

ANDREZZA LUIZA BATISTA

**DOMICÍLIOS CHEFIADOS POR MULHERES E CHOQUES DE
RENDA: UMA ANÁLISE PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS
BRASILEIRAS NO PERÍODO DE 2011 A 2015**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de Magister Scientiae.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2019

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da
Universidade Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

B333d
2019
Batista, Andrezza Luiza, 1994-
Domicílios chefiados por mulheres e choques de renda : uma
análise para as regiões metropolitanas brasileiras no período de 2011 a
2015 / Andrezza Luiza Batista. - Viçosa, MG, 2019.
x, 64 f. : il. ; 29 cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Lorena Vieira Costa Lelis.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 48-52.

1. Renda - Distribuição - Brasil. 2. Mulheres chefes de família -
Condições econômicas - Brasil. 3. Pobreza - Brasil. I. Universidade
Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Programa de
Pós-Graduação em Economia Aplicada. II. Título.

CDD 22. ed. 339.20981

ANDREZZA LUIZA BATISTA

**DOMICÍLIOS CHEFIADOS POR MULHERES E CHOQUES DE RENDA: UMA
ANÁLISE PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS NO
PERÍODO DE 2011 A 2015**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 15 de julho de 2019.



Bladimir Carrillo Bermudez



Cristiana Tristão Rodrigues



Lorena Vieira Costa Lelis
(Orientadora)

Aos meus pais, Sandra e Geraldo, por serem
minha fonte de inspiração.

AGRADECIMENTOS

Mais uma etapa se encerra e gostaria de expressar minha gratidão a todos os que direta ou indiretamente fizeram parte da execução desta dissertação.

Gostaria de agradecer primeiramente à Deus, por me dar forças para superar todos os obstáculos e por me permitir viver anos maravilhosos na realização de um sonho.

Aos meus pais, Sandra e Geraldo, serei eternamente grata por tudo que me proporcionaram e por toda confiança que sempre tiveram em mim. Agradeço ao Diogo, Pablio, Juliany, Lorena e Ana Júlia, por mesmo à distância, se mostrarem presentes na minha vida, me confortando nos momentos difíceis. À minha avó, Aparecida, sou imensamente grata por todas as palavras de conforto que sempre souberam me acalmar. À todos vocês, minha família, expressei minha eterna gratidão por todo o apoio que me deram, por cada palavra de amor dita e pela torcida. Vocês são minha inspiração!

À minha orientadora, professora Lorena Vieira Costa Lelis, deixo aqui meu sincero agradecimento pelos ensinamentos, pela confiança e pela motivação. Minha admiração e gratidão por tudo que me proporcionou são eternas.

Agradeço aos bons amigos que fiz durante o mestrado, obrigada por todo o carinho, toda a ajuda e pelos momentos compartilhados, eu não teria conseguido sem vocês. Obrigada, também, aos antigos amigos que, mesmo à distância, foram de extrema importância para mim durante esse processo.

À UFV, Departamento de Economia Rural e Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, agradeço imensamente pela oportunidade e pela infraestrutura oferecida. Aos professores que foram indispensáveis para aquisição de conhecimento ao longo do mestrado e aos professores que aceitaram dar suas contribuições para esta dissertação aceitando participar das bancas de defesa e de avaliação do projeto, meu muito obrigada.

Por fim, agradeço ao CNPq pelo apoio financeiro que foi imprescindível para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	vi
LISTA DE TABELAS	vii
RESUMO.....	viii
ABSTRACT	x
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações Iniciais.....	1
1.2. O Problema e sua Importância	4
1.3. Hipóteses	8
1.4. Objetivos	9
1.4.1. Objetivo Geral.....	9
1.4.2. Objetivos Específicos.....	9
2. REFERENCIAL TEÓRICO	9
2.1. Modelo de Contrato Conjugal.....	9
2.2. Modelo de Vulnerabilidade	12
3. METODOLOGIA.....	14
3.1. Algumas Definições	14
3.1.1. Conceito de Pobreza Utilizado.....	14
3.1.2. O Uso da Taxa de Desemprego como Choque de Renda	15
3.1.3. A chefia de domicílio	18
3.2. Estratégia Empírica	19
3.3. Fonte dos dados	21
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	22
4.1. Chefia de Domicílio: perfil dos chefes brasileiros	22
4.1.2. Regiões Metropolitanas: perfil das mulheres chefes.....	27
4.2. Pobreza e domicílios chefiados por mulheres	30

4.3. Choques de renda e domicílios chefiados por mulheres	34
4.3.2. Efeitos dos choques de renda sobre a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio.....	34
4.3.3. Efeitos dos choques de renda sobre a probabilidade de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres	38
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	45
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	48
APÊNDICES	53
Apêndice A: Tabelas e gráficos adicionais referentes aos choques de renda.....	53
Apêndice B: Tabelas e gráficos adicionais referentes aos resultados dos modelos estimados.	57

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolução da taxa de desemprego das regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015	17
Figura 2: Evolução da taxa de desemprego das regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015	17
Figura 3: Porcentagem da população pobre, Brasil e Regiões Metropolitanas, 2011 a 2015 ..	30
Figura 4: Porcentagem da população pobre, por sexo, 2011 a 2015, Brasil	31
Figura 5: Porcentagem da população pobre, por sexo, 2011 a 2015, regiões metropolitanas..	32

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Características de chefes de domicílio no Brasil por sexo, 2011 a 2015.....	25
Tabela 2: Características de mulheres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015	28
Tabela 3: Características de mulheres pobres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015	33
Tabela 4: Fatores associados à probabilidade de uma mulher se tornar chefe de domicílio, Regiões Metropolitanas, 2011 a 2015	34
Tabela 5: Fatores associados à probabilidade de pobreza dos domicílios das regiões metropolitanas brasileiras, com choques defasados em 3 anos, 2011 a 2015	38
Tabela 6: Fatores associados à probabilidade de pobreza de domicílios das regiões metropolitanas brasileiras considerando a linha de pobreza de 1/2 salário mínimo, com choques defasados em 3 anos, 2011 a 2015	42

RESUMO

BATISTA, Andrezza Luiza, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2019. **Domicílios chefiados por mulheres e choques de renda: Uma análise para as regiões metropolitanas brasileiras no período de 2011 a 2015.** Orientadora: Lorena Vieira Costa Lelis.

A elevação do número de domicílios chefiados por mulheres é marcada pela maior emancipação feminina, advinda, principalmente, da maior presença das mulheres no mercado de trabalho, da redução do número de casamentos e da baixa fertilidade. Entretanto, elas ainda se encontram em desvantagens ao se tratar de rendimentos, apoio como chefes de domicílio e exposição a choques. Fatos que, somados à situação econômica desfavorável atual do país, levanta questões acerca da resposta dos domicílios chefiados por mulheres frente a choques macroeconômicos. Diante disso, o presente trabalho buscou responder às seguintes perguntas: Choques de renda, negativos e positivos, afetam a estrutura domiciliar, alterando as probabilidades das mulheres se tornarem chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras? E, domicílios chefiados por mulheres que sofreram choques de renda (positivos e negativos), possuem chances diferentes de estarem mais vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens? Para tal, foram utilizados dados empilhados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2011 a 2015. A estratégia de identificação baseou-se na utilização da taxa de desemprego das regiões metropolitanas como choque de renda. Assim, considerou-se como choque positivo de renda a situação em que a taxa de desemprego de uma região se encontrasse um desvio padrão abaixo de sua média histórica e choque negativo de renda se ela estivesse um desvio acima de sua média histórica. Para avaliar alterações na renda que afetariam majoritariamente os homens e as mulheres, respectivamente, foram utilizados também choques na indústria e no setor de serviços. Com isso, duas equações foram estimadas através dos mínimos quadrados ordinários, a primeira buscou avaliar o efeito dos choques de renda sobre as chances das mulheres se tornarem chefes de domicílios e a segunda buscou avaliar o efeito da interação entre choques de renda e domicílios chefiados por mulheres sobre sua probabilidade de pobreza. Os resultados apontam que choques de renda negativos, geral e setoriais, assim como um choque positivo no setor de serviços, reduzem o poder de barganha feminino dentro do domicílio, diminuindo as chances da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras e que os choques positivos geral e na indústria aumentam tal probabilidade. Além disso, os choques de renda ocorridos há três anos não são significativos para explicar as chances de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres no Brasil metropolitano, com exceção para os domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque

negativo de renda no setor de serviços há três anos. Nesse caso, eles possuem menores chances de se encontrarem em condição de pobreza. Além do mais, domicílios chefiados por mulheres, por si só, sem considerar a ocorrência de choques, são significativamente mais prováveis de serem pobres do que domicílios chefiados por homens.

ABSTRACT

BATISTA, Andrezza Luiza, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July, 2019. **Female headed households and income shocks: An analysis for the Brazilian metropolitan area from 2011 to 2015.** Adviser: Lorena Vieira Costa Lelis.

The increase in female headed household's number is marked by female emancipation, mainly due to the greater presence of women in the labor market, the reduction of marriages and low fertility. However, they are still at disadvantage when it comes to income, support as household heads and exposure to shocks. Facts that, in addition to the current Brazilian economic situation, raises questions about the response of female headed households to macroeconomic shocks. Then, the present paper sought to answer the following questions: Do negative and positive income shocks affect the household structure, changing the chances of women becoming heads of households in the Brazilian metropolitan regions? And, female headed households who have experienced income shocks (positive and negative) have different chances of being more vulnerable to poverty than male headed households? For that, we used stacked data from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), from 2011 to 2015. The identification strategy was based on the use of the metropolitan region's unemployment rate as an income shock. So, it was considered as a positive income shock if the unemployment rate of a region were a standard deviation below its historical average and as negative shock if it were a deviation above its historical average. To measure changes in income that would affect men and women, respectively, shocks were also used in the industry and in the service sector. Hence, two equations were estimated through ordinary least squares, the first sought to evaluate the effect of income shocks on women's chances of becoming household heads and the second one sought to evaluate the effect of the interaction between income shocks and female headed households on their probability of poverty. Their results indicate that negative shocks, general and sectoral, as well as positive shock in the service sector, reduce female bargaining power within the household, decreasing women's chances of becoming head of household in Brazilian metropolitan regions and that positive shocks, general and in industry, increase such a probability. In addition, income shocks occurred three years ago are not significant to explain the chances of poverty of households headed by women in metropolitan Brazil, except for households headed by women who suffered a negative income shock in the service sector three years ago. In this case, they are less likely to find themselves in poverty. In addition, female headed households alone, regardless of shocks, are significantly more likely to be poor than male headed households.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações Iniciais

Dentre os 17 objetivos propostos pela Organização das Nações Unidas (ONU) para o desenvolvimento mundial sustentável está a busca pela igualdade de gênero e empoderamento de todas as mulheres e meninas. Entretanto, de acordo com o relatório anual de disparidade de gênero desenvolvido pelo Fórum Econômico Mundial (WORLD ECONOMIC FORUM, 2017), a igualdade de gênero só irá ocorrer em 100 anos, tudo mais mantido constante. Segundo o relatório, ao se tratar de participação econômica e oportunidade, acesso à educação, saúde e sobrevivência e empoderamento político, foram atingidos até 2017, 68% de igualdade de gênero a nível global. Ao ranquear os países em relação à equidade entre homens e mulheres, o Brasil se encontra na posição 90 de 144 países, tendo atingido igualdade somente nas categorias de educação e saúde e sobrevivência.

Intrinsecamente relacionada à disparidade de gênero em diferentes dimensões, insere-se a discussão quanto à feminização da pobreza. Esse processo pode ser definido como um aumento da proporção de pessoas do sexo feminino consideradas pobres em comparação com pessoas do sexo masculino, ou como um aumento da diferença nos níveis de pobreza de domicílios chefiados por mulheres, em comparação com aqueles chefiados por homens ou por um casal (MEDEIROS; COSTA, 2008; BRADSHAW; CHANT; LINNEKER, 2017). A elevação significativa do número de domicílios chefiados por mulheres ao longo dos anos torna o debate sobre este fenômeno de notória importância. De fato, no Brasil, de acordo com dados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cerca de 22% dos domicílios eram chefiados por mulheres no ano 2000. Em 2010, no entanto, esse número se elevou para 37,3%. Dos domicílios com a presença de um cônjuge, o aumento da chefia feminina foi de 26,9 pontos percentuais nesses 10 anos, indicando um fortalecimento do papel da mulher nos espaços nucleares¹.

Essa elevação do número de domicílios chefiados por mulheres pode se justificar pela maior emancipação feminina, marcada pela forte inserção das mulheres no mercado de trabalho, adiamento de uniões e do nascimento dos filhos, redução na taxa de casamentos, elevação na taxa de divórcios e elevação do número de pessoas que vivem sozinhas (LIU; ESTEVE; TREVIÑO, 2017). Ainda que este fenômeno seja marcado pelo maior empoderamento das

¹ Domicílios nucleares são domicílios com a presença do chefe e um cônjuge ou parceiro.

mulheres², a maioria dos domicílios chefiados por elas no Brasil ainda é formada pelos monoparentais (presença de apenas da mãe com os filhos) e os unipessoais de pessoas idosas (domicílio com apenas uma moradora), indicando que a chefia feminina de domicílio no Brasil nem sempre está relacionada à escolha da mulher e ao seu empoderamento (CAVENAGHI; ALVES, 2018). Outro ponto a se destacar sobre esses domicílios, é que eles ainda se encontram em desvantagem quando se trata de rendimento do trabalho. Em 2015, 18,5% das mulheres chefes recebiam até um quarto de salário mínimo, contra 7,1% dos homens chefes. Em contrapartida, 6,4% delas possuíam rendimentos acima de 5 salários mínimos, contra 12% dos homens chefes (CAVENAGHI; ALVES, 2018).

Diante disso, a compreensão dos fatores que podem elevar proporcionalmente mais a vulnerabilidade de mulheres, particularmente aquelas que se declaram chefes de domicílios, torna-se um importante foco de pesquisa. Nesse aspecto, um ponto que tem sido abordado na literatura é a possibilidade de que choques econômicos afetem homens e mulheres de forma diferente (GLEWWE; HALL, 1998; BERNIELL; MACHADO; LA MATA, 2014). Durante a recessão de 2008, desencadeada nos Estados Unidos, por exemplo, a taxa de desemprego americana foi maior para os homens, principalmente devido ao fato dos setores mais afetados pela crise serem majoritariamente masculinos. Entretanto, considerando a resposta dos indivíduos frente ao choque, houve um aumento significativo do número de mulheres que mudaram seu status de inativas para procurando emprego (SAHIN; SONG; HOBIJN, 2010). Os efeitos dessa recessão no Brasil, no entanto, foram diferentes. Segundo o IPEA (2009), apesar dos homens terem perdido mais empregos que as mulheres (isso porque os setores tradicionalmente masculinos foram os mais atingidos com a crise, assim como nos Estados Unidos), as mulheres sofreram uma retração muito maior ao se tratar de taxa de atividade, indicando que essa recessão econômica retirou mais mulheres do mercado de trabalho do que homens. Com isso, surge a hipótese de que choques macroeconômicos podem afetar a distribuição de renda entre homens e mulheres, podendo, como consequência, alterar relações domiciliares.

Esta questão, torna-se particularmente importante de ser avaliada no contexto atual do Brasil, uma vez que o país tem vivido, nos últimos anos, uma grande crise econômica. Estima-se que de 2014 a 2016, o Produto Interno Bruto (PIB) per capita tenha caído cerca de 9%; a

² Empoderamento feminino é um conceito amplo que engloba a busca pela igualdade de gênero em diversos aspectos como, por exemplo, liderança, participação política, saúde e segurança (UN WOMEM, 2019). Entretanto, neste trabalho, este termo é utilizado considerando o empoderamento econômico, que é a igualdade de gênero em aspectos econômicos, como renda, que se relaciona diretamente com a erradicação da pobreza e crescimento econômico inclusivo (DUFLO, 2012).

economia tenha sofrido uma desaceleração, com a taxa de crescimento do PIB chegando a atingir -3,8% em 2015; e a inflação atingido 10,67% no mesmo ano (BARBOSA FILHO, 2017). Em momentos de crise, o mercado de trabalho desempenha um papel crucial ao transmitir os choques macroeconômicos para os domicílios e conforme ressaltam Corbacho, Garcia-Escribano e Inchauste (2007), a rigidez dos mercados pode até aumentar a amplitude dos choques. Dessa forma, a taxa de desemprego brasileira, que passou de 7,4% em 2010 para 12% em 2016, serviu como principal medida de transmissão da crise para os domicílios brasileiros. Nesse mesmo período, a taxa de desemprego das regiões metropolitanas passou de 7,04% para 8,28% (IBGE, 2018).

Ao se considerar o mercado de trabalho como forma de transmissão da crise brasileira para os domicílios, deve-se considerar a possível existência de segregação ocupacional, fenômeno onde homens e mulheres são segregados para segmentos de mercado considerados masculinos e femininos (MACPHERSON; HIRSCH, 1995). De acordo com o Censo Demográfico do IBGE de 2010, o setor com maior participação masculina é a indústria, sendo 70,57% dos trabalhadores do sexo masculino e aquele com maior participação feminina é o de serviços (com 78,30% das mulheres brasileiras empregadas neste setor).

Choques como a crise brasileira podem levar a resultados adversos. Klasen, Lechtenfeld e Povel (2015) encontraram que domicílios chefiados por mulheres estão mais vulneráveis a choques do que os domicílios chefiados por homens na Tailândia e Vietnã. De modo contrário, um estudo sobre os efeitos da crise de 1999 a 2002 na Argentina, encontrou que domicílios com maior número de crianças, com chefe do sexo masculino, menos educado e empregado no setor privado foram os mais vulneráveis a esses choques (CORBACHO; GARCIA-ESCRIBANO; INCHAUSTE, 2007). Assim, a resposta parece depender do tipo de choque e, também, do contexto em que esses domicílios estão inseridos (que define a disponibilidade de meios de mitigar os efeitos adversos dos choques).

Nesse contexto, essa dissertação busca avaliar a relação entre choques de renda e chefia feminina de domicílio, assim como a relação entre choques e a vulnerabilidade dos domicílios chefiados por mulheres das regiões metropolitanas brasileiras. Essa análise é particularmente importante para o Brasil que tem, ao mesmo tempo, elevado a proporção de domicílios chefiados por mulheres e vivido períodos de situação econômica desfavorável. A escolha pela análise a nível de região metropolitana se dá devido ao fato de que a menor agregação dos dados possibilita chegar mais perto das características do mercado de trabalho local, uma vez que a limitação da base de dados não permite que seja feita uma análise a nível de município. Apesar do contexto atual brasileiro, é avaliada, também, a relação entre os domicílios chefiados por

mulheres e choques positivos de renda, afim de se fazer um exercício contrafactual para avaliar a resposta dos domicílios frente à melhora das condições econômicas.

1.2. O Problema e sua Importância

Levando-se em consideração as disparidades de gênero em diferentes dimensões e a possibilidade de que as mulheres possam ser mais vulneráveis a choques macroeconômicos, este trabalho pretende responder às seguintes questões: Choques de renda, negativos e positivos, afetam a estrutura domiciliar³, alterando as probabilidades das mulheres se tornarem chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras? Uma vez que ocorreu um choque de renda (positivo e negativo), domicílios chefiados por mulheres possuem chances diferentes de estarem mais vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens?

De acordo com Modena e Gilbert (2012), choques são definidos como movimentos adversos na renda ou no consumo domiciliar que podem ter um impacto significativo na possibilidade de um domicílio entrar ou sair da condição de pobreza. Diversos eventos exógenos podem ser considerados como choques: choques climáticos, forças da natureza, choques políticos e macroeconômicos. Esses seriam positivos se espera-se que elevem a renda ou negativos, caso contrário. Eles podem ainda ser classificados como choques econômicos (que usualmente têm sido medidos como a perda de colheita e desemprego) ou demográficos (que têm sido aproximados pela morte ou doença de alguém da família). Neste trabalho, o interesse recai sobre choques econômicos de renda, positivos e negativos, avaliados por meio das taxas de desemprego, assim como Duryea (1998), Zhang (2014) e Christelis, Georgarakos e Jappelli (2015). A medida do choque é feita como uma variação acima (choque negativo) ou abaixo (choque positivo) da taxa média de desemprego das regiões metropolitanas brasileiras.

