

EDUCAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: UMA LEITURA CRÍTICA DO BRASIL

Juliane Borchers¹; Wilhelm Eduard M A Meiners²

RESUMO

Este artigo analisa os efeitos da evolução no nível educacional nos processos de aumento e redução da concentração de renda no Brasil, na transição dos séculos XX a XXI. A análise faz referências às linhas divergentes de pensamento brasileiro sobre a questão da distribuição de renda, procurando destacar o papel das políticas públicas inclusivas, em especial da política educacional. O artigo permite verificar, analítica e empiricamente, que a escolaridade sempre esteve relacionada a uma parcela significativa na explicação dos determinantes da desigualdade de renda, pelo qual a diminuição/elevação do índice de Gini esteve relacionada ao aumento no rendimento mensal para cada grupo de anos de estudo no Brasil.

Palavras-Chave: Desigualdade, Educação, Concentração de Renda.

EDUCATION AND DISTRIBUTION OF INCOME: A CRITICAL READING OF BRAZIL

ABSTRACT

This article analyzes the effects of evolution on the educational level in the processes of increase and reduction of income concentration in the transition of the XX and XXI centuries in Brazil. The analysis makes reference to the differences of Brazilian thought on a matter of income distribution, highlighting the role of the dissemination of actions, especially educational policy. The article allows analyzing, analytically and empirically, that schooling has always been related to a significant part of the explanation of the determinants of income inequality, whereby the decrease / elevation of the Gini index was related to the increase in monthly income for each group of years study in Brazil.

Keywords: Inequality, Education, Income Concentration.

ÁREA DE SUBMISSÃO: Área 2: Desenvolvimento Econômico

CLASSIFICAÇÃO JEL: O15 - Recursos Humanos • Desenvolvimento Humano • Distribuição de Renda • Migração

¹ Mestranda em Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: juli_borchers@hotmail.com.

² Mestre em Desenvolvimento Econômico e Doutorando em Geografia Humana pela Universidade Federal do Paraná (UFPR), Professor e Pesquisador da Pontifícia Universidade Católica do Paraná (PUCPR). E-mail: wilhelm.meiners@pucpr.br.

1. INTRODUÇÃO

O tema deste artigo refere-se leitura crítica da relação entre educação e distribuição de renda no Brasil na virada do século. A análise ocorrerá a partir dos anos 1960, no período do “Milagre Econômico”, quando o nível de concentração de renda foi inserido no debate nacional, pois, mesmo com um forte crescimento comandado pela industrialização e urbanização, que promovera a evolução da economia agrícola e patrimonialista, as disparidades e a concentração da renda foram agravadas nesse período. A partir do Plano Real e de políticas progressistas de renda, o país passou novamente por um período de crescimento, mas desta vez associado a melhor distribuição de renda, devido, entre outros fatores, ao maior acesso à educação.

A educação está diretamente ligada à formação de mão de obra qualificada, já que com os avanços tecnológicos as empresas buscam pessoas mais capacitadas, com maior facilidade para se adaptar aos processos produtivos associados às novas tecnologias de informação e comunicação (TICs). Assim há uma relação forte entre o nível de escolarização, inserção no mercado de trabalho e melhor remuneração, pela acumulação de capital humano.

O artigo tem como propósito detalhar as linhas de pensamento sobre a temática da concentração de renda, procurando destacar o papel de políticas públicas inclusivas, em especial da política educacional, com a intenção de identificar como a promoção da educação afeta a estrutura de distribuição de renda brasileira.

Para atingir o objetivo, o texto está estruturado em duas partes, além desta introdução e das considerações finais. A primeira aborda os marcos teóricos referenciais que explicam as conexões entre educação e desconcentração de renda no Brasil. A segunda procede uma análise de efeitos dos indicadores de rendimento mensal considerando os diferentes níveis educacionais e seu reflexo nos índices de concentração de renda para o país e os estados brasileiros, verificando através de inferências econométricas e regressões, relações de causalidade e correlação a longo prazo.

2. CONCENTRAÇÃO DE RENDA NO BRASIL NOS ÚLTIMOS 45 ANOS

Em estudo pioneiro, na década de 1970, fazendo a interface entre educação e distribuição de renda, Carlos Langoni (1973)³ apresenta as razões para explicar o grau de concentração de renda brasileira durante o processo de industrialização, especialmente no período do “Milagre Econômico”. Sua primeira reflexão é que o país passava por uma sucessão de mudanças estruturais decorrentes da industrialização, urbanização revelando, uma concentração de renda específica das fases iniciais do desenvolvimento econômico, quando a maioria da população que ainda vivia em setores de pouca produtividade (agricultura de subsistência), passaria a migrar para as regiões e atividades de maior produtividade. Mas por outro lado, a desigualdade diminuiria após um determinado ponto, em que predominassem setores de alta produtividade e quando a taxa de crescimento fosse mais branda. Nesse sentido o Brasil estava passando por um processo de concentração-desconcentração conforme a teoria do sino elaborada pioneiramente por Simon Kuznets (1955).

A outra explicação do autor, que acaba complementando a primeira, é um modelo com base nas instabilidades do mercado de trabalho, onde a curva de demanda por mão de obra qualificada deslocava-se sobre uma curva de oferta relativamente inelástica no

³ Há outros estudos relevantes na década de 1970 para explicar a concentração de renda no país, com destaque a de Albert Fishlow e Edmar Bacha, que buscam explicações relacionadas a outros fatores, não especificamente à educação, objetivo deste estudo.

curto prazo. Sendo assim, Langoni construiu um modelo em que o aumento da concentração pessoal de renda encontrava-se fundamentado em uma corrida entre a expansão tecnológica dos setores modernos (indústria e serviços urbanos) que aumentava a demanda por mão de obra qualificada, e o atraso do sistema educacional brasileiro, que tornava inelástica a sua oferta no curto prazo.

