

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO PAULO
ESCOLA PAULISTA DE POLÍTICA, ECONOMIA E NEGÓCIOS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA E DESENVOLVIMENTO

TAÍS MARIA GOMES DE LIMA

Duração da pobreza feminina no Brasil e seus determinantes entre 2012 e 2019

Osasco

2021

TAIS MARIA GOMES DE LIMA

Duração da pobreza feminina no Brasil e seus determinantes entre 2012 e 2019

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento do Departamento de Economia da Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, da Universidade Federal de São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. André Roncaglia de Carvalho
Coorientador: Prof. Dr. Solange Ledi Gonçalves

Osasco
2021

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Unifesp Osasco e
Departamento de Tecnologia da Informação Unifesp Osasco,
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

L732d LIMA, Taís Maria Gomes de
Duração da pobreza feminina no Brasil e seus determinantes
entre 2012 e 2019 / Taís Maria Gomes de Lima. - 2021.
60 f. :il.

Trabalho de conclusão de curso (Mestrado em Economia e
Desenvolvimento) - Universidade Federal de São Paulo - Escola
Paulista de Política, Economia e Negócios, Osasco, 2021.

Orientador: André Roncaglia de
Carvalho.

Co-orientador: Solange Ledi Gonçalves.

1. Duração da pobreza. 2. Domicílios chefiados por mulheres. 3.
Modelos de duração. I. Carvalho, André Roncaglia de, II. Gonçalves,
Solange Ledi, III. TCC - Unifesp/EPPEN. IV. Título.

CDD: 330

LIMA, Taís Maria Gomes de. **Duração da pobreza feminina no Brasil e seus determinantes entre 2012 e 2019**. 2021. 60 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo, Osasco, 2021.

Aprovado em:

Banca Examinadora

Profa. Dra. Luana Simões Pinheiro
Aplicada

Instituição: IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica

Julgamento _____ Assinatura _____

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça

Instituição: Universidade Federal de São Paulo

Julgamento _____ Assinatura _____

Profa. Dra. Luciana Rosa de Souza

Instituição: Universidade Federal de São Paulo

Julgamento _____ Assinatura _____

RESUMO

LIMA, Taís Maria Gomes de. **Duração da pobreza feminina no Brasil e seus determinantes entre 2012 e 2019**. 2021. 60 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo, Osasco, 2021.

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

ABSTRACT

LIMA, Taís Maria Gomes de. **Duração da pobreza feminina no Brasil e seus determinantes entre 2012 e 2019**. 2021. 60 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Desenvolvimento) – Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Universidade Federal de São Paulo, Osasco, 2021.

This paper aims to investigate the poverty duration of female-headed households between 2012 and 2019. Our focus is on comparing the duration of poverty in households headed by women and men. The article uses longitudinal microdata from PNADC (IBGE). The main contribution of the article is to apply an analysis of poverty dynamics through the use of survival models to the poverty situation of families. In addition, heterogeneity analyzes are performed for four different groups of families, combining information on gender and the presence of a spouse in the household. The results found indicate that the access to the labor market and work in the formal sector reduce the duration of poverty for families, these findings are in agreement with the literature on poverty incidence. The main result of the study indicates that female-headed families without a spouse and with children in the household, tend to be more penalized and remain in poverty longer, with a probability thirteen percentage points higher than the male counterpart. Finally, the results of this dissertation suggest that the design of government policies against poverty should consider the different household characteristics, as well as the duration of the phenomenon.

Keywords: poverty duration, female-headed households, duration analysis

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. REVISÃO DA LITERATURA	10
2.1 Indicadores socioeconômicos por gênero no Brasil.....	10
2.2 Dinâmica da pobreza.....	12
3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS	17
3.1 Modelos de duração	17
3.2 Fator de Fragilidade	20
3.3 Base de dados e amostra	22
4. PANORAMA DA BASE DE DADOS	32
5. RESULTADOS	37
5.1 Resultados da renda do trabalho	37
5.2 Resultados da renda total	42
6. CORREÇÃO PARA FATOR DE FRAGILIDADE	49
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	52
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	55
APÊNDICE 1	59
APÊNDICE 2	60

1. INTRODUÇÃO

A pobreza é um fenômeno central 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, 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.

Deste modo, quando se trata de analisar a situação de pobreza de uma família, a realização de um 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 oportunidades de mercado de trabalho de homens e mulheres¹ 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. 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). Esses fatores podem determinar que as famílias chefiadas por mulheres apresentem maior probabilidade de entrada e maior duração dos ciclos de pobreza.

Além disso, as mulheres exercem quatro 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). Portanto, não é possível abordar o tema da pobreza, exclusão e desigualdade social sem tratar da sobrecarga de trabalho das mulheres e a desigualdade enfrentada por elas no mercado de trabalho (UNESCO, 2009).

Uma ampla literatura busca analisar a incidência de pobreza nas famílias chefiadas por mulheres e confirmam a maior penalidade sofrida por esses domicílios². Porém, este texto contribui com a literatura de pobreza feminina, ao expandir as análises sobre a incidência da

¹ Sobre gênero e mercado de trabalho ver: Aguiar e Vaz (2018), Blau e Kahn (2017), Camou e Maubrigades (2017) Bruschini (2007), Medeiros e Pinheiro (2013) e Kassenboehmer e Sinning (2014).

² 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).

pobreza e focar na duração do fenômeno entre as mulheres, em comparação com homens, utilizando uma metodologia de dinâmica da pobreza. A dimensão temporal é fundamental para mensurar e compreender a pobreza, pois o tempo que um indivíduo passa nessa condição pode determinar a sua chance de saída da situação e ser um fator determinante para as estratégias de atuação pública. Para pobreza de menor duração e/ou intermitente, a elaboração de políticas sociais de cunho ‘rede de proteção’ pode ser mais adequada, 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, tanto no ambiente familiar como no econômico, este trabalho tem como principal objetivo investigar a duração da pobreza feminina a partir dos determinantes individuais e familiares, sob a hipótese de que, para além da maior incidência de pobreza, os domicílios chefiados por mulheres tendem a ser expostos por maior tempo à situações de privação, em comparação com aqueles chefiados por homens. A dissertação busca responder às seguintes perguntas: i) O grupo de domicílios chefiados por mulheres são mais penalizados pela duração da pobreza do que os domicílios chefiados por homens, dados seus atributos domiciliares e individuais? ii) A monoparentalidade afeta os domicílios chefiados por mulheres de forma diferente dos homens? iii) Como o tempo de permanência na pobreza afeta a chance de saída nos períodos subsequentes?

Para a elaboração deste trabalho foram considerados os painéis de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que compreende o período entre os anos de 2012 e 2019. Cada painel coleta informações individuais e domiciliares dos entrevistados ao longo de cinco entrevistas trimestrais. O período selecionado é limitado pela disponibilidade de dados do próprio IBGE, pois não há existência de dados nesse formato para anos anteriores a 2012. Além disso, o período contempla a recessão recente vivenciada pela economia brasileira no período pós-2014, que elevou consideravelmente os níveis de desemprego e pobreza no país.

Foram recortados quatro diferentes grupos amostrais, contemplando famílias com chefes homens e mulheres com ou sem a presença do cônjuge. O recorte no sexo se faz necessário para

mensurar como fatores familiares e individuais afetam homens e mulheres de formas diferentes e seus respectivos impactos sobre a permanência na pobreza. No que tange à presença do cônjuge, no caso da chefia feminina, representa uma segunda renda para manutenção do lar. No entanto, 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 sofrerem privações (SOUZA et al., 2020). Por fim, através de modelos de duração verifica-se se domicílios chefiados por mulheres têm menor probabilidade de sair da pobreza do que aqueles chefiados por homens. Ademais, analisa-se se, uma vez nessa situação, o tempo de exposição à pobreza afeta a probabilidade de saída, indicando a possibilidade de queda das famílias em uma armadilha da pobreza.

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

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Indicadores socioeconômicos por gênero no Brasil

A compreensão do estado social e econômico dos cidadãos tanto de países desenvolvidos quanto daqueles em desenvolvimento requer uma análise da dinâmica da pobreza. É consensual na literatura que a pobreza é um conceito multidimensional e complexo, que relaciona privações materiais e de oportunidades com desnutrição, condições precárias de vida, baixa escolaridade, inserção instável no mercado de trabalho e pouca participação política e social. Todos estes aspectos afastam os indivíduos de uma vida dentro de condições socialmente satisfatórias (BANDEIRA; MELO, 2005; CODES, 2008).

As camadas mais pobres da sociedade não conseguem se beneficiar dos frutos do crescimento econômico e apresentam dificuldade em acessar a bens produtivos, serviços públicos básicos e ao mercado de trabalho, que atreladas ao estigma social e discriminação de gênero são ainda mais acentuadas (CODES, 2008).

As novas composições das famílias e a mudança dos papéis de gênero nos domicílios podem ser explicados pela maior inserção das mulheres no mercado de trabalho. O modelo de família nuclear, em que somente o homem desempenhava o papel de trabalhador do domicílio, perdeu sua predominância, aumentaram as famílias que apresentam duas fontes de renda, domicílios unipessoais e monoparentais. No entanto, a maior presença das mulheres no mercado de trabalho não foi acompanhada pela redistribuição das responsabilidades das atividades domésticas e nem por aumento no fornecimento de serviços públicos que dão base para essas tarefas (UNESCO, 2009).

Homens e mulheres não trabalham igualmente nas mesmas tarefas e suas responsabilidades e poderes diferem entre si. Os homens direcionam mais tempo ao trabalho pago, e possuem uma carga pequena de trabalho não pago, enquanto as mulheres apresentam jornadas de trabalho remunerado semelhante às dos homens, muito embora também sejam responsáveis por uma carga maior de trabalho doméstico, e, quando somadas, estas responsabilidades implicam uma maior jornada de trabalho para as mulheres (MEDEIROS; PINHEIRO, 2018).

A superação de todas as formas de discriminação e um acesso de qualidade ao mercado de trabalho são requisitos importantes para reduzir da pobreza (UNESCO, 2009). A desigualdade e a discriminação de gênero são fatores que intensificam a pobreza, já que as mulheres experienciam a pobreza de forma diferente dos homens (SOUZA *et al*, 2020). Essas diferenças podem ser explicadas pela maternidade e pela quantidade de filhos no domicílio, pois são fatores que influenciam a quantidade de tempo que será destinado para a jornada de trabalho remunerado das mulheres, visto que, no geral, elas também são as principais responsáveis pelas atividades relacionadas ao lar e cuidados. E, a maternidade pode dificultar que as mulheres assumam posições que requeiram mais horas de trabalho ou longas viagens, e que, no geral, são posições que possuem maiores salários (PRESSMAN, 2003).

Deste modo, as mulheres estão mais propícias a optar pelo trabalho informal, já que este oferece maior flexibilidade, viabilizando o desempenho de atividades remuneradas e não remuneradas (UNESCO, 2009). Apesar do trabalho informal ser a maior fonte de emprego para 63% dos homens e 58% das mulheres em países da OCDE, para a América Latina sua maior incidência ocorre entre as mulheres em quase 75% dos países da região, principalmente nas nações com baixa renda (OECD; ILO, 2019).

A economia informal abrange inúmeras atividades não registradas, desprotegidas e não regulamentadas e afeta o dia a dia da maioria dos trabalhadores. As mulheres conseguiram ter acesso a mais empregos, porém a qualidade dessa inserção é questionável no que se refere à remuneração, proteção social, estabilidade e exercício de direitos do trabalho (UNESCO, 2019).

