

DETERMINANTES DA DURAÇÃO DA POBREZA FEMININA NO BRASIL ENTRE 2012 E 2019

Taís Maria Gomes de Lima¹

Solange Ledi Gonçalves²

André Roncaglia de Carvalho³

RESUMO

Este trabalho investiga a duração da pobreza feminina entre 2012 e 2019. O foco é comparar a duração da pobreza nos domicílios chefiados por mulheres e homens. O trabalho utiliza os microdados longitudinais da PNADC (IBGE). A principal contribuição do artigo é aplicar uma análise da dinâmica da pobreza por meio do uso de modelos de sobrevivência para a situação de pobreza das famílias. Além disso, são realizadas análises de heterogeneidade para quatro grupos diferentes de famílias, combinando a informação de gênero e a presença de cônjuge no domicílio. Em concordância com o que a literatura aponta para a incidência da pobreza, os resultados encontrados indicam que o acesso ao mercado de trabalho e a atuação no setor formal reduzem a duração da pobreza das famílias. O principal resultado do estudo indica que as mulheres sem cônjuge e com crianças no domicílio, ou seja, famílias conhecidas como monoparentais, tendem a ser mais penalizadas e permanecem maior tempo na pobreza, com uma probabilidade de treze pontos percentuais acima do que a contrapartida masculina. Por fim, os resultados da presente dissertação sugerem que o desenho de políticas governamentais para combater a pobreza deva considerar as diferentes composições dos domicílios, bem como a duração do fenômeno.

Palavras-chave: Duração da pobreza; Domicílios chefiados por mulheres; Modelos de duração.

INTRODUÇÃO

A pobreza é um fenômeno central amplamente discutido nas agendas acadêmicas, governamentais e nas sociedades de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Seu estudo e compreensão é fator fundamental para o desenvolvimento de políticas que auxiliem no seu enfrentamento, principalmente em momentos de instabilidade e incertezas (CODES, 2004). Além disso, seus desdobramentos refletem em homens e mulheres, no entanto, suas consequências são sentidas de maneiras diferentes entre os gêneros, bem como entre distintas raças e etnias.

¹ Mestre em economia pela Universidade Federal de São Paulo – UNIFESP. E-mail: taismarialima@gmail.com

² Doutora em economia pela Universidade de São Paulo – UNIFESP. E-mail: slgoncalves@unifesp.br

³ Doutor em economia e desenvolvimento pela Universidade de São Paulo – UNIFESP. E-mail: andre.carvalho@unifesp.br

Deste modo, quando se trata de analisar a situação de pobreza, o recorte de gênero mostra-se importante porque, apesar de formalmente as mulheres compartilharem o mesmo tempo de trabalho remunerado dos homens, a literatura sobre as características de mercado de trabalho de homens e mulheres mostra que as mulheres apresentam maior rotatividade e maior grau de informalidade no mercado de trabalho, maiores taxas de desemprego e inatividade e menor nível salarial, determinando um perfil salarial e trajetória de crescimento na carreira diferentes ao longo do ciclo de vida. Esses fatores podem determinar que as famílias chefiadas por mulheres apresentem maior probabilidade de entrada e duração dos ciclos de pobreza. Além disso, as mulheres exercem duas vezes mais tarefas domésticas do que os homens, o que pode ocasionar maior chance de saída do mercado de trabalho e maior alocação de tempo para o trabalho não-remunerado (JESUS, 2018). Ademais, a inserção feminina no mercado de trabalho aconteceu em paralelo com o crescimento das atividades informais e das atividades sem remuneração (BANDEIRA; MELO, 2005). Portanto, não é possível enfrentar a pobreza, exclusão e desigualdade social sem abordar a sobrecarga de trabalho das mulheres e a desigualdade enfrentada por elas no mercado de trabalho (OIT, 2009).

Uma ampla literatura busca analisar a incidência de pobreza nas famílias chefiadas por mulheres e confirmam a maior penalidade sofrida por esses domicílios⁴. Porém, o presente artigo contribui com a literatura de pobreza feminina, ao expandir as análises sobre a incidência da pobreza entre as mulheres e focar na duração do fenômeno para mulheres, em comparação com homens, e utilizar uma metodologia de dinâmica da pobreza. A dimensão temporal é fundamental para mensurar e compreender a pobreza. O tempo que um indivíduo passa nessa condição pode ser fator determinante para as estratégias de atuação pública. Com uma pobreza de menor duração e/ou intermitente, a elaboração de políticas sociais de cunho ‘rede de proteção’ são mais adequadas, pois mitigam melhor e de forma mais eficiente a pobreza transitória. Por outro lado, no combate à pobreza crônica ou duradoura, políticas sociais que garantam acesso a ativos básicos, como saúde e educação são os mais apropriados, pois constituem as alavancas básicas para a saída dessa situação bem como combatem a exclusão socioeconômica causada pela pobreza (ADDISON; HULME; KANBUR, 2008).

Tendo em mente a necessidade de se elaborar políticas públicas bem desenhadas, que incorporem e equilibrem as diferentes adversidades a que os indivíduos estão submetidos, este trabalho tem como principal objetivo investigar a duração da pobreza das famílias brasileiras, com o enfoque de gênero, comparando os domicílios chefiados por mulheres e por homens, e

⁴ Sobre pobreza feminina ver: Araújo e Casaca (2021); Carlotto e Gomes (2011); Costa e Marra (2013); Garrucho et al. (2021); Maia et al. (2015); Pinheiro et al. (2009) e Pressman (2003).

buscando responder às seguintes perguntas: i) mulheres são mais penalizadas pela situação de pobreza do que homens, dados seus atributos domiciliares e individuais, como apontado pela literatura? ii) a maior penalidade para as mulheres também é verificada na duração do tempo de permanência na pobreza, que afeta a chance de saída nos períodos subsequentes?; iii) a monoparentalidade afeta a duração da pobreza das famílias chefiadas por mulheres de forma diferente das famílias chefiadas por homens?

Consideraram-se, para os efeitos deste estudo, os microdados longitudinais trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o período entre os anos de 2012 e 2019. Essa pesquisa apresenta informações individuais e domiciliares dos entrevistados ao longo de cinco entrevistas trimestrais. O período analisado contempla a recessão econômica recente, vivenciada pela economia brasileira no período pós-2014, que elevou consideravelmente os níveis de desemprego e pobreza no país.

Além de todas as análises realizadas para a duração da pobreza entre as famílias chefiadas por homens e mulheres, são realizadas análises de heterogeneidade para quatro grupos diferentes, combinando a informação de gênero e a informação sobre a presença do cônjuge no domicílio. Essas análises podem ser justificadas, pois a presença do cônjuge, na maioria dos casos, representa a existência de uma segunda renda para o orçamento familiar. Porém, nos casos em que a chefia do lar não é compartilhada, há apenas uma fonte de renda no domicílio, renda a qual tende a ser menor do que as apresentadas por lares chefiados por homens, podendo-se explicar, assim, a maior chance desses domicílios de sofrerem privações (SOUZA et al., 2020).

De maneira geral, características individuais do chefe da família, como idade, maior número de anos de estudo, ter certo nível de habilidade laboral e participar do mercado de trabalho formal, auxiliam de maneira significativa a saída da pobreza em todos os recortes amostrais estudados. Algumas características domiciliares também auxiliam de maneira consistente a saída da pobreza em todos os grupos, como a presença do domicílio em área urbana e o acesso o maior número de acesso ao mercado de trabalho por parte de seus membros. O destaque positivo recai sobre as variáveis ligadas ao mercado de trabalho (presença de membros empregados e formalidade) que apresentaram os maiores coeficientes, ou seja, possuem maior influência na saída da pobreza.

Do lado negativo, domicílios chefiados por pessoas negras apresentam uma menor probabilidade de saída da pobreza, entretanto, o maior peso para a permanência nessa situação recai sobre a presença de crianças, na qual apresentou sinal negativo em ambas as faixas de

idade consideradas para todos os recortes amostrais. A presença de crianças no domicílio em que residem mulheres (seja ela chefe ou cônjuge), dificulta de maneira significativa a saída dessa condição, seja por um menor acesso relativo ao mercado de trabalho pelos membros da família, seja pela maior necessidade de cuidados que indivíduos dessa faixa etária demandam.

