

DESIGUALDADE E ESTRUTURA FAMILIAR: UMA ANÁLISE COMPARATIVA

Matheus Pereira Ribeiro¹
Rafael Luis Comini Curi²
Francisco Carlos da Cunha Cassuce³

RESUMO

O estudo avalia variáveis ligadas a demografia familiar e sua relação com a distribuição de renda mensal domiciliar per capita no Brasil em dois pontos no tempo, 2005 e 2015, realizando uma análise comparativa de como os parâmetros se alteraram ao longo da década. Utilizou-se o método de Regressão Quantílica a fim de inferir sobre a uniformidade de tal resultado ao longo da distribuição. Foi encontrado efeito esperado e positivo para a variável referente à proporção de adultos por família. Para a divisão domiciliar por gênero, observou-se maior vulnerabilidade das mães solteiras. Notou-se, ainda, aumento da variação da renda de forma crescente ao longo dos quantis devido ao sexo, escolaridade e a idade do chefe do domicílio. Os coeficientes tiveram variação considerável ao longo do período. Concluiu-se que a estrutura familiar tem um significativo poder explicativo sobre a determinação do nível de renda domiciliar per capita, porém de maneira não uniforme entre os percentis da distribuição, e a alteração da associação entre as variáveis (renda e estrutura familiar) ao longo do tempo pode estar relacionado a recente queda na desigualdade.

Palavras-chave: Regressão Quantílica; Estrutura Familiar; Distribuição de Renda; Análise Comparativa.

INEQUALITY AND FAMILY STRUCTURE: A COMPARATIVE ANALYSIS

ABSTRACT

The study evaluates variables related to family demography and its relation to the distribution of monthly household income per capita in Brazil at two points in time, 2005 and 2015, making a comparative analysis of how the parameters changed over the decade. The Quantum Regression method was used in order to infer about the uniformity of such result along the distribution. We found an expected and positive effect for variables related to the proportion of adults per family. For the household division by gender, there was greater vulnerability of single mothers. There was also an growing increase in income variation along the quantiles due to gender, schooling and age of head of household. The coefficients varied considerably over the period. It was concluded that the family structure has a significant explanatory power on the determination of per capita household income, but nonuniformly between the percentiles of the distribution, and the change in the association between the variables (income and family structure) time may be related to recent fall in inequality.

¹ Economista pela Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP). Mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia com Área de Concentração em Desenvolvimento Econômico e Políticas Públicas da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: matheus.econ@gmail.com

² Economista pela Universidade Federal Santa Catarina (UFSC). Mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia com Área de Concentração em Desenvolvimento Econômico e Políticas Públicas da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: rafaelccuri@gmail.com

³ Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: francisco.cassuce@ufv.br



Keywords: Quantile Regression; Household Structure; Income Distribution; Comparative Analysis.

JEL: C10, D10, J12

1 INTRODUÇÃO

Analisar como se comporta a distribuição de renda domiciliar *per capita* é de extrema importância para o estudo de bem-estar social. Mudanças nessa distribuição estão ligadas a diversos fatores, entre eles as características demográficas das famílias; transferências de renda; remuneração de ativos; acesso a trabalho, desemprego e participação no mercado de trabalho; e distribuição dos rendimentos do trabalho (IPEA, 2006).

Especificamente, a dinâmica da renda no Brasil está intrinsecamente ligada a mudanças dos arranjos familiares. Leone, Maia e Baltar (2010) afirmam que tais mudanças são referentes a modificações demográficas (diminuição da fecundidade e envelhecimento da população) e sociais (diminuição de casamentos, aumento de separações, de arranjos familiares compostos por mãe e filhos e pessoas vivendo sozinhas e maior protagonismo da mulher).

Essas características demográficas domiciliares irão interagir com o mercado e definir chances diferenciadas de cada membro participar do mercado de trabalho, de auferir renda e acumular capital (LOPES; GOTTSCHALK, 1990). O arranjo familiar responde às possibilidades de obtenção de renda disponíveis aos indivíduos, o que irá levar ao estado da desigualdade econômica (SCHULTZ, 1997).

Sob esta ótica, famílias em condições mais precárias em relação a renda têm a necessidade de levar seus membros a ingressar no mercado de trabalho precocemente, a fim de complementar os rendimentos. Os mesmos devem realizar um *trade-off* com seu tempo entre trabalho e estudos. Tal contexto compromete o bem-estar futuro do indivíduo, uma vez que a inevitável baixa qualificação leva à baixa remuneração (CACCIAMALI; TATEI; BATISTA, 2010).

No período aqui analisado, observou-se certa alteração na demografia familiar, o que, frente à breve discussão apresentada, pode estar relacionado à também observada queda na desigualdade. A partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), observou-se no Brasil intensas transformações nos arranjos familiares de 2005 a 2015. A porcentagem de mães solteiras e de casais sem

filhos aumentou 3% e 50%, respectivamente, e a de casais com filhos diminuiu em cerca de 14%, abrindo espaço para outros tipos de famílias (formadas por apenas uma pessoa). Para a sociedade como um todo, as famílias reduziram seu tamanho (na média) de 4,2 para 3,7 moradores por domicílio, aumentando, também, a proporção de adultos em cerca de 5%.⁴

Também por meio dos dados da PNAD, observou-se alterações no comportamento da distribuição de renda na sociedade brasileira no período (2005 a 2015). A desigualdade da distribuição reduziu em cerca de 11% (o índice de Gini passou de 0,54 para 0,48). Já a renda média por tipo de família aumentou em todos os tipos de grupamento familiar. Entretanto, foi no grupo de mães solteiras que tal aumento foi mais marcante.⁵

O período também é marcado por políticas de redução do trabalho infantil, proteção do trabalhador adolescente e programas condicionais de transferência de renda (que buscaram aumentar a presença de jovens na escola). Estes eventos podem ter aumentado a importância da estrutura familiar na determinação da renda, principalmente dos adultos (PEÑA et al., 2015). Tendo em vista que os dois pontos no tempo apresentam características distintas no que tange às configurações domiciliares, a análise estático comparativa se configura uma ferramenta pertinente para o presente problema de pesquisa.

Diversos trabalhos se debruçaram nesta problemática – os determinantes da desigualdade de renda – e muito se avançou sobre o tema. Neste aspecto, se destacam os trabalhos de canônicos de Schultz (1997), Burtless (1999), em análises internacionais, e Ipea (2006) e Wajnman, Turra e Agostinho (2007), para estudos de caso sobre o Brasil, todos com foco sobre a estrutura familiar. Ademais, vale destacar o estado da arte sobre o tema, principalmente no que se refere a desigualdade. Encontra-se contribuições relevantes em Ferrario e Cunha (2012), que focaram especificamente na relação entre estrutura familiar e desigualdade no Brasil, sendo o estudo mais recente encontrado que relaciona a desigualdade a estrutura familiar. Por sua vez, Araújo e Morais (2014) mostraram como as diversas faixas de renda se associam a queda da desigualdade. Dedecca (2014) se difere de Araújo e Morais (2014) ao analisar o efeito de determinado estrato de renda – os níveis mais altos de

⁴ Dados retirados da PNAD, microdados, IBGE (2005, 2015). Elaboração dos autores.

⁵ Dados retirados da PNAD, microdados, IBGE (2005, 2015). Elaboração dos autores.

renda – atribuindo a queda na desigualdade aos programas de transferência de renda. Corroborando a hipótese levantada por Dedecca (2014), Peña et al. (2015) mostraram que os programas de transferência de renda tiveram relação com a queda da desigualdade – o que mostra certa convergência na literatura neste aspecto. Ainda, Medeiros, Souza e Castro (2015) e Medeiros e Souza (2016) mostraram como a utilização de dados domiciliares podem subestimar a desigualdade – contrariando grande parte da literatura para o período – tendo como alternativa a análise de dados tributários com o qual, para os autores, na verdade não houve queda na desigualdade, mas estabilidade.

Especificamente, o presente trabalho tem por objetivo analisar associação entre estrutura familiar e a distribuição de renda domiciliar *per capita* em 2005 e 2015. Mais especificamente, espera-se verificar como o sexo da pessoa de referência da família, seu nível educacional e sua idade, a relação do percentual de adultos e a presença de filhos estão associados a renda domiciliar *per capita* ao longo de toda a distribuição de renda. Isto é, busca-se verificar se a relação entre variáveis ligadas a composição familiar e a geração de renda dos domicílios é uniforme ou não ao longo da distribuição, como esse fenômeno se alterou ao longo do tempo e relacionar a mudança destes coeficientes a queda na desigualdade.