Além disso, há evidências de que a diferença salarial entre homens e mulheres que desempenham a mesma função é elevada (AGUIAR; VAZ, 2018; CAMOU; MAUBRIGADES, 2017). Este resultado também ocorre na economia informal: as mulheres são duplamente penalizadas, já que, em média, trabalhadores informais recebem salários menores que os formais e mulheres recebem salários menores que dos homens, o que pode representar um *gap* salarial ainda maior (OECD; ILO, 2019).

2.2 Dinâmica da pobreza

As análises de mobilidade e pobreza apresentam três dimensões; i) métrica: representa a maneira com a qual o bem-estar é medido, por exemplo, pela renda, consumo, saúde, bem como aptidões e trabalho; ii) temporal: o intervalo no qual as métricas são avaliadas é um importante fator para a análise, aqui, há uma diferença entre dados de caráter estático (extraídos de uma única seção transversal) e dados longitudinais que acompanham indivíduos e famílias ao longo do tempo; iii) metodológica: diz respeito ao método a ser utilizado para explicar essas medidas em uma população de interesse (BANE; ELLWOOD, 1986; BAULCH; HODDINOTT, 2000).

A literatura sobre o caráter temporal da pobreza ainda é pouco explorada nos países em desenvolvimento (BAULCH; HODDINOTT, 2000). Apesar dos estudos sobre pobreza situados em um ponto específico no tempo fornecerem informações importantes para propósitos de elaboração de políticas, eles não conseguem captar os movimentos que ocorrem em muitas dimensões da pobreza (como renda, frequência escolar e *status* nutricional). Além disso, análises estáticas não possibilitam compreender a mobilidade dos indivíduos para dentro e fora da pobreza, tampouco indicam qual parcela da população tem vivido condições de pobreza crônica ou transitória (LAWSON; MCKAY, 2011).

Saindo das visões estáticas e com foco em uma análise mais dinâmica da pobreza, Hulme e Shepherd (2003) estabelecem os padrões para observar como os indivíduos e famílias se

comportam em torno de uma determinada linha de pobreza ao longo do tempo, ajudando assim a classificar os diferentes tipos de pobreza.

Assim, os autores distinguem os graus de pobreza em três grandes grupos: i) Pobres crônicos: aqueles que têm um escore médio abaixo da linha da pobreza e que, além disso, passam 5 anos ou mais abaixo dessa linha. ii) Pobres transitórios: cujo escore é maior ou igual a linha da pobreza, mas ao longo do tempo o indivíduo passa por períodos em que está abaixo da linha. iii) Não pobres: aqueles que têm escore médio superior à linha da pobreza e em momento algum ficam abaixo (HULME; SHEPHERD, 2003).

Quanto aos motivos para os indivíduos e famílias entrarem ou saírem da situação de pobreza, entre os fatores comuns estão a entrada ou saída do mercado de trabalho formal, adoecimento e/ou morte do chefe da família, nascimento de filhos não planejados, perda de ativos essenciais (terras agricultáveis, moradia etc.) por desastres naturais ou fraudes.

Adaptando essa visão para a realidade brasileira, Gonçalves e Machado (2015) utilizam os dados mensais da Pesquisa Mensal do Emprego entre os anos 2002 e 2011 para as principais regiões metropolitanas do Brasil verificando como as características dos indivíduos afetam a chance destes de entrarem ou saírem da pobreza. Como linha da pobreza foi utilizado o critério de elegibilidade para o Bolsa Família, que trazido para valores de 2020 seriam famílias com renda per capita de até R\$ 178,00/mês. As regiões menos desenvolvidas e com menor IDH, são aquelas que apresentam maior percentual de pobres crônicos.

Partindo para os fatores que moldam a dinâmica da pobreza, as autoras estimam um *logit* multinominal com 18 variáveis explicativas e observam os impactos das mesmas sobre a probabilidade de as famílias pertencerem a alguma das categorias de pobreza (tomando os não pobres como base). Como esperado, o acesso ao mercado de trabalho formal pelos membros da família e melhores níveis de educação (variáveis que estão correlacionadas) influenciam positivamente na saída das famílias da pobreza, um outro ponto de destaque é o tamanho das famílias, onde famílias grandes tendem a ser mais pobres do que famílias menores (GONÇALVES; MACHADO, 2015).

Portanto, partindo do caráter dinâmico da pobreza, investigar quanto tempo um indivíduo ou domicílio está nessa condição é fundamental para compreender o impacto do fenômeno tanto no curto como no longo prazo, e é dentro desse contexto que a análise utilizando modelos de duração se faz necessária, no entanto, a literatura que utiliza modelos de duração, com foco na

pobreza, é pequena internacionalmente e rara nacionalmente (sendo utilizado principalmente para compreensão do desemprego).

Passar por pobreza crônica ao longo da vida pode trazer efeitos adversos em todos os estágios de desenvolvimento e está geralmente atrelada ao bem-estar socioemocional das crianças e de seus pais. Assim, Goosby (2007) constata que o tempo que as mães passam na pobreza é bom preditor dos sintomas de depressão; mais do que isso, o efeito da duração da pobreza sobre o bem-estar dos adolescentes está diretamente ligado ao bem-estar materno. Salienta-se também que a relação entre estresse psicológico e o *status* socioeconômico é maior entre mães solteiras, e elas apresentam tendência maior de vivenciar ansiedade, depressão e problemas de saúde. E os adolescentes negros passam aproximadamente 40% da sua vida na pobreza enquanto os caucasianos passam 14%.

Outrossim, Fouarge e Layte (2003) investigam como os diferentes tipos de Estados de Bem-estar social previnem a ocorrência de pobreza crônica e transitória e verificam quais características dos indivíduos e domicílios corroboram para maior duração da pobreza entre 1994 e 1998. Os autores mostram que a pobreza é um fenômeno amplamente disseminado, mesmo nos países mais ricos da região, um quarto da população foi pobre pelo menos uma vez no período em questão, no entanto, boa parte dessas pessoas saíram da pobreza relativamente rápido, remanescendo 12% delas em pobreza crônica.

Além disso, países cujos governos dispõem de uma tradição social-democrata desempenham um trabalho melhor na prevenção da pobreza. Por outro lado, países de tradições liberais e do Sul europeu apresentaram taxas maiores de pobreza e a duração dessa condição é mais longa. Ademais, pais solteiros têm uma probabilidade maior de serem pobres crônicos e apontam menores probabilidades de saída e, tudo o mais constante, mais crianças e adultos no domicílio aumentam o risco de pobreza. Adicionalmente, a ausência de emprego leva à pobreza crônica e reduz as chances de saída (FOUARGE; LAYTE, 2005).

Já Canavire-Bacarreza e Robles (2016) fazem uma análise não-paramétrica da duração da pobreza utilizando dados anuais em *cross-section* repetidos para o Peru entre 2002 e 2011. As estimativas indicam que a permanência e saída da pobreza ou não-pobreza dependem da duração dessas condições. Períodos mais longos na pobreza reduzem a probabilidade de saída e quanto mais tempo um indivíduo passa fora dessa condição, menores são as chances de retornar.

Por sua vez, Kyzyma (2014) investiga as mudanças nos padrões da duração da pobreza na Alemanha entre 1992 e 2009, período após a unificação do país. Os resultados sugerem que a pobreza tem se tornado mais persistente no país, e quanto mais tempo o indivíduo passar nessa condição, menores serão as chances de saída. Além disso, a duração da pobreza não é uniforme em toda a base, ou seja, indivíduos com mais de 55 anos, residências monoparentais, chefes de família com educação incompleta ou com algum tipo de deficiência, tiveram mais chances de entrar novamente na pobreza em 2004-09 comparado ao período 1992-97. E para esses indivíduos a pobreza se tornou mais recorrente ao longo do tempo.

Além disso, os indivíduos em idade de pré-aposentadoria e aqueles que vivem em famílias com chefes sem instrução tornaram-se mais vulneráveis, uma vez que entram na pobreza, a permanecer períodos mais longos nesta condição. Por outro lado, as famílias em que o chefe é cidadão da União Europeia, tem educação geral ou formação profissional diminuíram as suas probabilidades de reingressar na pobreza e, uma vez pobres, tendem a sair da pobreza mais rapidamente atualmente do que há 20 anos (KYZYMA, 2014).

De acordo com Batista e Costa (2019), apesar de as mulheres apresentarem algumas características que corroboram para reduzir a probabilidade de estarem na pobreza, como idade e anos de estudo, mais elevadas do que os homens, essas também passam maior parte do dia engajadas em atividades domésticas e, conseqüentemente, tem menos tempo para dedicar ao trabalho formal. Domicílios chefiados por mulheres também apresentaram um número de membros menor (2,89 pessoas em 2015), enquanto aqueles chefiados por homens foram 3,11 membros. Além disso, a soma do percentual de separadas (3,84%), divorciadas (14,98%) ou viúvas (26,55%) em 2015 representava mais do que o dobro do que nos chefiados por homens (respectivamente 2,91%, 10,37% e 7,6%). Adicionalmente, ainda há o fato de a renda média nos domicílios com chefia feminina ser, em 2015, quase 30% menor (BATISTA; COSTA, 2019).

Adicionalmente, as autoras estimam a probabilidade de os domicílios estarem entre os 5% mais pobres da população, e, famílias chefiadas por mulheres possuem uma maior tendência à pobreza. Além da maior probabilidade direta de serem pobres, considerando também as respostas obtidas por Carloto e Mariano (2012), espera-se que ao longo do tempo essas famílias também tenham maiores dificuldades de transpor essa barreira por estarem atreladas às atividades de cuidados. As mulheres chefes de família, por vezes precisam conciliar dois trabalhos (formais e/ou informais), fato que dificulta a participação efetiva na vida de seus filhos e as coloca em grupos

que sentem no dia a dia o peso da desigualdade social, pois são excluídas de políticas sociais relacionadas ao trabalho, educação, saúde, alimentação e habitação (COSTA; MARRA, 2013).

3. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 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; DA 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)

As diferentes aplicações de análises de sobrevivência podem variar na forma com que a duração do fenômeno é modelada, principalmente com relação ao grau de parametrização do modelo, que se encaixa em três categorias distintas: não-paramétrica, semiparamétrica e paramétrica.

Os métodos não paramétricos são simples e não fazem suposições distributivas, eles são úteis para resumir os dados de sobrevivência e fazer comparações simples, mas não são capazes de lidar com situações mais complexas (KARTSONAKI, 2016). O uso de métodos não-paramétricos, como Kaplan e Meier, é recomendado quando não existem covariadas, ou quando as covariadas são de natureza qualitativa (gênero, por exemplo), para estimar a probabilidade de sobrevivência após um certo tempo ou para comparar as experiências de sobrevivência para cada gênero. No entanto, os métodos não paramétricos não fazem suposições sobre a distribuição dos tempos de ocorrência do evento, tampouco investigam como as covariadas alteram a experiência de sobrevivência (CLEVES *et al.*, 2010).

Os modelos semiparamétricos, por sua vez, possibilitam a estimação dos efeitos conjuntos de um grupo de covariadas sobre a duração da pobreza. Essa classe de modelos é chamada também

de “riscos proporcionais”, já que as características de cada indivíduo determinam o risco de cada elemento da amostra como uma proporção em relação ao risco comum (MENEZES-FILHO; PICCHETTI, 2000).