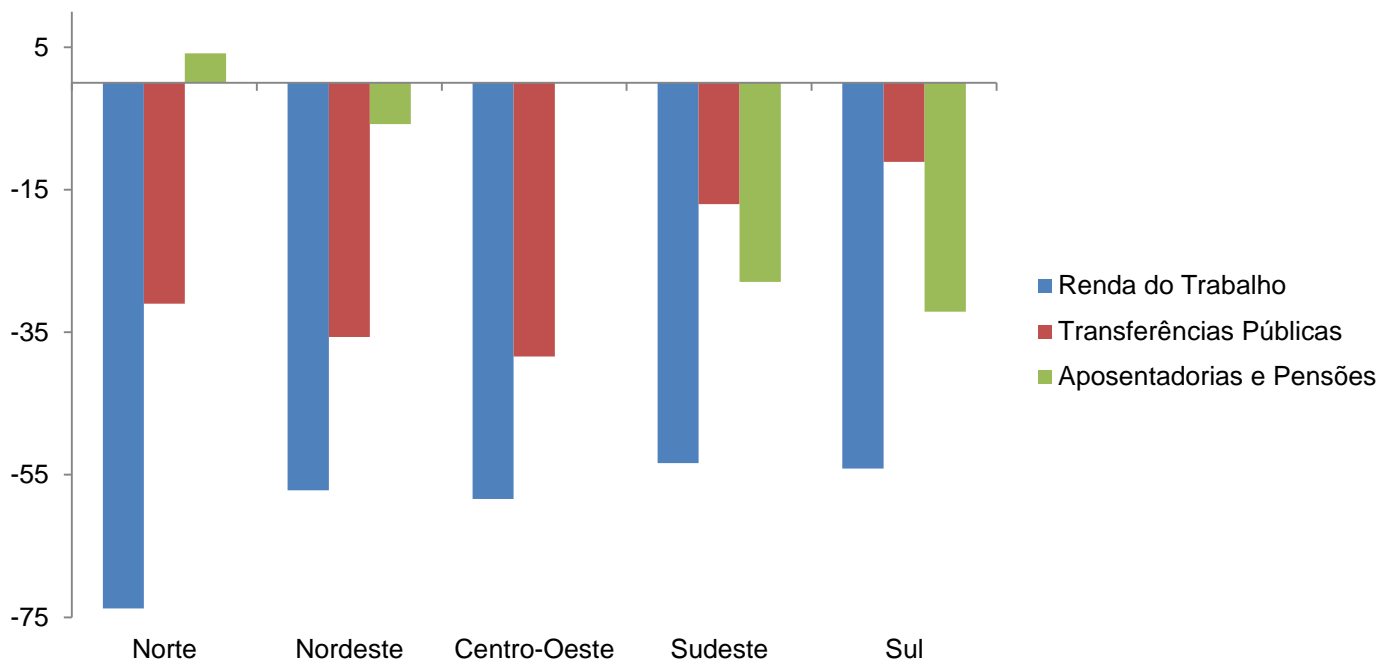
Nos anos 1990, Barros e Mendonça (1995) construíram uma estrutura teórica de corridas intergeracionais para esclarecer o processo de origem e reprodução da desigualdade salarial, fundamentado numa sequência de corridas, onde cada uma delas é construída por três elementos: a) um conjunto de participantes com um volume de recursos; b) um total de prêmios; e c) um conjunto de regras que estabelecem como a produtividade será remunerada.

Os autores admitem que o sistema educacional até então não possuía a quantidade de trabalhadores qualificados no ritmo da sua demanda. Buscando saber em qual nível educacional a mão de obra é mais insuficiente, Barros e Ramos (1992) procuram estimar o resultado de um ano de escolaridade adicional por grau educacional e chegam a um resultado expressivo: para cada ano de escolaridade adicional há uma tendência de elevar o nível salarial do trabalhador em cerca de 15%. Assim como Barros e Mendonça, também Blom e Vélez (2001), demonstram que o retorno da educação sobre o salário é maior para os níveis mais elevados de escolaridade, sobretudo para a educação superior.

Em análise sobre o tema, Cacciamali (2010) mostra que, entre a segunda metade dos anos 1990 até os anos finais da década passada, a dinâmica do mercado de trabalho, com maior formalização da mão de obra, crescimento nos níveis de emprego e no valor real dos salários refletiu em um processo contínuo de queda do Índice de Gini.

Nesse período o processo de redução ocorreu em um cenário de crescimento econômico, acompanhado de políticas de estabilização e de renda ativas, conforme pode ser observado no Gráfico 1.

Gráfico 1 – Decomposição dos fatores que interferiram na queda do Índice de Gini por Região no Brasil, 2001 a 2006

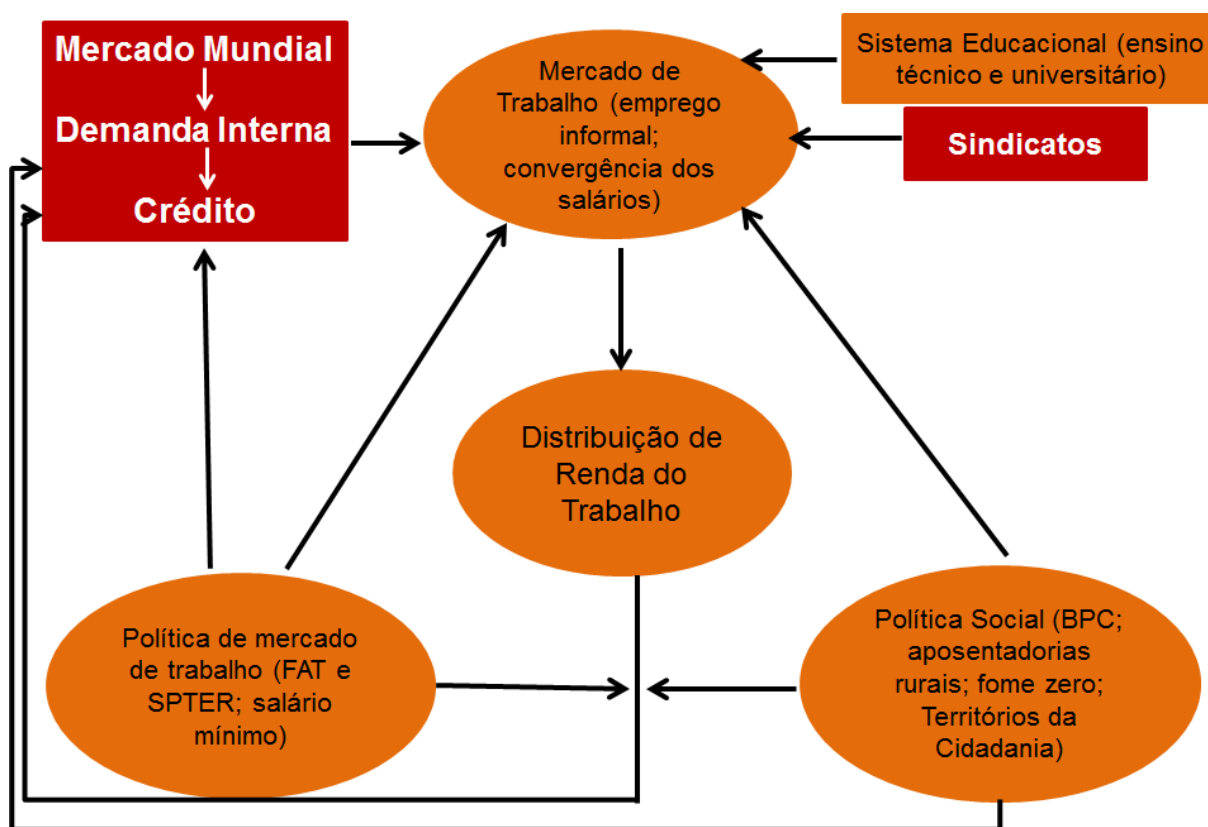


Fonte: CACCIAMALI e CAMILLO, 2009. Elaboração Própria

Através do gráfico 1 percebe-se que a renda do trabalho é o principal fator que interfere na queda do índice de Gini no país. A renda decorrente de transferências públicas tem destaque nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Já nas regiões Sul e Sudeste a renda das aposentadorias e pensões se sobressaem.

A Figura 1, a seguir, apresenta, segundo Cacciamali as interações entre o crescimento da economia, a expansão da demanda interna, do mercado de trabalho formal e do crédito, seguidas das várias ações sobre o mercado de trabalho e do conjunto de políticas sociais, observadas no Brasil, nas duas que seguiram o Plano Real. As várias interações refletem-se na diminuição dos índices de pobreza e na queda do grau de desigualdade de renda.