Ademais, dentro dos quatro grupos observados, as mulheres sem cônjuge são as que apresentam probabilidade maior de permanência na pobreza por períodos mais longos (50% enquanto homens na mesma condição apresentam 37%). Características como o elevado número de crianças, acesso ao mercado de trabalho e informalidade do cargo ocupado penalizam mais as mulheres sem cônjuge e estabelecem uma maior duração da pobreza. A presença de crianças em domicílios monoparentais chefiados por mulheres pode levá-las a postos de trabalho mais flexíveis, pois facilitam a conciliação entre trabalho doméstico e remunerado, por outro lado, são cargos de menor qualidade e baixa seguridade social, fatores que fomentam o ciclo de pobreza, aumentando sua duração.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em outras seis seções. A segunda seção discute os estudos que abordam pobreza e gênero, dinâmica e duração da pobreza. A terceira descreve a amostra utilizada e a metodologia empregada. A quarta traz um panorama da base de dados. A quinta seção apresenta e discute os principais resultados. E por fim, na sexta seção encontram-se as considerações finais do estudo.

MÉTODOS

Modelos de duração

A aplicação de modelos de duração, também chamados de modelos de sobrevivência, é comum em ciências biológicas, sociais, engenharias e na física. Além de estatísticos e bioestatísticos, os pesquisadores dessa área incluem epidemiologistas, engenheiros de confiabilidade, demógrafos e economistas (KLEIN; GOEL, 1992). Os modelos de duração têm se destacado nas últimas décadas em estudos relacionados ao desemprego, finanças e aposentadoria (CAMPÊLO; SILVA; AZEVEDO, 2018).

A aplicação de modelos de duração para um determinado fenômeno é um conjunto de procedimentos estatísticos que tem como objetivo analisar dados cuja variável de interesse é o tempo até a ocorrência de um evento, também chamado de falha, que no caso do presente estudo é a saída da pobreza. Caso o evento não ocorra dentro do período observado, diz-se que a informação é “censurada” (KALBFLEISCH; PRENTICE, 2011; KLEINBAUM; KLEIN, 2012; VAZ; SANTOS; LEICHSENRING, 2019).

Os métodos paramétricos, por sua vez, possibilitam a elaboração de suposições sobre os padrões do tempo de duração e podem ter sua distribuição representada por modelos paramétricos contínuos. Sob essa abordagem, assume-se que o risco de sair de uma determinada situação é uma função do tempo e apresenta uma forma que é determinada por um ou mais parâmetros que são estimados a partir dos dados observados.

No presente estudo, foi escolhida a abordagem paramétrica para mensurar a duração da pobreza das famílias, pois produzem gráficos das curvas de sobrevivência e risco mais consistentes do que as abordagens anteriores (KLEINBAUM; KLEIN, 2012). Para tanto, estima-se uma função de risco, que, segundo Kleinbaum e Klein (2012), pode ser representada pela Equação (1), abaixo:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (1)$$

em que T é o período total de duração do fenômeno estudado para o indivíduo, t é um valor particular de T e $t + \Delta t$ é o período total da análise. No contexto do presente estudo, a função de risco $h(t)$ pode ser interpretada como a probabilidade instantânea do domicílio deixar a situação de pobreza, dadas as variações no tempo e nos regressores selecionados, ou seja, nas características observadas dos chefes e das famílias.

Dada a função de distribuição acumulada $F(t; X) = P(T \leq t | X)$, a função de sobrevivência em uma dada situação é definida como $S(t; X) = 1 - F(t; X)$. Diferenciando a função de distribuição acumulada, temos a função de densidade acumulada, dada por $f(t; X)$ em que X é o conjunto de covariadas selecionadas. Como demonstrado em Wooldridge (2010), com uma função de distribuição acumulada derivável, podemos escrever a função de risco, condicional no conjunto de covariadas X , como na Equação (2):

$$h(t; X) = \frac{f(t; X)}{S(t; X)} \quad (2)$$

Para a análise de duração sob uma abordagem paramétrica, é necessário assumir uma distribuição específica para a variável dependente do modelo, que é justamente o tempo que uma família sobrevive ou permanece na pobreza até a saída da situação. As distribuições mais comumente utilizadas em análises de duração são a exponencial, a Weibull e a log-logística (KARTSONAKI, 2016).

Para o presente estudo, assume-se a distribuição de Weibull⁵ que tem uma função de distribuição acumulada em função do tempo dada por $F(t) = 1 - \exp(-\gamma t^\rho)$ onde γ e ρ são parâmetros não negativos. A função de densidade da distribuição de Weibull é dada por $f(t) = \gamma \rho t^{\rho-1} \exp(-\gamma t^\rho)$. Por extensão da Equação (2) temos que $h(t) = \gamma \rho t^{\rho-1}$.

Por meio do uso da distribuição de Weibull para o modelo desejado, podemos substituir γ por $\exp(X\beta)$, e temos então a função de risco dada pela Equação (3), com parâmetros que são estimados pelo método de Máxima Verossimilhança:

$$h(t; X) = \exp(X\beta) \rho t^{\rho-1} \quad (3)$$

No contexto do presente trabalho, a função de risco pode ser interpretada como, uma função que fornece a probabilidade instantânea de uma família deixar a pobreza em um período t , dado que esteve na pobreza até $t + 1$.

O parâmetro ρ indica como o tempo que o domicílio permanece na pobreza afeta o risco de transição, ou seja, de deixar a situação de privação. Se o parâmetro estimado for menor do que 1, significa que, quanto mais tempo a família fica na pobreza, menor sua chance de saída deste estado. Para um parâmetro maior do que 1, o risco de saída da pobreza cresce nos primeiros meses, entrando em declínio após este período inicial. E, por fim, se o parâmetro estimado for igual a 1, o risco de transição permanece constante ao longo de todo o período de pobreza.

O principal problema que é enfrentado ao investigar a duração da pobreza gira em torno da censura dos dados observados para as famílias em pesquisas longitudinais domiciliares com painel curto, que pode ser caracterizada de duas maneiras: censura à esquerda ou à direita. A primeira é proveniente de domicílios que iniciam a fase de entrevistas já na pobreza, não sendo possível identificar quando estes entraram nessa situação pela primeira vez. O segundo tipo, à direita, refere-se a domicílios que passaram todas as entrevistas abaixo da linha da pobreza, sendo impossível identificar quando estes deixaram essa situação, e se de fato deixaram (ICELAND, 1997). Esses problemas estão presentes na estrutura dos dados utilizados na dissertação, mas cabe dizer que os modelos paramétricos estimados por Máxima Verossimilhança já incorporam em suas estimativas correções para censuras à esquerda e à direita (KLEINBAUM; KLEIN, 2012).

⁵ Para a escolha da distribuição mais adequada foram usados os critérios de log-verossimilhança informação de Akaike que apontaram o a distribuição de Weibull como a mais adequada. Para os valores de referência, vide Apêndice 1. Para artigos que utilizam distribuição Weibull, vide Reis e Águas (2014) e Carvalho e Oliveira (2009). Para log-logística, vide Menezes-Filho e Picchetti (2000) e Vaz; Santos e Leichsenring (2019).

Fator de fragilidade

Os modelos de *frailty* (ou fator de fragilidade) são uma generalização dos modelos de duração de acordo com Gutierrez (2002). Seu objetivo é modelar a heterogeneidade não observada entre os indivíduos da amostra, que pode estar relacionada a habilidades natas ou a capacidade econômica do indivíduo (VAZ; SANTOS; LEICHSENRING, 2019), e leva em consideração a presença de um efeito multiplicativo na função de risco, como expresso a seguir.

$$h(t|\alpha) = \alpha h(t) \quad (4)$$

Em que α é um efeito aleatório positivo, que para critério de identificação do modelo, assume média 1 e variância θ . Os indivíduos que apresentam $\alpha > 1$ são considerados mais sensíveis/frágeis por razões não explicadas pelas variáveis do modelo e terão um risco de falha maior. Já os indivíduos com $\alpha < 1$ são menos sensíveis/frágeis e tenderão a sobreviver mais *coeteris paribus* (por exemplo, dado o padrão de uma certa covariada). Como α é um efeito multiplicativo individual, uma *frailty* é o efeito cumulativo de uma ou mais covariadas omitidas no modelo. No limite, há um risco que é característico do indivíduo, $\alpha h(t)$, e um risco médio da população.

Dado a relação que há entre as funções de risco e sobrevivência, a função de sobrevivência condicionada a *frailty* é $S(t|\alpha) = \{S(t)\}^\alpha$, em que $S(t)$ é a função de sobrevivência padrão dos modelos de sobrevivência e podem incluir parâmetros auxiliares e o efeito das covariadas. Assim, a função de sobrevivência da população é dada ao integrar o α não observado. Se α apresenta uma função de densidade de probabilidade dada por $g(\alpha)$, a função de sobrevivência incondicional, ou da população, é descrita na fórmula a seguir:

$$S_\theta(t) = \int_0^\infty \{S(t)\}^\alpha g(\alpha) d\alpha \quad (5)$$

O subscrito θ , segundo Gutierrez (2002) enfatiza a dependência na variância da *frailty*, que como descrita anteriormente, é dada por θ .