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 $F(t; \mathbf{X}) = P(T \leq t | \mathbf{X})$, a função de sobrevivência em uma dada situação é definida como $S(t; \mathbf{X}) = 1 - F(t; \mathbf{X})$. Diferenciando a função de distribuição acumulada, temos a função de densidade acumulada, dada por $f(t; \mathbf{X})$ em que \mathbf{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 \mathbf{X} , como na Equação (2):

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

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 Weibull³ 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 $\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$, e temos então a função de risco dada pela Equação (3), com parâmetros que são estimados pelo método de Máxima Verossimilhança:

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

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

³ Para a escolha da distribuição mais adequada foram usados os critérios de log-verossimilhança informação de Akaike que apontaram 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 *et al.* (2019).

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).

3.2 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 subscripto 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.

3.3 Base de dados e amostra

Para a construção da amostra foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que consiste em um painel 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 e 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 as cinco entrevistas, ou seja, as famílias que não apresentam atrito ou censura no painel, entre os anos de 2012 até 2019. Esse período contempla a chegada da crise econômica ao Brasil, que ocorreu em 2014, mas não é foco do trabalho estimar a duração no contexto da pandemia de COVID-19, fator que afetou o mercado de trabalho e requer uma análise conjuntural específica.

A mostra inicial era composta por 18.088.581 observações distribuídas entre as cinco entrevistas de cada ano, mas foram necessárias algumas exclusões amostrais, com a finalidade de diminuir a heterogeneidade amostral. Primeiro, foram excluídos os domicílios com chefes menores de 18, pois não possuem acesso direto ao mercado de trabalho, bem como os maiores de 65 anos, por terem acesso à aposentadoria, exclusões que representam ao todo 6% da amostra. Além disso, foram excluídos os domicílios cujos chefes não responderam às cinco entrevistas, totalizando 10% da amostra. Por fim, após a criação das variáveis em nível domiciliar, as estatísticas descritivas e as regressões foram realizadas utilizando os chefes de família, sob a hipótese usual de que cada família apresenta somente um chefe (pessoa responsável ou de referência). Para a geração das variáveis no nível familiar, foram excluídos os agregados, conviventes, pensionistas, empregados domésticos e parentes dos empregados domésticos.

Dessa forma, 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.

Para a definição dos domicílios pobres e não-pobres, foi utilizada uma linha de pobreza⁴ objetiva e monetária, que consiste no corte de elegibilidade do principal programa de transferência de renda do Brasil, o Programa Bolsa Família (PBF)⁵ 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. O Apêndice 2 da dissertação apresenta a variação dos valores do corte de elegibilidade do programa para o período de análise do estudo.

No presente estudo, foram realizadas análises para duas definições diferentes de renda domiciliar per capita: uma utilizando o total do rendimento domiciliar cuja fonte é o trabalho e outra que considera, além da renda do trabalho de todos os membros, a renda do não-trabalho, já 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. A renda do não-trabalho⁶ é composta por transferências de renda, pensões e aposentadorias, aluguéis, aplicações financeiras e a literatura mostra a importância que essa fonte de rendimentos tem, em especial entre as famílias mais pobres.

Como observado a partir dos dados, 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 das famílias. 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

⁴ A pobreza é um fenômeno multidimensional e, portanto, sua mensuração se vale de diferentes tipos de metodologia, para um aprofundamento maior do tema, vide Addison et al (2008), Codes (2004), Codes (2008) e Soares (2008).

⁵ 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. Essa linha de pobreza é usualmente atualizada pelo governo federal a cada ano.

⁶ Sobre a imputação da renda do não-trabalho ver: Ribas e Machado (2009), sobre a importância da renda do não-trabalho ver Osório *et al.* (2011).

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, foram selecionadas e geradas algumas variáveis que representam características tanto dos membros da família, como variáveis familiares. No Quadro 1 são descritas todas as variáveis utilizadas no presente trabalho. Primeiramente, fatores relacionados ao ciclo de vida impactam a composição e estrutura das famílias e podem afetar sua resposta a choques no nível de bem-estar (GONÇALVES, 2015). Sob essa justificativa, foram incluídas as variáveis idade e idade ao quadrado como variáveis explicativas.

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 membros 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 em que há 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.

A inserção da variável cor ou raça do chefe da família justifica-se, pois, as barreiras raciais⁷ dificultam a mobilidade dos indivíduos, e, portanto, mostra que essa característica é um determinante chave para explicar a incidência de pobreza no Brasil, e também poderia determinar a duração dessa situação de precariedade (OSÓRIO, 2004).

Variáveis relacionadas à composição do domicílio também foram incluídas, tais como o número de membros residentes, já que o tamanho da família pode estar diretamente relacionado ao número de membros que podem atuar no mercado de trabalho, bem como duas variáveis que captam o número de crianças (entre 0 e 6 anos e entre 7 e 14 anos), já que famílias sem crianças apresentam uma taxa de transição para a pobreza mais baixa, como demonstrado em Ribas *et al.* (2011). Outra variável relevante para as análises do presente estudo e que inclusive foi utilizada

⁷ Para questões de raça e pobreza, vide Lima (2012), Osório (2004) e Guimarães (2003)

para realizar as análises de heterogeneidade, com regressões econométricas separadas é a presença de cônjuge. Essa variável foi combinada com a variável de gênero para a criar quatro diferentes grupos de análise na dissertação. Essas análises de heterogeneidade se justificam, pois a monoparentalidade é um fenômeno dentre as famílias brasileiras, em especial, nas famílias chefiadas por mulheres.

A *dummy* de formalidade foi inserida, pois o acesso ao mercado de 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 incluída 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.

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.

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 1, 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.

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 (UNESCO, 2009).

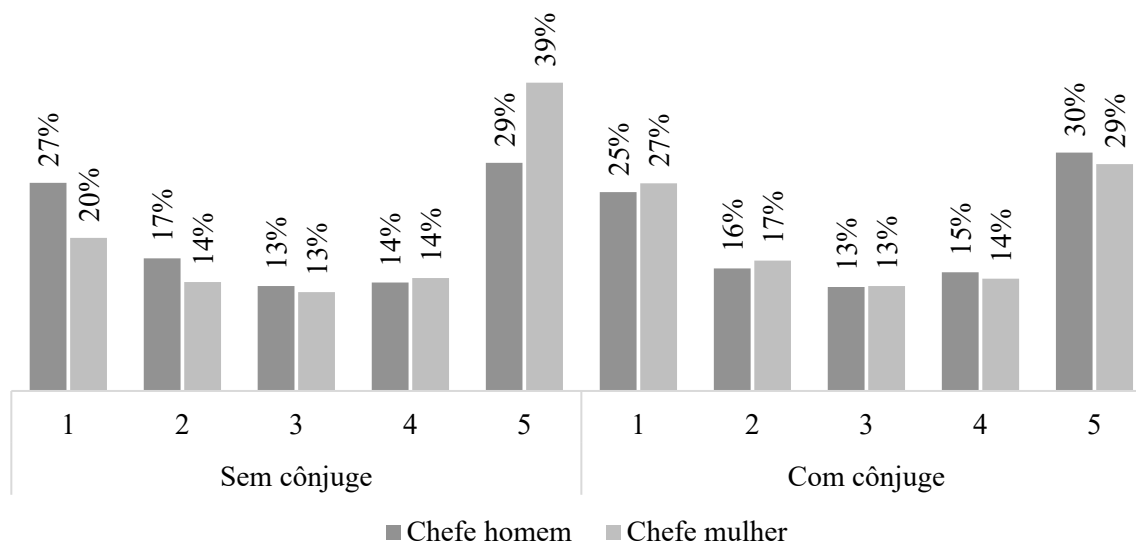
Assim, as características do chefe, sendo elas individuais, ou de seus domicílios, podem ser importantes para explicar o intervalo em que os domicílios permanecem na pobreza. Segundo Lawson e McKay (2002), as características que são mais associadas à pobreza de maior duração são: baixa escolaridade, 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).

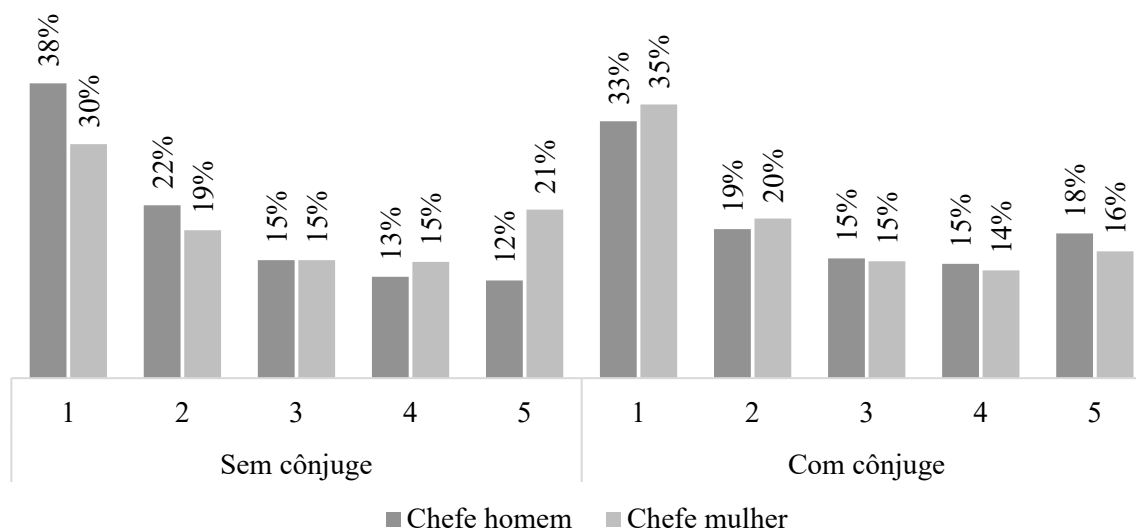
Por fim, o Gráfico 1 apresenta o número de entrevistas que os diferentes recortes amostrais permaneceram abaixo da linha da pobreza (considerando o critério do PBF).

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

Renda do trabalho



Renda total



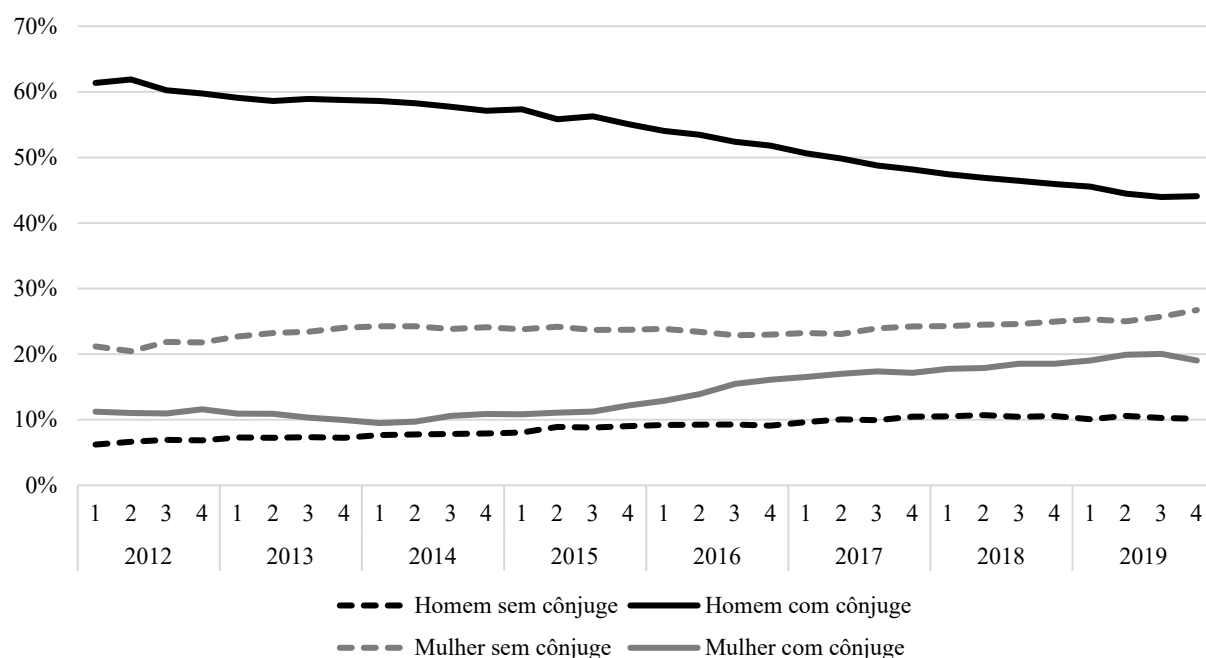
Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE) (2012-2019).

