

Desigualdade de Oportunidades e Estrutura Familiar: Novas evidências para o Brasil

Área de Interesse: Teoria aplicada

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Doutorando em Economia Aplicada do Programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

E-mail: wpsfarias@gmail.com

Endereço: Rua Professor Marlene Pereira da Paz, 58, Apto. 102. Bancários. CEP: 58.051-118

Telefone: (51) 8338-0615

Luana Priscila Betti

Mestranda em Economia Aplicada - Programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

E-mail: luanabetti@gmail.com

Jenny Carolina Cárdenas Ayala

Mestranda em Economia Aplicada – Programa de Pós-Graduação em Economia

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

E-mail: jen.karo@hotmail.com

Desigualdade de Oportunidades e Estrutura Familiar: Novas evidências para o Brasil

RESUMO: O objetivo deste artigo consiste em mensurar o impacto da estrutura familiar na desigualdade de oportunidades brasileira durante 2001 e 2013, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para isso, estimou-se o efeito de tratamento médio por *probit* e *logit*, tendo como tratamento a composição familiar (biparental ou monoparental), controlado por um conjunto de variáveis de circunstâncias e *proxies* para esforço. Além disso, para avaliar a robustez dos resultados, realizou-se a estimação da equação de Mincer por meio de regressões quantílicas. Entre os resultados destaca-se um efeito significativo da composição familiar, mostrando que ser filho de uma família biparental revela um diferencial de rendimentos entre 9% a 15% a mais em detrimento dos filhos de família monoparental chefiada pela mãe.

Palavras-chave: Desigualdade de Oportunidades. Efeito de Tratamento. Estrutura familiar.

ABSTRACT: The purpose of this article is to measure the impact of family structure on inequality of Brazilian opportunities between the years 2001 and 2013 using data from the National Survey by Household Sampling (PNAD). For this, we adopted the estimation of the average treatment effect strategy by probit and logit, as the treatment the family composition (two or single parent) controlled by a set of circumstances variables and proxies for effort. Furthermore, to evaluate the robustness of results was performed the estimation of the Mincer equation using quantile regressions. Among the results, it is highlighted a significant effect of family composition, showing that being the son of a biparental family reveals an income differential between 9% and 15% rather than single-parent family headed by the mother of children.

Key-words: Inequality of opportunity. Treatment Effect. Family Structure.

JEL Classification: C14; C21; D63

1 Introdução

A existência e a persistência ao longo do tempo de grandes níveis de desigualdade de renda configuram-se como uma realidade inegável de muitos países em desenvolvimento. No entanto, diferentemente dos estudiosos da teoria igualitária moderna, a desigualdade de resultados apenas é considerada ruim ou injusta, caso ela seja oriunda de oportunidades desiguais. Ou seja, a desigualdade de renda é indesejável quando ela reflete fatores os quais não são controlados pelos indivíduos.

Sob esse espectro, o debate sobre igualdade de oportunidades assume que as diferenças de resultados podem ser originadas por aspectos de responsabilidade e de não responsabilidade do indivíduo (ROEMER, 1998). O primeiro aspecto diz respeito aos fatores que são passíveis de controle pelo indivíduo - tais como horas trabalhadas, anos de estudo, entre outros - denominados como fatores de esforço. Já os fatores de não responsabilidade são denominados de circunstâncias, os quais não são controlados pelos indivíduos como *background* familiar, gênero, raça. Nesse sentido, diferenças nos níveis de renda que surgem de fatores de circunstância são caracterizadas como oriundas de uma oportunidade desigual.

Grande parte dos estudos realizados para o contexto do Brasil encontra que o *background* familiar, em especial a educação dos pais, apresenta maior influência na determinação do resultado econômico individual, tais como vistos em Paes de Barros *et al.* (2009), Ferreira e Veloso (2006) e Figueiredo *et al.* (2007). Contudo, além da escolaridade dos pais, existe outro aspecto relacionado à família que pode configurar um fator circunstancial importante: a estrutura familiar. Na literatura que envolve o desenvolvimento cognitivo e não cognitivo do indivíduo, a influência da estrutura familiar tem um papel fundamental (HECKMAN, 2008). Famílias biparentais tendem a suprir de forma mais completa as necessidades da criança em seu desenvolvimento. Além disso, famílias monoparentais apresentam uma maior probabilidade de ter uma menor renda em função do menor número de pessoas em atividade remunerada. Nesse caso, aquelas famílias chefiadas pela mãe enfrentam uma dificuldade adicional, qual seja, a renda média tende a ser menor (WAJNMAN, 2007). Por conseguinte, a estrutura monoparental chefiada pela mãe pode se revelar um fator de circunstância a qual pode influenciar negativamente os resultados econômicos dos indivíduos, quando comparada à estrutura biparental.

No Brasil, o percentual de famílias monoparentais cuja chefia é feminina aumentou de 37% em 2001 para 40% em 2013 segundo dados na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Ao analisar-se essas estatísticas por decis de renda, essa configuração familiar é maior naquelas famílias localizadas nos decis inferiores, sendo que 41% das famílias do primeiro decil eram monoparentais em 2013, enquanto que este percentual no último decil foi de 38%. Isto posto, a estrutura familiar é um aspecto que não pode ser desconsiderado à luz da abordagem de igualdade de oportunidades.

Dito isso, o objetivo deste trabalho é investigar o impacto da estrutura familiar sobre os diferenciais de resultados dos indivíduos, sendo este último representado pelo logaritmo do salário por hora. A estrutura familiar é o tratamento utilizado, sendo os indivíduos pertencentes a famílias monoparentais chefiadas por mulheres o grupo de controle e as famílias biparentais o grupo de tratamento.

Para tanto, a metodologia utilizada consiste na estimação do efeito tratamento médio por meio de um *probit* e *logit*, bem como um modelo de efeito tratamento em dois estágios. Essa metodologia é a ideal quando queremos observar os efeitos de uma determinada característica (tratamento) entre grupos de indivíduos que a contém e que não a contém. Com o intuito de verificar a robustez dos dados, realizou-se análise dos retornos da educação por meio de regressões quantílicas entre as diferentes estruturas familiares. Os dados utilizados foram da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) ao longo dos anos de 2001 a 2013.¹

¹ O ano de 2010 não foi realizada a PNAD devido ao Censo Demográfico.

Os resultados encontrados apontaram a existência de um efeito positivo e estatisticamente significativo na renda do indivíduo cuja família é composta pelos dois pais em todos os anos analisados. Ou seja, pessoas com famílias biparentais apresentam em média níveis de renda superiores em relação aos indivíduos oriundos de famílias monoparentais, mesmo controlando para um conjunto de variáveis. Isso indica que a configuração familiar é uma característica individual com relevância no âmbito da desigualdade de oportunidades.

O artigo está organizado em mais cinco seções, além desta introdução. Na próxima seção será realizada uma revisão de literatura pertinente sobre as questões envolvidas na estrutura familiar. Na terceira seção será detalhada a estratégia empírica utilizada descrevendo o marco teórico, bem como a metodologia. A seção quatro, por sua vez, versará sobre a descrição dos dados, sendo seguida pela análise dos resultados encontrados na seção cinco. Por último, na seção seis, serão apontadas as conclusões do presente trabalho.

2 Revisão da Literatura

Uma vasta literatura tem analisado os determinantes do nível de educação e de renda dos indivíduos. Entre esses fatores têm se considerado a importância das características socioeconômicas e culturais das famílias. No presente artigo, o objetivo é analisar especificamente a influência da composição familiar, ou seja, famílias biparentais e monoparentais (chefiadas pela mãe) sobre o rendimento dos indivíduos.

Há várias evidências na literatura sobre a importância da família no futuro dos filhos. Heckman (2008) observa que a família desempenha um papel fundamental na construção da capacidade das crianças, pois são nas fases iniciais da vida em que a formação de habilidades tanto cognitivas, como não cognitivas são dadas. Assim, a falta de atenção e de estímulos por parte das famílias poderia levar ao desenvolvimento de um conjunto de desigualdades em seus filhos, o que será refletido na idade adulta (MACANA, 2014). Dessa forma, os efeitos dos arranjos familiares impactam em uma série de aspectos da vida do indivíduo, visto que se configura como aspecto essencial no desenvolvimento infantil.

