

DINÂMICA DA POLARIZAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO FAMILIAR NO BRASIL URBANO

Danyella Juliana Martins de Brito

(UFPE/CAA)

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

(CEDEPLAR/UFMG)

Área 13 – Economia do Trabalho

Resumo

Este artigo explora diferentes dimensões da oferta de trabalho familiar no Brasil, com enfoque específico nas mudanças observadas dos arranjos familiares. Desse modo, o fenômeno da polarização da oferta de trabalho familiar é investigado ao longo dos anos de 1993 a 2015 no Brasil urbano, com os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Registra-se ao longo dos anos um aumento da taxa de famílias em que nenhum adulto trabalha, bem como uma elevação da polarização da oferta de trabalho entre os agregados familiares. Os estados pertencentes à região Nordeste possuem as maiores taxas de famílias sem trabalho. No país, o aumento de tal taxa decorre mais fortemente de uma crescente distribuição distorcida do emprego entre as famílias, do que de mudanças na estrutura familiar. Ademais, com os mesmos dados, foram obtidos os fatores de risco associados à maior probabilidade individual de viver em uma família sem trabalho. Esses foram estimados a partir de regressões logísticas multinomiais, para as chances de estar numa família em que nenhum adulto trabalha, estar numa família em que todos os adultos trabalham, ou estar numa família em que nem todos os adultos trabalham. Os resultados demonstram que indivíduos adultos, com mais qualificações educacionais são menos propensos a viver em agregados familiares sem trabalho. Sobre as características do domicílio, viver em famílias com maior número de idosos representam riscos crescentes de estar numa família sem trabalho, ao longo dos anos. As mulheres que vivem em domicílios com elevada razão de dependência infantil apresentam uma maior probabilidade de estar em agregados familiares sem emprego, e tais chances são mais expressivas do que as observadas para os homens. Ademais, a probabilidade de estar em uma família sem emprego parece ser relativamente maior para os indivíduos adultos residentes do Nordeste urbano.

Palavras-chave: Oferta de trabalho. Estruturas familiares. Polarização.

Abstract

This paper explores different dimensions of family labor supply in Brazil, with a specific focus on the observed changes in family arrangements. Thus, the phenomenon of family labor supply polarization is investigated over the years 1993 to 2015 in urban Brazil, with the PNAD microdata. Over the years there has been an increase in the household joblessness rate, as well as an increase in the polarization of labor supply among households. The Brazilian Northeastern states have the highest household joblessness rates. The increase in the household joblessness rate results more from a distorted distribution of employment among families than changes in household structure. In addition, with the same data, I obtained the risk factors associated with the greater individual probability of living in a family without work. These were estimated from multinomial logistic regressions, so the chances of being in a household joblessness, living in a household where all the adults work, or being in a household where not all adults work. The results show that more educated adults are less likely to live in households without work. Regarding the characteristics of the household, living in families with a greater number of older represent increasing risks of being in a family without work, over the years. Women living in households with high child dependency are more likely to be in workless households, and such chances are more significant than those observed for men. In addition, the probability of being in a family with no job seems to be relatively higher for residents of the urban Northeast.

Keywords: Labor supply. Family structures. Polarization.

Classificação JEL: J20; J12; C35.

1. Introdução

O objetivo deste artigo é analisar a polarização da oferta de trabalho familiar no contexto das recentes mudanças demográficas e econômicas que a sociedade brasileira enfrenta. As principais questões abordadas são: qual é o contexto do desemprego domiciliar? O que é um agregado familiar sem trabalho? O Brasil tem uma alta proporção de domicílios sem trabalho? Caso sim, por qual razão? Quais são as características gerais e onde estão concentradas a maior parte das famílias sem trabalho no Brasil urbano? E quais os fatores que elevam as chances individuais de estar num agregado familiar desse tipo ao longo dos anos? Ademais, os resultados podem indicar se a taxa de domicílios sem trabalho no Brasil é cíclica ou se contém um elemento estrutural. Compreendendo tais questões fundamentais torna-se possível avançar na discussão de quais são as respostas necessárias de políticas públicas para a redução das taxas de não trabalho familiar.

O conceito de agregados familiares sem trabalho é baseado no número de adultos assalariados em um domicílio, nesse caso diz-se que um agregado familiar é sem trabalho se nenhum adulto residente está trabalhando. As taxas de famílias sem trabalho, quando elevadas ou crescentes, estão diretamente associadas a sérios problema que afetam o bem-estar social. Comparando a experiência em termos de posse de trabalho familiar de diferentes grupos dentro da população, talvez possam ser construídas explicações coerentes para as tendências de desigualdade de renda no país.

Neste sentido, Gregg e Wadsworth (1996, 1998) argumentam que a taxa de não trabalho individual (proporção de desempregados e inativos em idade ativa do total da população em idade ativa) e a proporção de domicílios onde ninguém trabalha podem ser fortemente diferentes em uma sociedade, e, conseqüentemente, o padrão de emprego em certos países pode tornar-se, cada vez mais, distribuído de forma desigual entre as famílias em idade ativa. Nesses estudos, os autores se referem especificamente aqueles países pertencentes a OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico) que experimentaram aumento da desigualdade na distribuição de trabalho.

Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008) apresentam um índice que pode ser usado para mensurar a extensão e as fontes de divergência entre as taxas de não emprego calculadas aos níveis individuais e domiciliares, em uma sequência de estudos aplicados em distintas localidades. Tal índice é construído em torno de uma comparação da taxa de domicílios sem trabalho com aquela que ocorreria caso o trabalho fosse igualmente distribuído.

Gregg et al. (2010) quantificam novamente a extensão das disparidades (polarização) decorrentes das medidas individuais e domiciliares de falta de trabalho e aplicam o índice para dados de cinco países da OCDE com diferentes níveis de emprego, de estrutura familiar e de apoio social – Grã-Bretanha, Espanha, EUA, Austrália e Alemanha –, em um período de 25 anos. Com um índice construído em torno de uma comparação entre a taxa de domicílios sem trabalho real com aquela que ocorreria se o trabalho fosse distribuído aleatoriamente sobre os ocupantes dos domicílios, os autores mostram que, em todos os países examinados, tem havido uma crescente disparidade entre as medidas de desemprego baseadas na abordagem familiar e individual. Gregg et al. (2010) constatam que a incidência e a magnitude da polarização do trabalho variam bastante entre os países analisados, porém, em todas as localidades ocorreu um aumento da polarização.

A literatura internacional tem realizado um esforço na tentativa de compreender os fatores que afetam a probabilidade dos indivíduos, desempregados e ocupados, residirem em domicílios sem trabalho. Köksel, Ugartemendia, Esteve (2016), por exemplo, conduzem tal investigação para os indivíduos jovens desempregados (de 15 a 29 anos) em vários países. Köksel (2017) amplia a amostra para indivíduos desempregados de 15 a 65 anos de idade. Alguns anos antes, Corluy e Vandembroucke (2013) já haviam tratado do problema examinando indivíduos entre 20 e 59 anos de idade, e estimando, por meio de um modelo *probit*, os fatores de risco associados a maior probabilidade de viver em domicílios sem trabalho ou com baixa intensidade de trabalho.

Dentro da abordagem de existência de “melhores domicílios” para se viver, Gregg e Wadsworth (1996) e Lehmann e Wadsworth (1997), por meio de modelagem *probit*, examinam a probabilidade de transição do desemprego/inatividade para o emprego, considerando características dos domicílios, e relacionando tal probabilidade com a ocorrência de domicílios sem trabalho. Nolen (2013), também por meio de modelagem *probit*, constata que indivíduos desempregados que vivem em famílias onde pelo menos uma pessoa trabalha possuem mais chances de transitarem para o emprego, comparativamente

aqueles desempregados residentes em domicílios onde todos os membros estão desempregados. Todos apoiam a hipótese de que estar em famílias onde pelo menos uma pessoa trabalha aumenta as chances individuais de transitar do desemprego para o emprego.

Köksel, Ugartemendia, Esteve (2014) não examinam diretamente a polarização do trabalho, mas mensuram uma taxa de desemprego sensível ao isolamento familiar (*Isolation sensitive Unemployment rate, IsU*). Em síntese, eles distinguem desempregados isolados e não isolados com base na coresidência com outros adultos desempregados ou coresidência com familiares empregados. O nível de isolamento nos agregados familiares é percebido como um fator determinante do processo de ativação no trabalho.

Algumas pesquisas têm um enfoque especial nos efeitos da polarização do trabalho e, por conseguinte, da renda sobre as famílias com crianças, a citar Dawkins, Gregg, Scutella (2002) e Gregg et al. (2017). Nesse último estudo, os autores examinam a relação entre viver num lar sem trabalho na infância e três resultados: educação, emprego na vida adulta e pobreza na vida adulta. Eles estimam uma série de modelos *probit* intergeracionais (de duas gerações, pais e filhos) para cada um desses resultados. Em resumo, o que ambos estudos constata é que as consequências negativas de pertencer a um agregado familiar sem trabalho sobre os custos de bem-estar e sobre as oportunidades futuras das crianças são sérias. A experiência de viver em um agregado familiar sem trabalho produz marcas que se perpetuam para as crianças.

No contexto nacional, Scorzafave e Menezes-Filho (2007), na tentativa de aplicar os estudos de Gregg e Wadsworth (1996, 1998, 2001, 2002) e Gregg et al. (2010)¹, analisam a polarização do trabalho entre domicílios no Brasil. Eles calculam uma série de medidas de polarização para o Brasil, utilizando os dados da PNAD para os anos de 1981 a 2003.

A literatura aponta a existência de vários fatores diferentes que podem estar relacionados com a crescente concentração do número de adultos sem trabalho em domicílios específicos. Esses fatores incluem: os padrões de casamento, em que os indivíduos com maiores chances de ficarem sem trabalho tendem também a encontrar parceiros com baixas perspectivas de empregabilidade; as alterações na composição dos agregados familiares, como por exemplo o número crescente de agregados familiares unipessoais, nos quais a incidência do desemprego ou inatividade é mais elevada; a presença de crianças e idosos; e mudanças no mercado de trabalho local (GREGG, WADSWORTH, 2001, 2002, 2008; SINGLEY, CALLISTER, 2003; GREGG, et al., 2010; NESC, 2014).

Sobre os impactos negativos da incidência dessas famílias sem trabalho, pode-se citar os prováveis resultados educacionais piores para as crianças que vivem nessas estruturas familiares, com subsequente maior risco de desemprego no futuro (DAWKINS, et al., 2002); e o maior risco dos residentes de tais agregados de estar em situação de pobreza.

O aumento da concentração de empregos assalariados no nível domiciliar apresenta novos desafios para condutores e elaboradores de política social. O que reforça a importância da ponderação dos custos sociais dos agregados familiares sem trabalho, considerando os fatores que elevam os riscos de viver em uma família sem trabalho.

O artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção o conceito de polarização da oferta de trabalho familiar é devidamente definido e a estratégia empírica é apresentada. Na terceira seção o processo de manipulação dos dados e as variáveis utilizadas são explicitados. A seção quatro traz uma apresentação dos resultados e, por fim, na quinta seção são indicados os apontamentos conclusivos extraídos dos resultados.