Ao se tratar de choques macroeconômicos negativos, esperam-se dois efeitos sobre o domicílio: primeiro há a redução do bem-estar pela perda de rendimento e depois há a assistência do governo como tentativa de mitigar tais efeitos adversos. Entretanto, mesmo com o auxílio governamental, o domicílio se encontra em situação pior do que a inicial (GLEWWE; HALL, 1998). Choques positivos de renda, por outro lado, mesmo se considerados temporários ou permanentes, possuem um efeito de elevar o poder de barganha dentro do domicílio e alterar as disposições de tarefas domésticas entre seus membros (BERNIELL; MACHADO; LA MATA, 2014). Assim, a ocorrência de choques renda, sejam eles negativos ou positivos, têm potencialmente impactos sobre a estrutura dos domicílios e sua posição econômica.

³ Neste trabalho, considera-se como alteração da estrutura domiciliar a mudança da pessoa de referência do domicílio, assim como Carloto (2005).

Além de afetar as relações domiciliares, uma das suposições subjacentes a este estudo é a de que domicílios diferentes sejam afetados de forma distinta pelos mesmos choques. De acordo com Glewwe e Hall (1998), de fato, existem algumas características que fazem com que certos domicílios sejam mais vulneráveis a choques do que outros, como: maior dependência da economia do país, possuir uma renda domiciliar menos diversificada, ter pessoas com empregos menos estáveis e pessoas menos escolarizadas. Além disso, existem dois tipos de vulnerabilidade: a vulnerabilidade induzida pela estrutura (também chamada de vulnerabilidade induzida pela pobreza), que está relacionada à estrutura do país e é impulsionada pela perspectiva de baixo consumo permanente; e a vulnerabilidade induzida pelo risco, que é quando há alta volatilidade no consumo (de forma que se eleva frente a qualquer tipo de choque afetando a renda) (GÜNTHER; HARTTGEN, 2009).

Ao diferenciar a vulnerabilidade aos choques da vulnerabilidade à pobreza, Glewwe e Hall (1998) afirmam que os domicílios chefiados por homens estão mais expostos à primeira, enquanto domicílios chefiados por mulheres estão mais expostos à segunda. Entretanto, a vulnerabilidade de um domicílio é medida tanto pela sua condição de pobreza, quanto pela sua exposição à riscos (LIGON; SCHECHTER, 2003). De modo que, segundo Ligon e Schechter (2003), domicílios vulneráveis são aqueles que possuem maior pobreza atual (medida por uma linha de pobreza) e maior risco, o que se relaciona com as características domiciliares e com a ocorrência de choques. Dessa forma, espera-se que, ao sofrer choques negativos de renda, os domicílios chefiados por mulheres estejam mais vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens e que, ao sofrer choques positivos de renda, eles estejam igualmente vulneráveis⁴. Neste trabalho, a medida de vulnerabilidade utilizada é aquela proposta por Del Ninno e Marini (2005), segundo os quais pode-se dizer que choques de renda deixam o domicílio vulnerável à pobreza se aquele domicílio, ao sofrer um choque, se torna mais provável de ser pobre.

De uma forma geral, os efeitos dos choques têm sido avaliados sobre diversas variáveis domiciliares. Mckenzie (2003) avalia o efeito de um choque macroeconômico (a crise do peso ocorrida no México em 1994) sobre os domicílios e conclui que a resposta deles se deu por meio da redução da fertilidade, redução de gastos com saúde e realocação do seu consumo. Duryea (1998) e Mottaleb, Mohanty e Mishra (2015) apontam como consequências de choques

⁴ Uma vez que os domicílios chefiados por homens possuem menores chances de se encontrarem em situação de pobreza do que domicílios chefiados por mulheres, espera-se que um choque positivo de renda em domicílios chefiados por mulheres faça com eles estejam, ao menos, igualmente vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens.

negativos de renda a redução da frequência escolar e aumento do trabalho infantil, principalmente masculino, como tentativa de suavizar os impactos do choque dentro do domicílio. Sedlacek e Santos (1991), por sua vez, observaram que as famílias brasileiras ajustam sua oferta de trabalho para compensar variações na renda do chefe do domicílio, de modo que alterações negativas na renda da pessoa de referência aumentam a oferta de trabalho do cônjuge.

A resposta aos choques negativos de renda pelos domicílios depende, ainda, se tais choques são considerados como permanentes ou temporários. Se os domicílios estão otimistas em relação à queda da renda domiciliar, a principal forma de suavizar os efeitos do choque é por meio da redução do consumo, entretanto, em cenários pessimistas há grandes chances da resposta dos domicílios ser por meio da alteração na estrutura domiciliar (CHRISTELIS; GEORGARAKOS; JAPPELLI, 2015; AVALOS, 2016). Assim, parece não haver um consenso na literatura acerca da resposta dos domicílios frente a um choque geral de renda negativo, uma vez que ela depende do contexto em que esses estão inseridos e de suas expectativas quanto à duração dos efeitos do choque.

Ao se tratar de choques positivos de renda, por outro lado, Gonçalves e Menezes Filho (2015) observaram que tal alteração na renda domiciliar aumenta a oferta de trabalho do chefe e do cônjuge e reduz a dos filhos adolescentes. Entretanto, após um choque de renda positivo e exógeno, a oferta de trabalho do cônjuge se eleva significativamente mais do que a do chefe, sugerindo que tal choque eleva o poder de barganha do cônjuge dentro do domicílio (GONÇALVES; MENEZES FILHO, 2015). Além disso, Haushofer e Shapiro (2013) sugerem que um choque de renda positivo eleva, também, o nível de bem-estar físico e emocional de todos os membros do domicílio.

Staduto, Nascimento e Souza (2013), por sua vez, sugerem que elevações no emprego formal e no salário mínimo do meio urbano são atrativos para as mulheres jovens das áreas rurais, o que aumenta o número de domicílios chefiados por mulheres nas cidades. Segundo os autores, após a ocorrência de choques positivos de renda (como aumento na taxa de emprego e no salário mínimo), houve uma tendência de migração feminina da área rural do Paraná para o meio urbano significativamente superior à masculina. Isso ocorre pois a estrutura patriarcal do meio rural favorece a barganha masculina e enfraquece a voz ativa da mulher dentro do domicílio, uma vez que, nos empreendimentos familiares agrícolas, por mais que as mulheres exerçam trabalhos importantes, elas são vistas como responsáveis pelo trabalho reprodutivo enquanto os homens, pelo trabalho produtivo (STADUTO; NASCIMENTO; SOUZA, 2013).

Dessa forma, tem-se que choques positivos de renda poderiam alterar a estrutura domiciliar, aumentando o número de domicílios chefiados por mulheres, mesmo que por meios distintos.

Carter e Katz (1997), em sua teoria do contrato conjugal, sugerem que choques de renda, tanto positivos quanto negativos, são capazes de alterar a estrutura domiciliar através do poder de barganha. Entretanto, para que isso ocorra, o choque deve atingir somente uma das partes do contrato (CARTER; KATZ, 1997). Assim, neste trabalho propõe-se distinguir entre os tipos de choques, avaliando além do choque de renda geral (medido pela taxa geral de desemprego), o desemprego setorial, considerando o setor de serviços e o da indústria. A utilização do choque setorial serve para verificar os efeitos de choques específicos de gênero sobre a estrutura domiciliar.

Para caracterizar essa relação entre choque específico de gênero e alterações na estrutura domiciliar, Autor, Dorn e Hanso (2015) avaliaram a relação entre desemprego e casamento e chegaram à conclusão de que reduções na demanda por trabalho masculino diminuem as taxas de casamento (tanto por meio da queda do número de casamentos efetivamente, quanto do aumento do número de divórcios). Já reduções na demanda por trabalho feminino elevam as taxas de casamento, mas nesse caso, esse efeito ocorre, principalmente via diminuição do número de divórcios que não pelo aumento de casamentos. Bhalotra e Umaña-Aponte (2010), por sua vez, avaliaram a oferta de trabalho das mulheres frente a recessões econômicas e encontram uma tendência contra cíclica no emprego feminino, indicando que a participação feminina no mercado de trabalho tende a aumentar em momentos desfavoráveis economicamente e a diminuir em booms da economia tanto para os países da Ásia, quanto para os da América Latina. Entretanto, para países Africanos, ocorre o inverso, ou seja, a oferta de trabalho das mulheres diminui em recessões e aumenta em booms da economia, isso porque o número de mulheres chefes de domicílio lá é maior (BHALOTRA; UMANA-APONTE, 2010).

Choques positivos na renda feminina, especificamente, aumentam o empoderamento feminino, uma vez que uma alteração positiva na renda da mulher aumenta seu poder de barganha dentro do domicílio, elevando o número de divórcios, de mulheres chefes de família e reduzindo a participação feminina nas tarefas domésticas (HAUSHOFER; SHAPIRO, 2013; BERNIELL; MACHADO; LA MATA, 2014). Além disso, o efeito ocorre não só para as mulheres dos domicílios que receberam os choques, mas também para aquelas dos domicílios ao redor (HAUSHOFER; SHAPIRO, 2013), isso acontece porque empoderar mulheres significa dar à elas maior protagonismo e participação na sociedade em que vivem (SALLES, 2010).

Ainda sobre choques positivos de renda, Canêdo-Pinheiro et al. (2008) buscaram avaliar os fatores econômicos que podem afetar a decisão de um casal se divorciar no Brasil e observaram que aumentos inesperados na renda masculina serve como um estabilizador do casamento, enquanto elevações na renda feminina aumentam a probabilidade de divórcio. Este fato sugere que um choque positivo na renda da mulher dá a ela mais poder de barganha para sair do contrato conjugal. Além disso, os autores encontraram que não é necessariamente a maior renda feminina que desestabiliza o contrato conjugal e sim a diminuição da desigualdade de renda dentro do domicílio (CANÊDO-PINHEIRO et al., 2008). Dessa forma, tem-se que choques positivos de renda feminina e choques negativos na renda masculina poderiam aumentar o número de domicílios chefiados por mulheres, enquanto choques positivos na renda masculina e negativos na renda feminina reduziriam tal número.

Diante disso, com este trabalho busca-se expandir a literatura já estabelecida ao avaliar a relação entre domicílios chefiados por mulheres e choques de renda, contribuindo para a discussão acerca do tema em três principais pontos: i) ao avaliar não somente choques negativos de renda, mas também, choques positivos; ii) ao fazer uma análise setorial dos choques de renda, e iii) ao verificar qual o papel de tais choques na mudança da estrutura domiciliar e na vulnerabilidade dos domicílios. No Brasil, essa discussão é incipiente, apesar do número de domicílios chefiados por mulheres estar se elevando e choques serem recorrentes. Busca-se, então, fornecer subsídios para a compreensão do comportamento dos domicílios diante de choques e, conseqüentemente, oferecer conclusões mais contundentes para a formulação de políticas públicas e ações mais pertinentes ao considerar as particularidades de cada domicílio.

1.3. Hipóteses

- a) Choques positivos de renda no setor de serviços e negativos na indústria aumentam as chances do domicílio ser chefiado por mulher, enquanto choques negativos de renda no setor de serviços e positivos na indústria reduzem tal chance. Quanto aos choques gerais, não é possível fazer uma hipótese acerca da resposta dos domicílios frente a um choque negativo. Por sua vez, um choque renda positivo aumenta as chances de uma mulher se tornar chefe do domicílio.
- b) Choques negativos de renda fazem com que os domicílios chefiados por mulheres estejam mais vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens. Por outro lado, choques positivos de renda fazem com que eles estejam igualmente vulneráveis à pobreza.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo Geral

Analisar se choques de renda afetam as chances das mulheres se tornarem chefes do domicílio e avaliar se tais choques impactam a vulnerabilidade à pobreza de domicílios chefiados por mulheres, no período de 2011 a 2015, nas regiões metropolitanas brasileiras.

1.4.2. Objetivos Específicos

- a) Analisar os impactos dos choques de renda, negativos e positivos, sobre a probabilidade da pessoa de referência do domicílio ser uma mulher.
- b) Avaliar os efeitos dos choques de renda, negativos e positivos, sobre a probabilidade do domicílio chefiado por mulher estar abaixo da linha de pobreza.
- c) Avaliar os impactos de choques setoriais, negativos e positivos, sobre a estrutura domiciliar e a vulnerabilidade do domicílio.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Esta seção apresenta duas teorias fundamentais, que fornecem as bases para responder às perguntas propostas: o modelo de contrato conjugal de Carter e Katz (1997) e o modelo de vulnerabilidade apresentado por Ligon e Schechter (2003).

2.1. Modelo de Contrato Conjugal

Nesse trabalho o modelo teórico utilizado como base para responder de que forma um choque poderia alterar a estrutura domiciliar é o modelo de contrato conjugal de Carter e Katz (1997). Esse modelo considera o poder de barganha de cada indivíduo dentro do contrato, ou seja, a capacidade de cada um de possuir voz ativa ao tomar decisões, avaliando como alterações na renda (como provocadas por um choque) afetam esse poder de barganha. Entretanto, uma vez que o modelo trata do poder de barganha dentro de um contrato conjugal, ele se limita ao entendimento da alteração na estrutura domiciliar de domicílios nucleares, ou seja, ele ajuda a explicar o aumento do número de indivíduos divorciados e separados chefes de domicílios, mas não explica o surgimento de domicílios monoparentais e unipessoais.

Os modelos de barganha cooperativa sugerem que a posição de um indivíduo dentro do domicílio reflete diretamente suas oportunidades individuais fora dele, ou seja, qualquer alteração fora do contrato conjugal que melhore a condição do indivíduo dá a ele poder de barganha dentro do mesmo, aumentando sua utilidade (MCELROY, 1997). Segundo Haddad, Hoddinott e Alderman (1997) existe no casamento um ponto conhecido como ponto de ameaça,

onde o parceiro ameaça sair do casamento devido a alguma mudança que ocorreu dentro do domicílio. Dessa forma, choques pequenos que afetariam os domicílios somente no curto prazo levariam o indivíduo a fazer um acordo, enquanto choques considerados de longo prazo refletem no ponto de ameaça, ou seja, o risco do parceiro sair do casamento (HADDAD; HODDINOTT; ALDERMAN, 1997).

A versão simples do modelo de contrato conjugal expõe que a alocação de recursos e o bem-estar do domicílio depende, em grande parte, do nível de transferência (θ) imposto pelo contrato conjugal. Entretanto, não contextualiza o poder de barganha do indivíduo dentro desse contrato nem define uma condição de saída do domicílio. A quantidade de poder de barganha que um indivíduo possui dentro do domicílio vai definir sua condição de saída deste contrato, que pode ser considerada a utilidade que o indivíduo poderia ganhar ao dissolver o contrato conjugal ou sair do domicílio (CARTER; KATZ, 1997). Além disso, as condições de saída dependeriam de oportunidades e condições sociais abertas ao indivíduo fora do casamento. Com isso, o conceito de barganha cooperativa de Nash leva o modelo de contrato conjugal a adicionar a utilidade de saída do contrato de cada indivíduo:

$$\begin{aligned} \max_{\theta} N &= [V_m^*(\theta) - V_m^e][V_h^*(\theta) - V_h^e] \\ \text{s. a:} \\ \theta &\leq Y_k^*(\theta) \\ V_m^*(\theta) &\geq V_m^e \\ V_h^*(\theta) &\geq V_h^e \end{aligned} \quad (1)$$

onde o subscrito m refere-se à mulher e h, ao homem. V_m^e e V_h^e são as utilidades indiretas de saída da mulher e do homem, respectivamente, e $\theta \leq Y_k^*(\theta)$ indica que as transferências de dinheiro de um parceiro para o outro não podem ultrapassar a renda total deste indivíduo (CARTER; KATZ, 1997). A condição de primeira ordem desse problema indica isso e será:

$$\left(\frac{\partial V_m^*}{\partial \theta}\right) G_h + \left(\frac{\partial V_h^*}{\partial \theta}\right) G_m \geq 0 \quad (2)$$

em que $G_h = [V_h^*(\theta) - V_h^e]$ é o ganho do homem com a barganha e G_m é o ganho da mulher com a barganha. Tanto G_h quanto G_m devem ser não negativos, para que, ao aumentar a voz ativa da mulher no processo de barganha, por exemplo, o valor de equilíbrio de θ se mova para mais próximo do nível de transferências que maximize a utilidade feminina (CARTER; KATZ, 1997).

Para exemplificar o impacto de mudanças individuais no contrato conjugal, considera-se um aumento no salário masculino, que pode ser considerado como a consequência de um choque de renda positivo. Assim, com maior valorização fora do contrato conjugal, o homem irá reduzir o tempo alocado na produção do bem público, z , o que faria com que a mulher aumentasse seu tempo alocado nessa produção como forma de compensação. Essa elevação no salário masculino, ainda, elevaria a utilidade indireta de saída do homem, enquanto a da mulher permaneceria inalterada. Então, considerando V_{h0}^e a utilidade indireta de saída do homem antes do aumento salarial e V_{h1}^e a utilidade posterior, o novo contrato conjugal vai ser determinado pela maximização da seguinte expressão:

$$[V_m^*(\theta) - V_m^e][V_h^*(\theta) - V_{h1}^e] \quad (3)$$

adicionando e subtraindo V_{h0}^e , tem-se:

$$\begin{aligned} & [V_m^*(\theta) - V_m^e][(V_h^*(\theta) - V_{h0}^e) + (V_{h0}^e - V_{h1}^e)] = \\ & = [(V_m^*(\theta) - V_m^e)(V_h^*(\theta) - V_{h0}^e)] + [(V_m^*(\theta) - V_m^e)(V_{h0}^e - V_{h1}^e)] \end{aligned} \quad (4)$$

em que o primeiro termo da equação (4) é o efeito de realocação do aumento do salário no contrato conjugal, que é a redistribuição dos recursos do domicílio que ocorre ao se ter uma oportunidade financeira fora do contrato conjugal, mantendo o poder de barganha constante. Enquanto o segundo termo é o efeito do poder de barganha. Assim, uma elevação do salário masculino, por exemplo, aumenta o poder de barganha do homem de tal forma que os efeitos do aumento do salário serão todos voltados para ele (CARTER; KATZ, 1997).

Uma vez que um choque de renda positivo eleva o poder de barganha do homem e, conseqüentemente, sua voz ativa dentro do domicílio, pode-se dizer que tal choque, então, poderia elevar o número de domicílios chefiados por homens. O inverso ocorre quando um choque de renda negativo afeta a barganha masculina, neste caso, sua voz ativa dentro do domicílio reduz, o que poderia reduzir o número de domicílios chefiados por homens. Conclusões análogas podem ser tiradas ao se considerar domicílios chefiados por mulheres: se acontecem choques positivos de renda que aumentem a voz ativa feminina dentro do domicílio, o número de domicílios chefiados por mulheres poderia se elevar, enquanto choques negativos na renda da mulher reduziriam tal número.

Entretanto, ao se considerar a chefia feminina no Brasil, deve-se levar em consideração que a barganha dentro do domicílio não funciona da mesma forma para todos os indivíduos, uma vez que o país ainda carrega uma forte herança de um sistema patriarcal em que as mulheres são consideradas inferiores aos homens. Ou seja, ainda há, no Brasil, uma forte demarcação socialmente aceita de qual seria o papel do homem e da mulher tanto dentro do domicílio quanto no mercado de trabalho (nesse caso, por meio da segregação ocupacional) (IPEA, 2009; CAVENAGHI; ALVES, 2018). Com isso, pode-se afirmar que as mulheres são, histórica e culturalmente, as maiores responsáveis pelos afazeres domésticos, apresentados neste modelo como o bem público ao domicílio (z), o que reduz o número de horas ofertadas por elas para o trabalho produtivo. Além disso, o maior poder de barganha dentro do domicílio seria do cônjuge capaz de ofertar maior número de horas ao mercado de trabalho, obtendo, portanto, maior rendimento (MADALOZZO; MARTINS; SHIRATORI, 2008). Dessa forma como as mulheres, em geral, ofertam maior número de horas para a produção do bem público ao domicílio do que os homens e menor número de horas para o trabalho produtivo do que eles, elas teriam menor voz ativa dentro do domicílio e, assim, choques que alteram a barganha feminina dentro do domicílio devem ter um efeito menor do que choques que alteram a barganha masculina.

