

DURAÇÃO DO EMPREGO FORMAL E DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: O CASO DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA

Daniela Verzola Vaz¹

Danilo Braun Santos²

Alexandre Ribeiro Leichsenring³

Neste artigo os microdados do Cadastro Único (CadÚnico) combinados com dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) são utilizados para examinar como as características da mão de obra e a composição familiar afetam a duração do emprego formal das pessoas pobres no Brasil, com ênfase nas diferenças observadas entre os gêneros. A análise da duração do emprego foi realizada com base no modelo de riscos proporcionais de Cox e em modelos de aceleração de tempo de falha com e sem tratamento para a heterogeneidade não observada, utilizando uma base de dados com mais de 1 milhão de indivíduos pertencentes a famílias pobres. Os resultados mostram que a presença de grávidas ou crianças pequenas no domicílio aumenta o risco de quebra do vínculo de emprego, assim como a presença de outro familiar no mercado formal de trabalho. Em todos esses casos, os efeitos são mais fortes para as mulheres que para os homens. Verificou-se, também, que a presença de adolescentes na residência atenua as exigências com cuidados domésticos que incidem sobre os adultos, anulando o efeito de redução do tempo no emprego causado pela presença de filhos pequenos na família.

Palavras-chave: emprego; gênero; análise de duração; riscos proporcionais; aceleração de tempo de falha.

EMPLOYMENT DURATION AND GENDER INEQUALITY IN BRAZIL: THE CASE OF LOW-INCOME FAMILIES

In this paper we use microdata from the national registry of the poor and vulnerable (Cadastro Único) and Annual Social Information Report (RAIS) to examine how individual characteristics of the labor force and family composition affect the employment duration in Brazil. The analysis of the duration of employment was performed based on the Cox proportional hazards model and on accelerated failure time models with and without treatment for unobserved heterogeneity using a database with more than one million individuals belonging to poor families. The results show that the presence of pregnant women or young children at home increases the risk of finishing employment link, as well as the presence of other relative in the formal labor market. In all these cases the effects are stronger for women than for men. It was also verified that the presence of adolescents in the home attenuates the domestic workload demanded from parents, eliminating the effect of reduction on employment duration caused by the presence of small children in the family.

Keywords: employment; gender; duration analysis; proportional hazard; accelerated failure time.

JEL: J16; J64.

1. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Paulo (Unifesp).

2. Professor do Departamento de Ciências Atuariais da Unifesp.

3. Professor da Escola de Artes, Ciências e Humanidades da Universidade de São Paulo (USP).

1 INTRODUÇÃO

A participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro vem crescendo continuamente ao longo das últimas décadas. Alguns estudos se voltaram para os determinantes dessa tendência, observando a importância da mudança no perfil educacional feminino (Scorzafave e Menezes-Filho, 2006; Soares e Izaki, 2002). De fato, entre os censos demográficos de 1980 e 1991, as mulheres conseguiram reverter o hiato na educação, historicamente favorável aos homens, passando a acumular maior número médio de anos de estudo que eles (Beltrão e Alves, 2004). O aumento da escolaridade incrementou as possibilidades de inserção da mulher no mercado de trabalho e o custo de oportunidade de se manter fora dele.

Apesar desse cenário favorável às mulheres, persiste uma inserção mais frágil delas no mercado de trabalho: suas taxas de desemprego são maiores; elas são mais frequentes nos postos de trabalho informais e em empregos sem remuneração ou para o autoconsumo; e seus rendimentos são, em média, inferiores aos dos homens (Pinheiro *et al.*, 2016; Fontoura e Gonzalez, 2009; Sorj, Fontes e Machado, 2007).

Neste estudo, as diferenças entre os sexos no modo de inserção no mercado de trabalho são analisadas sob uma ótica que tem sido pouco explorada nas publicações sobre o tema: a dos tempos de duração dos vínculos formais de emprego. O objetivo do artigo é estudar como as características produtivas da mão de obra e a composição familiar afetam a duração do emprego formal das pessoas pobres no Brasil, com ênfase nas diferenças observadas entre os gêneros.

A duração no emprego formal é um aspecto importante do mercado de trabalho, devido ao seu impacto no bem-estar corrente e futuro dos trabalhadores. Por um lado, o trabalho com registro em carteira assegura direitos previstos em lei, como o 13º salário, as férias anuais remuneradas, o adicional noturno, o auxílio-doença, entre outros. Por outro, a permanência em um emprego formal aumenta as chances de obtenção da aposentadoria por tempo de contribuição, cujos valores são muito superiores aos observados para a aposentadoria por idade.

A ênfase nas diferenças observadas entre os gêneros, por seu turno, visa auxiliar na compreensão dos determinantes da inserção mais frágil das mulheres no mercado de trabalho. Adicionalmente, tendo em vista o crescente percentual de famílias chefiadas por mulheres no país, principalmente negras e de baixa renda, o estudo dos fatores que contribuem para a precariedade do emprego feminino poderá ajudar a compreender o ciclo reprodutor da pobreza no Brasil. Desse modo, os resultados deste trabalho poderão amparar o desenho de políticas públicas que possam ensejar a ampliação do tempo de permanência das mulheres pobres no mercado formal de trabalho, colaborando não apenas para a redução das desigualdades de gênero, mas também para o combate à pobreza.

A metodologia adotada neste trabalho envolve a estimação de modelos de sobrevivência para examinar os determinantes da duração no emprego dos indivíduos pertencentes a famílias pobres no Brasil. Para tanto, utiliza-se um conjunto abrangente de microdados, provenientes: *i*) do Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico), da Secretaria Especial do Desenvolvimento Social do Ministério da Cidadania, considerado um censo da população de baixa renda no Brasil, com cerca de 80 milhões de observações; e *ii*) da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), da Secretaria de Trabalho do Ministério da Economia, que oferece informações de todo o universo de empregados com vínculos formais no Brasil (em torno de 50 milhões de observações/ano).

O artigo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 faz uma breve contextualização dos desafios à inserção e à permanência feminina no mercado de trabalho e apresenta a literatura relevante para este trabalho; a seção 3 descreve as bases de dados utilizadas e a metodologia empregada, bem como as hipóteses de pesquisa; na seção 4 os resultados são apresentados e discutidos; e, por fim, a seção 5 traz a conclusão do estudo.

2 ANTECEDENTES

2.1 Os desafios à inserção e à permanência feminina no mercado de trabalho

O aumento da participação das mulheres na atividade econômica é uma tendência que se afirmou em todo o mundo ocidental após a Segunda Guerra Mundial. No Brasil, esse fenômeno se deu com maior intensidade a partir da década de 1970. Como resultado, a taxa de atividade feminina saltou de 18,5% em 1970 para 48,9% em 2010, de acordo com os dados dos censos demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Esse processo foi acompanhado pelo aumento da escolaridade das mulheres, que atualmente apresentam um número médio de anos de estudo superior aos homens: 8,4 contra 8,0, considerando os indivíduos com 15 anos ou mais de idade, segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 realizada pelo IBGE. Para Soares e Izaki (2002), a variável que mais explica o aumento da participação das mulheres na força de trabalho entre 1977 e 2001 é a formação educacional: passou-se a observar uma proporção maior de mulheres com grau de escolarização mais alto, que são justamente as que participam mais ativamente do mercado de trabalho. O estudo de Scorzafave e Menezes-Filho (2006) corrobora a importância da mudança do perfil educacional das mulheres na explicação do aumento da taxa de participação feminina na força de trabalho.

Apesar do cenário favorável à integração das mulheres na atividade econômica, a divisão sexual do trabalho – que atribuiu ao homem o papel de principal responsável pelo sustento da família, cabendo às mulheres a maior parte dos afazeres domésticos e dos cuidados com os filhos – não foi, contudo, eliminada.

Os dados da PNAD/IBGE sobre a participação nos afazeres domésticos confirmam essa constatação. Em 2014, 90% das mulheres brasileiras com 16 anos ou mais de idade declararam realizar algum tipo de tarefa doméstica, comparadas a 51% dos homens. O tempo médio despendido nessas atividades era de 25,3 horas semanais para elas contra 10,9 horas para eles (Pinheiro *et al.*, 2016, p. 21-22).

O peso das responsabilidades familiares que recai sobre as mulheres faz com que sua participação no mercado de trabalho seja sensível ao tipo de família em que estão inseridas. Assim, enquanto a participação dos homens pouco se modifica em razão da estrutura familiar, para as mulheres, as taxas de atividades oscilam bastante: em 2005, era de 87,9% entre as mulheres que moravam sozinhas e não haviam constituído família; de 74,8% para as casadas sem filhos; e de 65,9% para as que tinham filhos dependentes e não contavam com a presença de outro parente residindo no domicílio (Sorj, Fontes e Machado, 2007). Assim, vê-se que a divisão sexual do trabalho e as dificuldades em conciliar o trabalho reprodutivo, realizado em âmbito doméstico, com o trabalho produtivo podem dificultar o ingresso ou ocasionar a saída da mulher do mercado de trabalho.

Além do impacto nas taxas de atividade femininas, a obrigação imposta socialmente pelos cuidados da casa e da família torna frequente, entre as mulheres economicamente ativas, o fenômeno da dupla jornada de trabalho. A dificuldade em conciliar o trabalho remunerado com as atividades domésticas, porém, faz com que a mulher dê preferência a ocupações com maior flexibilidade de horário, o que influencia os tipos de postos por ela ocupados.

Atividades formalizadas, com horários regulares de trabalho e maior distanciamento entre a casa e o trabalho são fatores que dificultam a conciliação de responsabilidades. A atividade informal, na qual não há jornadas regulares de trabalho, o trabalho domiciliar e o rural, ao contrário, costumam facilitar o arranjo necessário entre família e trabalho, embora não haja acesso a garantias trabalhistas (Bruschini, 1994, p. 186).

A dupla jornada de trabalho impacta, ainda, o tempo que a mulher tem disponível para a atividade remunerada, reduzindo sua disponibilidade para empregos em período integral. Embora o tempo global despendido trabalhando, ao se somarem as atividades produtivas com as reprodutivas, seja, em média, superior para elas,⁴ a jornada de trabalho remunerado feminina é inferior à masculina: em 2008, por exemplo, era, em média, de 35,2 horas semanais contra 42,9 horas para os homens (Fontoura e Gonzalez, 2009, p. 24).

