  $\hat{F}_k(t)$ , pode ser calculada como um resultado da soma de todas as probabilidades de se observar o evento  $k$  no momento  $t_j$ , enquanto o indivíduo ainda está em risco para qualquer evento, isto é, o indivíduo não falhou por nenhum evento antes de  $t_j$ . O risco de falhar por uma causa específica  $k$  é calculado por  $\frac{d_{kj}}{n_j}$  sendo que  $d_{kj}$  representa o número de eventos  $k$  no tempo  $t_j$ , e  $n_j$  o número total de observações em risco de falha no tempo  $t_j$ . Já a probabilidade de permanecer livre de qualquer evento antes de  $t_j$  é dada pela parcela  $\hat{S}(t_{j-1})$ , que representa a estimativa *Kaplan-Meier*<sup>6</sup> da função de sobrevivência considerando os diversos eventos competitivos.

A modelagem dos efeitos das covariáveis sobre a ocorrência de um determinado evento de interesse também se faz importante. Nesse contexto, considerando que o tempo  $t_j$  possui uma distribuição de probabilidade específica e que os riscos de saída para  $k$  falhas são independentes, também se avalia a relação de preditores relevantes para a taxa de falha, pela estimação da função de risco causa-específica por meio do modelo paramétrico *Weibull*.<sup>7</sup> No caso em questão, a variável dependente é o tempo de desemprego, medido em meses, e, vale observar, que nesse modelo a análise não considera apenas o evento, mas também incorpora as trajetórias, observando-se, portanto, as durações e as transições. Segundo Greene (2012), a distribuição do tempo de desemprego em função das covariáveis, é escrita como:

$$\lambda(t | \mathbf{x}) = \alpha t^{\alpha-1} \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \quad (4)$$

Em que o primeiro termo representa o risco base em função de  $t$ , com distribuição *Weibull*, e o segundo é uma função que relaciona o vetor de variáveis explicativas,  $\mathbf{x}$ , com a sobrevivência na desocupação. A estimação dos parâmetros é realizada pelo método da máxima verossimilhança.<sup>8</sup>

As variáveis selecionadas de acordo com a revisão empírica referem-se às principais características pessoais, demográficas e de posição domiciliar, em que se destacam: gênero, dividido em dois grupos, homem e mulher; cor/raça, em que também são considerados dois grupos, os brancos (brancos e amarelos) e os não brancos (negros, pardos e indígenas); faixa etária, em que são considerados seis grupos – 14 até 20 anos, 20 a 24 anos, 25 a 30 anos, 31 a 40 anos, 41 a 50 anos, e 51 ou mais; escolaridade, dividida por 3 níveis de escolaridade – baixa (até ensino fundamental incompleto), média (fundamental completo a ensino médio completo) e alta (superior incompleto ou mais); regiões – Nordeste, Norte, Sul, Sudeste e Centro-Oeste; e, por fim, variáveis indicativas de período, em anos, a partir de 2012. A Tabela A.1 do Apêndice fornece uma descrição mais detalhada das variáveis usadas nos modelos, bem como o sinal esperado conforme a revisão de literatura.

<sup>6</sup> Um estimador não paramétrico da função de sobrevivência, comumente utilizado em análises de duração é o estimador *Kaplan-Meier*, que representa a probabilidade de uma observação não presenciar o evento de interesse até determinado tempo  $t$ . Contudo, sob riscos competitivos, há um consenso na literatura de que o método de Kaplan-Meier pode não ser adequado para a estimação da função de sobrevivência podendo levar a interpretações viesadas, portanto, sugere-se o uso da função de incidência cumulativa para tanto (GOOLEY, et al. 1999; KLEIN; MOESCHBERGER, 2003).

<sup>7</sup> Greene (2012) ressalta que, os modelos paramétricos são fáceis de serem utilizados devido a sua simplicidade, contudo, ao serem considerados se deve identificar a melhor distribuição de probabilidade para descrever a variável dependente, tais como: Exponencial, *Weibull*, *Gamma*, *Gompertz*, log-normal ou log-logística. Neste trabalho, a distribuição *Weibull* apresentou o melhor ajuste, avaliado pelo *Akaike Information Criterion (AIC)* e *Bayesian Information Criterion (BIC)*.

<sup>8</sup> Para uma descrição detalhada da função de máxima verossimilhança consultar Greene (2012).

### 3.2 Base de Dados e análise descritiva

A base de dados utilizada neste trabalho é da Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios Contínua (PNADC), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o período do primeiro trimestre de 2012 até o último trimestre de 2018. Trata-se de um levantamento trimestral, realizado por meio de uma amostra de domicílios, que abrange todo o país. Vale notar que o período selecionado teve como objetivo permitir uma análise comparativa de, tanto antes do período de crise econômica, quanto após, possibilitando uma melhor análise da duração do desemprego no mercado de trabalho brasileiro neste período.

A amostra da PNADC trimestral possui um esquema de rotação em que o domicílio é entrevistado por cinco trimestres consecutivos, com intervalo de dois meses entre as entrevistas, possibilitando, portanto, o acompanhamento de um mesmo indivíduo em mais de um período de tempo.<sup>9</sup> A amostra utilizada é restrita aos trabalhadores que responderam tanto a primeira ( $t - 1$ ) quanto a segunda entrevista ( $t$ ), desde de que estivessem desocupados no período  $t - 1$ . As transições para ocupação, seja formal ou informal, e para a inatividade são referentes ao intervalo de 1 trimestre. Para o conceito de ocupação formal ou informal, utilizou-se o critério na qual estar ocupado em  $t$  e possuir carteira de trabalho assinada ou contribuir para a previdência representa um trabalho formal, e, estar ocupado em  $t$  e não possuir carteira assinada ou não contribuir para a previdência, caracteriza um trabalho informal.

Foram excluídas, as observações com informação não declarada para qualquer uma das variáveis utilizadas na análise. Ademais, cabe ressaltar, que também foram excluídos da amostra os trabalhadores desocupados com duração superior a 60 meses. Estes últimos representavam uma pequena porcentagem da amostra (cerca de 2%), e poderiam conduzir a um viés nos resultados. Após os recortes mencionados, a amostra total foi composta de 108.029 indivíduos inicialmente desocupados no período  $t - 1$ , dentre os quais, se observou 67.296 falhas (transições) no período  $t$ , sendo 35.434 devidas à ocupação (13.509 formais e 21.925 informais) e 31.862 devidas à inatividade. Para obter a expansão de cada observação da amostra, foi utilizada sempre a última versão dos pesos disponibilizados na pesquisa.

A Tabela 1 apresenta uma descrição anual, entre 2012 e 2018, da proporção de trabalhadores que transitou no mercado de trabalho a partir da desocupação em  $t - 1$ . Primeiramente, pode-se constatar, possivelmente como reflexo da crise econômica, que as transições para a ocupação recuaram 6,5 p. p. no período, variando de 36%, em 2012, para 30%, em 2018, devido, principalmente à queda da transição para postos de trabalho formais. Outro ponto a ser ressaltado refere-se à trajetória relativamente homogênea verificada nas transições para a inatividade e para o trabalho informal. Ademais, é importante destacar que a evolução do comportamento da população desocupada aponta a gravidade da questão do desemprego no mercado de trabalho brasileiro. Pois, além da proporção de trabalhadores que se manteve na desocupação ter aumentado 8 p.p., a população estimada de indivíduos desocupados elevou-se de 4,3 milhões, em 2012, para 8,7 milhões, em 2015. Sendo o maior valor observado de 9,1 milhões, em 2017.