2. Conceito de polarização e estratégia empírica

Gregg e Wadsworth (1996) trouxeram para discussão acadêmica a questão da crescente polarização entre os domicílios “ricos em trabalho” e aqueles “pobres em trabalho”. No geral, as estatísticas oficiais de desemprego são baseadas no indivíduo. A questão que emerge com o estudo dos referidos autores é: como o desemprego está distribuído entre os domicílios?

A presente análise de polarização da oferta de trabalho baseia-se fundamentalmente na metodologia de Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008) e Gregg et al. (2010). A ideia fundamental desses estudos é

¹ Uma versão preliminar desse estudo foi publicada em 2004, no formato de Working Paper.

estimar a proporção de domicílios sem trabalho que seria observada se o emprego fosse aleatoriamente distribuído na população, isto é, entre as famílias. Como o enfoque neste artigo é exclusivo em domicílios com apenas uma família, os termos família e domicílio são assumidos como equivalentes.

Conforme a definição de polarização de Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008) e Gregg et al. (2010), todos os indivíduos residentes de uma determinada localidade apresentam a mesma probabilidade de não estarem trabalhando, representada pelo w que os autores denominam de taxa agregada de não trabalho da população, n . Tal taxa engloba a proporção de inativos e desempregados, no tempo t . Assim, a taxa prevista de não trabalho em uma família com k adultos residentes no domicílio no período t é:

$$p_{kt} = n_t^k \quad (1)$$

Nesse caso, a probabilidade prevista de observar uma família de um adulto sem trabalho é igual a taxa de não trabalho individual, a probabilidade de uma família com dois adultos sem trabalho será o quadrado da taxa de não trabalho individual, e segue nesta sequência para famílias maiores. Gregg e Wadsworth (2001, 2002) ressaltam que a taxa prevista de não trabalho domiciliar é um contrafactual e que, quando ignorado o subscrito de tempo, a taxa prevista de não trabalho agregada é uma média ponderada destas taxas domiciliares em que os pesos são as parcelas de cada tipo de domicílio na população, definido empiricamente pela proporção de famílias de tamanho k (s_k). A taxa contrafactual de famílias sem trabalho, prevista por uma distribuição aleatória dos empregos entre os indivíduos, é dada por:

$$\hat{w} = \sum_{k=1}^K s_k p_k = \sum_{k=1}^K s_k n^k \quad (2)$$

Assim, o conceito de polarização da oferta de trabalho para os autores é a diferença entre a taxa domiciliar de não trabalho efetivamente observada (w), isto é, a proporção de domicílios em que todos os membros adultos não possuem trabalho, e a taxa prevista (\hat{w}):

$$Polarização = w - \hat{w} = \sum_{k=1}^K s_k w_k - \sum_{k=1}^K s_k n^k = \sum_{k=1}^K s_k (w_k - n^k) \quad (3)$$

A expressão acima trata-se de uma medida da diferença (em pontos percentuais) entre as taxas de não trabalho calculadas com base na família e no indivíduo, tal que w_k é a proporção de famílias com k adultos em que todos eles estão inativos ou desempregados. Quanto maior a polarização, maior é a proporção de famílias sem trabalho em relação ao previsto por uma distribuição aleatória do trabalho na amostra. Evidentemente, caso a taxa de famílias sem trabalho observada seja igual a taxa prevista, diz-se que o emprego é aleatoriamente distribuído e a taxa de polarização será zero. Uma taxa de polarização negativa indica que o trabalho tal como é distribuído gera menos famílias sem trabalho do que seria observado caso as vagas fossem distribuídas aleatoriamente entre os indivíduos. Uma vez que a mudança na taxa de famílias sem trabalho é $\Delta w = \Delta \hat{w} + \Delta(w - \hat{w})$, temos:

$$\begin{aligned} \Delta w &= \Delta \hat{w} + \Delta(w - \hat{w}) = \sum_{k=1}^K \Delta\{s_k n^k\} + \sum_{k=1}^K \Delta\{s_k (w_k - n^k)\} \\ &= \sum_{k=1}^K \Delta s_k [0,5n_t^k + 0,5n_{t+1}^k] + \sum_{k=1}^K \Delta n^k [0,5s_{k,t} + 0,5s_{k,t+1}] \\ &\quad + \sum_{k=1}^K \Delta s_k [0,5(w_k - n^k)_t + 0,5(w_k - n^k)_{t+1}] \\ &\quad + \sum_{k=1}^K \Delta(w_k - n^k) [0,5s_{k,t} + 0,5s_{k,t+1}] \end{aligned} \quad (4)$$

O primeiro termo se refere a contribuição da mudança na taxa de famílias sem trabalho predita devido a mudanças nas proporções de domicílios por número de adultos, e devido a alterações nas taxas de não trabalho; o terceiro e o quarto termos são as medidas de polarização entre e dentro das famílias, respectivamente.

O efeito da alteração nos tipos de domicílios mostra, por exemplo, se um aumento da polarização ocorre em decorrência de um aumento na proporção de domicílios com menores chances de ter todos os membros ocupados. Já o efeito da alteração ocorrida dentro dos domicílios fornece, por exemplo, a contribuição de uma piora das condições gerais de emprego para todos os tipos de domicílios (GREGG, WADSWORTH, 2001).

Distinguindo os agregados familiares “sem trabalho” daqueles “ricos em trabalho”, em que todos os membros adultos estão ocupados no mercado de trabalho, por meio de um modelo *logit* multinomial torna-se possível modelar a probabilidade de viver em uma família em que ninguém trabalha. Na medida em que se pondera em tais modelos aspectos do agregado familiar, de certa maneira estamos analisando a ocorrência dessas famílias sem trabalho à luz das mudanças demográficas que se refletem no aumento da diversidade dos tipos de família. Com isso, espera-se obter uma melhor compreensão de quem são os indivíduos que se defrontam com um alto risco de viver nesses tipos de domicílio ao longo dos anos.

Nesse sentido, na regressão, a variável dependente assume um valor discreto: vive numa família em que nenhum adulto trabalha (1); vive numa família em que todos os adultos trabalham (2); e vive numa família em que pelo menos um adulto trabalha, mas não todos (3). Logo, tem-se $j = 1, 2, 3$ situações e $i = 1, 2, \dots, N$ indivíduos. O preditor linear para o indivíduo i é dado por $X_i\beta_j$, tal que, o *logit* multinomial modela a probabilidade do indivíduo i escolher ou estar na situação j .

3. Dados e variáveis

Para os objetivos de mensurar a polarização no Brasil urbano e identificar os fatores de risco associados a probabilidade de viver em uma família em que nenhum adulto trabalha, são utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dada a complexidade do desenho amostral da PNAD, diversos estudos enfatizam que o tratamento correto dos dados da PNAD exige, tanto a consideração do fator de expansão (peso amostral), quanto a declaração do plano amostral (PESSOA, SILVA, 1998; SILVA et al., 2002; VIEIRA et al., 2016). Em relação a amostra, serão considerados os indivíduos com idade entre 18 e 65 anos de idade, residentes da área urbana², e são excluídos os domicílios em que todos os adultos eram inativos e que a única fonte de rendimento era aposentadoria ou pensão³.

Como tem-se um interesse especial nas mudanças demográficas que se refletem em modificações nos perfis das famílias urbanas brasileiras, a análise é familiar. Toda discussão é conduzida para as famílias, logo faz-se necessário no exame da polarização filtrar os domicílios que possuem apenas uma família. Caso dentro de um domicílio haja uma família totalmente desempregada ou inativa, mas haja outra pessoa/família residente trabalhando, gerando renda, é possível que ocorra um fluxo intra domiciliar de rendimento entre as duas famílias. Assim, optou-se por excluir os domicílios com famílias conviventes⁴.

O cálculo das medidas de não trabalho e polarização envolve, portanto, exclusivamente indivíduos adultos (entre 18 e 65 anos) e agregados familiares de k adultos com ou sem crianças residentes. Como neste artigo o intuito é verificar a polarização da oferta de trabalho familiar no contexto das mudanças demográficas e econômicas que a sociedade brasileira enfrenta, o período de exame são os anos de 1993, 1996, 1999, 2002, 2005, 2008, 2011, 2014 e 2015 (1993-2015).

A fim de observar os fatores de risco que elevam as probabilidades individuais de residir em um domicílio que todos adultos trabalham, e residir em um domicílio em que nenhum adulto trabalha, são utilizados os dados da PNAD de 1993, 2005, 2015 e ao longo dos anos de 1993-2015. Assim, torna-se possível captar a evolução dos fatores de risco de estar em um dos tipos de família (sem trabalho ou rica em trabalho).

² Considera-se apenas domicílios em áreas urbanas porque, como argumenta Scorzafe e Menezes-Filho (2007), a possibilidade de produção para consumo próprio é bem maior nas áreas rurais.

³ Essa seleção visa filtrar aquelas famílias que efetivamente podem participar da força de trabalho.

⁴ No geral, os dados da PNAD revelam que havia, em 1993, 13,51% dos domicílios com famílias conviventes, em 2005 tal proporção é de 14,49%, e em 2015 observa-se apenas 8,74% dos domicílios com mais de uma família.

QUADRO 1 – Variáveis possivelmente relacionadas com a variável dependente: status ocupacional familiar – PNAD (1993-2015)

VARIÁVEIS INDEPENDENTES	REFERÊNCIAS
Individuais	
Idade (grupos trianuais de idade)	
Escolaridade (1 = sem escolaridade ou menos de 3 anos de estudo, 2 = de 4 a 7 anos de estudo, 3 = de 8 a 10 anos de estudo, 4 = de 11 a 14 anos de estudo, 5 = de 15 ou mais anos de estudo)	Corluy e Vandembroucke (2013); Köksel, Ugartemendia e Esteve (2016); Köksel (2017); Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008); Gregg et al. (2010); Scorzafe e Menezes-Filho (2007)
Migrante intermunicipal nos últimos 10 anos (1 = sim, 0 = não)	Corluy e Vandembroucke (2013)
Domiciliares/Familiares	
Tamanho da família ^(a)	Gregg e Wadsworth (2001, 2002); Gregg et al. (2010); Scorzafe e Menezes-Filho (2007); Corluy e Vandembroucke (2013); Köksel, Ugartemendia e Esteve (2016); Köksel (2017)
Razão de dependência familiar para crianças ^(b)	
Razão de dependência familiar para idosos ^(b)	
Família chefiada por mulher (1 = sim, 0 = não)	
Regionais	
Residente de região metropolitana (1 = sim, 0 = não)	
Região de residência (1 = Sudeste, 2 = Norte, 3 = Nordeste, 4 = Sul, 5 = Centro-Oeste)	Gregg e Wadsworth (2001, 2002); Gregg et al. (2010); Scorzafe e Menezes-Filho (2007); Köksel, Ugartemendia e Esteve (2016); Köksel (2017)

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

- (a) Engloba o total de residentes no domicílio, considerando crianças, adultos e idosos da família de análise.
 (b) Considera-se a definição do IBGE para razão de dependência, isto é, o peso da população inativa (0 a 14 anos e 65 anos e mais de idade, separadamente) sobre a população potencialmente ativa (15 a 64 anos de idade) para cada uma das famílias.