Logo, ao analisar períodos de tempo distintos será possível verificar como os coeficientes se modificaram para diversos níveis de renda e, assim, poder relacioná-los a queda de desigualdade no Brasil. Tal problema se torna ainda mais relevante quando se considera a existência de um padrão de estrutura familiar distinto ao longo da distribuição da renda e dos anos.

Busca-se, dessa forma, reascender a discussão sobre a importância da estrutura familiar e sua relação com o comportamento da desigualdade no Brasil. Ainda, os trabalhos aqui mencionados não relacionaram variáveis ligadas à estrutura familiar e renda domiciliar para diferentes estratos de renda, ainda mais em mais de um período⁶, o que configura uma contribuição do presente trabalho. Os trabalhos de Ipea (2006) e Wajnman, Turra e Agostinho (2007) realizaram um procedimento semelhante porém, diferem do presente trabalho quanto a metodologia e ao período

⁶ Deve ficar claro que os trabalhos de Araújo e Morais (2014) e Dedecca (2014) estudaram especificamente determinados estratos da renda, mas nenhum destes relacionou a desigualdade e a renda com a estrutura familiar em diversos quantis de renda.

de análise. O primeiro estudo, focou na queda de desigualdade entre 2001 e 2004, utilizou procedimentos ligados a simulação e concluiu que o aumento da proporção de adultos pode configurar um importante determinante da queda da desigualdade. Já o segundo, estendendo os resultados de Ipea (2006), também por meio de simulações, concluíram que mudanças na composição por sexo aumentaram a desigualdade de renda familiar e mudanças na composição etária reduziram a desigualdade.

Assim, o trabalho contribui com a literatura ao desenvolver, por meio de procedimentos de Regressão Quantílica (RQ), uma análise comparativa entre diversos estratos da renda e sua relação com às características demográficas de uma família. O uso da RQ se justifica na hipótese de que variáveis ligadas ao arranjo familiar estão associadas à diferentes níveis de renda ao longo de toda a distribuição – os integrantes de famílias mais pobres são forçados a trabalharem mais cedo, o que, em última instância, perpetua o ciclo da pobreza.

O estudo se justifica devido à importância dada a demografia familiar na geração de renda e, por consequência, na desigualdade, em diversos trabalhos disponíveis na literatura. Ainda, o trabalho se justifica na medida em que tem potencial para sugestão de políticas públicas efetivas que levem em consideração a estrutura familiar como um dos determinantes da distribuição de renda no Brasil e, logo, da desigualdade.

Além da presente introdução, o trabalho divide-se em outras quatro partes. Apresenta-se na seção 2 a revisão da literatura sobre o tema. A seção 3 expõe a metodologia utilizada, bem como a base de dados escolhida para a análise. A seção 4 traz a discussão sobre os resultados empíricos encontrados. Finalmente, na quinta seção são sintetizados os resultados obtidos na pesquisa e incorporado, ainda, as considerações finais do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Em se tratando da influência de fatores ligados a estrutura familiar sobre a renda domiciliar *per capita*, pode-se destacar como um dos principais determinantes a proporção de adultos em uma família, partindo-se da hipótese de que são eles os principais geradores de renda do domicílio. As características do chefe de família também têm extrema importância, como gênero, escolaridade e idade, no

entendimento de que cada um desses fatores pode alterar a renda gerada por um adulto. Ainda, o tipo de uma família, ou seja, a presença de cônjuge ou filhos, tem grande relevância. Porém, deve ser destacado que famílias com maiores condições de renda conseguem proporcionar maior educação a seus membros em comparação a famílias mais pobres. Logo, tem-se por hipótese que tais variáveis terão impactos diferentes ao longo da distribuição de renda. A literatura disponível traz diversos resultados que contribuem, de alguma maneira, para a análise proposta.

Schultz (1997) analisa como a distribuição pessoal de renda mudou em Taiwan de 1964 a 1995. Para tanto, realiza duas regressões, uma de 1964 a 1975 e outra de 1980 a 1995, dado um contexto de mudanças nas condições econômicas e demográficas. Tem-se por hipótese que os indivíduos modificam a composição das famílias dado que suas oportunidades de renda, preços e tecnologias mudam. Dessa maneira, para o autor, torna-se interessante descrever como a composição familiar está relacionada ao nível de renda dos adultos, dado que tais mudanças não parecem ser uniformes a determinado nível de renda. O autor conclui que o arranjo familiar tende a aumentar a desigualdade. Tal fato ocorreu devido à crescente participação no mercado de trabalho da população em torno de 30 anos, associada à transição demográfica, o que aumentou levemente a desigualdade de renda em todas as idades. Notou-se, ainda, o aumento da desigualdade à entrada de mulheres na força de trabalho, visto que tal fato ocorreu de maneira concentrada entre a parcela superior da distribuição de renda.

Analisando uma região distinta a apresentada por Schultz (1997), mas em torno da mesma problemática, especificamente a fim de analisar a conexão entre tendência nas disparidades salariais e desigualdade de renda nos Estados Unidos entre 1979 e 1996, Burtless (1999) utiliza como abordagem a tendência salarial existente entre os trabalhadores de “idade privilegiada” como foco na mudança de relação de remuneração recebido por adultos na mesma família. O autor observou que a desigualdade de ganhos entre homens e mulheres teve grande poder explicativo no aumento da desigualdade de renda. Além disso, essa desigualdade é também explicada pela correlação positiva existente entre os ganhos dos cônjuges, que tende a aumentar a diferença entre a renda de famílias com dois rendimentos em relação às demais. Finalmente, o aumento da desigualdade observado no período pode ser explicado pela queda da proporção de famílias norte-americanas com um casal em

relação às com apenas um adulto, sendo essa tipicamente mais desigual do que aquela.

Martin (2006), em complemento ao trabalho de Burtless (1999), analisou as mudanças na estrutura familiar norte-americana entre os anos 1976-2000 para estimar seu impacto na desigualdade de renda observada no país. O autor conclui que o aumento do número de famílias chefiadas por mulheres, observado no período, contribuiu de forma considerável para o aumento da desigualdade de renda. Como resultado, encontram que há relação positiva entre a média de adultos nas famílias e o nível da renda familiar *per capita*.

Ao descrever padrões e tendências na estrutura familiar no Reino Unido durante o período 1961-1997 e suas relações com o nível de emprego e padrões de desigualdade, Irwin (2000) foca na questão sobre como mudanças na composição familiar resultam em alteração no padrão de eventos ao longo da vida das pessoas. A autora chama atenção para fatores como o crescente hiato salarial, número de famílias sem membros empregados crescendo mais rapidamente em relação às taxas oficiais de desemprego. Somado a estes fenômenos observou-se mais famílias contendo apenas um adulto e com crescente polarização entre casais com uma e duas fontes de renda, como fatores importantes na explicação do crescimento da desigualdade de renda observado no período.

Em 2006, um documento formulado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) buscou documentar e avaliar a queda acentuada na desigualdade de renda *per capita* observada no período 2001-2004. Tem-se por hipótese que entre os determinantes imediatos dessa queda de desigualdade estão as características demográficas das famílias. Em tese, uma vez que os adultos são os membros que têm capacidade de geração de renda, quanto maior a renda dos adultos e menor a quantidade de membros para compartilhar tal montante, maior deverá ser a renda familiar *per capita*. Não obstante, uma vez que as crianças, em geral, não geram renda para a família, quanto maior a proporção de adultos, também mais elevada será tal renda. Dessa forma, notou-se que a proporção de adultos por família seguiu uma trajetória crescente nos 20 anos anteriores ao estudo, embora de maneira não uniforme. As famílias tiveram, como consequência, sua desigualdade demográfica reduzida. Tivesse tal aumento da proporção de adultos sido uniforme, ele teria contribuído para o aumento da renda *per capita* e para consequente redução da

pobreza, porém não apresentaria impacto direto nem sobre a desigualdade demográfica nem sobre a desigualdade de renda. Isso se dá pelo fato de as disparidades demográficas não representarem necessariamente um fator de promoção da desigualdade de renda. No Brasil, observou-se um aumento não uniforme porque, em geral, os mais pobres têm maior número de crianças por família. Isso faz com que as disparidades demográficas acabem contribuindo para o aumento dessa desigualdade de renda *per capita*.