No Brasil, as políticas públicas voltadas à conciliação entre trabalho e responsabilidades familiares são insuficientes para neutralizar as desigualdades

4. Verifica-se, em média, um total semanal de 56,7 horas de trabalho para as mulheres e 51,6 horas para os homens, quando considerada a população ocupada de 16 anos ou mais de idade (Pinheiro *et al.*, 2016, p. 24).

de gênero ocasionadas pela divisão sexual do trabalho. Primeiramente, porque a legislação trabalhista – que prevê, entre outros benefícios, a estabilidade no emprego para a gestante, a licença-maternidade remunerada de dias e o pagamento do auxílio-creche até os seis meses de idade da criança – somente se aplica aos trabalhadores registrados, que representam menos da metade da força de trabalho ativa no país. Essa legislação, ademais, concentra os benefícios apenas no momento inicial da procriação, não prevendo mecanismos que permitam às trabalhadoras conciliar o trabalho e as necessidades familiares ao longo de todas as etapas da vida familiar (Sorj, 2013; Sorj, Fontes e Machado, 2007). Por fim, o acesso a creches e pré-escolas, embora seja um direito constitucional a partir de quatro meses de idade, não é universal, pois a oferta de vagas é inferior à demanda. Para a faixa etária de 4 e 5 anos, as taxas de cobertura são de cerca de 80% (Madalozzo e Blofield, 2017, p. 218).

Como consequência, a conciliação dos conflitos entre vida profissional e familiar exige soluções privadas, que conformam um modelo de articulação pautado na delegação de parte das tarefas domésticas e de cuidado dos filhos a outras mulheres, por meio da contratação do serviço doméstico remunerado (Hirata e Kergoat, 2008).

Essa estratégia de conciliação, entretanto, não está disponível para as mulheres pobres, que não têm condições financeiras de recorrer à “terceirização” de parte das tarefas domésticas. Elas seguem acumulando as atribuições em âmbito doméstico com o trabalho remunerado, dependendo dos filhos mais velhos e de uma ampla rede informal de solidariedade que inclui parentes, amigos e vizinhos para conciliar suas atividades. Para elas, a insuficiência das políticas públicas de apoio ao trabalho feminino e a menor participação do cônjuge na realização das tarefas domésticas tornam a articulação entre as vidas familiar e profissional muito mais difícil, comprometendo de modo mais contundente sua inserção no mercado de trabalho remunerado e, com isso, contribuindo para a permanência da família na condição de pobreza. Fontoura e Gonzalez (2009, p. 24) e Ipea (2012, p. 14) evidenciam essa situação ao mostrar que as menores jornadas de trabalho remunerado são exercidas justamente pelas trabalhadoras em maior situação de pobreza.

A falta de vagas na rede pública de creches e pré-escolas é uma das principais queixas dessas mães, segundo as pesquisas conduzidas por Bruschini e Ricoldi (2009) e Madalozzo e Blofield (2017, p. 219) com famílias de baixa renda de São Paulo. Outro problema apontado é o horário de funcionamento das creches – das 7h às 16h, em sua maioria – inadequado para quem tem uma jornada de trabalho integral padrão (normalmente, das 8h às 17h ou das 9h às 18h).

A necessidade de um horário de trabalho flexível, somada à demanda por parte das mulheres das classes A e B pelo serviço doméstico remunerado, faz com que

este seja um dos principais modos de inserção das mulheres pobres no mercado de trabalho, absorvendo 17,7% das mulheres negras e 10,1% das brancas (Pinheiro *et al.*, 2016, p. 15). Trata-se de uma ocupação marcada pela precariedade, com índices de formalização e rendimentos mensais abaixo da média nacional. Menos de um terço dessas trabalhadoras (31,5%) tem carteira de trabalho assinada, segundo os dados da PNAD Contínua do primeiro trimestre de 2017, realizada pelo IBGE.

Do exposto nesta subseção, vê-se que, embora a divisão sexual do trabalho seja transversal às classes de renda, ela prejudica principalmente as mulheres pobres no Brasil. Elas são preponderantes no segmento informal da economia e, portanto, não têm garantidos os direitos relacionados à ordem reprodutiva previstos em lei. Ademais, não dispõem de recursos próprios que lhes permitam contornar as deficiências nas políticas públicas de apoio à maternidade ou transferir uma parte dos afazeres domésticos a outras mulheres por meio do serviço doméstico remunerado. A sobrecarga enfrentada por essas mulheres influencia não apenas a frequência, mas também a qualidade de sua participação no mercado de trabalho. Verificar em que medida a composição familiar e os fatores associados ao ciclo de vida comprometem sua permanência no mercado formal de trabalho é o objetivo deste trabalho.

2.2 Aspectos da duração do desemprego no Brasil

Diversos estudos na literatura nacional investigaram o efeito da duração do desemprego e dos atributos individuais (como idade, gênero, cor ou raça, escolaridade, região de residência etc.) sobre a probabilidade de saída do trabalhador da condição de desempregado.

Em comum, esses estudos fizeram uso dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE e de modelos de duração, também conhecidos como modelos de sobrevivência.

Os recortes geográficos variaram: enquanto Menezes-Filho e Pichetti (2000) ativeram-se à região metropolitana (RM) de São Paulo, Lira e Sampaio (2005) analisaram a RM de Curitiba e Antigo e Machado (2006) enfocaram a RM de Belo Horizonte. Penido e Machado (2003), Oliveira e Carvalho Júnior (2009), Reis e Aguas (2014) e Reis (2015) ampliaram a análise para as seis RMs investigadas pela PME/IBGE.

Entre os resultados encontrados por esses autores, merece destaque o efeito negativo de ser mulher, controlados outros fatores, sobre o risco de saída do estado de desemprego. Reis e Aguas (2014) verificaram que esse efeito ocorre tanto ao se considerar como destino o emprego formal quanto o informal. Além disso, as mulheres apresentam maior probabilidade de transitar do desemprego para a inatividade econômica do que os homens.

Oliveira e Carvalho Júnior (2009) verificaram que as mulheres negras formam o grupo que está em maior desvantagem em termos de duração do desemprego no Brasil. Esses autores constataram, ainda, que homens e mulheres apresentam diferenças nos efeitos que algumas variáveis desempenham sobre o risco de saída do desemprego: o número de crianças com menos de 10 anos no domicílio, por exemplo, aumenta o risco de saída do desemprego para os homens, mas tem efeito negativo para as mulheres; a mesma diferença é observada com relação a ser casado.

Ao analisar os fatores que influenciam a probabilidade de transição dos jovens com idade entre 15 e 24 anos do desemprego para o primeiro emprego, Reis (2015) também observou diferenças entre os gêneros. Tal como no caso dos indivíduos com experiência prévia no mercado de trabalho, entre os jovens que nunca trabalharam, a probabilidade de sair do desemprego é menor para as mulheres que para os homens, controladas a idade, a escolaridade e a cor. Os resultados indicam, ainda, que, mesmo ao se considerarem formas mais precárias de inserção no mercado de trabalho – como o emprego informal e o contrato temporário de trabalho –, as mulheres apresentam menores chances de obtenção de emprego, qualquer que seja o grupo demográfico considerado (jovens procurando o primeiro emprego, jovens com experiência prévia no mercado de trabalho e indivíduos com 25 a 60 anos que já trabalharam). Elas somente apresentam maior propensão que os homens a sair do desemprego quando considerado o trabalho em tempo parcial para o subgrupo de jovens com idade entre 15 e 24 anos que trabalharam anteriormente.

Em contraste com a análise da duração do desemprego, o estudo do tempo que os trabalhadores permanecem no emprego e de seus determinantes é pouco usual na literatura. Com o intuito de analisar um possível “efeito preguiça” associado ao Programa Bolsa Família (PBF), Santos *et al.* (2017) e Leichsenring (2010) examinaram a duração no emprego formal de trabalhadores pertencentes a famílias beneficiárias, comparando-os a um grupo controle.

Apesar da escassez de trabalhos que adotem a perspectiva da duração dos vínculos empregatícios, e de como essa duração depende das características pessoais, esse é um aspecto importante para a compreensão do funcionamento do mercado de trabalho e da condição de vida dos trabalhadores. A curta duração no emprego compromete a capacidade das famílias, principalmente as de baixa renda, de ter acesso aos bens e serviços necessários à sua subsistência, impactando o grau de pobreza observado. Além disso, em se tratando especificamente do emprego formal, sua curta duração, se recorrente ao longo da vida do trabalhador, diminui as chances de obtenção da aposentadoria por tempo de contribuição, cujo valor médio é bastante superior ao observado para a aposentadoria por idade (Giambiagi e Afonso, 2009). Assim, em última instância, a duração do emprego formal é uma medida de qualidade do emprego que impactará o bem-estar futuro do trabalhador.

3 METODOLOGIA

3.1 Hipóteses

As hipóteses deste trabalho respaldam-se nos estudos empíricos sobre os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, revisados brevemente a seguir.

Ao estimar um modelo *logit* multinomial para a oferta de trabalho de homens e mulheres, com base nos dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN) de 1989, Kassouf (1998) mostrou que a participação das mães no mercado de trabalho decresce à medida que o número de crianças pequenas no domicílio aumenta. Por sua vez, a presença de filhas adolescentes tem um efeito positivo na decisão de ofertar trabalho, pois, ao tomarem conta dos irmãos menores, elas liberariam as mães para o mercado de trabalho. A autora encontra, ainda, um efeito negativo da existência de filhos adolescentes sobre a decisão de oferta de trabalho das mães, pois eles seriam substitutos da mão de obra feminina. Os resultados encontrados por Kassouf (1998) foram corroborados por outros autores, ao considerarem dados mais recentes e/ou métodos de análise alternativos. Scorzafave e Menezes-Filho (2001), por exemplo, encontraram efeitos semelhantes com relação ao efeito da posição da mulher na família (se chefe ou cônjuge) e à presença de filhos pequenos sobre a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho, ao analisar os dados das edições de 1982, 1987, 1992 e 1997 da PNAD/IBGE. Ramos, Aguas e Furtado (2011) verificaram que, embora famílias pobres tenham uma probabilidade mais alta de ter a mulher na força de trabalho, esse efeito é dirimido quando elas possuem filhos em idade pré-escolar. Barbosa e Costa (2017), além de corroborarem os resultados de Kassouf (1998) quanto à influência do estado conjugal e da presença de filhos na oferta de trabalho das mulheres, constataram que a presença de pessoas acima de 75 anos gera um efeito negativo sobre a probabilidade de participação feminina na atividade econômica, pois os cuidados requeridos pelo idoso reduzem o tempo disponível da mulher para o trabalho remunerado.