As variáveis que são utilizadas para compor a matriz X de características observáveis, possivelmente relacionadas as chances de um indivíduo estar numa família sem trabalho ou numa família com trabalho, no modelo *logit* multinomial, são expostas no Quadro 1. Seguindo a literatura, as estimativas são conduzidas separadamente para homens e mulheres (KÖKSEL et al, 2016; KÖKSEL, 2017).

4. Resultados e análises

4.1 Caracterização dos indivíduos, das famílias e da distribuição de trabalho nas famílias

A princípio, faz-se uma análise da composição e organização econômica dos lares exclusivamente compostos por casais no Brasil urbano – o que configura uma amostra mais restrita do que aquela usada para mensurar a polarização e estimar os modelos econométricos –, ao longo dos anos de 1993 a 2015. A importância de observar as famílias de casais está nos padrões de *assortative mating* (para educação, raça, idade e migração) que elas carregam, e no fato de que configuram a maior parte das famílias brasileiras.

Na Tabela 1 são retratados os padrões de associações entre os casais ao longo dos anos de análise. A literatura já mostrou que a endogamia é a forma mais comum de associação (BECKER, 1991). Ademais, os resultados para o Brasil sugerem que a proporção de casais em que a mulher é mais escolarizada do que o marido ou possui o mesmo nível educacional dele aumenta fortemente de 1993 para 2015. A partir de 1996 o contingente de famílias com mulheres mais escolarizadas ultrapassa o número de famílias com homens mais escolarizados. Não obstante, a homogamia educacional cresceu entre as famílias de casais, entre 1993 e 2015. Sobre a homogamia racial destaca-se a tendência de aumento das uniões exogâmicas, segundo as categorias de cor/raça, ao longo dos anos.

Entre os resultados obtidos, uma taxa de exogamia que ultrapassa a de endogamia está relacionada a idade do indivíduo. Nesse caso a proporção de famílias de casais da mesma idade é visivelmente pequena e constante ao longo dos anos. A condição de migrante parece ser uma característica que contribui para a seletividade marital no país, uma vez que a proporção de casais de pares migrantes é elevada ao longo dos anos no país. Conclusivamente, sobre as tendências da seletividade marital no Brasil urbano, pode-se dizer que as principais mudanças ocorrem em termos de escolaridade. Ou seja, no mercado matrimonial,

mulheres mais escolarizadas se encontram relativamente mais com homens menos escolarizados do que elas, nos últimos anos.

TABELA 1 – Taxas de endogamia e exogamia dos casais segundo escolaridade, cor/raça, grupo etário e migração, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)

	Homogamia educacional								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Mesmo nível educacional	29,75	30,25	30,87	30,66	31,23	30,95	34,35	32,84	34,59
Ele mais educado	35,13	34,34	32,39	31,60	30,70	30,19	27,82	26,69	25,82
Ela mais educada	35,12	35,41	36,74	37,74	38,07	38,86	37,82	40,47	39,60
	Homogamia racial								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Ambos brancos	53,08	53,97	51,98	47,63	43,44	38,73	37,95	33,99	34,16
Ambos pretos	2,81	2,99	2,72	2,69	3,00	2,78	3,38	3,39	3,59
Ambos pardos	22,21	20,99	23,20	23,62	24,46	23,93	24,22	25,84	25,83
Cor/raça diferentes	21,89	22,05	22,10	26,06	29,09	34,56	34,45	36,78	36,42
	Homogamia etária								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Mesma idade	7,25	7,57	7,29	6,99	7,20	7,25	7,30	7,51	7,22
Ele mais velho	73,51	72,18	71,87	71,36	70,92	70,07	69,55	68,80	68,31
Ela mais velha	19,24	20,25	20,84	21,64	21,88	22,69	23,15	23,69	24,47
	Homogamia de migração intermunicipal								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Ambos migrantes	71,48	70,88	70,89	69,84	69,50	67,11	67,85	67,18	67,47
Apenas ele migrante	15,29	15,48	15,29	16,24	15,93	17,05	17,07	17,26	17,14
Apenas ela migrante	13,23	13,64	13,81	13,93	14,57	15,84	15,08	15,56	15,4

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

A Tabela 2 mostra a proporção de famílias para cada tipo de organização econômica dos lares de casais. Assume-se a definição de organização econômica dos pares de acordo com Ruggles (2015), segundo a qual uma família é de duplo provedor se ambos os pares trabalham; se apenas o homem está inserido no mercado de trabalho diz-se que a família é *male breadwinner*; caso apenas o mulher esteja inserida no mercado de trabalho a família é dita *female breadwinner*. Acrescenta-se as categorias *unemployed couple*, que são as famílias com ambos parceiros desempregados, e *inert couple* para se referir as famílias com ambos parceiros inativos.

TABELA 2 – Proporção de famílias de casais por organização econômica dos parceiros, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)

	Organização econômica dos lares								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Dual earner	42,99	43,2	45,15	48,28	51,3	53,45	52,63	54,58	51,52
Male breadwinner	48,10	46,59	44,39	41,15	37,97	36,13	36,88	34,3	35,24
Female breadwinner	3,67	4,74	4,80	5,15	5,39	5,35	5,22	5,95	7,27
Unemployed couple	0,26	0,42	0,67	0,45	0,49	0,28	0,30	0,29	0,56
Inert couple	4,98	5,05	4,99	4,97	4,85	4,79	4,97	4,87	5,40

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

A proporção dos domicílios tradicionais chefiados por homens caiu de 48,10% dentre os casais em 1993 para 35,24% em 2015. Ao mesmo tempo, ao longo do período a porcentagem de famílias de duplo provedor cresce quase 10 pontos percentuais, passando de 42,99% para 51,52%. A porcentagem de famílias em que nenhum dos parceiros trabalhava também aumentou, tanto para os agregados compostos de desempregados, como para aqueles de inativos. Juntamente com o aumento das famílias sem emprego, percebe-se que a proporção de famílias de único provedor feminino quase dobra de 1993 para 2015.

Considerando na Tabela 3 a amostra de famílias mais abrangente, que engloba aquelas unipessoais e monoparentais, além das estruturas de casais com e sem filhos, examina-se o tamanho médio das famílias

e as proporções de lares de chefia masculina e feminina. Não é surpresa alguma o elevado montante de domicílios de principal responsável homem, porém é intrigante o crescimento acentuado do número de lares chefiados por mulheres de 1993 a 2015. Numa análise mais minuciosa, com o auxílio da Tabela 4, verifica-se a elevada proporção de famílias monoparentais chefiadas por mulheres, e, sobretudo, o forte crescimento entre 1993 e 2015 da proporção de famílias de casais (com e sem filhos) entre os agregados de chefia feminina.

TABELA 3 – Proporção de famílias e tamanho médio das famílias por sexo do principal responsável, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)

	Proporção de famílias								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Principal responsável mulher	18,22	20,21	21,77	23,75	26,68	33,49	36,08	38,88	39,75
Principal responsável homem	81,78	79,79	78,23	76,25	73,32	66,51	63,92	61,12	60,25
	Tamanho médio das famílias ^(a)								
	1993	1996	1999	2002	2005	2008	2011	2014	2015
Principal responsável mulher	3,04	3,04	2,94	2,92	2,88	2,98	2,97	2,88	2,88
Principal responsável homem	4,03	3,94	3,79	3,65	3,51	3,37	3,25	3,11	3,08

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Nota:

- (a) Essa variável de tamanho da família não é equivalente ao número de adultos, uma vez que engloba o total de membros da família residentes no domicílio, considerando crianças, adultos e idosos.

Sobre o tamanho médio das famílias, a queda do número de familiares em cada agregado ao longo dos anos é notável, tanto para famílias de chefia masculina, como feminina (Tabela 3). Essa é uma variável que reflete relativamente bem o processo de transição demográfica e mudança das famílias que o Brasil apresenta nos últimos anos. A redução no tamanho médio das famílias brasileiras carrega os efeitos do expressivo aumento do número de homens morando sozinhos e do aumento do número de famílias de casais sem filhos (Tabela 4), este último decorrente da postergação da primeira gravidez e da própria redução da taxa de fecundidade no país.

TABELA 4 – Proporção de famílias por sexo do principal responsável, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)

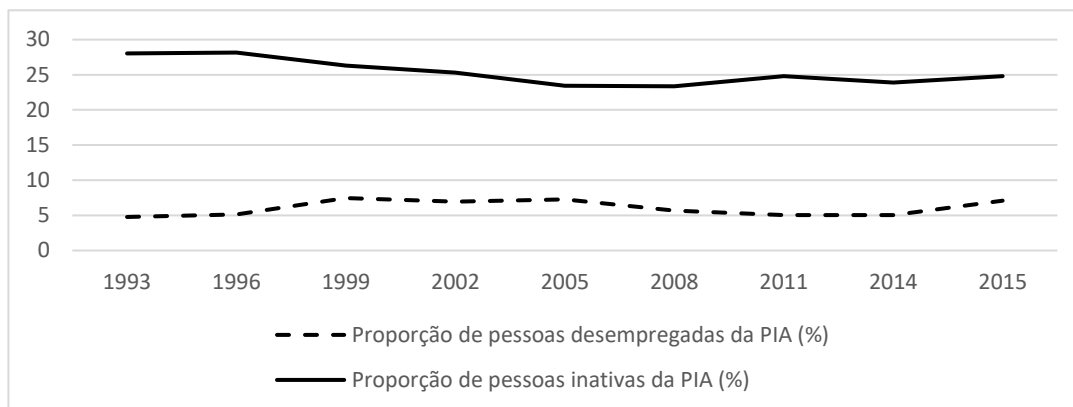
Ano	Principal responsável mulher				Principal responsável homem			
	Unipessoal	Casal sem filhos	Casal com filhos	Mono-parental	Unipessoal	Casal sem filhos	Casal com filhos	Mono-parental
1993	24,33	1,86	5,24	68,57	6,38	15,78	76,36	1,48
1996	24,38	3,06	8,29	64,27	6,64	16,3	75,49	1,57
1999	24,18	3,59	10,72	61,52	7,68	16,89	73,77	1,66
2002	22,88	4,36	12,95	59,82	8,94	18,06	71,19	1,81
2005	22,12	5,73	16,18	55,97	10,15	19,56	68,22	2,07
2008	19,82	8,6	25,98	45,6	11,24	20,88	65,45	2,43
2011	19,04	10,92	29,37	40,67	12,08	22,71	62,85	2,36
2014	19,74	12,37	29,66	38,24	14,71	23,65	58,92	2,71
2015	19,62	12,46	30,51	37,41	15,05	23,72	58,35	2,87

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Ademais, destaca-se da Tabela 4 as fortes diferenças em termos de tipologia de família dos agregados chefiados por homens e mulheres, e principalmente as constâncias dessas dissemelhanças por chefia ao longo dos anos. Uma exceção, é apenas o ocorrido entre as famílias de principal responsável mulher que, em 1993, apresentava uma pequena proporção de lares de casais com filhos e uma relativamente alta proporção de mulheres solteiras e sem filhos (morando sozinhas). Ao longo dos anos, a proporção de mulheres solteiras e sem filhos se altera (diminui) muito pouco. No entanto, a proporção das famílias de casais com filhos, entre aquelas de chefia feminina, cresce de tal modo que, em 2015, passa a representar 30,51% de todos os lares de principal responsável mulher.