Ao reconhecerem a existência de um consenso de que boa parte da queda na desigualdade de renda no período entre 2001 e 2005 (onde observou-se uma queda no coeficiente de Gini de 4,5%) se deveu a transformações na renda não derivada do trabalho e a fim de estudar este fenômeno, Barros et al. (2006) utilizam um procedimento em três etapas para decompor esta queda por meio de dados da PNAD, em uma abordagem alternativa a Ipea (2006). Na primeira, a queda é decomposta em duas parcelas: uma decorrente de mudanças na renda do trabalho e outra na renda não derivada do trabalho. Em seguida, desagregam a contribuição das mudanças na renda não derivada do trabalho em outras sete parcelas: aluguéis, juros e dividendos, provenientes de ajuda de não moradores, outras pensões e aposentadorias, pensões e aposentadorias públicas, Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Programa Bolsa Família e correlatos. Finalmente, investigam a natureza do efeito de cada uma dessas sete fontes sobre a desigualdade total. Com os resultados obtidos, os autores puderam concluir que as transformações da renda não derivada do trabalho foram responsáveis por cerca da metade da queda na desigualdade total ocorrida entre 2001 e 2005.

Wajnman, Turra e Agostinho (2007) contribuíram em muito para a análise feita por Ipea (2006) ao apontar possíveis fatores ou características da composição familiar, e não apenas a composição familiar em si, que podem afetar a distribuição de renda *per capita*. De acordo com os autores, ao se considerar apenas o percentual de adultos por família, está se desprezando o fato de haver idades variadas desses adultos, com cada uma delas associadas a um valor médio distinto de uma função de rendimentos por idade. Além disso, desconsidera-se o fato de haver um componente crucial para a estrutura de renda das famílias: a composição por sexo, que é afetada por nascimentos, mortes e mobilidade dos membros das famílias. A composição por sexo é importante visto que, no Brasil, há clara distinção do rendimento médio entre

mulheres e homens em virtude, sobretudo, da discriminação existente no mercado de trabalho. Nesse sentido, os autores utilizam a composição por sexo e idade dos adultos nas famílias como indicador de mudanças demográficas – ao contrário de IPEA (2006), que usa a proporção de adultos. A renda *per capita* é, assim, definida a depender do fator demográfico que se deseja examinar. Os autores chegam a conclusão de que mudanças na composição por sexo aumentaram ligeiramente a desigualdade de renda familiar, enquanto que mudanças na composição etária reduziram a desigualdade.⁷

Com uma abordagem semelhante e destacando como importantes alterações nos arranjos familiares; redução do tamanho médio das famílias e maior participação dos integrantes familiares no mercado de trabalho, sobretudo das mulheres; Leone, Maia e Baltar (2010) analisam o efeito de tais fatores na pobreza no Brasil, considerando os anos de 1981 e 2006. A hipótese central é que as alterações na estrutura das famílias tiveram um papel fundamental na redução da pobreza das famílias brasileiras. Como metodologia utilizou-se modelo “Logit” para captar a relação entre a probabilidade de uma família situar-se na condição de pobreza com as diversas características das famílias e seus membros, a partir de dados da PNAD. Os resultados mostraram que a expressiva redução dos índices de pobreza esteve também associada às transformações na composição das famílias brasileiras, seja através da alteração dos arranjos anteriores, redução do tamanho médio, características e inserção da pessoa de referência e, principalmente, dos integrantes do sexo feminino no mercado de trabalho remunerado.

Ainda com relação à transição demográfica e da estrutura etária no Brasil, Brito (2008) – em uma extensão ao trabalho de Brito (2007) – nota a existência da não-neutralidade dessa transição, ou seja, pode-se ter tanto possibilidades demográficas que potencializam o crescimento da economia e do bem-estar social da população quanto ampliam as desigualdades sociais. Neste sentido, o autor chega à conclusão de que a capacidade de a transição demográfica potencializar as transferências intergeracionais de recursos está intimamente associada à implementação de políticas que reforçam as transferências sociais desses mesmos recursos. Caso

⁷ Ver Wajnman, Turra e Agostinho (2007) para demonstração metodológica.

contrário, a transição demográfica vai gradativamente perdendo sua eficácia social, cada vez que se distancia dos grupos de renda mais altos.

Ferrario e Cunha (2012), ao analisarem se houve redução da desigualdade de renda proporcionada pelo tamanho das famílias no Brasil durante o período de 1992 e 2007, verificam que famílias com maior número de dependentes se apresentam nos décimos inferiores de renda, enquanto que as famílias com menos dependentes estariam na parte superior da distribuição da renda familiar. Concluem que mudanças no tamanho das famílias, ao longo do rendimento *per capita*, aumentou a desigualdade, uma vez que as mudanças na estrutura familiar ocorreram de forma mais acentuada no topo dessa distribuição.

Araújo e Moraes (2014) apontam que os estudos sobre desigualdade no Brasil mostraram a existência de desníveis sociais nas condições de renda em diferentes regiões do país. Motivados por essa constatação, os autores realizaram um estudo com base em dados da PNAD a fim de analisar a contribuição das diferentes parcelas do rendimento domiciliar *per capita* no Brasil no período de 2002 a 2011. Por meio da metodologia de decomposição do índice de Gini, os autores conseguiram encontrar componentes de renda que influenciaram a desigualdade no Brasil, de forma a constatar sua redução no período estudado. O fator dinamizador por trás dessa redução foi o chamado efeito-concentração, ou seja, a redução na concentração de cada parcela de renda. A exceção desse resultado foi a região Norte, que apresentou aumento da desigualdade de renda no período 2009-2011.

Aguçado pelo destoo do Brasil aos países da OCDE em relação a dinâmica da distribuição de renda – houve uma expressiva redução de desigualdade – Dedecca (2014) analisa como se deu o comportamento da participação dos mais ricos no total da renda dos domicílios brasileiros de 1991 a 2010, trazendo contribuição ao presente ensaio devido à pouca disponibilidade de estudos para diferentes estratos de renda. O autor utiliza dados do censo demográfico e realiza uma análise descritiva dos dados ao longo de toda a distribuição de renda. Notou-se que os 1% mais ricos são os que tem maiores condições de inserção no mercado de trabalho comparada aos décimos inferiores, bem como a discrepância em relação a participação na renda. Nesse sentido, é atribuído a queda da desigualdade ao incremento de renda dos diversos estratos – houve um incremento na renda de 70% dos domicílios de menor renda em comparação aos estratos superiores entre 1991 a 2000 e 2001 a 2010, com

considerável perda de participação dos setores intermediários – onde esse resultado é associado ao papel das políticas de transferência de renda e salário mínimo.

Peña et al. (2015) partem por outro caminho para explicar as tendências de desigualdade. Os autores tem como objetivo analisar especificamente a hipótese levantada por Dedecca (2014) em relação aos efeitos dos programas de transferência de renda (especificamente o Programa Bolsa Família⁸). Para isso, combinam os métodos cadeia de Markov e diferenças em diferenças no período 1999-2009. Os autores dividem a distribuição de renda em 10 estratos com o mesmo número de pessoas, se aproximando da estratificação de Dedecca (2014). Concluem que os programas de transferência de renda condicionada não foram eficazes em reduzir a pobreza antes do Programa Bolsa Família (PBF). Após o PBF, observou-se um maior nível de mobilidade social e uma maior tendência de convergência de renda. Dessa forma, uma das explicações para a recente queda da desigualdade passa pela eficácia do PBF.

Por sua vez, Medeiros, Souza e Castro (2015), analisam a dinâmica da desigualdade de renda dos indivíduos adultos no Brasil de 2006 a 2012, tendo como contribuição a combinação de dados tributários provenientes da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF) e da PNAD. Os autores tem como hipótese que as pesquisas domiciliares subestimam a desigualdade no Brasil, pois não levam em consideração dados sobre o patrimônio, concentrados nos mais ricos, e as pesquisas tributarias subestimam a base da distribuição, pois no Brasil a declaração não é obrigatória, principalmente para pessoas de baixa renda⁹. Diferentemente a certa parcela da literatura, os autores constataram que, feita a ponderação em relação aos riscos de se combinar bases de dados distintas, a desigualdade foi maior e se manteve estável ao longo do tempo – diferentemente de estudos que utilizam pesquisas domiciliares, como no presente caso – e corroboram, ainda, o estudo de Dedecca (2014), onde a concentração de renda no topo da distribuição permaneceu constante.