Dada a função de sobrevivência incondicional, obtêm-se a função de densidade incondicional, dada por:

$$f_\theta(t) = -\frac{d}{dt} S_\theta(t) \quad (6)$$

Obtemos também a função de risco, dada por:

$$h_{\theta}(t) = \frac{f_{\theta}(t)}{S_{\theta}(t)} \quad (7)$$

Para os testes do presente estudo, α segue a distribuição Gaussiana inversa, com média 1 e variância θ , deste modo, a função de densidade de probabilidade $g(\alpha)$ é dada como a seguir:

$$g(\alpha) = \left(\frac{1}{2\pi\theta\alpha^3}\right)^{1/2} \exp\left\{\frac{1}{2\theta}\left(\alpha - 2 + \frac{1}{\alpha}\right)\right\} \quad (8)$$

Consequentemente, a função de sobrevivência da população é dada por:

$$S_{\theta}(t) = \exp\left\{\frac{1}{\theta}\left(1 - [1 - 2\theta \ln S(t)]^{1/2}\right)\right\} \quad (9)$$

Assim sendo, quando modelada a heterogeneidade individual, o modelo *frailty* é o modelo paramétrico padrão adicionado de um novo parâmetro θ , e todas as outras derivações são obtidas conforme o padrão dos modelos de duração.

Base de dados

Para a construção da amostra foram utilizados os microdados longitudinais trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com periodicidade trimestral. O questionário aborda características socioeconômicas dos indivíduos e domicílios de todos os estados brasileiros e acompanha os domicílios selecionados ao longo de cinco entrevistas. Dessa forma, consiste em um painel longitudinal rotacional, por meio do qual é possível observar realizar análises para a dinâmica de entrada e saída das famílias da pobreza. Para a construção do painel de famílias, foram considerados apenas domicílios que responderam às cinco entrevistas, ou seja, as famílias que não apresentam atrito ou censura no painel, entre os anos de 2012 até 2019, período pós 2014 e anterior à pandemia, fator que afetou o mercado de trabalho e requer uma análise conjuntural específica.

A amostra final é composta por 626.436 famílias que, em algum momento do tempo, permaneceram abaixo da linha da pobreza no período de 2012 a 2019, acompanhadas ao longo de 5 entrevistas trimestrais, totalizando 3.132.180 observações.

Foram mantidas na base somente as famílias chefiadas por indivíduos com idade entre 18 e 65 anos. Foram excluídos da amostra os agregados, conviventes, pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos. Para a definição dos

domicílios pobres e não pobres, foi utilizada uma linha de pobreza⁶ objetiva e monetária, tendo como referência o corte de elegibilidade do principal programa de transferência de renda do Brasil, o Programa Bolsa Família (PBF)⁷ do Governo Federal, ou seja, o domicílio foi definido como pobre, se no trimestre da pesquisa apresentava renda domiciliar per capita suficientemente baixa para que esse fosse enquadrado como elegível ao PBF. Cabe dizer que, dados os requisitos multidimensionais para recebimento dos benefícios variáveis do PBF, ter uma renda domiciliar per capita suficientemente baixa não garante o ingresso e recebimento dos benefícios do programa, portanto, não necessariamente todas as famílias classificadas como pobres recebem o benefício do programa.

No presente estudo, foi realizada análise considerando a renda total do domicílio, ou seja, a renda do trabalho acrescida da renda do não-trabalho (aluguéis e aplicações financeiras), cabe destacar que a PNADC (IBGE) coleta a informação da renda do não-trabalho na primeira e quinta entrevista dos domicílios e coleta a informação de renda do trabalho em todas as entrevistas das famílias.

Como a renda do não-trabalho é composta por categorias de renda mais estáveis ao longo do tempo, já que reflete benefícios de programas sociais e direitos sociais dos indivíduos, nas análises em que a renda do não-trabalho é somada à renda do trabalho para compor a renda domiciliar total, optou-se por imputar a renda do não-trabalho presente na primeira entrevista das famílias, para as demais entrevistas. Cabe notar, porém, que a estabilidade dessa fonte de renda trata-se de um pressuposto que pode se confirmar para alguns grupos de famílias e não para outros. Para as famílias mais pobres, em especial, a literatura aponta que a renda do não-trabalho é majoritariamente formada por benefícios de programas sociais e aposentadorias e pensões e a renda de aluguéis e juros é um evento raro.

Para analisar a duração da pobreza feminina entre 2012 e 2019, utilizando os dados da PNADC (IBGE), foram selecionadas variáveis que representam características tanto dos indivíduos e domicílios entrevistados.

No Quadro 1 são descritas todas as variáveis utilizadas no presente trabalho. A idade e número de residentes foram adicionadas como variáveis explicativas, pois, uma vez que fatores relacionados ao ciclo de vida impactam a composição e estrutura das famílias e podem

⁶ A pobreza é um fenômeno multidimensional e, portanto, sua mensuração se vale de diferentes tipos de metodologia, para um aprofundamento maior do tema ver: Addison; Hulme e Kanbur (2008); Codes (2004; 2008) e Soares (2008).

⁷ O Programa Bolsa Família é um programa de transferência de renda do Governo Federal, a população alvo do programa são famílias em situação de pobreza e extrema pobreza. As famílias são consideradas extremamente pobres quando sua renda mensal per capita é de até R\$ 89,00 por pessoa, enquanto os domicílios pobres são aqueles cuja renda mensal entre R\$ 89,01 e R\$ 178,00 por pessoa.

afetar sua resposta a choques no nível de bem-estar. Além disso, variáveis que captam o desenvolvimento do capital humano dos chefes de família e dos membros dos domicílios são o principal determinante dos rendimentos dos indivíduos, deste modo, anos de estudo e o nível de habilidade do chefe foram inseridas como variáveis explicativas (GONÇALVES, 2015). Paralelamente, foi inserida também a proporção de empregados no domicílio. Lavinás e Nicoll (2006) mostraram que o mercado de trabalho é um fator explicativo para um maior ou menor nível de pobreza. Já Moser (1998) assinalou que, em momentos de instabilidade que, conseqüentemente levam a um declínio da renda do domicílio, a primeira resposta de seus membros é mobilizarem-se para que haja um incremento no número de indivíduos empregados no domicílio, pois o emprego é um ativo para essas famílias, representando sua principal fonte de renda e reduz a vulnerabilidade à pobreza. Assim, adicionou-se a proporção de empregados como variável explicativa do modelo.

A cor do indivíduo é determinante para explicar as condições de permanência e vulnerabilidade à pobreza, e a maior incidência de negros entre os pobres reflete a realidade desigual que os não-brancos vivenciam (MARIANO; CARLOTO, 2009; PINHEIRO et al., 2009).

A configuração do domicílio como presença de cônjuge e crianças também são inseridas como variáveis explicativas, pois, indivíduos em famílias monoparentais e sem crianças presentes apresentam uma taxa de transição para a pobreza mais baixa, como demonstrado em Ribas; Machado e Golgher (2011) assim, é testado se a presença de cônjuge e o número de crianças interfere na duração da pobreza dos domicílios.

A *dummy* de formalidade foi inserida pois, o acesso ao trabalho formal garante estabilidade e proteção social aos indivíduos, assim, o trabalho informal se torna uma solução mais estrutural do que circunstancial, que retira do indivíduo a capacidade de melhorar o seu bem-estar (RIBAS; MACHADO; GOLGHER, 2011).

Por fim, a pobreza apresenta disparidades a depender da localização das famílias (PERRY, 2006), assim, foi incluído uma *dummy* que controla se o domicílio está ou não inserido em área urbana.

QUADRO 1 – Variáveis utilizadas nos modelos e análises descritivas

Variáveis Explicativas	Descrição
Duração da pobreza	Número de entrevistas em que o domicílio passou abaixo da linha de corte do Programa Bolsa Família. Utilizada como variável dependente.
Idade e idade ao quadrado do chefe da família	Idade e idade ao quadrado do chefe da família.
Dummy para chefe negro/pardo	Variável para identificar chefes de família negros ou pardos, sendo 1 se pertencentes a esses grupos étnicos e 0 caso contrário.
Anos de estudo do chefe da família	Capta os anos de estudos do chefe do domicílio.
Nº de residentes no domicílio	Número de residentes do domicílio, sem considerar agregados e aposentados/pensionistas.
Dummy para residência em área urbana	Dummy que capta se o indivíduo mora em uma região urbana, sendo 1 para sim e 0 para não (região rural).
Nº de crianças até 6 anos no dom.	Variável para contagem de crianças nos domicílios (de 0 a 6 anos) (7 a 14 anos).
Nº de crianças de 7 a 14 anos no dom.	Variável para contagem de crianças nos domicílios (de 7 a 14 anos).
Formalidade do chefe no mercado de trabalho ⁸	Dummy que capta se o indivíduo desempenha atividade formal, sendo 1 para formal e 0 para informal.
Percentual de membros empregados	Percentual de pessoas empregadas no domicílio em relação ao total de moradores.
Dummy para o chefe com alto nível de habilidade ⁹	Dummy que capta se a pessoa responsável pelo domicílio possui alta habilidade.
Presença de cônjuge no domicílio	Dummy que capta se há a presença do cônjuge do chefe de família no domicílio.
Renda do Trabalho (R\$)	Soma das remunerações obtidas em todos os trabalhos pelos residentes do domicílio.
Renda Total (R\$)	Soma da renda do trabalho e da renda do não-trabalho (composta por juros, aluguéis, pensões e transferências privadas).