**Tabela 1.** Transições no mercado de trabalho em relação à desocupação no período  $t-1$ , Brasil, 2012-2018

Status ocupacional	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
$D_{t-1}$	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
$D_{t-1} \rightarrow$ Inativo $t$	0,295	0,317	0,306	0,295	0,290	0,282	0,282
$D_{t-1} \rightarrow$ Ocupado $t$	0,367	0,374	0,360	0,336	0,297	0,301	0,302
$D_{t-1} \rightarrow$ Formal $t$	0,156	0,155	0,149	0,134	0,110	0,107	0,101
$D_{t-1} \rightarrow$ Informal $t$	0,211	0,219	0,211	0,202	0,187	0,194	0,201
$D_{t-1} \rightarrow D_t$	0,337	0,309	0,334	0,368	0,413	0,417	0,416
População Estimada $D_{t-1}$	4.304.529	4.457.851	4.415.635	5.958.812	8.114.647	9.123.617	8.721.131

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

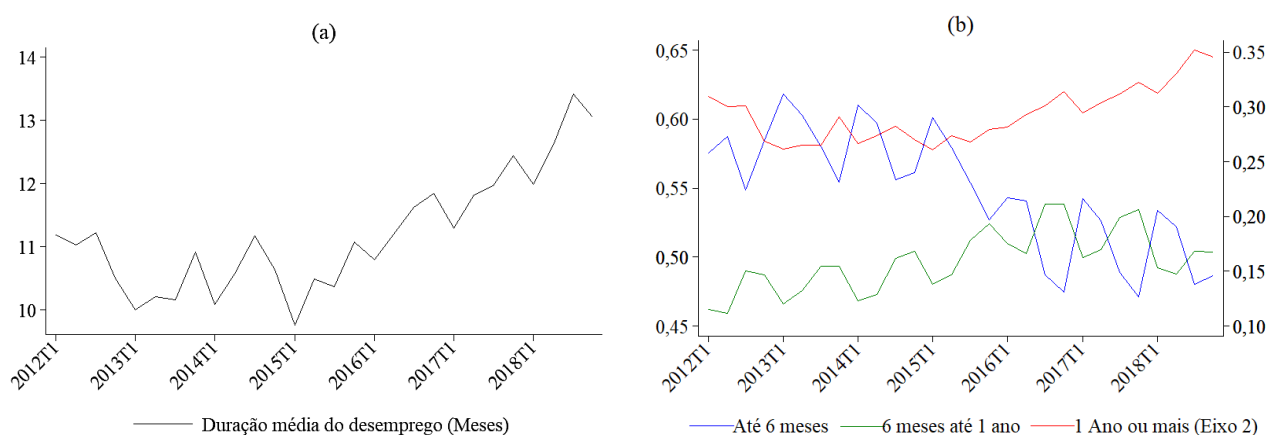
Nota:  $D_{t-1}$  representa o indivíduo desocupado no período anterior; e  $t$ , refere-se ao período atual.

<sup>9</sup> A identificação de um mesmo indivíduo ao decorrer das entrevistas foi feita pelas seguintes variáveis: UPA, V1008, V1014, V2007, V2008, V20081, V20082, que correspondem à unidade primária de amostragem, número de seleção do domicílio, Painel (grupo da amostra), sexo, dia, mês e ano de nascimento, respectivamente.



É interessante notar que além da transição do trabalhador desocupado, também se nota um comportamento heterogêneo quanto ao tempo médio de desemprego e ao desemprego de longa duração, que apresentam tendência de crescimento, especialmente a partir de 2015 (Figura 2(a) e 2(b)). De acordo com a Figura 2(a), é possível notar que a duração média do desemprego apresenta crescimento elevado a partir de 2015, fechando o ano de 2018 em 13,05 meses e alcançando 9,7 meses em 2015. Outro ponto que merece atenção refere-se à proporção de indivíduos desocupados a mais de 1 ano, que também se elevou ao longo do período, com maior intensidade a partir de 2015 (Figura 2(b)). De fato, esses resultados podem ser atribuídos à recente tendência de estagnação econômica observada no cenário macroeconômico nacional que repercutiu em uma piora no mercado de trabalho brasileiro para a promoção do emprego (CACCIAMALI; TATEI, 2016; IBGE, 2018).

**Figura 2.** Duração média do desemprego e proporção do desemprego de longa duração no desemprego total, Brasil, 2012-2018



Fonte: Elaboração dos autores a partir da PNADC/IBGE.

Na Tabela 2 podem ser observadas as estatísticas descritivas para o número total dos indivíduos desocupados em  $t - 1$  e para quatro grupos de indivíduos no período  $t$ : *i*) aqueles que transitaram para a ocupação formal; *ii*) que transitaram para ocupação informal; *iii*) que saíram da força de trabalho, ou seja, transitaram para a inatividade; e, por fim, *iv*) também se busca analisar as características dos indivíduos que permaneceram desocupados uma vez que estes tendem a apresentar diferenças importantes em relação aos demais indivíduos. Percebe-se, em todos os grupos, diferentes padrões nas proporções de trabalhadores quanto ao gênero, raça, idade, nível de escolaridade, condição domiciliar e região de domicílio.

Inicialmente, de acordo com o gênero do indivíduo, pode-se observar, que o percentual inicialmente desocupado é similar entre homens e mulheres. Contudo, há uma maior proporção de homens no grupo de indivíduos que se ocupou no período, seja formalmente (55,2%) ou no mercado informal (61,2%). Além disso, considerando o grupo de inativos e de desocupados, há uma maior parcela de mulheres, alcançando 59% no grupo de indivíduos inativos. Já no que tange aos aspectos raciais, é possível observar que, dentre as categorias analisadas, a transição para o mercado informal é a que abriga a maior proporção de não brancos (71,3%). Por sua vez, são os brancos que, relativamente, transitam mais para a ocupação formal. Todavia, ainda se nota um predomínio de trabalhadores não brancos em todos grupos analisados, tanto na desocupação no período inicial e final, quanto nas transições para a ocupação e a inatividade.

Em relação à idade, nota-se que os indivíduos jovens, entre 14 e 20 anos, são maioria tanto entre os inicialmente desocupados (25,8%) quanto no grupo que permanece neste estado (25,2%) ou transita para fora da força de trabalho (33,8%). Ainda quanto à idade, os dados mostram que as demais faixas etárias são, em geral, relativamente similares quanto à transição para os postos de trabalho formal e informal.

Com relação à escolaridade, é possível verificar que não existem grandes diferenças na composição média dos anos de estudo entre os grupos, que varia entre 8 e 9 anos. Porém, na análise por níveis de

escolaridade, o percentual de indivíduos com menor nível de instrução, ou seja, de indivíduos que possuem até ensino fundamental incompleto é maior para aqueles que vão para o trabalho informal, de 38,8%. Já o nível de instrução dos trabalhadores formais difere um pouco, pois apenas 19% destes apresentam baixa escolaridade. Ademais, outra evidência importante é que o percentual de indivíduos que transitam para o mercado de trabalho formal com alta escolaridade dobra, em média, ao se comparar com os aqueles que vão para a informalidade, 19% e 9,3%, respectivamente.