Voltando ao primeiro problema proposto⁵ nessa dissertação, o modelo apresentado por Carter e Katz (1997) sugere, então, que alterações na renda são capazes de alterar o poder de barganha dentro de um domicílio, de forma que, choques inesperados na renda possam alterar a estrutura domiciliar. Tal alteração na estrutura domiciliar é marcada, neste trabalho, pela inversão do papel de chefe de domicílio (do homem para a mulher).

2.2. Modelo de Vulnerabilidade

Com o intuito de responder se choques deixam os domicílios chefiados por mulheres mais vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens, utiliza-se o modelo de vulnerabilidade de Ligon e Schechter (2003). Esse modelo considera que o bem-estar de um domicílio é dependente não somente de variáveis relacionadas à pobreza do mesmo, como renda e consumo, mas também da quantidade de risco a que ele está exposto. Dessa forma, a vulnerabilidade domiciliar é medida tanto pela sua condição de pobreza, quanto pela sua exposição a riscos (como a ocorrência de choques).

⁵ Choques de renda, negativos e positivos, afetam a estrutura domiciliar, alterando as probabilidades das mulheres se tornarem chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras?

Para caracterizar, então, a vulnerabilidade de um domicílio em um ambiente de risco, considera-se uma aproximação através da utilidade. Assim, considerando uma população finita de domicílios ($i = 1, 2, \dots, n$), a distribuição de gastos com consumo do domicílio i será $c^i(w)$, onde w é a renda total domiciliar. Para medir a vulnerabilidade de cada domicílio, deve-se escolher uma função de utilidade côncava e estritamente crescente que mapeia os gastos com consumo do domicílio ($U^i: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$), dessa forma, a vulnerabilidade será medida pela função:

$$V^i = U^i(z) - E[U^i(c^i)] \quad (5)$$

em que z é uma linha de pobreza sugerida pela literatura.

Como forma de melhor entender a pobreza e o risco dentro dessa medida de vulnerabilidade domiciliar, pode-se decompô-la em dois componentes:

$$V^i = [U^i(z) - U^i(E(c^i))] + [U^i(E(c^i)) - E(U^i(c^i))] \quad (6)$$

em que o primeiro termo representa uma medida de pobreza considerando a linha de pobreza e o segundo termo representa o risco enfrentado pelo domicílio. O risco pode, ainda, ser decomposto em duas medidas adicionais: uma agregada e uma idiossincrática. Para isso, considera-se um consumo esperado $E(c^i|\bar{x})$, condicional a um vetor de variáveis características do domicílio. Assim, o risco do domicílio i pode ser dividido em um termo que representa o risco agregado, que é explicado pelas características dos domicílios e um termo que representa o risco idiossincrático, que pode ser considerado como um choque. Com isso tem-se:

$$\begin{aligned} V^i &= [U^i(z) - U^i(E(c^i))] && \text{(Pobreza)} \\ &+ \{U^i(E(c^i)) - E[U^i(E(c^i|\bar{x}))]\} && \text{(Risco Agregado)} \\ &+ \{E[U^i(E(c^i|\bar{x}))] - E[U^i(c^i)]\} && \text{(Risco idiossincrático)} \end{aligned} \quad (7)$$

Pela equação (7) pode-se concluir que a vulnerabilidade de um domicílio é medida por sua condição de pobreza atual, definida por uma linha de pobreza, somada a dois tipos de risco: o agregado e o idiossincrático. O primeiro, é definido pelas características particulares a cada domicílio, o que indica que domicílios que possuem características distintas enfrentam riscos diferentes. Para exemplificar, considera-se um domicílio cujo chefe é do sexo feminino, esse

domicílio pode enfrentar um risco agregado maior, uma vez que as mulheres possuem menores salários no mercado de trabalho, menos oportunidades de emprego, menor assistência como chefes de domicílio, maiores probabilidades de se encontrarem em condições de pobreza e ainda enfrentam jornada dupla de trabalho (BUVINIĆ; GUPTA, 1997; FUWA, 2000; COSTA; MARRA, 2013; KLASSEN; LECHTENFELD; POVEL, 2015). Já o segundo é um risco aleatório que é enfrentado por todos os domicílios, como, por exemplo, um choque macroeconômico de renda.

Dessa forma, voltando ao segundo problema proposto⁶ neste trabalho, o modelo de Ligon e Schechter (2003) sugere que os domicílios chefiados por mulheres possuem um risco agregado maior e que, somado ao risco idiossincrático oferecido pelo choque negativo de renda, eles serão mais prováveis de se encontrarem em condição de pobreza do que os domicílios chefiados por homens e se esses domicílios, os chefiados por mulheres, sofrerem um choque positivo de renda eles serão igualmente vulneráveis à pobreza do que os chefiados por homens.

3. METODOLOGIA

Nesta seção apresentam-se três subseções. Na primeira, optou-se por apresentar brevemente as definições e conceitos de variáveis importantes da análise (como pobreza, choques de renda e chefia feminina de domicílio). Enquanto a segunda aborda a estratégia empírica utilizada para obtenção dos resultados e, por fim, na terceira subseção apresenta-se a fonte e a forma de tratamento dos dados.

3.1. Algumas Definições

3.1.1. Conceito de Pobreza Utilizado

Segundo McLanahan e Kelly (2006), pobre é aquele indivíduo que não possui renda o suficiente para arcar com suas necessidades básicas, como comida, roupas e habitação. Entretanto, há um consenso na literatura acerca da faceta multidimensional da pobreza uma vez que sua definição está relacionada à sua natureza, sendo ela absoluta, relativa ou subjetiva (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2001; KAGEYAMA; HOFFMANN, 2006). A pobreza absoluta está relacionada à concepção de necessidades básicas, de modo que pobre é aquele indivíduo que possui menos que o mínimo necessário para sua subsistência. Dessa forma, esse conceito está associado à definição de uma linha de pobreza invariante no tempo, geralmente definida pela renda monetária. A pobreza relativa, por sua vez, refere-se a uma

⁶ Uma vez que ocorreu um choque de renda (positivo e negativo), domicílios chefiados por mulheres possuem chances diferentes de estarem mais vulneráveis à pobreza do que os domicílios chefiados por homens?

condição em que o indivíduo não consegue manter um padrão mínimo de vida condizente com a sociedade em que vive. Já o conceito de pobreza subjetiva considera como pobre o indivíduo que possui menos do que o mínimo que ele considera necessário para viver, ou seja, é subjetivo a cada indivíduo. Além disso, cabe destacar que a pobreza, independentemente de sua natureza, é um fenômeno domiciliar, o que indica que se um domicílio é classificado como pobre todos os seus membros também o serão (MCLANAHAN; KELLY, 2006).

Por mais que existam diversos conceitos para definir pobreza, Kageyama e Hoffmann (2006) argumentam que um indivíduo deverá ser considerado pobre somente se ele se encontrar em mais de uma das naturezas da pobreza. Entretanto, pode-se dizer que há uma correlação entre elas, já que ao estabelecer uma linha de pobreza baseada na renda teremos, de certa forma, um componente relativo, uma vez que as necessidades básicas dos indivíduos não são imutáveis no tempo (KAGEYAMA; HOFFMANN, 2006). Dessa forma, neste trabalho, foram considerados pobres aqueles domicílios que vivem com uma renda per capita abaixo de uma linha de pobreza pré-estabelecida: definida conforme o Programa Bolsa Família do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), assim, domicílios considerados pobres são aqueles que possuem uma renda mensal per capita igual ou menor a R\$154,00 de 2015 (MDS, 2018).

3.1.2. O Uso da Taxa de Desemprego como Choque de Renda

A taxa de desemprego pode ser considerada uma boa medida para choques de renda devido ao fato de o mercado de trabalho ser o principal meio de transmissão de choques macroeconômicos para os domicílios (CORBACHO; GARCIA-ESCRIBANO; INCHAUSTE, 2007). Entretanto, para que se identifique o impacto causal desse choque de renda, a taxa de desemprego deve ser considerada exógena aos domicílios. Duryea (1998) sugere que a exogeneidade do desemprego está relacionada ao fato dele ser uma variação na renda que não pode ser antecipada pelos indivíduos. Além disso, alterações na renda do indivíduo estão relacionadas à renda do trabalho, o que é endógeno à oferta de trabalho do indivíduo, enquanto a taxa de desemprego está relacionada a indicadores agregados da economia (ZHANG, 2014). Dessa forma, neste trabalho, o choque de renda foi criado considerando a taxa de desemprego⁷ das regiões metropolitanas brasileiras (Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Distrito Federal). Com isso, diz-se que uma região sofreu choque negativo se, naquele período, a taxa de desemprego é maior que sua média

⁷ As taxas de desemprego foram calculadas utilizando dados da PNAD, considerando:
$$\text{taxa de desemprego} = \frac{\text{número de desocupados}}{\text{tamanho da população economicamente ativa}} \text{ (IBGE, 2019).}$$

histórica mais um desvio padrão. Por outro lado, essa mesma região sofreu um choque positivo quando a taxa de desemprego é menor que sua média histórica menos um desvio padrão.

Pode-se ter uma ideia quanto à exogeneidade do choque de renda utilizado por meio das Figuras 1 e 2, que apresentam a taxa de desemprego das regiões metropolitanas brasileiras de 2011 a 2015. Como pode ser observado, a taxa de desemprego de cada região metropolitana apresenta um padrão único que está relacionado às suas particularidades, sugerindo que existem diferenças significativas na tendência de desemprego entre as regiões metropolitanas brasileiras. A fim de lidar com estas diferenças, este trabalho adota duas estratégias, conforme sugerido por Angrist e Pischke (2008): (i) assume-se a seleção em observáveis, de modo que as diferenças regionais quanto às taxas de desemprego se devem a características observáveis dessas regiões; e (ii) as características não observáveis que também podem determinar as diferenças quanto às taxas de desemprego são fixas no tempo. Dessa forma, as características dos domicílios de cada região estão sendo controladas pelas variáveis de controle e as heterogeneidades não observadas que são fixas no tempo das regiões metropolitanas são levadas em conta pelo uso dos efeitos fixos dessas regiões metropolitanas. Além disso, o fato de a tendência de desemprego em todas as 10 regiões metropolitanas ter sofrido uma elevação de 2011 a 2015, é um indicativo que esta variável representa, de fato, a situação econômica do país que tem passado por uma crise desde 2015 (período em que as taxas de desemprego das regiões metropolitanas aumentaram) e o fato de todas as regiões metropolitanas terem sofrido choque negativo em 2015⁸ também sugere que essa variável é um espelho da situação brasileira e, portanto, é exógena aos domicílios dessas regiões.

⁸ A Tabela A.1 no Apêndice A apresenta o período em que cada região sofreu um choque, negativo ou positivo.

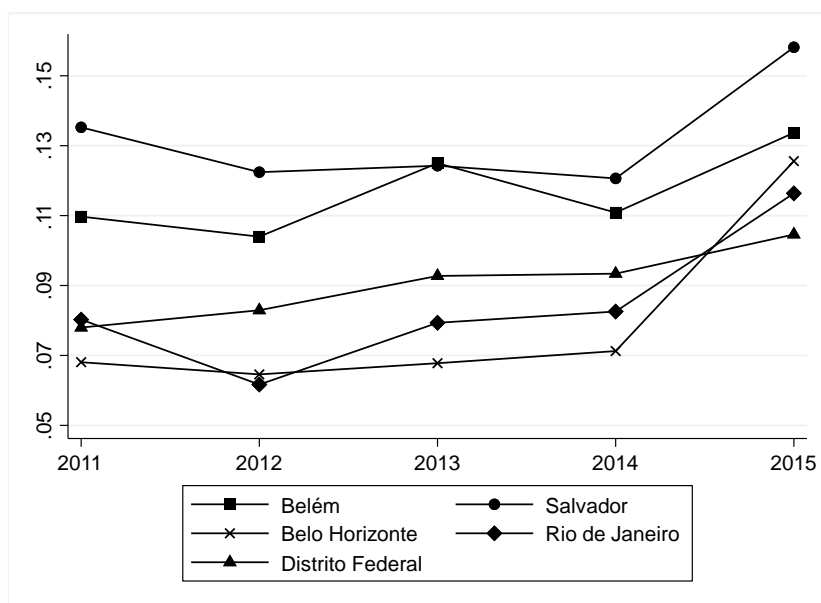


Figura 1: Evolução da taxa de desemprego das regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015
 Nota: Regiões: Belém, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Distrito Federal
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

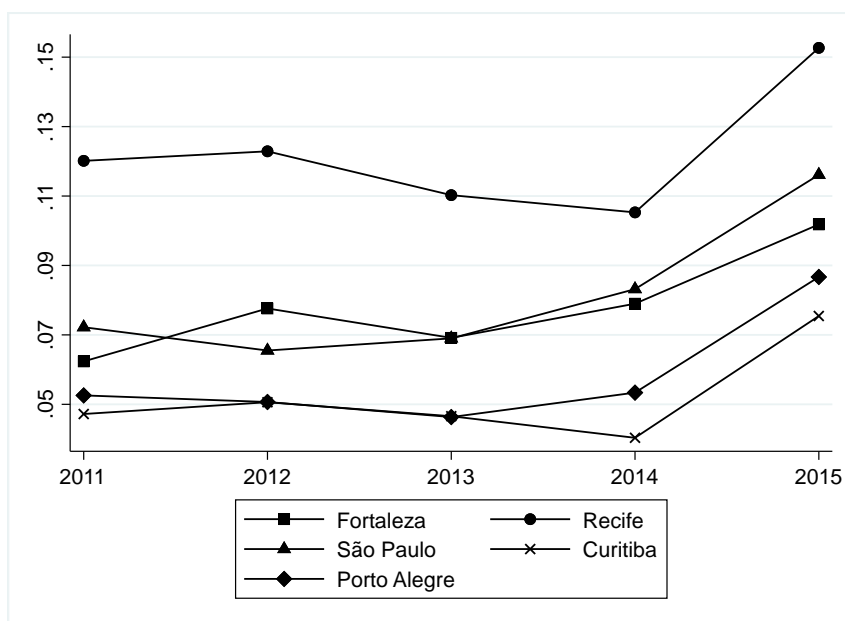


Figura 2: Evolução da taxa de desemprego das regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015
 Nota: Regiões: Fortaleza, Recife, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

Os choques de renda setoriais (indústria e setor de serviços) também foram criados considerando a média mais um desvio padrão, no caso do choque negativo, e a média menos um desvio padrão, no caso do choque positivo de emprego. Assim, como no choque geral, a validade da suposição de que há seleção em observáveis, juntamente com o fato de que as variações da taxa de desemprego nas regiões metropolitanas representam a situação econômica

brasileira, garantem a exogeneidade dos choques de renda na indústria e no setor de serviços. Seus gráficos e tabelas podem ser vistos no apêndice A.

3.1.3. A chefia de domicílio

Segundo o IBGE (2019), chefe de domicílio é a pessoa responsável pela unidade domiciliar e que é assim considerada pelos demais membros do domicílio. Este papel, entretanto, tem sido cultural e historicamente associado à figura masculina, devido à herança patriarcal que a sociedade atual carrega (SABÓIA; SOARES, 2004). Diante disso, uma mulher tende a ser considerada a pessoa responsável pelo domicílio quando neste não há a presença de um homem, indicando que elas são chefes autodeclaradas (CAVENAGHI; ALVES, 2018). Esses domicílios são os monoparentais, onde há a presença da mãe com filhos e os unipessoais, que são mulheres morando sozinhas. Nesse caso, a chefia feminina não está, necessariamente, relacionada à uma escolha feita pela mulher.

Entretanto, uma mulher também pode se tornar a pessoa de referência do domicílio se ela possui algum tipo de barganha dentro do mesmo, o que está associado diretamente à um maior empoderamento feminino (CAVENAGHI; ALVES, 2018). Esses seriam, então, os domicílios nucleares, onde há presença de um casal. Nesses domicílios, a chefia feminina pode estar associada à “matrifocalidade”, que é quando a mulher é considerada a pessoa de referência do domicílio por ser a maior responsável pela tomada de decisão no lar, sendo assim, a pessoa com maior voz ativa dentro do domicílio (CARVALHO, 1998). A chefia feminina pode, ainda, estar associada ao poder econômico, indicando que, neste caso, o domicílio seria mantido financeiramente pela mulher (CARVALHO, 1998).

Domicílios chefiados por mulheres podem, também, ser classificados por meio de uma definição geográfica: os domicílios de facto seriam aqueles onde há a ausência da figura masculina, mas que não indica, necessariamente, que são mantidos por mulheres, este seria o caso de homens que migraram por algum motivo, mas que ainda fazem parte da unidade familiar; enquanto os domicílios de jure são mantidos por mulheres mas que, não há necessariamente, a ausência da figura masculina (CARVALHO, 1998; FUWA, 2000). Neste trabalho, foram considerados somente os domicílios de jure que são os domicílios em que a mulher é, de fato, a pessoa de referência, ou seja, domicílios em que a mulher realmente possui a maior voz ativa. Considera-se, também, que a renda está necessariamente relacionada com a voz ativa dentro do domicílio, como sugerido por Carter e Katz (1997).

3.2. Estratégia Empírica

Para testar as hipóteses propostas neste trabalho, seria ideal a construção de um experimento onde os choques de renda seriam alocados aleatoriamente entre os domicílios brasileiros (garantindo, assim, sua exogeneidade). Diante da impossibilidade desse experimento, propõe-se a utilização de dados observacionais e uma estratégia que permite a identificação dos efeitos de interesse. Foram utilizados dados em nível individual da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referente aos anos de 2011 a 2015, restritos às regiões metropolitanas brasileiras⁹. Os dados de cada período da pesquisa foram empilhados de forma a obter variações no tempo e nas unidades de seção cruzada.

A primeira relação de interesse consiste no efeito de choques de renda sobre a probabilidade de chefia feminina do domicílio, identificada por meio da seguinte equação:

$$\begin{aligned} y_{1,i,s,t} = & \alpha_1 + \beta choques_s + \theta choques_{h_s} + \phi choques_{m_s} + X'_{1,i,s,t} \sigma_1 \\ & + \delta_1 C_{i,s,t} + \varphi_1 DummyAno_t + \mu_1 DummyLocal_s \\ & + \Theta_1 (DummyAno_t * DummyLocal_s) + \varepsilon_{1,i,s} \end{aligned} \quad (8)$$

em que $y_{1,i,s,t}$ é uma variável binária que assume valor 1 se o domicílio i , localizado na região metropolitana s , no período t , é chefiado por uma mulher e 0 se é chefiado por um homem.

Na equação (8), a variável $choques_s$ refere-se a uma dummy que assume valor igual a 1 se a taxa média de desemprego da região metropolitana s encontra-se um desvio acima ou abaixo da média (caracterizando um choque positivo se estiver um desvio abaixo da média e um choque negativo se estiver acima da média), considerado como um choque que afete a todos os indivíduos. De forma análoga, $choques_{h_s}$ e $choques_{m_s}$ foram feitos considerando-se um desvio acima ou abaixo da média de desemprego na indústria e setor de serviços de cada região¹⁰, respectivamente. Segundo Almeida, Lima e Costa, (2018) as condições agregadas do mercado de trabalho podem ser consideradas uma fonte de variação exógena aos domicílios, assim, ao utilizar tais variáveis como choque, elimina-se a endogeneidade proveniente de características observáveis e não observáveis dos domicílios.

⁹ A escolha por regiões metropolitanas se deu por esse ser o menor nível de agregação identificável na PNAD. Essas são: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Distrito Federal.

¹⁰ Considerando a indústria como um setor majoritariamente masculino e o setor de serviços, feminino.