À luz dessas evidências, as hipóteses deste trabalho, detalhadas a seguir, são que os fatores relativos à estrutura familiar têm um efeito sobre a duração do emprego formal das mulheres semelhante ao observado sobre sua decisão de oferta de trabalho: eles ocasionam maior risco de quebra do vínculo empregatício sempre que reduzem o tempo disponível da mulher para o trabalho remunerado.

- 1) Crianças: devido à obrigatoriedade do ensino infantil a partir dos 6 anos de idade, é razoável supor que a presença de crianças de até 5 anos no domicílio tenha um impacto negativo sobre a duração do vínculo empregatício das mulheres.
- 2) Adolescentes: a base de dados utilizada neste trabalho não permite discriminar o sexo dos filhos adolescentes. Assim, essa variável poderia

ter um efeito dúbio sobre a duração do emprego feminino, a depender do sexo do adolescente. Ao se adotar entre as variáveis de controle uma que seja indicadora de familiar no mercado formal, porém, controla-se o eventual efeito de renda adicional e estável que filhos adolescentes do sexo masculino poderiam exercer, ao substituírem suas mães no mercado formal de trabalho. Assim, é esperado que, tudo o mais constante, a presença de adolescentes no domicílio reduza o risco de quebra do vínculo empregatício para as mulheres.

- 3) Gravidez: espera-se que a presença de uma grávida no domicílio, sendo ou não a pessoa empregada, eleve o risco de quebra do vínculo empregatício feminino, pois, em ambos os casos, a futura mãe/avó/irmã/tia, antecipando o aumento da carga de trabalho doméstico, veria aumentado seu salário de reserva.
- 4) Familiar no mercado formal: se outro familiar possui um emprego formal, espera-se um efeito negativo sobre a duração do emprego feminino, pois se supõe que uma fonte adicional e estável de renda eleve o salário de reserva das mulheres.

De acordo com o que será apresentado na próxima subseção, entre as variáveis de controle foram utilizados os códigos de ocupação conforme os grandes grupos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), tendo sido desmembrado o subgrupo referente aos trabalhadores dos serviços domésticos em geral (código 512). A hipótese subjacente é que os serviços domésticos favoreceriam a manutenção do emprego por parte das mulheres, por se tratar de uma ocupação caracterizada por maior flexibilidade de horário, o que permitiria à mulher conciliar o trabalho remunerado com os cuidados com a casa e a família (Bruschini, 1994).

3.2 Material

Os dados utilizados neste estudo são provenientes de duas fontes: o CadÚnico e a RAIS.

O CadÚnico é um instrumento do Ministério da Cidadania que identifica e caracteriza as famílias de baixa renda, entendidas como aquelas que têm renda mensal de até meio salário mínimo por pessoa ou renda mensal total de até três salários mínimos. Para ser beneficiário de programas sociais do governo federal é necessário estar cadastrado nessa base, considerada um censo da população de baixa renda no Brasil, com cerca de 80 milhões de observações (extração de dezembro de 2011).

A RAIS, por sua vez, é um instrumento de coleta de dados anual, que compete ao Ministério da Economia, utilizado na gestão pública do setor do trabalho. São obrigados a entregar a declaração da RAIS todos os inscritos no Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), com ou sem empregados, inclusive as empresas públicas, empresas individuais, órgãos da administração direta e indireta dos governos federal, estadual

ou municipal, as fundações e empregadores rurais. São utilizadas, neste trabalho, as bases RAIS de 2008, 2009, 2010 e 2011, com cerca de 50 milhões de observações/ano.

Para a construção da base, foram considerados todos os indivíduos com idade entre 16 e 65 anos admitidos no emprego durante 2008 que faziam parte do CadÚnico. Foram utilizadas versões identificadas do CadÚnico e da RAIS, contendo o número de identificação social (NIS) do indivíduo. Essa variável foi utilizada como chave de identificação para o cruzamento das bases. Quando o indivíduo possuía mais de um vínculo no mercado formal, manteve-se somente o principal (o de maior salário). Esses vínculos empregatícios foram, então, acompanhados por um prazo máximo de quatro anos, utilizando as informações das bases RAIS de 2009, 2010 e 2011. Caso o vínculo de trabalho tivesse sido rompido, por qualquer motivo, antes de dezembro de 2011, o indivíduo deixava de ser acompanhado. Desse modo, acompanhou-se somente um vínculo empregatício por indivíduo e não foram consideradas reentradas no emprego. Esse cruzamento produziu 1.356.933 observações (indivíduos).

Os motivos pelos quais ocorrem as quebras dos vínculos de trabalho são informados pela RAIS. A tabela 1 apresenta esses motivos por ordem decrescente de frequência. Para o objetivo deste estudo foram mantidas na base as categorias I, II e IV. Assim, a base de dados que é utilizada neste trabalho conta com 1.093.393 indivíduos considerados pobres (constam do CadÚnico) que entraram no mercado formal de trabalho em 2008 e continuaram no mesmo emprego até dezembro de 2011 ou saíram dele por motivo de demissão (seja por iniciativa própria ou do empregador).

TABELA 1
Motivos pelos quais ocorrem as quebras de vínculos empregatícios
(Em %)

| Categoria | Motivo | Distribuição |
|-----------|--|--------------|
| I | Demissão por iniciativa do empregador (demitidos) | 46,0 |
| II | Não saíram do emprego no período observado (continuaram empregados até dezembro de 2011) | 20,0 |
| III | Término de contrato | 17,0 |
| IV | Demissão por iniciativa do empregado (pedidos de demissão) | 13,4 |
| V | Aposentadorias, morte e transferências de cargo | 3,6 |

Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta as variáveis que são utilizadas neste estudo, informando o seu tipo e de qual base de dados é proveniente. Para as variáveis escalares são reportados valores médios; e para as categóricas, as porcentagens em cada categoria. Como nosso objetivo é analisar o impacto que a estrutura familiar tem sobre a duração dos empregos de mulheres *versus* homens, as variáveis mais importantes para essa avaliação são apresentadas no primeiro bloco da tabela 2.

TABELA 2
Estatísticas descritivas

| Amostra | Mulher | Homem | Tipo | Base |
|--------------------------------------|--------|--------|------------|----------|
| Tempo no emprego (dias) | 628,49 | 570,51 | Escalar | RAIS |
| Criança – entre 0 e 5 anos (%) | 37 | 37 | Binária | CadÚnico |
| Adolescente – entre 12 e 16 anos (%) | 35 | 35 | Binária | CadÚnico |
| Grávida na residência (%) | 2,2 | 2,6 | Binária | CadÚnico |
| Familiar no mercado formal (%) | 11 | 11 | Binária | RAIS |
| Casal (%) | 43 | 82 | Binária | CadÚnico |
| Idade (anos) | 30,1 | 31,7 | Escalar | RAIS |
| Número de residentes | 4,1 | 4,5 | Escalar | CadÚnico |
| Salário (R\$) | 476,70 | 582,70 | Escalar | RAIS |
| Vínculos do estabelecimento | 2.223 | 904 | Escalar | RAIS |
| Primeiro emprego (%) | 28 | 17 | Binária | RAIS |
| Sindicalizado (%) | 5,3 | 7,1 | Binária | RAIS |
| Localidade rural (%) | 9 | 19 | Binária | CadÚnico |
| Raça (%) | | | Catégorica | RAIS |
| Branca | 42 | 34 | | |
| Negra | 10 | 10 | | |
| Parda | 48 | 55 | | |
| Amarela | 0,3 | 0,2 | | |
| Indígena | 0,2 | 0,4 | | |
| Região (%) | | | Catégorica | RAIS |
| Centro-Oeste | 8 | 8 | | |
| Nordeste | 19 | 30 | | |
| Norte | 6 | 7 | | |
| Sudeste | 47 | 41 | | |
| Sul | 19 | 15 | | |
| Grau de instrução (%) | | | Catégorica | RAIS |
| Sem instrução | 0,7 | 1,9 | | |
| Fundamental incompleto | 26 | 41 | | |
| Fundamental completo | 20 | 21 | | |
| Médio incompleto | 11 | 10 | | |
| Médio completo | 40 | 26 | | |
| Superior incompleto ou mais | 2,3 | 0,8 | | |

(Continua)

(Continuação)

| Sexo | Mulher | Homem | Tipo | Base |
|------------------------------------|---------|---------|------------|------|
| CBO (%) | | | Categórica | RAIS |
| Agropecuária e pesca | 9 | 19 | | |
| Indústria – generalistas | 17 | 45 | | |
| Indústria – operadores | 4,7 | 5,0 | | |
| Manutenção e reparação | 1,0 | 3,2 | | |
| Serviços domésticos | 1,5 | 0,5 | | |
| Comércio e serviços não domésticos | 45 | 19 | | |
| Serviços administrativos | 15 | 6 | | |
| Técnicos de nível médio | 4,0 | 2,1 | | |
| Outros | 2,7 | 1,2 | | |
| CNAE (%) | | | Categórica | RAIS |
| Agricultura e pecuária | 9 | 16 | | |
| Indústria | 21 | 20 | | |
| Construção | 1 | 22 | | |
| Comércio e reparação de veículos | 24 | 19 | | |
| Alojamento e alimentação | 13 | 3 | | |
| Atividades administrativas | 13 | 8 | | |
| Administração pública | 5 | 3 | | |
| Outros | 14 | 11 | | |
| Número de indivíduos | 433.227 | 660.166 | | |

Elaboração dos autores.

Obs.: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

3.3 Métodos

Conforme mostra a tabela 2, as mulheres permanecem no emprego, em média, por volta de dois meses a mais que os homens. Essas estimativas possuem, no entanto, um problema de medição: a duração do vínculo de trabalho está censurada à direita, isto é, os empregos que perduraram além de dezembro de 2011 não têm o tempo correto computado (afinal, a duração desse vínculo é desconhecida), de modo que os valores são subestimados. O conjunto de procedimentos econométricos que consideram o problema da censura na medição do tempo até a ocorrência de determinado evento é conhecido por análise de duração (ou sobrevivência).

Na nomenclatura da análise de duração, quando o evento de interesse ocorre diz-se que foi observada a “falha”. Caso contrário, se o evento não ocorre durante o intervalo de tempo observado diz-se que a informação é “censurada”. Para este estudo, a variável analisada é o tempo no emprego formal e o evento de interesse é o desligamento (saída) do emprego.