A Tabela 4 consolida a perspectiva de prevalência dos lares monoparentais entre aqueles agregados de chefia feminina e a predominância dos lares de casal com filhos entre os agregados de chefia masculina no Brasil urbano, e ao longo dos anos. Antes de dar continuidade à análise familiar dos agregados sem trabalho, faz-se necessário uma breve apresentação exploratória da composição, em termos de mercado de trabalho, dos indivíduos que a amostra de análise engloba (Gráfico 1).

GRÁFICO 1 – Taxas de desemprego e inatividade individuais, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)



Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

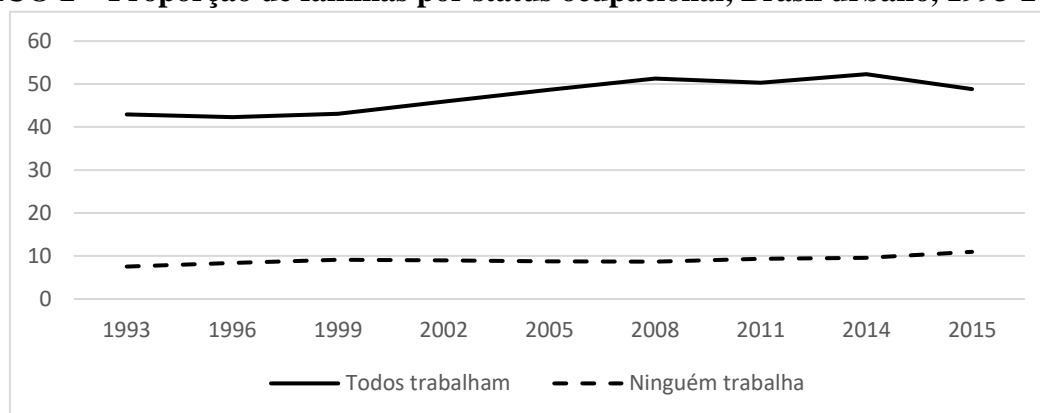
Uma das consequências mais graves da crise econômica que o Brasil enfrentou a partir do segundo trimestre de 2014 é o aumento do desemprego individual. O Gráfico 1 evidencia esse aumento da taxa de desemprego a partir de 2014, bem como da taxa de inatividade. Note que, como ambas as taxas são calculadas para os indivíduos entre 18 e 65 anos, é provável que haja dentro dessa taxa de inatividade uma parcela de indivíduos desencorajados. Essa fração da população é relevante para análises sobre a polarização do trabalho entre as famílias, uma vez que as taxas de não trabalho individuais e domiciliares, essenciais para o cômputo da polarização, englobam a população de adultos em idade ativa desempregados e inativos.

As taxas de não trabalho são fundamentais por revelarem mais faces do mercado de trabalho, na medida em que englobam também as pessoas que não estão entre os desempregados simplesmente porque desistiram de buscar trabalho. É fato que alguns fatores são negligenciados no seu cômputo – por exemplo, ela não pondera se os indivíduos ocupados estão conseguindo trabalhar a quantidade de horas desejadas ou se estão recebendo mais ou menos do compatível com suas habilidades –, mas, ainda assim, trata-se de uma medida amplamente utilizada no exame da polarização do trabalho entre as famílias.

4.2 Tendências na distribuição do emprego individual entre as famílias ao longo do tempo

O ponto fundamental nesta seção é compreender se a distribuição de postos de trabalho se torna mais igualitária entre as famílias ao longo dos anos, e quais os fatores associados a polarização do trabalho familiar. No Gráfico 2 constata-se a evolução da taxa de domicílios sem trabalho observada e da taxa de domicílios ricos em trabalho (famílias com todos os adultos efetivamente assalariados).

GRÁFICO 2 – Proporção de famílias por status ocupacional, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)



Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Comparando os Gráficos 2 e 1, percebe-se que a taxa de não trabalho familiar é maior do que os índices de desemprego individual ao longo de todo o período observado, o que é possivelmente um primeiro indicativo de que a composição dos arranjos familiares é um fator determinante para a relativamente alta taxa de domicílios sem trabalho no Brasil.

Apesar do aumento acentuado da taxa de desemprego individual após a crise econômica em 2014, não houve uma forte elevação na taxa de domicílios sem trabalho de um ano para o outro. No período todo, a taxa de famílias sem trabalho aumentou de 7,54% em 1993 para 10,97% em 2015. Essa taxa de não trabalho familiar aparentemente é baixa, comparativamente ao padrão de outros países ocidentais⁵, mas seus aumentos sucessivos a partir de 2008 configuram mais um sério problema para o já vasto leque de problemas sociais do país.

A mudança na taxa de não trabalho familiar de 1993 para 2015 pode ser atribuída, em grande parte, a mudanças nos padrões de trabalho em domicílios de casais (com e sem filhos), que representam em média cerca de 70% de todos os tipos de agregados familiares do Brasil urbano. Também o processo de polarização do trabalho em determinados domicílios certamente se altera, em decorrência dessas mudanças na organização econômica dos lares de casais.

Examinando melhor se o aumento da taxa de não trabalho domiciliar no Brasil pode ter origem em mudanças nas estruturas familiares, a Tabela 5 mostra as mudanças na composição dos agregados familiares ao longo do período. Na referida tabela são apresentadas as participações relativas de cada tipo de família (por número de adultos, com idade entre 18 e 65 anos) entre todas as famílias com adultos em idade ativa.

TABELA 5 – Proporção de domicílios por número de adultos, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)

Ano	Número de adultos no domicílio			Total
	1	2	Mais de 3	
1993	17,63	62,73	19,64	100
1996	18,18	60,81	21,01	100
1999	19,37	59,02	21,61	100
2002	20,42	57,95	21,63	100
2005	21,67	56,94	21,39	100
2008	22,84	55,54	21,62	100
2011	23,54	55,67	20,79	100
2014	25,40	54,62	19,98	100
2015	25,61	54,32	20,07	100

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Observando a mudança na composição entre o período inicial e final, nota-se um aumento de cerca de 8 pontos percentuais na proporção de agregados familiares contendo apenas um adulto, e declínio correspondente na proporção dos agregados familiares com dois adultos. Desagregando mais os tipos de família para diferenciar a presença de crianças nos agregados familiares de um adulto, verifica-se que as famílias de adultos solteiros sem filhos são responsáveis por em média 68,23% dos lares de um adulto, estes adultos solteiros e sem filhos também são responsáveis por maior parte do aumento no número de lares de um adulto, em vez dos pais solteiros. A proporção de famílias com mais de três adultos praticamente não se altera de 1993 para 2015 (aumenta em 0,43 p.p.). As mudanças no tamanho dos domicílios, em termos de adultos residentes, se refletem sobre a composição das famílias sem trabalho (Tabela 6).

TABELA 6 – Proporção de famílias sem trabalho por tipo de domicílios (número de adultos), Brasil urbano, 1993-2015 (em %)

Ano	Número de adultos no domicílio			Total
	1	2	Mais de 3	
1993	49,21	42,11	8,68	100
1996	50,64	40,82	8,54	100
1999	49,31	40,58	10,10	100
2002	52,85	38,14	9,00	100
2005	54,91	37,80	7,29	100
2008	57,65	35,60	6,75	100
2011	58,25	35,75	6,00	100
2014	60,64	33,67	5,69	100
2015	57,64	35,94	6,42	100

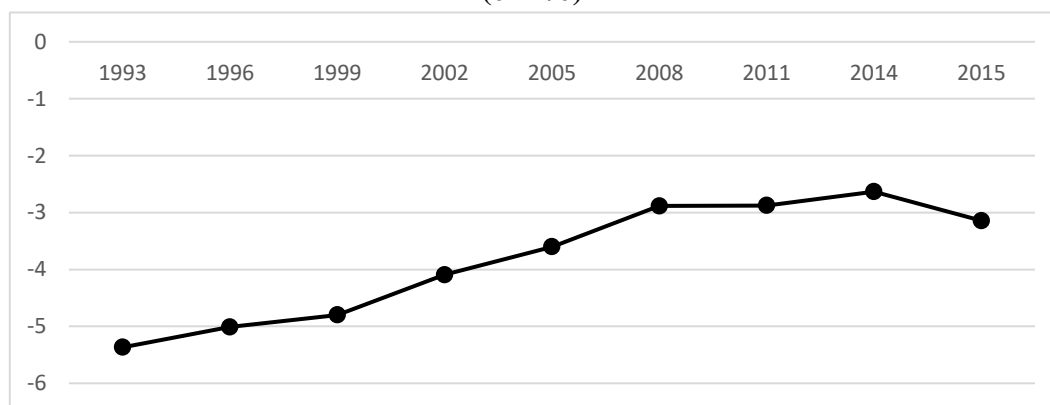
Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

⁵ Gregg, Scutella e Wadsworth (2010) observam taxa de domicílios sem trabalho em 2005 de 16,3% para a Grã-Bretanha, 10,8% para Espanha, 12,2% para os EUA, 16,5% para Alemanha, e 14,9% para Austrália. No entanto, há uma sólida literatura que destaca que a alta prevalência de famílias sem emprego não é uma consequência direta das altas taxas de não trabalho individual (OECD, 1998).

Como resultado da mudança para a prevalência de estruturas familiares menores, os domicílios de um adulto constituem 57,64% de todos os domicílios sem emprego, em 2015. Ademais, naturalmente, espera-se que quanto maior o número de adultos na família, menor é a chance de nenhum deles estar trabalhando. Resultados com tendências similares são constatados para Austrália no intervalo 1982-1998 por Dawkins, Gregg e Scutella (2002) e para o Brasil no intervalo 1981-2003 por Scorzafave e Menezes-Filho (2007).

Em toda a análise da medida de polarização do trabalho familiar, os diferentes tipos de famílias são referentes exclusivamente ao número de adultos do agregado. O Gráfico 3 apresenta os resultados para tal medida. Ao longo dos anos o trabalho disponível tornou-se cada vez mais polarizado em lares que todos trabalham ou todos não trabalham. Como mencionado, uma medida de polarização negativa indica que o trabalho tal como é distribuído gera menos famílias sem trabalho, isto é, um ambiente mais igualitário em termos de distribuição dos postos de trabalho entre as famílias. O fato da polarização ser negativa no Brasil não é um achado inédito, Scorzafave e Menezes-Filho (2007) já haviam detectado um índice de polarização negativo para o país no intervalo 1981 a 2003. Contudo os referidos autores percebem uma polarização sucessivamente crescente até 2001, ano a partir do qual a polarização para de crescer. O questionamento que surge é: o que ocorre a partir de 2003 com a medida de polarização brasileira? O Gráfico 3 mostra que tal taxa continua crescendo, com alguns decrescimentos como em 2011 e 2015, mas de 1993 a 2015 o crescimento da polarização foi de 2,23 pontos percentuais.