Figura 1 – Fatores intervenientes no processo de distribuição de renda⁴



Fonte: CACCIAMALI, 2010. Elaboração Própria

Em suma, o crescimento econômico e o aquecimento do mercado de trabalho foram limitados por intervenções federais que favoreceram o aumento real dos rendimentos do trabalho de estratos inferiores da pirâmide de renda.

O elemento a ressaltar na Figura 1 é a ocorrência de maior oferta de trabalhadores escolarizados no mercado de trabalho. A ampliação da oferta de trabalhadores qualificados contribuiu para a diminuição dos diferenciais de salário ao longo da hierarquia salarial e refletiu na queda do grau de desigualdade. Por exemplo, em 1995, os trabalhadores com formação superior recebiam rendimentos 3,7 vezes superior à média nacional, enquanto em 2008 estes trabalhadores passaram a receber rendimentos médios 2,8 vezes superiores, mesmo observando expansão real nos seus rendimentos.

Finalmente, Menezes Filho (2007), analisando a inter-relação direta entre educação e distribuição de renda, apresenta que o nível e a dispersão dos salários consistem, para

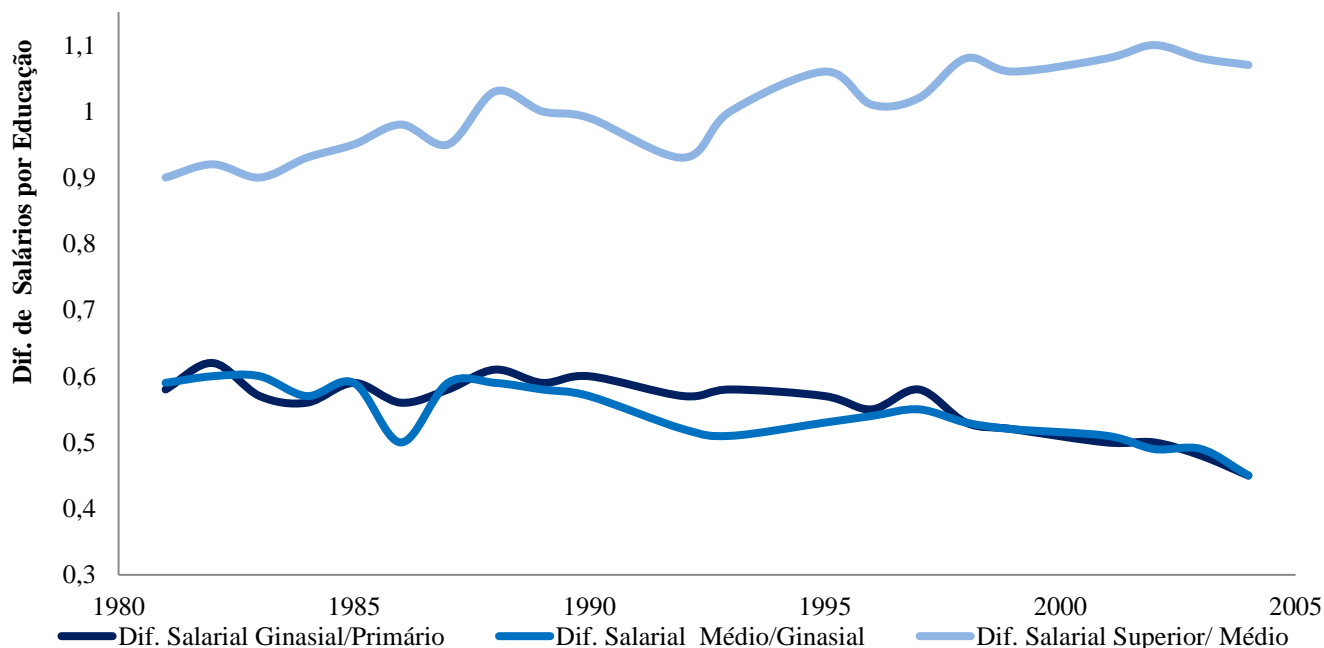
⁴ FAT: Fundo de Amparo ao Trabalhador; SPTEP: Sistema Público de Trabalho, Emprego e Renda; BPC: Benefício de Prestação Continuada.

um país em determinado momento, da distribuição de características dos trabalhadores, como educação, esforço, experiência, outras habilidades observadas e não observadas. E que os retornos dos trabalhadores dependem também da distribuição da demanda por essas características. Fatores institucionais, como sindicatos e salário mínimo, também podem influenciar a estrutura de salários. No Brasil, assim como em outros países menos desenvolvidos, a educação, entre todos os fatores observados, é apresentada como a maior fonte da desigualdade de renda.

Para investigar a relação entre a dinâmica educacional e a desigualdade de rendimentos no Brasil, Menezes Filho, com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1981 a 2004, agrupados em células (cruzando grau de escolaridade e a idade das pessoas) aplicou regressões ao modelo considerando idade, tendência e efeitos macroeconômicos. Usando essa estrutura, o autor reconstruiu a evolução de toda a distribuição de salários ao longo do tempo, e usou técnicas de decomposição de variância e contrafactuais para poder examinar os impactos da composição e dos retornos à educação sobre a dispersão de rendimentos, controlando por efeitos cíclicos e demográficos.

Analisando cuidadosamente os diferenciais de rendimentos relacionados à educação, e observando cada grupo educacional separadamente, verifica-se, no Gráfico 2, que os resultados são muito significativos. Os diferenciais de rendimentos relacionados ao ensino superior foram bem maiores que os demais, e subiram constantemente até 2002, quando então iniciaram a declinar. Já os diferenciais relacionados ao ensino secundário completo e ao ensino médio ficaram relativamente inalterados até 1997, mas declinaram constantemente a partir de então. Essas evidências preliminares mostram que os diferenciais salariais relacionados aos níveis educacionais intermediários são fatores importantes para o declínio da desigualdade a partir de 1997, e que foram “ajudados” pelos diferenciais relacionados ao nível superior, a partir de 2002.

Gráfico 2 – Diferenciais de salários por grau de escolaridade no Brasil, 1981 a 2004



Fonte: MENEZES FILHO (2007). Elaboração Própria

Segundo Sonia Rocha (2013), é importante destacar que o crescimento e as melhorias distributivas da renda, provocando a redução sustentada da pobreza no

período, têm como pano de fundo a continuidade da melhoria dos indicadores sociais, sendo que dos cinco indicadores apresentados pela autora, reproduzidos na Tabela 1, três estão diretamente ligados com o nível educacional.

Tabela 1 – Evolução de indicadores sociais selecionados – 1993, 2003 e 2011

| Indicadores | 1993 | 2003 | 2011 | Taxa média de crescimento % a.a | |
|-------------------------------|------|------|------|---------------------------------|-------------|
| | | | | 1993 - 2003 | 2003 - 2011 |
| Taxa de Analfabetismo (%) * | 16,4 | 11,6 | 9,7 | 3,4 | 2,2 |
| Anos Médios de Estudo ** | 5,2 | 6,5 | 7,3 | 2,8 | 1,4 |
| Taxa de Escolarização (%) *** | 88,6 | 97,2 | 98,5 | 0,9 | 0,2 |
| Esgoto Adequado (%) | 58,7 | 69,0 | 77,2 | 1,6 | 1,4 |
| Posse de Geladeira (%) | 71,7 | 86,7 | 95,8 | 1,9 | 1,1 |

Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração Própria

* 15 anos ou mais; ** 10 anos ou mais; *** 7 a 14 anos.

