



Education Policy Analysis
Archives/Archivos Analíticos de Políticas
Educativas

ISSN: 1068-2341

epaa@alperin.ca

Arizona State University
Estados Unidos

Travitzki, Rodrigo; Ferrão, Maria Eugénia; Pinto Couto, Alcino
Desigualdades Educacionais e Socioeconômicas na População Brasileira Pré-
Universitária: Uma Visão a Partir da Análise de Dados do ENEM
Education Policy Analysis Archives/Archivos Analíticos de Políticas Educativas, vol. 24,
2016, pp. 1-32
Arizona State University
Arizona, Estados Unidos

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=275043450074>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

arquivos analíticos de políticas educativas

Revista acadêmica, avaliada por pares,
independente, de acesso aberto, e multilíngüe



aape || epaa

Arizona State University

Volume 24 Número 74

11 de julho 2016

ISSN 1068-2341

Desigualdades Educacionais e Socioeconômicas na População Brasileira Pré-Universitária: Uma Visão a Partir da Análise de Dados do ENEM

Rodrigo Travitzki

Universidade de São Paulo
Brasil



Maria Eugénia Ferrão

Universidade da Beira Interior
Portugal



Alcino Pinto Couto

Universidade da Beira Interior
Portugal

Citação: Travitzki, R., Ferrão, M. E., & Couto, A. P. (2016). Desigualdades educacionais e socioeconômicas na população brasileira pré-universitária: Uma visão a partir da análise de dados do ENEM. *Arquivos Analíticos de Políticas Educativas*, 24(74).

<http://dx.doi.org/10.14507/epaa.24.2199>

Resumo: O presente estudo examina, numa perspetiva intergeracional, a atenuação das desigualdades na distribuição da educação, bem como a relação entre desempenho educacional e atributos sociodemográficos tais como estatuto socioeconómico e raça/cor, com recurso aos dados do ENEM 2009-2012. Procedeu-se à aplicação do coeficiente de Gini e da curva de Lorenz e à modelação multinível dos dados referentes ao ano de 2012.

As evidências indicam a atenuação das desigualdades intergeracionais na distribuição da educação, sendo esta aferida quer pelo nível de escolaridade quer pela nota no Exame. Adicionalmente, os resultados apresentados sugerem que o progresso educacional continua a ser sensível a fatores de diferenciação de desempenho de natureza socio-espacial e racial. A análise multinível permitiu a decomposição da variância dos resultados educativos no nível de ensino pré-universitário e para diferentes UF's, concluindo-se que a variabilidade dos resultados é maior ao nível intramunicipal do que intermunicipal e que quer as escolas quer os municípios constituem unidades relevantes para as políticas educativas. Assim, a redução destas disparidades impõe-se como problema prioritário, carecendo de investigação adicional sobre os determinantes do efeito-escola, nas dimensões intra e extraescolar, bem como a consequente reorientação de políticas visando a eficácia educacional.

Palavras-chave: desigualdade educacional; desigualdade intergeracional; mobilidade educacional; análise multinível; efeito escola; políticas educacionais

Educational and socio-economic inequalities of pre-university Brazilian population: A view from the ENEM data

Abstract: Based on an intergenerational perspective, the study examines the mitigation of the inequalities in the distribution of education, taking into consideration the relationships between educational achievements and socio-demographic attributes such as socioeconomic status and race/color. The research uses ENEM data and the observations spans from 2009 to 2012. In order to examine the educational inequalities, the analysis explores the Gini coefficient, the Lorenz curve and multilevel modeling data for the year 2012. Using the level of education, as well as the ENEM's test scores, the evidence suggests the reduction of intergenerational inequalities in the distribution of education. In addition, the results indicate that educational performance is sensitive to socio-spatial and race-related variables. The multilevel analysis allowed the decomposition of the variance of educational outcomes at the pre-university level and for different UF's. Such approach reveals that the variability of results at the intra-municipal level is greater than at the inter-municipal setting. Moreover, empirical evidences indicates the existence of substantial performance variability among schools, suggesting that either schools or municipalities are relevant units for educational policies. The reduction of these disparities must be considered a priority issue. Additional research related to determinants of school effect, considering intra and extra-school dimensions, and educational effectiveness-oriented policies is needed.