Além disso, famílias com arranjo biparental apresentam, em média, renda familiar superior, uma vez que têm um maior número de indivíduos potenciais para obtenção de renda para o domicílio, bem como podem se beneficiar de economias de escala por ambos os pais morarem no mesmo lar. Em consonância, espera-se que uma estrutura de família organizada de forma biparental pode atender de forma mais completa às necessidades de seus filhos, o que leva a melhores resultados no futuro em relação a lares monoparentais (THOMAS e SAWHILL, 2005).

A configuração monoparental de família influencia desde o nível educacional da criança e, conseqüentemente sua renda futura, bem como se constitui como um fator que potencializa as desigualdades de renda como indica McLanahan e Percheski (2008). Esses impactos, por sua vez, são maiores ou menores conforme o número de pessoas que vivem nos lares monoparentais. Na medida em que se aumenta o número de dependentes, há uma tendência de elevação da pobreza, bem como de redução da renda familiar, fato que gera incremento das desigualdades de renda (BARROS, FOX e MENDOÇA, 1984; MCLANAHAN e PERCHESKI, 2008).

Dentro deste contexto, os impactos sobre o indivíduo ocorrem de maneira diferenciada no que tange ao gênero do chefe da família. As famílias monoparentais em que o chefe de família é do sexo feminino são, em geral, desfavorecidas, visto que as mulheres têm uma maior dificuldade de entrar no mercado de trabalho, apresentam uma maior responsabilidade no cuidado dos filhos, assim como obtêm ganhos salariais em média inferiores em relação aos homens (WAJNMAN, 2007). Esses fatos, combinados com a falta de contribuição econômica do cônjuge, evidenciam a maior vulnerabilidade em famílias monoparentais cujo chefe da família é do sexo feminino (MUSICK e MARE, 2004; WAJNMAN, 2007).

Com essa percepção, uma parte importante da literatura dedicada ao estudo da estrutura familiar tem focado principalmente em sua relação com os resultados educacionais das crianças.

Dentre eles, o artigo de McLanahan (1985) examina as famílias compostas apenas pela mãe nos Estados Unidos, usando como variável dependente duas variáveis dicotômicas distintas. A primeira delas indica se o entrevistado estava na escola aos 17 anos, enquanto a outra informa se o indivíduo se formou na escola. Através de um modelo *logit*, é encontrado que crianças que vivem em famílias onde o chefe de lar é uma mulher têm uma probabilidade menor de terminar a escola do que aqueles que vivem com ambos os pais. Estes resultados são consistentes com a manutenção dos indivíduos de classe baixa, porque a privação econômica numa geração induz a privação das gerações futuras. No entanto, o problema não é a ausência do pai, mas uma redução da capacidade econômica gerada por ele.

Martyn (2012), por sua vez, analisa se a estrutura familiar pode moderar a influência do status socioeconômico dos pais na educação das crianças. Através de uma regressão por OLS e modelo *logit*, conclui que, à medida que aumenta o nível de escolaridade dos pais, as crianças com pais solteiros tendem a obter resultados escolares inferiores, com menor probabilidade de frequentar a educação superior e, conseqüentemente, conseguir um diploma universitário.

Em relação ao desempenho escolar, Cervini, Dari e Quiroz (2014) examinam a influência da estrutura familiar nos resultados dos testes de matemática e linguagem das artes para alunos da sexta série na América Latina. Essa análise foi realizada através de um modelo multinível em que três níveis foram especificados: estudante, escola e país. Os autores concluem que os alunos pertencentes às famílias com os dois pais, têm pontuações mais altas em comparação com as crianças que vivem com uma mãe. Essa relação entre resultados educacionais e estrutura familiar também foi encontrado nos trabalhos de Marks (2006), Chui e Xihua (2008) e Hampden e Thompson (2013).

Da mesma forma, Langea, Maarten e Wolbersa (2014) analisaram a influência da família monoparental no desempenho acadêmico de crianças de 25 países, baseando-se nos resultados das provas PISA dos anos entre 2001 e 2003. A conclusão do estudo indicou que as crianças com famílias em que o chefe é uma mulher frequentam, em uma maior proporção, escolas onde o número de famílias monoparentais é maior. Além disso, os autores encontram uma relação negativa entre a configuração monoparental de família e o desempenho escolar das crianças. Da mesma forma, escolas com maior número de estudantes de lares monoparentais têm resultados inferiores, quando comparados com escolas de maior número de estudantes de famílias biparentais.

No contexto brasileiro, podemos citar Vasconcelos e Ribeiro (2015), o qual mensura o impacto da estrutura familiar sobre o atraso escolar das crianças. O método utilizado foi o de variáveis instrumentais, tendo como variável exógena para a estrutura familiar o percentual de pessoas religiosas nos municípios brasileiros. As evidências empíricas indicaram que crianças provenientes de domicílios com pai (padrasto) e mãe (madrasta) têm menor probabilidade de incorrerem em atraso escolar. Estes resultados evidenciam que a estrutura familiar impacta negativamente no nível de escolaridades dos filhos, equivalente ao obtido por Astone e McLanahan (1984) e Ribero (2001).

Trabalhos como o de Mesquita e Ramalho (2014) e o de Ferreira-Batista e Ayllón (2014) abordam os efeitos do arranjo familiar em aspectos diferentes da questão educacional. Os primeiros autores analisam o impacto da estrutura familiar na probabilidade do trabalho infantil no Brasil. É usado um modelo *probit* com dados do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Constatou-se que as crianças de famílias monoparentais são mais propensas a trabalhar em comparação com as famílias biparentais com um nível semelhante de renda. Além disso, também foi estudado o efeito sobre a saúde dos filhos de lares com os dois pais e de aqueles chefiados por mulheres. Nesta ordem, Ferreira-Batista e Ayllón (2014) através de um modelo de efeito de tratamento médio estudam a relação entre a estrutura familiar e o tamanho das crianças, constatando que filhos de mães solteiras têm uma altura 0,31 pontos menor para sua idade.

Por fim, como a evidência empírica indica, verificou-se que as famílias estruturadas de forma monoparental têm uma relação negativa com o nível de educação de maneira que as crianças de pais solteiros têm pontuações inferiores e são menos propensos a completar a escola. Além de ter maiores chances de trabalho infantil e de persistência ou aumento da pobreza em relação às famílias

biparentais, afetando assim o nível de oportunidades para crianças e sua renda média esperada. Embora a literatura internacional dedicada a este tema de estudo seja extensa, as investigações desta área são reduzidas no Brasil, tornando pertinente o desenvolvimento deste estudo.

3 Aspectos Teóricos e Metodológicos

Nesta seção será apresentada a estratégia empírica adotada no trabalho. Em primeiro lugar, será exposta uma breve revisão teórica acerca da desigualdade de oportunidades, assim como o problema de identificação de abordagens tradicionais. Em seguida, será apresentado o modelo de efeito de tratamento médio utilizado e, por fim, o método de inferência.

3.1 Desigualdade de Oportunidades: o que é a desigualdade injusta?

O conceito de igualdade de oportunidade tem como cerne as ideias político-filosóficas de justiça. Segundo Rawls (1971), uma alocação social é considerada justa não pela igualdade de da distribuição de resultados entre os indivíduos, mas sim pela igualdade do processo que antecede a configuração dos resultados. Esse processo é centrado na responsabilidade dos indivíduos sob suas escolhas. Nesse sentido, a justiça se dá quando, dadas as ações de responsabilidade do indivíduo, existe igualdade de resultados. Baseados nesse princípio de sensibilidade à responsabilidade individual, a visão igualitária moderna - defendida por Dworkin (1981), Arneson (1989) e entre outros autores - considera como indesejável a igualdade perfeita de resultados, uma vez que os resultados devem refletir os fatores cujo indivíduo é responsável no processo de obtenção dos resultados.

Tendo como base esse arcabouço teórico, Roemer (1998) argumenta que a desigualdade dos resultados econômicos dos indivíduos depende de dois grupos de fatores. De um lado, têm-se os fatores de circunstância que são aqueles que estão fora do controle do indivíduo, tais como *background* familiar (escolaridade e ocupação dos pais) e características pessoais (raça, gênero, local de nascimento, entre outros). Por outro lado, apresentam-se os fatores denominados de esforço os quais são passíveis de controle pelo indivíduo, como os anos de estudo, a decisão de migrar, as horas trabalhadas, etc. Dentre esses dois canais de origem da desigualdade de resultados, apenas o fator esforço é considerado como justo. Nesse sentido, a ideia básica da igualdade de oportunidades é que as diferenças de resultados entre os indivíduos devem ser consequências de variáveis de esforço, independentemente das variáveis de circunstância.