Quanto às variáveis indicativas da condição no domicílio, os resultados mostram que indivíduos que se autodeclararam o principal responsável pelo domicílio transitam em maior proporção para a ocupação, tanto formal quanto informal, quando comparados com indivíduos que não possuem tal condição. Além disso, em termos regionais, os resultados indicam que os indivíduos desocupados em  $t - 1$  concentram-se, principalmente, na região Nordeste e Sudeste, da mesma forma aqueles que permanecem desocupados, com porcentagem até maior para a Região Sudeste. Entretanto, o que chama a atenção é o fato de que o percentual de indivíduos que se desloca da desocupação para o mercado informal ou para a inatividade no Nordeste ser maior do que a média no desemprego no período inicial, de 42,9% e 40,1%, respectivamente, evidenciando que nesta localidade essas transições são frequentes. De fato, as variáveis *dummies* de região são as que apresentam maior divergência entre as médias na condição inicial, de desocupado, e as transições para a ocupação, informal e formal.

**Tabela 2.** Média e proporção das características individuais, por tipo de transição, a partir da desocupação em  $t - 1$ , Brasil, 2012-2018

Variáveis	Desocupado $t-1$	Formal $t$	Informal $t$	Inativo $t$	Desocupado $t$
Gênero					
Homem	0,497	0,552	0,612	0,408	0,486
Mulher	0,503	0,448	0,388	0,592	0,514
Raça					
Branco	0,336	0,402	0,287	0,325	0,348
Não Branco	0,664	0,598	0,713	0,675	0,652
Idade					
Idade (anos)	30,131	30,942	31,843	29,102	29,753
14 < idade ≤ 20	0,258	0,186	0,197	0,338	0,252
20 < idade ≤ 24	0,168	0,174	0,151	0,157	0,183
24 < idade ≤ 30	0,173	0,206	0,178	0,147	0,179
30 < idade ≤ 40	0,201	0,234	0,236	0,162	0,201
40 < idade ≤ 50	0,123	0,129	0,151	0,108	0,116
Idade ≥ 51	0,078	0,070	0,086	0,088	0,069
Escolaridade					
Anos de estudo	9,041	9,822	7,977	8,767	9,559
Baixa	0,272	0,196	0,388	0,296	0,218
Média	0,587	0,614	0,519	0,579	0,621
Alta	0,141	0,190	0,093	0,125	0,162
Condição no domicílio					
Chefe	0,264	0,306	0,348	0,209	0,249
Não chefe	0,736	0,695	0,652	0,791	0,751
Grande Região					
Norte	0,129	0,108	0,144	0,150	0,111
Nordeste	0,359	0,257	0,429	0,401	0,323
Sudeste	0,312	0,336	0,247	0,254	0,382
Centro-Oeste	0,085	0,106	0,085	0,087	0,076
Sul	0,116	0,193	0,095	0,108	0,108

Fonte: Elaboração dos autores a partir da PNADC/IBGE.

Notas:  $t-1$  refere-se ao período anterior; e  $t$  ao período atual. Todos os valores foram obtidos considerando os pesos de amostra complexa da PNADC.

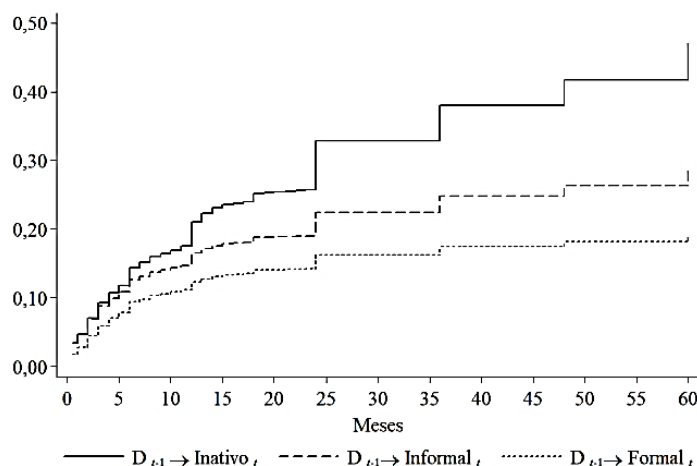
Portanto, verifica-se uma piora no desemprego e no desemprego de longa duração no mercado de trabalho brasileiro, o que reitera a necessidade de se avaliar esta problemática frente às mudanças recentes na economia, pois, nota-se, que as transições no mercado de trabalho apresentam um comportamento heterogêneo quanto às características pessoais de cada indivíduo e também de acordo com o ciclo econômico em que os indivíduos estão inseridos. Nesse sentido, na próxima seção são apresentados os resultados das estimações da função de incidência cumulativa, bem como do modelo econométrico, buscando evidenciar, a partir da inclusão de controles nas regressões, se essas diferenças entre os determinantes analisados são estatisticamente significativas.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas das funções de incidência acumulada a partir do desemprego para a ocupação, formal ou informal, e a inatividade estão apresentadas na Figura 3. Procura-se investigar a contribuição da duração do desemprego para a probabilidade de transição em cada um desses eventos. Primeiramente, pode-se constatar que a probabilidade de transição, tanto para a ocupação formal, informal ou para a inatividade tem uma associação positiva com a duração do desemprego. Além disso, a disparidade na incidência cumulativa entre as transições aumenta conforme se prolonga o período no desemprego.

Por exemplo, a probabilidade de transitar para a inatividade, para um emprego formal ou informal aumenta, conforme aumenta o tempo de desemprego, sendo maiores para inatividade, emprego informal, e formal, respectivamente. Em um período de desemprego de 10 meses, a probabilidade de saída para a ocupação formal, informal e para fora da força de trabalho é de 10%, 15% e 19%, respectivamente. Já com 20 meses de desemprego, essas probabilidades aumentam para 13%, 19% e 27%, respectivamente, e assim sucessivamente. As probabilidades se tornam maiores no final do período, pois mais indivíduos transitam para alguns dos estados de interesse e, o número de trabalhadores em risco torna-se mais baixo. Estes resultados também foram observados por Reis e Aguas (2014), e uma análise para o período de 2003 até 2013, com base nas informações da Pesquisa Mensal do Emprego.