Com a tabela 1 verifica-se que houve uma diminuição expressiva na taxa de analfabetismo no período analisado. Nos anos médios de estudos ocorreu um aumento significativo.

3. ANÁLISE DOS INDICADORES- ÍNDICE DE GINI VERSUS RENDIMENTO MENSAL POR GRUPO DE ANOS DE ESTUDO

Fundamentado nos marcos referenciais apresentados pelos autores trabalhados, desenvolveu-se um modelo econométrico, com a finalidade de demonstrar a importância do nível educacional no processo de desconcentração de renda brasileiro, nas duas décadas após o Plano Real. Para a elaboração desse modelo, utilizaram-se os dados referentes ao índice de Gini, o rendimento mensal por grupo de anos de estudos para os anos de 1995 a 2015 (exceto os anos censitários de 2001 e 2010) cobrindo os 27 estados brasileiros, extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

3.1 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para a execução das análises dos efeitos dos indicadores educacionais nos índices de concentração de renda brasileiro realizou-se a coleta e tabulação de dados, em fontes secundárias, disponíveis nos textos consultados e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2018) e Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar do Brasil.

Especificamente para análise dos efeitos da educação sobre a distribuição de renda, optou-se por um tratamento econométrico, buscando perceber as relações de determinação de variáveis que medem o rendimento mensal conforme o grau de escolarização no país e seus efeitos mensuráveis para avaliar a desigualdade de renda. Decidiu-se trabalhar com os anos disponíveis na PNAD, desde 1995 a 2015 (exceto anos censitários), com informações no nível estadual, para indicadores de rendimento mensal conforme o grupo de anos de estudo buscando medir a influência de tais variáveis no Índice de Concentração de Gini.

As variáveis utilizadas foram o rendimento mensal de todos os trabalhos de pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, por anos de estudo e o Índice de Gini⁵.

⁵ Segundo os conceitos da PNAD:

A classificação segundo os anos de estudo foi obtida em função da série e do grau que a pessoa estava frequentando ou havia frequentado, considerando a última série concluída com aprovação. A

A escolha dessas variáveis ocorreu, pois o rendimento mensal por grupo de anos de estudo reflete amplamente as características do incremento salarial para cada nível educacional brasileiro. Já o Índice de Gini foi utilizado por demonstrar amplamente o grau de desigualdade existente no Brasil.

No primeiro momento realizou-se o cálculo do rendimento médio para cada grupo de anos de estudos. Para se calcular a média dos rendimentos, que só são fornecidos na forma de uma tabela de frequências, supôs-se que todas as medidas que caem dentro de um intervalo de classe são iguais ao ponto médio daquele intervalo. Portanto, para cada intervalo calculou-se o seu ponto médio e considerou-se que ele ocorre com a mesma frequência da classe. Considerando os pontos médios como sendo os dados verdadeiros para o problema, utilizou-se a fórmula da média aritmética para obter a média da distribuição:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=0}^n f_i x_i}{\sum_{i=0}^n f_i}$$

Após a realização do cálculo do rendimento médio para cada grupo de anos de estudos para os 27 estados brasileiros no período de 1995 a 2015, executou-se modelo de regressão com dados em painel para testar a relação entre o Índice de Gini e o rendimento médio por cada grupo de anos de estudos.

O desafio enfrentado após a escolha da utilização dos dados de painel consistia em qual modelo seria o melhor, o de efeitos fixos (MEF) ou o modelo de componente dos erros (MCE)?

Segundo Gujarati e Porter (2011), confrontando os resultados do efeito fixo e as regressões de efeito aleatório, identificaremos que há diferenças substanciais entre os dois. A questão importante agora é: quais resultados são confiáveis? Ou seja, qual deveria ser a escolha entre os dois modelos?

Foram utilizados os seguintes testes de especificidade para dados em painel para orientar a melhor escolha entre o efeito fixo ou efeito aleatório: Teste F (escolha entre o *pooled data* para dados empilhados e o MEF); Teste de Hausman (escolha entre o MEF e o MEA) e Teste de Breusch-Pagan (escolha entre o *pooled data* e o modelo de efeito aleatório).

3.2 TESTE F

O valor F fornece um teste para a hipótese nula de que os verdadeiros coeficientes angulares são simultaneamente iguais à zero. Se o valor F calculado superar o valor F crítico da Tabela de F ao nível de significância, rejeitamos H_0 ; caso contrário, não a rejeitamos. Como alternativa, se o valor p do F observado for suficientemente baixo, podemos rejeitar H_0 .

correspondência foi feita de forma que cada série concluída com aprovação correspondeu há um ano de estudo. A contagem dos anos de estudo teve início em um ano, a partir da primeira série concluída com aprovação de curso de primeiro grau ou elementar; em cinco anos de estudo, a partir da primeira série concluída com aprovação de curso de médio primeiro ciclo; em nove anos de estudo, a partir da primeira série concluída com aprovação de curso de segundo grau ou de médio segundo ciclo; e em 12 anos de estudo, a partir da primeira série concluída com aprovação de curso superior. As pessoas que não declararam a série e o grau ou com informações incompletas ou que não permitissem a sua classificação foram reunidas no grupo de anos de estudo não determinados ou sem declaração.

O rendimento mensal de todos os trabalhos de pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, leva em consideração o rendimento mensal de trabalho com o proveniente de outras fontes.

O Índice de Gini mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade, a 1, quando a desigualdade é máxima.

O p-valor baixo para o teste Teste F contraria a hipótese nula de que o modelo MQO é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.

3.3 TESTE DO MULTIPLICADOR DE LAGRANGE DE BREUSCH E PAGAN

Além do teste de Hausman, também podemos usar o teste de Breusch-Pagan (BP) para verificar a hipótese de que não há efeitos aleatórios, isto é, σ_u^2 na Equação é zero. Sob a hipótese nula, o BP segue uma distribuição de qui-quadrado com 1 grau de liberdade; há apenas 1 grau de liberdade, porque estamos testando a hipótese única de que $\sigma_u^2 = 0$.

O p-valor baixo para o teste Breusch-Pagan contraria a hipótese nula de que o modelo MQO é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.

3.4 TESTE DE HAUSMAN

Além do teste de Breusch-Pagan (BP), também podemos usar o teste de Hausman para verificar a hipótese de que não há efeitos aleatórios.

A hipótese nula subjacente ao teste de Hausman é que os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de componentes dos erros não diferem substancialmente. O teste estatístico desenvolvido por Hausman tem uma distribuição assintótica X^2 . Se a hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o MCE não é adequado, porque os efeitos aleatórios provavelmente estão correlacionados com um ou mais regressores. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos é preferível aos de efeitos aleatórios/componentes dos erros.

O teste de Hausman rejeita claramente a hipótese nula. Como resultado, podemos rejeitar o modelo de componentes dos erros (MCE) e optarmos pelo modelo de efeitos fixos.