GRÁFICO 3 – Evolução da polarização da oferta de trabalho familiar, Brasil urbano, 1993-2015 (em %)



Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Segundo Gregg et al. (2010), uma polarização negativa do trabalho – como é o caso da medida calculada para o Brasil, onde há menos famílias sem trabalho do que o esperado se o emprego fosse alocado aleatoriamente – é consistente com as teorias de gênero sobre a divisão do tempo de não trabalho e de trabalho de Danziger e Katz (1996) e Francois (1998). Danziger e Katz (1996) apresentam uma teoria que explica as atitudes sociais em relação à discriminação sexual no mercado de trabalho, sugerindo que tal discriminação gera custos e benefícios, mas uma parte considerável desses custos pode ser amenizada pelo casamento. Francois (1998), na mesma linha de desenvolvimento de uma teoria de discriminação de gênero em mercados de trabalho, também argumenta que as mulheres e os homens frequentemente se organizam em agregados familiares, e quando as características do mercado de trabalho (esforço e salários) diferem, surge a possibilidade de benefício mútuo no “comércio”/trocas dentro do domicílio em termos de horas dedicadas às atividades não trabalho.

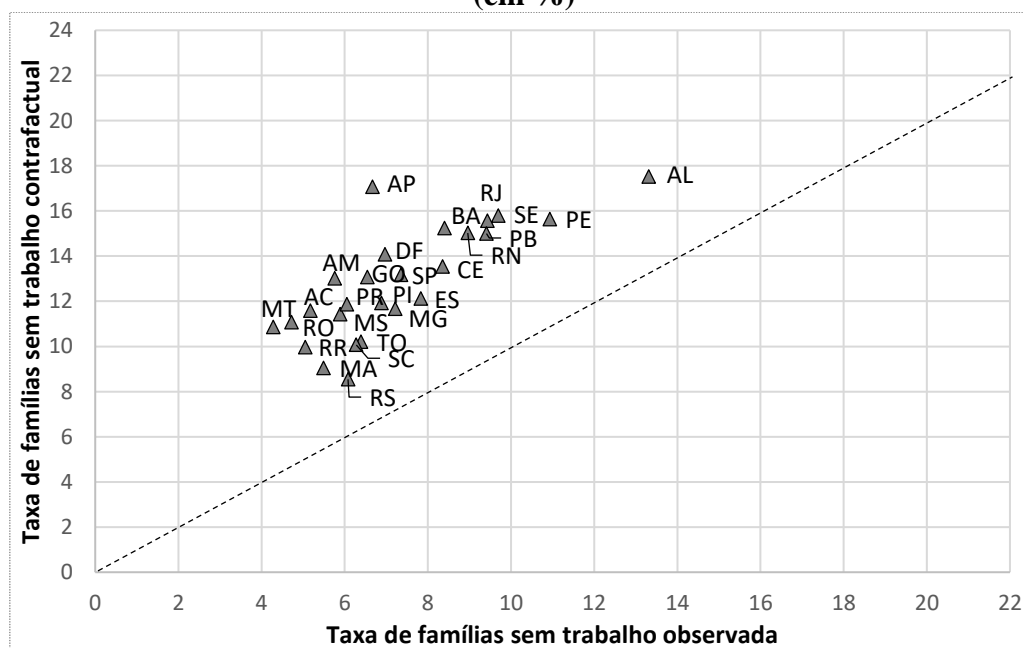
Essas perspectivas teóricas que se fundamentam num processo de especialização das atividades de trabalho familiar (horas dedicadas ao trabalho e às atividades não trabalho, de cada membro) são desenvolvidas em um contexto empírico de prevalência da organização econômica tradicional dos lares, de predomínio dos agregados *male breadwinners*. Logo, não são suficientes para explicar toda a complexidade da oferta de trabalho familiar, mas podem estar diretamente associadas as medidas de polarização negativa de uma localidade. Nesse contexto, a predominância dos lares de único provedor masculino, em uma sociedade, realmente garante que haja muitos lares de dois adultos onde pelo menos um adulto (supostamente o homem) trabalha e relativamente poucas famílias de dois adultos que estejam sem trabalho. Contudo, também o contingente de lares de duplo provedor (com todos os adultos empregados) será

pequeno, o que pode ser negativo em termos de bem-estar social, mas ainda assim observa-se uma medida de polarização negativa nessa sociedade hipotética.

Por outro lado, a teoria do efeito trabalhador adicional sugere que a presença (ausência) de um adulto empregado em uma família reduziria (aumentaria) a oferta de trabalho de outros residentes (SPLETZER, 1997; CULLEN, GRUBER, 2000; STEPHENS, 2002; BREDTMANN, OTTEN, RULFF, 2014). Em termo de polarização do trabalho, a teoria do trabalhador adicional significa um número mais elevado de trabalhadores assalariados entre os agregados familiares de adultos solteiros (unipessoais e algumas famílias monoparentais), mas também menos agregados familiares totalmente empregados (com todos os adultos assalariados), o que também é consistente com uma medida negativa de polarização. Ademais, a situação brasileira se assemelha à observada por Gregg et al. (2010) para Espanha e Alemanha, que, apesar do crescimento da polarização, foram ainda em 2005 os únicos países com polarização negativa, dos países examinados pelos autores. Na Espanha, em 1977, o índice espanhol era de -6,8%, subindo para -0,8% em 2005. Por sua vez, na Alemanha em 1984, o índice era de -1,1%, subindo para -0,3% em 2005.

Há uma dimensão espacial na ausência de trabalho domiciliar, tal que as famílias sem trabalho não estão igualmente distribuídas nas diferentes localidades (GREGG, WADSWORTH, 2001, 2002, 2008; SCORZAFAVE, MENEZES-FILHO, 2007; GREGG, et al., 2010; NESCE, 2014; KÖKSEL, et al., 2016; KÖKSEL, 2017). A distribuição desigual das famílias sem trabalho pode indicar persistentes diferenças estruturais subjacentes aos estados. Assim, os Gráficos 4 e 5 apresentam as taxas de famílias sem trabalho observadas e preditas para cada estado brasileiro e o Distrito Federal nos anos de 1993 e 2015. Localidades acima da linha tracejada apresentam polarização negativa e aquelas abaixo da linha tracejada apresentam polarização positiva. Para nenhuma localidade a polarização é positiva em algum dos períodos. A distância até a linha tracejada reflete a magnitude da medida polarização.

GRÁFICO 4 – Taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual, Brasil urbano, 1993 (em %)

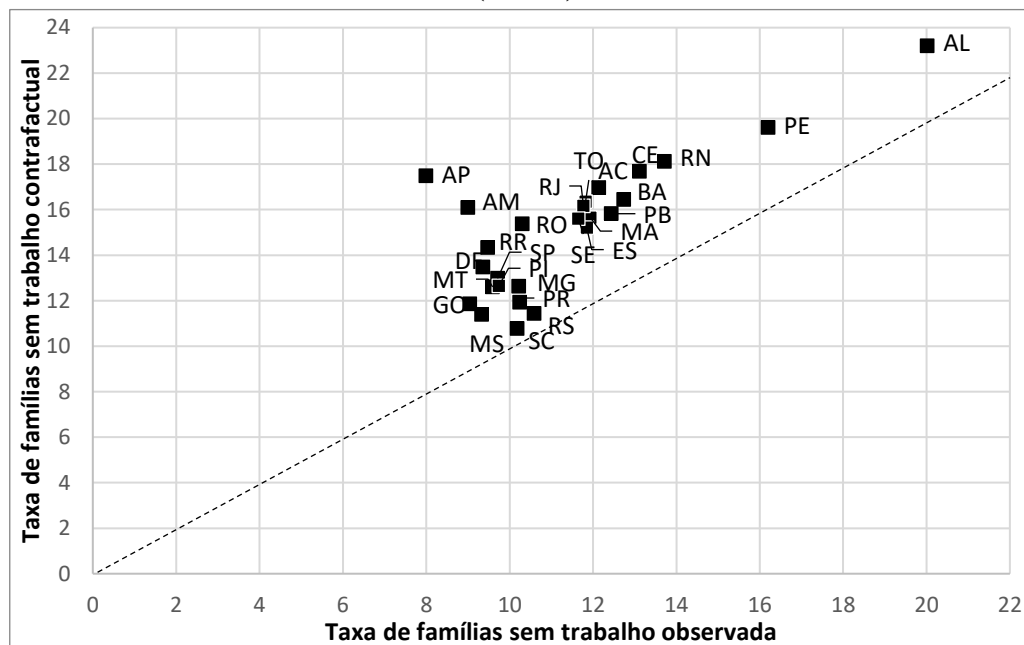


Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993.

As maiores taxas de famílias sem trabalho observadas, tanto em 1993, como em 2015, se concentram no Nordeste, especificamente em Alagoas (de 13,3% em 1993 passa para 20% em 2015), Pernambuco (de 10,9% em 1993 passa para 16,2% em 2015), Sergipe (de 9,7% em 1993 passa para 11,6% em 2015) e Paraíba (de 9,4% em 1993 passa para 12,4% em 2015). Em todos os estados o número de famílias sem trabalho aumenta de 1993 para 2015, e os maiores aumentos também estão concentrados no Nordeste, a exceção do estado Acre, no Norte, que apresenta a maior variação da taxa de não trabalho domiciliar observada, de magnitude de 6,97 pontos percentuais (de 5,2% em 1993 passa para 12,1% em 2015). Nos estados que compõem o Sudeste – Minas Gerais (de 7,2% em 1993 passa para 10,2% em 2015), Espírito Santo (de 7,8% em 1993 passa para 11,8% em 2015), Rio de Janeiro (de 9,4% em 1993 passa para 11,8%

em 2015) e São Paulo (de 7,3% em 1993 passa para 9,7% em 2015) – as taxas de famílias sem trabalho aumentam de maneira menos expressiva comparativamente ao resto do Brasil. No país como um todo a menor variação da referida taxa é observada para o Amapá, em 1,32 pontos percentuais (de 6,7% em 1993 passa para 8% em 2015).

GRÁFICO 5 – Taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual, Brasil urbano, 2015 (em %)



Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 2015.

O cenário geral é, portanto, uma taxa de domicílios sem trabalho observada crescendo de 7,54% para 10,97% e uma taxa de não trabalho individual brasileira caindo de 38,62% para 31,74%, de 1993 para 2015. Simultaneamente, as famílias com apenas um adulto passaram de 17,63% para 25,61% entre 1993 e 2015 (Tabela 5). Faz-se necessário identificar quanto da variação da polarização do trabalho pode ser explicada pela mudança na taxa de não trabalho individual, e quanto pode ser explicada pela mudança no número médio de adultos das famílias.

Na primeira parte da Tabela 7, a variação na taxa de domicílios sem trabalho prevista entre 1993 e 2015 é decomposta na variação devido à mudança na taxa de não trabalho individual, e na variação devido à mudança na composição da família em termos de número de adultos, conforme a Equação 4. A taxa de domicílios sem trabalho prevista aumenta de 1993 para 2015. Como a taxa de não trabalho individual nacional reduz-se, as taxas de domicílios sem trabalho prevista e observada deveriam também se reduzir (como evidenciado na linha 3). Contudo, as alterações na estrutura familiar exercem uma pressão ascendente em 1,78 pontos percentuais sobre as taxas de não trabalho domiciliar ao longo do tempo, conforme mostrado na linha 2 da Tabela 7.