**Figura 3.** Função de incidência acumulada para a amostra total – transições da desocupação para ocupação formal, informal e inatividade



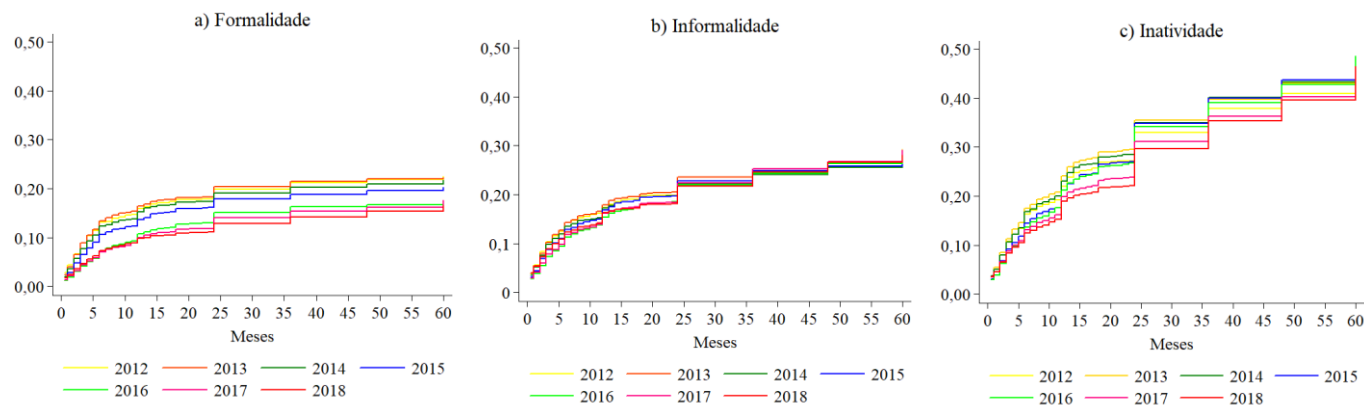
Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Nota: As curvas foram elaboradas com a utilização do peso pós estratificação disponibilizado pelo IBGE.

Muitos estudos têm analisado a probabilidade de sobrevivência no desemprego a partir de curvas de sobrevivência de *Kaplan-Meier*, que não consideram eventos competitivo e podem superestimar o valor das probabilidades quando diferentes eventos de interesse concorrem entre si. Ademais, cabe também destacar, que as características dos trabalhadores também podem estar associadas às perspectivas de transição. Este fato pode ser observado em detalhes na Figura A.1 do Anexo, que apresenta as curvas de incidência cumulativa divididas por gênero, raça, idade e escolaridade, sugerindo uma heterogeneidade de efeitos entre os trabalhadores.

A relação entre os ciclos econômicos e as transições pode ser observada a partir da Figura 4, em que se evidencia que as probabilidades de incidência têm um comportamento distinto, dependendo do período e do tipo transição considerado. De modo geral nota-se, a partir de 2016, que os indivíduos são menos propensos a transitar para a condição de ocupado, formal ou informal, e de inativo. Além disso, o efeito é nitidamente maior nas transições para a formalidade e inatividade, o que está de acordo com as más condições no cenário macroeconômico brasileiro, em que o mercado de trabalho apresentou uma redução de postos de trabalho formais e informais (IBGE, 2018).

**Figura 4.** Estimativas da Função de incidência acumulada por ano e por tipo de transição



Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Com intuito de se obter um maior entendimento sobre os principais fatores que podem afetar a inserção ocupacional do indivíduo bem como sua saída do mercado de trabalho, a Tabela 2, apresenta a estimativa dos parâmetros da função risco causa-específica obtidos por meio do modelo paramétrico *Weibull*. Nesse sentido, os resultados estão apresentados na forma de Razão de Risco (RR). Cabe ressaltar que para cada transição, foram feitas duas estimações, com o objetivo de se analisar a manutenção dos sinais e magnitudes das estimativas quando são inseridas as variáveis de controle para o efeito dos ciclos econômicos. De modo geral, há pouca variação nas estimativas entre os modelos, sendo a maioria dos coeficientes estimados estatisticamente significativos.

No que diz respeito ao gênero, percebe-se que, conforme esperado, a *dummy* (Homem), que faz a distinção entre homens e mulheres, mostra que o fato de ser homem aumenta o risco de saída para a ocupação, formal ou informal, implicando que o período de desemprego dos indivíduos de sexo masculino seja menor do que o feminino. Por sua vez, o coeficiente estimado para a inatividade revela que ser homem reduz o risco de saída para esta situação, indicando que as mulheres apresentam uma probabilidade maior de deixarem o mercado de trabalho do que os homens. Oliveira Scorzafave e Pazello (2009) destacam que apesar do aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho nos últimos anos, estas ainda apresentam probabilidade de saída para inatividade muito maior do que os homens, o que decorre, principalmente, das atribuições domésticas que, historicamente, ficam para elas. Ademais, Oliveira e Carvalho-Júnior (2006) também acrescentam que devido à produção familiar, a alocação de tempo das mulheres tem efeitos diretos na sua duração no desemprego.

O mesmo sentido de efeito se aplica à raça, cujos indivíduos não brancos também possuem maiores riscos de saída para ocupação e menores para a inatividade. Contudo, nota-se que para os trabalhadores não brancos, o maior risco de saída para a ocupação é para o mercado informal, uma vez que para postos formais de trabalho, os não brancos apresentam menores probabilidades de transição. Esse resultado é interessante e contribui para o debate existente na literatura quantos aos riscos da população não branca no mercado de trabalho. E, de fato, conforme visto na análise descritiva, a transição da mão de obra não branca é predominantemente para a informalidade. Ademais, o resultado desta estimativa também é corroborado pela análise não paramétrica na Figura A.1d, disponível no Anexo, o que reforça a diferença de probabilidades de inserção no mercado formal e informal quanto à raça do indivíduo, favorecendo a saída dos não brancos para postos de trabalho informais.