Todavia, não existe uma maneira objetiva de definição de esforço e, conseqüentemente, uma forma de mensuração. Alguns estudos consideram a variável esforço como uma variável latente, enquanto outros a consideram como uma variável observável, através de *proxies*. Fleurbaey (1998) considera o esforço como um aspecto não observável, o qual é definido exogenamente aos fatores de circunstâncias, utilizando métodos não paramétricos na tentativa de sua mensuração. No sentido oposto, algumas abordagens julgam o esforço como observável, sendo este determinado endogenamente às condições circunstanciais, tal como em Borghingnon *et al.* (2007), mensurado a partir de métodos paramétricos.

Considerando um contexto econômico, o resultado pode ser considerado como a renda do indivíduo. Portanto, dado o esforço, a desigualdade de renda deveria ser independente de fatores circunstanciais, caso contrário esse diferencial de renda é injusto. Nesse sentido, os impactos da composição familiar do indivíduo, se monoparental chefiada pela mãe ou se biparental composta por ambos os pais, caracteriza-se como socialmente não desejável. Na próxima subseção será apresentado o modelo de efeito de tratamento usado para identificar a existência do efeito desse fator de circunstância no resultado econômico dos indivíduos, caracterizando um fato gerador de desigualdade de oportunidades.

3.2 Efeito de Tratamento Médio

Como visto anteriormente, a estimação da desigualdade de oportunidades a partir de uma função de rendimentos pressupõe a utilização de um conjunto de variáveis de circunstância e de esforço. Como nem sempre é possível ter esses dois conjuntos bem definidos, alguns métodos de estimação podem conter um viés causado pela má identificação do modelo ou pela falta de variáveis importantes.

Dessa forma, a utilização do efeito de tratamento médio tenta contornar essas dificuldades através da separação da amostra em dois grupos (tratamento e controle) com características aproximadas, diferenciados pela aplicação do tratamento - nesse caso, a estrutura familiar. O tratamento é considerado como uma variável binária, e são descritas medidas de comparação do efeito do tratamento sobre a desigualdade entre o grupo tratado e não tratado. Para tanto, é esperado um efeito do tratamento positivo, dado que a literatura especializada enfatiza que famílias monoparentais (filhos criados apenas pelas mães) apresentam rendimentos menores, em média, que as famílias biparentais.

O tratamento é representado por uma variável binária D_i , o resultado Y_i (log dos salários por hora) continuamente distribuído e a relação causal entre o tratamento e o resultado é caracterizada por resultados potenciais Y_{Di} , dado o status do tratamento $D_i = D$ (RUBIN, 1977). Assim, Y_{1i} é o salário potencial para o grupo de tratamento e Y_{0i} é o salário potencial para o grupo de controle. Os resultados potenciais podem ser determinados por um modelo de mudança endógena:

$$Y_{1i} = \mu_1(X_i) + \sigma_1(X_i)\varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$Y_{0i} = \mu_0(X_i) + \sigma_0(X_i)\varepsilon_{0i} \quad (2)$$

onde X_i é um conjunto de covariáveis exógenas, $\mu_1(X_i)$ e $\mu_0(X_i)$ são funções desconhecidas, e $\sigma_1(X_i)$ e $\sigma_0(X_i)$ são as escalas condicionais. Os termos de erro normalizados ε_{1i} e ε_{0i} têm as propriedades $E[\varepsilon_{Di}|x_i] = 0$ e $E[\varepsilon_{Di}^2|x_i] = 1$, para $D = 0,1$. Dessa forma, o parâmetro de interesse é o efeito do tratamento sobre a desigualdade nos grupos definida como $r(X) = \frac{\sigma_1(X)}{\sigma_0(X)}$.

No entanto, como não é possível observar, *ex ante*, o resultado potencial dos dois *status* de tratamento para um mesmo indivíduo, a identificação da razão de escala $r(X)$ não pode ser realizada diretamente. Além disso, os métodos tradicionais podem superestimar o efeito causal do tratamento sobre a desigualdade entre os grupos. Diante disso, estimadores não paramétricos, assim como a construção de contrafactuais, podem solucionar o problema de identificação.²

Sabendo que há dois resultados potenciais (Y_1, Y_0) e uma variável binária de escolha D , onde $D = 1$ ocorre se o indivíduo está no grupo de tratamento obtendo o resultado Y_1 e $D = 0$, se o indivíduo não está no grupo de tratamento obtendo Y_0 , de modo que os resultados são observados³. Assim, o resultado observado Y pode ser escrito pela regressão abaixo:

$$Y = DY_1 + (1 - D)Y_0 \quad (3)$$

Para tanto, a estrutura do resultado é representado por

$$Y_i = \mu_i(X) + U_i \quad (4)$$

² Para outras regras de identificação ver Imbens e Rubin (1997) e Abadie (2002, 2003).

³ Ver D'haultfoeuille e Maruel (2009).

onde X representa um vetor de variáveis observadas, enquanto que U_i são fatores não observados, para $i = 0, 1$. Substituindo a equação (4) na equação (3), tem-se

$$Y = \mu_i(X) + \{[\mu_1(X) - \mu_0(X)] + U_1 - U_0\}D + U_0 \quad (5)$$

O benefício marginal do tratamento é o efeito causal associado à mudança de uma pessoa idêntica, *ceteris paribus*, do estado “0” para o estado “1”. Portanto, o benefício marginal é caracterizado pela diferença entre os resultados observados nos dois estados:

$$\beta = Y_1 - Y_0 \quad (6)$$

$$\beta = [\mu_1(X) - \mu_0(X)] + (U_1 - U_0) \quad (7)$$

Para tanto, seguindo Heckman e Honoré (1990), não é assumida nenhuma forma para as funções μ_1 e μ_0 , e a distribuição de U_1 e U_0 é desconhecida, ao contrário do modelo de Roy original (1951).

Por fim, o método atende as hipóteses de que (U_1, U_0) são independentes de X ; os valores de $E|Y_1|$, $E|Y_0|$ são finitos; e que a $0 < \Pr(D = 1|X) < 1$.

A inferência é realizada pelo estimador de correspondência baseado na variância, que usa *scores* de propensão estimados $\hat{p}(X, Z)$ para procurar e atribuir pesos aos pares simétricos (i, j) com *status* de tratamento opostos, dados os valores de X . Como dificilmente a soma das probabilidades é igual a um nos pareamentos, é construída uma função *Kernel* que atribui um maior peso, para cada par de indivíduos (i, j) com $(D_i, D_j) = (1, 0)$, aos pares em que a soma das probabilidades estão mais próximas de um. Para tanto, o peso de *Kernel* é dado pela equação (8),

$$\widehat{k}_{ij} = K_{1n}(1 - \hat{p}(X_i, Z_i) - \hat{p}(X_j, Z_j)) \quad (8)$$

onde K_{1n} é uma função *Kernel*.

Os *scores* de propensão para um indivíduo que recebe tratamento $\hat{p}(X_i, Z_i)$, e para um que não recebe tratamento $\hat{p}(X_j, Z_j)$ são obtidos a partir da função *Kernel* ϕ_{ij} .

$$\hat{p}(X_i, Z_i) = \frac{\sum_j \phi_{ij} D_j}{\sum_j \phi_{ij}} \quad (9)$$

$$\hat{p}(X_j, Z_j) = \frac{\sum_j \phi_{ij} (1 - D_j)}{\sum_j \phi_{ij}} \quad (10)$$

Em seguida, é calculado o diferencial de resultados para cada par, dadas os valores das covariáveis $X_i = X_j = X$. Por fim, o efeito de tratamento é a média de todos os diferenciais dos pares simétricos, ponderados pelas estimativas de \widehat{k}_{ij} . A seleção da *bandwidth* ótima segue a regra de Silverman⁴.

⁴ Ver Silverman (1986) e Jones, Marron e Sheather (1996).

4 Descrição dos Dados

Nesta seção é apresentado um breve resumo estatístico do comportamento das variáveis estudadas. A fonte de informação provém da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no período entre 2001 e 2013. Esta pesquisa é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) desde 1960 com frequência anual, exceto em anos de censo demográfico.