Os testes econométricos foram realizados com a utilização do software *GRET*. Uma das formas de avaliar a qualidade do ajuste do modelo é através do coeficiente de explicação (R – quadrado). Basicamente, este coeficiente indica quanto o modelo foi capaz de explicar os dados coletados.

No procedimento do teste de significância, desenvolveu-se um teste estatístico e examinou-se sua distribuição amostral sob a hipótese nula. Os testes estatísticos costumam seguir uma distribuição de probabilidade bem definida, como a normal, a “t”, a “F” ou a qui-quadrado. Uma vez calculado o teste estatístico (por exemplo, a estatística “t”) com base nos dados disponíveis, seu valor “p” pode ser facilmente obtido. O valor “p” fornece a probabilidade exata de obter o teste estatístico calculado sob a hipótese nula. Se esse valor “p” for pequeno, podemos rejeitar a hipótese nula.

3.5 ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS E TESTES

Num primeiro momento foi realizada a análise de regressão, considerando a variável dependente o Índice de Gini, em relação ao rendimento mensal médio por faixa de anos de estudo para os 27 estados brasileiros.

Num segundo momento, realizaram-se as mesmas análises e testes separadamente para os estados de cada região brasileira, devido ao fato de que as regiões apresentam diferenças próprias em relação a fatores institucionais, nível de desenvolvimento econômico e acesso a educação.

Tabela 2: Estimativa dos efeitos fixos entre o Índice de Gini (variável dependente) e o rendimento mensal médio por anos de estudo, nos estados brasileiros, 1995 a 2015.

| Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão | Razão-t | P-valor | |
|----------------------------------|--------------|-----------------------|---------|-----------|-----|
| Constante | 0,4705 | 0,00473 | 99,53 | 0,0000 | *** |
| 0 - 1 ano de estudo (x_1) | -0,0206 | 0,00512 | -4,024 | 6,66e-05 | *** |
| 1 - 3 anos de estudo (x_2) | -0,0176 | 0,0050 | -3,508 | 0,0005 | *** |
| 4 -7 anos de estudo (x_3) | -0,0163 | 0,0062 | -2,616 | 0,0092 | *** |
| 8 -10 anos de estudo (x_4) | 0,0044 | 0,0041 | 1,067 | 0,2863 | |
| 11 -14 anos de estudo (x_5) | 0,0058 | 0,0028 | 2,073 | 0,0387 | ** |
| 15 anos de estudo ou + (x_6) | 0,0130 | 0,0008 | 17,19 | 5,89e-052 | *** |
| Média var. dependente | 0,5327 | D.P. var. dependente | | 0,0482 | |
| Soma resíd. Quadrados | 0,1839 | E.P. da regressão | | 0,0196 | |
| R-quadrado LSDV | 0,8451 | Dentro de R-quadrado | | 0,7808 | |
| F(32, 480) LSDV | 81,8116 | P-valor(F) | | 2,2e-172 | |
| Log da verossimilhança | 1306,9260 | Critério de Akaike | | -2547,851 | |
| Critério de Schwarz | -2407,9220 | Critério Hannan-Quinn | | -2493,004 | |
| Rô | 0,4063 | Durbin-Watson | | 1,0783 | |

Estatística de Teste F (26, 480) = 6,8962 com p-valor = $P(F(26, 480) > 6,8962) = 1,63681e-020$. (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixo).

(*) Significante a 10%; (**) Significante a 5%; (***) Significante a 1%

Estatística de Teste de Hausman (H) e Teste de Breusch-Pagan (LM)

H = 22,2351 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(6) > 22,2351) = 0,0011$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

LM = 148,072 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 148,072) = 4,57478e-034$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Fonte: Dados Brutos PNAD/IBGE. Análise de Regressão Própria.

Resultado da Estimativa 1:

$$\hat{G} = 0,4705 - 0,0206(x_1) - 0,0176(x_2) - 0,0163(x_3) + 0,0044(x_4) + 0,0058(x_5) + 0,0130(x_6)$$

A estimativa permite perceber com significância que o rendimento médio por grupo de anos de estudos explica em torno de 84,5% o índice de Gini dos anos de 1995 a 2015, sendo que os rendimentos médios de alguns grupos de anos de estudos contribuem para a queda no Índice de Gini, nesse intervalo de duas décadas, para o conjunto dos estados brasileiros.

Os resultados analisados nas estimativas permitem inferir, portanto a importância do número de anos de estudos para reduzir/aumentarem a desigualdade, deixando perceptível que a partir de 8 anos de estudos ou mais o rendimento médio contribuiu para aumentar o índice de Gini, portanto, aumentando a concentração de renda nos estados brasileiros, sendo que para os grupos com 11 anos ou mais de estudo, a contribuição para o aumento no índice de Gini é altamente significativa. Já os grupos 7 ou menos anos de estudos são os que mais contribuem para a redução da desigualdade social.

Tabela 3: Estimativa dos efeitos fixos entre o Índice de Gini (variável dependente) e o rendimento mensal médio por anos de estudo, na Região Centro-Oeste, 1995 a 2015.

| Variáveis | Coeficiente | Erro Padrão | Razão-t | P-valor | |
|----------------------------------|-------------|-----------------------|---------|-----------|-----|
| Constante | 0,4955 | 0,0206 | 24,11 | 1,98e-034 | *** |
| 0 - 1 ano de estudo (x_1) | 0,0262 | 0,0142 | 1,845 | 0,0696 | * |
| 1 - 3 anos de estudo (x_2) | -0,0420 | 0,0145 | -2,902 | 0,0050 | *** |
| 4 -7 anos de estudo (x_3) | -0,0413 | 0,0205 | -2,016 | 0,0479 | ** |
| 8 -10 anos de estudo (x_4) | -0,0172 | 0,0145 | -1,190 | 0,2384 | |
| 11 -14 anos de estudo (x_5) | 0,0138 | 0,0010 | 1,393 | 0,1682 | |
| 15 anos de estudo ou + (x_6) | 0,0152 | 0,0025 | 6,128 | 5,55e-08 | *** |
| Média var. dependente | 0,539054 | D.P. var. dependente | | 0,045265 | |
| Soma resíd. Quadrados | 0,022741 | E.P. da regressão | | 0,018563 | |
| R-quadrado LSDV | 0,852010 | Dentro de R-quadrado | | 0,740353 | |
| F(9, 66) LSDV | 42,21950 | P-valor(F) | | 5,38e-24 | |
| Log da verossimilhança | 200,5041 | Critério de Akaike | | -381,0081 | |
| Critério de Schwarz | -357,7008 | Critério Hannan-Quinn | | -371,6934 | |
| Rô | 0,137176 | Durbin-Watson | | 1,596974 | |

Estatística de Teste F (3, 66) = 2,6189 com p-valor = $P(F(3, 66) > 2,6189) = 0,05811$. (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

(*) Significante a 10%; (**) Significante a 5%; (***) Significante a 1%

Estatística de Teste de Hausman (H) e Teste de Breusch-Pagan (LM)

H = 2,0395 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(3) > 2,0395) = 0,5642$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)
 LM = 0,0973 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 0,0973) = 0,7551$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Fonte: Dados Brutos PNAD/IBGE. Análise de Regressão Própria.