**Tabela 3.** Resultado do modelo de estimação paramétrico *Weibull*, em razão de risco, Brasil, 2012-2018

Variáveis	Ocupado		Formal		Informal		Inativo	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Homem	1,881*** (0,021)	1,810*** (0,021)	1,744*** (0,031)	1,787*** (0,031)	1,952*** (0,028)	1,972*** (0,028)	0,869*** (0,010)	0,875*** (0,010)
Não Branco	1,025** (0,013)	1,043*** (0,013)	0,959** (0,018)	0,987* (0,019)	1,081*** (0,017)	1,092*** (0,017)	0,968** (0,012)	0,975** (0,013)
20 <idade ≤ 24	1,082*** (0,020)	1,090*** (0,020)	1,209*** (0,035)	1,218*** (0,035)	1,010 (0,024)	1,016 (0,024)	0,569*** (0,010)	0,572*** (0,010)
24 <idade ≤ 30	1,210*** (0,021)	1,211*** (0,021)	1,364*** (0,039)	1,357*** (0,039)	1,117*** (0,025)	1,119*** (0,025)	0,517*** (0,009)	0,517*** (0,009)
30 <idade ≤ 40	1,216*** (0,021)	1,226*** (0,021)	1,302*** (0,037)	1,306*** (0,037)	1,160*** (0,026)	1,169*** (0,026)	0,475*** (0,009)	0,477*** (0,009)
40 <idade ≤ 50	1,061*** (0,022)	1,079*** (0,022)	1,079** (0,037)	1,095*** (0,037)	1,045* (0,027)	1,058** (0,027)	0,508*** (0,011)	0,512*** (0,011)
Idade > 50	0,750*** (0,019)	0,767*** (0,019)	0,737*** (0,031)	0,756*** (0,032)	0,759*** (0,023)	0,771*** (0,024)	0,635*** (0,015)	0,640*** (0,015)
Baixa escolaridade	1,330*** (0,025)	1,302*** (0,025)	0,724*** (0,022)	0,700*** (0,021)	1,978*** (0,052)	1,953*** (0,051)	1,474*** (0,030)	1,459*** (0,030)
Média escolaridade	1,102*** (0,019)	1,091*** (0,019)	0,950** (0,022)	0,935*** (0,022)	1,326*** (0,033)	1,319*** (0,033)	1,057*** (0,019)	1,053*** (0,019)
Chefe de domicílio	1,517*** (0,020)	1,538*** (0,020)	1,494*** (0,032)	1,539*** (0,033)	1,521*** (0,025)	1,532*** (0,025)	0,953*** (0,015)	0,961*** (0,015)
Norte	0,725*** (0,016)	0,700*** (0,016)	0,387*** (0,014)	0,368*** (0,013)	1,151*** (0,034)	1,124*** (0,034)	1,028 (0,025)	1,008 (0,024)
Nordeste	0,670*** (0,012)	0,648*** (0,012)	0,363*** (0,010)	0,344*** (0,010)	1,030 (0,027)	1,007 (0,026)	0,987 (0,020)	0,970 (0,020)
Sudeste	0,680*** (0,012)	0,673*** (0,012)	0,555*** (0,014)	0,548*** (0,014)	0,832*** (0,022)	0,825*** (0,022)	0,788*** (0,016)	0,784*** (0,016)
Centro-Oeste	0,949** (0,022)	0,934*** (0,022)	0,692*** (0,024)	0,674*** (0,023)	1,253*** (0,041)	1,242*** (0,041)	1,081*** (0,028)	1,071*** (0,028)
2013	- (0,023)	1,067*** (0,023)	-	1,048* (0,036)	-	1,085*** (0,031)	-	1,148*** (0,028)
2014	- (0,023)	1,010 (0,023)	-	0,964 (0,033)	-	1,044 (0,031)	-	1,095*** (0,027)
2015	-	0,926*** (0,020)	-	0,846*** (0,028)	-	0,984 (0,027)	-	1,068*** (0,025)
2016	-	0,728*** (0,015)	-	0,619*** (0,020)	-	0,811*** (0,022)	-	0,974 (0,021)
2017	-	0,719*** (0,014)	-	0,584*** (0,019)	-	0,824*** (0,021)	-	0,928*** (0,020)
2018	-	0,697*** (0,014)	-	0,516*** (0,017)	-	0,839*** (0,022)	-	0,883*** (0,019)
Constante	0,046*** (0,001)	0,055*** (0,002)	0,021*** (0,001)	0,0284 (0,002)	0,019*** (0,001)	0,0208*** (0,001)	0,0574*** (0,002)	0,058*** (0,002)
Número de falhas (transições)	35.434	35.434	13.509	13.509	21.925	21.925	31.862	31.862
Observações	108.929	108.929	108.929	108.929	108.929	108.929	108.929	108.929

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Nota: Erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses. Nas seis especificações, também foram incluídas variáveis *dummies* trimestrais a fim de captar a sazonalidade no nível de desemprego.

\*significativo para o nível de 10%; \*\*significativo para o nível de 5%; \*\*\*significativo para o nível de 1%.

No que diz respeito à idade, os coeficientes estimados das *dummies* de faixa etária apresentaram um comportamento heterogêneo. O risco de saída para a ocupação, tanto formal quanto informal, é crescente até a faixa etária de 30 a 40 anos, quando começa a decair, apresentando reversão desta condição conforme os trabalhadores ficam mais velhos, quando comparados com os indivíduos mais jovens, entre 14 e 20 anos, que são tomados como categoria de referência. Essa redução progressiva também é encontrada por Scherer (2017) e, possivelmente, pode ser explicada pelo fato de trabalhadores mais velhos possuírem um salário de reserva mais elevado, e devido à idade, não aceitarem uma ocupação com tanta facilidade como os trabalhadores jovens, que dentre outros fatores, estão com pouca ou nenhuma experiência no mercado de trabalho. Além disso, é sabido que a taxa de desemprego entre os jovens é geralmente bem maior do que a verificada para o total da população, o que também justifica que este grupo apresente um risco maior em deixar o mercado de trabalho (REIS, 2015).

A variável relativa à escolaridade também se mostrou determinante na probabilidade do indivíduo se inserir no mercado de trabalho ou transitar para a inatividade. Desperta atenção a maior magnitude do risco de transição para a informalidade dos indivíduos que possuem baixa escolaridade em comparação com aqueles com alto nível educacional, que são utilizados como base de comparação. Ademais, se nota uma relação inversa entre anos de estudo e a inatividade, no sentido que trabalhadores mais escolarizados tendem a não saírem da força de trabalho e possuem um risco maior de ingressar em uma ocupação formal.

Essa dinâmica da ocupação e inatividade reflete, provavelmente, o fato de que, para baixos níveis de escolaridade, a maioria dos indivíduos opta por ficar na inatividade. Por sua vez, os que entram no mercado de trabalho o fazem em qualquer ocupação, estando, portanto, dispostos a assumir uma ocupação no setor informal, notável pela precariedade do trabalho. Ademais, essa disparidade de resultados pode ser atribuída, entre outros motivos, à formação do salário de reserva do trabalhador, como sugere Monte, Araújo-Júnior e Pereira (2009) que utilizando as informações da PME, mostram que o salário de reserva é crescente com os anos de estudo do indivíduo.

Como esperado, o coeficiente associado à variável binária de condição no domicílio, foi estatisticamente significativo com uma razão de risco maior que 1 para a ocupação e menor que 1 para inatividade, indicando que os chefes de família têm um maior risco de deixar o desemprego para ocupação e menor risco de transitar para a inatividade, do que os não chefes. O efeito pode ser justificado, essencialmente, pela própria responsabilidade inerente à condição que ocupa no domicílio, o que gera incentivos para que procurem mais rapidamente um novo emprego (MENEZES; CUNHA, 2013; CACCIAMALI; LIMA; TATTEI, 2015; SCHERER *et al.*, 2017).