Foi escolhida como variável dependente o logaritmo do salário por hora dos indivíduos. Por sua vez, como fatores de controle são usados atributos pessoais, familiares e de residência dos entrevistados. Entre os atributos pessoais e familiares, são incluídos anos de estudo do filho e do chefe da família. A descrição de cada uma das variáveis utilizadas pode ser encontrada na Tabela 1.

Tabela 1: Descrição das Variáveis Utilizadas

Variáveis	Definição
Variável Dependente	
Renda	Renda de todos os trabalhos (Logaritmo do salário por hora)
Atributos Pessoais	
Sexo	Variável binária: 1 masculino; 0 feminino
Cor/raça	Variável binária: 1 branco; 0 não branco
Idade	Idade do filho
Idade2	Idade ao quadrado
Estudo	Anos de estudo do filho
Atributos familiares	
Tipo de família	Variável binária: 1 biparental ¹ ; 0 monoparental ²
Chefe	Variável binária: 1 responsável pela família; 0 caso contrário.
Estudo do Chefe	Anos de estudo do responsável pela família ³
Residência	
UF	Variável binária: 1 reside nas regiões Sul/Sudeste/Centro-Oeste; 0 reside nas regiões Norte/ Nordeste
Urbana	Variável binária: 1 reside na zona urbana; 0 caso contrário
Metrópole	Variável binária: 1 reside na região metropolitana; 0 caso contrário
Migração	Variável binária: 1 migrante; 0 não migrante

Fonte: Elaboração própria dos autores com base nos dados das PNADs.

Notas: ¹Casal com filhos. ²Mãe com filhos. ³ Apesar de reconhecer a importância da educação dos pais para os filhos, a última PNAD a reportar tal informação é a de 1996, no suplemento de mobilidade social. Por esse motivo, foi utilizada a escolaridade do chefe da família.

Já, na Tabela 2, são apresentadas as estatísticas descritivas resumidas. Pode ser visto que a média dos anos de estudo do chefe da família elevou-se durante o período estudado. No entanto, esse crescimento da escolaridade entre 13 anos compreendidos entre o ano inicial e o final é modesto, variando 1,73 anos. Observando no contexto recente, a evolução desta variável encontra-se no sentido oposto, ocorrendo um decréscimo de 1,2% em 2013 em relação ao ano anterior. Além disso, evidencia-se que a renda do responsável pela família obteve um comportamento de expansão no período analisado, variando 10% entre 2001 e 2013. Este resultado pode estar relacionado com o aumento de anos de educação dos pais.

De igual modo, a média de escolaridade dos filhos exhibe uma evolução positiva de 1,25 anos no período estudado, sendo inferior em relação ao resultado apresentado pela educação do chefe do domicílio. No que tange a configuração da estrutura da família, verificou-se que o percentual de domicílios pesquisados com a existência de dois pais oscila em torno de 62% nos anos analisados. Apesar da predominância da biparentalidade na estrutura do lar, essa proporção reduziu em 2 pontos percentuais no último ano em relação ao ano anterior, o que reflete que 40% das famílias é monoparental chefiado por mulher.

Observa-se ainda que, em média, 97% da população vivem em áreas urbanas, onde 28% das pessoas, em média, moram em regiões metropolitanas. Finalmente, a migração apresenta uma tendência de queda, indicando que os migrantes eram 32% em 2001 e 25% em 2013.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das Variáveis

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013
	Média											
Renda	958,37	931,97	855,25	860,02	900,55	976,21	1014,08	1045,52	1071,03	1165,84	1206,58	1254,36
Homem	0,56	0,56	0,57	0,55	0,56	0,56	0,56	0,57	0,56	0,56	0,56	0,56
Branco	0,58	0,57	0,57	0,55	0,54	0,54	0,54	0,52	0,52	0,51	0,5	0,49
Idade	25,3	25,33	25,59	25,69	25,65	25,92	26,05	26,12	26,47	26,7	26,72	27,17
Idade2	698,18	698,8	712,65	720,11	717,21	732,49	740,06	744,09	765,67	781,87	782,51	813,79
Anos de Estudo	9,51	9,66	9,93	10,03	10,2	10,36	10,37	10,48	10,62	10,65	10,74	10,76
UF	0,76	0,75	0,76	0,76	0,77	0,75	0,75	0,74	0,74	0,74	0,74	0,73
Urbana	0,97	0,97	0,97	0,97	0,96	0,96	0,97	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97
Metrópole	0,6	0,6	0,59	0,59	0,6	0,59	0,58	0,6	0,59	0,56	0,55	0,55
Migração	0,32	0,31	0,3	0,3	0,29	0,29	0,28	0,27	0,27	0,27	0,26	0,25
Tipo de Família	0,63	0,63	0,62	0,61	0,62	0,62	0,62	0,62	0,61	0,62	0,62	0,60
Estudo do Chefe	4,85	5,1	5,11	5,3	5,42	5,55	5,72	6,08	6,18	6,33	6,66	6,58
Observações	18.969	20.033	19.714	20.807	21.425	22.081	21.658	21.647	21.919	20.028	20.575	20.108

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados das PNADs.

Nota: Os desvios-padrões, valores máximos e mínimos foram omitidos por falta de espaço. Podem ser verificados junto aos autores.

O ano de 2010 não foi realizado PNAD por conta do censo demográfico.

Nas variáveis binárias a média reporta a proporção da categoria observada.

5 Resultados

Esta seção comporta os resultados e as discussões do estudo. Primeiro é apresentado o efeito de tratamento médio estimado por *probit* e *logit*, tendo como tratamento a estrutura familiar conforme definida anteriormente. Em seguida, essa análise é desagregada segundo três grupos de escolaridade do chefe da família. Por fim, é observado o impacto de cada uma das variáveis de controle utilizadas no resultado dos indivíduos, dado o tratamento utilizado.

Com base nas estimações realizadas, foi constatada a existência de um efeito positivo e estatisticamente significativo a 1% em prol da estrutura familiar biparental, para todo o período estudado. De acordo com a Tabela 3, observa-se que este resultado oscila entre 0,09 a 0,15 entre 2001 e 2013. Isso significa que ser filho de uma família com a presença de ambos os pais proporciona uma renda, em média, de 9% a 15% superior àqueles indivíduos cuja família é monoparental chefiada pela mãe. A análise dos resultados segue o mesmo raciocínio nas demais tabelas.

Tabela 3: Efeito de Tratamento Médio – Estrutura Familiar (Tratamento)

Var. Dependente: Renda (Log do Salário por hora)		
Ano	Probit	Logit
2001	0.1417*** (0.0126)	0.1407*** (0.0132)
2002	0.1142*** (0.0135)	0.1114*** (0.0129)
2003	0.1342*** (0.0135)	0.1328*** (0.0138)
2004	0.1565*** (0.0121)	0.1577*** (0.0127)
2005	0.1308*** (0.0122)	0.1287*** (0.0125)
2006	0.1423*** (0.0134)	0.1401*** (0.0126)
2007	0.1245*** (0.0114)	0.1219*** (0.0120)
2008	0.1273*** (0.0107)	0.1277*** (0.0114)
2009	0.1335*** (0.0115)	0.1336*** (0.0119)
2011	0.1134*** (0.0114)	0.1112*** (0.0111)
2012	0.0963*** (0.0102)	0.0930*** (0.0114)
2013	0.1258*** (0.0116)	0.1263*** (0.0119)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2001 à 2013.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, computados por bootstrap com 1.000 replicações.

Notas: ***p-valor < 0,01. ** p-valor

Entre 2001 e 2013, houve uma variação do efeito, passando de uma média de 0,14 no primeiro ano para 0,12 no último ano. Durante esse período, cabe destacar o maior valor encontrado para o ano de 2004, o qual consistiu em 0,15 para os dois métodos de estimação. Por outro lado, o menor coeficiente foi de 0,09 no ano de 2012.

Como forma de dar maior robustez aos resultados, a Tabela 4 apresenta o efeito do tratamento para três grupos distintos de escolaridade do chefe da família, a saber: i) baixa escolaridade, de 0 a 4 anos de estudo; ii) média escolaridade, de 5 a 9 anos; e iii) alta escolaridade, de 10 ou mais anos de estudo. Todos os resultados encontrados apresentaram-se estatisticamente significativos a 1%. Além disso, é pertinente frisar que os grupos de anos de estudo foram escolhidos de maneira *ad hoc*. Contudo, ao analisarem-se diferentes faixas de escolaridade, os resultados mantiveram-se relativamente constantes.