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.

4. PANORAMA DA BASE DE DADOS

As formas tradicionais de família foram substituídas por uma gama de outras configurações, entre elas se destacam os domicílios com dois provedores e aqueles nos quais as mulheres são as únicas responsáveis pela manutenção financeira do lar (UNESCO, 2009), o que pode explicar o aumento do número de mulheres chefes pobres com e sem cônjuge. A proporção de chefes homens pobres decresceu ao longo dos anos da base amostral, enquanto o número de mulheres na mesma condição elevou-se principalmente a partir de 2015. Já os chefes pobres sem cônjuge mantiveram-se constantes, com a proporção de mulheres em nível maior que o da contrapartida masculina, como demonstrado no Gráfico 2.

Gráfico 2 – Proporção de chefes de família pobres por ano e trimestre (2012-2019).



Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE) (2012-2019). A numeração 1, 2, 3 e 4 representa os trimestres de seus respectivos anos.

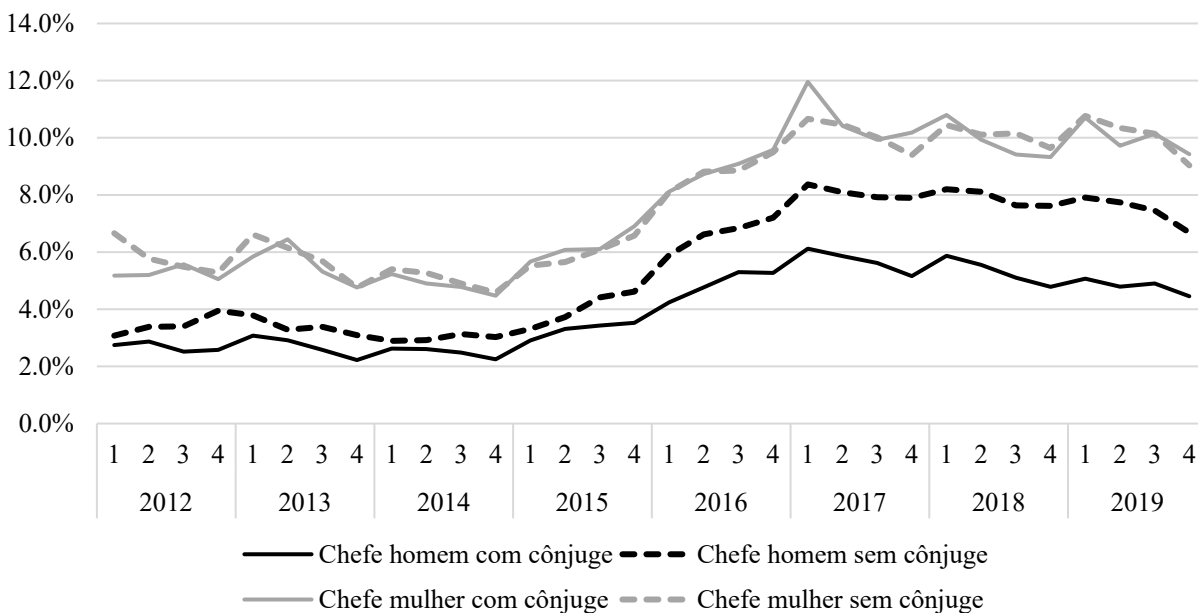
O aumento na proporção de mulheres na pobreza pode estar relacionado às novas composições dos lares, fator que foi intensificado, principalmente com o aumento no número de divórcios a partir dos anos 2000, que cresceu mais de 200% entre 1990 e 2010 (SOUZA *et al.*, 2020). Os divórcios possibilitaram que mais mulheres assumissem o posto de mantenedoras do lar, no entanto, apesar da maior inserção das mulheres no mercado de trabalho, tal fenômeno

ocorreu de forma precária, pois após o divórcio, geralmente os filhos ficam sob tutela das mães, que enfrentam dificuldades para combinar o trabalho do lar com as atividades remuneradas.

A taxa de desemprego¹⁰, por sua vez, assim como apresentado no Gráfico 3, apresenta maior taxa entre as mulheres chefes de família, pois como já mencionado, elas possuem maiores dificuldades de acesso ao mercado de trabalho do que os homens, além disso, as mulheres estão mais concentradas em setores ligados ao comércio e serviços, em ocupações mais vulneráveis e que possuem pouca exigência de qualificação profissional, ou seja, atividades que são mais suscetíveis a choques (LEONE; KREIN; TEIXEIRA, 2017). Ao fim de 2019, a taxa de desemprego em domicílios chefiados por mulheres solteiras chegou a ser 4,7 pontos percentuais maior do que em domicílios chefiados por homens com cônjuge.

Cabe notar que após 2014 o nível médio de desemprego na economia brasileira também subiu, variando de 86% a 144% na média 2012-2014 em comparação com a média 2017-2019 a depender do recorte, sendo os domicílios chefiados por homens e sem a presença do cônjuge os mais afetados.

Gráfico 3 – Taxa de desemprego entre chefes de família por ano e trimestre (2012-2019).



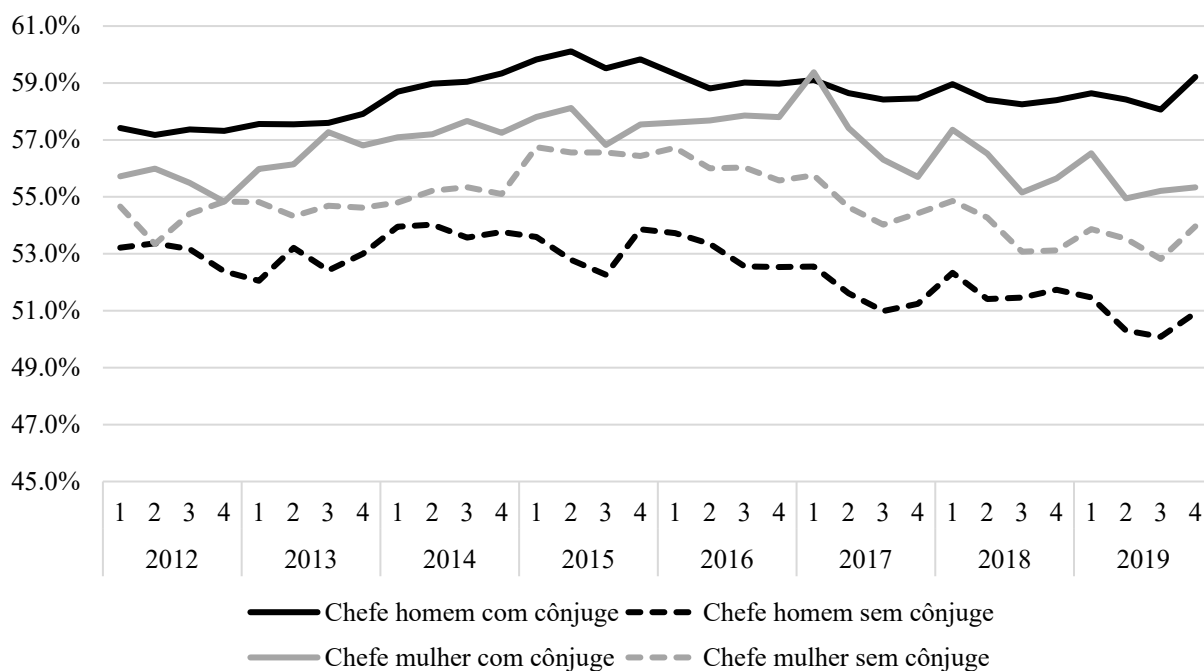
Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE). A numeração 1, 2, 3 e 4 representa os trimestres de seus respectivos anos.

¹⁰ Taxa de desemprego definida como: indivíduos desocupados, porém dentro da força de trabalho.

Ainda como reflexo da dificuldade para conciliar as responsabilidades familiares e o trabalho remunerado, o desemprego afeta consistentemente mais a força de trabalho feminina em detrimento da masculina. Entretanto, não há distinção entre domicílios chefiados por mulheres em que há ou não a presença de um cônjuge, ou seja, o fenômeno afeta todas as mulheres.

Com o fato de o desemprego assolar mais as mulheres chefes de família, há um reflexo direto disso no percentual de mulheres alocadas no mercado de trabalho informal, ou seja, as mulheres recorrem ao trabalho sem carteira assinada por oferecer maior flexibilidade para conciliar o trabalho remunerado com as atividades inerentes ao lar e cuidados (UNESCO, 2009), no entanto, isso é válido somente quando é considerada apenas a força de trabalho sem carteira assinada. Entretanto, quando somados os chefes de família que trabalham por conta própria aos sem carteira assinada, os homens superam consideravelmente o número de mulheres na informalidade, principalmente em domicílios em que não há a presença de um cônjuge.

Gráfico 4 – Percentual de chefes de família na informalidade por ano trimestre (2012-2019).



Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE). A numeração 1, 2, 3 e 4 representa os trimestres de seus respectivos anos.

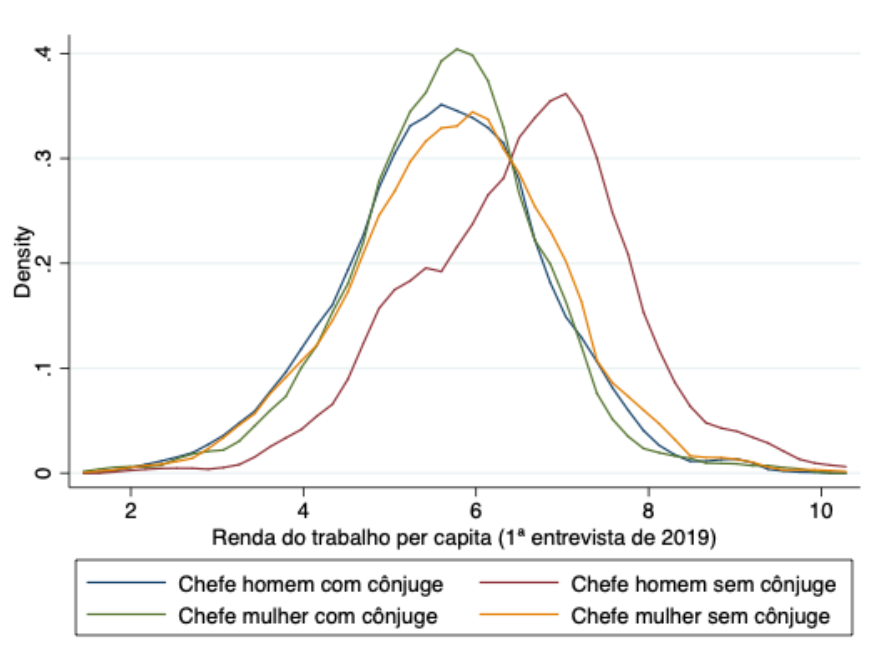
A partir da distribuição dos rendimentos do trabalho, apresentada no Gráfico 5, domicílios chefiados por homem com cônjuge possuem média salarial per capita de R\$834,24, cabe notar que

domicílios com cônjuge usualmente possuem um número mais elevado de membros, aproximadamente o dobro do que domicílios sem a presença do parceiro.