TABELA 7 – Variação e decomposição da medida de polarização e da taxa de não trabalho familiar, Brasil urbano, 1993-2015

Variação na taxa de domicílios sem trabalho contrafactual	1,2043
Impacto devido à mudança da composição familiar	1,7811
Impacto devido à mudança na taxa de não trabalho	-0,5768
Variação na polarização	2,2265
Decomposição entre tipos de famílias	-1,7802
Decomposição dentro dos tipos de famílias	4,0066

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Perceba que a mudança na taxa de famílias sem trabalho observada (3,43 pontos percentuais no Brasil de 1993 a 2015) é a soma das linhas 1 e 4 da Tabela 7. Portanto, comparando as linhas 2 e 4, nota-se que a contribuição da polarização para a mudança na taxa de famílias sem trabalho é nitidamente maior do que o componente de estrutura familiar no Brasil. Isso significa que, no país, as divergências entre as medidas de

não trabalho domiciliares e individuais decorrem mais de uma crescente distribuição distorcida do emprego entre as famílias, do que de mudanças na estrutura familiar.

O que também emerge da análise da Tabela 7 é a decomposição da variação da polarização observada no país entre 1993 e 2015, por meio da Equação 4. A maior parte da polarização ocorre dentro dos tipos de famílias (linha 6) – isto é, dentro do grupo de todas as famílias de um adultos, dentro do grupo de todas as famílias de dois adultos, e assim segue –, e não por causa do aumento na proporção de tipos de famílias que já sofrem alta polarização. Nesse sentido, veja que o componente entre tipos de famílias da polarização na linha 5 é inferior ao componente das mudanças dentro dos tipos de famílias na linha 6. No país, a composição de adultos das famílias (linha 2) contribui expressivamente menos do que a polarização dentro dos tipos de família (linha 6) para a mudança (crescimento) da taxa de não trabalho familiar observada. Para a literatura, resultados como este constatado para o Brasil são frequentes em outros países, e sugerem que as explicações para as divergências entre as medidas de não trabalho familiares e individuais estão mais interligadas às condições do mercado de trabalho e às interações de cada tipo de família com o mercado de trabalho (GREGG, et al., 2010). Nesse contexto, é fundamental compreender melhor os fatores de risco associados à probabilidade de estar em famílias sem trabalho no país.

4.3 Risco individual de viver em uma família sem trabalho

Com o intuito de compreender melhor o contexto familiar da desocupação e inatividade, estima-se modelos de regressão *logit* multinomial que prediz a probabilidade de indivíduos adultos residir em um domicílio sem trabalho e a probabilidade de residir em um domicílio que todos trabalham, vis a vis estar numa família em que pelo menos uma pessoa trabalha. Com isso, percebe-se quem são os indivíduos que se defrontam com maiores riscos de viver em domicílios com tais *status* ocupacionais. O modelo inclui variáveis individuais, familiares e regionais. As estimações são conduzidas para os anos de 1993, 2005, 2015 e o intervalo 1993-2015, para homens (Tabela 8) e mulheres (Tabela 9).

Voltando-se para o risco de um homem adulto estar em uma família sem trabalho, Tabela 8, referente aos aspectos individuais, nota-se que aqueles com mais qualificações educacionais são menos propensos a viver em agregados familiares sem trabalho e, especialmente, aqueles com mais de 15 anos de estudo possuem elevadas chances de estar numa família em que todos os residentes adultos trabalham comparativamente aqueles em agregados onde nem todos adultos estão empregados. Tais efeitos da educação não mudam muito ao longo dos anos.

Sobre os grupos etários individuais que representam maior risco de permanência em famílias sem trabalho, nota-se que em 1993 esse risco era maior para os homens entre 51 e 65 anos, em 2005 para aqueles na faixa etária de entre 54 e 65 anos, e em 2015 entre 60 e 65 anos. Ademais, esse elevado risco de estar em uma família sem trabalho parece reduzir-se dentro de cada faixa etária ao longo dos anos, sinalizando um possível efeito geracional atuante sobre as chances de residir num domicílio sem trabalho. Nesse sentido veja que, por exemplo, um indivíduo que tinha entre 60 e 62 anos de idade em 1993 apresentava maior risco de estar num agregado sem trabalho do que um indivíduo que tinha igualmente entre 60 e 62 anos em 2015. Um aspecto geracional também é visível se observado os mais jovens, homens e mulheres.

Em síntese, nota-se que homens e mulheres são mais propensos a viver em famílias sem emprego em idades mais avançadas. O nível de escolaridade mais elevado parece diminuir o risco de estar em um lar sem emprego, tanto para homens quanto para mulheres. O fato de os indivíduos com maior escolaridade apresentarem menores probabilidades de estar em lares sem emprego, em comparação com os sem escolaridade e com menos de três anos de estudo, pode ser explicado pela ocorrência de que tais adultos também têm certamente menor probabilidade de estar desempregados, uma vez que níveis mais elevados de educação conduzem a menores riscos de desemprego. Outra possibilidade é que, no caso de lares em que há coresidência com um parceiro, os status ocupacionais dos cônjuges estejam fortemente associados, o que é resultante da maior homogamia educacional e da seletividade marital. O crescimento da homogamia educacional, entre as famílias de casais, é um resultado observado no Brasil urbano entre 1993 e 2015. É mais provável que um indivíduo altamente qualificado forme uma parceria conjugal com um indivíduo de nível semelhante de realização educacional, o que certamente é uma das causas da concentração de emprego em algumas famílias.

TABELA 8 – Risco relativo de estar numa família sem trabalho para homens adultos no Brasil urbano - Razão de risco relativo dos modelos Logit Multinomiais

	1993		2005		2015		1993-2015	
	FST	FRT	FST	FRT	FST	FRT	FST	FRT
Família em que nem todos os adultos trabalham								
Faixa etária (18-20 anos omitida)								
De 21-23 anos	0,736*** (0,085)	0,853*** (0,043)	0,745*** (0,071)	0,972 (0,043)	0,794** (0,073)	1,054 (0,053)	0,730*** (0,024)	1,007 (0,016)
De 24-26 anos	0,626*** (0,073)	0,731*** (0,036)	0,603*** (0,059)	1,017 (0,044)	0,671*** (0,063)	1,089* (0,054)	0,579*** (0,020)	0,969** (0,015)
De 27-29 anos	0,438*** (0,055)	0,769*** (0,038)	0,592*** (0,059)	1,097** (0,049)	0,608*** (0,058)	1,229*** (0,059)	0,519*** (0,018)	1,035** (0,016)
De 30-32 anos	0,507*** (0,062)	0,817*** (0,040)	0,522*** (0,054)	1,232*** (0,055)	0,491*** (0,048)	1,296*** (0,062)	0,482*** (0,017)	1,148*** (0,018)
De 33-35 anos	0,526*** (0,065)	0,902** (0,046)	0,534*** (0,055)	1,404*** (0,063)	0,520*** (0,049)	1,389*** (0,066)	0,528*** (0,019)	1,300*** (0,021)
De 36-38 anos	0,614*** (0,077)	1,072 (0,055)	0,688*** (0,071)	1,594*** (0,074)	0,543*** (0,053)	1,663*** (0,081)	0,607*** (0,022)	1,495*** (0,024)
De 39-41 anos	0,804* (0,100)	1,329*** (0,069)	0,743*** (0,078)	1,785*** (0,082)	0,572*** (0,056)	1,735*** (0,086)	0,682*** (0,024)	1,611*** (0,026)
De 42-44 anos	0,776* (0,104)	1,187*** (0,064)	0,905 (0,093)	1,675*** (0,078)	0,708*** (0,068)	1,734*** (0,087)	0,768*** (0,027)	1,573*** (0,026)
De 45-47 anos	0,963 (0,130)	1,151** (0,065)	0,900 (0,094)	1,490*** (0,071)	0,672*** (0,065)	1,630*** (0,082)	0,786*** (0,028)	1,449*** (0,024)
De 48-50 anos	1,050 (0,143)	1,006 (0,060)	1,009 (0,103)	1,176*** (0,059)	0,649*** (0,061)	1,438*** (0,072)	0,865*** (0,030)	1,232*** (0,021)
De 51-53 anos	1,540*** (0,196)	0,834*** (0,054)	1,097 (0,116)	1,080 (0,057)	0,773*** (0,072)	1,221*** (0,063)	0,998 (0,035)	1,045** (0,019)
De 54-56 anos	1,964*** (0,240)	0,655*** (0,045)	1,549*** (0,156)	0,924 (0,052)	0,909 (0,082)	1,073 (0,058)	1,225*** (0,041)	0,890*** (0,017)
De 57-59 anos	2,641*** (0,311)	0,544*** (0,042)	1,815*** (0,183)	0,763*** (0,046)	1,094 (0,097)	0,804*** (0,046)	1,502*** (0,050)	0,722*** (0,015)
De 60-62 anos	3,057*** (0,359)	0,468*** (0,038)	2,382*** (0,237)	0,654*** (0,043)	1,577*** (0,138)	0,674*** (0,041)	1,969*** (0,065)	0,602*** (0,013)
De 63-65 anos	2,187*** (0,279)	0,443*** (0,039)	2,090*** (0,220)	0,448*** (0,034)	1,276*** (0,118)	0,420*** (0,029)	1,628*** (0,058)	0,414*** (0,011)
anos de estudo (sem escolaridade e até 3 anos de estudo omitida)								
anos de estudo (4 a 7)	0,834*** (0,047)	0,891*** (0,024)	0,789*** (0,040)	1,031 (0,029)	0,702*** (0,036)	1,097*** (0,038)	0,756*** (0,013)	1,032*** (0,010)
anos de estudo (8 a 10)	0,708*** (0,054)	0,882*** (0,029)	0,726*** (0,044)	1,123*** (0,035)	0,630*** (0,036)	1,245*** (0,044)	0,668*** (0,014)	1,094*** (0,012)
anos de estudo (11 a 14)	0,678*** (0,051)	0,995 (0,032)	0,559*** (0,032)	1,230*** (0,034)	0,508*** (0,027)	1,333*** (0,043)	0,549*** (0,011)	1,195*** (0,012)
anos de estudo (15 ou mais)	0,546*** (0,059)	1,379*** (0,058)	0,395*** (0,034)	1,471*** (0,053)	0,419*** (0,029)	1,629*** (0,061)	0,433*** (0,012)	1,452*** (0,018)
Migrante intermunicipal (últimos 10 anos)	0,897** (0,042)	1,028 (0,022)	0,938* (0,036)	1,060*** (0,019)	0,957 (0,033)	1,043** (0,019)	0,923*** (0,012)	1,049*** (0,007)
Tamanho da família	0,559*** (0,012)	0,692*** (0,006)	0,430*** (0,009)	0,568*** (0,005)	0,426*** (0,009)	0,495*** (0,005)	0,468*** (0,003)	0,580*** (0,002)
Razão de dependência familiar_crianças	2,140*** (0,122)	1,720*** (0,038)	3,069*** (0,169)	2,104*** (0,047)	3,239*** (0,193)	2,803*** (0,076)	2,457*** (0,048)	2,086*** (0,017)
Razão de dependência familiar_idosos	5,594*** (0,421)	2,273*** (0,130)	5,591*** (0,322)	2,108*** (0,096)	5,800*** (0,295)	2,135*** (0,089)	5,644*** (0,111)	2,184*** (0,034)