Tabela 4: Efeito de Tratamento Médio por grupo de Escolaridade do Chefe – Estrutura Familiar (Tratamento)

Var. Dependente: Renda (Log do Salário por hora)			
	Baixa (0 a 4 anos)	Média (5 a 9 anos)	Alta (10 ou mais anos)
	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
2001	0.132*** (0.017)	0.126*** (0.026)	0.192*** (0.031)
2002	0.119*** (0.018)	0.087*** (0.029)	0.141*** (0.033)
2003	0.128*** (0.017)	0.120*** (0.032)	0.171*** (0.026)
2004	0.148*** (0.017)	0.187*** (0.029)	0.153*** (0.024)
2005	0.123*** (0.018)	0.110*** (0.021)	0.159*** (0.025)
2006	0.144*** (0.019)	0.121*** (0.027)	0.150*** (0.025)
2007	0.129*** (0.018)	0.131*** (0.024)	0.105*** (0.022)
2008	0.120*** (0.015)	0.122*** (0.022)	0.138*** (0.031)
2009	0.141*** (0.016)	0.133*** (0.025)	0.124*** (0.023)
2011	0.096*** (0.016)	0.162*** (0.026)	0.092*** (0.019)
2012	0.083*** (0.015)	0.116*** (0.022)	0.095*** (0.019)
2013	0.132*** (0.019)	0.120*** (0.021)	0.120*** (0.021)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2001 à 2013.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, computados por bootstrap com 1.000 replicações.

Notas: ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

Para o grupo de indivíduos com chefe de família de baixa escolaridade, o impacto da estrutura familiar flutua entre 0,08 e 0,14, sendo também 2012 o ano de menor impacto. Apesar da existência de oscilações, percebe-se um impacto de 0,13 tanto em 2001 quanto em 2013, o que indica certa estabilidade do impacto da composição da família nesse grupo.

No que tange o grupo com chefe de família com 5 a 9 anos de estudo, o efeito do tratamento médio compreende valores entre 0,08 a 0,18 ao longo do período. Da mesma forma que o grupo anterior, os anos de 2001 e 2013 apresentam resultados muito próximos, sendo em torno do valor de 0,12.

Em relação ao grupo com chefe de alta escolaridade, o impacto da estrutura da família varia entre 0,09 e 0,19. Diferentemente dos dois grupos anteriores, foi observado uma redução dos efeitos entre os anos de 2001 e 2013, saindo de 0,19 no primeiro ano para 0,12 no último ano. Esse resultado destaca-se por ser um indício de que uma maior escolaridade do chefe da família conseguiu reduzir o *gap* de rendimentos entre os filhos das famílias monoparentais em relação às biparentais.

Quando observamos os resultados para cada grupo durante o mesmo ano, o grupo de maior escolaridade do chefe apresentou o coeficiente de 0,19 para 2001, enquanto que o coeficiente foi 0,13 para o grupo de 0 a 4 anos de estudo. Em 2013, o grupo de indivíduos cujo chefe da família apresenta 10 anos ou mais de estudo obteve efeito de 0,12, ao passo que o grupo de menor escolaridade do chefe foi de 0,13. Esses apontamentos corroboram o que foi exposto no parágrafo anterior.

Na Tabela 5, são expostos os coeficientes para cada uma das variáveis explicativas consideradas no modelo de efeito de tratamento através da estimação de um *probit* em dois estágios, contendo a estrutura familiar como tratamento. Por meio desse método, é possível identificar as características individuais mais relevantes na determinação do diferencial da renda entre os grupos mono e biparental.

Percebe-se como características importantes na determinação do diferencial de rendimentos entre os dois tipos de famílias a região de nascimento, com um *gap* positivo para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em detrimento de Norte e Nordeste, ser do sexo masculino, de cor branca e residir em área urbana. A idade, o nível de escolaridade do filho e o fato de residir em uma região metropolitana contam a favor dos filhos de famílias biparentais, quando comparados com seus pares em lares monoparentais.

Por outro lado, a migração não relevou ser significativa e ter grande impacto entre os tipos de estrutura familiar na quase totalidade do período. Cabe ressaltar ainda, que as covariadas experiência e a *dummy* para o chefe da família foram excluídas da estimação por conta de multicolinearidade.

Tabela 5: Efeito de Tratamento Médio – Impacto das variáveis utilizadas (Tratamento = Estrutura Familiar)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013
	Variável Dependente (Log do salário por hora)											
Homem	0,0948** (0,0417)	0,0623 (0,0411)	0,0285 (0,0377)	0,0763** (0,0371)	0,0815** (0,0351)	0,0861** (0,0375)	0,0467 (0,0341)	0,1390*** (0,0330)	0,0786** (0,0326)	0,1493*** (0,0293)	0,0055 (0,0319)	0,0612** (0,0310)
Branco	0,1268*** (0,0158)	0,1210*** (0,0152)	0,1334*** (0,0139)	0,1488*** (0,0117)	0,1163*** (0,0117)	0,1013*** (0,0121)	0,0785*** (0,0186)	0,1190*** (0,0130)	0,0816*** (0,0163)	0,1124*** (0,0121)	0,0556*** (0,0162)	0,0822*** (0,0150)
Idade	0,1064*** (0,0072)	0,1065*** (0,0066)	0,1043*** (0,0064)	0,1095*** (0,0063)	0,0974*** (0,0059)	0,0893*** (0,0050)	0,0885*** (0,0067)	0,0866*** (0,0061)	0,0820*** (0,0055)	0,0707*** (0,0049)	0,0711*** (0,0059)	0,0725*** (0,0063)
Idade2	-0,0009*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0011*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0009*** (0,0001)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0000)	-0,0002** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)
Experiência	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Experiência2	-0,0002** (0,0001)	-0,0000 (0,0001)	-0,0003** (0,0001)	-0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	-0,0000 (0,0001)	-0,0002* (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	0,0001 (0,0000)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0000 (0,0001)
Anos Estudo	0,0925*** (0,0076)	0,0955*** (0,0078)	0,0794*** (0,0096)	0,0964*** (0,0075)	0,0983*** (0,0080)	0,1002*** (0,0083)	0,0853*** (0,0074)	0,1027*** (0,0079)	0,0928*** (0,0082)	0,0901*** (0,0068)	0,0604*** (0,0073)	0,0670*** (0,0083)
UF	0,2708*** (0,0120)	0,2543*** (0,0142)	0,2577*** (0,0135)	0,2479*** (0,0153)	0,2493*** (0,0118)	0,2192*** (0,0114)	0,2211*** (0,0132)	0,2459*** (0,0130)	0,1819*** (0,0151)	0,1874*** (0,0150)	0,1773*** (0,0147)	0,1765*** (0,0141)
Urbana	0,2799*** (0,0434)	0,1907*** (0,0477)	0,3131*** (0,0587)	0,1748*** (0,0486)	0,1677*** (0,0399)	0,1678*** (0,0434)	0,1795*** (0,0380)	0,1255*** (0,0357)	0,1803*** (0,0397)	0,1873*** (0,0396)	0,2849*** (0,0427)	0,2281*** (0,0409)
Metrópole	0,0660*** (0,0116)	0,0605*** (0,0128)	0,0422*** (0,0126)	0,0368*** (0,0112)	0,0217* (0,0107)	0,0378*** (0,0114)	0,0216* (0,0113)	0,0198** (0,0101)	0,0420*** (0,0118)	0,0331*** (0,0105)	0,0455*** (0,0136)	0,0464*** (0,0127)
Migração	0,0121 (0,0115)	0,0012 (0,0129)	-0,0000 (0,0142)	-0,0123 (0,0112)	-0,0129 (0,0120)	0,0109 (0,0110)	-0,0029 (0,0119)	0,0093 (0,0115)	0,0142 (0,0118)	-0,0048 (0,0101)	0,0343** (0,0162)	-0,0041 (0,0124)
Chefe	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Estudo Chefe	-0,0005 (0,0012)	0,0014 (0,0013)	0,0008 (0,0013)	0,0022** (0,0010)	0,0020* (0,0010)	0,0012 (0,0010)	0,0026** (0,0010)	-0,0011 (0,0011)	0,0024** (0,0010)	0,0019* (0,0009)	0,0007 (0,0013)	-0,0026** (0,0010)
Constante	0,6729*** (0,2539)	0,6045** (0,2486)	0,5655** (0,2504)	0,9287*** (0,2240)	1,1727*** (0,2198)	1,4471*** (0,1986)	1,4937*** (0,2327)	1,8680*** (0,2384)	1,7677*** (0,2056)	2,6852*** (0,2358)	2,0122*** (0,2304)	2,6143*** (0,2707)
Λ	-0,4112** (0,1644)	-0,6433*** (0,1765)	-0,7401*** (0,1754)	-0,4622*** (0,1572)	-0,5240*** (0,1645)	-0,4394*** (0,1572)	-0,6039*** (0,1648)	-0,3267* (0,1784)	-0,5966*** (0,1629)	-0,1921 (0,1764)	-0,9405*** (0,1687)	-0,5671*** (0,1994)
P	-0,5738	-0,7924	-0,8765	-0,6386	-0,7124	-0,6309	-0,7973	-0,5065	-0,8058	-0,3286	-1,0000	-0,7904
Σ	0,7166	0,8117	0,8443	0,7238	0,7355	0,6965	0,7573	0,6451	0,7404	0,5847	0,9097	0,7174
Observações	18.674	19.687	19.377	20.579	21.217	21.668	21.174	21.218	21.483	19.602	20.113	19.621