⁸ O programa Bolsa Família consiste basicamente, de acordo com Peña et al. (2015, p.890), na “integração dos benefícios monetários concedidos às famílias em situação de pobreza, em função do número de crianças e adolescentes que as constituem”.

⁹ Deve-se levar em consideração que não é um consenso que as pesquisas domiciliares subestimam a renda do topo da distribuição. Na verdade, haveria uma subestimação ao longo de toda a amostra e, sob outra hipótese, não subestimaria a desigualdade. Para mais detalhes ver Barros, Cury e Ulyssea (2007).

Medeiros e Souza (2016), em uma extensão ao trabalho de Medeiros, Souza e Castro (2015), vão de encontro aos resultados destes últimos. O trabalho ganha robustez, em comparação a Medeiros, Souza e Castro (2015), ao utilizar outras metodologias para o cálculo da desigualdade, afirmando também que de 2006 a 2012 a desigualdade permaneceu estável. Nesse sentido, como os resultados entre as pesquisas amostrais e as pesquisas tributárias divergem os autores lançam a hipótese de que os determinantes do nível de renda para a população mais baixa sejam diferentes dos determinantes dos rendimentos dos mais ricos. Esta hipótese é corroborada pela tendência de queda da desigualdade ao se retirar os 5% mais ricos, ou seja, os ricos afetam mais a desigualdade que os pobres. Nesse sentido, como a PNAD pode subestimar a renda dos mais pobres ela deveria o fazer de uma maneira muito grande para ter impacto sobre a desigualdade, contrariando as postulações de Medeiros, Souza e Castro (2015).

Deste razoado, percebe-se que há uma ampla preocupação presente nos trabalhos disponíveis em relação ao comportamento da distribuição de renda e, logo, da desigualdade. Notou-se a importância atribuída a transformações demográficas e sua relação com a desigualdade, principalmente os adultos presentes em uma família, e a necessidade de se captar outros fatores ligados a demografia familiar. Ainda, verifica-se o quão relevante é se analisar a renda em diversos níveis, dado que a mesma, gerada pelos indivíduos, parece ser movida por uma dinâmica não uniforme. Por fim, são notórios os riscos e benefícios da utilização de determinadas bases de dados para o cálculo da desigualdade. Absorvendo essas extensas contribuições faz-se necessário avançar em relação à análise empírica.

3 METODOLOGIA

O presente trabalho busca analisar o comportamento da distribuição de renda domiciliar *per capita* em 2005 e 2015, com o objetivo de investigar como variáveis ligadas a estrutura familiar afetaram a dinâmica da renda no período. Assim, será utilizado o método de Regressão Quantílica (RQ) em dois pontos no tempo. Por meio desse procedimento, é possível analisar o comportamento dos parâmetros ligados às variáveis que representam a estrutura familiar ao longo de toda a distribuição de renda, diferentemente das regressões usuais, que por sua vez fornecem resultados referentes a média da amostra. Logo, o procedimento nos permite verificar se o

impacto das variáveis é uniforme, ou não, ao longo da distribuição (HAO, NAIMAN; 2007).¹⁰ Além disso, ao se trabalhar com momentos distintos no tempo é possível desenvolver uma análise de estática comparativa, possibilitando fazer inferência sobre o sentido em que se desenvolveu a influência da estrutura familiar sobre os diversos níveis da distribuição de renda domiciliar *per capita*.

Na RQ são geradas diversas regressões nos diversos pontos percentuais da distribuição (quantis). Este método foi proposto inicialmente por Koenker e Bassett (1978). Para estes autores, o método pode ser usado para estimar curvas de referência de quantis superiores e inferiores em função de covariáveis de interesse. Assim, torna-se possível a análise de como a estrutura familiar afeta diferentemente o todo da distribuição, dos menores aos maiores percentis da amostra de renda familiar *per capita*. Os quantis de uma população ou amostra podem ser definidos como segue:

O quantil de ordem τ de uma população ou de uma amostra é o valor m tal que $100\tau\%$ dos valores populacionais ou amostrais são inferiores a m , com $0 < \tau < 1$ (SANTOS, 2012, p. 3).

Um exemplo simples desta generalização pode ser encontrado ainda em Koenker (2000):

Dizemos que um aluno está no quantil de ordem τ se ele tem uma performance melhor do que a proporção τ e pior do que a proporção $(1 - \tau)$ do grupo de estudantes de referência. Assim, metade dos estudantes tem melhor performance do que o estudante médio, com a outra metade tendo performance pior. De forma similar, os quartis dividem a população em quatro segmentos com proporções iguais da população em cada segmento. Quintis dividem a população em 5 segmentos iguais; decis, em 10. O quantil, ou percentil, refere-se ao caso geral (KOENKER, 2000, p. 2).

Para o caso populacional, é possível definir um quantil a partir da Função de Distribuição Acumulada (FDA) da variável aleatória X :

¹⁰ Os métodos aplicados neste estudo são baseados na pesquisa desenvolvida por Azam (2012). É importante ressaltar que, apesar de compartilhar com o trabalho citado, em relação a metodologia de análise, muitos são os aspectos que o diferem do presente estudo, sendo elas: os períodos no tempo analisados (aqui são investigados apenas dois pontos no tempo e não três); as variáveis utilizadas (além da demografia familiar presentes no atual estudo, são utilizadas variáveis ligadas à características da indústria, entretanto o autor não aborda de forma detalhada os fatores ligados ao arranjo familiar); a abrangência da investigação (o mesmo realiza duas análises contínuas no tempo entre os três pontos no tempo que se propõe a investigar além das regressões pontuais no tempo, aqui são em apenas dois pontos no tempo), além da localidade, o autor analisa o comportamento da distribuição salarial em Taiwan, aqui o objeto de estudo é a distribuição de renda no Brasil. Para mais detalhes, ver Azam (2012).

$$F(x) = P(X \leq x) \quad (1)$$

Utilizando-se a Função Inversa da Distribuição Acumulada no ponto τ , tem-se que:

$$F^{-1}(\tau) = \inf\{x: F(x) \geq \tau\} \quad (2)$$

A equação acima representa o quantil de ordem τ da variável aleatória X . (SANTOS, 2012). Sendo assim, interessa-se em um valor x que minimiza $E(X - x)$ para dado τ , ou seja, impõe-se na análise uma perda para que tal minimização faça com que a informação presente no quantil seja eficiente.

Os quantis podem ser formulados como a solução de um simples problema de otimização, ilustrado por Koenker (2000). Para cada $0 < \tau < 1$, pode-se definir a chamada “função de perda” como:

$$\rho_{\tau}(u) = u (\tau - I(u < 0)) \quad (3)$$

Onde I é a função indicadora. Seja Y a função de distribuição acumulada F . Minimizando a esperança de $\rho_{\tau}(Y - \xi)$ com respeito a ξ leva à solução $\hat{\xi}(\tau)$, que minimiza a perda esperada e é justamente o que se busca por meio da RQ. Hao e Naiman (2007) provam que esse resultado será a mediana de Y .

Koenker (2000) ilustra, ainda, como deve se dar a interpretação de uma RQ. Pois bem, a RQ realiza a mesma relação do Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) – essa mostra como a média condicional da variável explicada Y depende das covariáveis explicativas X – para cada quantil da distribuição condicional. Logo, o procedimento permite obter uma descrição mais completa de como a distribuição condicional de Y , dado $X = x$, depende de x . Dessa forma, a RQ permite, ainda, explorar efeitos potenciais no formato da distribuição (KOENKER, 2000).

Ou seja, pode-se escolher posições que são adaptadas a perguntas específicas de interesse, qual seja, se há diferença de impacto de variáveis ligadas a estrutura familiar em diferentes pontos da distribuição condicional de renda domiciliar *per capita*. Essa problemática se justifica dado que se tem por hipótese que o rendimento propiciado por fatores ligados a estrutura familiar não é o mesmo ao longo da distribuição.