A hipótese para que o efeito de interesse reflita um impacto causal é a de que o choque sofrido em nível de região metropolitana seja exógeno ao domicílio. A fim de considerar que essa exogeneidade possa ser condicional a variáveis observadas e não observadas, inseriu-se um vetor de variáveis observáveis (tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, tipo de arranjo domiciliar, idade da mulher, seu nível de escolaridade, sua raça e se ela exerce jornada dupla de trabalho, no vetor $X'_{1,i,s,t}$) e efeitos fixos em nível de coorte de nascimento dos chefes de domicílios ($C_{i,s,t}$), de região metropolitana ($DummyLocal_s$) e de ano ($DummyAno_t$) (que controlam não observáveis fixas no tempo que são verificadas nesses níveis). Foi inserida, também, em ambas equações, uma variável de interação entre os efeitos fixos de ano e de local ($DummyAno_t * DummyLocal_s$), afim de controlar a tendência observada nas regiões metropolitanas no período analisado. Além disso, os erros padrões são robustos à heterocedasticidade e foram clusterizados em nível de região metropolitana visando segurar potenciais correlações espaciais nos resultados entre os indivíduos e maior robustez dos mesmos. A equação foi estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários¹¹.

Já a equação que busca estimar a relação entre choques e vulnerabilidade é especificada da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
y_{2,i,s,t} = & \omega_1 + \zeta(chefe_{m_{i,s,t}} * choque_{s,t-n}) + \vartheta(chefe_{m_{i,s,t}} * choque_{m_{s,t-n}}) \\
& + \psi(chefe_{m_{i,s,t}} * choque_{h_{s,t-n}}) + \zeta_2 chefe_{m_{i,s,t}} \\
& + \varpi choque_{s,t-n} + \tau choque_{m_{s,t-n}} + \Omega choque_{h_{s,t-n}} + X'_{2,i,s,t} \varrho_1 \\
& + \lambda_1 C_{i,s,t} + \xi_1 DummyAno_t + \Phi_1 DummyLocal_s \\
& + \pi_1 (DummyAno_t * DummyLocal_s) + \epsilon_{1,i,s}
\end{aligned} \tag{9}$$

em que $y_{2,i,s,t}$ é uma variável binária que assume valor 1 se o domicílio i , localizado na região metropolitana s , no período t , se encontra abaixo da linha de pobreza e 0, caso contrário. Como abordado na seção anterior, a linha de pobreza é definida conforme o Programa Bolsa Família do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), considerando como pobres domicílios que possuem uma renda¹² mensal per capita igual ou menor a R\$154,00¹³ (MDS, 2018).

¹¹ Uma vez que a variável dependente é binária, a estimação através do método de Mínimos Quadrados Ordinários representa um Modelo de Probabilidade Linear.

¹² As variáveis de renda foram deflacionadas utilizando o IPCA, disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), utilizando como ano base o ano de 2015.

¹³ Linha de pobreza vigente no ano de 2015.

As variáveis de interesse são, então, as variáveis de interação entre domicílios chefiados por mulheres e choques de renda ($chefe_{m_{i,s,t}} * choque_{s,t-n}$; $chefe_{m_{i,s,t}} * choque_{m_{s,t-n}}$ e $chefe_{m_{i,s,t}} * choque_{h_{s,t-n}}$), que assumem valor 1 se o domicílio é chefiado por mulher e sofreu um choque no período t-n e 0, caso contrário. A primeira variável representa a interação entre a chefia feminina de domicílio e choque feito através da taxa geral de desemprego, enquanto a segunda e a terceira representam a interação entre a chefia feminina de domicílio e os choques específicos de setor (serviços e indústria, respectivamente). Neste caso, é considerado o choque no período passado, pois a condição de vulnerabilidade do domicílio não se altera imediatamente após o choque, existe um período de ajuste após a ocorrência de variações na renda (GLEWWE; HALL, 1998). Além disso, choques como o desemprego podem ser momentaneamente mitigados com o uso do seguro desemprego, justificando a utilização do choque em períodos passados nessa estimação (CHRISTELIS; GEORGARAKOS; JAPPELLI, 2015).

As demais variáveis da equação (9) são tais como apresentadas na equação (8), com a exceção dos controles em nível domiciliar, que nesse caso são: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, além de sua idade, anos de estudo e raça. Ela também teve seus erros padrões robustos à heterocedasticidade e clusterizados em nível de região metropolitana e foi estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários¹⁴.

3.3. Fonte dos dados

A fonte de dados utilizada é a PNAD, que é uma pesquisa anual por amostragem probabilística de domicílios proveniente do IBGE. A PNAD é um plano amostral complexo e auto ponderado que busca assegurar que todos os domicílios tenham a mesma probabilidade de seleção (SILVA; PESSOA; LILA, 2002). Seus dados são coletados a partir de uma amostra nacional representativa de residentes, contendo dados pessoais e domiciliares. Seu caráter de amostragem complexa implica que as análises devem ser feitas considerando distribuição de peso e classificação dos estratos amostrais, tornando-a representativa da população.

A amostra é composta de domicílios localizados nas regiões metropolitanas brasileiras e foram considerados somente os indivíduos em idade ativa, abrangendo mulheres de 15 a 60 anos e homens de 15 a 65 anos. A restrição da idade é feita com base na idade mínima

¹⁴ Assim como na equação anterior a variável dependente é binária, então, a estimação através do método de Mínimos Quadrados Ordinários representa um Modelo de Probabilidade Linear.

economicamente ativa estabelecida pelo IBGE, 15 anos, e a idade mínima para aposentar estabelecida pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), 60 anos para as mulheres e 65 para os homens. Essa restrição é importante pois o objetivo do estudo é avaliar como choques de renda afetam os domicílios, utilizando choques ocorridos no mercado de trabalho, dessa forma, são considerados somente indivíduos aptos a participarem do mercado de trabalho e que poderiam ser afetados por tais choques. O período considerado na análise é o de 2011 a 2015. A escolha desse período foi feita baseada nos ciclos da PNAD que são os anos em que a pesquisa é feita entre censos demográficos (IBGE, 2019), dessa forma, considera-se os anos de pesquisa após o censo de 2010.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1. Chefia de Domicílio: perfil dos chefes brasileiros

A Tabela 1 descreve características de homens e mulheres chefes de domicílio no Brasil, para os anos de 2011 a 2015, utilizando os dados da PNAD. Como pode ser observado, o número de domicílios chefiados por mulheres aumentou ao longo do período analisado, indo de 36,34%, em 2011, para 39,50%, em 2015.

A variável de região indica qual a porcentagem de homens e de mulheres são consideradas chefes de domicílio em cada macrorregião brasileira. A distribuição dos chefes nas regiões pode ser considerada, de certa forma, homogênea e indica que o fenômeno que faz com um indivíduo seja declarado chefe de domicílio é nacional, não havendo nenhum fator regional que faça com que mulheres de uma região possuam maior inclinação a serem consideradas pessoa de referência do domicílio. O mesmo não ocorre ao se tratar de situações censitárias, mulheres residentes em ambientes urbanos são declaradas chefes de domicílio com mais frequência do que mulheres residentes em ambientes rurais. Isso pode ser resultado da herança patriarcal ser mais presente no ambiente rural, de modo que culturalmente o papel de chefia de domicílio recaia sobre os homens (STADUTO; NASCIMENTO; SOUZA, 2013; CAVENAGHI; ALVES, 2018).

As demais variáveis representam o perfil dos homens e mulheres chefes de domicílio no Brasil. Observa-se que, ao longo do período analisado, eles apresentaram semelhança em alguns pontos, como quanto à raça, em que mais de 50% da amostra se auto declarou como negra ou parda, característica que pode ser considerada um espelho da população brasileira, independentemente da posição do indivíduo na unidade domiciliar. Outro ponto de semelhança seria o nível de instrução: homens e mulheres chefes de domicílio, ao longo do período

analisado, possuíam em sua maioria ensino fundamental incompleto. Entretanto, apesar da maioria das mulheres chefes de domicílio possuir ensino fundamental incompleto, em todo o período analisado, é interessante observar que há maior porcentagem de indivíduos com ensino superior entre as mulheres chefes, fato que corrobora a suposição da literatura de que as mulheres possuem maior escolaridade média que os homens (ARAÚJO; RIBEIRO, 2001). Acerca da escolaridade, destaca-se, ainda, o aumento do número de chefes de domicílio que passou a ter ensino superior e a redução daqueles considerados sem instrução no Brasil no período observado, o que aponta para a maior escolarização do país nos últimos anos (BOHNENBERGER, 2005). Ao se tratar da idade, por outro lado, os dados indicam que as mulheres chefes são, em média, mais velhas que os homens chefes. Em 2011, a média masculina era de 47 anos de idade, enquanto a feminina era de 50 anos, já em 2015 ambas médias obtiveram um aumento de 1 ano de idade. O tamanho do domicílio também apresenta uma leve diferença entre os chefiados por homens e os chefiados por mulheres, uma vez que, quando o chefe de domicílio é mulher, a média do número de pessoas no domicílio é menor do que quando o chefe é homem (em todo o período analisado), corroborando com Buvinić e Gupta (1997) que afirmam que domicílios chefiados por mulheres são menores do que aqueles chefiados por homens.

As demais variáveis mostram diferenças mais significativas entre homens e mulheres chefes de domicílio no Brasil. O estado civil indica que a maioria da amostra era solteira, com uma elevação da porcentagem de mulheres chefes solteiras de 2011 a 2015, o que pode sugerir um aumento do número de domicílios unipessoais e monoparentais. Entretanto, é interessante observar que o percentual de homens casados chefes de domicílio foi maior que o percentual de mulheres chefes casadas, durante todo o período analisado e que, ao se tratar de indivíduos que já possuíam parceiro e não o possuem mais (separados, divorciados e viúvos), as mulheres chefes representavam a maioria de 2011 a 2015. Essa informação pode ser confirmada pela variável que indica se a pessoa vive em companhia com um parceiro, independentemente de seu estado civil. Segundo tal variável, a maioria dos homens chefes de domicílios, de 2011 a 2015, vivia com alguém enquanto a maioria das mulheres não, mas já viveram. Assim, há um indício de que o significativo número de mulheres sem parceiros possa ser um dos motivos para o crescente número de domicílios chefiados por mulheres, uma vez que, como observado por Arias e Palloni (1996), essas são as mais prováveis de se tornarem chefes de domicílio. Cabe destacar, também, que o número de mulheres viúvas chefes de domicílio foi significativamente maior que o número de homens viúvos em todo o período. Apesar da redução dessa diferença de 2011 para 2015, em 2015 esse número ainda era 20,36 pontos percentuais maior para as

mulheres chefes, o que, de acordo com Cavenaghi e Alves (2018), pode ser justificado por um fenômeno conhecido como “feminização da velhice”, em que as mulheres tendem a ser super-representadas dentre os idosos. O que é confirmado pela idade média das mulheres chefes de domicílio, que é maior que a média masculina.

Quanto ao tipo de arranjo domiciliar, uma característica forte dos domicílios brasileiros é a de que os homens tendem a ser chefes de domicílios nucleares, enquanto as mulheres tendem a serem chefes de domicílios monoparentais, assim como observado por Cavenaghi e Alves (2018). De 2011 a 2015, em cada ano, entre 23% e 25% dos homens eram chefes no arranjo “casal sem filhos”, enquanto o percentual feminino varia apenas entre 9% e 11%. No arranjo “casal com filhos”, apesar da redução do número de homens chefes e da elevação do número de mulheres chefes ao longo do período analisado, essa diferença era ainda mais significativa. Em 2011, 60,67% dos homens eram chefes nesse arranjo e em 2015 eles eram 55,34%, enquanto somente 23,90% das mulheres chefiavam esses domicílios em 2011 e 24,34% em 2015. Destaca-se, ainda, que em todo o período analisado a maioria das mulheres chefiava domicílios com o arranjo do tipo “mãe com filhos” (40,64% em 2011 e 37,74% em 2015).

Tabela 1: Características de chefes de domicílio no Brasil por sexo, 2011 a 2015

	2011		2012		2013		2014		2015	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
	%									
Região*:										
Centro-Oeste	57,43	28,29	54,77	31,03	54,94	31,39	55,61	31,66	54,87	32,46
Nordeste	52,80	28,31	52,47	29,23	52,18	30,10	50,92	32,20	50,57	32,72
Norte	50,34	26,90	50,13	27,87	49,67	28,82	50,80	28,91	49,41	30,13
Sudeste	55,42	28,89	55,70	29,56	55,32	30,12	55,29	31,01	53,96	31,99
Sul	56,48	29,09	56,85	28,85	56,87	30,83	57,20	31,74	57,88	30,93
Situação censitária*:										
Urbana	53,55	30,15	53,33	31,19	52,91	31,97	52,92	32,86	52,14	33,60
Rural	60,56	18,04	60,68	18,34	61,19	18,71	60,32	21,14	59,57	21,01
Raça:										
Branca	48,28	48,80	47,08	47,03	46,72	46,49	45,98	45,12	45,74	44,63
Amarela e Indígena	01,03	01,12	00,92	00,93	00,91	00,94	00,99	00,99	00,93	00,96
Negra e Parda	50,69	50,09	52,00	52,04	52,37	52,56	53,03	53,89	53,34	54,40
Estado Civil:										
Solteiro	66,36	41,58	65,99	42,66	67,27	44,05	67,11	45,75	66,69	44,33
Casado	12,65	08,50	12,84	08,31	10,70	07,52	10,48	07,85	11,17	07,52
Separado	04,79	06,92	03,81	05,31	04,00	05,18	03,35	04,16	03,11	04,08
Divorciado	08,89	12,72	09,79	13,79	10,14	13,84	11,32	13,83	10,89	15,57
Viúvo	07,31	30,28	07,57	29,92	07,89	29,41	07,74	28,41	08,14	28,50
Vive em companhia de um parceiro:										
Sim	84,55	33,87	83,51	34,43	82,94	34,63	82,02	35,46	81,31	36,12
Não, mas já viveu	11,17	57,04	11,49	56,09	12,15	55,71	12,93	55,02	13,32	54,67
Não, nunca viveu	04,28	09,09	00,05	09,48	04,91	09,65	05,04	09,52	05,37	09,21

Tipo de arranjo domiciliar:

Casal sem filhos	23,85	09,28	24,55	09,67	25,22	09,90	25,72	10,76	25,85	10,98
Casal com filhos	60,67	23,90	58,85	23,92	57,58	23,87	56,19	24,03	55,34	24,34
Mãe com filhos	-	40,64	-	39,88	-	39,82	-	38,21	-	37,74
Outro tipo	15,47	26,18	16,61	26,54	17,20	26,39	18,09	27,01	18,81	26,94

Nível de instrução:

Sem instrução	15,45	16,87	12,22	13,59	12,89	13,87	11,98	13,04	11,44	12,57
Fundamental incompleto	34,04	32,43	36,18	34,85	34,78	32,87	35,07	33,45	34,37	32,45
Fundamental completo	10,71	09,62	10,31	09,38	10,52	09,58	09,97	09,32	10,20	09,43
Médio incompleto	04,16	03,93	04,40	04,09	04,16	04,18	04,58	04,25	04,45	04,20
Médio completo	22,93	22,31	23,57	22,78	23,62	23,74	23,76	23,37	24,52	24,52
Superior incompleto	02,93	03,05	02,97	03,05	03,06	03,31	03,43	03,44	03,38	03,42
Superior completo	09,65	11,56	10,16	11,96	10,81	12,13	11,05	12,84	11,47	13,14

Média

Idade	47	50	47	50	48	50	48	51	48	51
Horas Semanais Trabalhadas	43,14	36,64	42,83	36,69	42,49	36,09	42,16	35,73	41,41	35,30
Horas Semanais em Afazeres Domésticos	11,79	28,10	11,44	25,50	11,32	25,10	11,57	25,58	11,57	24,85
Número de pessoas no domicílio	3,30	2,94	3,24	2,92	3,19	2,90	3,12	2,86	3,10	2,84
Rendimento	1.728,15	1.093,20	1.949,60	1.237,03	2.108,30	1.324,37	2.241,86	1.451,71	2.193,48	1.434,42
Total de observações	71.273,73	40.686,26	72.306,10	42.574,89	72.468,14	44.058,85	72.781,90	46.201,09	71.344,02	46.579,98
	63,66%	36,34%	62,94%	37,06%	62,19%	37,81%	61,17%	38,83%	60,50%	39,50%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

Ao se tratar da alocação de tempo entre homens e mulheres chefes de domicílio no Brasil, percebe-se que as mulheres alocam maior número de horas ao trabalho não remunerado (afazeres domésticos) do que os homens e que, ao se tratar do tempo alocado ao trabalho remunerado, este papel se inverte. Pela Tabela 1 nota-se que, em 2011, o número médio de horas trabalhadas semanalmente (no trabalho remunerado) pelos homens chefes de domicílio era de 43 horas contra a média de 37 horas das mulheres, enquanto o número médio de horas gastas semanalmente em afazeres domésticos pelas mulheres era de 28 horas contra a média de 12 horas para os homens. Já em 2015, os homens dedicavam, em média, 41 horas semanais ao mercado de trabalho e 12 horas semanais ao trabalho doméstico e as mulheres dedicavam, em média, 35 horas semanais ao trabalho remunerado e 25 horas semanais ao trabalho não remunerado. Esses dados corroboram com a literatura que afirma que as mulheres alocam menor tempo ao trabalho formal que os homens, o que pode ser uma das explicações para sua super-representação dentre os mais pobres. Além disso, nota-se que elas dedicam maior tempo aos trabalhos domésticos do que homens, aumentando a jornada dupla feminina e fazendo, assim, com que sejam pobres quanto à dimensão do tempo (JONES; KODRAS, 1990; FUWA, 2000). Sobre a renda, observa-se que o rendimento médio das mulheres chefes de domicílio era de R\$1.093,20 em 2011, o que representava cerca de 63% do rendimento médio dos homens chefes de domicílio, que era de R\$1.728,15. Já em 2015, as mulheres chefes possuíam um rendimento médio de R\$1.434,42, cerca de 65% do rendimento médio dos homens chefes (R\$2.193,48). Embora tenha-se obtido melhora de 2011 para 2015, há ainda uma persistência da diferença salarial entre os gêneros, o que pode ser explicado pela discriminação de gênero que as mulheres enfrentam no mercado de trabalho (BECKER, 2010).

Por fim, a respeito do perfil das mulheres chefes de domicílio no Brasil, os dados da Tabela 1 indicam que elas são, em sua maioria, mulheres negras, residentes em ambiente urbano, de domicílios monoparentais e com ensino fundamental incompleto. Destaca-se, ainda, que elas possuem uma renda significativamente menor do que a dos homens chefes e efetuam jornada dupla de trabalho, com um número expressivo de horas semanais dedicadas ao trabalho doméstico.

4.1.2. Regiões Metropolitanas: perfil das mulheres chefes

A Tabela 2 apresenta as características das mulheres chefes de domicílios nas regiões metropolitanas brasileiras, recorte amostral utilizado no presente estudo. Nota-se que o aumento no número de domicílios chefiados por mulheres nas regiões metropolitanas, que foi de 40,26%

em 2011 para 45,04% em 2015 (um aumento de 4,78p.p.), foi maior do que a elevação de 3,16p.p. observado para o Brasil no mesmo período.

É possível observar na Tabela 2, que no período analisado, houve uma elevação da proporção de mulheres negras e pardas chefes de domicílio em comparação com mulheres brancas. Ao se tratar da variável que indica se a mulher vive em companhia com um parceiro, percebe-se que houve uma elevação do número daquelas que responderam sim de 2011 a 2015. Entretanto, mais de 60% das mulheres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras ainda viviam sem um companheiro no domicílio em 2015. Quanto ao tipo de arranjo domiciliar, houve uma elevação da proporção de mulheres que chefiavam domicílios nucleares de 2011 a 2015, entretanto, durante todo o período analisado, a maioria delas chefiava domicílios monoparentais. Sugerindo que a chefia feminina de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras, não está necessariamente associada à uma escolha da mulher, uma vez que elas chefiam, em sua maioria, domicílios onde não há a presença de um parceiro com quem dividir as responsabilidades (SABÓIA; SOARES, 2004; CAVENAGHI; ALVES, 2018). Cabe destacar, ainda, que uma parte significativa das mulheres chefiava a categoria “outro tipo” de arranjo domiciliar, onde se encontra o arranjo unipessoal.