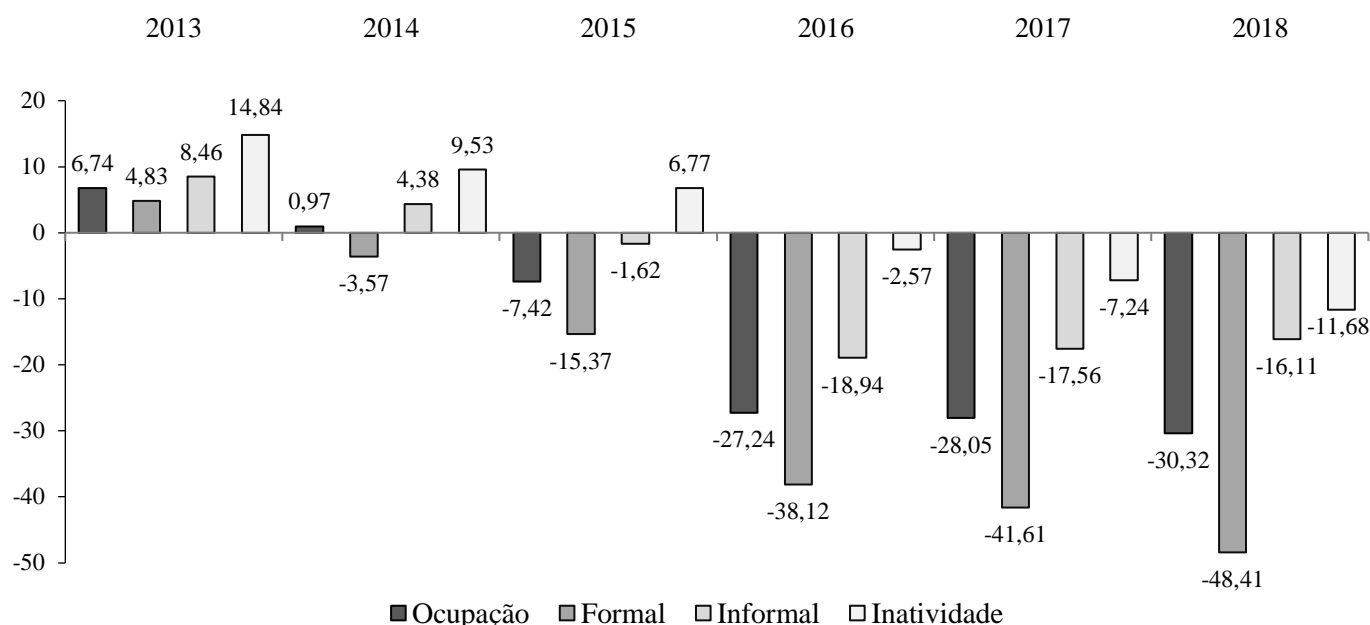
Regionalmente, também se verifica heterogeneidade do mercado laboral verificada nos coeficientes das *dummies* de região. As variáveis se mostraram estatisticamente significativas em sua maioria, adotando a região Sul como referência. Considerando o risco de saída para a ocupação e para o mercado formal, todas as regiões apresentaram uma razão de risco menor que 1. Logo, residir nestas regiões diminuiria o risco de estar ocupado em um período futuro, em relação aos indivíduos residentes na região Sul. Porém, considerando os efeitos sobre o risco de saída para o mercado de trabalho informal, a magnitude dos coeficientes varia consideravelmente. Norte e Centro-Oeste apresentam uma razão de risco maior que 1, o efeito Nordeste não é estatisticamente significativo, e no Sudeste tem-se uma razão de risco menor que 1. Chama atenção, o fato da região Nordeste não ter apresentado, em média, diferença estatística com a região Sul, uma vez que aquela possuía a maior proporção de indivíduos em postos informais de trabalho.

Por fim, para verificar o efeito dos ciclos econômicos sobre o comportamento das chances de saída do desemprego, apresenta-se, na Figura 5, o valor das estimativas associados às *dummies* de ano, retratadas na Tabela 3, tendo como referência o ano de 2012. Os resultados são claros quanto a direção e a magnitude dos efeitos sobre a mobilidade laboral dos desempregados em que se percebe tendência negativa no risco de saída para a ocupação e a inatividade. Os primeiros impactos negativos da recessão econômica sobre o mercado de trabalho surgiram em 2014, mas os efeitos se intensificam posteriormente.

De acordo com o esperado, especialmente após o ano de 2015, nota-se que o ciclo econômico, além de reduzir o risco de saída para um posto de trabalho, também reduz o risco da transição para a inatividade, o que gera um aumento da população desocupada favorecendo à duração no desemprego. Além disso, observa-se que esse movimento se deu de forma gradual e constante. Ainda que o risco de saída para

ocupação tenha reduzido como um todo ao longo dos anos, quando comparado com o ano de 2012, o impacto é notoriamente maior sobre o risco de saída para um posto formal de trabalho, que piorou expressivamente no período, saindo de um maior risco de saída para o trabalho formal (4,8%,) em 2013, para um risco menor (48,41%), em 2018, e que vem permanecendo nos últimos três anos.

**Figura 5.** Estimativa do efeito dos ciclos econômicos nas transições, Brasil, 2012-2018, – Em %



Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Nota: Por comodidade, os valores já foram transformados em semi-elasticidades do risco. Para tanto, subtraiu-se o valor da razão de risco por 1 e multiplicou-se o resultado por 100, assim pode-se interpretar os valores como uma porcentagem de impacto, como recomendado por Colosimo e Giolo (2003).

Em síntese, os resultados do modelo paramétrico corroboram as inferências do método não-paramétrico e mostram como os riscos de saída do desemprego se comportam mediante as diferentes características dos trabalhadores. Nota-se que, as mulheres, não brancos, menos escolarizados compõem o grupo em desvantagem, visto que estão mais vulneráveis em permanecer desocupados, e em alguns casos, até a deixar a força de trabalho. Também se notou que além de receber influência de aspectos regionais, o risco de saída do desemprego é amplamente afetado pelas flutuações econômicas, já que a mesma acompanha as tendências do cenário macroeconômico, com destaque para os efeitos adversos nas chances de saída do desemprego provocados pelo período de recessão econômica da economia brasileira, a partir de 2014.

Não obstante, ressalta-se que se enfrenta um enorme desafio frente a substancial e permanente redução do risco de saída do desemprego, principalmente para os postos formais de trabalho. Ademais, como destacam Blanchard e Diamond (1994) e Pissarides (1992) nos períodos de recuperação da economia as firmas preferem contratar aqueles que estão há menos tempo desempregados devido à deterioração que ocorre das habilidades dos trabalhadores conforme se aumenta o período sem trabalho, assim, ocorre um aumento na proporção de desempregados de longo prazo no total de trabalhadores desocupados. É neste sentido, que a busca pela adoção de medidas e/ou políticas públicas voltadas agilizar o processo de obtenção do emprego ganham um papel de destaque.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O desemprego é uma questão frequente na agenda econômica brasileira, devido, principalmente, à sua ascensão e persistência nos últimos anos. Nesse sentido, o presente trabalho procurou investigar como a duração do desemprego está associada com as características dos trabalhadores e com os ciclos econômicos nos quais os mesmos estão inseridos. Como existem diversas possibilidades de transição a partir do desemprego, utilizou-se um modelo de riscos competitivos, a fim de identificar os fatores atribuíveis às duas transições principais: ocupação, formal e informal, além da inatividade. Para tanto utilizou-se os microdados da PNADC, para o período de janeiro de 2012 até dezembro de 2018.

Inicialmente, observou-se que no período de 2012 a 2018, as transições a partir do desemprego reagiram às oscilações do ciclo econômico, por meio da ascensão da população desocupada, que dobrou no período, bem como do aumento da parcela que se manteve no desemprego. Ademais, se observou uma queda das transições para a ocupação, atribuível, principalmente, à queda de postos formais de trabalho. Outro aspecto importante, destacado na análise descritiva, foi de que as perspectivas futuras de transição também se associam às características dos indivíduos.

Neste trabalho, foi utilizada a função de incidência acumulada para estimar a probabilidade de falha de um indivíduo por um evento de interesse e o modelo de *Weibull* para investigar os efeitos das covariáveis na ocorrência deste evento, tendo em conta os eventos competitivos. A partir dos resultados encontrados na análise não paramétrica, verificou-se, por meio da função de incidência cumulativa, que a probabilidade de transitar para os estados de ocupação formal, informal ou inatividade apresentam grandes disparidades, e aumentam, conforme se incrementa o tempo no desemprego. E, de modo semelhante, em termos de grupos socioeconômicos, observou-se que os indivíduos também experimentam chances heterogêneas de saída do desemprego.