Considerando uma variável aleatória t , com densidade $f(t)$ e distribuição acumulada $F(t)$, define-se a função de sobrevivência por

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

E a função de risco por

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad (2)$$

Enquanto a função de sobrevivência indica a probabilidade de permanecer no emprego até um tempo específico t , a função de risco é uma taxa que representa o potencial de término do emprego num dado instante, uma vez que ele durou até aquele momento.

A função de sobrevivência $S(t)$ pode ser estimada por meio do método de Kaplan-Meier, técnica univariada que contempla a questão da “censura”, mas não permite estimar o efeito conjunto de um grupo de covariáveis sobre a duração do emprego.

O mais comum dos métodos que incorporam variáveis explicativas é o chamado modelo de riscos proporcionais de Cox. A especificação do modelo se dá pela função de risco h , cuja forma é:

$$h(t, \mathbf{x}) = h_0(t)e^{\beta' \mathbf{x}} \quad (3)$$

Em que \mathbf{x} é o vetor de variáveis explicativas, β é o vetor de parâmetros e $h_0(t)$ é a chamada função de risco base, comum a todos os indivíduos. Esse modelo supõe, portanto, que o risco de cada indivíduo, determinado por suas características individuais, é um múltiplo do risco comum a todos os indivíduos. Uma propriedade importante do modelo de Cox é que a função $h_0(t)$ não demanda especificação, o que faz desse um modelo semiparamétrico.

Uma das principais razões para a popularidade do modelo de Cox é que, apesar de a função de risco base não ser especificada, boas estimativas dos coeficientes de regressão podem ser obtidas em contextos bastante variados. Isto é, o modelo é robusto no sentido de que os resultados do modelo de Cox aproximam-se dos resultados do modelo paramétrico corretamente especificado (Kleinbaum e Klein, 1996). É interessante notar que a função de risco envolve

o produto de duas funções, o risco base, que é uma função de t , mas não de x ; e a exponencial, que é uma função de x , mas não de t .

Quando a hipótese de proporcionalidade dos riscos (PH) é violada, uma alternativa é o ajuste de modelos de tempo de falha acelerado (AFT). Diferentemente do que ocorre no modelo de Cox, o efeito das covariáveis nos modelos AFT é tipicamente especificado em termos da função de sobrevivência. A desvantagem dos modelos AFT passa pela necessidade de especificação da função de risco; já a interpretação dos seus coeficientes é bastante simples.

Na métrica PH, a medida de efeito tipicamente usada é a razão de risco (*hazard ratio*). Dados dois indivíduos com características x e x^* , a quantidade $\exp\{(x - x^*)' \beta\}$ indica a magnitude da razão entre suas funções de risco (constante no tempo). Se, por exemplo, $\exp(\beta_1) = 1,05$, então, mantido tudo o mais constante, a presença da característica x implica risco de falha 5% maior (interpretação análoga vale para variáveis escalares).

Já no modelo AFT, o efeito das covariáveis é expresso em termos da razão dos tempos de falha. Ou seja, enquanto o modelo PH é multiplicativo com respeito à função de risco, o modelo AFT é multiplicativo com relação aos tempos de sobrevivência. De maneira análoga ao modelo PH, o modelo AFT supõe uma função de sobrevivência de base, $S_0(t)$, que equivale à função de sobrevivência quando todas as covariáveis são iguais a zero ($x = 0$). A relação entre as funções de sobrevivência básica e para outros níveis das covariáveis se expressa, entretanto, de maneira diferente no modelo AFT:

$$S(t, x) = S_0(e^{-x' \beta} t) \quad (4)$$

Como exemplo, suponha dois indivíduos que diferem apenas em relação à covariável binária x – por exemplo, indicando tratamento ($x = 1$) e grupo controle ($x = 0$) num experimento aleatorizado. Sejam S_C e S_T , respectivamente, as funções de sobrevivência dos grupos controle e tratamento. Vale então a seguinte relação:

$$S_C(t) = S_T(e^{\beta_1} t) \quad (5)$$

O fator $y = e^{\beta_1}$ é o fator de aceleração da característica x , o que significa que a probabilidade de sobrevivência até o tempo t no grupo controle é equivalente à probabilidade de sobrevivência até o tempo $e^{\beta_1} t$ no grupo tratamento. Se $\beta_1 < 0$, o fator e^{β_1} indica diminuição (aumento se $\beta_1 > 0$) do tempo de sobrevivência,

pois o grupo tratamento experimenta uma falha e^{β_1} mais rapidamente (mais lentamente se $\beta_1 > 0$).

Decorre que a mediana dos tempos de sobrevivência dos indivíduos do grupo tratamento é e^{β_1} vezes a mediana dos tempos de sobrevivência do grupo controle. Na verdade, essa relação vale para qualquer percentil da distribuição dos tempos de falha. Assim, se $\exp(\beta_1) = 1,05$, então, mantido tudo o mais constante, a presença da característica x implica desaceleração dos tempos de falha em 5% e, nesse sentido, pode-se dizer que o grupo tratamento apresenta tempos de falha 5% menores.

Com relação à identificação, conforme aponta Liu (2014), é útil considerar duas fontes de variabilidade nos dados de duração: a variabilidade resultante dos fatores de risco observáveis incluídos no modelo e a heterogeneidade causada por covariáveis desconhecidas (ou indisponíveis). A heterogeneidade não observada pode se referir a dimensões como alguma habilidade inata ou capacidade econômica, por exemplo. Os riscos não observáveis individuais são denominados fragilidade na análise de sobrevivência. O fator de fragilidade não observada pode ser representado por um efeito aleatório (α_i) que afeta a função de risco de forma multiplicativa $h(t|\alpha_i) = \alpha_i h(t)$. Keiding, Andersen e Klein (1997) e Lambert *et al.* (2004) mostraram que o modelo AFT é mais estável que o modelo PH na presença de heterogeneidade não observada, uma vez que as estimativas para os parâmetros de modelos AFT são menos afetadas pela escolha da distribuição de probabilidade.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

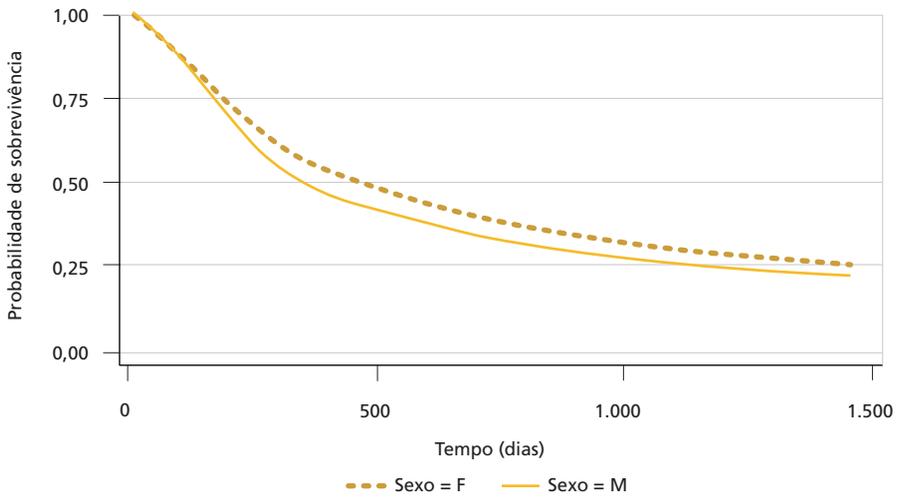
As estimativas de Kaplan-Meier para as curvas de sobrevivência no mercado formal e as funções de risco, para homens e mulheres, podem ser observadas no gráfico 1. Nota-se que, enquanto metade dos homens quebra o vínculo com o emprego em menos de um ano (350 dias), metade das mulheres permanece, pelo menos, 461 dias empregada.

Para explorar o papel que o gênero e a composição familiar desempenham na duração do emprego, foi utilizado inicialmente o modelo de Cox. O tamanho da amostra permite a inserção de diversas variáveis de controle sem a preocupação com problemas ligados à colinearidade e ainda favorece a hipótese de identificação: que o controle por características observáveis é suficiente para eliminar a endogeneidade. Além das variáveis descritas anteriormente na tabela 2, adotou-se entre as covariáveis a interação entre as binárias indicadoras da presença de criança entre 0 e 5 anos e de adolescente entre 12 e 16 anos no domicílio. Além disso, em se tratando das variáveis relativas à estrutura familiar, foram adotadas interações com a variável binária mulher. Assim, na primeira coluna da tabela 3 reportam-se os resultados do modelo de Cox para a chamada amostra completa, isto é, que abrange tanto homens como mulheres, sendo possível observar que para as variáveis presença de criança entre 0 e 5 anos, presença de adolescente entre 12 e 16 anos, interação

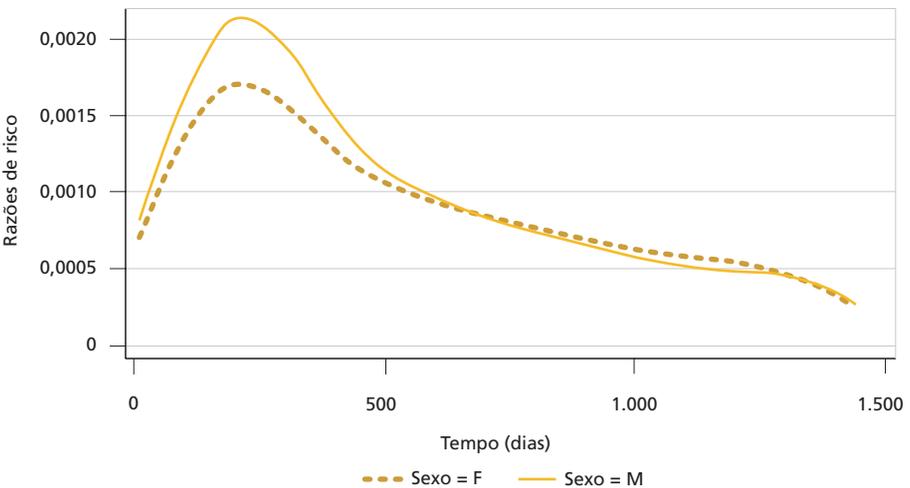
entre essas duas, presença de grávida no domicílio, outro membro da família com vínculo no mercado formal e estrutura familiar formada por um casal, os coeficientes estimados podem variar, a depender do sexo do indivíduo. A tabela 3 traz, ainda, as razões de risco quando o modelo de Cox é estimado em separado para mulheres e homens. Para esses recortes amostrais, naturalmente foram suprimidas a binária mulher e sua interação com as variáveis relativas à estrutura familiar.