Tabela 2: Características de mulheres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015

	2011	2012	2013	2014	2015
	%				
Raça:					
Branca	50,61	49,65	49,70	47,48	47,53
Amarela e Indígena	01,07	01,18	00,98	01,13	01,08
Negra e Parda	48,32	49,17	49,32	51,39	51,39
Vive em companhia de um parceiro:					
Sim	32,10	34,03	33,35	35,16	35,01
Não, mas já viveu	56,93	54,98	55,65	54,02	54,63
Não, nunca viveu	10,97	10,99	10,99	10,82	10,36
Tipo de arranjo domiciliar:					
Casal sem filhos	09,04	09,55	09,41	10,44	10,74
Casal com filhos	22,53	23,85	23,31	24,16	23,57
Mãe com filhos	41,41	39,03	40,38	38,02	38,18
Outro tipo	27,03	27,58	26,90	27,39	27,50
Nível de instrução:					
Sem instrução	10,39	08,72	08,91	07,97	7,97

Fundamental incompleto	30,68	31,19	28,91	29,74	27,64
Fundamental completo	10,92	10,91	10,92	10,31	10,80
Médio incompleto	04,11	04,13	04,33	04,29	04,30
Médio completo	25,77	26,26	27,06	26,93	28,23
Superior incompleto	03,30	03,61	03,93	04,08	03,85
Superior completo	14,69	15,00	15,71	16,48	17,03
Média					
Idade	50	50	51	51	51
Horas Semanais Trabalhadas	38,23	38,51	37,76	37,59	36,78
Horas Semanais em Afazeres Domésticos	27,67	25,12	24,92	25,97	24,89
Número de pessoas no domicílio	2,84	2,84	2,83	2,79	2,77
Rendimento	1.369,01	1.486,18	1.617,01	1.805,80	1.782,52
Total de observações	42.358,00	44.235,00	43.981,00	45.216,00	44.989,00
	40,26%	42,30%	42,47%	43,81%	45,04%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

Quanto ao nível de instrução, em 2011, a maioria das mulheres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas possuíam ensino fundamental incompleto, assim como a média nacional. Entretanto, em 2015, houve uma inversão dessa proporção, com a maioria das chefes de domicílio passando a apresentar ensino médio completo. Nota-se ainda um aumento do número de mulheres chefes que possuem ensino superior completo, corroborando, novamente, com a literatura que afirma que os indivíduos têm buscado se escolarizar mais nos últimos anos (BOHNENBERGER, 2005). Ao se tratar da idade média, as mulheres chefes das regiões metropolitanas possuem a mesma média de idade nacional, com elevação de 1 ano no período analisado. O número médio de pessoas nos domicílios chefiados por elas também se assemelha à média nacional, com uma de redução de 0,07 pessoas de 2011 a 2015.

Em relação à alocação de tempo, as mulheres chefes em 2011 dedicavam, em média, 38,23 horas semanais ao trabalho remunerado e cerca de 28 horas ao trabalho doméstico. Já em 2015, o número médio de horas que as mulheres chefes de domicílios das regiões metropolitanas dedicavam ao mercado de trabalho reduziu-se para 36,78 horas, possivelmente devido à crise econômica vivenciada pelo país. Houve, também, uma redução do número médio de horas dedicado ao trabalho não remunerado, que foi para cerca de 25 horas semanais em 2015. Essa redução pode estar relacionada com o aumento do número de mulheres chefes de domicílios nucleares e de mulheres chefes que vivem com um parceiro, que contam, então, com maior possibilidade de divisão de tarefas domésticas. Quanto ao rendimento, verifica-se uma

elevação de 30,20% na renda média das mulheres chefes de domicílio das regiões metropolitanas brasileiras, indo de R\$1.369,01 em 2011 para R\$1.782,52 em 2015.

Em suma, quanto ao perfil das mulheres chefes de domicílio das regiões metropolitanas brasileiras, os dados da Tabela 2 indicam que elas são, em sua maioria, mulheres negras, de meia idade, com ensino médio completo, de domicílios monoparentais e exercem jornada dupla de trabalho. Quanto às diferenças em termos do perfil brasileiro, nota-se principalmente que o nível de escolaridade das mulheres chefes de domicílio em regiões metropolitanas é consideravelmente maior do que o abordado na Tabela 1.

4.2. Pobreza e domicílios chefiados por mulheres

A Figura 3 apresenta a proporção de indivíduos vivendo abaixo da linha nacional de pobreza, tanto para o Brasil, quanto para regiões metropolitanas entre 2011 e 2015. Observa-se que em 2011, 8,38% da população brasileira era considerada pobre, enquanto em 2015, essa incidência passou para 4,90%, uma redução de 3,48p.p. Já para as regiões metropolitanas, a Figura 3 mostra que a redução da pobreza foi de 1,80p.p. no período analisado, de 4,26% da população em 2011, para 2,46% em 2015. Entretanto, mesmo apresentando uma redução da pobreza ao se considerar o período total de análise (2011 a 2015), destaca-se uma elevação na porcentagem de indivíduos pobres no Brasil de 2014 para 2015, que pode ser considerado resultado da crise econômica que o país vem enfrentado nos últimos anos. Segundo Vegh et al. (2019), essa elevação da pobreza em um momento de recessão da economia é um indício de que o ciclo conjuntural repercute de forma significativa na pobreza.

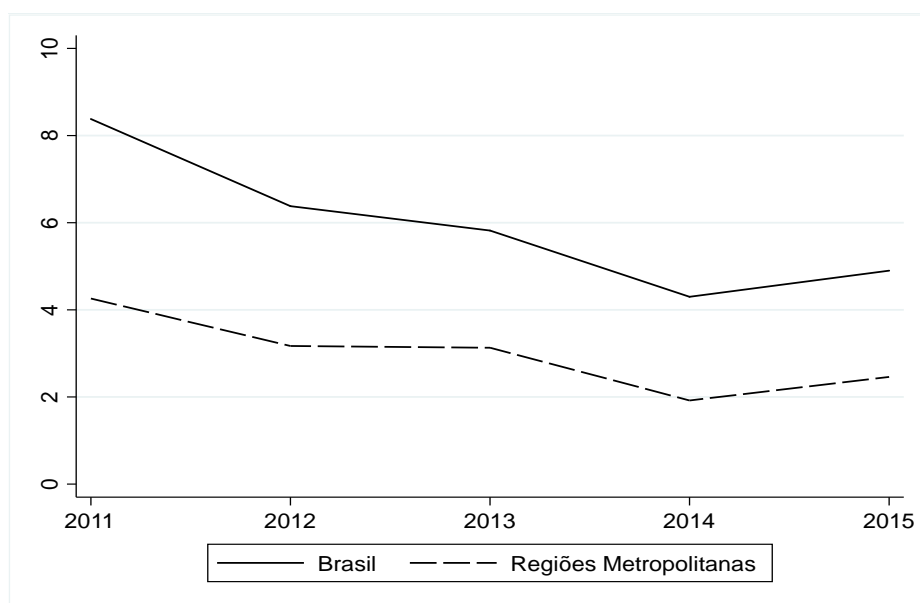


Figura 3: Porcentagem da população pobre, Brasil e Regiões Metropolitanas, 2011 a 2015
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

Na Figura 4, por sua vez, apresenta-se a evolução da pobreza no Brasil, considerando homens e mulheres de modo geral e homens e mulheres especificamente chefes de domicílio. É perceptível que, no Brasil, durante todo o período analisado, a proporção de mulheres vivendo abaixo da linha de pobreza (5,11% em 2015) é maior do que a proporção de homens (4,67% em 2015) e que, ao se tratar de chefes de domicílio, as mulheres se encontram em uma desvantagem ainda maior (5,64% delas contra 4,64% dos homens chefes e 5,11% das mulheres em geral, em 2015). Este fato sugere que as mulheres, no Brasil, estão super-representadas dentre os mais pobres, corroborando a hipótese de existência de feminização da pobreza proposta pela literatura (MEDEIROS; COSTA, 2008; BRADSHAW; CHANT; LINNEKER, 2017). Pela Figura 5 visualiza-se dados análogos a esses, para as regiões metropolitanas.

Verifica-se também que a proporção de mulheres pobres é superior à de homens pobres nas regiões metropolitanas e que, em se tratando de chefes de domicílio, a discrepância é ainda maior. Entretanto, em comparação com a Figura 4, que aborda todo o território nacional, pode-se observar que gap observado entre as mulheres chefes de domicílio das regiões metropolitanas e o resto da população é maior que o observado no território brasileiro. Com isso, tem-se que dos indivíduos que se encontram em situação de pobreza no Brasil, as mulheres chefes de domicílio são as que se destacam, sugerindo que elas são maioria dentre os mais pobres do país, situação ainda mais evidente entre aquelas que se encontram nas regiões metropolitanas.

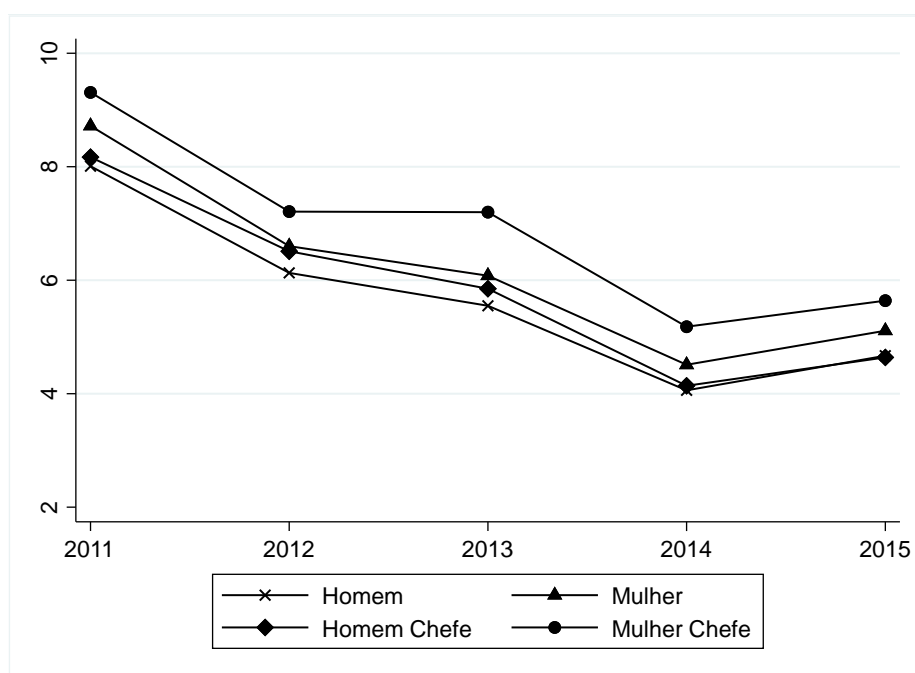


Figura 4: Porcentagem da população pobre, por sexo, 2011 a 2015, Brasil
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

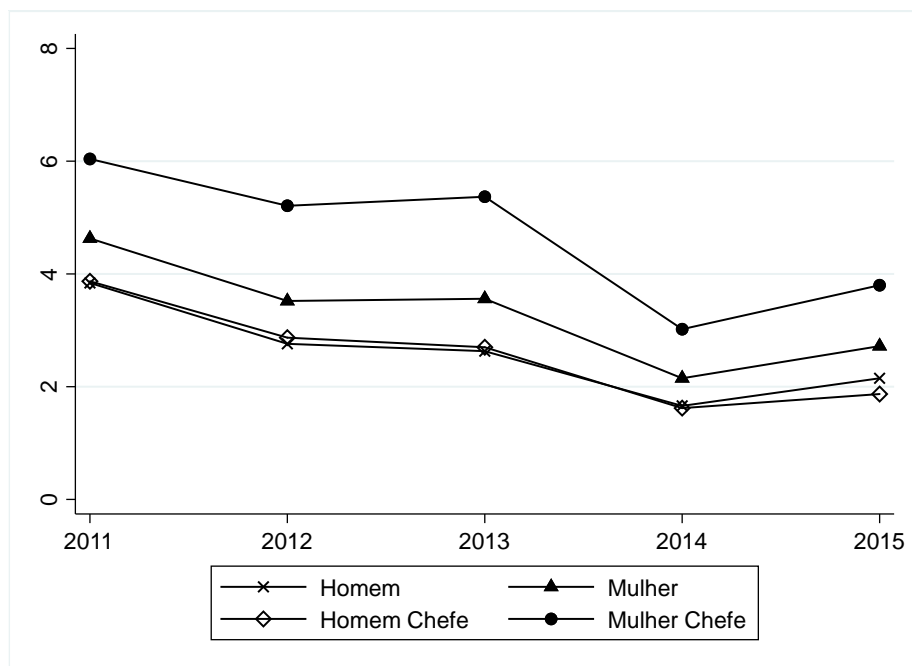


Figura 5: Porcentagem da população pobre, por sexo, 2011 a 2015, regiões metropolitanas
 Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

A Tabela 3 apresenta algumas características das mulheres pobres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. Verifica-se que mais de 60% das mulheres pobres chefes de domicílio nessas regiões eram negras ou pardas, durante todo o período analisado. Quanto à variável que indica se essas mulheres viviam em companhia de um parceiro, em 2011 somente 24,77% das mulheres responderam que sim e em 2015 somente 24,22%, em comparação com cerca de 30% da média geral de mulheres chefes de domicílio (considerando pobres e não pobres) das regiões metropolitanas (Tabela 2). Esse resultado pode sugerir que a pobreza dessas mulheres está, de fato, fortemente relacionada com o fato de não possuírem alguém dentro do domicílio com quem dividir tarefas e a responsabilidade financeira (CEPAL,2004). O tipo de arranjo domiciliar que elas chefiavam fornece outra indicação deste resultado. Durante todo o período analisado, uma grande proporção delas chefiava o arranjo “mãe com todos os filhos menores de 14 anos”, crianças que demandam mais cuidados. Outro arranjo importante entre as mulheres pobres chefes refere-se àqueles considerados de “outros tipos”, onde se encontram os domicílios unipessoais. Entretanto, considerando todos os arranjos de mães com filhos, tem-se que mais de 50% das mulheres pobres chefiavam domicílios monoparentais, o que é uma característica da chefia feminina de domicílio no Brasil e, novamente, esbarra no fato da mulher não ter apoio como chefe de domicílio, assim como abordam Cavenaghi e Alves (2018).

Tabela 3: Características de mulheres pobres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015

	2011	2012	2013	2014	2015
	%				
Raça:					
Branca	33,77	36,31	36,71	28,56	31,45
Amarela e Indígena	00,76	00,66	00,92	00,90	01,08
Negra e Parda	65,45	63,03	62,37	70,40	67,47
Vive em companhia de um parceiro:					
Sim	24,77	19,57	19,04	22,44	24,22
Não, mas já viveu	61,14	64,62	66,54	62,73	63,14
Não, nunca viveu	14,08	15,81	14,42	14,83	12,64
Tipo de arranjo domiciliar:					
Casal sem filhos	02,20	03,00	02,97	03,91	05,20
Casal com todos os filhos < 14 anos	11,97	08,41	05,51	08,21	07,75
Casal com todos os filhos ≥ 14 anos	04,09	02,71	03,19	02,88	04,19
Casal com filhos < 14 e ≥ 14 anos	05,40	04,06	05,81	06,11	05,27
Mãe com todos os filhos < 14 anos	23,51	23,62	23,28	26,33	22,02
Mãe com todos os filhos ≥ 14 anos	19,60	17,73	17,24	17,23	21,94
Mãe com filhos < 14 e ≥ 14 anos	14,43	14,42	12,60	15,04	13,56
Outros tipos de família	18,78	26,06	29,39	20,28	20,08
Nível de instrução:					
Sem instrução	14,78	12,45	12,44	08,05	11,05
Fundamental incompleto	37,20	39,05	37,96	40,99	36,93
Fundamental completo	14,18	14,76	11,63	14,11	12,76
Médio incompleto	07,59	06,24	06,79	08,08	08,66
Médio completo	21,72	19,46	24,18	24,73	23,35
Superior incompleto	01,89	02,85	03,10	01,34	03,17
Superior completo	02,57	04,73	03,70	02,51	04,08
	Média				
Horas Semanais Trabalhadas	29,55	29,63	26,51	27,19	16,18
Horas Semanais em Afazeres Domésticos	34,32	30,65	29,02	32,10	31,56

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

Quanto ao nível de instrução, assim como o perfil brasileiro, a maioria das mulheres pobres chefes de domicílio das regiões metropolitanas possui ensino fundamental incompleto (pouco mais de 35% de 2011 a 2015). O número médio de horas semanais trabalhadas por elas sugere que essas mulheres podem ter sido afetadas pela crise econômica vivenciada no Brasil nos últimos anos, uma vez que foram de uma média de 29,55 horas semanais trabalhadas em

2011 para 16,18 horas em 2015, uma queda de 13,37 horas semanais. Esse resultado fornece uma indicação de que os arranjos chefiados por mulheres pobres de fato estão mais susceptíveis a sofrerem diante de choques (KLASEN; LECHTENFELD; POVEL, 2015). Mesmo com essa queda, o número médio de horas dedicadas por elas ao trabalho não remunerado é superior ao número médio de horas encontrado na Tabela 2, indicando que mesmo com uma redução das horas dedicadas ao trabalho remunerado, as mulheres pobres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras ainda exercem extensa jornada dupla de trabalho sugerindo que, além de pobres em renda, essas mulheres são pobres em tempo (JONES; KODRAS, 1990; FUWA, 2000). Segundo Carloto (2005), isso ocorre pois a presença de crianças no domicílio, (mais de 50% mulheres pobres chefes de domicílio no Brasil metropolitano em 2015 são chefes do arranjo monoparental), faz com que essas mulheres fragmentem o uso de seu tempo entre trabalho remunerado e não remunerado, aumentando, assim, sua carga de trabalho doméstico.

Em suma, tem-se que o perfil das mulheres pobres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas é, em algumas dimensões, semelhante aos perfis das mulheres chefes brasileiras e das demais mulheres chefes das regiões metropolitanas (Tabelas 1 e 2, respectivamente). Assim, as mulheres pobres chefes de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras são, em sua maioria, mulheres negras, de domicílios monoparentais, com ensino fundamental incompleto e pobres também em tempo, exercendo extensa jornada dupla de trabalho.

4.3. Choques de renda e domicílios chefiados por mulheres

4.3.2. Efeitos dos choques de renda sobre a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio

A estimação da equação (8) permitiu avaliar os efeitos dos diferentes choques de renda sobre a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. Os resultados dessa estimação encontram-se na Tabela 4, onde em (1) e (2) o modelo foi estimado somente com os choques de renda gerais e em (3) e (4) os choques de renda setoriais foram considerados. (1) e (3) são as estimações sem as variáveis de controle e (2) e (4) com elas.

Tabela 4: Fatores associados à probabilidade de uma mulher se tornar chefe de domicílio, Regiões Metropolitanas, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo	0,00*** (0,00)	-0,02*** (0,00)	0,03*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Choque Positivo	0,03***	0,01***	0,01***	0,01***

	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Choque Negativo Indústria			-0,07***	-0,02***
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Indústria			0,14***	0,00*
			(0,00)	(0,00)
Choque Negativo Serviços			0,01***	-0,00**
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Serviços			-0,05***	-0,01***
			(0,00)	(0,00)
Constante	0,01***	-0,03*	0,06***	-0,03 ^{NS}
	(0,00)	(0,02)	(0,00)	(0,02)
BIC	244056,2	-320159,7	244056,2	-320159,7
AIC	243925,1	-320270,3	243923,1	-320270,3
R ²	0,03	0,96	0,03	0,96
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle adicionadas: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, tipo de arranjo domiciliar, idade da mulher, seu nível de escolaridade, sua raça e se ela exerce jornada dupla de trabalho.

Como pode ser observado na Tabela 4, todas as variáveis explicativas de interesse (os choques de renda) foram estatisticamente significativas para explicar a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. A inclusão das variáveis de controle de (1) para (2) e de (3) para (4) leva à uma redução nos coeficientes dos choques de renda, sugerindo que a estimação sem essas variáveis superestima o efeito dos choques sobre a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. Além disso, tal mudança é um indicativo de que os choques se correlacionam com as variáveis de controle, evidenciando o fato de que o choque é condicionalmente aleatório e, portanto, a exclusão desses controles pode levar a um viés de variável omitida. Dessa forma, o modelo com a inclusão das variáveis de controle se torna aquele mais adequado para explicar a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio¹⁵.

¹⁵ A escolha do melhor modelo pode ser confirmada pelos critérios de seleção de Akaike e Schwarz (AIC e BIC) e pela medida de qualidade do ajustamento do modelo, R² (em (2) e (4)), as variáveis explicativas explicam cerca de 96% da probabilidade de chefia feminina).