Além disso, procurou-se pela análise paramétrica promover um maior entendimento sobre os principais fatores que podem afetar a inserção ocupacional do indivíduo bem como a saída do mercado de trabalho ao incluir variáveis como características pessoais, demográficas e posição no grupo familiar dos trabalhadores. Importantes associações derivam-se desta análise e corroboram as evidências usualmente apontadas pela literatura. Verificou-se que, os homens possuem uma menor duração do desemprego do que as mulheres, contudo, estas possuem um risco maior em sair do mercado de trabalho. Indivíduos não brancos possuem um risco maior de saída para a ocupação, embora este risco é quase exclusivamente para o mercado de trabalho informal. Ademais, possuir entre 14 e 20 anos de idade implica em menores riscos de saída para ocupação (formal e informal) e maiores para a inatividade. A educação também se mostrou um dos principais determinantes do risco de saída do desemprego para a ocupação ou para fora do mercado de trabalho, de modo que os indivíduos não qualificados e qualificados se comportam de formas opostas. Os mais qualificados possuem um risco maior de saída para o mercado formal, enquanto os menos qualificados para o mercado informal, bem como para a inatividade. Ademais, possuir a condição de chefe do domicílio aumenta o risco de saída para a ocupação enquanto diminui o risco de saída para a inatividade.

As evidências aqui discutidas também contribuem com a literatura ao evidenciar que a crise econômica brasileira iniciou um processo de diminuição da ocupação e aumento da duração do desemprego, ocasionando uma reversão do risco de saída para ocupação e para a inatividade verificados em 2012/2013, impactando, principalmente, o mercado de trabalho formal.

Além de subsidiar possíveis ações de políticas públicas no Brasil, nossa análise contribui para o debate atual sobre o panorama laboral brasileiro, no contexto de crise econômica, visto que o desemprego ainda se constitui em um fenômeno persistente que atinge uma parcela significativa dos trabalhadores brasileiros. Por fim, para trabalhos futuros ressalta-se a necessidade de estudos que aprofundem o debate para grupos e regiões específicas. Pois, embora as evidências sugerirem que a crise econômica brasileira impactou, de modo geral, o mercado laboral, esse fenômeno, contudo, pode ter sido transmitido assimetricamente entre os grupos e unidades federativas. Ademais, sugere-se a investigação dos fatores que se associam com a permanência do indivíduo na ocupação, também no cenário de crise econômica, para que possibilite o efetivo direcionamento de políticas públicas, que além do combate ao desemprego, também favoreça à permanência na ocupação.



## REFERÊNCIAS

- ADDISON, J. T.; PORTUGAL, P. Unemployment duration: competing and defective risks. **The Journal of Human Resource** v. 38, n. 1, p. 156-191, 2003.
- ARAÚJO, A. M. C.; LOMBARDI, M. R. Trabalho informal, gênero e raça no Brasil do início do século XXI. **Cadernos de pesquisa**, v. 43, n. 149, p. 452-477, 2013.
- BALTAR, P. Política econômica, emprego, e política de emprego no Brasil. **Estudos Avançados**. v. 28, n. 81, p. 95-114, 2014.
- BARBOSA-FILHO, N. O desafio macroeconômico de 2015-2018. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 35, n. 3, p. 403-425, 2015.
- BLANCHARD, O. J.; DIAMOND, P. Ranking, unemployment duration and wages. **Review of Economic Studies**, v. 61, n. 208, p. 417-434, 1994.
- BORJAS, G. J. **Labor economics**. 6 ed. New York: McGrall-Hill, 2013.
- CACCIAMALI, M. C.; LIMA, T. T.; TATEI F. Determinantes da duração do desemprego no brasil em crises econômicas. **Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura**, v. 21, n. 1, p. 187-209, 2015.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Mercado de trabalho: da euforia do ciclo expansivo e de inclusão social à frustração da recessão econômica. **Estudos Avançados**, v. 30, n. 87, p. 103-121, 2016.
- CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. **Labor economics**. Cambridge: MIT Press, 2004.
- CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge: University Press, 2005.
- COLOSIMO, E. A., GIOLO, S. R. **Análise de sobrevivência aplicada**. São Paulo: Editora Edgard Blucher, 2003.
- FLINN, C.; HECKMAN, J. Are unemployment and out of the labor force behaviorally distinct labor market states? **Journal of Labor Economics** v. 1, n. 1, p. 28-42, 1983.
- FOLEY, M. C. Determinants of unemployment duration in Russia. **Discussion Paper Economic Growth Center**, n. 779, 1997
- GALIANI, S.; HOPENHAYN, H. A. Duration and risk of unemployment in Argentina. **Journal of Development Economics**, v. 71, n. 1, p. 199-212, 2003.
- GREENE, W. **Econometric analysis**. 7th Ed. Prentice Hall, 2012.
- GROGAN, L.; VAN DEN BERG, G. J. The Duration of Unemployment in Russia. **Journal of Population Economics**, v. 14, n. 3, p. 549-568, 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra a Domicílio (PNAD)**. IBGE, 2014. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho e Rendimento/Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios anual/microdados/](ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual/microdados/)> Acesso em: 29 Jun. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de Indicadores Sociais. Uma análise das condições de vida da população brasileira.** 2018. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101459.pdf>> Acesso em: 28 Jun. 2019.

KLEIN, J. P.; MOESCHBERGER, M. L. **Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data.** New York: Springer-Verlag, 2003.

KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival analysis.** New York: Springer.2010.

LACERDA, A. C. D. Dinâmica e evolução da crise: discutindo alternativas. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 37-49, 2017.

MCCALL J. J. Economics of Information and Job Search. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 1, 113-126, 1970.

MENEZES, A. I.; CUNHA, M. S. Uma análise da duração do desemprego no Brasil (2002-2011). **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 13, n.1, 2014.

MONTE, P. A.; ARAÚJO JUNIOR, I. T. de; PEREIRA, M. L. O custo salarial da duração do desemprego para o trabalhador. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 19, p. 443-470, 2009.

MORTENSEN, D. Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. **American Economics Review**, v. 60, n. 5, p. 847-862, 1970.

OLIVEIRA, P. F. A. D.; CARVALHO-JÚNIOR, J. R. C. Desigualdade de gênero da duração do desemprego e seus efeitos sobre os salários aceitos no brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 4, p. 833-850, 2009.

OLIVEIRA, P. R. D.; SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. **Nova economia**, v. 19, n. 2, p. 291-324, 2009.

PINTILIE, M. **Competing risks: A practical perspective.** New York: Wiley, 2006.

PISSARIDES, C. A. Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 4, p. 1371-1391, 1992.

POCHMAN, M. desempenho econômico conjuntural e a situação recente do trabalho no brasil. **Revista do Núcleo de Estudos de Economia Catarinense**, v. 7, n. 13, p. 12-28, 2018.

REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 105-124, 2015.

REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 35-50, 2014.

ROED, K.; RAAUM, O.; GOLDSTEIN, H. Does unemployment cause unemployment? Micro evidence from Norway. **Applied Economics**, v. 31, n. 10, p. 1207-1218, 1999.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics.** Third edition. New York: McGraw Hill Irwin, 2006.