Os domicílios chefiados por homens e que não há a presença do cônjuge possuem, em média, um rendimento per capita de R\$1260,00, valor maior do que sua contrapartida com cônjuge, já que, o menor número de membros na família eleva a renda per capita. Outro ponto que chama atenção é o reduzido número de crianças. A presença de indivíduos com 14 anos ou menos em domicílios chefiados por homens sem cônjuge, tem a proporção de um a cada sete para crianças entre sete e quatorze anos, e, um a cada doze, para crianças de zero a seis anos.

Por outro lado, em domicílios chefiados por homens com cônjuge, a presença de menores de idade ocorre a cada 1-2 domicílios. A ausência de indivíduos menores de idade pode abrir espaço para que os chefes de família possam se dedicar ao trabalho, seja trabalhando mais horas na semana ou mesmo conseguindo cargos com melhores salários por meio da dedicação de mais horas do dia ao ambiente de trabalho.

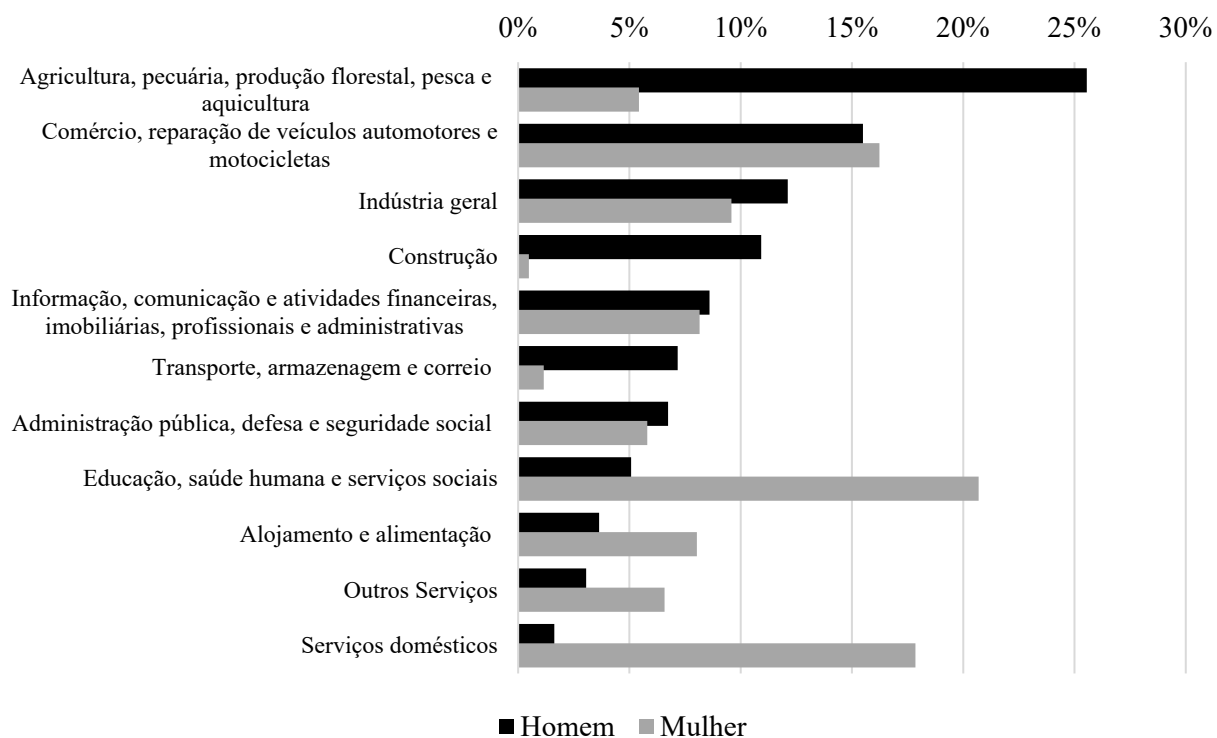
Gráfico 5 – Distribuição do logaritmo natural da renda por categoria na 1ª entrevista de 2019



Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE). Para construção da renda per capita são considerados os rendimentos provenientes de todos os trabalhos dos moradores de cada domicílio dividido pelo total de residentes do mesmo.

O rendimento médio per capita dos domicílios chefiados por mulheres com cônjuge apresenta valor próximo da sua contrapartida masculina, R\$ 837,84, e, o número de crianças por domicílio também é similar. No entanto, o rendimento das chefes sem cônjuge é menor, R\$ 672,72, fator que pode ser explicado pela presença de um número maior de crianças entre zero e seis anos, aproximadamente um a cada quatro domicílios, enquanto, a proporção de crianças entre sete e quatorze anos é de uma a cada três domicílios. O rendimento menor das mulheres sem cônjuge também pode refletir a dificuldade em conciliar trabalho remunerado com os cuidados do lar e dos filhos (SORJ; FONTES; MACHADO, 2007; UNESCO, 2009).

Gráfico 6 – Distribuição das ocupações por setor e sexo (4º Trimestre de 2019).



Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNADC (IBGE).

Quanto à distribuição das funções, apresentadas no Gráfico 6, fica evidente a concentração de cargos em algumas categorias, tanto para homens quanto para mulheres. A baixa participação das mulheres na agropecuária condiz com sua distribuição geográfica, onde domicílios chefiados por mulheres tendem a ser mais vistos em regiões urbanas. Além da agropecuária, os homens têm uma maior concentração em ocupações de construção e transporte, armazenagem e correio, funções que também demandam maior esforço físico.

A grande concentração da força de trabalho feminina se dá em atividades de saúde (muitas em atividades de cuidado, como enfermeiras) e educação. Mas a categoria que mais chama atenção é a de serviços domésticos, que ao fim de 2019 ocupava 18% da força de trabalho feminina, categoria que demanda baixa qualificação profissional e possui rendimentos médios baixos, o que também contribui para explicar a baixa renda per capita do trabalho em domicílios chefiados por mulheres solteiras.

5. RESULTADOS

5.1 Resultados da renda do trabalho

Para essa subseção foram analisados cinco modelos de duração considerando unicamente a renda do trabalho dos domicílios. O primeiro foi o Modelo 0 que não considera recortes amostrais específicos, enquanto os seguintes englobam os domicílios chefiados por mulheres ou homens com e sem cônjuges.

Tabela 2 –Resultados dos modelos de duração para renda do trabalho.

	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Chefe	-	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Cônjuge	-	Sim		Não	
Família com cônjuge	0,260*** (0,00723)	-	-	-	-
Mulher chefe de família	-0,144*** (0,00661)	-	-	-	-
Idade	0,0262*** (0,00168)	0,0352*** (0,00574)	0,0275*** (0,00380)	0,0281*** (0,00228)	0,0192*** (0,00395)
Idade ao quadrado	0,000381*** (1,93e-05)	0,000513*** (6,75e-05)	0,000397*** (4,33e-05)	0,000407*** (2,63e-05)	0,000301*** (4,57e-05)
Negro/Pardo	-0,0191*** (0,00597)	-0,00741 (0,0199)	-0,0229* (0,0128)	-0,0400*** (0,00787)	0,0303* (0,0163)
Anos de estudo do chefe de fam.	0,0480*** (0,000717)	0,0609*** (0,00222)	0,0470*** (0,00156)	0,0525*** (0,000973)	0,0299*** (0,00190)
Urbano	0,822*** (0,00543)	0,814*** (0,0179)	0,731*** (0,0157)	0,872*** (0,00671)	0,578*** (0,0148)
Formalidade	0,665*** (0,00576)	0,581*** (0,0190)	0,810*** (0,0126)	0,666*** (0,00763)	0,428*** (0,0157)
Chefe com Habilidade	0,0135 (0,0124)	0,137*** (0,0359)	0,0519** (0,0230)	-0,0130 (0,0194)	-0,0364 (0,0289)
Nº de residentes	0,0354*** (0,00260)	0,0642*** (0,00748)	0,144*** (0,00581)	-0,00931*** (0,00348)	0,0430*** (0,0105)
Nº de crianças (0 a 6 anos)	-0,200*** (0,00468)	-0,0470*** (0,0145)	-0,323*** (0,0117)	-0,185*** (0,00593)	-0,172*** (0,0261)
Nº de crianças (7 a 14 anos)	-0,244*** (0,00414)	-0,107*** (0,0116)	-0,306*** (0,00947)	-0,228*** (0,00539)	-0,142*** (0,0182)
Proporção de empregados no dom.	0,947*** (0,0119)	1,666*** (0,0412)	1,179*** (0,0272)	0,813*** (0,0166)	0,798*** (0,0438)
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	1,624	1,640	1,621	1,614	1,742
$\ln(\rho)$	0,485*** (0,00136)	0,495*** (0,00456)	0,483*** (0,00297)	0,479*** (0,00185)	0,555*** (0,00339)
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 de família tem um cônjuge, apresentam uma probabilidade maior de saída da pobreza do que domicílios sem cônjuge, um indicativo de que famílias monoparentais usualmente são as mais prejudicadas, condição que pode ser explicada

pelo fato de o domicílio ter um único responsável pela manutenção financeira do lar e muitas tarefas domésticas e/ou parentais recaem apenas sobre um único indivíduo, o que pode reduzir 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 14%¹¹ maior de permanecer na pobreza, fato que pode ser explicado pela sua dupla jornada de trabalho, ou seja, além de desempenhar trabalho remunerado, também são responsáveis pelas atividades familiares e/ou domiciliares (DE MELO; DI SABATO, 2011).

Comparando entre os demais modelos, as variáveis idade e anos de estudo, por exemplo, influenciam de forma positiva todas as categorias da amostra, ou seja, um ano a mais de estudo e de idade do chefe do domicílio influenciam para uma maior probabilidade de saída da pobreza. Segundo Batista e Costa (2019), esse resultado pode ser explicado pelo fato dessas variáveis estarem ligadas à renda do indivíduo, pois, pessoas que apresentam mais anos de estudo e mais experiência (que está relacionada com a idade), tendem a apresentar uma renda maior, aumentando as chances de saída da pobreza.

No que se refere à característica negro/pardo, os coeficientes apontam para impactos relativamente baixos sobre a permanência na pobreza, ou sendo até não significativo. Apesar de os dados amostrais já terem apontado para uma maior concentração de negros (vide Tabela 1), muitas características individuais e domiciliares que levam essas famílias à pobreza já estão controladas nas demais covariadas, o que pode ter atenuado o efeito racial na pobreza. Além disso, Souza *et al.* (2020) destacam a entrada na pobreza por indivíduos de todas as raças, especialmente no período mais recente.