Na estimação apresentada em (2), os efeitos dos choques de renda sugerem que, depois de controladas as características observáveis dos domicílios e dos indivíduos e as não observáveis por meio dos efeitos fixos, um choque positivo de renda aumenta as chances da mulher se tornar chefe de domicílio em 1p.p., o que corrobora com a hipótese inicial de que choques positivos de renda aumentariam a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. Esses resultados são coerentes com os de Haushofer e Shapiro (2013) e Berniell, Machado e La Mata (2014) que encontraram que mesmo uma pequena alteração na renda domiciliar serve como forma de empoderar a mulher, dando a ela maior voz ativa dentro do domicílio, o que pode levar a alterações na estrutura domiciliar.

Quanto ao choque negativo, os resultados apresentados na Tabela 4 apontam que um choque negativo de renda reduz as chances da mulher se tornar chefe de domicílio em 2p.p. Uma possível explicação para esse resultado é a que, no Brasil, culturalmente, o papel de chefe de domicílio pertence ao homem (IPEA, 2009; CAVENAGHI; ALVES, 2018), de forma que, segundo Zhang (2014), quando o domicílio sofre um choque de renda negativo, seja ele permanente ou temporário, há maior transferência da renda domiciliar para o homem como tentativa de mitigar os efeitos dessa redução inesperada na renda, o que reduz o poder de barganha feminino dentro do domicílio e, conseqüentemente, as chances da mulher se tornar chefe.

Em (4), a inclusão das variáveis de choque na indústria e no setor de serviços, representando alterações na renda que afetariam majoritariamente os homens e as mulheres, respectivamente, remove o efeito desses setores sobre os choques gerais de renda. Essa inclusão dos choques setoriais não alterou a relação entre os choques gerais e a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. Entretanto, reduziu o coeficiente do choque negativo de renda, sugerindo que o efeito associado ao choque geral estava refletindo as influências dos choques setoriais. Nesse caso, então, a ocorrência de um choque negativo de renda reduz as chances da mulher se tornar chefe de domicílio em 1p.p.

Ao se tratar dos choques setoriais, tem-se que um choque negativo na indústria e um choque negativo no setor de serviços reduzem as chances da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras em 2p.p. e 0,1p.p., respectivamente. Esses resultados indicam que um choque negativo de renda reduz as chances da mulher se tornar chefe de domicílio, não importando se ele afeta majoritariamente a renda masculina ou se afeta majoritariamente a renda feminina. A mesma relação foi encontrada por Christelis, Georgarakos e Jappelli (2015) ao avaliar dados para os Estados Unidos, segundo os autores, se os choques são percebidos como alterações permanentes na renda, a principal resposta dos

domicílios é a alteração da estrutura domiciliar ocorrida por meio da divisão de domicílios, entretanto, se a percepção do choque é como uma alteração temporária na renda, a resposta dos domicílios se dá através da redução do consumo. Dessa forma, se o choque negativo na renda dos indivíduos for percebido como temporário, isso pode justificar o fato dele reduzir as chances das mulheres se tornarem chefes de domicílios nas regiões metropolitanas brasileiras. Este resultado é diferente da hipótese deste trabalho de que um choque negativo na indústria aumentaria as chances da mulher se tornar chefe de domicílio.

Quanto ao choque positivo de renda nos setores prioritariamente masculino e feminino, os resultados expostos na Tabela 4 indicam um efeito oposto ao da hipótese inicial e ao sugerido por Carter e Katz (1997) em seu modelo de contrato conjugal de que um choque positivo no setor de serviços aumentaria as chances da mulher se tornar chefe de domicílio, enquanto um choque positivo na indústria reduziria tal chance. Verifica-se, então, que um choque positivo na indústria aumenta a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio em 0,3p.p e um choque positivo no setor de serviços reduz as chances da mulher se tornar chefe de domicílio em 1p.p. Conforme abordado por McKenzie (2003), um choque positivo em um setor que emprega majoritariamente homens pode estar relacionado ao aumento do número de domicílios chefiados por mulheres, não por meio do divórcio, ou do poder de barganha dentro do casamento, e sim através da elevação do número de pessoas saindo do domicílio para estudar e/ou trabalhar, possibilitadas pelo aumento na renda domiciliar advindo da renda masculina (uma vez que o choque ocorreu no setor que mais emprega homens), o que, nesse caso, eleva o número de domicílios unipessoais femininos.

Já para o resultado do choque positivo no setor de serviços, IPEA (2009), avaliando os impactos da crise de 2008 sobre o trabalho feminino, constata que os efeitos dessa crise foram de elevar o número de mulheres empregadas no mercado de trabalho formal, entretanto, a estratégia de trocar a mão-de-obra masculina pela feminina estava ligada à precarização dos empregos em um momento de crise, de forma que ao contratar mais mulheres os empregadores conseguiriam pagar salários mais baixos. Como, neste trabalho, o choque positivo representa uma situação em que a taxa de desemprego se encontra abaixo de sua média histórica, a relação inversa entre o choque positivo no setor que mais emprega mulheres e a probabilidade menor da mulher se tornar chefe de domicílio pode, nesse contexto, ser um indicativo de que o aumento do emprego feminino nem sempre aumenta seu poder de barganha dentro do domicílio. Além do mais, as mulheres exercem um trabalho reprodutivo que impõe à elas maiores e mais intensas jornadas de trabalho e um aumento do emprego feminino é um caminho de elevar essa jornada dupla de trabalho exercida pela mulher (IPEA, 2009; CAVENAGHI; ALVES, 2018). E como

pode ser observado na Tabela B.1 do apêndice B, mulheres que exercem jornada dupla de trabalho possuem 1p.p. a menos de chance de se tornarem chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras.

Em suma, os resultados apontam que choques de renda negativos, não importando se afetam o setor de serviços, a indústria ou se é geral, reduzem o poder de barganha feminino dentro do domicílio, diminuindo as chances da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras. Já os choques positivos na indústria e geral aumentam as chances da mulher se tornar chefe de domicílio no Brasil metropolitano, enquanto um choque positivo no setor de serviços reduz tal probabilidade.

4.3.3. Efeitos dos choques de renda sobre a probabilidade de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres

O modelo especificado pela equação (9), onde avaliou-se os efeitos dos diferentes choques de renda sobre a probabilidade de pobreza dos domicílios no Brasil metropolitano, foi estimado considerando defasagens de um a quatro anos para as variáveis de choques de renda. Os resultados apresentados na Tabela 5 e interpretados nesta seção são os da estimação que utiliza a defasagem de três anos, pois de acordo com Glewwe e Hall (1998), após a ocorrência de alterações na renda do domicílio existe um período de adaptação domiciliar, fazendo com que consequências mais permanentes, como capazes de alterar as chances do domicílio de se encontrar vulnerável à pobreza, só se estabilizem três períodos após o choque. As tabelas com as demais defasagens se encontram no apêndice B e em todas elas os resultados assemelham-se com os apresentados na Tabela 5, onde as variáveis de interação entre os choques de renda e a chefia feminina de domicílio se mostraram, em sua maioria, não significativas para explicar as chances de pobreza dos domicílios.

Assim, na Tabela 5, tem-se que (1) e (2) são as estimações sem os choques setoriais e (3) e (4) são as estimações que os incluem. Em (1) e (3) constam os modelos estimados sem o uso das variáveis de controle e em (2) e (4) os modelos que foram estimados considerando-as.

Tabela 5: Fatores associados à probabilidade de pobreza dos domicílios das regiões metropolitanas brasileiras, com choques defasados em 3 anos, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,03 ^{NS} (0,02)	0,00 ^{NS} (0,02)	0,03 ^{NS} (0,02)	0,00 ^{NS} (0,02)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02 ^{NS} (0,03)	0,00 ^{NS} (0,03)	0,02 ^{NS} (0,03)	0,00 ^{NS} (0,03)

Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			-0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,01)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,01 ^{NS}	-0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			-0,02 ^{NS}	-0,03*
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			-0,00 ^{NS}	-0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Chefia Feminina de Domicílio	0,12***	0,35***	0,12***	0,36***
	(0,01)	(0,05)	(0,02)	(0,05)
Choque Negativo	0,36**	0,24 ^{NS}	0,35**	0,24 ^{NS}
	(0,14)	(0,20)	(0,15)	(0,21)
Choque Positivo	0,05**	0,05**	0,05**	0,05**
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Choque Negativo Indústria			-0,00 ^{NS}	-0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Indústria			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Serviços			0,01 ^{NS}	0,02 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Serviços			-0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Constante	1,21***	1,39***	1,21***	1,39***
	(0,00)	(0,09)	(0,00)	(0,09)
BIC	21175,96	17009,73	21192,14	17005,64
AIC	21106,3	16940,08	21105	16935,99
R ²	0,19	0,36	0,19	0,36
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça.

Do mesmo modo como na estimação apresentada na Tabela 4, a inclusão das variáveis de controle reduz os coeficientes das variáveis de interesse (interações entre os choques de renda e domicílios chefiados por mulheres), entretanto os resultados para tais variáveis na Tabela 5 foram não significativos estatisticamente. A inclusão dos controles somente tornou

significativa a variável que representa domicílios chefiados por mulheres que foram afetados por um choque negativo de renda no setor de serviços, sugerindo que o efeito dos controles é correlacionado com o efeito dessa variável. Ainda que a inclusão das variáveis de controle não altere a significância das variáveis de choque, as especificações em que elas são incluídas são consideradas preferidas pois controlam as características observáveis dos domicílios e dos chefes, assim como sugerido pela literatura (BARROS; FOX; MENDONCA, 1997; CARTER; KATZ, 1997; GLEWWE; HALL, 1998).

Os resultados apresentados na coluna (2) mostram não significância da interação entre os choques gerais de renda e o fato do domicílio ser chefiado por mulheres. Isso sugere que os choques de renda não são relevantes para explicar as chances de pobreza de domicílios chefiados por mulheres em relação aos domicílios chefiados por homens, contrastando com os resultados de Klasen, Lechtenfeld e Povel (2015) que encontraram que na Tailândia e no Vietnã, os domicílios chefiados por mulheres estão mais expostos a choques do que aqueles chefiados por homens. No entanto, mesmo que os choques não alterem as chances de pobreza de tais domicílios, uma vez controladas todas suas características observáveis, domicílios chefiados por mulheres possuem cerca de 35p.p. a mais de chances de serem pobres do que domicílios chefiados por homens, assim como encontrado por Angel e Tienda (1982) e Glewwe e Hall (1998). É interessante destacar que, ao estimar o modelo com as variáveis de controle, a magnitude dessa variável aumenta (de 12p.p. para 35p.p.), sugerindo que a estimação sem os controles (apresentada em (1)) subestima o efeito do sexo do chefe do domicílio sobre suas chances de pobreza. Isso ocorre, segundo Costa e Marra (2013), porque além das características domiciliares que deixam esses domicílios mais vulneráveis, existem dificuldades culturais associadas à posição da mulher como chefe de domicílio, dando maior peso ao gênero do chefe do domicílio ao se avaliar suas chances de se encontrar em condição de pobreza. Ao se tratar das variáveis de choque, o choque negativo foi não significativo para explicar as chances de pobreza de um domicílio e o choque positivo apresentou uma relação positiva com a variável de pobreza, sugerindo que domicílios que sofreram choque positivo de renda há três anos possuem 5p.p. a mais de chance de serem pobres hoje do que domicílios que não sofreram tal choque, contrastando com a hipótese de Haushofer e Shapiro (2013) de que uma elevação na renda reduz a vulnerabilidade do domicílio. Possivelmente, os domicílios afetados por tal choque já se encontravam em condição vulnerável, de modo que o choque positivo não é o que os deixa mais pobres e sim suas características, uma vez que, conforme Ligon e Schechter (2003), as características dos domicílios representam um risco agregado que afetam sua vulnerabilidade.

Nos resultados apresentados em (4), a inclusão das variáveis de interação de domicílios chefiados por mulheres com os choques setoriais não alterou o coeficiente das interações com os choques negativo e positivo de renda, já apresentados na coluna (2), nem os tornou significativos. Isso sugere que esses choques, de fato, não são relevantes para explicar a probabilidade de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres nas regiões metropolitanas brasileiras, contrastando com Klasen, Lechtenfeld e Povel (2015) que sugerem que domicílios chefiados por mulheres estão mais expostos a choques do que os chefiados por homens.

Quanto aos choques setoriais, a única interação que se mostrou significativa nesse modelo e, portanto, relevante para explicar tal relação foi a “Choque Negativo Serviços*Chefia feminina”, indicando que domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque negativo no setor de serviços há três anos possuem 3p.p. a menos de chance de serem vulneráveis hoje. Uma vez que o setor de serviços é o setor que emprega majoritariamente mulheres, um choque negativo de renda nesse setor é um choque que afeta mais a renda das mulheres, o que esperava-se ter uma relação positiva com as chances de pobreza dos domicílios chefiados por elas e não negativa. Uma possível explicação para este resultado refere-se ao fato de que a medida de pobreza utilizada considera a linha do programa Bolsa Família, que tem como alvo principal as mulheres. Assim, os efeitos dessa alteração negativa na renda das mulheres podem estar sendo mitigados pela assistência governamental. Glewwe e Hall (1998) dão indicativos de que isso possa ocorrer ao fazer a linha do tempo do domicílio após um choque. Segundo eles, após um choque macroeconômico que altere negativamente a renda do domicílio, há um período de ajuste domiciliar feito, principalmente através da redução do consumo, seguido por uma assistência do governo. Além disso, essas pessoas que se encontram abaixo da linha de pobreza do programa Bolsa Família podem não estar de fato no setor de serviços (não empregadas no setor formal, caso contrário a renda delas seria superior, já que receberiam salário mínimo), conforme aborda Ulysea (2005). Dessa forma, o choque negativo no setor de serviços que representa um aumento do desemprego formal pode indicar um aumento do emprego informal (JAKOBSEN et al., 2000; ULYSSEA, 2005), impactando as pessoas abaixo da linha de pobreza (através da redução de sua vulnerabilidade).

Por fim, assim como na estimação anterior, a chefia feminina de domicílio e o choque de renda positivo tiveram relação positiva com a probabilidade de o domicílio ser pobre e o choque negativo de renda e os choques setoriais foram não significativos.

Uma possível explicação para a não significância estatística dos coeficientes da maioria das interações está no fato de o choque considerado ser baseado na taxa de desemprego, que

leva em consideração o mercado de trabalho formal e, segundo Otobe (2011), a grande proporção de indivíduos vivendo na informalidade em países subdesenvolvidos faz com que a utilização da taxa de desemprego não consiga avaliar apropriadamente os impactos de uma crise. Assim, um choque de renda no setor formal da economia não possuiria impacto sobre a probabilidade de pobreza, uma vez que, possivelmente, os mais vulneráveis a tornarem-se pobres diante de um choque são aqueles que não possuem um emprego formal e a maior estabilidade que dele resulta, já que o setor informal de trabalho proporciona empregos instáveis, de reduzida produtividade e com ganhos incertos (JAKOBSEN et al., 2000).

Além disso, as mulheres são maioria na informalidade e em trabalhos de condições precárias, devido à segregação ocupacional e a discriminação de gênero presentes no mercado de trabalho formal (ULYSSEA, 2005; OTOBE, 2011). Deste modo, o choque nos setores formais poderia não alterar a probabilidade de pobreza delas. Ressalta-se ainda que a linha de pobreza considerada (definida pelo programa Bolsa Família) é relativamente baixa e indivíduos mais pobres, assim como as mulheres, são mais prováveis de trabalharem no mercado informal de trabalho (ULYSSEA, 2005), podendo, assim não serem afetados de modo direto por choques no setor formal. Para explorar essa hipótese, este mesmo modelo foi estimado considerando como pobres domicílios que possuem rendimento menor que meio salário mínimo per capita, linha de pobreza proposta por Hoffmann (2000) e que abrange mais indivíduos do que a linha do programa Bolsa Família.

Os resultados dessa estimação¹⁶ podem ser observados na Tabela 6. Nessa tabela, as definições das colunas são assim como as da Tabela 5. As estimações sem controle subestimam os efeitos das interações “Choque Negativo*Chefia feminina” e “Choque Positivo Serviços*Chefia feminina” e superestimam o efeito da interação “Choque Positivo*Chefia feminina”, indicando que as variáveis de controles possuem correlação com essas variáveis. Quanto às demais interações, a estimação com os controles não alterou seu efeito sobre a probabilidade de pobreza dos domicílios, sugerindo que as características do domicílio e do chefe não estavam incluídas nos efeitos das interações entre esses choques de renda (positivo e negativo indústria e negativo serviços) e a chefia feminina de domicílio.

Tabela 6: Fatores associados à probabilidade de pobreza de domicílios das regiões metropolitanas brasileiras considerando a linha de pobreza de 1/2 salário mínimo, com choques defasados em 3 anos, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
--	-----	-----	-----	-----

¹⁶ Assim como no modelo anterior (Tabela 5), foram considerados 3 anos de defasagem para os choques de renda. Os resultados com as demais defasagens podem ser encontrados no Apêndice B.

Choque Negativo*Chefia feminina	0,00 ^{NS} (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00 ^{NS} (0,00)	0,01*** (0,00)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02* (0,01)	0,01 ^{NS} (0,01)	0,02* (0,01)	0,01 ^{NS} (0,01)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			-0,00 ^{NS} (0,00)	0,00 ^{NS} (0,00)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,02*** (0,01)	0,02*** (0,00)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			-0,00 ^{NS} (0,01)	-0,00 ^{NS} (0,00)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			-0,01* (0,00)	-0,00 ^{NS} (0,00)
Chefia Feminina de Domicílio	0,07*** (0,01)	0,38*** (0,03)	0,07*** (0,01)	0,38*** (0,02)
Choque Negativo	0,10 ^{NS} (0,06)	0,12* (0,06)	0,10 ^{NS} (0,06)	0,12* (0,06)
Choque Positivo	-0,28 (0,17)	-0,26* (0,14)	-0,28 ^{NS} (0,17)	-0,26* (0,14)
Choque Negativo Indústria			-0,00 ^{NS} (0,00)	-0,00 ^{NS} (0,00)
Choque Positivo Indústria			-0,00 ^{NS} (0,00)	-0,00 ^{NS} (0,00)
Choque Negativo Serviços			-0,00 ^{NS} (0,00)	-0,00 ^{NS} (0,00)
Choque Positivo Serviços			-0,00 ^{NS} (0,00)	-0,00 ^{NS} (0,00)
Constante	1,20*** (0,00)	1,11*** (0,03)	1,20*** (0,00)	1,11*** (0,03)
BIC	154929,6	131785,3	154954,4	131774,1
AIC	154818,6	131654,1	154801	131640,9
R ²	0,07	0,18	0,07	0,18
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça.

A ideia de que uma linha de pobreza de valor mais elevado seja capaz de considerar mais indivíduos que, potencialmente, são afetados por choques ocorridos no mercado de trabalho formal é confirmada na Tabela 6, em que a interação entre o choque de renda negativo e a chefia feminina de domicílio passa a ser estatisticamente significativa, tanto para o modelo sem a inclusão dos choques setoriais quanto para o com essas variáveis. O coeficiente de “Choque Negativo*Chefia feminina”, nessa estimação, sugere que domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque negativo de renda há três anos possuem 1p.p. a mais de chance de se tornarem pobres hoje do que domicílios chefiados por mulheres que não sofreram tal choque e do que domicílios chefiados por homens. Este resultado é coerente com o de Del Ninno e Marini (2005) que afirmam que choques negativos de renda deixam os domicílios mais vulneráveis à pobreza e com a hipótese deste trabalho de que choques de renda negativos deixam os domicílios chefiados por mulheres mais prováveis de serem pobres do que domicílios chefiados por homens no Brasil metropolitano.