Resultado da Estimativa 2:

$$\hat{G} = 0,4955 + 0,0262(x_1) - 0,0420(x_2) - 0,0413(x_3) - 0,0172(x_4) + 0,0138(x_5) + 0,0152(x_6)$$

A estimativa permite perceber com significância que o rendimento médio por grupo de anos de estudos explica em torno de 85,20% o índice de Gini dos anos de 1995 a 2015, sendo que os rendimentos médios de alguns grupos de anos de estudos contribuem para a queda no Índice de Gini, nesse intervalo de três décadas, para o conjunto dos estados da região centro-oeste.

Os resultados analisados nas estimativas permitem inferir, portanto a importância do número de anos de estudos para reduzir/aumentarem a desigualdade, deixando perceptível que para o grupo de 15 anos de estudo ou mais, a contribuição para o aumento no índice de Gini é altamente significativa, portanto, aumentando a concentração de renda no país. Já os grupos de 1 a 7 anos de estudos são os que mais contribuem para a redução da desigualdade social. O resultado do teste demonstra claramente as características desta região, onde o desenvolvimento econômico é baseado no agronegócio.

Tabela 4: Estimativa dos efeitos fixos entre o Índice de Gini (variável dependente) e o rendimento mensal médio por anos de estudo, na Região Nordeste, 1995 a 2015.

| Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão | Razão-t | P-valor | |
|----------------------------------|--------------|-----------------------|---------|-----------|-----|
| Constante | 0,4803 | 0,0094 | 51,31 | 1,36e-099 | *** |
| 0 - 1 ano de estudo (x_1) | -0,0791 | 0,0241 | -3,281 | 0,0013 | *** |
| 1 - 3 anos de estudo (x_2) | -0,0064 | 0,0184 | -0,3463 | 0,7296 | |
| 4 -7 anos de estudo (x_3) | 0,0193 | 0,01833 | 1,056 | 0,2926 | |
| 8 -10 anos de estudo (x_4) | -0,0317 | 0,01035 | -3,062 | 0,0026 | *** |
| 11 -14 anos de estudo (x_5) | 0,0340 | 0,0062 | 5,454 | 1,89e-07 | *** |
| 15 anos de estudo ou + (x_6) | 0,0106 | 0,0014 | 7,651 | 1,93e-012 | *** |
| Média var. dependente | 0,5547 | D.P. var. dependente | | 0,04699 | |
| Soma resíd. Quadrados | 0,0619 | E.P. da regressão | | 0,0199 | |
| R-quadrado LSDV | 0,8352 | Dentro de R-quadrado | | 0,8267 | |
| F(14, 156) LSDV | 56,4845 | P-valor(F) | | 1,16e-53 | |
| Log da verossimilhança | 434,9001 | Critério de Akaike | | -839,8002 | |
| Critério de Schwarz | -792,6753 | Critério Hannan-Quinn | | -820,6789 | |
| Rô | 0,3770 | Durbin-Watson | | 1,1492 | |

Estatística de Teste F (8, 156) = 7,0693 com p-valor = $P(F(8, 156) > 7,0693) = 5,93373e-008$. (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

(*) Significante a 10%; (**) Significante a 5%; (***) Significante a 1%

Estatística de Teste de Hausman (H) e Teste de Breusch-Pagan (LM)

H = 8,445 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(6) > 8,445) = 0,2073$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

LM = 65,7981 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 65,7981) = 4,99576e-016$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Fonte: Dados Brutos PNAD/IBGE. Análise de Regressão Própria.

Resultado da Estimativa 3:

$$\hat{G} = 0,4803 - 0,0791(x_1) - 0,0064(x_2) + 0,0194(x_3) - 0,0317(x_4) + 0,0340(x_5) + 0,0106(x_6)$$

A estimativa permite perceber com significância que o rendimento médio por grupo de anos de estudos explica em torno de 83,52% o índice de Gini dos anos de 1995 a 2015, sendo que os rendimentos médios de alguns grupos de anos de estudos contribuem para a queda no Índice de Gini, nesse intervalo de três décadas, para o conjunto dos estados da região nordeste.

Os resultados analisados nas estimativas permitem inferir, portanto a importância do número de anos de estudos para reduzir/aumentarem a desigualdade, deixando perceptível que para os grupos de 11 a 14 anos de estudo e 15 anos de estudo ou mais, a contribuição para o aumento no índice de Gini é altamente significativa. Já o grupo de 8 a 10 anos de estudos é o que mais contribui para a redução da desigualdade social. O resultado do teste demonstra claramente as características desta região, onde o desenvolvimento econômico é baseado no setor de turismo, na diversificação da indústria em regiões metropolitanas das grandes capitais, avanços no setor de ciências e tecnologias, apesar de grande parte da população desta região sofrer com as secas. O teste comprova exatamente está diferença de desenvolvimento econômico dentro da própria região, onde as capitais, regiões metropolitanas e cidades litorâneas concentram o maior grau de desenvolvimento e por consequência gerando uma maior concentração de renda.

Tabela 5: Estimativa dos efeitos fixos entre o Índice de Gini (variável dependente) e o rendimento mensal médio por anos de estudo, na Região Norte, 1995 a 2015.

| Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão | Razão-t | P-valor | |
|----------------------------------|--------------|-----------------------|---------|-----------|-----|
| Constante | 0,4601 | 0,0074 | 62,35 | 2,79e-093 | *** |
| 0 - 1 ano de estudo (x_1) | -0,0136 | 0,0081 | -1,683 | 0,0950 | * |
| 1 - 3 anos de estudo (x_2) | -0,0214 | 0,0066 | -3,236 | 0,0016 | *** |
| 4 -7 anos de estudo (x_3) | -0,0150 | 0,0082 | -1,822 | 0,0710 | * |
| 8 -10 anos de estudo (x_4) | 0,0143 | 0,0055 | 2,620 | 0,0099 | *** |
| 11 -14 anos de estudo (x_5) | 0,0003 | 0,0042 | 0,07266 | 0,9422 | |
| 15 anos de estudo ou + (x_6) | 0,01217 | 0,0012 | 10,32 | 2,95e-018 | *** |
| Média var. dependente | 0,5183 | D.P. var. dependente | | 0,0478 | |
| Soma resíd. Quadrados | 0,0498 | E.P. da regressão | | 0,0204 | |
| R-quadrado LSDV | 0,8346 | Dentro de R-quadrado | | 0,7846 | |
| F(12, 120) LSDV | 50,4548 | P-valor(F) | | 4,42e-41 | |
| Log da verossimilhança | 335,9936 | Critério de Akaike | | -645,9872 | |
| Critério de Schwarz | -608,4127 | Critério Hannan-Quinn | | -630,7183 | |
| Rô | 0,2931 | Durbin-Watson | | 1,3145 | |

Estatística de Teste F (6, 120) = 6,0109 com p-valor = $P(F(6, 120) > 6,0109) = 1,59936e-005$. (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

(*) Significante a 10%; (**) Significante a 5%; (***) Significante a 1%

Estatística de Teste de Hausman (H) e Teste de Breusch-Pagan (LM)

H = 5,2041 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(6) > 5,2041) = 0,5179$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

LM = 18,4659 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 18,4659) = 1,72968e-005$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Fonte: Dados Brutos PNAD/IBGE. Análise de Regressão Própria.