Fonte: Elaboração Própria.

A seguir, na Tabela 6, foram apresentadas algumas estatísticas descritivas das variáveis explicativas e variáveis de renda utilizadas para definir a situação de pobreza das famílias da amostra em cada uma das cinco entrevistas da PNADC, e para os quatro subgrupos analisados no presente estudo.

⁸ Neste estudo, trabalhadores formais são todos aqueles empregados no setor privado com carteira assinada, trabalhador doméstico com carteira assinada, empregado no setor público com carteira de trabalho assinada, militar e servidor estatutário, empregador e indivíduos que trabalham por conta própria e que contribuem para instituto de previdência. Os trabalhadores são classificados como informais se são empregados no setor privado, trabalhadores domésticos, empregado no setor público sem carteira assinada, trabalhadores familiares auxiliares e empregadores e indivíduos que trabalham por conta própria, mas que não contribuem para instituto de previdência.

⁹ São considerados chefes com alta habilidade aqueles que exercem cargos como diretores, gerentes, profissionais da ciência ou intelectuais e membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares.

TABELA 1 – Estatísticas descritivas das famílias da amostra (2012-2019) – Considerando a renda total domiciliar

	Pobre				Não-pobre			
	Chefe mulher		Chefe homem		Chefe mulher		Chefe homem	
	Com cônjuge	Sem cônjuge	Com cônjuge	Sem cônjuge	Com cônjuge	Sem cônjuge	Com cônjuge	Sem cônjuge
Idade do chefe da família	39.083 (10.157)	42.151 (10.998)	41.504 (10.416)	45.852 (11.312)	42.815 (11.027)	48.142 (10.919)	44.678 (11.024)	45.255 (11.769)
Dummy para chefe negro/pardo (%)	0.801 (0.33)	0.757 (0.359)	0.775 (0.35)	0.728 (0.378)	0.597 (0.427)	0.591 (0.431)	0.559 (0.434)	0.608 (0.428)
Anos de estudo do chefe da família	6.431 (3.769)	6.911 (4.025)	5.071 (3.637)	5.73 (4.223)	9.542 (4.268)	8.981 (4.604)	8.591 (4.311)	8.355 (4.598)
Dummy para residência em área urbana (%)	0.519 (0.5)	0.726 (0.446)	0.324 (0.468)	0.558 (0.497)	0.827 (0.378)	0.869 (0.337)	0.706 (0.456)	0.729 (0.445)
Formalidade do chefe no mercado de trabalho (%)	0.158 (0.319)	0.233 (0.374)	0.178 (0.323)	0.241 (0.375)	0.549 (0.437)	0.539 (0.442)	0.609 (0.42)	0.526 (0.434)
Dummy para o chefe com alto nível de habilidade (%)	0.011 (0.071)	0.016 (0.086)	0.01 (0.07)	0.017 (0.091)	0.113 (0.276)	0.102 (0.268)	0.11 (0.268)	0.1 (0.26)
Nº de residentes no domicílio	4.412 (1.844)	3.214 (1.694)	4.285 (1.749)	1.687 (1.205)	3.591 (1.345)	2.689 (1.403)	3.519 (1.224)	1.815 (1.13)
Nº de crianças até 6 anos no dom.	0.675 (0.835)	0.526 (0.746)	0.673 (0.822)	0.102 (0.352)	0.354 (0.574)	0.213 (0.466)	0.357 (0.573)	0.078 (0.27)
Nº de crianças de 7 a 14 anos no dom.	0.961 (1.039)	0.758 (0.912)	0.927 (1.045)	0.176 (0.509)	0.478 (0.694)	0.347 (0.61)	0.471 (0.687)	0.127 (0.382)
Percentual de membros empregados (%)	0.285 (0.187)	0.241 (0.213)	0.314 (0.197)	0.441 (0.311)	0.507 (0.249)	0.483 (0.31)	0.518 (0.244)	0.684 (0.334)
Renda do Trabalho (R\$)	540.90 (714.830)	421.465 (691.872)	510.0107 (796.3492)	477.884 (1060.256)	2933.449 (3958.787)	1695.865 (2318.099)	2977.324 (3940.224)	1946.77 (2902.947)
Renda Total (R\$)	721.8965 (702.282)	573.634 (681.618)	679.894 (783.373)	512.618 (1058.83)	3546.721 (4321.581)	2528.193 (2870.001)	3526.01 (4312.333)	2536.676 (3367.725)
Observações	53.213	88.657	197.290	33.534	451.388	552.449	1.487.307	268.342

Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE, 2012-2019).

Nota: Desvios padrão apresentados entre parênteses.

A proporção de famílias não-pobres na base é de 88% da amostra, enquanto 12% são pobres. Dos domicílios, 70% deles possuem cônjuge, enquanto 30% deles não têm a presença de um cônjuge e podem ser famílias monoparentais. Os domicílios chefiados por homens com cônjuge representam 54% da amostra, enquanto a contrapartida feminina é 16%. Chefes homens sem cônjuge perfazem 9% da amostra enquanto as mulheres sem cônjuge representam 21% do total.

A idade média das chefes mulheres pobres com cônjuge e sem cônjuge é respectivamente 39 e 42 anos, enquanto as não-pobres têm em média 42 e 48 anos, respectivamente, ou seja, os domicílios pobres chefiados por mulheres apresentam uma média de idade menor, sendo as mulheres com cônjuge mais jovens do que as mulheres sem cônjuge. Entre os homens, a idade dos chefes com cônjuge é ligeiramente menor com relação aos sem cônjuge, tendo os pobres com cônjuge 41 anos, enquanto os sem cônjuge, pobres e não-pobres, apresentam aproximadamente a mesma faixa etária (45 anos). Quanto maior a idade do chefe da família, usualmente menos dependentes crianças se tem, permitindo que o indivíduo possa atuar no mercado de trabalho (SOUZA et al., 2020). Deste modo, os domicílios chefiados por indivíduos mais velhos tendem a ter menores chances de se inserirem na pobreza.

No que se refere à cor, os domicílios com chefes pobres, independente do sexo e da presença ou não de um cônjuge, apresentam uma proporção maior de negros/pardos. A maior presença de negros entre os mais pobres reflete um processo histórico de perpetuação das desigualdades sociais (MARIANO; CARLOTO, 2009).

Há uma diferença clara entre a escolaridade dos domicílios pobres e não-pobres, tendo os últimos um nível maior de escolaridade, com destaque para as mulheres de todos os grupos, que apresentam maior tempo médio de escolaridade quando comparado com os homens. Na comparação entre as mulheres, as não-pobres apresentam um nível maior de escolaridade.

Entre os domicílios não-pobres, mais de 70% dos chefes homens com cônjuge vivem na área urbana, enquanto aqueles sem cônjuge representam 72%. No caso das chefes mulheres não-pobres, 83% dos domicílios com cônjuge estão localizados na área urbana e os sem cônjuge 87% são urbanos. Dos domicílios chefiados por mulheres com cônjuge, 52% deles estão localizados em área urbana, enquanto a sua contrapartida masculina é 32%. Entre os domicílios sem cônjuge, 73% das residências cuja pessoa de referência é a mulher estão localizados na área urbana, ao passo que 56% dos homens estão na área urbana. Os domicílios chefiados por mulheres pobres e não-pobres, em sua grande parte estão localizados em áreas

urbanas. Assim, o aumento da proporção de famílias chefiadas por mulheres é um fenômeno tipicamente urbano, apesar de, embora com uma intensidade menor, também estar presente no meio rural (PINHEIRO et al., 2009).

No que concerne à formalidade dos empregos, fica visível que o nível de formalidade é mais alto entre os domicílios não-pobres. Aproximadamente 54% das chefes mulheres possuem um emprego formal. No caso dos homens, sem cônjuge e com cônjuge, representam 52% e 61%, respectivamente. O nível maior de formalidade entre os domicílios com cônjuge pode ser explicado pelo fato de o indivíduo buscar estabilidade e proteção social para assim prover a manutenção financeira do seu domicílio. No entanto, os domicílios pobres sem cônjuge apresentam um nível mais alto de formalidade, 23% e 24%, para mulher e homem respectivamente, já para os domicílios com cônjuge, 16% e 18% para chefia feminina e masculina respectivamente.