Em relação às interações com os choques setoriais, nessa estimação, a única que se mostrou significativa foi a interação entre choque positivo na indústria e chefia feminina de domicílio. Assim, domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque de renda positivo na indústria há três anos, setor que emprega majoritariamente homens, possuem 2p.p. a mais de chance de serem pobres hoje do que domicílios chefiados por mulheres que não sofreram tal choque e do que domicílios chefiados por homens. Assim como ocorreu com a variável “Choque Negativo Serviços*Chefia feminina” na estimação apresentada na Tabela 5, possivelmente, as pessoas que se encontram abaixo da linha de pobreza não trabalham de fato na indústria (uma vez que não recebem salário mínimo), fazendo com que choques no mercado de trabalho formal não os afete de forma direta, assim como sugere Ulyseia (2005). Uma elevação, então, no emprego da indústria pode afetar outros indivíduos que vivem nas regiões metropolitanas impactando indiretamente essas pessoas (os que se encontram abaixo da linha de pobreza), de forma a aumentar sua vulnerabilidade à pobreza. Por fim, quanto aos choques de renda, os únicos que se mostraram significativos para explicar as chances de pobreza de um domicílio foram os choques gerais. Com isso, domicílios que sofreram um choque negativo de renda possuem 12p.p a mais de chance de serem pobres e domicílios que sofreram choque positivo de renda possuem 26p.p a menos de chance, o que condiz com os resultados encontrados por Del Ninno e Marini (2005) e Haushofer e Shapiro (2013).

Em suma, os resultados apontam que os choques de renda ocorridos há três anos não são significativos para explicar as chances de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres

no Brasil metropolitano, com exceção para os domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque negativo de renda no setor de serviços há três anos. Nesse caso, eles possuem menores chances de encontrarem em condição de pobreza. A explicação para esse fenômeno é a de que a variável de pobreza, definida pelo programa Bolsa Família, não abrange os indivíduos que trabalham no mercado de trabalho formal e que seriam atingidos por choques como a taxa de desemprego. Ao se considerar, então, uma linha de pobreza mais abrangente (1/2 salário mínimo), duas variáveis de choque passaram a ser significativas para explicar as chances de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres, ao contrário de somente uma como no caso anterior. Assim, domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque de renda negativo há três anos e que sofreram choque de renda positivo na indústria a três anos possuem maior probabilidade de se encontrarem vulneráveis à pobreza. Além disso, domicílios chefiados por mulheres, por si só, sem considerar a ocorrência de choques, são significativamente mais prováveis de serem pobres do que domicílios chefiados por homens.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O número de domicílios chefiados por mulheres tem se elevado ano a ano no Brasil e, ainda assim, as mulheres chefes se encontram em situação desfavorável quando se trata de rendimento, apoio (em relação à presença de cônjuge) e exposição à choques. Além do mais, a situação econômica desfavorável atual do país levanta questões acerca da resposta de tais domicílios frente a choques macroeconômicos. Dessa forma, o presente trabalho buscou responder duas principais questões: se choques de renda, positivos e negativos, são capazes de alterar a estrutura domiciliar, aumentando as chances da mulher se tornar chefe de domicílio e se domicílios chefiados por mulheres, ao sofrerem tais choques, possuem maiores probabilidades de se encontrarem mais vulneráveis à pobreza.

Para isso, a estratégia de identificação se baseou na utilização da taxa de desemprego como choque de renda, considerando como choque positivo aquele em que a taxa de desemprego se encontra um desvio padrão abaixo da média histórica da região metropolitana, e como choque de renda negativo quando essa se encontra um desvio padrão acima dessa mesma média. Afim de considerar choques de renda que afetassem majoritariamente os homens e as mulheres, foram avaliados ainda os choques advindos do desemprego (ou emprego) da indústria e do setor de serviços.

Os dados utilizados para foram os dados empilhados da PNAD de 2011 a 2015 e foram considerados somente os indivíduos que se encontravam em idade para trabalhar, uma vez que o choque considerado afeta o mercado de trabalho. As análises dizem respeito às regiões

metropolitanas brasileiras: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Distrito Federal.

Entre os principais resultados encontrados estão o fato de que os choques negativos, não importa se geral ou setorial, reduzem as chances da mulher se tornar chefe de domicílio. Também reduzem essa probabilidade um choque positivo de emprego no setor de serviços. Choques positivo de renda e choques positivos especificamente na indústria, por outro lado, possuem o efeito de aumentar a probabilidade da mulher se tornar chefe de domicílio nas regiões metropolitanas brasileiras.

Esses resultados sugerem que, no Brasil, reduções na renda domiciliar atuam como redutores da barganha feminina dentro dos domicílios, enquanto elevações da renda nem sempre levam a um aumento neste poder de barganha dentro do lar, o que está diretamente relacionado com a herança patriarcal que o país carrega, onde as mulheres cumprem papel de responsável pelo cuidado do lar e dos filhos e papel de chefia de domicílio recai sobre os homens.

Quanto à vulnerabilidade dos domicílios, os resultados encontrados mostram que os choques de renda não são, em geral, relevantes para explicar a probabilidade de pobreza dos domicílios chefiados por mulheres, que já possuem probabilidades significativamente maiores de serem pobres do que os domicílios chefiados por homens. Isso se dá, possivelmente, devido ao choque utilizado ser oriundo do mercado de trabalho formal e, por isso, não atingir diretamente àqueles abaixo da linha de pobreza (e possivelmente fora desse mercado). Como as mulheres chefes e os indivíduos mais pobres são mais frequentes entre os trabalhadores da informalidade, o choque baseado na taxa de desemprego poderia não os afetar de maneira direta (mas sim, indiretamente por meio dos links entre o choque formal e a atividade informal).

Afim de explorar mais a análise quanto à probabilidade de pobreza e os efeitos dos choques, avaliou-se ainda uma segunda linha de pobreza (definida por $\frac{1}{2}$ salário mínimo). Nesse caso, a variável que representa domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque negativo de renda passou a ser significativa, indicando que uma linha de pobreza mais ampla consegue abranger maior número de pessoas que são afetadas diretamente pelas alterações no mercado de trabalho formal. Tais resultados sugerem que domicílios chefiados por mulheres que sofreram choque negativo de renda há três anos possuem maior probabilidade de estarem abaixo da linha de pobreza do que domicílios que não sofreram tal choque ou do que domicílios chefiados por homens.

Diante da recorrente ocorrência de choques de renda em países em desenvolvimento, entender como os domicílios se comportam frente à essas situações é relevante para a criação de políticas públicas voltadas para as características de cada domicílio. Com isso, os resultados encontrados neste trabalho sugerem que políticas voltadas para o empoderamento e independência das mulheres e para a assistência delas como chefe de domicílio são benéficas para ajudar esses domicílios a lidarem com choques macroeconômicos, uma vez que alterações negativas na renda do domicílio reduzem o poder de barganha delas enquanto alterações positivas na renda do domicílio não elevam esse poder na mesma proporção. Além disso, mesmo sem a ocorrência de choques, viu-se que domicílios chefiados por mulheres são significativamente mais prováveis de serem pobres no Brasil metropolitano do que domicílios chefiados por homens.

Este trabalho faz uma análise a nível de região metropolitana e uma característica do Brasil é a heterogeneidade que existe ao longo do seu extenso território, dificultando a generalização dos resultados encontrados para o interior e para as áreas rurais do país, uma vez que o comportamento dos domicílios tende a ser diferente nesses territórios, o que fornece uma limitação do trabalho. Além do mais, utiliza-se uma medida de pobreza objetiva e unidimensional, baseada na renda. Sabe-se que se trata de um fenômeno multidimensional e que as mulheres chefes devem sofrê-la de diferentes formas, em diferentes dimensões. Essa é uma limitação que fornece, ao mesmo tempo, sugestão para trabalhos futuros. Além disso, análises de choques diferentes, tais como demográficos, como por exemplo morte ou doença de um cônjuge, seriam interessantes de serem avaliados.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, A. C.; LIMA, J. E.; COSTA, L. V. **A participação da mãe no mercado de trabalho e o diferencial de anos de estudos por gênero entre adolescentes: Evidências para o Brasil.** Estudos Econômicos, v. 48, p. 597–622, 2018.

ANGEL, R.; TIENDA, M. **Determinants of extended household structure: Cultural pattern or economic need?** American journal of Sociology, v. 87, n. 6, p. 1360–1383, 1982.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion.** [s.l.] Princeton university press, 2008.

ARAÚJO, V. F.; RIBEIRO, E. P. **Diferenciais de Salários por Gênero no Brasil: Uma Análise Regional.** Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 33, n.2, p. 196-217, 2002.

ARIAS, E.; PALLONI, A. **Prevalence and patterns of female-headed households in Latin America.** [s.l.] Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin--Madison, 1996.

AUTOR, D. H.; DORN, D.; HANSON, G. H. **The Labor Market and the Marriage Market: How Adverse Employment Shocks Affect Marriage, Fertility, and Children's Living Circumstances.** 2015.

AVALOS, A. **Household Consumption Response to Food Price Shocks and the Vulnerability of the Poor in Mexico.** Journal of International Development, v. 28, n. 8, p. 1294–1312, 2016.

BARBOSA FILHO, F. DE H. **A crise econômica de 2014/2017.** Estudos Avançados, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017.

BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil.** IPEA: Textos para Discussão nº 800, 29p. 2001.

BARROS, R.; FOX, L.; MENDONÇA, R. **Female-headed households, poverty, and the welfare of children in urban Brazil.** Economic Development and Cultural Change, v. 45, n. 2, p. 231–257, 1997.

BECKER, G. S. **The economics of discrimination.** [s.l.] University of Chicago press, 2010.

BERNIELL, I.; MACHADO, M.; LA MATA, D. **The Impact of a Permanent Income Shock on the Situation of Women in the Household: the case of a pension reform in Argentina.** Economic Development And Cultural Change, [s.l.], p.1-49, 29 jan. University of Chicago Press. 2014.

BHALOTRA, S. R.; UMANA-APONTE, M. **The dynamics of women's labour supply in developing countries.** CMPO Working Paper Series No. 10/235. 2010.

BOHNENBERGER, R. **Uma Análise Regional da Discriminação de Gênero e Raça no Mercado de Trabalho Brasileiro – 1992 A 2001.** 2005. 174 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia de Empresas, Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2005.

BRADSHAW, S.; CHANT, S.; LINNEKER, B. **Gender and poverty: what we know, don't know, and need to know for Agenda 2030.** Gender, Place & Culture, v. 24, n. 12, p. 1667–1688,

2017.

BUVINIĆ, M.; GUPTA, G. R. **Female-headed households and female-maintained families: are they worth targeting to reduce poverty in developing countries?** *Economic development and cultural change*, v. 45, n. 2, p. 259–280, 1997.

CANÊDO-PINHEIRO, M.; LIMA, L. R.; MOURA, R. L. **Fatores econômicos e incidência de Divórcios: evidências com dados agregados brasileiros.** *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia*, 2008.

CARLOTO, C. M. **A chefia familiar feminina nas famílias monoparentais em situação de extrema pobreza.** *Textos & Contextos (Porto Alegre)*, v. 4, n. 1, 2005.

CARTER, M.; KATZ, E. **Separate spheres and the conjugal contract: Understanding the impact of gender-biased development.** In: *Intrahousehold resource allocation in developing countries: Methods, models and policies*, p. 95–111, 1997.

CARVALHO, L. M. S. S. **A mulher trabalhadora na dinâmica da manutenção e da chefia domiciliar.** *Estudos feministas*, p. 7–33, 1998.

CAVENAGHI, S.; ALVES, J. E. D. **Mulheres chefes de família no Brasil: Avanços e desafios.** Rio de Janeiro: ENS-CPES, 2018. 120 p.; 21 cm (Estudos sobre Seguro, nº 32)

CEPAL, N. U. **Report of the Subregional Preparatory Meeting for South America: Towards the Ninth Session of the Regional Conference on Women in Latin America and the Caribbean.** 2004.

CHRISTELIS, D.; GEORGARAKOS, D.; JAPPELLI, T. **Wealth shocks, unemployment shocks and consumption in the wake of the Great Recession.** *Journal of Monetary Economics*, v. 72, p. 21–41, 2015.

CORBACHO, A.; GARCIA-ESCRIBANO, M.; INCHAUSTE, G. **Argentina: Macroeconomic crisis and household vulnerability.** *Review of Development Economics*, v. 11, n. 1, p. 92–106, 2007.

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, n. 1, p. 141–153, 2013.

DEL NINNO, C.; MARINI, A. **Household's vulnerability to shocks in Zambia.** *World Bank Social Protection Discussion Paper*, v. 536, 2005.

DUFLO, E. **Women empowerment and economic development.** *Journal of Economic Literature*, v. 50, n. 4, p. 1051–1079, 2012.

DURYEA, S. **Children's advancement through school in Brazil: the role of transitory shocks to household income.** *Inter-American Development Bank: Working paper nº376*. 1998.

FUWA, N. **The poverty and heterogeneity among female-headed households revisited: the case of Panama.** *World development*, v. 28, n. 8, p. 1515–1542, 2000.

GLEWWE, P.; HALL, G. **Who is most vulnerable to macroeconomic shocks?** *Hypotheses*

tests using panel data from Peru. [s.l.] The World Bank, 1998.

GONÇALVES, S. L.; MENEZES FILHO, N. A. **O salário mínimo e a oferta de trabalho das famílias pobres: uma abordagem coletiva com os dados da PNAD Contínua (2012-2015)**. No. 40, Universidade de São Paulo (FEA-USP). 2015

GÜNTHER, I.; HARTTGEN, K. **Estimating households vulnerability to idiosyncratic and covariate shocks: a novel method applied in Madagascar**. World Development, v. 37, n. 7, p. 1222–1234, 2009.

HADDAD, L.; HODDINOTT, J.; ALDERMAN, H. **Intrahousehold resource allocation in developing countries: models, methods and policies**. The International Food Policy Research Institute. The Johns Hopkins University Press. 358p. 1997

HAUSHOFER, J.; SHAPIRO, J. **Household response to income changes: Evidence from an unconditional cash transfer program in Kenya**. Massachusetts Institute of Technology, 2013.

HOFFMANN, R. **Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil**. Desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, p. 81–107, 2000.

IBGE - Índice Brasileiro de Geografia e Estatística. **Séries históricas e estatísticas**. 2018. Disponível em: <https://serieestatisticas.ibge.gov.br/lista_tema.aspx?op=1&no=4&nome=regioes-metropolitanas>. Acesso em: 14 set. 2018.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Conceitos: PNAD**. 2019. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/indicadoresminimos/conceitos.shtm>>. Acesso em: 14 jan. 2019.

INSS - Instituto Nacional do Seguro Social. 2018. Disponível em: <<https://www.inss.gov.br/beneficios/aposentadoria-por-idade/>>. Acesso em: 25 out. 2018

IPEA. **Impacto da crise sobre as mulheres**. Observatório Brasil da Igualdade de Gênero.- Brasília: Ipea: SPM: OIT, 2009. 70 p.: gráfs., tabs.

JAKOBSEN, K.; MARTINS, R.; DOMBROWSKI, O.; SINGER, P.; POCHMANN, M. **Mapa do trabalho informal: Perfil socioeconômico dos trabalhadores informais na cidade de São Paulo**. Editora Fundação Perseu Abramo. 1ª Edição: Novembro de 2000.

JONES, J. P.; KODRAS, J. E. **Restructured regions and families: The feminization of poverty in the US**. Annals of the Association of American Geographers, v. 80, n. 2, p. 163–183, 1990.

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. **Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional**. Economia e Sociedade, v. 15, n. 1, p. 79–112, 2006.

KLASEN, S.; LECHTENFELD, T.; POVEL, F. **A feminization of vulnerability? Female headship, poverty, and vulnerability in Thailand and Vietnam**. World Development, v. 71, p. 36–53, 2015.

LIGON, E.; SCHECHTER, L. **Measuring vulnerability**. The Economic Journal, v. 113, n. 486, p. C95--C102, 2003.

LIU, C.; ESTEVE, A.; TREVIÑO, R. **Female-headed households and living conditions in Latin America**. World Development, v. 90, p. 311–328, 2017.

MACPHERSON, D. A.; HIRSCH, B. T. **Wages and gender composition: why do women's jobs pay less?** Journal of Labor Economics, v. 13, n. 3, p. 426–471, 1995.

MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R.; SHIRATORI, L. **Participação no Mercado de Trabalho e no Trabalho Doméstico: Homens e Mulheres têm Condições Iguais?** Encontro Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, XXXII, 2008, Rio de Janeiro, RJ. Anais... Rio de Janeiro: ENANPAD, 2008.

MCELROY, M. B. **The policy implications of family bargaining and marriage markets**. In: Intra-household Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods and Policy, p. 53–74, 1997.

MCKENZIE, D. J. **How do households cope with aggregate shocks?** Evidence from the Mexican peso crisis. World Development, v. 31, n. 7, p. 1179–1199, 2003.

MCLANAHAN, S. S.; KELLY, E. L. **The feminization of poverty**. In: Handbook of the Sociology of Gender. [s.l.] Springer, 2006. p. 127–145.

MDS - Ministério do Desenvolvimento Social. 2018. Disponível em:<<http://mds.gov.br/aceso-a-informacao/perguntas-frequentes/bolsa-familia/beneficios/beneficiario>>. Acesso em: 25 out. 2018.

MEDEIROS, M.; COSTA, J. **Is there a feminization of poverty in Latin America?** World Development, v. 36, n. 1, p. 115–127, 2008.

MODENA, F.; GILBERT, C. L. **Household responses to economic and demographic shocks: marginal logit analysis using Indonesian data**. Journal of Development Studies, v. 48, n. 9, p. 1306–1322, 2012.

MOTTALEB, K. A.; MOHANTY, S.; MISHRA, A. K. **Intra-household resource allocation under negative income shock: A natural experiment**. World Development, v. 66, p. 557–571, 2015.

OLIVEIRA, A. P. **Choques no mercado de trabalho e a redução recente dos diferenciais salariais: um estudo das microrregiões brasileiras**. 2015. 63 f. Dissertação (Mestrado) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2015.

ONU - Organização das Nações Unidas. **Desenvolvimento Mundial Sustentável**. 2018. Disponível em:<<https://nacoesunidas.org/conheca-os-novos-17-objetivos-de-desenvolvimento-sustentavel-da-onu/>>. Acesso em: 20 set. 2018.

OTOBE, N. **Global economic crisis, gender and employment: The impact and policy response**. International Labour Office, Employment working paper. Geneva: ILO. 2011.

RAMUNDO STADUTO, J. A.; ALVES NASCIMENTO, C.; DE SOUZA, M. **Ocupações e renda das mulheres e homens no rural do estado do Paraná, Brasil: uma perspectiva de gênero**. Cuadernos de Desarrollo Rural, v. 10, n. 72, p. 91–115, 2013.