Resultado da Estimativa 4:

$$\hat{G} = 0,4601 - 0,0136(x_1) - 0,0214(x_2) - 0,0150(x_3) + 0,0143(x_4) + 0,0003(x_5) + 0,0122(x_6)$$

A estimativa permite perceber com significância que o rendimento médio por grupo de anos de estudos explica em torno de 83,46% o índice de Gini dos anos de 1995 a 2015, sendo que os rendimentos médios de alguns grupos de anos de estudos contribuem para a queda no Índice de Gini, nesse intervalo de três décadas, para o conjunto dos estados da região norte.

Os resultados analisados nas estimativas permitem inferir, portanto a importância do número de anos de estudos para reduzir/aumentarem a desigualdade, deixando perceptível que para os grupos de 08 a 10 anos de estudo e 15 anos de estudo ou mais, a contribuição para o aumento no índice de Gini é altamente significativa. Já o grupo de 1 a 3 anos de estudos é o que mais contribui para a redução da desigualdade social. O resultado do teste demonstra claramente as características desta região, onde a economia é baseada no extrativismo de minério e vegetal, caracterizando uma economia com pouco demanda por mão de obra qualificada.

Tabela 6: Estimativa dos efeitos fixos entre o Índice de Gini (variável dependente) e o rendimento mensal médio por anos de estudo, na Região Sudeste, 1995 a 2015.

| Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão | Razão-t | P-valor | |
|----------------------------------|--------------|-----------------------|---------|-----------|-----|
| Constante | 0,4807 | 0,0083 | 58,20 | 1,90e-058 | *** |
| 0 - 1 ano de estudo (x_1) | -0,0338 | 0,0077 | -4,386 | 4,25e-05 | *** |
| 1 - 3 anos de estudo (x_2) | 0,0017 | 0,0111 | 0,1527 | 0,8791 | |
| 4 -7 anos de estudo (x_3) | -0,0382 | 0,0157 | -2,440 | 0,0174 | ** |
| 8 -10 anos de estudo (x_4) | 0,0124 | 0,0095 | 1,314 | 0,1935 | |
| 11 -14 anos de estudo (x_5) | 0,0097 | 0,0061 | 1,606 | 0,1130 | |
| 15 anos de estudo ou + (x_6) | 0,0109 | 0,0016 | 6,731 | 4,86e-09 | *** |
| Média var. dependente | 0,5233 | D.P. var. dependente | | 0,0348 | |
| Soma resíd. Quadrados | 0,0051 | E.P. da regressão | | 0,0088 | |
| R-quadrado LSDV | 0,9436 | Dentro de R-quadrado | | 0,9383 | |
| F(9, 66) LSDV | 122,6724 | P-valor(F) | | 1,14e-37 | |
| Log da verossimilhança | 257,1354 | Critério de Akaike | | -494,2708 | |
| Critério de Schwarz | -470,9635 | Critério Hannan-Quinn | | -484,9561 | |
| Rô | 0,2122 | Durbin-Watson | | 1,4428 | |

Estatística de Teste F (3, 66) = 2,3649 com p-valor = $P(F(3, 66) > 2,3649) = 0,0789$. (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

(*) Significante a 10%; (**) Significante a 5%; (***) Significante a 1%

Estatística de Teste de Hausman (H) e Teste de Breusch-Pagan (LM)

H = 2,1733 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(3) > 2,1733) = 0,5372$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

LM = 0,1185 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 0,1185) = 0,7307$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Fonte: Dados Brutos PNAD/IBGE. Análise de Regressão Própria.

Resultado da Estimativa 5:

$$\hat{G} = 0,4807 - 0,0338(x_1) + 0,0017(x_2) - 0,0382(x_3) + 0,0124(x_4) + 0,0097(x_5) + 0,0109(x_6)$$

A estimativa permite perceber com significância que o rendimento médio por grupo de anos de estudos explica em torno de 94,36% o índice de Gini dos anos de 1995 a 2015, sendo que os rendimentos médios de alguns grupos de anos de estudos contribuem para a queda no Índice de Gini, nesse intervalo de três décadas, para o conjunto dos estados da região sudeste.

Os resultados analisados nas estimativas permitem inferir, portanto a importância do número de anos de estudos para reduzir/aumentarem a desigualdade, deixando perceptível que para o grupo de 15 anos de estudo ou mais, a contribuição para o aumento no índice de Gini é altamente significativa. Já o grupo de 0 a 1 ano de estudo e 4 a 7 anos de estudo são os que mais contribuem para a redução da desigualdade social. A região sul possui bastante diversidade econômica. Diante dessa diversidade econômica e com grau de desenvolvimento tecnológico avançado, essa região demanda mãos de obra qualificada, isso fica evidente no teste, onde o rendimento do grupo de 15 anos de estudo ou mais é altamente significativo para explicar a concentração de renda nesta região.

Tabela 7: Estimativa dos efeitos fixos entre o Índice de Gini (variável dependente) e o rendimento mensal médio por anos de estudo, na Região Sul, 1995 a 2015.

| Variáveis | Coefficiente | Erro Padrão | Razão-t | P-valor | |
|----------------------------------|--------------|-----------------------|---------|-----------|-----|
| Constante | 0,5017 | 0,0205 | 24,48 | 9,13e-029 | *** |
| 0 - 1 ano de estudo (x_1) | -0,0569 | 0,0117 | -4,861 | 1,29e-05 | *** |
| 1 - 3 anos de estudo (x_2) | 0,0206 | 0,0122 | 1,685 | 0,0984 | * |
| 4 -7 anos de estudo (x_3) | -0,0609 | 0,0173 | -3,524 | 0,0009 | *** |
| 8 -10 anos de estudo (x_4) | 0,0215 | 0,0141 | 1,531 | 0,1324 | |
| 11 -14 anos de estudo (x_5) | -0,0054 | 0,0091 | -0,5960 | 0,5540 | |
| 15 anos de estudo ou + (x_6) | 0,0178 | 0,0028 | 6,341 | 7,53e-08 | *** |
| Média var. dependente | 0,5048 | D.P. var. dependente | | 0,0427 | |
| Soma resíd. Quadrados | 0,0056 | E.P. da regressão | | 0,0108 | |
| R-quadrado LSDV | 0,9449 | Dentro de R-quadrado | | 0,9299 | |
| F(8, 48) LSDV | 103,0389 | P-valor(F) | | 1,48e-27 | |
| Log da verossimilhança | 182,0385 | Critério de Akaike | | -346,0770 | |
| Critério de Schwarz | -327,6896 | Critério Hannan-Quinn | | -338,9310 | |
| Rô | 0,3093 | Durbin-Watson | | 1,2739 | |

Estatística de Teste F (2, 48) = 4,0381 com p-valor = $P(F(2, 48) > 4,0381) = 0,0239$. (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

(*) Significante a 10%; (**) Significante a 5%; (***) Significante a 1%

Estatística de Teste de Hausman (H) e Teste de Breusch-Pagan (LM)

H = 1,6256 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(2) > 1,6256) = 0,4436$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

LM = 4,1254 com p-valor = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 4,1254) = 0,04224$ (Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo MQO agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Fonte: Dados Brutos PNAD/IBGE. Análise de Regressão Própria.