GRÁFICO 1
Curvas de Kaplan-Meier por sexo

1A – Curvas de sobrevivência



1B – Curvas de risco



Elaboração dos autores.

TABELA 3
Razões de risco das regressões de Cox para o tempo no emprego

| Amostra | Completa | | Mulheres | Homens |
|--|----------|----------|----------|----------|
| | Mulher | Homem | | |
| Sexo | 0,909*** | Base | | |
| Criança (entre 0 e 5 anos) | 1,087*** | 1,025*** | 1,077*** | 1,031*** |
| Adolescente (entre 12 e 16 anos) | 0,991* | 1,005 | 0,997 | 1,005 |
| Criança e adolescente | 0,969*** | 1,004 | 0,985* | 0,999 |
| Grávida na residência | 1,122*** | 1,060*** | 1,123*** | 1,060*** |
| Familiar no mercado formal | 1,072*** | 1,023*** | 1,060*** | 1,029*** |
| Casal | 0,929*** | 0,981*** | 0,914*** | 0,978*** |
| Idade | 0,991*** | | 0,988*** | 0,992*** |
| Número de residentes | 1,004*** | | 1,004*** | 1,003*** |
| Log (salário) | 0,554*** | | 0,517*** | 0,576*** |
| Log (vínculos do estabelecimento) | 1,026*** | | 0,996*** | 1,044*** |
| Primeiro emprego | 0,894*** | | 0,907*** | 0,889*** |
| Sindicalizado | 0,910*** | | 0,950*** | 0,879*** |
| Localidade rural | 0,918*** | | 0,912*** | 0,926*** |
| Raça (referência: branca) | | | | |
| Negra | 0,975*** | | 0,962*** | 0,984*** |
| Parda | 0,987*** | | 0,973*** | 0,996 |
| Amarela | 1,012 | | 1,017 | 1,009 |
| Indígena | 1,241*** | | 1,029 | 1,311*** |
| Região (referência: Sudeste) | | | | |
| Centro-Oeste | 1,030*** | | 1,005 | 1,050*** |
| Nordeste | 0,757*** | | 0,683*** | 0,793*** |
| Norte | 0,914*** | | 0,884*** | 0,936*** |
| Sul | 1,025*** | | 1,030*** | 1,023*** |
| Grau de instrução (referência: médio completo) | | | | |
| Sem instrução | 1,149*** | | 1,175*** | 1,145*** |
| Fundamental incompleto | 1,103*** | | 1,087*** | 1,108*** |
| Fundamental completo | 1,075*** | | 1,049*** | 1,091*** |
| Médio incompleto | 1,043*** | | 1,039*** | 1,047*** |
| Superior incompleto ou mais | 1,003 | | 1,019 | 0,984 |

(Continua)

(Continuação)

| Amostra | Completa | | Mulheres | Homens |
|---|------------|-------|-----------|-----------|
| | Mulher | Homem | | |
| CBO (referência: serviços administrativos) | | | | |
| Agropecuária e pesca | 1,410*** | | 1,417*** | 1,406*** |
| Indústria – generalistas | 1,160*** | | 1,027*** | 1,196*** |
| Indústria – operadores | 1,101*** | | 1,065*** | 1,114*** |
| Manutenção e reparação | 1,047*** | | 0,916*** | 1,097*** |
| Serviços domésticos | 0,905*** | | 0,850*** | 0,961* |
| Comércio e serviços não domésticos | 0,968 *** | | 0,963*** | 0,966*** |
| Técnicos de nível médio | 1,058*** | | 1,028** | 1,095*** |
| Outros | 1,064*** | | 1,023* | 1,112*** |
| CNAE (referência: atividades administrativas) | | | | |
| Agricultura e pecuária | 1,133*** | | 1,325*** | 1,040*** |
| Indústria | 1,081*** | | 1,204*** | 1,007 |
| Construção | 1,645*** | | 1,335*** | 1,519*** |
| Comércio e reparação de veículos | 1,167*** | | 1,183*** | 1,097*** |
| Alojamento e alimentação | 1,352*** | | 1,369*** | 1,234*** |
| Administração pública | 0,343*** | | 0,388*** | 0,313*** |
| Outros | 0,946*** | | 0,933*** | 0,910*** |
| Número de indivíduos | 1.093.393 | | 433.227 | 660.166 |
| Número de falhas | 815.988 | | 313.217 | 502.771 |
| Wald χ^2 | 148.819*** | | 70.151*** | 81.150*** |

Elaboração dos autores.

Obs.: ***estatisticamente significativo a 1%; **estatisticamente significativo a 5%; *estatisticamente significativo a 10%.

Os resultados para a amostra completa revelam que, supondo constantes as demais variáveis, uma mulher tem risco, em média, 9,1% *menor* de desligamento do emprego que um homem. Assim, é curioso observar que, embora a literatura indique que ser mulher reduz o risco de saída do estado de desemprego – conforme os estudos destacados na subseção 2.2 –, uma vez tendo ingressado no mercado formal de trabalho, a mulher tende a permanecer mais tempo no emprego que o homem.

Os resultados observados para as variáveis relativas à estrutura familiar estão em linha com as hipóteses anteriormente elencadas. Uma mulher com criança pequena em casa apresenta um risco de deixar o emprego 8,7% maior que a sua congênera que não coabita com criança pequena. Uma vez que foi adotado controle para a interação entre criança e adolescente, vale lembrar que esse efeito se refere à presença de criança e à ausência de adolescente no lar. Na presença de ambos no domicílio, o efeito é invertido, pois o coeficiente estimado da interação entre essas

variáveis foi de 0,969. A existência de grávida no domicílio – podendo ser a própria mulher – eleva o risco de desligamento do emprego em 12,2%. Para os homens, os mesmos efeitos são de menor magnitude e/ou não significativos.

A existência de outro membro do domicílio no mercado formal de trabalho eleva em 7,2% o risco de quebra de vínculo empregatício feminino. Por sua vez, quando a mulher pertence a uma estrutura familiar formada por casal, seu risco de saída do emprego é 7,1% menor em relação à mulher que não se encontra no mesmo tipo de arranjo familiar. Não é possível determinar se a detentora do vínculo de trabalho é a pessoa casada. Se assim o for, esse efeito contraria a maioria dos estudos que relatam que as mulheres casadas ofertam menos trabalho, relativamente às não casadas (Killingsworth e Heckman, 1986). Parece razoável, no entanto, que não seja esse o caso, pois a informação sobre a presença de outro familiar no mercado formal de trabalho, possivelmente o cônjuge, pode estar capturando esse efeito.

Nesse sentido, vale notar que somente 11% das mulheres da amostra (48 mil das 433 mil) têm algum outro familiar no mercado formal de trabalho, mas a grande maioria dessas (38 mil) está inserida num lar formado por casal. Desse modo, o efeito captado pela *dummy* para a presença de outro familiar no mercado formal é provavelmente devido às mulheres casadas e, portanto, certamente ao aumento do salário de reserva proporcionado pelo emprego formal do marido.

Dos outros 385 mil empregos femininos (isto é, daquelas que não contam com outro familiar no mercado de trabalho formal), a maioria (237 mil) é de mulheres não casadas e, portanto, são essas as chefes do lar, sendo o restante (147 mil) composto de mulheres que são casadas, mas cujo marido está desempregado ou atua na informalidade (pois não possui vínculo com o mercado formal). Em ambos os casos, portanto, trata-se de situações em que a mulher tende a figurar como a pessoa de referência no domicílio, por ser o único morador com emprego formal. Assim, o efeito do estado civil para a manutenção do emprego parece indicar que quando a mulher é casada com um marido que tem emprego formal, ela é mais propensa a sair do emprego, mas, no caso em que o marido não ofereça garantias de estabilidade, ela terá maior propensão em permanecer empregada em comparação com uma mulher não casada. Interessante notar que os mesmos efeitos para os homens são observados, mas com magnitudes bem menores, tanto para um lado como para o outro.

À medida que o indivíduo envelhece, torna-se menor o risco de saída do emprego. Na ausência de uma variável destinada a controlar o nível de experiência profissional dos trabalhadores, a variável *idade* passa a se confundir com esse atributo do capital humano. Isso porque indivíduos mais velhos costumam ser aqueles com maior tempo e treinamento no emprego, o que se traduz em maior produtividade e, assim, menor risco de saída do emprego.

Como era de se esperar, o salário apresenta um efeito positivo sobre a duração do emprego. Ser sindicalizado também reduz o risco de quebra do vínculo empregatício. Esse resultado pode ser reflexo do fato de que trabalhadores sindicalizados, ao contrário dos não sindicalizados, comumente beneficiam-se de negociações coletivas que visam evitar demissões em massa, substituindo-as por férias coletivas, períodos de *lay-off* (suspensão temporária de contratos), licença remunerada, acordos para congelamento de salários e/ou redução da jornada de trabalho, entre outros.

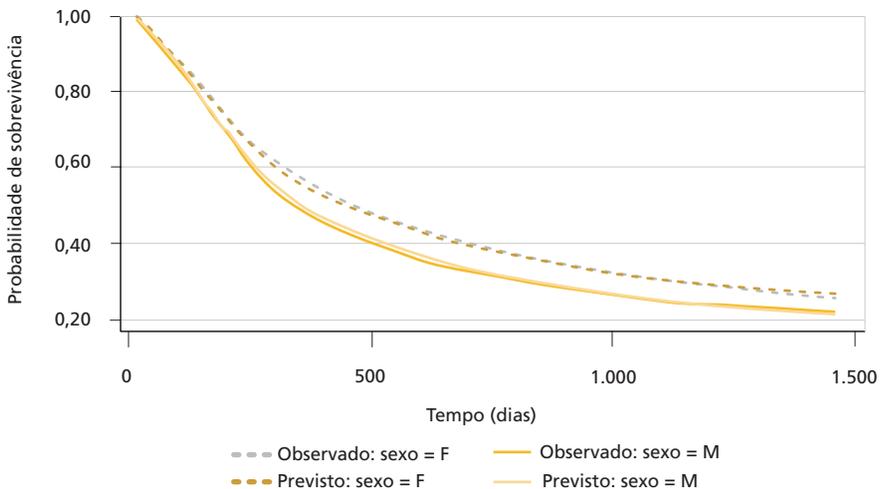
Quanto menor o nível de escolaridade do indivíduo, maior o risco de quebra do vínculo empregatício. Indivíduos sem instrução, por exemplo, têm um risco de sair do emprego 14,9% maior que indivíduos com ensino médio completo. Para a teoria do capital humano, a educação formal é um dos mecanismos por meio dos quais os trabalhadores podem buscar o aumento de sua capacitação, visando a aumentos em sua produtividade no trabalho e, em última instância, a ganhos salariais (Schultz, 1961). Assim, o nível de educação formal pode ser utilizado como uma *proxy* para a habilidade e a produtividade do trabalhador. Os trabalhadores mais escolarizados, por essa razão, seriam aqueles com maiores chances de se manterem no emprego.