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2001 à 2013.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, computados por *bootstrap* com 1.000 replicações.

As variáveis experiência e chefe foram omitidas por conta de colinearidade.

Notas: ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

5.1 A Estrutura Familiar e as Variáveis de Esforço

Utilizando a abordagem de Borguingnon *et al.* (2007), o qual considera variáveis de esforço como observáveis, avalia-se o impacto das variáveis de esforço nos resultados dos indivíduos provenientes de arranjos familiares monoparentais e biparentais. Ou seja, uma vez identificada a existência de efeito do arranjo familiar no rendimento dos indivíduos, busca-se analisar o comportamento de tal efeito em contextos de alto e baixo esforço exercidos pelo indivíduo. As variáveis anos de estudo, horas trabalhadas, migração e *status* no mercado de trabalho (trabalho formal ou informal) foram empregadas como variáveis *proxies* para o esforço do indivíduo. É pertinente notar que a escolha destas variáveis, bem como a sua classificação entre alto e baixo esforço, foi escolhida de maneira *ad hoc*.

Em relação ao quesito anos de estudo, foi considerado como alto esforço indivíduos cuja escolaridade ultrapassou oito anos de estudo e, como baixo esforço, caso contrário⁵. De acordo com a Tabela 6, observa-se que o efeito da estrutura familiar para o grupo de alto esforço oscila entre 0,0512 a 0,1073 entre 2001 e 2013. Isso significa que ser filho de uma família com a presença de ambos os pais exercendo alto esforço em termos educacionais proporciona uma renda, em média, de 5,12% a 10,73% superior àqueles indivíduos com o mesmo nível de esforço, mas cuja família é monoparental chefiada pela mãe. Observa-se que o efeito elevou-se entre 2001 e 2013, saindo de 0,0969 para 0,1024 no último ano considerado. Na mesma ordem, analisando esses resultados para os indivíduos com menos de oito anos de escolaridade (baixo esforço), constata-se que a magnitude do efeito da estrutura familiar é menor, variando entre 0,0399 a 0,0807 no mesmo período. Em relação à evolução entre o ano inicial e final, o grupo de baixo esforço também apresentou elevação: saindo de 0,0456 em 2001 para 0,0665 em 2013.

O número de horas trabalhadas foi considerado como variável de esforço caracterizando-se como alto esforço, caso o indivíduo trabalhe mais de 40 horas semanais e, como baixo esforço, quando a carga horária for inferior a esse montante. Para o grupo de indivíduos que exercem alto esforço, o rendimento para aqueles com a estrutura familiar biparental ficou entre 4,62% a 11,71% maior em relação àqueles indivíduos oriundos de famílias chefiadas somente pela mãe. Esse diferencial elevou-se entre o início e o final do período analisado, saindo de 0,0707 em 2001 para 0,1171 no último ano. Já, para os indivíduos que exercem baixo esforço, a influência da estrutura familiar oscila entre 0,0421 a 0,1476 entre 2001 a 2013. Diferentemente dos filhos pertencentes ao grupo de alto esforço, os impactos da composição do lar reduziu-se no período estudado, caindo de 0,1068 em 2001 para 0,0462 em 2013.

A escolha por migrar da região de residência a fim de buscar oportunidades de melhoria de bem-estar pode ser configurada como uma variável de esforço. Assim, foi considerado como alto esforço os indivíduos migrantes e, como baixo esforço, os não migrantes. O efeito encontrado para a influência do desenho familiar de pessoas migrantes oscilou entre 0,0417 a 0,1214. Para o início do período estudado, este valor consistiu em 0,0806, expandindo-se para 0,1204 em 2013. O impacto da estrutura familiar comportou-se de maneira semelhante para os indivíduos com baixo esforço, porém apresentando intervalo de oscilação menor: de 0,0572 a 0,1143. Nesse grupo de esforço, a evolução dos resultados entre os anos inicial e final foi pequena, saindo de 0,0819 em 2001 para 0,0935 em 2013.

Ainda, incluiu-se a condição do emprego como variável de esforço. Nesse caso, se o indivíduo apresenta vínculo formal de trabalho, evidencia alto esforço e, caso contrário, baixo esforço. A composição do lar exerce um diferencial de rendimentos que oscila entre 0,0258 a 0,0710 nos indivíduos que exercem alto esforço entre 2001 a 2013. Em contraste, esse intervalo é bastante superior no grupo de indivíduos com vínculo empregatício informal (baixo esforço), cuja oscilação se deu entre 0,0644 a 0,2165. Em ambos os grupos, observou-se expansão dos valores encontrados entre 2001 e 2013.

⁵ Esse recorte foi escolhido por sinalizar o equivalente ao primeiro grau na modalidade de ensino seriada.

Conforme o exposto, a influência da variável de circunstância da composição da família nos resultados econômicos futuros, sobre a qual o indivíduo não apresenta controle, altera-se conforme o esforço exercido por ele. Em relação aos anos de estudo, contata-se que o impacto da composição do lar é maior naqueles indivíduos que exercem alto esforço em praticamente a totalidade dos anos analisados. Por outro lado, diferentemente da variável anos de estudo, esse efeito estudado foi superior no baixo esforço na maioria dos anos analisados para as demais variáveis analisadas. Dessa forma, a escolha de exercer esforço em tais variáveis, a saber: migração, horas trabalhadas e *status* do emprego, pode se configurar como um caminho a fim de se mitigar os efeitos negativos nos resultados futuros das crianças oriundas de lares monoparentais

Tabela 6: Efeito de Tratamento Médio – Impacto das variáveis de esforço (Tratamento = Estrutura Familiar)