Família chefiada por mulher	2,152*** (0,155)	0,992 (0,039)	1,532*** (0,072)	0,906*** (0,023)	1,094** (0,040)	0,876*** (0,018)	1,321*** (0,021)	0,886*** (0,007)
Espaciais								
Região metropolitana	1,207*** (0,056)	0,791*** (0,016)	1,129*** (0,043)	0,845*** (0,015)	0,945 (0,033)	0,915*** (0,017)	1,035*** (0,013)	0,861*** (0,005)
Região (Sudeste omitida)								
Norte	0,839* (0,087)	1,247*** (0,050)	0,712*** (0,049)	0,998 (0,029)	0,859*** (0,047)	0,840*** (0,024)	0,893*** (0,020)	0,978** (0,010)
Nordeste	1,355*** (0,073)	1,174*** (0,031)	1,193*** (0,052)	1,029 (0,022)	1,154*** (0,047)	0,859*** (0,019)	1,190*** (0,018)	0,949*** (0,007)
Sul	0,806*** (0,052)	1,375*** (0,037)	0,976 (0,052)	1,352*** (0,033)	1,046 (0,050)	1,285*** (0,032)	0,989 (0,018)	1,334*** (0,011)
Centro-Oeste	0,891 (0,070)	1,016 (0,033)	1,092 (0,065)	1,102*** (0,030)	0,822*** (0,047)	1,136*** (0,032)	0,892*** (0,019)	1,085*** (0,010)
Ano (1993 omitido)								
1996							1,072** (0,033)	0,955*** (0,014)
1999							1,193*** (0,035)	0,951*** (0,014)
2002							1,140*** (0,033)	1,035** (0,014)
2005							1,053* (0,030)	1,122*** (0,015)
2008							0,989 (0,029)	1,248*** (0,017)
2011							1,025 (0,030)	1,189*** (0,017)
2014							1,004 (0,029)	1,261*** (0,017)
2015							1,131*** (0,033)	1,064*** (0,015)
Intercepto	0,612*** (0,076)	2,492*** (0,141)	1,615*** (0,175)	3,560*** (0,185)	2,950*** (0,297)	4,404*** (0,255)	1,560*** (0,065)	3,190*** (0,067)
N	58.808		83.044		81.157		678.320	

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%. FST - Família sem trabalho (nenhum adulto trabalha). FRT - Família rica em trabalho (todos os adultos trabalham).

O tamanho da família mostra, tanto para homens (Tabela 8), como para mulheres (Tabela 9), uma relação inversa com o risco individual de viver em um agregado sem trabalho, em todos os anos. De fato, é esperado que quanto maior o tamanho da família mais provável é que haja pelo menos um adulto assalariado. Assim, indivíduos que corresidem com mais pessoas (mas ainda dentro do um único núcleo familiar) são mais prováveis de não estarem nos extremos dos *status* ocupacional familiar examinados. A possibilidade de um compartilhamento de experiências ampliado em famílias maiores possivelmente também atua reduzindo o referido risco, via o efeito do tamanho da família. O papel desempenhado pelas redes familiares – de apoio à renda, de compartilhamento das atividades domésticas e de cuidado dos filhos e/ou idosos, e para estabelecer contatos sociais de trabalho (informações sobre possíveis vagas de empregos) – é essencial para que os agregados familiares não fiquem excessivamente isolados.

Para homens e mulheres adultos, nota-se que aqueles em famílias com elevadas razões de dependência de crianças (menores de 15 anos de idade) e de idosos (65 e mais anos de idade) apresentam elevados riscos de estarem em agregados sem trabalhos, tais riscos ainda são mais fortes ao longo dos anos para a razão de dependência de idosos. A razão de dependência familiar mede essencialmente a participação relativa dos membros da família potencialmente inativos, que deveriam ser sustentados pela parcela dos membros potencialmente produtivos dentro do domicílio. Por conseguinte, valores elevados para uma determinada família indicam que os seus membros em idade produtiva devem sustentar uma grande proporção de dependentes, o que configura consideráveis encargos de cuidado para a família. Assim, ao tomar decisões de oferta de trabalho, os indivíduos consideram, além das finanças gerais da família, as necessidades dos outros membros do domicílio, especialmente as de cuidado.

TABELA 9 – Risco relativo de estar numa família sem trabalho para mulheres adultas no Brasil urbano - Razão de risco relativo dos modelos Logit Multinomiais

	1993		2005		2015		1993-2015	
	FST	FRT	FST	FRT	FST	FRT	FST	FRT
Família em que nem todos os adultos trabalham								
Faixa etária (18-20 anos omitida)								
De 21-23 anos	0,689*** (0,072)	1,093* (0,059)	0,773*** (0,065)	1,192*** (0,054)	0,910 (0,078)	1,262*** (0,067)	0,791*** (0,024)	1,172*** (0,019)
De 24-26 anos	0,562*** (0,059)	1,207*** (0,064)	0,601*** (0,051)	1,379*** (0,061)	0,673*** (0,060)	1,505*** (0,077)	0,629*** (0,019)	1,338*** (0,022)
De 27-29 anos	0,613*** (0,063)	1,451*** (0,075)	0,620*** (0,053)	1,767*** (0,080)	0,709*** (0,060)	1,705*** (0,085)	0,616*** (0,019)	1,562*** (0,025)
De 30-32 anos	0,636*** (0,066)	1,737*** (0,092)	0,670*** (0,057)	2,024*** (0,094)	0,688*** (0,060)	2,121*** (0,107)	0,659*** (0,020)	1,892*** (0,031)
De 33-35 anos	0,831* (0,087)	2,162*** (0,116)	0,706*** (0,062)	2,505*** (0,117)	0,927 (0,078)	2,700*** (0,135)	0,857*** (0,026)	2,423*** (0,040)
De 36-38 anos	1,040 (0,110)	2,682*** (0,145)	1,039 (0,090)	3,007*** (0,142)	1,103 (0,093)	2,860*** (0,145)	1,008 (0,031)	2,685*** (0,044)
De 39-41 anos	1,183 (0,126)	2,457*** (0,136)	1,011 (0,087)	2,591*** (0,121)	1,088 (0,092)	2,601*** (0,132)	1,101*** (0,033)	2,490*** (0,041)
De 42-44 anos	1,258** (0,137)	2,399*** (0,138)	1,102 (0,096)	2,421*** (0,116)	0,970 (0,083)	2,482*** (0,127)	1,072** (0,033)	2,296*** (0,039)
De 45-47 anos	1,435*** (0,158)	1,867*** (0,114)	0,891 (0,078)	1,815*** (0,088)	0,930 (0,080)	2,116*** (0,109)	1,067** (0,033)	1,969*** (0,034)
De 48-50 anos	1,520*** (0,167)	1,672*** (0,107)	1,133 (0,098)	1,615*** (0,082)	1,074 (0,088)	1,898*** (0,098)	1,269*** (0,038)	1,665*** (0,030)
De 51-53 anos	1,851*** (0,199)	1,408*** (0,096)	1,412*** (0,120)	1,368*** (0,073)	1,117 (0,091)	1,554*** (0,082)	1,391*** (0,041)	1,392*** (0,026)
De 54-56 anos	2,223*** (0,231)	1,092 (0,079)	1,499*** (0,128)	1,187*** (0,068)	1,502*** (0,118)	1,311*** (0,072)	1,688*** (0,049)	1,187*** (0,023)
De 57-59 anos	2,320*** (0,244)	0,874* (0,071)	1,839*** (0,155)	0,922 (0,058)	1,840*** (0,144)	1,052 (0,061)	2,015*** (0,058)	0,959** (0,020)
De 60-62 anos	2,779*** (0,284)	0,754*** (0,064)	2,224*** (0,186)	0,727*** (0,050)	2,329*** (0,183)	0,857** (0,054)	2,397*** (0,069)	0,765*** (0,018)
De 63-65 anos	1,887*** (0,214)	0,612*** (0,059)	1,238** (0,119)	0,542*** (0,043)	1,407*** (0,120)	0,505*** (0,037)	1,605*** (0,051)	0,518*** (0,014)
anos de estudo (sem escolaridade e até 3 anos de estudo omitida)								
anos de estudo (4 a 7)	0,814*** (0,038)	1,012 (0,028)	0,834*** (0,035)	1,066** (0,031)	0,718*** (0,032)	1,229*** (0,047)	0,780*** (0,011)	1,095*** (0,011)
anos de estudo (8 a 10)	0,766*** (0,049)	1,043 (0,036)	0,734*** (0,038)	1,189*** (0,038)	0,644*** (0,032)	1,363*** (0,053)	0,711*** (0,013)	1,219*** (0,014)
anos de estudo (11 a 14)	0,675*** (0,042)	1,577*** (0,050)	0,620*** (0,029)	1,597*** (0,046)	0,518*** (0,023)	1,665*** (0,058)	0,594*** (0,010)	1,613*** (0,016)
anos de estudo (15 ou mais)	0,593*** (0,059)	2,594*** (0,114)	0,491*** (0,034)	2,165*** (0,077)	0,368*** (0,021)	2,344*** (0,089)	0,456*** (0,010)	2,241*** (0,027)
Migrante intermunicipal (últimos 10 anos)								
	0,954 (0,037)	1,019 (0,022)	0,946* (0,030)	1,046** (0,019)	0,923*** (0,027)	1,056*** (0,019)	0,931*** (0,010)	1,066*** (0,007)
Tamanho da família								
	0,521*** (0,010)	0,694*** (0,006)	0,415*** (0,007)	0,564*** (0,005)	0,393*** (0,007)	0,497*** (0,005)	0,428*** (0,003)	0,573*** (0,002)
Razão de dependência familiar_crianças								
	3,209*** (0,113)	2,129*** (0,043)	4,374*** (0,137)	2,613*** (0,052)	5,265*** (0,183)	3,184*** (0,075)	4,223*** (0,047)	2,596*** (0,018)
Razão de dependência familiar_idosos								
	6,494*** (0,410)	1,988*** (0,115)	7,071*** (0,381)	1,965*** (0,095)	6,979*** (0,329)	2,047*** (0,087)	7,040*** (0,127)	2,079*** (0,034)

Família chefiada por mulher	2,744*** (0,121)	2,026*** (0,053)	2,173*** (0,073)	1,382*** (0,027)	1,726*** (0,051)	1,199*** (0,022)	2,090*** (0,024)	1,370*** (0,009)
Espaciais								
Região metropolitana	1,044 (0,040)	0,758*** (0,016)	1,001 (0,032)	0,810*** (0,014)	0,889*** (0,026)	0,893*** (0,016)	0,929*** (0,010)	0,838*** (0,005)
Região (Sudeste omitida)								
Norte	0,899 (0,074)	1,148*** (0,047)	0,755*** (0,042)	0,928*** (0,027)	0,955 (0,044)	0,754*** (0,021)	0,989 (0,018)	0,905*** (0,009)
Nordeste	1,357*** (0,061)	1,092*** (0,029)	1,223*** (0,044)	0,975 (0,021)	1,194*** (0,041)	0,832*** (0,018)	1,224*** (0,015)	0,918*** (0,007)
Sul	0,910* (0,048)	1,410*** (0,039)	1,032 (0,045)	1,352*** (0,033)	1,112*** (0,045)	1,318*** (0,033)	1,019 (0,015)	1,343*** (0,011)
Centro-Oeste	0,860** (0,056)	0,971 (0,032)	1,082 (0,053)	1,031 (0,028)	0,976 (0,046)	1,062** (0,030)	0,952*** (0,017)	1,036*** (0,010)
Ano (1993 omitido)								
1996							1,091*** (0,028)	0,959*** (0,014)
1999							1,185*** (0,030)	0,938*** (0,013)
2002							1,141*** (0,028)	1,010 (0,014)
2005							1,080*** (0,026)	1,068*** (0,015)
2008							1,036 (0,025)	1,134*** (0,015)
2011							1,057** (0,026)	1,045*** (0,014)
2014							1,008 (0,024)	1,064*** (0,015)
2015							1,081*** (0,026)	0,894*** (0,012)
Intercepto	0,593*** (0,64)	0,895* (0,053)	1,518*** (0,140)	1,858*** (0,101)	2,343*** (0,220)	2,070*** (0,128)	1,334*** (0,048)	1,652*** (0,035)
N	62.198		88.929		88.732		732.323	

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD de 1993 a 2015.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%. FST - Família sem trabalho (nenhum adulto trabalha). FRT - Família rica em trabalho (todos os adultos trabalham).