APÊNDICES

Apêndice A: Tabelas e gráficos adicionais referentes aos choques de renda

Tabela A.1: Regiões e períodos em que ocorreram choques negativos e positivos de renda

	2011		2012		2013		2014		2015	
	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo
Belém				X						X
Fortaleza		X								X
Recife								X		X
Salvador										X
Belo Horizonte										X
Rio de Janeiro				X						X
São Paulo										X
Curitiba										X
Porto Alegre										X
Distrito Federal		X								X

Fonte: Elaboração própria

Tabela A.2: Regiões e períodos em que ocorreram choques negativos e positivos de renda na indústria

	2011		2012		2013		2014		2015	
	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo
Belém				X						X
Fortaleza										X
Recife						X				X

Salvador							X		X
Belo Horizonte									X
Rio de Janeiro			X						X
São Paulo									X
Curitiba		X				X			
Porto Alegre									X
Distrito Federal							X		

Fonte: Elaboração própria

Tabela A.3: Regiões e períodos em que ocorreram choques negativos e positivos de renda no setor de serviços

	2011		2012		2013		2014		2015	
	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo	Positivo
Belém						X				
Fortaleza	X								X	
Recife	X					X				
Salvador	X									
Belo Horizonte	X			X						
Rio de Janeiro	X			X						
São Paulo	X					X				
Curitiba				X						
Porto Alegre	X		X			X				
Distrito Federal	X									

Fonte: Elaboração própria

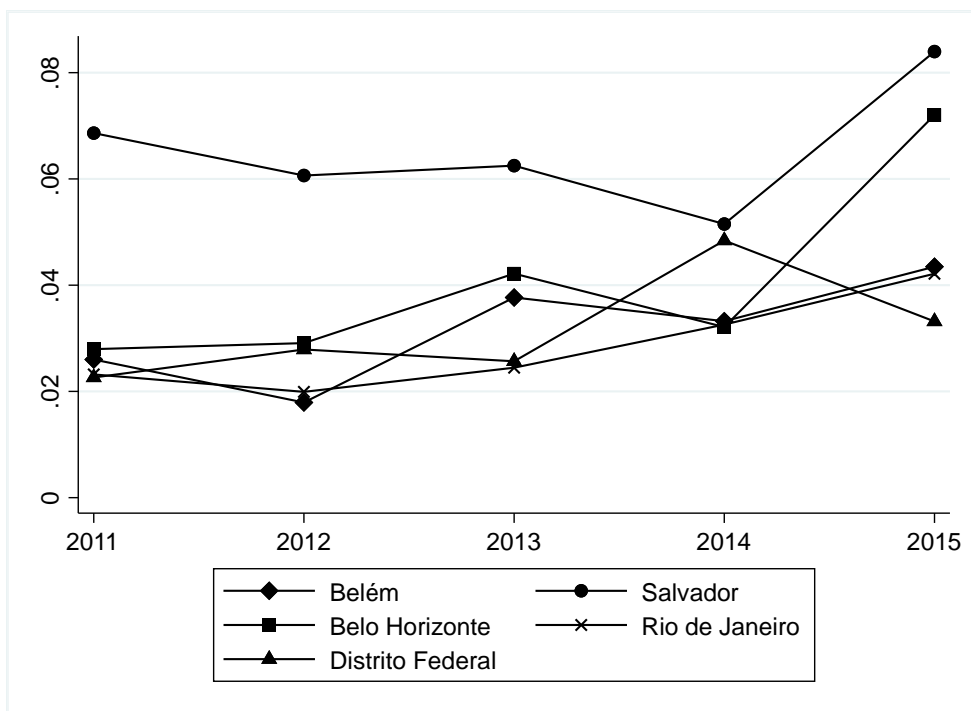


Figura A.1: Evolução da taxa de desemprego da indústria nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015

Nota: Regiões: Belém, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Distrito Federal

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

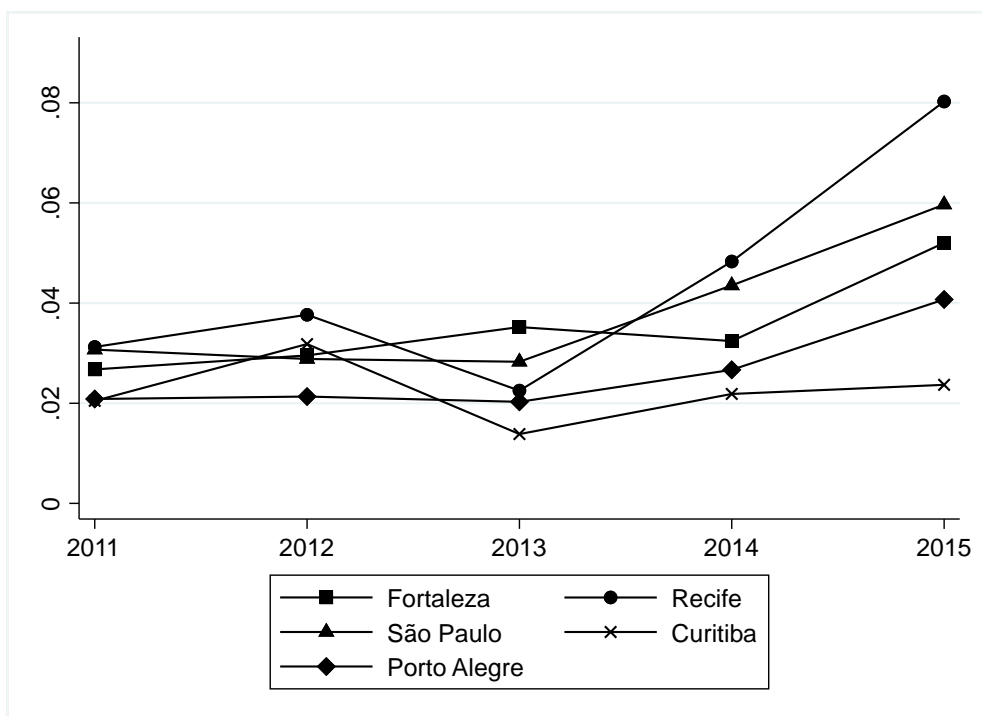


Figura A.2: Evolução da taxa de desemprego da indústria nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015

Nota: Regiões: Fortaleza, Recife, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

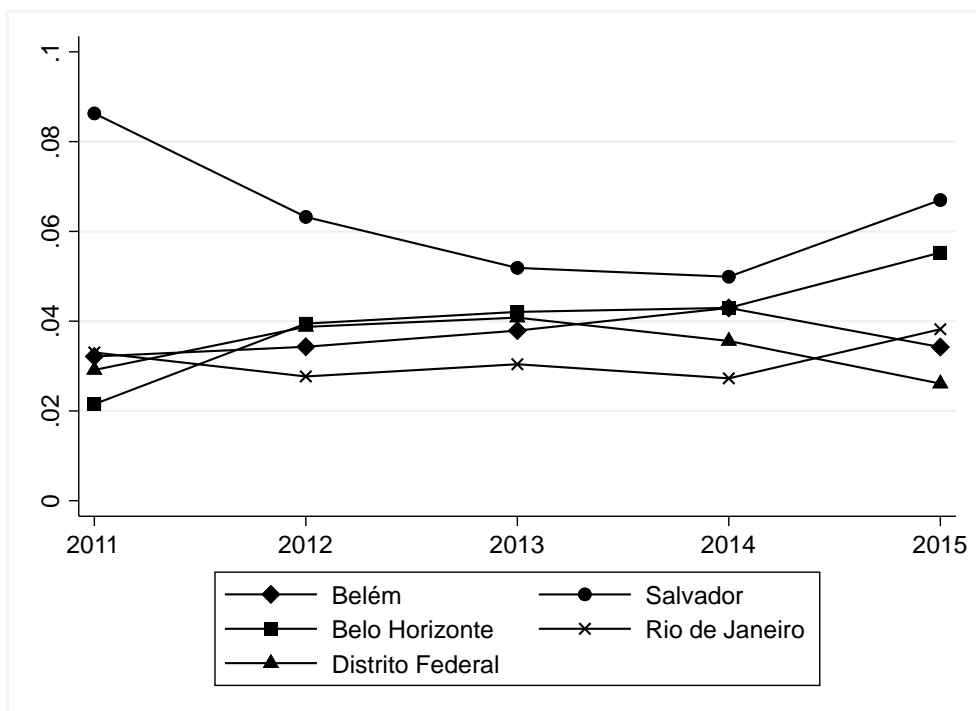


Figura A.3: Evolução da taxa de desemprego do setor de serviços nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015

Nota: Regiões: Belém, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Distrito Federal

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

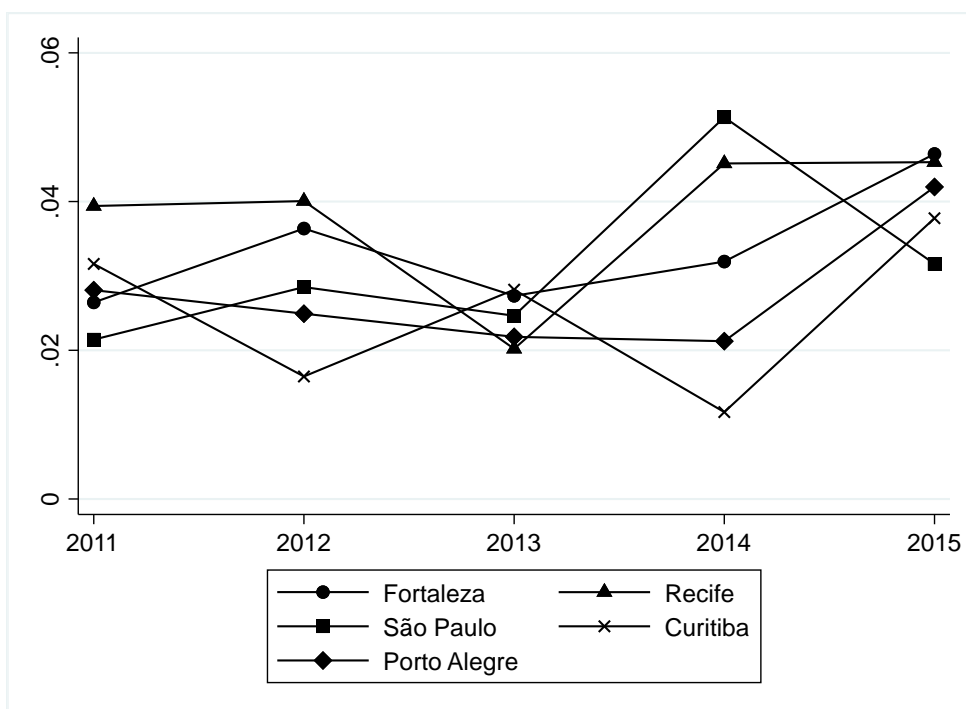


Figura A.4: Evolução da taxa de desemprego do setor de serviços nas regiões metropolitanas brasileiras, 2011 a 2015

Nota: Regiões: Fortaleza, Recife, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD

Apêndice B: Tabelas e gráficos adicionais referentes aos resultados dos modelos estimados

Tabela B.1: Fatores associados à probabilidade de uma mulher se tornar chefe de domicílio, com controles, Regiões Metropolitanas, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo	0,00*** (0,00)	-0,02*** (0,00)	0,03*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Choque Positivo	0,03*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
Choque Negativo Indústria			-0,07*** (0,00)	-0,02*** (0,00)
Choque Positivo Indústria			0,14*** (0,00)	0,00* (0,00)
Choque Negativo Serviços			0,01*** (0,00)	-0,00** (0,00)
Choque Positivo Serviços			-0,05*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Tamanho do Domicílio		0,01*** (0,00)		0,01*** (0,00)
Presença de Criança		0,03* (0,02)		0,03* (0,02)
Presença de Cônjuge		-0,03*** (0,00)		-0,03*** (0,00)
Presença de Aposentado/Pensionista		-0,01*** (0,00)		-0,01*** (0,00)
Tipo de Família		-0,00*** (0,00)		-0,00*** (0,00)
Idade da Mulher		0,02*** (0,00)		0,02*** (0,00)
Mulher Não Branca		0,10*** (0,01)		0,10*** (0,01)
Escolaridade da Mulher		0,02*** (0,00)		0,02*** (0,00)
Jornada Dupla		-0,01*** (0,00)		-0,01*** (0,00)
Constante	0,01*** (0,00)	-0,03* (0,02)	0,06*** (0,00)	-0,02 ^{NS} (0,02)
BIC	244056,2	-320159,7	244056,2	-320159,7

AIC	243925,1	-320270,3	243923,1	-320270,3
R ²	0,03	0,96	0,03	0,96
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Tabela B.2: Fatores associados à probabilidade de pobreza dos domicílios das regiões metropolitanas brasileiras, com choques defasados em 1 ano, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,03 ^{NS} (0,02)	0,00 ^{NS} (0,02)	0,03 ^{NS} (0,02)	0,00 ^{NS} (0,02)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02 ^{NS} (0,03)	0,00 ^{NS} (0,03)	0,02 ^{NS} (0,03)	0,00 ^{NS} (0,03)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			-0,04* (0,02)	-0,03* (0,02)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,01 ^{NS} (0,03)	0,01 ^{NS} (0,02)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			0,03 ^{NS} (0,03)	0,02 ^{NS} (0,02)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			-0,02 ^{NS} (0,04)	-0,01 ^{NS} (0,03)
Chefia Feminina de Domicílio	0,12*** (0,01)	0,35*** (0,05)	0,12*** (0,01)	0,35*** (0,04)
Choque Negativo	0,18*** (0,04)	-0,03 ^{NS} (0,04)	0,18*** (0,04)	-0,03 (0,04)
Choque Positivo	0,05** (0,02)	0,05** (0,02)	0,05* (0,02)	0,05** (0,02)
Choque Negativo Indústria			0,01 ^{NS} (0,01)	0,01 ^{NS} (0,01)
Choque Positivo Indústria			0,01 ^{NS} (0,01)	0,01 ^{NS} (0,01)
Choque Negativo Serviços			-0,02** (0,01)	-0,02 ^{NS} (0,01)
Choque Positivo Serviços			0,01 ^{NS} (0,01)	0,01 ^{NS} (0,01)
Constante	1,21*** (0,00)	1,39*** (0,09)	1,20*** (0,01)	1,37*** (0,09)

BIC	21186,96	17010,46	21164,99	17000,27
AIC	21109,56	16940,8	21095,34	16930,61
R ²	0,19	0,36	0,19	0,36
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça.

Tabela B.3: Fatores associados à probabilidade de pobreza de domicílios das regiões metropolitanas brasileiras considerando a linha de pobreza de 1/2 salário mínimo, com choques defasados em 1 ano, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,00 ^{NS}	0,01***	0,00 ^{NS}	0,01***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02*	0,01 ^{NS}	0,02*	0,01 ^{NS}
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			-0,01 ^{NS}	-0,01*
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Chefia Feminina de Domicílio	0,07***	0,38***	0,07***	0,38***
	(0,01)	(0,03)	(0,01)	(0,03)
Choque Negativo	0,37**	0,24*	0,37**	0,24*
	(0,13)	(0,12)	(0,13)	(0,12)
Choque Positivo	-0,21*	-0,38*	-0,21*	-0,38*
	(0,11)	(0,19)	(0,11)	(0,19)
Choque Negativo Indústria			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Indústria			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Negativo Serviços			-0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Serviços			-0,01**	-0,01**

			(0,00)	(0,00)
Constante	1,20***	1,11***	1,20***	1,10***
	(0,00)	(0,03)	(0,00)	(0,04)
BIC	154941	131785.8	154930,7	131775,5
AIC	154819,9	131654.7	154809,7	131646,4
R ²	0,07	0,18	0,07	0,18
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça

Tabela B.4: Fatores associados à probabilidade de pobreza dos domicílios das regiões metropolitanas brasileiras, com choques defasados em 2 anos, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,03 ^{NS}	0,00 ^{NS}	0,03 ^{NS}	0,00 ^{NS}
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02 ^{NS}	0,00 ^{NS}	0,02 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,03)	(0,03)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			0,04 ^{NS}	0,03 ^{NS}
			(0,03)	(0,03)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,05*	0,04*
			(0,03)	(0,02)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			-0,03 ^{NS}	-0,02 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			-0,02 ^{NS}	-0,02 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Chefia Feminina de Domicílio	0,12***	0,35***	0,11***	0,35***
	(0,01)	(0,05)	(0,02)	(0,05)
Choque Negativo	0,18***	-0,03 ^{NS}	0,18***	-0,04 ^{NS}
	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)
Choque Positivo	0,05**	0,05**	0,05**	0,05**
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Choque Negativo Indústria			-0,03**	-0,03**
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Indústria			-0,03**	-0,02 ^{NS}
			(0,01)	(0,02)

Choque Negativo Serviços			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Choque Positivo Serviços			0,03**	0,03**
			(0,01)	(0,01)
Constante	1,21***	1,39***	1,21***	1,38***
	(0,00)	(0,09)	(0,00)	(0,09)
BIC	21196,7	17010,46	21161,12	16993,42
AIC	21111,56	16940,8	21093,47	16923,76
R ²	0,19	0,36	0,19	0,36
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça

Tabela B.5: Fatores associados à probabilidade de pobreza de domicílios das regiões metropolitanas brasileiras considerando a linha de pobreza de 1/2 salário mínimo, com choques defasados em 2 anos, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,00 ^{NS}	0,01***	0,00 ^{NS}	0,01***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02*	0,01 ^{NS}	0,02*	0,01 ^{NS}
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Chefia Feminina de Domicílio	0,07***	0,38***	0,07***	0,38***
	(0,01)	(0,03)	(0,01)	(0,02)
Choque Negativo	0,14 ^{NS}	0,09 ^{NS}	0,13 ^{NS}	0,09 ^{NS}
	(0,10)	(0,08)	(0,10)	(0,08)
Choque Positivo	-0,26 ^{NS}	-0,28*	-0,26 ^{NS}	-0,28*
	(0,16)	(0,14)	(0,16)	(0,14)
Choque Negativo Indústria			-0,00 ^{NS}	-0,01 ^{NS}

			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Indústria			-0,01 ^{NS}	-0,01 ^{NS}
			(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Serviços			-0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Serviços			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Constante	1,20***	1,11***	1,20***	1,11***
	(0,00)	(0,03)	(0,00)	(0,03)
BIC	154953,7	131786,5	154989,8	131773,7
AIC	154822,5	131655,3	154808,3	131644,6
R ²	0,07	0,18	0,07	0,18
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça

Tabela B.6: Fatores associados à probabilidade de pobreza dos domicílios das regiões metropolitanas brasileiras, com choques defasados em 4 anos, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,03 ^{NS}	0,00 ^{NS}	0,03 ^{NS}	0,00 ^{NS}
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02 ^{NS}	0,00 ^{NS}	0,02 ^{NS}	0,00 ^{NS}
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			0,00 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			0,01 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			-0,02 ^{NS}	-0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			0,02 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,03)	(0,02)
Chefia Feminina de Domicílio	0,12***	0,35***	0,12***	0,35***
	(0,01)	(0,05)	(0,02)	(0,05)
Choque Negativo	0,36**	0,24 ^{NS}	0,36**	0,23 ^{NS}
	(0,14)	(0,20)	(0,14)	(0,20)

Choque Positivo	0,05**	0,05**	0,05*	0,05**
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Choque Negativo Indústria			0,01 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Choque Positivo Indústria			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,01)
Choque Negativo Serviços			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,01)
Choque Positivo Serviços			0,01 ^{NS}	0,01 ^{NS}
			(0,02)	(0,02)
Constante	1,21***	1,39***	1,21***	1,38***
	(0,00)	(0,09)	(0,02)	(0,09)
BIC	21195,44	17009,73	21177,34	17005,95
AIC	21110,3	16940,08	21097,94	16936,29
R ²	0,1871	0,3640	0,1875	0,3642
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça

Tabela B.7: Fatores associados à probabilidade de pobreza de domicílios das regiões metropolitanas brasileiras considerando a linha de pobreza de 1/2 salário mínimo, com choques defasados em 4 anos, 2011 a 2015

	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Negativo*Chefia feminina	0,00 ^{NS}	0,01***	0,00 ^{NS}	0,01***
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Choque Positivo*Chefia feminina	0,02*	0,01 ^{NS}	0,02*	0,01 ^{NS}
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Choque Negativo Indústria*Chefia feminina			-0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,00)
Choque Positivo Indústria*Chefia feminina			-0,00 ^{NS}	-0,01 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Negativo Serviços*Chefia feminina			-0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,01)	(0,00)
Choque Positivo Serviços*Chefia feminina			0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Chefia Feminina de Domicílio	0,07***	0,38***	0,07***	0,38***

	(0,01)	(0,03)	(0,01)	(0,03)
Choque Negativo	0,10 ^{NS}	0,12*	0,10 ^{NS}	0,12*
	(0,05)	(0,06)	(0,05)	(0,06)
Choque Positivo	-0,04 ^{NS}	0,00 ^{NS}	-0,04 ^{NS}	0,00 ^{NS}
	(0,10)	(0,11)	(0,10)	(0,11)
Choque Negativo Indústria			-0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Indústria			-0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Negativo Serviços			-0,00 ^{NS}	0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Choque Positivo Serviços			-0,00 ^{NS}	-0,00 ^{NS}
			(0,00)	(0,00)
Constante	1,20***	1,11***	1,20***	1,11***
	(0,00)	(0,03)	(0,00)	(0,03)
BIC	154944,9	131776,7	154937,7	131772,9
AIC	154823,8	131655,6	154816,6	131649,8
R ²	0,07	0,18	0,07	0,18
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Efeito fixo de ano de nascimento do chefe	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano*região metropolitana	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1 e ^{NS} p>0,1. Erros padrão em parêntesis.

Variáveis de controle: tamanho do domicílio, presença de crianças, presença de cônjuge, presença de aposentado e/ou pensionista, se o chefe do domicílio possui jornada dupla de trabalho, sua idade, anos de estudo e raça