Keywords: educational inequality; intergenerational inequality; educational mobility; multilevel analysis; school effect; educational policies

Las desigualdades educativas y socio-económicas de la población brasileña pre-universitaria: Una visión a partir del análisis de los datos ENEM

Resumen: Este estudio examina, desde una perspectiva intergeneracional, la atenuación de las desigualdades en la distribución de la educación y la relación entre el nivel de instrucción y los atributos sociodemográficos tales como el estatus socioeconómico y la raza/color, usando los datos del ENEM 2009-2012. El procedimiento aplica el coeficiente de Gini y la curva de Lorenz y aplica el modelo multinivel de los datos referentes al año 2012. Las evidencias sugieren la atenuación de las desigualdades intergeneracionales en la distribución de la educación, que se mide ya sea por el nivel de educación o por la nota examen. Además, los resultados indican que el progreso educativo sigue siendo sensible a los factores de diferenciación de rendimiento de naturaleza socio-espaciales y raciales. El

análisis multinivel ha permitido la descomposición de la varianza de los resultados educativos en el nivel pre-universitario y para diferentes UF's y llegó a la conclusión de que la variabilidad de los resultados es mayor en el ámbito intramunicipal que en el interurbano y, ya sean escuelas o municipios, son las unidades pertinentes para las políticas educativas. La reducción de estas disparidades se impone como tema prioritario, y carece de investigación adicional sobre los determinantes del efecto-escuela, en las dimensiones intra y extraescolar, así como la consiguiente reorientación de políticas que procuren la eficacia educativa.

Palabras-clave: desigualdad educativa; desigualdad intergeneracional; movilidad educacional; análisis multinivel; efecto de la escuela; políticas educativas

Introdução¹

São reconhecidas as profundas transformações económicas e sociais que o Brasil protagonizou nas últimas duas décadas, em particular na década de 2000. Não apenas se afirma como economia emergente à escala global, 6ª economia mundial, (The Economist, 2011) e economia líder regional, como também abraçou uma trajetória de crescimento inclusivo jamais alcançado no passado (Barros et al., 2009; Barros et al., 2007), acompanhando a tendência de desenvolvimento económico e social (redução da desigualdade) na América Latina (Ferreira et al., 2013; Vakis, Rigolini, & Lucchetti, 2015).

Para além da aceleração do crescimento económico observado, o produto interno bruto (PIB) *per capita* cresceu à taxa real média anual de 2,5% entre 2003-2014, em contraste com 0,8% no período 1995-2002. Os indicadores socioeconómicos revelam ainda a diminuição das desigualdades na repartição do rendimento (Souza, 2012). Por exemplo, o coeficiente de Gini decresceu 9% entre 2001 e 2009, sendo 0,59 em 2001 e 0,54 em 2009 e o rácio S80/S20 do rendimento passou de 27% para 18% naquele período de tempo (Souza, 2012), tendência que corrobora Barros et al. (2009). Estes autores reportam o declínio do coeficiente de 0,59 para 0,55 no período 2001-2007.

A redução das desigualdades na repartição do rendimento resulta, em larga medida, do aumento acentuado do rendimento disponível dos 20% mais pobres em relação ao rendimento disponível dos 20% mais ricos, com início nos meados dos anos 90. A taxa de crescimento mais elevada do salário mínimo e as transferências sociais são considerados os principais mecanismos de convergência de rendimento disponível (cf. Souza, 2012). Acresce ainda que a redução das desigualdades ocorreu também em termos territoriais, ou seja entre regiões e entre áreas urbanas e rurais (Ferreira & Gignoux, 2008).