Analisando-se a influência do tipo de ocupação – captado pela CBO – sobre a duração do vínculo empregatício, verifica-se que as ocupações em atividades econômicas caracterizadas pela sazonalidade da produção, como a agropecuária e a pesca, tendem a apresentar menor duração, comparativamente ao emprego em serviços administrativos. Esse efeito se estende, ainda que com menor magnitude, para as ocupações na indústria. Já as ocupações relativas aos serviços são caracterizadas por um menor risco de quebra do vínculo empregatício. No caso específico das mulheres, é interessante notar que o emprego em serviços domésticos é o que mais reduz o risco de quebra do vínculo. Esse resultado vai ao encontro da literatura sobre gênero e mercado de trabalho, segundo a qual, para as mulheres de baixa renda, cujo nível de escolaridade é menor, o serviço doméstico remunerado é um nicho importante de emprego.

No gráfico 1 tem-se uma sugestão de violação da hipótese de riscos proporcionais, uma vez que as funções de risco se cruzam levemente. De fato, o teste de riscos proporcionais por meio dos resíduos de Schoenfeld rejeitou a hipótese nula para a maioria das covariadas, o que não surpreende. Conforme Box-Steffensmeier e Zorn (2001), sob a hipótese de proporcionalidade, os resíduos de Schoenfeld devem se comportar como um passeio aleatório sobre os tempos de sobrevivência, e o teste procura verificar se a inclinação dos resíduos ao longo do tempo é zero. O *p-valor* de um teste dessa natureza, entretanto, converge em probabilidade para zero quando o tamanho da amostra vai para infinito (Lin, Lucas Junior e Shmueli, 2013). Assim, em uma amostra com a ordem de grandeza como a deste estudo, o

erro-padrão se torna extremamente pequeno e quaisquer diferenças, por menores que sejam, tornam-se estatisticamente significativas. Nesse contexto, Lin, Lucas Junior e Shmueli (2013) recomendam foco na análise da magnitude e na sensibilidade do efeito. Nesse sentido, o gráfico 2 apresenta as curvas de sobrevivência, separadas por sexo, ajustadas no modelo de Cox e as observadas no modelo não paramétrico de Kaplan-Meier, em que se veem curvas estimativas e observadas bastante próximas. Comportamento semelhante foi constatado para outras covariáveis. Além disso, o valor encontrado para a estatística de concordância K de Gönen e Heller foi de 61%.

GRÁFICO 2

Ajuste do modelo de Cox às curvas observadas

Para fins de robustez e para verificação da estabilidade das estimativas dos coeficientes sob outras hipóteses, foram ajustados modelos de AFT para os mesmos três recortes amostrais da tabela 3. Além disso, como uma função de risco com um comportamento não monótono sugere a existência de heterogeneidade dos indivíduos (Vakratsas, 1998), foram também implementados os modelos com fragilidade (note no gráfico 1 que as funções de risco crescem até aproximadamente um ano e, após isso, apresentam um comportamento decrescente). Mais especificamente, foram testados três modelos de distribuição: Weibull, *log-logístico* e *log-normal*. Cada um deles foi rodado com e sem fragilidade. A tabela A.1, no apêndice, fornece os critérios de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) de cada modelo.

Os melhores ajustes, segundo os critérios AIC e BIC, foram observados para os modelos *log-normal*, na variante sem fragilidade, e *log-logístico*, quando a heterogeneidade não observada é considerada. Os gráficos dos resíduos de Cox-Snell

para o modelo *log-normal* sem fragilidade revelaram uma má qualidade de ajuste (gráfico A.1, no apêndice). Os coeficientes estimados desse modelo são reportados na tabela A.2 do apêndice.

A tabela 4 fornece as estimações para o modelo *log-logístico* que comporta a heterogeneidade não observada. Pode-se notar nos gráficos dos resíduos de Cox-Snell (gráfico 3) a boa qualidade do ajuste desses modelos. Ao se analisarem os resultados dos modelos *log-logísticos* para as três amostras (completa, mulheres e homens), verifica-se que eles estão em consonância com o modelo de Cox, corroborando que o ajuste semiparamétrico provê boas estimativas dos efeitos das covariáveis sobre o risco de falha. Outro sinal de robustez é a estabilidade dos coeficientes estimados, tanto entre os diferentes recortes amostrais (completa, mulheres e homens) como entre os modelos *log-logístico* com fragilidade (tabela 4) e *log-normal* sem fragilidade (tabela A.2).

TABELA 4
Razões de tempo de falha para o modelo *log-logístico* com heterogeneidade não observada

| Amostra | Completa | | Mulheres | Homens |
|-----------------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| | Mulher | Homem | | |
| Sexo | 1,212*** | Base | | |
| Criança (entre 0 e 5 anos) | 0,903*** | 0,972*** | 0,926 *** | 0,968*** |
| Adolescente (entre 12 e 16 anos) | 1,031*** | 0,997 | 1,007 | 1,002 |
| Criança e adolescente | 1,094*** | 0,996 | 1,044*** | 1,009 |
| Grávida na residência | 0,865*** | 0,951*** | 0,879*** | 0,945*** |
| Familiar no mercado formal | 0,946*** | 0,987*** | 0,952*** | 0,981*** |
| Casal | 1,094*** | 0,988*** | 1,115*** | 1,011*** |
| Idade | 1,001 *** | | 1,007*** | 1,000 |
| Número de residentes | 1,001 | | 1,002 | 1,000 |
| Log (salário) | 4,157 *** | | 6,094*** | 3,541 *** |
| Log (vínculos do estabelecimento) | 0,943 *** | | 0,980*** | 0,927*** |
| Primeiro emprego | 1,134 *** | | 1,140*** | 1,131*** |
| Sindicalizado | 1,092 *** | | 1,079*** | 1,109*** |
| Localidade rural | 1,085 *** | | 1,076*** | 1,084*** |
| Raça (referência: branca) | | | | |
| Negra | 1,065 *** | | 1,066*** | 1,058*** |
| Parda | 1,045 *** | | 1,052*** | 1,040*** |
| Amarela | 1,027 | | 1,039 | 1,028 |
| Indígena | 0,901 *** | | 0,985 | 0,879*** |
| Região (referência: Sudeste) | | | | |
| Centro-Oeste | 0,955 *** | | 1,013* | 0,927*** |
| Nordeste | 1,491 *** | | 1,701*** | 1,389*** |
| Norte | 1,123 *** | | 1,194*** | 1,080*** |
| Sul | 0,973 *** | | 0,976*** | 0,967*** |

(Continua)

(Continuação)

| Amostra | Completa | | Mulheres | Homens |
|--|------------|-------|------------|------------|
| | Mulher | Homem | | |
| Grau de instrução (referência: médio completo) | | | | |
| Sem instrução | 0,942*** | | 0,930*** | 0,943*** |
| Fundamental incompleto | 0,954*** | | 0,973*** | 0,948*** |
| Fundamental completo | 0,960*** | | 0,992 | 0,941*** |
| Médio incompleto | 0,991** | | 1,000 | 0,985*** |
| Superior incompleto ou mais | 0,943*** | | 0,874*** | 0,979 |
| CBO (referência: serviços administrativos) | | | | |
| Agropecuária e pesca | 0,726*** | | 0,749*** | 0,739*** |
| Indústria – generalistas | 0,755*** | | 0,916*** | 0,735*** |
| Indústria – operadores | 0,814*** | | 0,790*** | 0,845*** |
| Manutenção e reparação | 0,874*** | | 1,147*** | 0,833*** |
| Serviços domésticos | 1,168*** | | 1,240*** | 1,113*** |
| Comércio e serviços não domésticos | 1,056*** | | 1,066*** | 1,071*** |
| Técnicos de nível médio | 0,882*** | | 0,857*** | 0,869*** |
| Outros | 0,84*** | | 0,893*** | 0,777*** |
| CNAE (referência: atividades administrativas) | | | | |
| Agricultura e pecuária | 0,87*** | | 0,763*** | 0,958*** |
| Indústria | 0,990* | | 0,830*** | 1,087*** |
| Construção | 0,637*** | | 0,596*** | 0,733*** |
| Comércio e reparação de veículos | 0,864*** | | 0,773*** | 0,985** |
| Alojamento e alimentação | 0,723*** | | 0,670*** | 0,866*** |
| Administração pública | 3,036*** | | 2,380*** | 3,335*** |
| Outros | 0,961*** | | 1,005 | 0,980*** |
| Número de indivíduos | 1.093.393 | | 433.227 | 660.166 |
| Número de falhas | 815.988 | | 313.217 | 502.771 |
| Wald χ^2 | 272.387*** | | 128.540*** | 152.103*** |
| AIC | 3.181.713 | | 1.251.024 | 1.915.144 |
| BIC | 3.182.320 | | 1.251.507 | 1.915.646 |

Elaboração dos autores.

Obs.: ***estatisticamente significativos a 1%; **estatisticamente significativos a 5%; e *estatisticamente significativos a 10%.