A proporção de domicílios com chefes com habilidade é maior nos não-pobres do que nos pobres, com os primeiros apresentando aproximadamente 11%, e, no caso dos pobres, apenas 1% dos domicílios, característica que pode estar ligada com o grau de escolaridade dos chefes.

No que se refere ao número de residentes, os domicílios chefiados por homens e mulheres sem cônjuge apresentam em média dois e três indivíduos, respectivamente. Como esperado, os domicílios com cônjuge possuem mais membros, independente do sexo, os domicílios pobres têm 4 membros, enquanto os não-pobres têm 3 membros.

Por fim, a proporção de empregados é menor em domicílios pobres, sendo os domicílios chefiados por mulheres mais penalizados, pois, além de geralmente serem as únicas responsáveis pela manutenção financeira do lar, também ficam com a tutela dos filhos após a separação. Na literatura, o número de crianças no domicílio é um determinante da vulnerabilidade à pobreza (BATISTA; COSTA, 2019; LAVINAS; NICOLL, 2006; SOUZA et al., 2020).

Portanto, os domicílios pobres possuem um número maior de residentes, por outro lado, apresentam uma proporção menor de pessoas empregadas e mais crianças, configuração que pode intensificar a presença desses domicílios na pobreza. Além de apresentarem menos anos de estudos, que pode explicar o menor nível de renda do trabalho e renda total e dificultar o acesso ao emprego formal.

Deste modo, a população pobre apresenta características como ocupação de postos pouco qualificados e, conseqüentemente mal remunerados, portanto, carecem de um patamar constante e decente de proteção social (BANDEIRA; MELO, 2005), enquanto os domicílios

que dispõem de mais recursos, têm mais acesso a serviços de apoio e cuidado de qualidade, e, portanto, desfrutam de mais oportunidades de desenvolvimento, reduzindo sua vulnerabilidade à pobreza (OIT, 2009).

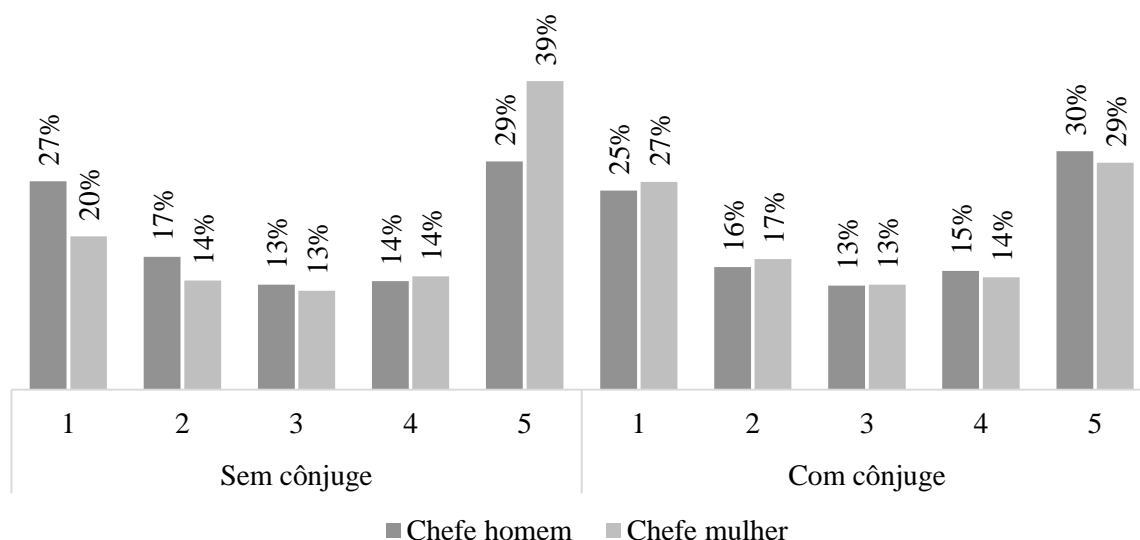
Assim, as características do chefe, sendo elas individuais, ou de seus domicílios, podem ser importantes para explicar o intervalo em que os domicílios permanecem na pobreza. Segundo Lawson e McKay (2002), as características que são mais associadas à pobreza de maior duração são: baixa escolaridade, composição demográfica do domicílio, localização, escassez de ativos físicos e baixa remuneração do trabalho, além desses domicílios, apresentarem renda per capita persistentemente baixa ao longo do tempo (RIBAS; MACHADO; GOLGHER, 2011).

Ademais, a persistência na pobreza pode ser explicada também por uma dependência de estado, que é gerada por dois processos diferentes, o primeiro é a heterogeneidade entre indivíduos, uma vez que cada um apresenta um conjunto diferente de características e o segundo está relacionado ao fato de alguns indivíduos já terem experienciado a pobreza em um período específico de tempo, o que o torna mais propenso à pobreza nos períodos subsequentes. Portanto, a partir dos modelos de duração, espera-se verificar se as características dos chefes de família corroboram para que seus domicílios permaneçam mais ou menos tempo na pobreza (GIRALDO; RETTORE; TRIVELLATO, 2002).

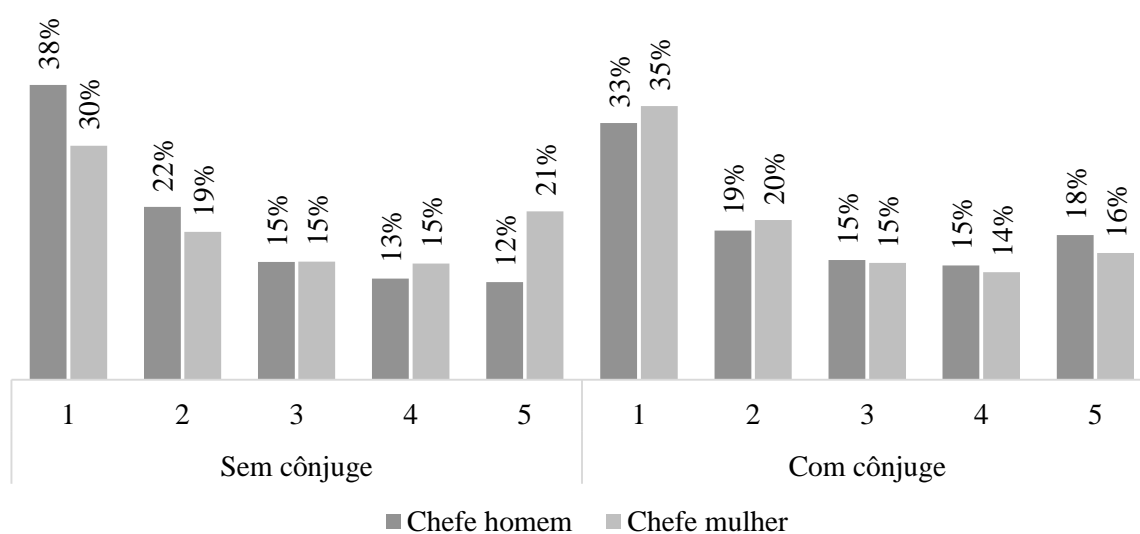
Por fim, o Gráfico 1 apresenta o número de entrevistas que os diferentes recortes amostrais permaneceram abaixo da linha da pobreza (considerando o critério do PBF).

GRÁFICO 1 – Número de entrevistas abaixo da linha da pobreza por tipo de domicílio

Renda do trabalho



Renda total



Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE, 2012-2019).

Para domicílios em que há a presença do cônjuge não há diferenças significativas no tempo de permanência na pobreza, seja o chefe homem ou mulher, entretanto, para domicílios sem a presença do cônjuge, considerando ambos os recortes de renda, quando o chefe de família é mulher, os domicílios tendem a ficar 0,4 trimestres a mais na pobreza. Portanto, a partir dos modelos de duração, espera-se verificar quais características dos chefes de família e domiciliares corroboram para que esses domicílios permaneçam mais ou menos tempo na pobreza.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para essa seção foram analisados cinco modelos de duração considerando a renda total dos domicílios, ou seja, utilizando renda do trabalho e renda do não-trabalho. O primeiro, Modelo 0, foi gerado sem recortes amostrais específicos, enquanto os seguintes englobam os domicílios chefiados por mulheres ou homens com e sem cônjuges.