Um outro aspeto assinalável da diminuição das desigualdades consiste no crescimento da classe média resultante da redução da população em situação de pobreza (Ferreira et al., 2013). De acordo com Neri (2010) a classe média passou a representar mais de metade da população brasileira. Segundo o autor, a parte relevante da sua expansão sustenta-se não só na vitalidade do crescimento económico, mas também na força de trabalho mais qualificada e melhor remunerada. Por sua vez, Barros et al. (2009) sustentam que o progresso educacional explica 50% da redução das

¹ Agradecemos a Ignacio Vazquez pela revisão da tradução do resumo para castelhano e aos dois revisores anónimos pelas sugestões de melhoria. Este trabalho foi parcialmente financiado pela Fundação para Ciência e Tecnologia através do projecto UID/Multi/00491/2013 e UID/GES/04630/2013. Rodrigo Travitzki agradece ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela bolsa de pós-doutorado em Métodos Quantitativos Aplicados à Educação na Universidade da Beira Interior sob a supervisão de Maria Eugénia Ferrão.

desigualdades nas remunerações do trabalho e quase 30% do declínio das desigualdades do rendimento *per capita* familiar.

Do ponto de vista educacional, diferentes estudos realçam a elevada dependência do desempenho escolar, nível de escolaridade e resultados escolares dos alunos, das condições socioeconômicas dos pais (Travitzki, Calero, & Boto, 2014; Ferrão et al., 2001; Rodrigues, Rios-Neto, & Pinto, 2011). As variáveis familiares mais examinadas, como canais de interação com o desempenho escolar, são o nível de rendimento familiar, o nível de escolaridade dos pais e a raça/cor. O seu padrão de distribuição tende a determinar o padrão de distribuição do sucesso escolar dos alunos. De acordo com Ferreira et al. (2013) e Marteleto e Andrade (2013), o Brasil obteve, no período 1990-2009, melhorias substanciais na redução do hiato do desempenho educacional associado ao estatuto socioeconômico familiar nos níveis de escolaridade básicos. Relativamente à raça/cor, Ferreira et al sustentam a redução em cerca de 50% do hiato educacional.

Contudo, a persistência das desigualdades intergeracionais permanecem ainda das mais elevadas. A magnitude da persistência intergeracional tende a ser substancialmente crítica para níveis de escolaridade mais elevados. O crescimento significativo da classe média num passado recente oferece perspectivas para re-examinar em que medida a sua propensão para investir na educação, aproveitar a expansão dos recursos educacionais públicos e o prémio salarial gerado por níveis de escolaridade mais elevados se traduz em movimentos de mobilidade educacional intergeracional.

Nestes termos, dada a centralidade da educação no quadro teórico de atenuação das desigualdades sociais e económicas, a análise e a modelação dos dados do ENEM contribuem para mostrar que a desigualdade na distribuição da educação e do conhecimento reduziu-se entre as duas gerações envolvidas no estudo e que ainda há espaço para a aceleração dessa redução, quer através de medidas de intervenção de melhoria escolar quer através de políticas educativas de âmbito local e regional.

Os objetivos principais deste artigo são os seguintes: (1) mostrar que a distribuição do conhecimento entre a população ENEM é mais equitativa do que o era na geração anterior; (2) mostrar que a redução das desigualdades na distribuição da educação e do conhecimento foi mais acentuada nas UFs de menor renda mensal per capita; (3) mostrar que a relação entre o nível socioeconómico e o nível de conhecimento do indivíduo é estatisticamente significativo, mas varia aleatoriamente entre os municípios e entre as escolas, criando oportunidade para a adoção de programas de melhoria da educação que visem a aceleração do acesso à educação de qualidade para todos.

O estudo incide sobre quatro Unidades da Federação (UF). Foram escolhidas as UF com o rendimento nominal mensal domiciliar per capitamínimo e máximo, ou seja, Alagoas (AL), Maranhão (MA), Rio Grande do Sul (RS) e São Paulo (SP). Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE] (2014a; 2014b), o valor em Alagoas é de R\$ 604,00; no Maranhão R\$ 461,00, no Rio Grande do Sul R\$ 1.318,00 e em São Paulo é R\$ 1.432,00. Excluiu-se a possibilidade de analisar os dados sobre o Distrito Federal, por se tratar de uma Unidade Federativa de exceção quanto à sua configuração demográfica e socioeconómica.