Var. Dependente: Renda (Log do Salário por hora)								
Ano	Anos de Estudo		Horas Trabalhadas		Migração		Status no Mercado de Trabalho	
	Acima de 8 anos (alto esforço)	Até 8 anos (baixo esforço)	Acima de 40 horas (alto esforço)	Até 40 horas (baixo esforço)	Migrantes (alto esforço)	Não Migrantes (baixo esforço)	Formal (alto esforço)	Informal (baixo esforço)
2001	0,0969*** (0,0149)	0,0456** (0,0186)	0,0707*** (0,0132)	0,1068*** (0,0308)	0,0806*** (0,0222)	0,0819*** (0,0148)	0,0597*** (0,0129)	0,0879** (0,0367)
2002	0,0512*** (0,0153)	0,0304 (0,0208)	0,0462*** (0,0138)	0,0520* (0,0294)	0,0070 (0,0220)	0,0572*** (0,0148)	0,0258** (0,0123)	0,0644* (0,0388)
2003	0,0922*** (0,0167)	0,0199 (0,0219)	0,0552*** (0,0139)	0,0858*** (0,0292)	0,0195 (0,0230)	0,0839*** (0,0167)	0,0550*** (0,0130)	0,0771** (0,0362)
2004	0,1040*** (0,0131)	0,0696*** (0,0252)	0,0965*** (0,0129)	0,0649** (0,0264)	0,0868*** (0,0203)	0,0873*** (0,0139)	0,0656*** (0,012)	0,0999*** (0,0350)
2005	0,0863*** (0,0121)	0,0272 (0,0230)	0,0923*** (0,0124)	0,0199 (0,0269)	0,0568*** (0,0202)	0,0775*** (0,0133)	0,0681*** (0,0108)	0,0451 (0,0345)
2006	0,0896*** (0,0125)	0,0770** (0,0315)	0,0808*** (0,0131)	0,1476*** (0,0357)	0,0683*** (0,0206)	0,1143*** (0,0344)	0,0680*** (0,0116)	0,2158*** (0,0811)
2007	0,0746*** (0,012)	0,0807*** (0,0234)	0,0804*** (0,0124)	0,0708*** (0,0246)	0,0541*** (0,0209)	0,0828*** (0,0130)	0,0624*** (0,0105)	0,1275*** (0,03826)
2008	0,0917*** (0,0119)	0,0470** (0,0236)	0,0892*** (0,0114)	0,0961*** (0,0253)	0,0672*** (0,0212)	0,0967*** (0,0124)	0,0710*** (0,0106)	0,1135*** (0,0375)
2009	0,1073*** (0,0123)	0,0399* (0,0237)	0,1062*** (0,0129)	0,0743*** (0,0253)	0,0860*** (0,0199)	0,0989*** (0,0143)	0,0882*** (0,0105)	0,1015** (0,0419)
2011	0,0776*** (0,0111)	0,0757** (0,0359)	0,0745*** (0,0113)	0,0798*** (0,0282)	0,0820*** (0,0254)	0,0696*** (0,0126)	0,0453*** (0,0109)	0,2027*** (0,04981)
2012	0,0783*** (0,0109)	0,0557** (0,0273)	0,0789*** (0,0118)	0,0858*** (0,0236)	0,0417* (0,0231)	0,0970*** (0,0119)	0,0671*** (0,0101)	0,1413*** (0,0459)
2013	0,1024*** (0,0118)	0,0665** (0,0259)	0,1171*** (0,0126)	0,0421* (0,0250)	0,1214*** (0,0236)	0,0935*** (0,0124)	0,0709*** (0,0109)	0,2165*** (0,0495)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2001 à 2013.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, computados por bootstrap com 1.000 replicações.

Notas: ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

5.2 Análise de Robustez

Conforme pontuado na revisão de literatura, a composição familiar apresenta impactos significativos no que tange ao desempenho escolar e o nível educacional atingido pelos indivíduos. Os resultados acadêmicos, por sua vez, determinam o resultado econômico individual. Assim, como forma de analisar a robustez dos resultados encontrados, optou-se por analisar o retorno da

educação em termos de rendimentos para cada um dos dois tipos de configuração familiar considerados no presente artigo. À luz dos resultados encontrados anteriormente, espera-se que os retornos educacionais em termos de renda dos indivíduos sejam maiores naqueles oriundos de famílias biparentais do que de famílias monoparentais.

Para isso, utilizou-se o método do método de regressões quantílicas⁶ (RQ) aplicados à equação de Mincer⁷, tendo como controles o gênero, a raça, a localização do indivíduo (urbana ou não), o *status* no mercado de trabalho (formal ou informal), a quantidade de horas trabalhadas e se o indivíduo é migrante. A escolha deste método para a realização da estimação da equação minceriana se dá, uma vez que as regressões quantílicas mostram-se mais robustas aos resultados em relação à estimação por mínimos quadrados ordinários (MQO). Além disso, as RQ possibilitam a análise dos efeitos nos diferentes níveis (quantis) de rendimento.

Tabela 7: Retornos da Educação, 2001 - 2013

Ano	2001		2013	
	Biparental	Monoparental	Biparental	Monoparental
<i>Regressão Quantílica</i>				
Quantil 0,95	0,1824*** (0,0047)	0,1676*** (0,0059)	0,1385*** (0,0048)	0,122614*** (0,0056)
Quantil 0,75	0,1656*** (0,0027)	0,1417*** (0,0031)	0,1196*** (0,0024)	0,0996*** (0,0031)
Quantil 0,50	0,1468*** (0,0024)	0,1199*** (0,0027)	0,1031*** (0,0020)	0,0808*** (0,0022)
Quantil 0,25	0,1316*** (0,0025)	0,1122*** (0,0029)	0,0930*** (0,0021)	0,0750*** (0,0022)
Quantil 0,05	0,1434*** (0,0045)	0,1241*** (0,0055)	0,1013*** (0,0034)	0,0836*** (0,0051)
<i>Mínimos Quadrados Ordinários</i>				
	0,1564*** (0,0020)	0,1339*** (0,0023)	0,1158*** (0,0018)	0,0976*** (0,0021)

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Por questões de espaço no artigo, optou-se em mostrar apenas o primeiro e o último ano.

Os resultados podem ser observados na Tabela 7, a qual evidencia que o retorno educacional em termos de renda é superior para o grupo de indivíduos provenientes de famílias biparentais em relação àqueles vindos de famílias monoparentais chefiadas pela mãe os anos de 2001 e 2013 para todos os quantis analisados pela regressão quantílica, bem como por mínimos quadrados ordinários. Esses resultados indicam a possível presença de diferenciais de resultados dos indivíduos em função do arranjo familiar de sua origem, estando em consonância com os resultados apresentados no início da seção.

Ao mesmo tempo em que o diferencial de retornos entre famílias monoparentais e biparentais ter se manteve relativamente constante entre 2001 e 2013, houve uma redução do retorno educacional em todos os quantis de rendimentos estudados. Essa contração da resposta em termos de renda em relação aos anos de estudo, evidencia um estreitamento da capacidade

⁶ Mais detalhes ver Angrist e Pischke (2008).

⁷ A equação de Mincer (1974) é amplamente utilizada na literatura para análise dos retornos de educação. Nessa equação, tem-se os rendimentos (W) como variável explicada e como variáveis explicativas a escolaridade ($EDUC_i$), à experiência (EXP_i) e um vetor com demais atributos (Z), conforme representado abaixo:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 EDUC_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \gamma'Z + \varepsilon_i$$

desta variável de esforço em abrandar o impacto da estrutura familiar (variável de circunstância) na determinação dos resultados econômicos do indivíduo.

6 Considerações Finais

Existe uma gama de trabalhos apontando o *background* familiar como um dos principais determinantes da desigualdade de oportunidades no Brasil. No que tange a esta variável, as análises consideram essencialmente questões relacionadas à renda do chefe da família e ao nível educacional dos pais. O presente artigo visou a investigar a existência de questões adicionais atreladas à família que devem ser consideradas no momento em que se analisa a desigualdade de oportunidades. Nesse sentido, foi abordada a questão da estrutura familiar do indivíduo, se monoparental ou biparental.

Por meio da metodologia do efeito de tratamento médio, mostrou-se que a composição familiar é uma característica relevante na determinação do rendimento do indivíduo, resultado o qual foi confirmado pela análise de robustez por meio de retornos de educação estimados por regressões quantílicas. Indivíduos oriundos de famílias biparentais apresentam, em média, um rendimento cerca de 9% a 15% maior em relação aos indivíduos proveniente de lares monoparentais chefiadas pela mãe. Das características analisadas no modelo em dois estágios, a região de residência, ser morador de áreas urbanas e os anos de estudo dos indivíduos foram aquelas as quais mais contribuíram para a existência do diferencial.

Além disso, os resultados apontaram a importância da escolaridade como uma variável que permite abrandar o efeito da monoparentabilidade. Ao observarmos os efeitos deste fator de circunstância por escolaridade de chefe de família, foram observados indícios de que um maior nível de instrução deste componente permite compensar o diferencial de rendimentos entre os filhos das famílias monoparentais em relação às biparentais.

Por conseguinte, embora as pesquisas tenham centralizado seu foco de análise na relação entre estrutura familiar e o desempenho escolar das crianças, obtendo como resultado um efeito negativo de famílias monoparentais em relação àquelas com dois pais, os impactos da composição do lar não se limitam a esse efeito. A evidência empírica deste estudo contribui para a literatura deste tema, indicando que a estrutura familiar não apenas influencia nos resultados acadêmicos das crianças, mas também apresenta efeitos nos rendimentos futuros dos filhos oriundos de lares monoparentais cujo chefe de família é do sexo feminino em relação às famílias biparentais.