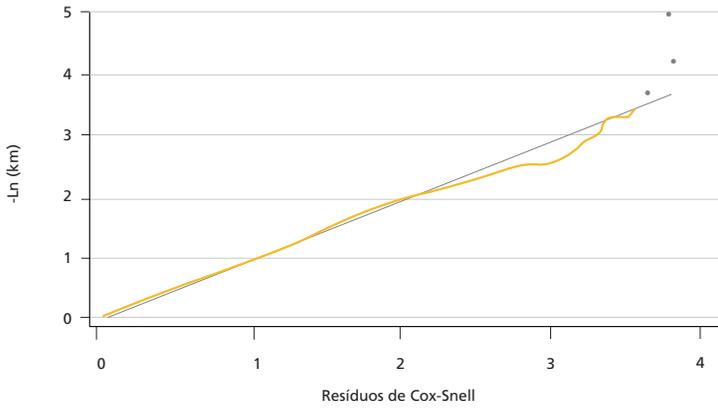
No que se refere às variáveis relativas à estrutura familiar, os modelos paramétricos de AFT mostram que uma mulher com criança pequena no domicílio sobrevive em torno de 9,7% a menos no emprego comparativamente a uma mulher que não coabita com criança pequena. No caso dos homens, o efeito dessa variável é menos importante, reduzindo o tempo no emprego em torno de 2,8%.

A presença de adolescente no domicílio se mostrou estatisticamente significativa apenas para as mulheres na amostra completa, e a sua interação com a presença de crianças pequenas foi considerada estatisticamente significativa somente para mulheres, tanto na amostra completa quanto na restrita. Esses resultados são análogos para os modelos de Cox, como visto na tabela 3.

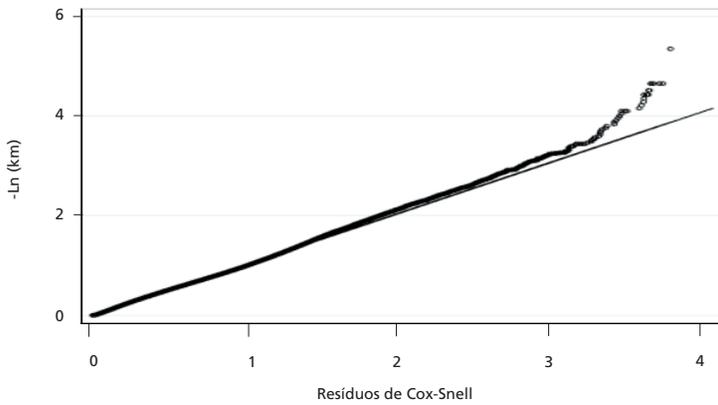
GRÁFICO 3

Resíduos de Cox-Snell para o modelo *log-logístico* com heterogeneidade não observada

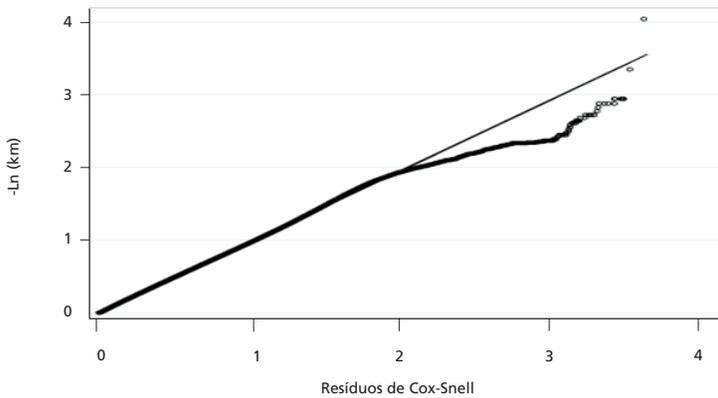
3A – Amostra completa



3B – Somente mulheres



3C – Somente homens



Elaboração dos autores.

Obs.: -Ln (km) – logaritmo neperiano da probabilidade de Kaplan-Meier.

Assim, se, por um lado, lares com criança pequena e sem adolescente afetam os empregos dos pais, reduzindo a duração do vínculo, de modo mais enfático para as mulheres; por outro, o efeito se inverte para as mulheres e é anulado para os homens quando, além da criança pequena, houver adolescentes no lar. Na presença de criança pequena e adolescente na composição familiar, os empregos das mulheres duram no mínimo 4,4% mais, efeito medido no recorte amostral de mulheres, e no máximo 9,4% mais, efeito obtido no recorte para a amostra completa. Em ambos os modelos se nota, também, que a presença de adolescente anula o efeito criança pequena para os empregos masculinos.

A presença de uma gestante no domicílio ou de outro membro no mercado formal de trabalho reduz os tempos de emprego, conforme antecipado pelo modelo de Cox, com efeitos mais relevantes para as mulheres.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A evidência empírica nacional tem apontado que a estrutura familiar influi sobremaneira na decisão das mulheres de fazer parte da força de trabalho. O tipo de arranjo familiar em que a mulher está inserida e a presença de filhos pequenos no domicílio podem inibir a entrada da mulher no mercado de trabalho.

Este trabalho buscou contribuir para o entendimento das desigualdades de gênero no mercado de trabalho formal, ao considerar o contexto posterior à decisão dos indivíduos de ofertar trabalho, analisando as diferenças por gênero nos tempos de duração dos vínculos formais de emprego e em seus fatores determinantes. Esse é um tema que ganhou relevância no período recente, em razão da proposta de reforma da Previdência,⁵ que sugeriu a ampliação do tempo de contribuição dos trabalhadores e a equiparação da idade mínima de aposentadoria de homens e mulheres. Nesse sentido, a discussão sobre a dupla jornada de trabalho feminina e seu impacto na quantidade e na qualidade da inserção das mulheres no mercado de trabalho torna-se particularmente importante.

Para tanto, a análise realizada considerou os indivíduos com idade entre 16 e 65 anos, admitidos no emprego formal durante o ano de 2008 e que faziam parte do CadÚnico do então Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). Esses indivíduos foram acompanhados por um prazo máximo de quatro anos, utilizando as informações da RAIS de 2009, 2010 e 2011. A estimação da duração dos vínculos empregatícios se deu por meio de curvas de sobrevivência, do modelo de PH de Cox e de modelos de AFT com e sem tratamento para a heterogeneidade não observada.

Por um lado, os resultados mostraram que, enquanto metade dos homens quebra o vínculo com o emprego em menos de um ano, metade das mulheres

5. Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 287/2016.

permanece, pelo menos, 461 dias empregada. Além disso, mesmo adotando-se controles para as características da mão de obra e a composição familiar, as mulheres apresentaram menor risco de quebra do vínculo empregatício que os homens.

No entanto, o efeito que as variáveis relativas à estrutura familiar têm sobre a duração dos empregos difere, a depender do sexo do indivíduo. Particularmente, verificou-se que a presença de criança de até 5 anos de idade no domicílio resulta em maior risco de quebra do vínculo empregatício para as mulheres, relativamente aos homens. O mesmo efeito foi observado com relação à presença de grávidas na residência ou quando outro familiar também está empregado no mercado formal. Esses resultados corroboram a hipótese de que a divisão sexual do trabalho que subsiste na sociedade brasileira prejudica a inserção no mercado formal de trabalho das mulheres pobres, por serem elas as principais responsáveis pelo cuidado dos filhos e pelas tarefas domésticas.

Por outro lado, os resultados também sugerem a existência de efeitos distintos, a depender da fase do ciclo de vida da mulher: a partir do momento que os filhos crescem, eles podem auxiliar nas tarefas domésticas e de cuidado dos irmãos menores, fato que se traduziu em um impacto positivo da presença de adolescentes com idade entre 12 e 16 anos no domicílio sobre a duração do emprego feminino. Corroboram também o efeito do ciclo de vida o fato de a idade ser um fator que reduz a propensão à saída do emprego para a mulher.

Os resultados deste trabalho mostram, assim, que a vulnerabilidade das mulheres de baixa renda no mercado formal de trabalho é ampliada na fase do ciclo de vida associada à reprodução. No curto prazo, a ampliação do tempo de permanência das mães no mercado formal de trabalho depende da expansão de serviços públicos que as auxiliem a lidar com as exigências conflitantes do trabalho e da família – por exemplo, o aumento do número de vagas oferecidas em creches e pré-escolas públicas, bem como de seu horário de funcionamento.

A solução de longo prazo para as tensões decorrentes da divisão sexual do trabalho, no entanto, depende não apenas da ampliação da corresponsabilidade do Estado com a provisão de cuidados com crianças, mas também da distribuição mais igualitária entre os cônjuges dos afazeres domésticos e das atividades relacionadas aos cuidados com a família.

REFERÊNCIAS

ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão de literatura com novas evidências para Belo Horizonte. **Nova Economia**, v. 16, n. 3, p. 375-406, set./dez. 2006.

BARBOSA, A. L. N. H.; COSTA, J. S. M. **Oferta de creche e participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil**. Brasília: Ipea, 2017. p. 23-35. (Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise, n. 62).

BELTRÃO, K. I.; ALVES, J. E. D. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14., 2004, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: Abep, 2004. Disponível em: <<http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/1421/1386>>.

BOX-STEFFENSMEIER, J. M.; ZORN, C. J. W. Duration models and proportional hazards in political science. **American Journal of Political Science**, v. 45, n. 4, p. 972-988, out. 2001.

BRUSCHINI, M. C. A. O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes. **Estudos Feministas**, número especial, p. 179-199, 1994.

BRUSCHINI, M. C. A.; RICOLDI, A. M. Família e trabalho: difícil conciliação para mães trabalhadoras de baixa renda. **Cadernos de Pesquisa**, v. 39, n. 136, p. 93-123, jan./abr. 2009.

FONTOURA, N. O.; GONZALEZ, R. **Aumento da participação de mulheres no mercado de trabalho: mudança ou reprodução e desigualdade?** Brasília: Ipea, 2009. p. 21-26. (Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise, n. 41).

GIAMBIAGI, F.; AFONSO, L. E. Cálculo da alíquota de contribuição previdenciária atuarialmente equilibrada: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 153-179, 2009.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Divisão sexual do trabalho profissional e doméstico: Brasil, França, Japão. *In*: COSTA, A. O. *et al.* (Org.). **Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2008. p. 263-278.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Trabalho para o mercado e trabalho para casa: persistentes desigualdades de gênero**. Brasília: Ipea, 2012. 18 p. (Comunicados do Ipea, n. 149).

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

KEIDING, N.; ANDERSEN, P. K.; KLEIN, J. P. The role of frailty models and accelerated failure time models in describing heterogeneity due to omitted covariates. **Statistics in Medicine**, v. 16, n. 2, p. 215-224, jan. 1997.

KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. **Handbook of Labor Economics**, v. 1, p. 103-204, 1986.

KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival analysis: a self-learning text**. New York: Springer, 1996.

LAMBERT, P. *et al.* Parametric accelerated failure time models with random effects and an application to kidney transplant survival. **Statistics in Medicine**, v. 23, n. 20, p. 3177-3192, out. 2004.