TABELA 2 – Modelos de duração e frailty para renda total

	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Chefe	-	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Cônjuge	-		Sim		Não
Família com cônjuge	0,387*** (0,0102)	-	-	-	-
Mulher chefe de família	-0,234*** (0,00934)	-	-	-	-
Idade	0,0418*** (0,00238)	0,0498*** (0,00808)	0,0432*** (0,00555)	0,0447*** (0,00320)	0,0345*** (0,00577)
Idade ao quadrado	0,000596*** (2,75e-05)	0,000738*** (9,52e-05)	0,000611*** (6,32e-05)	0,000632*** (3,69e-05)	0,000511*** (6,69e-05)
Negro/Pardo	-0,0382*** (0,00847)	-0,0280 (0,0275)	-0,0492*** (0,0188)	-0,0672*** (0,0110)	0,0415* (0,0235)
Anos de estudo do chefe de família	0,0764*** (0,00103)	0,0957*** (0,00321)	0,0761*** (0,00226)	0,0836*** (0,00138)	0,0459*** (0,00277)
Urbano	1,229*** (0,00793)	1,211*** (0,0263)	1,100*** (0,0236)	1,311*** (0,00979)	0,865*** (0,0219)
Formalidade	1,014*** (0,00829)	0,895*** (0,0265)	1,244*** (0,0187)	1,018*** (0,0110)	0,633*** (0,0225)
Chefe com Habilidade	0,0435** (0,0171)	0,239*** (0,0479)	0,0921*** (0,0323)	0,0152 (0,0263)	-0,0530 (0,0415)
Nº de residentes	0,0549*** (0,00376)	0,107*** (0,0107)	0,224*** (0,00853)	-0,0146*** (0,00498)	0,0612*** (0,0153)
Nº de crianças (0 a 6 anos)	-0,315*** (0,00688)	-0,102*** (0,0210)	-0,504*** (0,0177)	-0,292*** (0,00857)	-0,266*** (0,0398)
Nº de crianças (7 a 14 anos)	-0,379*** (0,00602)	-0,180*** (0,0168)	-0,481*** (0,0142)	-0,354*** (0,00772)	-0,221*** (0,0273)
Proporção de empregados no dom.	1,515*** (0,0172)	2,598*** (0,0605)	1,878*** (0,0406)	1,326*** (0,0236)	1,190*** (0,0639)
Intercepto	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Região	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
ρ	2,591	2,612	2,604	2,568	2,809
$\ln(\rho)$	0,952*** (0,00161)	0,960*** (0,00514)	0,957*** (0,00354)	0,943*** (0,00231)	1,033*** (0,00373)
θ	4,688	4,221	4,889	4,973	3,827
$\ln(\theta)$	1,545*** (0,00664)	1,440*** (0,0184)	1,587*** (0,0145)	1,604*** (0,0105)	1,342*** (0,0124)
Observações	652.736	62.208	120.598	402.503	67.427

Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE, 2012-2019). *** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1. Erros padrão robustos entre parênteses.

Observando o Modelo 0, as famílias em que o chefe possui um cônjuge apresentam uma probabilidade 47%¹⁰ maior de saída da pobreza do que domicílios sem cônjuge, um indicativo de que famílias monoparentais usualmente são as mais prejudicadas, pois muitas responsabilidades domésticas e parentais recaem apenas sobre um único indivíduo, o que pode dificultar a participação no mercado de trabalho.

Ainda no Modelo 0 ao analisar a variável mulher chefe de família, o sinal negativo indica que domicílios chefiados por mulheres apresentam chance 20% maior de permanecer na pobreza, fator que pode ser explicado por desempenharem o papel de responsáveis pelos cuidados com os filhos e o lar, dedicando mais tempo ao trabalho não remunerado, e reduzindo sua carga destinada ao trabalho assalariado, o que as deixa em posição desfavorável quando comparadas aos homens ou às mulheres que não desempenham tais atividades (BATISTA; COSTA, 2019).

Comparando entre os demais modelos, a idade contribui para uma permanência menor na pobreza, sendo 3% menor para mulheres e homens com cônjuge e mulheres sem cônjuge. Enquanto os homens sem cônjuge apresentam chances 1,4% menores de permanecerem na pobreza. Quanto maior a idade do chefe da família, usualmente menos dependentes crianças se tem, permitindo que o indivíduo possa atuar no mercado de trabalho (SOUZA et al., 2020). Deste modo, os domicílios chefiados por indivíduos mais velhos tendem a ter menores chances de se inserirem na pobreza.

Os negros e pardos, por sua vez, apresentam chances maiores de permanência na pobreza com exceção apenas dos homens sem cônjuge. Mulheres com cônjuge apresentam 1% de chance de se manter na pobreza, enquanto as mulheres sem cônjuge apresentam 4%. Os homens com cônjuge apresentam aproximadamente 5% de probabilidade de permanência na pobreza quanto aqueles sem cônjuge apresentam 0,79%.

Quanto ao nível de escolaridade, observa-se que para cada ano de estudo do chefe da família, a probabilidade de saída da pobreza aumenta, 9% e 7% respectivamente para chefes mulheres com e sem cônjuge, e para os homens 7% e 4%, indo de acordo com a literatura relacionada ao capital humano e pobreza. Como nos achados de Souza et al. (2020) a escolaridade afeta de forma relativamente homogênea a saída da pobreza. Concomitantemente, a presença de chefe com alto nível de habilidade também aumenta as chances de saída da pobreza. As mulheres com cônjuge apresentam 24% de chances de terem

¹⁰ A partir de Wooldridge (2010), para obter o percentual usa-se $100[\exp(\beta) - 1]$.

uma duração da pobreza menor, enquanto sua contrapartida sem cônjuge tem 10%. Os homens com e sem cônjuge apresentam, respectivamente.

Domicílios localizados em regiões urbanas possuem maiores chances de saída da pobreza, o que pode ser um indício de melhor acesso ao mercado de trabalho nessas regiões do que nas regiões rurais e/ou melhores níveis de salário.

O acesso ao mercado de trabalho, como esperado, afeta de forma positiva e significativa a saída da pobreza. A proporção de empregados no domicílio reduz a duração da pobreza, nos domicílios chefiados por mulheres com cônjuge, a participação no mercado de trabalho pode aumentar em até 7 vezes a chance de saída da pobreza, dado que todos os membros estejam empregados. Como demonstrado por Mckernan e Ratcliffe (2005) a perda do emprego, seja por parte da pessoa de referência, como de outros membros, é um dos fatores que levam à entrada na pobreza. Por consequência, a participação dos demais membros no mercado de trabalho afeta de maneira positiva e contundente a saída na pobreza, especialmente em domicílios chefiados por mulheres e com a presença do cônjuge, que apresentou o coeficiente mais alto. Paralelamente, o acesso ao emprego formal aumenta as chances de saída da pobreza em todos os modelos, já que proporciona ao trabalhador estabilidade e proteção social (OIT, 2009).

O número de residentes, por sua vez, vai na contramão da literatura, ou seja, quanto maior o número de pessoas no domicílio, maior a chance de saída da pobreza, comportamento que pode estar relacionado ao fato de que, um adulto que tenha acesso ao mercado de trabalho pode auxiliar na composição da renda familiar, e, segundo Moser (1998) em momentos de instabilidade, há uma mobilização para que outros membros busquem trabalho, para aumentar a renda da família. No entanto, para as mulheres sem cônjuge quanto maior o número de residentes, maior a chance de permanência na pobreza.

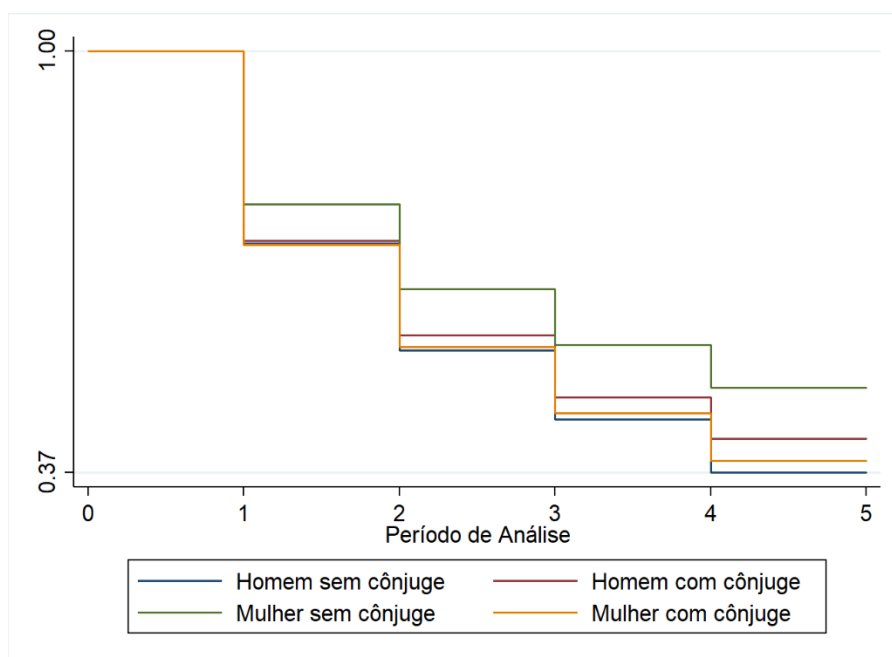
Por fim, o número de crianças no domicílio aumenta a probabilidade desses domicílios permanecerem na pobreza. Assim como pontuado em Souza et al. (2020) a necessidade de cuidado com os filhos pode levar os indivíduos a aceitarem empregos mais flexíveis e possivelmente com menores remunerações.