Ademais, este método apresenta importantes vantagens. Além de levar em consideração a heterogeneidade da população e das famílias brasileiras, que podem não ser observadas pelos dados presentes no modelo, considera a possibilidade de haver dados discrepantes, comumente denotados como *outliers*, bem como a da não normalidade dos erros (SANTOS, 2012). A presença dos fatores mencionados, portanto, também justificaria o uso da RQ, uma vez que o método é robusto na presença destes. Feita a descrição do método, é necessário avançar no que tange à forma funcional do modelo.

O modelo que explica a distribuição da renda domiciliar *per capita* em função dos arranjos familiares é apresentado na equação (4):

$$\begin{aligned} RMDPC_t = \hat{\beta}_{1t} + \hat{\beta}_{2t}propadulto + \hat{\beta}_{3t}maesolt + \hat{\beta}_{4t}chefemasc \\ + \hat{\beta}_{5t}casalcomf + \hat{\beta}_{6t}estudochef + \hat{\beta}_{7t}idadechef \end{aligned} \quad (4)$$

Os coeficientes $\hat{\beta}_{kt}$ referem-se aos parâmetros estimados em relação às k variáveis explicativas no ano t ($t = 2005, 2015$). “*RMDPC*” é o “rendimento nominal mensal domiciliar *per capita*”, que representa a divisão do rendimento nominal mensal domiciliar pelo número de moradores do domicílio, exclusive aqueles cuja condição no domicílio particular fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico, em reais. Para o ano de 2005 foi utilizado a renda corrente. Em 2015, a renda foi deflacionada com relação ao ano de 2005¹¹. Ou seja, o procedimento foi realizado 2 vezes, em relação a 2005 e a 2015.

Já em relação às variáveis explicativas ligadas à estrutura familiar, “*propadulto*” representa a proporção de adultos no domicílio. Utilizou-se o “total de moradores de 10 anos ou mais” em relação ao “total de moradores” em um domicílio. Já “*maesolt*” é o “tipo de família” composto por “mãe com filhos” (se esse for o caso, assume-se o valor 1; caso contrário, 0) e “*casalcomf*” o “tipo de família” composto por um “casal com filhos” (se o grupamento for assim composto, assume-se o valor 1; caso contrário, 0). A variável “*chefemasc*” mostra o indivíduo que acusou, na “condição da unidade domiciliar”, ser a “pessoa de referência”. Utiliza também a informação sobre o “sexo” – “masculino” ou “feminino” (se o tipo de família for composto por um chefe do

¹¹ Deve ficar claro que não há uma explicação para a definição do ano base. O mesmo foi escolhido de maneira aleatória. O objetivo é fazer com que a renda dos dois períodos se torne comparável, eliminando o inflacionamento da renda.

domicílio do sexo masculino assume-se o valor 1; caso contrário, 0). Por fim, também utilizando informações deste último, “*estudochef*” e “*idadechef*” mostram o tempo de estudo do chefe do domicílio e a idade do mesmo, respectivamente.

Espera-se que a proporção de adultos no domicílio estudado impacte positivamente a renda mensal domiciliar *per capita*. Mais adultos no domicílio representa mais renda a ser dividida, entretanto o resultado não deve ser uniforme ao longo dos quantis dado que famílias mais pobres costumemente possuem mais filhos. Ainda, tem-se a expectativa de que tal resultado se intensifique ao longo do tempo visto a redução da importância do trabalho de crianças e adolescentes, dado a intensificação das políticas de erradicação do trabalho infantil e proteção do trabalhador adolescente e da ampliação dos programas condicionais de transferência de renda – que visam aumentar a presença de jovens na escola, diminuindo a oferta de trabalho destes (CORREA; LOPES, 2009).

Em relação à idade do(a) chefe do domicílio, tem-se por hipótese que os anos de experiência empregatícia dos indivíduos acarretem em maior nível de renda, ao menos para os percentis mais altos da renda. Essa afirmação encontra suporte em estudo seminal realizado por Mincer (1974), cuja equação de determinação de salários foi concebida de forma a relacionar o salário a fatores explicativos associados à escolaridade e à experiência, sendo a idade uma boa *proxy* para esta última.¹² Apoia-se também a hipótese de que os jovens podem estar adiando a entrada no mercado de trabalho com o objetivo de acumular mais conhecimento, dada a maior exigência dos empregadores, o que tende a aumentar seus salários. Desta forma, espera-se ao longo do tempo um ganho de importância da idade na determinação da renda (RAMOS; SOARES; ÁVILA, 2005).

Ainda, é possível que as mulheres encontrem maior discriminação no mercado de trabalho, muitas vezes levando-a à jornada dupla e à necessidade de cuidados da família (ANDRADE, 2016). No entanto, dentro deste mesmo grupo, deve ocorrer certa desigualdade. Mulheres solteiras encontraram maior acúmulo de tarefas, enquanto mulheres casadas terão a cobertura de seus cônjuges, além de possuir uma contribuição da renda dos mesmos.

¹² Ver Mincer (1974) para maior detalhamento sobre o modelo.

Finalmente, acredita-se que os resultados não sejam uniformes ao longo da distribuição, dado que as famílias mais pobres estão inseridas em um ciclo de pobreza, realizando um *trade-off* entre qualificação e trabalho. Tais domicílios serão influenciados de forma diferente dado determinadas características da estrutura familiar.

Ainda, é preciso reconhecer que a própria renda gerada em um domicílio pode afetar variáveis ligadas ao arranjo familiar, ou seja, possivelmente não haverá interdependência entre as variáveis aqui analisadas, algo não considerado no presente trabalho. A título de exemplo, encontra-se na literatura alguns trabalhos que examinam os efeitos de mudanças na renda, incluindo a renda do não-trabalho, sobre as decisões de coabitação e separação das famílias, mortalidade e fecundidade. Por sua vez, o número de filhos, a expectativa de vida e a mobilidade domiciliar irão impactar as decisões sobre a lazer e trabalho, o que tem efeito sobre a renda disponível (WAJNMAN; TURRA; AGOSTINHO, 2007). Isto é, os procedimentos aqui adotados não consideraram qualquer inter-relação entre variáveis demográficas e a renda dos adultos, o que configura uma limitação do presente estudo.¹³

3.1 Fonte e tratamento dos dados

A fim de identificar os possíveis fatores que podem fazer parte da relação existente entre a composição familiar e a renda mensal domiciliar *per capita*, propõe-se a utilização da proporção de adultos por família, do tipo de família, além de características do chefe como idade, escolaridade e sexo para cada unidade familiar como um indicadores síntese de todas as mudanças demográficas, seguindo a visão proposta por Wajnman, Turra e Agostinho (2007).

As análises foram baseadas nas informações da PNAD coletada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2005 e de 2015. Deve-se levar em consideração que a PNAD possui um plano amostral complexo.¹⁴ Ignorar esse fato pode levar a pesquisa a valores incorretos das estimativas pontuais. Sendo assim, os

¹³ Deve ficar claro que não se configura um dos objetivos do presente trabalho levar em consideração todas as possíveis inter-relações entre renda e arranjo familiar, mas é necessário expor tal problemática, mesmo que superficialmente. Para mais detalhes sobre como o a composição dos arranjos domiciliares brasileiros vem se modificando em decorrência de fatores socioeconômicos ver Camarano et al. (2004) ou Medeiros e Osório (2001).

¹⁴ Forma como o processo de seleção da amostra é executado.

procedimentos utilizados levaram em consideração tal fato. Foram utilizadas sub-amostras, uma vez que foram retiradas da análise a população não economicamente ativa, bem como as famílias com rendimento mensal *per capita* abaixo de um quinto do salário mínimo do período e superior a vinte mil reais. Além disso, analisou-se não os indivíduos isoladamente, mas o agregado familiar. Sendo assim, as sub-amostras de 2005 e 2015 possuíram cerca de 83.303 e 76.423 famílias observadas, respectivamente, para todo o território nacional.

A periodicidade foi escolhida levando-se em consideração as mudanças no comportamento da distribuição, em particular a redução da desigualdade, e das transformações na demografia das famílias, como o maior protagonismo da mulher e a elevação da proporção de adultos nas famílias.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os resultados do modelo descrito no capítulo anterior, ou seja, o impacto de variáveis ligadas ao arranjo familiar em relação à renda mensal domiciliar *per capita* ao longo da distribuição, para os dois pontos no tempo, a saber, 2005 e 2015.