LEICHSENDRING, A. R. Precariedade laboral e o Programa Bolsa Família. *In*: CASTRO, J. A. de; MODESTO, L. **Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. Brasília: Ipea, 2010. v. 1. p. 271-300.

LIN, M.; LUCAS JUNIOR, H. C.; SHMUELI, G. Too big to fail: large samples and the p-value problem. **Information Systems Research**, p. 1-12, 2013. (Articles in Advance).

LIRA, S. A.; SAMPAIO, A. V. Duração do desemprego na região metropolitana de Curitiba. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 109, p. 139-160, jul./dez. 2005.

LIU, X. Survival models on unobserved heterogeneity and their applications in analyzing large-scale survey data. **Journal of Biometrics and Biostatistics**, v. 5, n. 2, abr. 2014.

MADALOZZO, R.; BLOFIELD, M. Como famílias de baixa renda em São Paulo conciliam trabalho e família? **Estudos Feministas**, v. 25, n. 1, p. 215-240, jan./abr. 2017.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, p. 23-48, abr. 2000.

OLIVEIRA, P. F. A.; CARVALHO JÚNIOR, J. R. A. Desigualdade de gênero na duração do desemprego e seus efeitos sobre os salários aceitos no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 4, out./dez. 2009.

PENIDO, M.; MACHADO, A. F. Duração do desemprego no Brasil metropolitano. *In*: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Org.). **Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003. p. 203-218.

PINHEIRO, L. S. *et al.* **Mulheres e trabalho: breve análise do período 2004-2014**. Brasília: Ipea, 2016. (Nota Técnica, n. 24).

RAMOS, L.; AGUAS, M. F. F.; FURTADO, L. M. de S. Participação feminina na força de trabalho metropolitano: o papel do *status* socioeconômico das famílias. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 595-611, 2011.

REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 125-143, jan./mar. 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, jan./mar. 2014.

SANTOS, D. B. *et al.* Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a duração do emprego formal dos indivíduos de baixa renda. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 5, p. 708-733, set. 2017.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

_____. Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 41-55, jan./mar. 2006.

SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 22 p. (Texto para Discussão, n. 923). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0923.pdf>.

SORJ, B. Arenas de cuidado nas intersecções entre gênero e classe social no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 43, n. 149, p. 478-491, maio/ago. 2013.

SORJ, B.; FONTES, A.; MACHADO, D. C. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 573-594, set./dez. 2007.

VAKRATSAS, D. Consumer heterogeneity and the shape of purchase rate functions. **Applied Stochastic Models and Data Analysis**, v. 14, n. 1, p. 85-94, mar. 1998.

APÊNDICE

TABELA A.1
Critérios de ajuste dos modelos

| | Sem heterogeneidade não observada | | Com heterogeneidade não observada | |
|---------------|-----------------------------------|-----------|-----------------------------------|-----------|
| | AIC | BIC | AIC | BIC |
| Weibull | 3.427.908 | 3.428.503 | 3.183.912 | 3.184.037 |
| Log-logístico | 3.258.024 | 3.258.619 | 3.181.713 | 3.182.320 |
| Log-normal | 3.248.974 | 3.249.569 | 3.184.028 | 3.184.636 |

Elaboração dos autores.

Obs.: AIC – Critério de Akaike; BIC – Critério Bayesiano.

TABELA A.2
Razões de tempo de falha para o modelo *log-normal* sem heterogeneidade não observada

| Amostra | Completa | | Mulheres | Homens |
|-----------------------------------|----------|-----------|----------|----------|
| | Mulher | Homem | | |
| Sexo | 1,186*** | Base | | |
| Criança (entre 0 e 5 anos) | 0,901*** | 0,970*** | 0,920*** | 0,963*** |
| Adolescente (entre 12 e 16 anos) | 1,022*** | 0,996 | 1,005 | 0,998 |
| Criança e adolescente | 1,067*** | 0,994 | 1,032*** | 1,004 |
| Grávida na residência | 0,863*** | 0,941*** | 0,871*** | 0,937*** |
| Familiar no mercado formal | 0,930*** | 0,976*** | 0,940*** | 0,968*** |
| Casal | 1,100*** | 1,000 | 1,124*** | 1,017*** |
| Idade | | 1,007 *** | 1,012*** | 1,005*** |
| Número de residentes | | 0,998 * | 0,998 | 0,999 |
| Log (salário) | | 3,276 *** | 4,098*** | 2,937*** |
| Log (vínculos do estabelecimento) | | 0,955 *** | 0,993*** | 0,935*** |
| Primeiro emprego | | 1,152 *** | 1,141*** | 1,157*** |
| Sindicalizado | | 1,120 *** | 1,088*** | 1,156*** |
| Localidade rural | | 1,104 *** | 1,098*** | 1,100*** |
| Raça (referência: branca) | | | | |
| Negra | | 1,054 *** | 1,062*** | 1,044*** |
| Parda | | 1,035 *** | 1,045*** | 1,027*** |
| Amarela | | 1,014 | 1,014 | 1,019 |
| Indígena | | 0,844 *** | 0,976 | 0,809*** |
| Região (referência: Sudeste) | | | | |
| Centro-Oeste | | 0,959 *** | 1,004 | 0,932*** |
| Nordeste | | 1,510 *** | 1,710*** | 1,415*** |
| Norte | | 1,148 *** | 1,199*** | 1,108*** |
| Sul | | 0,969 *** | 0,965*** | 0,968*** |

(Continua)

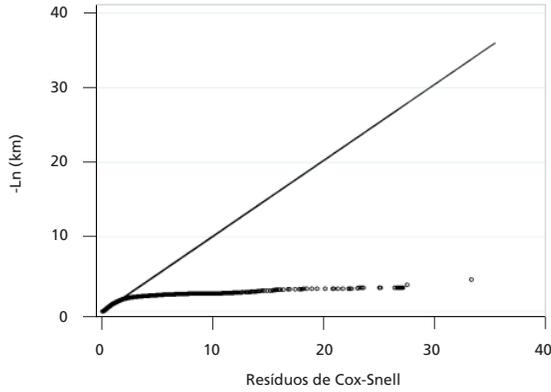
(Continuação)

| Amostra | Completa | | Mulheres | Homens |
|--|------------|-------|------------|------------|
| | Mulher | Homem | | |
| Grau de instrução (referência: médio completo) | | | | |
| Sem instrução | 0,899 *** | | 0,894*** | 0,898*** |
| Fundamental incompleto | 0,924 *** | | 0,941*** | 0,915*** |
| Fundamental completo | 0,940 *** | | 0,968*** | 0,920*** |
| Médio incompleto | 0,973 *** | | 0,979*** | 0,967*** |
| Superior incompleto ou mais | 0,967 *** | | 0,921*** | 1,000 |
| Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) (referência: serviços administrativos) | | | | |
| Agropecuária e pesca | 0,688*** | | 0,700*** | 0,693*** |
| Indústria – generalistas | 0,787*** | | 0,935*** | 0,758*** |
| Indústria – operadores | 0,850*** | | 0,846*** | 0,859*** |
| Manutenção e reparação | 0,910*** | | 1,164*** | 0,855*** |
| Serviços domésticos | 1,178*** | | 1,267*** | 1,094*** |
| Comércio e serviços não domésticos | 1,062*** | | 1,067*** | 1,071*** |
| Técnicos de nível médio | 0,910*** | | 0,917*** | 0,875*** |
| Outros | 0,860*** | | 0,903*** | 0,805*** |
| Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) (referência: atividades administrativas) | | | | |
| Agricultura e pecuária | 0,853*** | | 0,721*** | 0,940*** |
| Indústria | 0,938*** | | 0,801*** | 1,032*** |
| Construção | 0,561*** | | 0,639*** | 0,633*** |
| Comércio e reparação de veículos | 0,829*** | | 0,782*** | 0,921*** |
| Alojamento e alimentação | 0,684*** | | 0,657*** | 0,797*** |
| Administração pública | 2,930*** | | 2,386*** | 3,360*** |
| Outros | 1,007 | | 1,044*** | 1,044*** |
| Número de indivíduos | 1.093.393 | | 433.227 | 660.166 |
| Número de falhas | 815.988 | | 313.217 | 502.771 |
| Wald χ^2 | 237.055*** | | 111.825*** | 130.055*** |
| AIC | 3.248.974 | | 1.273.554 | 1.966.104 |
| BIC | 3.249.569 | | 1.274.026 | 1.966.595 |

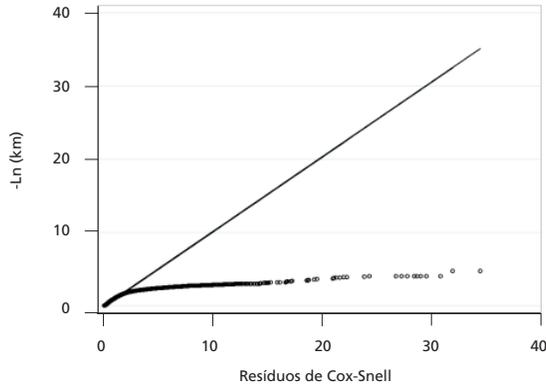
Elaboração dos autores.

Obs.: ***estatisticamente significativo a 1%; **estatisticamente significativo a 5%; e *estatisticamente significativo a 10%.

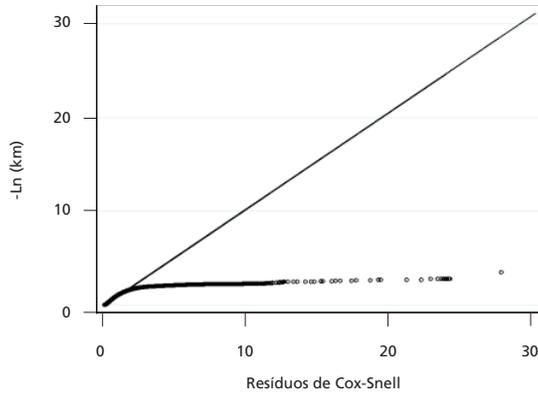
GRÁFICO A.1
Resíduos de Cox-Snell para o modelo *log-normal* sem heterogeneidade não observada
A.1A – Amostra completa



A.1B – Somente mulheres



A.1C – Somente homens



Elaboração dos autores.
Obs.: -Ln (km) – logaritmo neperiano da probabilidade de Kaplan-Meier.