O acesso ao mercado de trabalho, como esperado, afeta de forma positiva e significativa a saída da pobreza. 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.

O número de crianças 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.

¹¹ A partir de Wooldridge (2010), para obter o percentual usa-se $100[\exp(\beta) - 1]$.

No que se refere ao número de residentes, o resultado aponta que, 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.

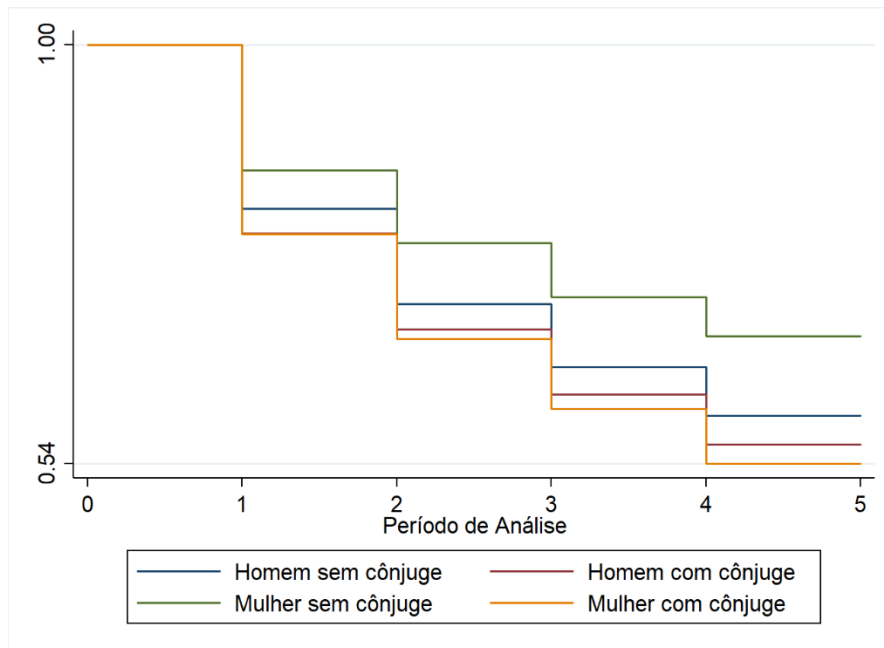
A presença de chefe com alto nível de habilidade aumenta as chances de saída da pobreza, entretanto esse resultado é significativo a 1% apenas para domicílios chefiados por mulheres com cônjuge.

Por fim, 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.

Ao plotar a função de duração dos diferentes grupos amostrais, obtém-se a probabilidade de os domicílios permanecerem na pobreza após um determinado período, ou seja, $S(t) = P(T > t)$, expostas no Gráfico 7. Fica evidente que domicílios chefiados por mulheres têm as maiores probabilidades de permanecerem na pobreza quando comparados com os outros grupos, enquanto essas têm probabilidade de 68% de permanecer na pobreza mais do que 5 entrevistas, mulheres com cônjuge tem 55% 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 entre 57% (com cônjuge) e 59% (sem cônjuge).

Deste modo, os resultados apontam que, chefes mulheres e homens sem cônjuge tendem a apresentar maior duração da pobreza, em outras palavras, tendem a permanecer mais do que cinco entrevistas nesta condição, fato que pode ser explicado pelo fato de o domicílio possuir somente um responsável financeiro. Paralelamente, as chefes mulheres com cônjuge são as que apresentam menor probabilidade de permanecer na pobreza por mais de cinco entrevistas, seguido pelos homens com cônjuge. Assim, domicílios com cônjuge são menos penalizados por uma maior permanência na pobreza, que, seguindo a mesma linha, pode significar que há um indivíduo a mais para compor a renda familiar e auxiliar nas atividades do domicílio.

Gráfico 7 – Funções duração por categoria.

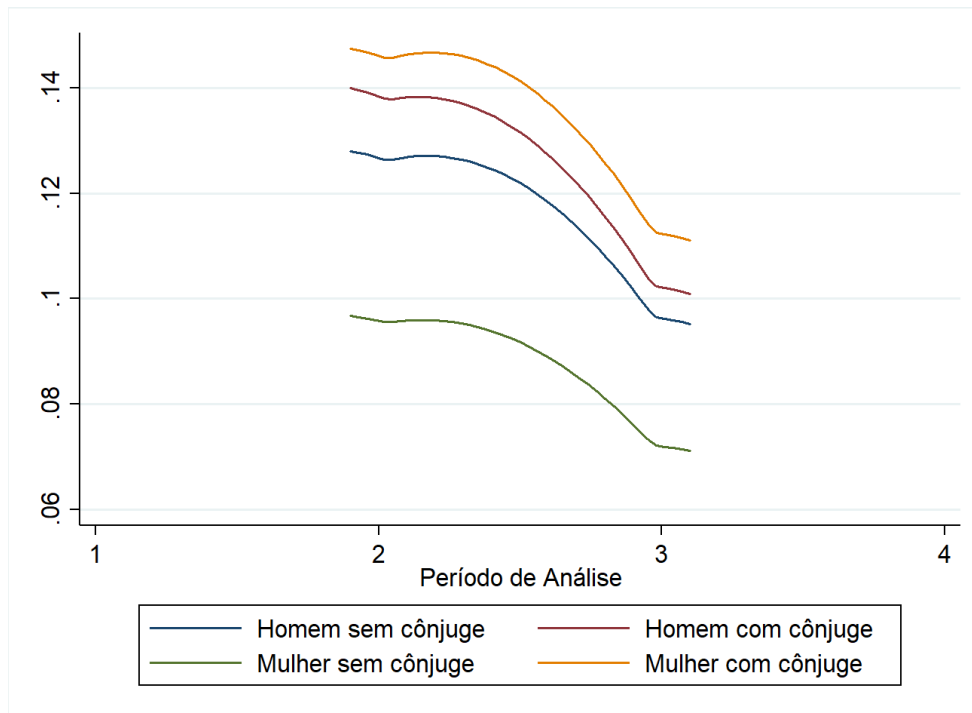


Fonte: Elaboração própria com da dos da PNADC (IBGE). A numeração 1, 2, 3 e 4 representa as entrevistas realizadas pelos indivíduos.

No Gráfico 8 constam as funções de risco, que indicam a probabilidade instantânea de saída da pobreza, dadas as características dos diferentes grupos amostrais. Em todos os casos, quanto mais tempo um indivíduo passa na pobreza, menor a chance de saída desta condição, e, portanto, maior a duração do evento. Além disso, domicílios com cônjuge apresentam maiores chances de saída em comparação aos domicílios monoparentais.

As mulheres chefes sem cônjuge apresentam uma função de risco mais baixa entre todos as categorias, assim como apresentado em Araújo e Casaca (2021), fica evidente que mulheres que são as únicas responsáveis por domicílio, possuem maior tempo de permanência na pobreza.

Gráfico 8 – 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.

5.2 Resultados da renda total

Para essa subseção 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, demonstrados na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados dos modelos de duração para renda total.

	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Chefe	-	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Cônjuge	-	Sim		Não	
Família com cônjuge	0.227*** (0.00885)	-	-	-	-
Mulher chefe de família	-0.0623*** (0.00805)	-	-	-	-
Idade	0.0169*** (0.00207)	0.0269*** (0.00776)	0.0203*** (0.00484)	0.0195*** (0.00270)	0.00754 (0.00504)
Idade ao quadrado	0.000235*** (2.47e-05)	0.000366*** (9.52e-05)	0.000285*** (5.71e-05)	0.000271*** (3.24e-05)	0.000121** (5.95e-05)
Negro/Pardo	-0.0172** (0.00714)	0.00592 (0.0250)	-0.0367** (0.0163)	-0.0220** (0.00902)	0.00371 (0.0201)
Anos de estudo do chefe de fam.	0.0419*** (0.000857)	0.0561*** (0.00280)	0.0401*** (0.00192)	0.0450*** (0.00112)	0.0277*** (0.00240)
Urbano	0.735*** (0.00629)	0.798*** (0.0215)	0.550*** (0.0182)	0.777*** (0.00765)	0.493*** (0.0178)
Formalidade	0.567*** (0.00690)	0.488*** (0.0241)	0.650*** (0.0158)	0.591*** (0.00879)	0.352*** (0.0195)
Chefe com Habilidade	0.0478*** (0.0159)	0.125** (0.0489)	0.0726** (0.0295)	0.0453* (0.0234)	0.00442 (0.0382)
Nº de residentes	0.0200*** (0.00312)	0.0502*** (0.00959)	0.103*** (0.00739)	-0.00795** (0.00403)	0.0475*** (0.0132)
Nº de crianças (0 a 6 anos)	-0.190*** (0.00535)	-0.0703*** (0.0176)	-0.278*** (0.0140)	-0.180*** (0.00661)	-0.188*** (0.0317)
Nº de crianças (7 a 14 anos)	-0.192*** (0.00476)	-0.0858*** (0.0141)	-0.239*** (0.0115)	-0.177*** (0.00601)	-0.163*** (0.0241)
Proporção de empregados no dom.	0.720*** (0.0142)	1.394*** (0.0533)	0.914*** (0.0346)	0.664*** (0.0189)	0.514*** (0.0589)
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	1.679	1.709	1.694	1.659	1.790
$\ln(\rho)$	0.518*** (0.00161)	0.536*** (0.00589)	0.527*** (0.00370)	0.506*** (0.00208)	0.582*** (0.00416)
Observações	442.134	40,326	70,826	284,960	46,022

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 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 6% 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, algumas variáveis se comportam de forma diferente a depender do grupo observado, a idade, por exemplo, apresenta valores significativos para homem com cônjuge e mulher com e sem cônjuge, e não é significativa para homem sem cônjuge.

No que se refere ao caso dos negros, nenhum dos modelos apresentou coeficientes significativos a 1%. Muitas das características que aumentam a probabilidade de pobreza dos negros já estão controladas nas características dos domicílios, e por isso a variável não é significativa. Apesar de 77% da população pobre (considerando a renda total do domicílio) ser negra, Souza *et al.* (2020) os autores apontam para a entrada na pobreza por indivíduos de todas as raças especialmente no período mais recente.

Quanto ao nível de escolaridade, observa-se que para cada ano de estudo do chefe da família, a probabilidade de saída da pobreza aumenta, 6% e 5% respectivamente para chefes mulheres com e sem cônjuge, e para os homens 4% e 3%, 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.

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 3 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 (UNESCO, 2009).

Em domicílios chefiados por mulheres com e sem cônjuge, o emprego formal reduz a duração da pobreza em respectivamente 63% e 81%, enquanto para aqueles chefiados por homens, com e sem cônjuge reduz em 91% e 42%.

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. 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, exceto para mulheres sem cônjuge, cujo coeficiente é negativo, ou seja, quanto maior o número de residentes, maior a chance de permanecer na pobreza.

A presença de chefe com alto nível de habilidade aumenta as chances de saída da pobreza para todos os modelos, tendo um efeito maior entre os domicílios chefiados por mulheres, reduzindo 13% a duração no caso dos domicílios com cônjuge e 5% no caso daqueles sem cônjuge.