Primeiramente foi verificada a multicolineariedade das covariáveis explicativas, por meio do teste de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF). Nos dois anos analisados foi constatada a ausência de multicolinearidade. Ainda, a partir da distância de *leverage*, foi constatada a presença de *outliers*. Também, com o uso do teste Shapiro-França, verificou-se a não normalidade dos resíduos. Estas duas últimas constatações não invalidam a utilização da RQ – tal procedimento é robusto à presença destes fenômenos. Observou-se, pelo teste Breusch-Pagan, heterocedasticidade dos dados levando-se em consideração os diversos quantis. Logo, os desvios-padrão foram calculados pelo método de *bootstrapping* com 50 repetições. Uma descrição destes resultados pode ser vista na Tabela 1.

Tabela 1 – Testes de multicolineariedade, heterocedasticidade, normalidade e sobre a presença de *outliers*

Testes	Ano	
	2005	2015
Fator de Inflacionamento da Variância (<i>mean VIF</i>)	1,53	1,37
Teste de Breusch-Pagan (<i>chi2</i>)	110454,41*	54087,51*
Teste de Shapiro-Francia (<i>z</i>)	29,39*	28,21*
Distância de Leverage	0,00016791	0,00018309

Fonte: Resultados da pesquisa.

* p-valor<0,001; ** p-valor <0,05; *** p-valor <0,01.

Nota: Em relação ao VIF, abaixo de 10 descarta-se a presença de multicolineariedade. Em relação a distância de leverage, a partir de tal ponto observou-se a presença de *outliers*.

A fim de verificar o ajuste do modelo, bem como validar a metodologia utilizada, foram realizados testes de igualdade interquantil dos coeficientes, para os quantis 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 e 0,90. A análise foi feita para os dois pontos no tempo. Estes resultados podem ser vistos na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes de hipótese em relação a uniformidade do efeito das diversas variáveis ligadas à estrutura familiar na renda ao longo da distribuição

Variáveis	Ano	Teste de Diferença entre os quantis				
		H0: Q(10=25=50=75=90)	H0: Q(10=25)	H0: Q(25=50)	H0: Q(50=75)	H0: Q(75=90)
propadulto	2005	318,30*	221.64*	743.02*	26.59*	26.57*
	2015	197,35*	452.24*	289.02*	83.91*	21.41*
chefemasc	2005	2,93**	0.56	5.49**	0.67	0.11
	2015	17,03*	5.07***	31.87*	22.38*	0.10
idadechef	2005	282,52*	492.46*	432.22*	768.25*	143.18*
	2015	517,81*	320.57*	599.22*	750.68*	581.06*
estudochef	2005	2911,35*	3319.57*	4133.12*	5333.24*	2428.30*
	2015	4306,31*	2018.74*	2257.56*	3391.25*	3756.71*
maesolt	2005	186,73*	133.91*	240.78*	175.72*	94.41*
	2015	324,77*	522.2*	296.72*	198.84*	175.69*
casalcomf	2005	296,75*	434.94*	405.60*	298.81*	120.01*
	2015	308,88*	506.74*	423.56*	462.71*	223.01*

Fonte: Resultados da pesquisa.

* p-valor<0,001; ** p-valor <0,05; *** p-valor <0,01.

Os resultados, presentes na Tabela 2, apontaram que ao longo da distribuição da renda domiciliar *per capita*, em suma maioria, os parâmetros se diferem ao longo dos quantis. Apenas em 2005 a variável “*chefemasc*” parece ter um impacto uniforme, mas esse resultado não invalida os procedimentos aqui realizados visto o resultado contrário de todas as outras variáveis para ambos os anos.

Por fim, foi estimada uma regressão para diversos pontos da distribuição. Tais resultados, referentes a equação (4), encontram-se na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados da RQ para as variáveis ligadas ao arranjo familiar

Variáveis	Ano	Quantil				
		Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
propadulto	2005	105.8927* (2.9202)	156.4250* (3.5283)	234.2884* (5.5379)	278.2895* (7.6056)	220.0140* (16.8334)
	2015	128.7083* (3.8565)	202.3606* (4.3942)	289.1397* (7.6061)	379.4393* (16.4283)	451.1573* (31.2866)
chefemasc	2005	2.2130 (1.8206)	4.0708** (3.5972)	9.8226* (3.1181)	4.0400 (10.5857)	-0.5617 (22.3250)
	2015	2.5475 (2.2686)	6.3589* (2.2940)	21.4143* (3.5264)	46.1806* (8.0000)	41.0586** (16.4353)
idadechef	2005	0.8214* (0.1731)	2.1375* (0.1277)	3.9157* (0.1165)	7.1501* (0.2097)	11.1891* (0.3633)
	2015	2.1562* (0.0999)	3.8674* (0.0631)	6.6125* (0.1532)	11.9789* (0.2304)	18.8713* (0.4049)
estudochef	2005	11.3899* (0.3285)	21.1312* (0.2673)	39.1581* (0.4401)	72.2278* (0.5475)	127.5749* (1.4513)
	2015	13.0651* (0.2825)	23.0426* (0.1716)	39.8337* (0.5149)	70.5540* (0.6240)	119.1773* (1.5396)
maesolt	2005	-54.9591* (2.0343)	-94.1175* (3.9403)	-141.5788* (3.8149)	-249.9193* (12.9194)	-449.4850* (25.0778)
	2015	-88.8180* (2.8684)	-151.5782* (3.3874)	-210.8699* (3.5428)	-314.0513* (11.2071)	-557.3734* (19.0717)
casalcomf	2005	-46.4636* (1.4703)	-79.2750* (1.5818)	-118.8113* (2.3583)	-201.0347* (6.5257)	-376.4045* (15.1302)
	2015	-68.4283* (2.0860)	-113.6944* (2.2080)	-160.3153* (3.6127)	-259.0666* (6.7147)	-460.9100* (12.1434)
intercepto	2005	-20.4259** (8.5355)	-75.8958* (7.2073)	-159.4035* (6.8646)	-203.9833*** (17.9638)	-60.2294*** (31.3349)
	2015	-69.1697* (6.7970)	-156.9520* (6.4246)	-296.3466* (12.5245)	-509.6449* (20.8230)	-601.1529* (35.8967)
Pseudo R2	2005	0.0584	0.1019	0.1517	0.2146	0.2828
	2015	0.0600	0.0962	0.1276	0.1742	0.2276

Fonte: Resultados da pesquisa.

* p-valor < 0,001; ** p-valor < 0,05; *** p-valor < 0,01.

Nota: Os desvios-padrão encontram-se entre parêntesis.

Observa-se, a partir da Tabela 3, que o coeficiente da proporção de adultos no domicílio aumenta do 10º ao 75º quantil, reduzindo-se apenas no percentil mais alto da renda. Isso reforça a hipótese de que a importância dos adultos em um domicílio aumenta com a elevação do nível de renda *per capita*, uma vez que indivíduos nos quantis inferiores da renda são forçados a entrar no mercado de trabalho precocemente, o que pode diminuir o ganho de qualificação. Isto relaciona-se a outro fator digno de nota, que diz respeito ao fato de os adultos em domicílios pertencentes aos quantis de renda mais baixos terem menor capacidade de geração de renda, tal como visto em IPEA (2006). Essa observação estende-se aos dois anos da análise. Ainda da Tabela 3, a associação de renda nos domicílios chefiados por um homem em relação aos chefiados por uma mulher pode ser observada pelo coeficiente da

variável *chefemasc*. Em 2005, para os 10^o, 75^o e 90^o quantis da variável *chefemasc*, este resultado não foi significativo. No entanto, pela Tabela 2, pode-se inferir que, aceitando-se a hipótese nula de uniformidade do efeito desta variável para os quantis 10, 25, 50, 75 e 90, não há condições de afirmar que, para este ano, houve discrepância de representatividade entre o sexo do chefe de domicílio. Já para o ano de 2015, verifica-se a não significância do coeficiente apenas para o quantil mais baixo da distribuição, bem como a elevação deste à medida em que os quantis aumentam. Além disso, observa-se que a importância da família ser chefiada por pessoas do sexo masculino para a geração de renda, em todos os quantis, se elevou no ano de 2015.