SCHERER, C. E. M.; DE BRITO, D. J. M.; DALBERTO, C. R.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Análise da duração do desemprego para os provedores das famílias: uma investigação com foco nas regiões metropolitanas brasileiras (2002-2015). **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 3, p. 272-279, 2017.

STIGLER, G. J. The Economics of Information. **Journal of Political Economy**, v. 69, n. 3, p. 213-225, 1961.

## ANEXO

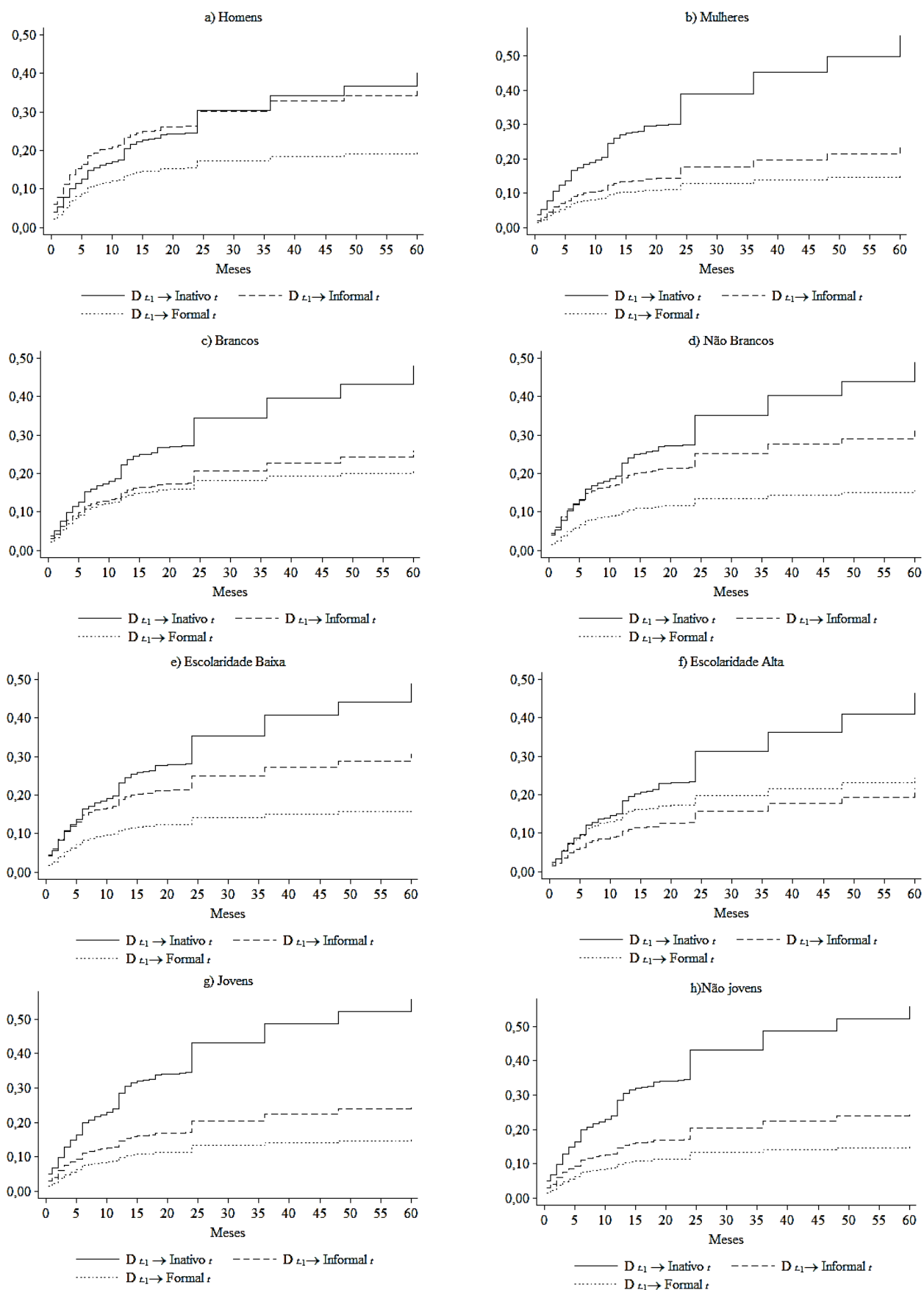
**Tabela A.1.** Descrição e razão de risco esperada das variáveis utilizadas nas análises

Variáveis	Descrição da Variável	Razão de Risco (RR) <sup>1</sup> esperada		
		Formal	Informal	Inatividade
Masculino	Variável binária igual a 1 se se o indivíduo é do sexo masculino; 0, caso contrário	RR>1	RR>1	RR<1
Não Branco	Variável binária igual a 1 se declarou ser de cor preta ou parda; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR>1 ou RR<1
14 <idade ≤ 20 (Referência)	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem entre 14 a 20 anos; 0, caso contrário	-	-	-
20 <idade ≤ 24	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem entre 21 a 24 anos; 0, caso contrário	RR>1	RR>1	RR<1
24 <idade ≤ 30	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem entre 25 a 30 anos; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1
30 <idade ≤ 40	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem entre 31 a 40 anos; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1
40 <idade ≤ 50	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem entre 41 a 50 anos; 0, caso contrário	RR<1	RR<1	RR<1
Idade 51	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem entre 51 ou mais anos; 0, caso contrário	RR<1	RR<1	RR<1
Baixa	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem até ensino fundamental incompleto; 0, caso contrário	RR>1	RR<1	RR>1
Média	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem fundamental completo a ensino médio completo; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
Alta (Referência)	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem superior incompleto ou mais; 0, caso contrário	-	-	-
Chefe de domicílio	Variável binária igual a 1 se o indivíduo é o responsável pelo domicílio; 0, caso contrário	RR>1	RR>1	RR<1
Norte	Variável binária igual a 1 se reside na região Norte; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
Nordeste	Variável binária igual a 1 se reside na região Nordeste; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
Sudeste	Variável binária igual a 1 se reside na região Sudeste; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
Centro-Oeste	Variável binária igual a 1 se reside na região Centro-Oeste; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
Sul (Referência)	Variável binária igual a 1 se reside na região Sul; 0, caso contrário	-	-	-
2012 (Referência)	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2012; 0, caso contrário	-	-	-
2013	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2013; 0, caso contrário	RR>1	RR>1	RR>1
2014	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2014; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
2015	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2015; 0, caso contrário	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1	RR<1 ou RR<1
2016	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2016; 0, caso contrário	RR<1	RR<1	RR<1
2017	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2017; 0, caso contrário	RR<1	RR<1	RR<1
2018	Variável binária igual a 1 se participou da pesquisa em 2018; 0, caso contrário	RR<1	RR<1	RR<1

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PNADC.

Nota: <sup>1</sup>Se RR=1, assume-se que tal variável não possui correlação com o risco de saída da desocupação. Já quando RR<1 (RR>1), pode-se considerar que a variável preditora diminui (aumenta) o risco de saída para um estado k.

**Figura A.1.** Função de incidência cumulativa para diferentes grupos – transições da desocupação para empregos formais, informais e inatividade



Fonte: Elaboração dos autores, a partir da PNADC/IBGE.

Nota: A categoria “jovens” é formada por aqueles entre 14 e 24 anos de idade.