As mulheres que vivem com crianças (e apresentam elevada razão de dependência) têm uma maior probabilidade de estar em agregados familiares sem emprego, e tais chances são mais expressivas do que as observadas para os homens. As mulheres tendem a abandonar a força de trabalho para cuidar de seus filhos. Os significativos e crescentes riscos individuais de ocorrência de não trabalho domiciliar em lares com altas razões de dependência de crianças revelam um cenário preocupante para o Brasil, em termos dos desafios futuros que essas crianças, provenientes de lares sem trabalho, irão enfrentar. Uma recorrente consequência de viver em um domicílio sem trabalho é o risco da transmissão da falta de trabalho e da pobreza intergeracional (NESC, 2014).

Referente à maior razão de dependência familiar em termos de idosos, comparativamente ao número de crianças dependentes, é possível argumentar que o idoso, além de requisitar cuidados, é um potencial gerador de renda para as famílias, através da aposentadoria que eles auferem, diferentemente das crianças. Logo, as famílias com idosos, frequentemente tem um certo nível de renda familiar assegurado, o que torna mais provável a possibilidade de que nenhum dos adultos estejam recebendo renda do trabalho.

As variações no desemprego e na ocupação no mercado de trabalho a nível regional também se refletem sobre as taxas de não trabalho domiciliar. Como as vagas de emprego não estão igualmente distribuídas nas cinco regiões brasileiras, tais vagas também não necessariamente estarão localizadas onde há mais famílias sem trabalho, bem como os requisitos dos postos de trabalho não necessariamente correspondem às habilidades e capacidades dos ofertantes de mão de obra locais. Por isso, residir em determinadas localidades, pode representar maiores ou menores riscos de estar numa família sem trabalho. Neste sentido, é perceptível que para homens e mulheres residentes de áreas metropolitanas, as chances de

estar em famílias com todos os adultos trabalhando é menor do que para os não residentes de áreas metropolitanas, comparativamente a possibilidade de estar numa família em que nem todos os membros estão ocupados no mercado de trabalho.

A probabilidade de estar em uma família sem emprego parece variar significativamente entre as regiões brasileiras, tanto para homens quanto para mulheres. No geral, os riscos relativos de viver numa família sem trabalho são maiores para os indivíduos adultos residentes do Nordeste urbano (Tabelas 8 e 9). Todos os modelos são controlados por condição de migrante do indivíduo. Na média dos anos entre 1993 e 2015, homens e mulheres migrantes apresentam menores chances de viverem em lares sem trabalho, e maiores chances de estarem num agregado familiar em que todos trabalham.

De maneira distinta dos homens, as mulheres em famílias de chefia feminina apresentam maiores chances de estar num agregado em que todos os membros adultos da família trabalham, do que aquelas em agregados de chefia masculina, vis a vis estar numa família em que nem todos os adultos trabalham. A auto declaração de uma família como de chefia feminina é per se uma certa ruptura nos padrões tradicionais de organização econômica dos lares (de único provedor homem), o que pode ser uma justificativa para o fato de que as mulheres em lares de chefia feminina tenham mais chances de que nesta família todos os adultos trabalhem, inclusive ela mesma, do que aquelas em lares de chefia masculina.

5. Conclusão

A alta prevalência de famílias em que todos os membros do agregado familiar estão desempregados ou inativos pode ser traduzida em uma distribuição desigual do trabalho no território e elevados risco de pobreza para a sociedade. Para a análise da polarização no Brasil urbano, apesar de ser constatada uma taxa de famílias sem trabalho que varia relativamente pouco ao longo dos anos, observa-se uma polarização crescente (embora negativa), em todos os estados brasileiros. Já a taxa de famílias sem trabalho aumentou sensivelmente de 1993 para 2015. Tal aumento foi observado em todos os estados brasileiros.

É possível argumentar que a predominância dos lares de único provedor masculino no Brasil até muito recentemente, realmente garante que haja muitos lares de dois adultos onde pelo menos um adulto (supostamente o homem) trabalha, e relativamente poucas famílias de dois adultos sem trabalho. Por outro lado, dado essa predominância da organização econômica tradicional dos lares, o contingente de lares de duplo provedor (com todos os adultos empregados) foi relativamente pequeno durante um longo período, por isso observa-se uma medida de polarização negativa. Tal cenário pode ser prejudicial em termos de bem-estar social e, sobretudo, dada a dificuldade que pode surgir para um domicílio de único provedor, que transita para situação de não trabalho familiar, mover-se novamente para condição de único provedor. Ademais, no Brasil as divergências entre as medidas de não trabalho domiciliares e individuais decorre mais fortemente de uma crescente distribuição distorcida do emprego entre as famílias.

As discrepâncias entre as medidas de não trabalho familiares e individuais estão atreladas a fatores internos às famílias e devido mudanças no mercado de trabalho. As alterações ao longo dos anos na composição dos agregados familiares, especialmente o número crescente de famílias unipessoais ou monoparentais (agregados muitas vezes compostos de único adulto), contribuiu para alargar a discrepância no território urbano brasileiro. Também as desigualdades do mercado matrimonial, decorrentes da maior homogamia educacional e a seletividade marital, certamente são outros fatores que aumentam a concentração do desemprego em famílias específicas. Este último aspecto é especialmente relevante no Brasil por se tratar de uma modificação que ocorre dentro dos tipos de família e, portanto, contribui mais para o crescimento da taxa de não trabalho familiar observada.

O risco individual de estar num domicílio sem trabalho está relacionado com características individuais e da estrutura do agregado familiar. Indivíduos adultos com mais qualificações educacionais são menos propensos a viver em agregados familiares sem trabalho. Sobre as características do agregado familiar, o tamanho da família apresenta uma relação inversa com o risco individual de viver em um agregado sem trabalho. Portanto, quanto maior o tamanho da família mais provável é que haja pelo menos um adulto trabalhando. Todavia, as mulheres que vivem com mais crianças (possuem elevada razão de dependência infantil) têm uma maior probabilidade de estar em agregados familiares sem emprego, e tais chances são mais expressivas do que aquelas observadas para os homens.

Assim, frente a diversidade das estruturas familiares sem trabalho, o desafio que se coloca é que sejam pensadas políticas que possam ajudar alguns agregados familiares sem trabalho a regressar ou a entrar no mercado de trabalho, como por exemplo, a disponibilidade de serviços de cuidados infantis acessíveis e de qualidade. Especialmente no contexto de mudanças demográficas nacional, marcado por profundas modificações das estruturas familiares, em termos de escolaridade média, número de crianças, tamanho das famílias e número de adultos, abordar as questões que esses agregados familiares sem emprego enfrentam é fundamental. Tais análises fomentam, por exemplo, o debate sobre desemprego entre os jovens e entre os agregados familiares unipessoais, o que é essencial para se traçar tendências futuras da força de trabalho.

Referências

- BECKER, G. **A Treatise on the Family**. London: Harvard University Press. Enlarged ed., 1991. 424p.
- BREDTMANN, J., OTTEN, S., RULFF, C. **Husband's Unemployment and Wife's Labor Supply – The Added Worker Effect across Europe**. Germany: Ruhr-Department of Economics at Universität Bochum (RUB), 2014. 49p. (Economic paper, 484)
- CORLUY, V., VANDENBROUCKE, F. **Individual Employment, Household Employment and Risk of Poverty in the EU: A Decomposition Analysis**. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2013.
- CULLEN, J., GRUBER, J. Does unemployment crowd out spousal labor supply? **Journal of Labor Economics**, v.18, n.3, p. 546-572, 2000.
- DANZIGER, L., KATZ, E. A theory of sex discrimination. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v.31, n.1, p.57–66, 1996.
- DAWKINS, P., GREGG, P., SCUTELLA, R. **Employment Polarisation in Australia**. United Kingdom: The Centre for Market and Public Organisation-Department of Economics at University of Bristol, 2002. 53p. (CMPO Working Paper, 02/50)
- FRANCOIS, P. A theory of gender discrimination based on the household, **Journal of Public Economics**, v.68, n.1, p.1-32, 1998.
- GREGG, P., SCUTELLA, R., WADSWORTH, J. Reconciling workless measures at the individual and household level. Theory and evidence from the United States, Britain, Germany, Spain and Australia. **Journal of Population Economics**, v.23, p.139-167, 2010.
- GREGG P., WADSWORTH, J. More work in fewer households? In: HILLS, J. (Org.). **New Inequalities**. London: Cambridge University Press, 1996. p.181-207.
- GREGG P., WADSWORTH, J. **It Takes Two: Employment Polarisation in the OECD**. London: Centre for Economic Performance, 1998. (Discussion Paper, 304).
- GREGG, P., WADSWORTH, J. **Why we should (also) measure worklessness at the household level: theory and evidence from Britain, Spain, Germany and the United States**. London: Centre for Economic, London School of Economics, 2002. (Working Paper, 1168).
- GREGG, P., WADSWORTH, J. Everything you ever wanted to know about measuring worklessness and polarization at the household level but were afraid to ask. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.63, special issue, p.777-806, 2001.
- GREGG, P., WADSWORTH, J. Two sides to every story: measuring polarization and inequality in the distribution of work. **Journal of the Royal Statistical Society**, v.171, n.4, p.857-875, 2008.
- NOLEN, P. Unemployment and household values: Distribution sensitive measures of unemployment. **Labour Economics**, v.24, p.354-362, 2013.
- NESC. **Jobless Households: An Exploration of the Issues**. No. 137, Dublin: National Economic and Social Council, 2014. 49 p. OECD. **OECD Employment Outlook**, Paris: OECD Publishing, 1998. 216 p.
- RUGGLES, S. Patriarchy, power, and pay: The transformation of American families, 1800–2015. **Demography**, v. 52, p.1797-1823, 2015.
- SCORZAFAVE, L. G., MENEZES-FILHO, N. A. Famílias com trabalho e famílias sem trabalho: evidências de polarização para o Brasil. **Estudos Econômicos**, v.37, n.3, p.563-584, 2007.
- SPLETZER, J. Reexamining the added worker effect. **Economic Inquiry**, v.35, n.2, p.417-427, 1997.
- VIEIRA, C. S., MENEZES-FILHO, N., KOMATSU, B. K. Como as mudanças no trabalho e renda dos pais afetam as escolhas entre estudo e trabalho dos jovens? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.46, n.3, p.33–61, 2016.