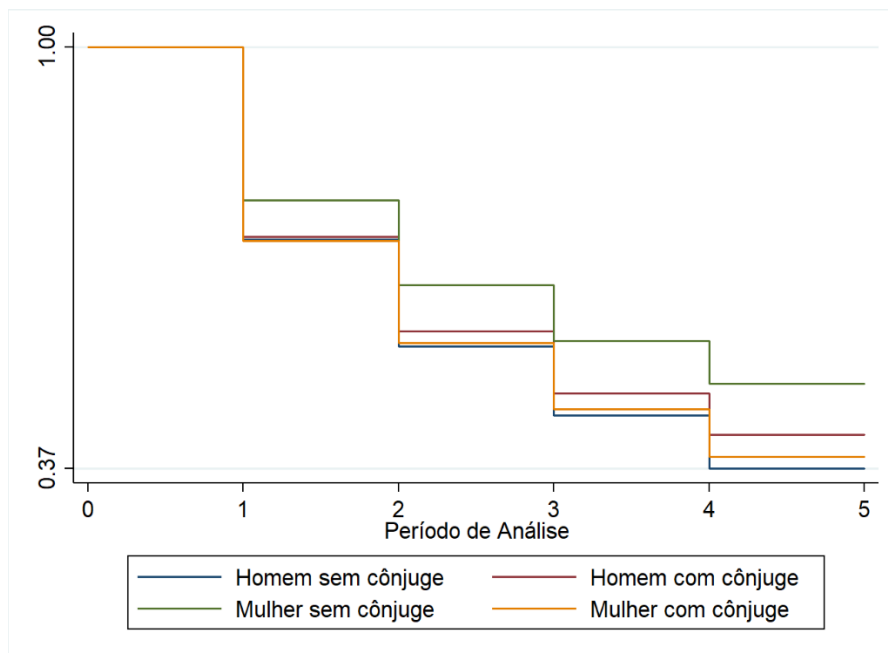
Por fim, domicílios localizados em regiões urbanas possuem maiores chances de saída da pobreza, o que pode ser um indício de melhor acesso ao mercado de trabalho nessas regiões do que nas regiões rurais e/ou melhores níveis de salário.

Assim, as variáveis que influenciam para menores permanências na pobreza, principalmente em domicílios com cônjuge, são a presença de chefe com habilidade, proporção de empregados no domicílio, formalidade do trabalho e a localização do domicílio em área urbana.

Ao plotar a função 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 9. Como pressuposto do modelo, no momento $t = 0$, 100% da amostra está na pobreza. Assim como os resultados da subseção anterior, 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).

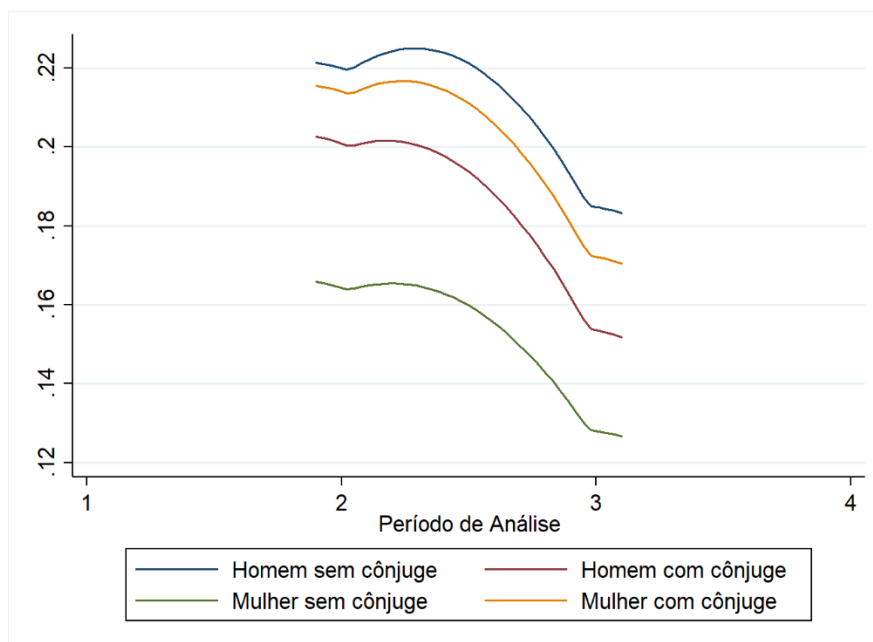
Gráfico 9 – Funções de duração por categoria.



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

No Gráfico 10 constam as funções de risco 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 10 – 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 (UNESCO, 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).

6. CORREÇÃO PARA FATOR DE FRAGILIDADE

Na Tabela 4 encontram-se os resultados dos modelos de duração considerando apenas a renda do trabalho, assim como descritos na Seção 3, porém, com a correção para o *frailty*.

Tabela 4 – Modelos de duração e frailty para renda do trabalho.

	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.

Na Tabela 5 encontram-se os resultados para a renda total domiciliar com correção para *frailty*.

Tabela 5 – 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	0,324***	-	-	-	-
	-0,0122	-	-	-	-
Mulher chefe de família	-0,104***	-	-	-	-
	-0,0111	-	-	-	-
Idade	0,0257***	0,0318***	0,0295***	0,0298***	0,0140*
	-0,00289	-0,0105	-0,00699	-0,00377	-0,00716
Idade ao quadrado	0,000349***	0,000453***	0,000408***	0,000403***	0,000203**
	-3,45E-05	-0,000129	-8,23E-05	-4,50E-05	-8,46E-05
Negro/Pardo	-0,0294***	-0,0113	-0,0513**	-0,0377***	0,00795
	-0,00987	-0,0333	-0,0232	-0,0124	-0,0282
Anos de estudo do chefe de família	0,0648***	0,0856***	0,0638***	0,0696***	0,0413***
	-0,0012	-0,00396	-0,00275	-0,00155	-0,00339
Urbano	1,076***	1,181***	0,823***	1,142***	0,720***
	-0,00905	-0,0312	-0,0274	-0,011	-0,026
Formalidade	0,844***	0,738***	0,971***	0,883***	0,505***
	-0,00958	-0,0325	-0,0225	-0,0123	-0,0272
Chefe com Habilidade	0,0881***	0,219***	0,0948**	0,0980***	0,0113
	-0,0212	-0,0618	-0,0401	-0,031	-0,0533
Nº de residentes	0,0331***	0,0896***	0,161***	-0,00954*	0,0674***
	-0,00443	-0,0135	-0,0106	-0,00565	-0,0191
Nº de crianças (0 a 6 anos)	-0,298***	-0,135***	-0,429***	-0,286***	-0,284***
	-0,00772	-0,0248	-0,0206	-0,00941	-0,0475
Nº de crianças (7 a 14 anos)	-0,295***	-0,148***	-0,363***	-0,277***	-0,238***
	-0,00681	-0,0201	-0,0169	-0,00845	-0,0355
Proporção de empregados no dom.	1,119***	2,152***	1,436***	1,041***	0,741***
	-0,0201	-0,0765	-0,0502	-0,0264	-0,0847
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	2,672	2,713	2,710	2,638	2,883
$\ln(\rho)$	0,983***	0,998***	0,997***	0,970***	1,059***
	-0,00175	-0,00623	-0,00399	-0,00233	-0,00442
θ	4,019	3,618	3,967	4,354	3,347
$\ln(\theta)$	1,391***	1,286***	1,378***	1,471***	1,208***
	-0,00613	-0,0196	-0,0131	-0,00901	-0,0125
Observações	442.134	40.326	70.826	284.960	46.022

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.

Como esperado, quando é feita a correção para o *frailty* o sentido da relação entre as covariadas não muda, todas afetam a permanência na pobreza pelos mesmos canais já descritos na Seção 5, entretanto, quando são consideradas características individuais não observadas, a permanência média na pobreza tende a diminuir, conseqüentemente aumentando o valor médio de todos os coeficientes, como descrito em Gutierrez (2002).

Além do fator habilidade nata, um dos fatores individuais e relativamente fixo no tempo (especialmente quando consideramos o painel curto desse trabalho) e a capacidade econômica, que pode ser traduzida como posse de ativos (veículos, moradia, pequenos investimentos, ferramentas, etc.), que dão maior flexibilidade e segurança aos indivíduos para exercer atividades remuneradas ou procurar por uma reinserção melhor no mercado de trabalho, conseqüentemente, reduzindo o tempo médio de pobreza da amostra.

7. 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.

O recorte de gênero é comum na literatura, havendo uma gama de estudos que investigam a incidência da pobreza em famílias chefiadas por mulheres e apontam como esses domicílios vivenciam essa condição. No entanto, essa dissertação contribui para a literatura de pobreza feminina ao expandir a análise para incorporar a duração do fenômeno entre as mulheres, em comparação com homens. Isso foi feito utilizando-se uma metodologia com foco na dinâmica da pobreza, sendo a dimensão temporal fundamental para mensurar e compreender a pobreza. Afinal, o tempo em que um indivíduo passa nessa condição pode determinar a sua chance de saída da situação e ser um fator determinante para as estratégias de atuação pública.

A inserção da mulher no mercado de trabalho está intimamente ligada à composição do domicílio em que ela vive. Assim, domicílios chefiados por mulheres sem cônjuge enfrentam mais dificuldades de conciliar trabalho doméstico e cuidado dos filhos, obrigando-as a assumir cargos no setor informal, que oferecem maior flexibilidade, mas pagam, em contrapartida, salários mais baixos e não oferecem proteção social. Essa sobrecarga de atividades de cuidado é um dos fatores que ajudam a explicar as desvantagens e a discriminação que as mulheres enfrentam no acesso ao mercado de trabalho. Ademais, a insuficiência no oferecimento de serviços que apoiem a conciliação entre trabalho e família compromete o acesso ao trabalho remunerado e contribui para a permanência do domicílio em condição de pobreza (VAZ; SANTOS; LEICHSENRING, 2019).

Apesar da maior participação das mulheres no mercado de trabalho, não há uma contrapartida de divisão das tarefas relacionadas ao lar e aos cuidados domésticos, ou seja, tais atividades ainda são, em sua maioria, atribuídas somente às mulheres, refletindo a divisão sexual do trabalho doméstico. Assim, como homens passam mais tempo realizando trabalho pago e desempenham uma carga pequena de trabalho não pago, e, as mulheres possuem uma carga de trabalho pago semelhante (pouco inferior), porém exercem uma longa jornada de trabalho não pago, o acúmulo de tarefas e atribuições entre os gêneros é desproporcional, ou seja, as mulheres apresentam um tempo total de trabalho maior que dos homens.

No limite, o trabalho não remunerado é desvalorizado, pois é realizado fora do circuito econômico, por não ser intermediado pelo dinheiro; por conseguinte, as pessoas que se ocupam destas tarefas acabam não sendo valorizadas socialmente. No entanto, os afazeres domésticos e cuidados viabilizam a realização do trabalho remunerado. Por isso, a imputação de valor monetário

aos afazeres domésticos e a incorporação desta mensuração aos valores das Contas Nacionais de cada país têm sido defendidas como formas de demonstrar a importância do ~~de~~ cuidado do domicílio e das crianças, idosos e enfermos que são, em sua maioria, desempenhados pelas mulheres.