Ao plotar a função não paramétrica de duração dos diferentes grupos amostrais, obtém-se a probabilidade de os domicílios permanecerem na pobreza após um determinado período, ou seja, $S(t) = P(T > t)$, apresentadas no Gráfico 2. Como pressuposto do modelo, no momento $t = 0$, 100% da amostra está na pobreza.

Domicílios chefiados por mulheres tem as maiores probabilidades de permanecerem na pobreza quando comparados com os outros grupos, enquanto essas têm probabilidade de

50% de permanecerem na pobreza mais do que cinco entrevistas, mulheres com cônjuge têm aproximadamente 38% de probabilidade de permanecer na pobreza acima desse mesmo período. Para os homens, a presença do cônjuge não altera substancialmente os resultados, a probabilidade de permanecer na pobreza, para ambas as configurações de domicílios chefiados por eles, acima de 5 trimestres é de aproximadamente 40% (com cônjuge) e 37% (sem cônjuge).

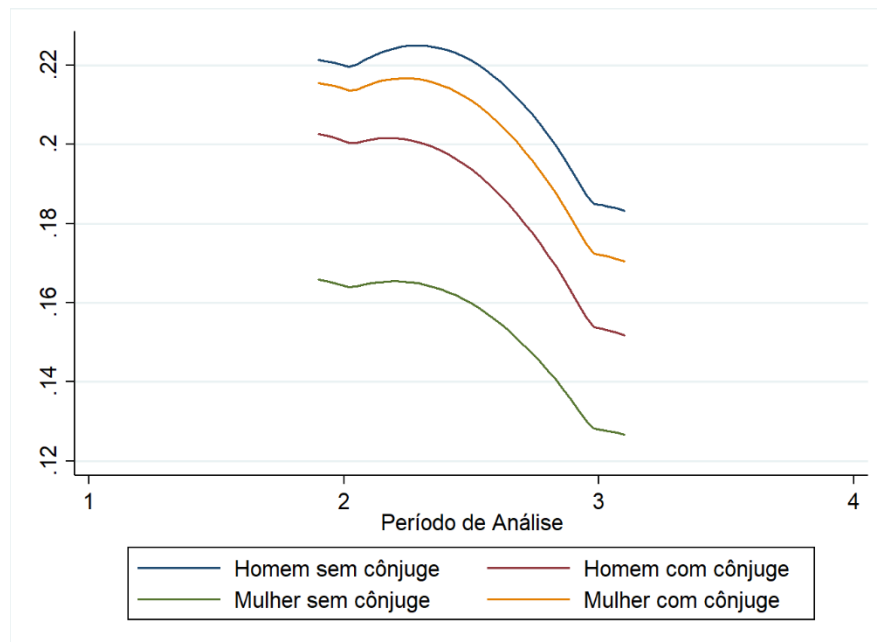
GRÁFICO 2 – Funções de duração por categoria



Fonte: Elaboração própria com dados da PNADC (IBGE). A numeração 1, 2, 3 e 4 representa as entrevistas realizadas pelos indivíduos.

No Gráfico 3 constam as funções de risco não paramétricas para os diferentes grupos amostrais, em todos os casos, quanto mais tempo um indivíduo passa na pobreza, menor a chance de sair dessa condição. Domicílios chefiados por homens sem cônjuge apresentam a maior probabilidade instantânea de saída seguido pelos domicílios com cônjuge chefiados por mulheres e homens, respectivamente e em contrapartida, domicílios chefiados por mulheres apresentam a menor chance de saída. Assim como apresentado em Araújo e Casaca (2021) fica evidente que mulheres que são as únicas responsáveis por domicílio, possuem maior vulnerabilidade à pobreza.

GRÁFICO 3 – Funções de risco por categoria



Fonte: Elaboração própria com dados da PNADC (IBGE). A numeração 1, 2, 3 e 4 representa as entrevistas realizadas pelos indivíduos.

A partir dos resultados, há uma desigualdade dentro da categoria dos homens, bem como dentro da categoria mulheres. Assim, dentro do grupo mulheres, há uma diferença em nível entre as chefes com cônjuge e sem cônjuge. Com as primeiras tendo uma tendência a experienciar uma permanência menor da pobreza, e, conseqüentemente, uma probabilidade instantânea de saída da pobreza maior, enquanto aquelas sem cônjuge apresentam o oposto.

Essa diferença pode ser explicada, pois, a participação da mulher no mercado de trabalho é sensível ao tipo de família em que ela está inserida. Em 2005, as taxas de ocupação das mulheres que moravam sozinhas e que não haviam construído uma família, era de 87,9%, enquanto 74,8% das casadas sem filhos estavam no mercado de trabalho, por fim, 65,9% das mulheres responsáveis pelo domicílio, sem cônjuge e com filhos estavam inseridas no mercado de trabalho (SORJ; FONTES; MACHADO, 2007). Assim, a dupla jornada de trabalho das mulheres, principalmente nos domicílios com dependentes, pode dificultar o acesso ao mercado de trabalho, bem como ocasionar sua saída (VAZ; SANTOS; LEICHSENRING, 2019).

Ademais, as ocupações situadas no setor formal, com horários de trabalho fixos e maior distância entre a casa e o trabalho dificultam a conciliação entre as atividades domésticas e o trabalho remunerado (BRUSCHINI, 1994). Adicionalmente, pelas características do mercado de trabalho brasileiro, em média, apenas 22,7% das pessoas são passíveis de realizar seu trabalho de forma remota (GÓES; MARTINS; NASCIMENTO,

2020). Assim, as mulheres recorrem à informalidade para conciliar família e trabalho, ou seja, elas assumem postos com qualidade inferior e com baixa cobertura de seguridade social (OIT, 2009; VAZ; SANTOS; LEICHSENRING, 2019).

Portanto, o acúmulo de tarefas e práticas de conciliação, por parte das mulheres pobres, ocorre no seio de uma rede informal de solidariedade que inclui família, vizinhos e amigos. Por outro lado, uma outra forma de conciliação das esferas domiciliar e empregatícia é recorrer às soluções privadas, prática que delega a outras mulheres o cuidado com o domicílio e os filhos, por meio da contratação do serviço doméstico remunerado, e que, no entanto, não é acessível para as mulheres pobres (BRUSCHINI et al., 2014).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A pobreza é um fenômeno amplo e multifacetado que pode ser mensurado não somente a partir da privação financeira, mas também por outros aspectos econômicos, sociais e culturais. Além disso, seus desdobramentos se refletem em homens e mulheres, ao longo do ciclo de vida dos indivíduos, mas com grande heterogeneidade nas consequências a depender do gênero, bem como da raça e etnia do indivíduo.

Utilizando dados da PNADC (IBGE) entre 2012 e 2019 esse trabalho teve como objetivo trazer à luz alguns dos principais fatores que impactam o tempo de permanência na pobreza em quatro diferentes configurações domiciliares brasileiras. Para tanto, foram utilizados modelos de duração, metodologia mais adequada para estimar o tempo até a ocorrência de um evento, que no estudo em questão é a saída da pobreza. Utilizando esse modelo, foi possível estimar a probabilidade de permanência na pobreza por mais do que cinco entrevistas, além da probabilidade instantânea de saída, dado o conjunto de características do domicílio.

Domicílios que contam com cônjuge, chefiados por homens ou mulheres, são menos penalizados pela pobreza. A presença de mais um indivíduo para a composição da renda domiciliar pode ser um fator importante para reduzir o tempo de permanência na pobreza dessas famílias. Famílias chefiadas por mulheres com cônjuge apresentam 38% de chances de permanecer na pobreza por 5 ou mais entrevistas, enquanto as chefiadas por homens têm probabilidade de 40%.