Resultado da Estimativa 6:

$$\hat{G} = 0,5017 - 0,0569(x_1) + 0,0206(x_2) - 0,0609(x_3) + 0,0215(x_4) - 0,0054(x_5) + 0,0178(x_6)$$

A estimativa permite perceber com significância que o rendimento médio por grupo de anos de estudos explica em torno de 94,50% o índice de Gini dos anos de 1995 a 2015, sendo que os rendimentos médios de alguns grupos de anos de estudos contribuem para a queda no Índice de Gini, nesse intervalo de três décadas, para o conjunto dos estados da região sul.

Os resultados analisados nas estimativas permitem inferir, portanto a importância do número de anos de estudos para reduzir ou aumentar a desigualdade de renda, deixando perceptível que para o grupo de 15 anos de estudo ou mais, a contribuição para o aumento no índice de Gini é altamente significativa. Já os grupos de 0 a 1 ano de estudo é o que mais contribui para a redução da desigualdade social. A região sudeste possui a maior diversidade econômica do país, concentrando inclusive a maior parcela de participação no PIB brasileiro. Diante dessa diversidade econômica e com grau de desenvolvimento tecnológico avançado, essa região demanda mãos de obra qualificada, isso fica evidente no teste, onde o rendimento do grupo de 15 anos de estudo ou mais é altamente significativo para explicar a concentração de renda nesta região.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio das estimativas realizadas comprovou-se a importância da educação no processo de desconcentração e concentração de renda no Brasil. As diversas análises

apresentados na literatura destacam como a educação está ligada ao desenvolvimento de força de trabalho qualificada, atendendo ao novo perfil de demanda e de adaptação aos novos processos produtivos. Assim comprova-se relação entre o nível de escolarização e melhor remuneração, resultado de incremento no capital humano.

Nas últimas décadas, Paes de Barros (1995), Cacciamali (2010) e Menezes Filho (2007) verificaram, analítica e empiricamente, que a escolaridade sempre esteve relacionada a uma fração significativa na explicação dos determinantes da desigualdade de renda. Ao produzir-se o teste empírico, as expectativas quanto ao resultado foram atendidas, verificando-se que a diminuição e aumento do índice de Gini esteve relacionado aos anos de estudos da população brasileira.

Os testes em cada região conseguem verificar se os mesmos grupos de anos de estudos que concentram e desconcentram a renda são os mesmos quando analisados em painel o conjunto dos estados brasileiros. Portanto, apesar nas diferenças regionais, o efeito de um ano de estudo adicional é igualmente significativo em todas as regiões.

Através dos testes se observa que apesar do país estar vivenciando uma crise econômica desde 2014, que vem impactando negativamente o mercado de trabalho e consequentemente a concentração de renda no país, esse impacto está sendo minimizado pelas políticas de renda e pelos efeitos estruturais da educação. Porém, se houver reversão nessas políticas, como a redução e desvios de gastos de políticas públicas de renda e educação, a situação acaba por se agravar, com o risco de retorno de um quadro perverso observado antes da estabilização e das políticas sociais ativas.

O principal desafio do país neste processo de desconcentração de renda é o acesso à educação, pois nem toda a população brasileira possui acesso à educação, conforme podemos perceber, nos desafios do sistema educacional brasileiro, apresentados no Plano Nacional de Educação - PNE 2014-2024 associados à universalização na educação e à elevação da escolaridade média da população brasileira, dado que a maioria da população não ingressa no ensino superior. No 2º PNE consta a Meta 12 de elevar a taxa bruta de matrícula na educação superior para 50% e a taxa líquida para 33%.

A partir da nova Lei de Diretrizes e Bases da Educação, aprovada durante o Governo FHC, houve a ampliação da oferta de instituições, sobretudo privadas, e de vagas no ensino superior, com significativa interiorização da oferta, além da inserção da modalidade de Educação à Distância. No final desse governo e, sobretudo nos Governos Lula e Dilma ocorreram forte ampliação nos investimentos em educação, facilitando o acesso ao ensino superior privado através do PROUNI⁶ e do FIES⁷, bom como uma expansão significativa de vagas e novas instituições federais de ensino superior, acompanhado aperfeiçoamento nos processos de garantia da qualidade, com o SINAES⁸.

Segundo Cacciamali (2010), a ampliação da oferta de mais trabalhadores qualificados contribui para a diminuição dos diferenciais de salário ao longo da hierarquia salarial e reflete na queda do grau de desigualdade, portanto os investimentos em educação são retornos perceptíveis a longo prazo, sendo que os mesmos devem ser contínuos e incrementais ao longo do tempo. Portanto os resultados desses programas e investimentos serão perceptíveis, se não descontinuados, no intervalo de uma ou duas gerações, quando ocorrer à efetiva ampliação nos anos de estudo da população, promovendo a inserção, de pessoas oriundas dos estratos inferiores de renda, nas porções de maior dinamismo e produtividade no mercado de trabalho qualificado, com a maior mobilidade social e, assim, um melhor e consistente nível de desconcentração de renda no país.

⁶ PROUNI – Programa Universidade Para Todos

⁷ FIES – Programa de Financiamento Estudantil

⁸ SINAES – Sistema Nacional de Avaliação da Educação Superior

REFERÊNCIAS

- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane. Os determinantes da desigualdade no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, **Texto para Discussão**, nº. 377, 1995
- BARROS, Ricardo Paes de; RAMOS, Lauro R.; REIS, José Guilherme Almeida. Mobilidade de renda e desigualdade. In: VELLOSO, João Paulo dos Reis (org.). **Estratégia Social e Desenvolvimento**. Rio de Janeiro: José Olympio, 1992. p. 219-239.
- BLOM, Andréas; VÉLEZ, Carlos Eduardo. **The dynamics of the skill-premium in Brazil: growing demand and insufficient supply?** Washington: World Bank, 2001.
- CACCIAMALI, Maria Cristina. Crescimento econômico, expansão do mercado de trabalho formal e distribuição de renda do trabalho: a primeira década do século XXI. Salvador: **Séries Estudos Pesquisa** nº86, 2010.
- CACCIAMALI, Maria Cristina; CAMILLO, Vladimir Sipriano. Redução da desigualdade da distribuição de renda entre 2001 e 2006 nas macrorregiões brasileiras: tendência ou fenômeno transitório? Campinas: IE/UNICAMP, **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 2, p. 287-315, 2009.
- FILHO, Naércio Menezes. **Educação e Queda Recente da Desigualdade no Brasil**. Brasília: IPEA, 2007.
- GUJARATI, Damodar. N.; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica: 5ª Edição**. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.
- IBGE. Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar, 2016. Rio de Janeiro: IBGE, 2018. Disponível em www.ibge.gov.br. Acesso em 15 de fevereiro de 2019.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, 1955, p. 1-28.
- LANGONI, Carlos G. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil: uma reafirmação. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, **Ensaio Econômico EPGE**, nº. 7, 1973.
- MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO. Plano Nacional de Educação - PNE 2014-2024. Brasília/DF: MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO, 2015. Disponível em pne.mec.gov.br. Acesso em 20 de fevereiro de 2019.
- ROCHA, Sônia. Pobreza no Brasil: A Evolução de Longo Prazo (1970-2011).\.. Rio de Janeiro: XXV Fórum Nacional. **Estudos e Pesquisas** Nº 492, maio 2013.