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, pobreza 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 BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, I.; VAZ, D. Diferenciais de rendimento por gênero no mercado de trabalho: uma comparação entre regiões brasileiras. v. 15, n. Revista da ABET, 3 dez. 2018.
- BANDEIRA, L.; MELO, H. P. DE. **A pobreza e as políticas de gênero no Brasil**. Santiago de Chile: Naciones Unidas, CEPAL, Unidad Mujer y Desarrollo, 2005.
- BANE, M. J.; ELLWOOD, D. T. Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells. **The Journal of Human Resources**, v. 21, n. 1, p. 1–23, 1986.
- BARROS, R. *et al.* Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Revista Econômica**, v. 8, n. 1, 7 jan. 2006.
- BATISTA, A. L.; COSTA, L. V. DOMICÍLIOS CHEFIADOS POR MULHERES E POBREZA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE 2011 A 2015. **Revista Feminismos**, v. 7, n. 3, 2019.
- BAULCH, B.; HODDINOTT, J. Economic Mobility And Poverty Dynamics in Developing Countries. **The Journal of Development Studies**, v. 36, p. 1–24, 1 ago. 2000.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. **Journal of economic literature**, v. 55, n. 3, p. 789–865, 2017.
- BRUSCHINI, C. O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes. **Estudos feministas**, p. 179–24, 1994.
- BRUSCHINI, C. *et al.* **Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais**. [s.l.] Editora FGV, 2014.
- CAMOU, M.; MAUBRIGADES, S. The Lingering Face of Gender Inequality in Latin America. In: **Has Latin American Inequality Changed Direction?: Looking Over the Long Run**. [s.l.: s.n.]. p. 219–241.
- CAMPÊLO, A. K.; DA SILVA, W. B.; AZEVEDO, R. M. **Duração do desemprego no Brasil metropolitano: uma análise através de regressão quantílica censurada**. XXIII Encontro Regional de Economia, 2018.
- CARVALHO JÚNIOR, J. R. DE A.; OLIVEIRA, P. F. A. DE. Desigualdade de gênero da duração do desemprego e seus efeitos sobre os salários aceitos no Brasil. out. 2009.
- CLEVES, M. *et al.* **An Introduction To Survival Analysis Using Stata**. [s.l.: s.n.].
- CODES, A. L. MENSURAÇÃO DA POBREZA: uma reflexão sobre a necessidade de articulação de diferentes indicadores. **Caderno CRH**, v. 17, n. 40, 2004.
- CODES, A. L. M. DE. A trajetória do pensamento científico sobre pobreza: em direção a uma visão complexa. 2008.

COSTA, F. Á. DE O.; MARRA, M. M. Famílias brasileiras chefiadas por mulheres pobres e monoparentalidade feminina: risco e proteção. **Revista Brasileira de Psicodrama**, v. 21, p. 141–153, 2013.

DE MELO, H. P.; DI SABATO, A. A estrutura econômica num prisma de gênero. **Revista Gênero**, v. 12, n. 1, 2011.

FOUARGE, D.; LAYTE, R. Welfare Regimes and Poverty Dynamics: The Duration and Recurrence of Poverty Spells in Europe. **Journal of Social Policy**, v. 34, p. 407–426, 1 jul. 2005.

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. p. 16, 2002.

GONÇALVES, S. L. **Vulnerabilidade das famílias à pobreza: uma análise empírica para seis regiões metropolitanas: 2002 a 2011**. [s.l.] Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2015.

GONÇALVES, S.; MACHADO, A. Poverty Dynamics in Brazilian Metropolitan Areas: an Analysis Based on Hulme and Shepherd's Categorization (2002 - 2011). 8 ago. 2015.

GUIMARÃES, A. S. A. Raça e pobreza no Brasil—a rationale dos estudos de desigualdade racial. **DURHAN, Eunice Ribeiro; BORI, Carolina. O negro no ensino superior. São Paulo: USP/Nupes**, v. 1, p. 3–15, 2003.

H. AKAIKE. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716–723, dez. 1974.

HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing Chronic Poverty. **World Development**, v. 31, p. 403–423, 1 mar. 2003.

ICELAND, J. **The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-Censoring. No. 97-378**. [s.l.] PSC Research Report Series January 1997, 1997.

JESUS, J. C. DE. Trabalho doméstico não remunerado no Brasil: uma análise de produção, consumo e transferência. 19 jun. 2018.

KALBFLEISCH, J. D.; PRENTICE, R. L. **The Statistical Analysis of Failure Time Data**. [s.l.] John Wiley & Sons, 2011.

KARTSONAKI, C. Survival analysis. **Mini-Symposium: Medical Statistics**, v. 22, n. 7, p. 263–270, 1 jul. 2016.

KASSENBOEHMER, S. C.; SINNING, M. G. Distributional changes in the gender wage gap. **ILR Review**, v. 67, n. 2, p. 335–361, 2014.

KLEIN, J. P.; GOEL, P. (EDS.). **Survival Analysis: State of the Art**. [s.l.] Springer Netherlands, 1992.

- KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival Analysis: A Self-Learning Text**. New York, NY: Springer New York, 2012.
- KYZYMA, I. Changes in the Patterns of Poverty Duration in Germany, 1992–2009. **Review of Income and Wealth**, v. 60, n. S2, p. S305–S331, 1 nov. 2014.
- LAVINAS, L.; NICOLL, M. Atividade e vulnerabilidade: quais os arranjos familiares em risco? **Dados**, v. 49, n. 1, p. 67–97, 2006.
- LAWSON, D.; MCKAY, A. Chronic Poverty: A Review of Current Quantitative Evidence. **SSRN Electronic Journal**, 2011.
- LEONE, E.; KREIN, J.; TEIXEIRA, M. Mundo do trabalho das mulheres: ampliar direitos e promover a igualdade. **São Paulo: secretaria de Políticas do Trabalho e Autonomia Econômica das Mulheres**. Campinas, São Paulo: Unicamp, 2017.
- LIMA, M. “Raça” e pobreza em contextos metropolitanos. **Tempo Social**, v. 24, p. 233–254, nov. 2012.
- MARIANO, S. A.; CARLOTO, C. M. Gênero e combate à pobreza: Programa Bolsa Família. **Revista Estudos Feministas**, v. 17, n. 3, p. 901–908, 2009.
- MEDEIROS, M.; PINHEIRO, L. S. Desigualdades de gênero em tempo de trabalho pago e não pago no Brasil, 2013. **Sociedade e Estado**, v. 33, n. 1, p. 159–185, abr. 2018.
- MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os Determinantes da duração do desemprego em São Paulo. <http://ppe.ipea.gov.br>, abr. 2000.
- OECD; ILO. **Tackling Vulnerability in the Informal Economy**. [s.l.] OECD, 2019.
- OSORIO, R. G. A mobilidade social dos negros brasileiros. www.ipea.gov.br, ago. 2004.
- OSORIO, R. G. *et al.* **Perfil da pobreza no Brasil e sua evolução no período 2004-2009**. [s.l.] Texto para Discussão, 2011. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/handle/10419/91289>>. Acesso em: 19 fev. 2021.
- PERRY, G. **Poverty reduction and growth: Virtuous and vicious circles**. [s.l.] World Bank Publications, 2006.
- PINHEIRO, L. S. *et al.* Retrato das desigualdades de gênero e raça. v. 3. ed., 2009.
- PRESSMAN, S. Feminist Explanations for the Feminization of Poverty. **Journal of Economic Issues**, v. 37, n. 2, p. 353–361, jun. 2003.
- REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. **Economia Aplicada**, v. 18, p. 35–50, 1 mar. 2014.

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**, v. 41, n. 2, 2011.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. A imputação da renda do não trabalho na pesquisa mensal de emprego. <http://ppe.ipea.gov.br>, dez. 2009.

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**, v. 37, p. 573–594, 2007.

SOUZA, V. DE *et al.* A FEMINIZAÇÃO DA POBREZA NO BRASIL E SEUS DETERMINANTES. **Informe GEPEC**, v. 24, n. 1, p. 53–72, 27 mar. 2020.

UNESCO. **Trabalho e família: rumo a novas formas de conciliação com co-responsabilidade social**. Livro. Disponível em: <http://www.ilo.org/brasil/publicacoes/WCMS_233473/lang--pt/index.htm>. Acesso em: 17 dez. 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**, v. 49, n. 2, p. 32, 2019.

APÊNDICE 1

Para a escolha do melhor modelo, podemos utilizar como referência o valor de log-verossimilhança de cada estimativa em diferentes distribuições e seleciona-se a com maior valor estimado. Em contrapartida, também podemos utilizar o critério de informação de Akaike (AIC), proposto por Akaike (1974), que se dá da seguinte forma:

$$AIC = -2(\log - \text{verossimilhança}) + 2(c + p + 1)$$

em que c é o número de covariadas do modelo e p é o número de parâmetros auxiliares (como ρ da distribuição de Weibull). Para o critério de informação de Akaike, utiliza-se o modelo com menor valor de referência.

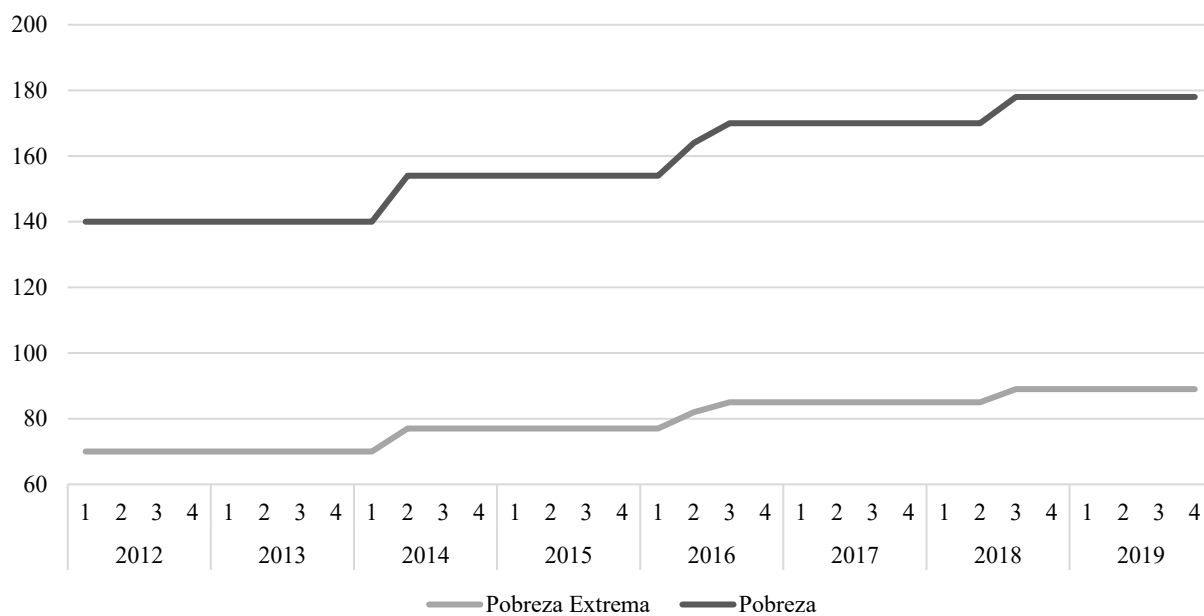
Apêndice 1 – Valores de referência da log-verossimilhança e AIC para diferentes distribuições (utilizando o modelo 0 e renda total domiciliar)

	Weibull	Exponencial	Log-normal	Log-logística
Log-verossimilhança	-128.500.000	-143.400.000	-152.100.000	-154.400.000
AIC	257.000.058	286.800.056	304.200.058	308.800.058
Variáveis explicativas	27	27	27	27
Parâmetros auxiliares	1	0	1	1

Fonte: elaboração própria

APÊNDICE 2

Apêndice 2 – Valores de corte do Programa Bolsa Família entre 2012 e 2019.



Fonte: elaboração própria com base nos dados da Caixa Econômica Federal.