Em suma, a composição familiar apresenta um papel importante na determinação do resultado individual para o Brasil, configurando-se uma variável de circunstância que impacta nas questões de oportunidades individuais. Em termos de políticas públicas que visem à redução da desigualdade de oportunidades, elas devem focar além de ações em aspectos educacionais, como também em medidas que objetivem cuidados no que tange à família. Embora a escolha da composição familiar dos indivíduos fuja do arcabouço de ação do Estado, políticas públicas voltadas para mulheres chefes de família que visem ao aumento do seu nível educacional constituem-se como uma alternativa para a amenização desta variável de circunstância no que tange a desigualdade de oportunidades.

Por fim, algumas sugestões são levantadas em busca avanços nas questões estudadas no presente trabalho. A primeira delas consiste na utilização de outras bases de dados, como o Censo Demográfico, as quais permitam a obtenção de variáveis instrumentais para o uso nas estimações. Ainda, cabe destacar a possibilidade de emprego de metodologias de análise alternativas, como o efeito marginal do tratamento.

7 Referências

- ABADIE, Alberto. Bootstrap tests for distributional treatment effects in instrumental variable models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97, n. 457, p. 284-292, 2002.
- ABADIE, Alberto. Semiparametric instrumental variable estimation of treatment response models. **Journal of Econometrics**, v. 113, n. 2, p. 231-263, 2003.
- ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-Steffen. **Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion**. Princeton University Press, 2008.
- ARNESON, Richard J. Equality and equal opportunity for welfare. **Philosophical Studies**, v. 56, n. 1, p. 77-93, 1989.
- ASTONE, Nan Marie; MCLANAHAN, Sara S. Family Structure, Residential Mobility, and School Dropout: A Research Note. **Demography**, n. 4, p.575-584, nov. 1994.
- BARROS, Ricardo; FOX, Louise; MENDOÇA, Rosane. Poverty Among Female- Headed Households in Brazil. **Texto Para Discussão, Ipea**, n. 310, p.1-44, ago. 1993.
- BOURGUIGNON, François; FERREIRA, Francisco HG; MENENDEZ, Marta. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.
- BURNETT, Kristin; FARKAS, George. Poverty and family structure effects on children's mathematics achievement: Estimates from random and fixed effects models. **The Social Science Journal**, v. 46, n. 2, p. 297-318, 2009.
- CARNEIRO, Pedro; HECKMAN, James J.; VYTLACIL, Edward J. **Estimating marginal returns to education**. National Bureau of Economic Research, 2010.
- CERULLI, Giovanni. ivtreatreg: a new STATA routine for estimating binary treatment models with heterogeneous response to treatment under observable and unobservable selection. **CNR-Ceris Working Papers**, n. 03/12, 2012.
- CERVINI, Rubén; DARI, Nora; QUIROZ, Silvia. Estructura familiar y rendimiento académico en países de América Latina: los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo. **Revista Mexicana de Investigación Educativa**, v. 19, n. 61, p. 569-597, 2014.
- CHIU, Ming Ming; XIHUA, Zeng. Family and motivation effects on mathematics achievement: Analyses of students in 41 countries. **Learning and Instruction**, v. 18, n. 4, p. 321-336, 2008.
- D'HAULTFOEUILLE, Xavier; MAUREL, Arnaud. **Inference on a Generalized Roy Model, with an Application to Schooling Decisions in France**. Iza Discussion Papers, n. 4606. December, 2009.
- DWORKIN, Ronald. What is equality? Part 2: Equality of resources. **Philosophy & Public Affairs**, p. 283-345, 1981.
- ELLWOOD, David T.; JENCKS, Christopher. The Growing Differences in Family Structure: What Do We Know? Where Do We Look for Answers? **Russell Sage Foundation Working Paper Series**. 2001.

FERREIRA, Sergio Guimaraes; VELOSO, Fernando A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

FERREIRA-BATISTA, Natalia N.; AYLLON, Sara. Mommy, I miss daddy'. The effect of Family structure on children's health in Brazil. In: **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia**. 2014.

FIGUEIRÊDO, Erik Alencar de et al. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista brasileira de economia**, v. 61, n. 1, p. 7-32, 2007.

FLEURBAEY, Marc. Equality among responsible individuals. **Freedom in Economics: New Perspectives in normative economics**, p. 206-234, 1998.

FRANCESCONI, Marco; JENKINS, Stephen P.; SIEDLER, Thomas. Childhood family structure and schooling outcomes: evidence for Germany. **Journal Of Population Economics**, n. 23, p.1073-1103, jun. 2010.

HAMPDEN-THOMPSON, Gillian. Family policy, family structure, and children's educational achievement. **Social science research**, v. 42, n. 3, p. 804-817, 2013.

HECKMAN, James J.; HONORE, Bo E. The empirical content of the Roy model. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1121-1149, 1990.

HECKMAN, James J.; VYTLACIL, Edward. **Structural equations, treatment effects and econometric policy evaluation**. National Bureau of Economic Research, 2005.

HECKMAN, James J. Schools, skills, and synapses. **Economic inquiry**, v. 46, n. 3, p. 289-324, 2008.

IMBENS, Guido W.; RUBIN, Donald B. Estimating outcome distributions for compliers in instrumental variables models. **The Review of Economic Studies**, v. 64, n. 4, p. 555-574, 1997.

DE LANGE, Marloes; DRONKERS, Jaap; WOLBERS, Maarten HJ. Single-parent family forms and children's educational performance in a comparative perspective: effects of school's share of single-parent families. **School Effectiveness and School Improvement**, v. 25, n. 3, p. 329-350, 2014.

MACANA, E. C. O papel da família no desenvolvimento humano: o cuidado da primeira infância e a formação de habilidades cognitivas e socioemocionais. **Tese de Doutorado**. Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.

MARTIN, Molly A. Family structure and the intergenerational transmission of educational advantage. **Social science research**, v. 41, n. 1, p. 33-47, 2012.

MCLANAHAN, Sara. Family structure and the reproduction of poverty. **American journal of Sociology**, p. 873-901, 1985.

MCLANAHAN, Sara; PERCHESKI, Christine. Family Structure and the Reproduction of Inequalities. **The Annual Review Of Sociology**, v. 34, p.256-276, ago. 2008.

MESQUITA, Shirley Pereira de; RAMALHO, Hilton Martins de Brito. Trabalho infantil no Brasil: qual a importância da estrutura familiar?. In: **Anais do XLI Encontro Nacional de Economia**. 2013.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research (NBER), 1974.

MUSICK, Kelly; MARE, Robert D. Family structure, intergenerational mobility, and the reproduction of poverty: Evidence for increasing polarization? **Demography**, v. 41, n. 4, p. 629-648, 2004.

PAES DE BARROS, Ricardo et al. **Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean**. World Bank Publications, 2009.

RIBERO, Rocío. Estructura familiar, fecundidad y calidad de los niños en Colombia. **Desarrollo y Sociedad, Universidad de Los Andes**, Bogotá, n. 47, p.1-43, mar. 2001.

ROEMER, John E. **Equality of opportunity**. Harvard University Press, 2009.

ROY, Andrew Donald. Some thoughts on the distribution of earnings. **Oxford economic papers**, v. 3, n. 2, p. 135-146, 1951.

RUBIN, Donald B. Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate. **Journal of Educational and Behavioral statistics**, v. 2, n. 1, p. 1-26, 1977.

SÁNCHEZ, Pedro Escobedo; VALDÉS, Ángel Cuervo. Una aproximación a la relación entre el rendimiento académico y la dinámica y estructura familiar en estudiantes de primaria. **Revista Intercontinental de Psicología y Educación**, Distrito Federal, México, v. 13, n. 2, p.177-196, jul. 2011.

THOMAS, Adam; SAWHILL, Isabel. For Love and Money? The Impact of Family Structure on Family Income. **The Future Of Children, Princeton University**, v. 15, n. 2, p.57-74. 2005.

VASCONCELOS, Andressa Mielke; RIBEIRO, Felipe Garcia. **Efeito da Estrutura Familiar na Educação dos Filhos**. Trabalho apresentado XVIII Encontro de Economia da Região Sul ANPEC Sul , Porto Alegre, 2015.

WAJNMAN, Simone. Diferenciales de ingresos por sexo, composición de las familias y desigualdad del ingreso familiar en Brasil. **Notas de Población**, v. 84, p. 131-148, 2007.