Esta observação pode ter sua origem na discriminação da mulher no mercado de trabalho e na renda em comparação aos homens. Com relação ao diferencial observado nos quantis, uma hipótese possível que justifique o aumento da contribuição para o domicílio de um homem com relação a mulher seria a de que postos de trabalho com menor exigência de capital humano, tipicamente ofertados aos quantis mais baixos, não enfrentam tantas disparidades de gênero nos salários em comparação a postos de trabalho para cargos mais especializados, mostrando que a discriminação salarial para as mulheres se faz maior quanto mais importância tiver o cargo ocupado. Esta hipótese está de acordo com o trabalho de Aguiar e Vaz (2016), que encontram maior ganho das mulheres para atividades menos especializadas como Serviços Domésticos, enquanto que praticamente todos os demais setores com maior especialização e rendimento remuneram o homem de forma muito mais acentuada, como Construção, Administração Pública e Comércio. Estes resultados corroboram não apenas a ideia de maior remuneração masculina, mas também a de menor acesso das mulheres a setores com maior nível de capacitação.

Com relação à idade do(a) chefe do domicílio, o resultado observado evidencia o ganho de relevância da experiência profissional ao longo dos quantis da renda. Este resultado está intimamente ligado a própria desigualdade educacional brasileira. Mais idade para um chefe de domicílio, cujo nível de renda está nos menores quantis, não significa mais experiência profissional, como é para domicílios situados nos maiores quantis. Para estes, a educação e a experiência profissional fazem parte do crescimento e amadurecimento do indivíduo, fato que faz da idade uma boa *proxy* para experiência, como descrito pela equação minceriana. O menor acesso à

educação de qualidade, bem como ao mercado de trabalho, ao longo da vida dos indivíduos financeiramente desfavorecidos, portanto, conferem à sua idade menor importância na contribuição da renda domiciliar *per capita* quando comparados a indivíduos situados nos quantis mais elevados da renda.

A quantidade de anos de estudo do(a) chefe do domicílio segue o mesmo raciocínio descrito acima. Percebe-se que a influência dos anos de estudo se eleva à medida que se avança nos quantis de renda. Isso pode ser justificado pelo fato de que rendas mais elevadas estariam associadas a níveis mais elevados de ensino. Pessoas com nível de escolaridade fundamental, por exemplo, apresentariam, em média, uma produtividade do trabalho inferior a de indivíduos com anos de estudo equivalente ao ensino superior (NASCIMENTO; GUSSO; MACIANTE, 2012). Sem mais, observa-se que, praticamente, não há modificação no impacto dos anos de estudo da pessoa de referência das famílias ao longo dos diferentes quantis, quando considerado os dois anos analisados.

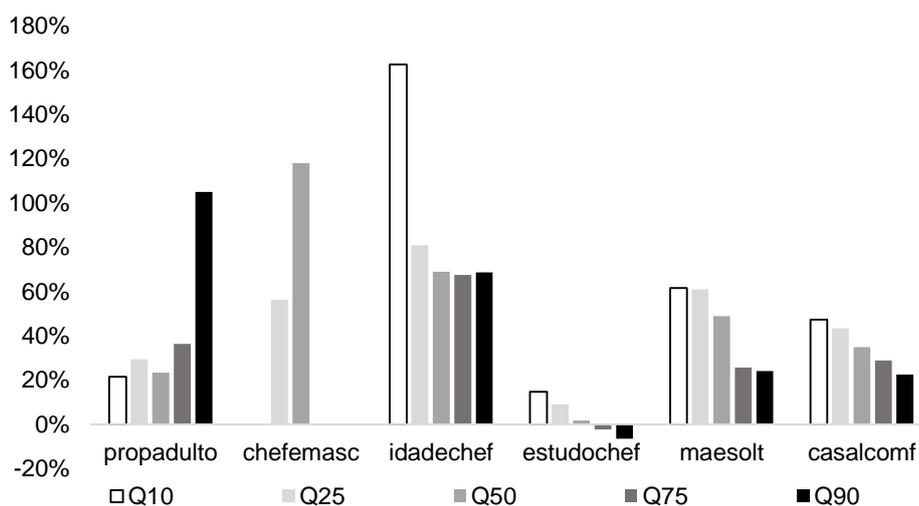
Quanto às variáveis referentes ao tipo de domicílio, a saber, *maesolt* e *casalcomf*, o primeiro tipo é o que encontra mais fragilidade em termos de variação na renda em comparação a outros tipos de família. Isso evidencia que, nestes domicílios, o indivíduo gerador de renda encontra dificuldades em conciliar trabalho e obrigações domésticas. Os resultados vão ao encontro da hipótese levantada por Fortuna e Pedrosa (2010), de “feminização da pobreza”, no qual ocorre a discriminação no mercado de trabalho em relação ao sexo e à não presença de um cônjuge (este último fato limita as fontes de renda disponíveis para o lar). Estes resultados assemelham-se aos de Martin (2006) e Leone, Maia e Baltar (2010), que afirmam que estes arranjos contribuem para o aumento da desigualdade e o segundo que tal estrutura familiar possui maior probabilidade de pobreza nos domicílios. Isso se intensifica ao passo que se movimenta na direção dos quantis superiores da amostra, provavelmente devido aos mesmos motivos em relação a diferença interquantil para o caso da chefia masculina, descrita anteriormente.

Para casais com filhos, a direção do coeficiente segue a mesma com relação a mães solteiras, e pode ser atribuído também a importância dos adultos em um domicílio em comparação a grupamentos de casais sem filhos ou famílias unipessoais com apenas um indivíduo. Ainda, é neste tipo de arranjo familiar que costumeiramente observa-se o padrão de chefe masculino provedor dos rendimentos e cônjuge com

baixa participação no mercado de trabalho e, conseqüentemente, na renda familiar, como destacado por Seade (2002). Tal fenômeno pode justificar a diferença dos coeficientes entre os quantis, dado que ambos os cônjuges de famílias nos quantis inferiores da renda são obrigados a se inserirem no mercado de trabalho, fato que pode não ocorrer nos quantis superiores da renda. Os resultados assemelham-se aos apresentados por Burtless (1999), no qual tais famílias possuem uma situação menos vantajosa em termos de renda domiciliar, porém mais benéfica para a situação de mães solteiras.

Verificou-se, ainda, como os parâmetros se alteraram ao longo do tempo, como mostrado na Gráfico 1.

Gráfico 1 – Relação entre a alteração dos coeficientes de 2005 para 2015



Fonte: Resultados da pesquisa.

A ilustração acima permite, sob uma ótica de variação de pontos percentuais, visualizar com mais clareza quais variáveis estiveram associadas à queda da desigualdade de renda no Brasil.¹⁵

A proporção de adultos em um domicílio, na verdade, pode estar associado a um aumento da desigualdade. Por mais que a associação entre esta variável e a renda *per capita* tenha se elevado para todos os estratos, este resultado foi maior para os quantis superiores na transição de 2005 para 2015. Tem-se por hipótese, que os indivíduos adultos nos quantis superiores passam a ter maior capacidade de geração

¹⁵ Deve-se deixar claro que a figura é uma análise, sob outra perspectiva, da Tabela 3.

de renda em comparação a indivíduos situados nos estratos mais baixos da distribuição, onde esse fenômeno parece ter se intensificado ao longo do tempo.

Esse aumento da desigualdade também é associado com domicílios compostos por mães solteiras e casais com filhos. Os resultados sugerem uma menor associação ao longo do tempo entre a renda gerada nesses domicílios e a sua configuração em comparação a outros tipos de grupamentos, no qual tal resultado diminui à medida que se passa dos estratos inferiores para os superiores. Ou seja, a discriminação e dificuldades de geração de renda diminuíram ao longo do tempo em maior proporção para as famílias localizadas nos estratos superiores da distribuição.

Porém, como discutido na primeira seção do trabalho, ao se analisar os dados da PNAD, houve uma redução da desigualdade no período. A partir dos resultados apresentados, as características do chefe do domicílio mostraram convergência a este fenômeno. As variáveis referentes a idade do chefe do domicílio e a idade do mesmo parecem ter aumentado sua associação em relação ao aumento da renda domiciliar *per capita* entre 2005 e 2015, principalmente nos quantis inferiores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo buscou analisar como fatores ligados ao arranjo familiar impactaram a distribuição de renda para diferentes quantis, em dois pontos distintos no tempo, 2005 e 2015. Para tanto, foi utilizado o método de RQ. Os resultados mostraram que o impacto não foi uniforme ao longo da distribuição. Isso significa que níveis inferiores de renda estão associados de forma diferente em relação aos arranjos familiares de domicílios com maior nível de renda.