As estimativas indicam também que, domicílios monoparentais em que o mantenedor é uma mulher apresentam maiores chances de permanecer na pobreza. As principais variáveis de impacto são a presença de chefe com habilidade, proporção de pessoas empregadas que

constituem o domicílio, formalidade do trabalho e a localização do domicílio em área urbana. Ao mesmo tempo em que características individuais como nível de estudo e idade mais elevados contribuem para a saída da pobreza, a presença de crianças no domicílio em que residem mulheres (seja ela chefe ou cônjuge), dificulta de maneira significativa a saída dessa condição, seja por um menor acesso relativo ao mercado de trabalho pelos membros da família, seja pela maior necessidade de cuidados que indivíduos dessa faixa etária demandam. Dentro dos quatro grupos observados, considerando a renda total, as mulheres sem cônjuge são as que apresentam probabilidade maior de permanência na pobreza por períodos mais longos do que cinco entrevistas (50%), e apresentam a menor renda per capita entre os grupos. Em contrapartida, os homens, dentro das mesmas condições, apresentam probabilidade de permanência menor na pobreza (37%), bem como maior renda per capita.

No entanto, a partir dos resultados, não se pode concluir que o tempo de permanência na pobreza afeta a chance de saída nos períodos subsequentes, visto que os parâmetros ρ estimados em todos os modelos, com ou sem correção para o fator de fragilidade, são maiores do que um, ou seja, uma vez controlados todos os fatores domiciliares que afetam a permanência na pobreza, ser exposto a maiores períodos de pobreza não aumenta suas chances de permanência nessa situação.

Um outro ponto de a ser explorado em pesquisas futuras é a abordagem de longo prazo, que atualmente é inviável com a configuração atual da PNADC, de apenas cinco trimestres. Como sugerido por Hulme e Shepherd (2003) a janela ideal para se captar tendências de permanência seria de, ao menos, cinco anos, enquanto hoje as famílias são acompanhadas, no máximo, por um ano e três meses. Uma outra perspectiva a ser explorada é a regional, verificando como as características domiciliares afetam a permanência na pobreza nos diferentes estados brasileiros.

Reduzir a duração da pobreza exige desenvolver políticas de inserção dos indivíduos no mercado de trabalho, uma vez que o emprego, principalmente o de natureza formal, reduz a duração da pobreza das famílias. O desenho de programas governamentais para combater a pobreza devem levar em conta as diferentes configurações dos domicílios, fator que foi levado em conta recentemente para a elaboração do auxílio emergencial para mulheres chefes de família. Além disso, pobrezas de curta e longa duração requerem políticas distintas. Os domicílios que passam por curtos períodos de pobreza necessitam de políticas de proteção social como auxílios emergenciais e seguro-desemprego, enquanto aqueles que passam mais tempo requerem políticas mais estruturais como acesso à saúde, educação, desenvolvimento de infraestrutura e combate à exclusão social.

REFERÊNCIAS

- ADDISON, T.; HULME, D.; KANBUR, R. Poverty dynamics: measurement and understanding from an interdisciplinary perspective. **Social Science Research**, New York, NY, 22 jan. 2008. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/abstract=1246882>. Acesso em: 26 fev. 2021.
- ARAÚJO, C. L.; CASACA, S. F. A vulnerabilidade à pobreza das mulheres responsáveis por famílias monoparentais no Brasil e o papel das políticas públicas. **CEsA Working Papers 181**, [S. l.], 2021. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/cav/cavwpp/wp181.html>. Acesso em: 10 fev. 2021.
- BANDEIRA, L.; MELO, H. P. **A pobreza e as políticas de gênero no Brasil**. Santiago, Chile: Naciones Unidas, CEPAL; Unidad Mujer y Desarrollo, 2005.
- BATISTA, A. L.; COSTA, L. V. Domicílios chefiados por mulheres e pobreza no Brasil: uma análise de 2011 a 2015. **Revista Feminismos**, Salvador, BA, v. 7, n. 3, p. 1-12, 2019.
- BRUSCHINI, C. et al. **Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais**. Rio de Janeiro, RJ: Editora FGV, 2014.
- BRUSCHINI, C. O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes. **Estudos Feministas**, Florianópolis, SC, n. especial, p. 179-24, 1994.
- CAMPÊLO, A. K.; SILVA, W. B.; AZEVEDO, R. M. Duração do desemprego no Brasil metropolitano: uma análise através de regressão quantílica censurada. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 23., 2018, Fortaleza, CE. **Anais...** Niterói, RJ: ANPEC, 2018.
- CODES, A. L. Mensuração da pobreza: uma reflexão sobre a necessidade de articulação de diferentes indicadores. **Caderno CRH**, Salvador, BA, v. 17, n. 40, p. 129-141, 2004.
- GIRALDO, A.; RETTORE, E.; TRIVELLATO, U. The persistence of poverty: true state dependence or unobserved heterogeneity? Some evidence from the Italian Survey on Household Income and Wealth. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PANEL DATA, 10., 2002, Berlin. **Anais...** 2002.
- GÓES, G. S.; MARTINS, F. S.; NASCIMENTO, J. A. S. Potencial de teletrabalho na pandemia: um retrato no Brasil e no mundo. **Carta de Conjuntura**, São Paulo, SP, n. 47, p. 1-10, 2020.
- GONÇALVES, S. L. **Vulnerabilidade das famílias à pobreza: uma análise empírica para seis regiões metropolitanas: 2002 a 2011**. Rio de Janeiro, RJ: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2015.
- GUTIERREZ, R. G. Parametric frailty and shared frailty survival models. **The Stata Journal**, [S. l.], v. 2, n. 1, p. 22-44, 2002.
- HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing chronic poverty. **World Development**, Oxford, v. 31, n. 3, p. 403-423, 2003.
- ICELAND, J. The dynamics of poverty spells and issues of left-censoring. **PSC Research Report Series**, [S. l.], n. 97-378, 1997.
- JESUS, J. C. **Trabalho doméstico não remunerado no Brasil: uma análise de produção, consumo e transferência**. 2018. 121f. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, 2018.

- KALBFLEISCH, J. D.; PRENTICE, R. L. **The statistical analysis of failure time data**. New Jersey, NY: John Wiley & Sons, 2011.
- KARTSONAKI, C. Survival analysis. Mini-Symposium: medical statistics. **Diagnostic Histopathology**, Inglaterra, v. 22, n. 7, p. 263-270, 2016.
- KLEIN, J. P.; GOEL, P. (ed.). **Survival analysis: state of the art**. New York, NY: Springer Netherlands, 1992.
- KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival analysis: a self-learning text**. New York, NY: Springer, 2012.
- LAVINAS, L.; NICOLL, M. Atividade e vulnerabilidade: quais os arranjos familiares em risco? **Dados**, Rio de Janeiro, RJ, v. 49, n. 1, p. 67-97, 2006.
- LAWSON, D.; MCKAY, A. Chronic poverty: a review of current quantitative evidence. **Chronic Poverty Research Centre Working Paper n. 15**, Rochester, NY, 2011.
- MARIANO, S. A.; CARLOTO, C. M. Gênero e combate à pobreza: Programa Bolsa Família. **Estudos Feministas**, Florianópolis, SC, v. 17, n. 3, p. 901-908, 2009.
- MCKERNAN, S. M.; RATCLIFFE, C. E. Events that trigger poverty entries and exits. **Social Science Quarterly**, Austin, v. 86, n. especial, p. 1146-1169, 2005.
- MOSER, C. O. N. The asset vulnerability framework: reassessing urban poverty reduction strategies. **World Development**, Oxford, v. 26, n. 1, p. 1-19, 1998.
- OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Trabalho e família: rumo a novas formas de conciliação com co-responsabilidade social**. Brasília, DF, 2009. Disponível em: http://www.ilo.org/brasilia/publicacoes/WCMS_233473/lang--pt/index.htm. Acesso em: 17 dez. 2020.
- PERRY, G. **Poverty reduction and growth: virtuous and vicious circles**. Washington, DC: World Bank Publications, 2006.
- PINHEIRO, L. S. et al. **Retrato das desigualdades de gênero e raça**. Brasília, DF: IEPA, 2009.
- RIBAS, R.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B. Flutuações e persistência na pobreza: uma análise de decomposição transitória-crônica para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, RJ, v. 41, n. 2, p. 1-24, 2011.
- SORJ, B.; FONTES, A.; MACHADO, D. C. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil: issues and policies in Brazil. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, SP, v. 37, n. 132, p. 573-594, 2007.
- SOUZA, V. et al. A feminização da pobreza no Brasil e seus determinantes. **Informe GEPEC**, Toledo, PR, v. 24, n. 1, p. 53-72, 2020.
- VAZ, D. V.; SANTOS, D. B.; LEICHSENRING, A. R. Duração do emprego formal e desigualdade de gênero no Brasil: o caso das famílias de baixa renda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, RJ, v. 49, n. 2, p. 65-96, 2019.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge, Mass: MIT Press, 2010.