A análise empírica encontrada corrobora os resultados obtidos em estudos anteriores e a literatura estudada. Viu-se, especificamente, que a proporção de adultos por domicílio tem, em todos os quantis e nos dois anos analisados, uma associação positiva na renda domiciliar *per capita*. Notou-se, ainda, que essa variável tem maior importância na determinação da renda para quantis superiores em relação aos inferiores. Domicílios chefiados por mães solteiras foram os mais prejudicados e vulneráveis, tendo sua relação com a renda domiciliar deteriorada ao longo dos anos. Essa situação se acentua ao longo dos quantis, fazendo das famílias com renda superior mais sujeitas à tal vulnerabilidade. Resultado semelhante foi encontrado para domicílios compostos por um casal com filhos em comparação a domicílios de casais

sem filhos e estruturas familiares unipessoais. No tocante às características do chefe do domicílio, com destaque para idade e anos de estudo, observou-se que ambos se relacionam de maneira positiva e crescente a renda ao longo da distribuição de renda, se intensificando ao longo do tempo.

Ao longo deste trabalho foi possível constatar a importância, não uniforme, da organização familiar sobre o nível de renda domiciliar *per capita* ao longo de todos os quantis da distribuição, e como se deu a evolução dos resultados ao longo do tempo, dadas as diversas mudanças ocorridas na demografia familiar. Notou-se, ainda, a abrangência do uso da RQ para o caso em questão. No entanto, como todo trabalho empírico, este encontrou dificuldades, seja na relação entre estrutura familiar e desigualdade, seja na aplicação da RQ como um método que capta diretamente a desigualdade ao longo do tempo. Ademais, sugere-se que trabalhos futuros busquem aliar outras medidas e bases de dados, como dados tributários (feito por Medeiros, Souza e Castro (2015)). Ainda, se configuraria como contribuição futura a separação plena do efeito da composição familiar do efeito de outras variáveis ou, ainda, que se embuta na análise alguma inter-relação entre variáveis demográficas e a renda dos adultos.

Em termos de políticas públicas, de acordo com os resultados observados empiricamente por este trabalho, pode-se sugerir diretrizes que contribuam para a redução das disparidades de renda *per capita* entre os domicílios brasileiros. Políticas que incentivem a continuidade da escolaridade dos indivíduos pertencentes aos estratos inferiores da renda e, ainda, que permitam aos adultos de grupamentos formados por mães solteiras e casais com filhos a conciliação de suas jornadas de trabalho com afazeres domésticos, como a maior oferta de creches, podem configurar boas sugestões para a quebra do ciclo da pobreza.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, I. R. S.; VAZ, D. V. Diferenciais de rendimento por gênero no mercado de trabalho: uma comparação entre as regiões brasileiras. **Revista da ABET**, v. 15, n. 1, p. 49-67, 2016.

ANDRADE, T. **Mulheres no mercado de trabalho: onde nasce a desigualdade?** Brasília: Câmara dos Deputados, 2016. (Consultoria Legislativa).

ARAUJO, J. A.; MORAIS, G. A. S. Desigualdade de renda e sua decomposição no Brasil e nas regiões brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 45, n. 4, p. 35-49, 2014.

AZAM, M. Changes in wage structure in urban India, 1983 – 2004: a quantile regression decomposition. **World Development**, v. 40, n. 6, p. 1135-1150, 2012.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na queda recente da desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G., (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea; 2007. p. 41-86.

BARROS, R. P.; CURY, S.; ULYSSEA, G. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando PNAD, POF e Contas Nacionais. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G., (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea; 2007. p. 273-273.

BERQUÓ, E.; CAVENAGHI, S. Fecundidade em declínio: breve nota sobre a redução no número médio de filhos por mulher no Brasil. **Novos Estudos-CEBRAP**, n. 74, p. 11-15, 2006.

BRITO, F. **A transição demográfica no Brasil: as possibilidades e os desafios para a economia e a sociedade**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, p. 29-45, 2007. (Texto Para Discussão, n. 318).

BRITO, F. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 25, n. 1, p. 5-26, 2008.

BURTLESS, G. Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution. **European Economic Review**, v. 43, 4-6, p. 853-865, 1999.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; BATISTA, N. F. Impactos do Programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.

CAMARANO, A.; KANSO, S.; LEITÃO e MELLO, J.; PASINATO, M. T. Famílias: espaço de compartilhamento de recursos e vulnerabilidades. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro: Ipea, 2004, p.137-167

CORREA, R. O.; LOPES, J. L. Mercado de trabalho informal: um comparativo entre Brasil e Paraná numa trajetória de “10 anos”. **Encontro de Produção Científica e Tecnológica**, v. 4, 2009.

DEDECCA, C. S. A queda da desigualdade de renda corrente e a participação do 1% de domicílios de maior renda, 2000-2010. **Revista de Economia Política**, v. 34, n. 2, p. 249-265, 2014.

FERRARIO, M. N.; CUNHA, M. S. Estrutura e renda familiar no Brasil. **Ensaio FEE**, v. 33, n.1, p. 123-142, 2012.

FONTOURA, N.; PEDROSA, C. **PNAD 2009 - Primeiras análises**: investigando a chefia feminina de família. Brasília: Ipea. 2010. (Comunicados do IPEA, n. 161).

HAO, L.; NAIMAN, D. **Quantile Regression**. California: Sage. 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: síntese de indicadores. Rio de Janeiro: IBGE, 2005. Disponível em: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2005/default.shtm>>. Acesso em: 15 fev. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: síntese de indicadores. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. Disponível em: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/default.shtm>>. Acesso em: 15 fev. 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2006. (Nota Técnica).

IRWIN, S. Patterns of change in family and household structure and resourcing: an overview. In: **CAVA Workshop Two: Statistics and Theories for Understanding Social Change**, 2000. p. 1-14.

KOENKER, R. Quantile Regression Methods for reference growth charts. **Statistics in medicine**, v. 25, n. 8, p. 2-11, 2000.

KOENKER, R.; BASSETT JR, G. Regression Quantiles. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

LEONE, E. T. Renda familiar e trabalho da mulher na região metropolitana de São Paulo nos anos 80 e 90. **Texto para Discussão**, n. 81, Campinas: IE/UNICAMP, 2000.

LEONE, E.; MAIA, A. G.; BALTAR, P. E. Mudanças na composição das famílias e impactos sobre a redução da pobreza no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 19, n. 1, p. 59-77, 2010.

LOPES, J. R. B.; GOTTSCHALK, A. Recessão, pobreza e família: a década pior do que perdida. **São Paulo Perspect**, v. 4, n. 1, p. 100-109, 1990.

MARTIN, M. A. Family structure and income inequality in families with children , 1976 to 2000. **Springer on behalf of the Population Association of America Stable**, v. 43, n. 3, p. 421-445, 2006.

MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. Arranjos domiciliares e arranjos nucleares no Brasil: classificação e evolução de 1977 a 1998. **Texto para Discussão**, n. 788, Brasília: Ipea, 2001.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 4, 2015.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 3, 2016.

MINCER, J. Education, experience, and the distribution of earnings and employment: an overview. In: JUSTER, T. (Ed.) **Education, Income, and Human Behavior**, Cambridge: NBER, 1974. p. 71-94.

NASCIMENTO, P. A. M. M.; GUSSO, D. A.; MACIENTE, A. N. breves notas sobre escassez de mão de obra, educação e produtividade do trabalho. In: **Radar: tecnologia, produção e comércio exterior**, Brasília: IPEA, 2012. n. 23, cap. 1, p. 7-15.

RAMOS, L.; SOARES, S.; DE ÁVILA, M. Avaliação geral dos resultados da Pnad de 2004. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, n. 29, p. 21-28, 2005. (Nota Técnica).

SANTOS, B. R. DOS. **Modelos de Regressão Quantílica**. 2012. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo.

SCHULTZ, T. P. Income inequality in Taiwan 1976–95: changing family composition, aging and female labor-force participation. New Haven: Yale University. **Economic Growth Center Discussion Paper**, n. 778, 1997.

SEADE. Arranjo familiar e inserção feminina no mercado de trabalho da RMSP na década de 90. **Mulher & Trabalho**, São Paulo, n. 10, 2002.

WAJNMAN, S.; TURRA, C. M.; AGOSTINHO, C. S. Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. p. 423-442. (Cap. 14, v. 1).