As análises efetuadas podem dividir-se em duas etapas principais: (1) análise das curvas de Lorenz e respetivo coeficiente de Gini para ilustrar e quantificar a distribuição da educação na população; (2) aplicação de modelos de regressão multinível para quantificar o potencial inerente às políticas e programas, ao nível do município e da escola, concretamente através de modelos de resultados contextualizados.

O restante deste trabalho desenvolve-se da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão da literatura internacional e brasileira quanto à relevância da educação na atenuação das desigualdades sociais e de rendimento. A seção 3 descreve os dados, variáveis e métodos aplicados. Nas seções 4 e

5 apresentam-se e debatem-se os resultados, respetivamente. Na seção 6, procedem-se a alguns comentários finais.

Revisão da Literatura

Sendo o desenvolvimento educacional, social e económico dos indivíduos um dos mais importantes objetivos da educação pública, a investigação em políticas públicas de educação tem procurado identificar e analisar as forças que influenciam as mobilidades educacional, social e económica e o modo como estas interagem (Ferreira et al., 2013; Hertz et al., 2008; Pfeffer, 2008). De facto, é nos fatores sociais, económicos, culturais, institucionais (Ferreira et al., 2013; Hanushek & Luque, 2003; Rivkin, Hanushek, & Kain, 2005) e na eficácia educacional e profissional (Mortimore & Whitty, 1997; Sammons, Hillman, & Mortimore, 1995) que se procura encontrar as causas e as explicações para as desigualdades no desempenho escolar.

É reconhecido ao Relatório Coleman, *Equality of Educational Opportunity*, (Coleman et al., 1966), um contributo determinante no mapeamento da agenda da investigação educacional. Centrado na análise dos Estados Unidos da América, país pioneiro no acesso universal à educação, o relatório sustenta, por um lado, que os resultados escolares dos estudantes se encontram significativamente correlacionados com a composição social da escola: o estatuto socioeconómico das famílias e as características socioeconómicas da comunidade em que se insere. Por outro, que o impacto da escola, medido pelos seus recursos, apresenta um valor relativo reduzido.

As evidências observadas sobre o impacto da escola não poderiam de deixar de ser controversos e de constituir um desafio. Colocam em questão a eficácia das políticas e dos sistemas educativos como instrumentos de promoção da igualdade de oportunidades e das mobilidades educacional e social intergeracionais. Como os alunos se distribuem por escolas, é importante verificar se a variabilidade do desempenho é um fenómeno entre escolas ou intraescolas. Do ponto de vista da investigação educacional, o movimento teórico-prático em eficácia e melhoria da escola emergiu e desenvolveu-se procurando aferir o contributo da escola para o desempenho dos estudantes e examinar os canais pelos quais opera a sua influência (cf. eg. Sammons, 1999, e Mortimore & Whitty, 1997).

Na sequência do Relatório Coleman surgiram estudos que mostraram o contributo da escola (Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis, & Ecob, 1988; Rutter, Maughan, Mortimore, & Ouston, 1979). Por exemplo, na revisão da literatura elaborada por Gamoran e Long (2006), são apresentados resultados de estudos sobre a igualdade de oportunidades educacionais sequenciais. Dos estudos examinados destacam-se duas críticas aos resultados do estudo de Coleman. Uma refere que a natureza seccional do estudo não é adequada ao tratamento de relações de causalidade. Acresce que são identificados problemas metodológicos que não permitem captar amplamente o efeito-escola e o efeito-professor, apesar de ambos estarem presentes no desempenho educacional dos alunos.

A outra revela que a evidência da investigação internacional sustenta que, uma vez controlado o estatuto socioeconómico da família, os recursos escolares exercem impacto relevante no desempenho educacional dos estudantes nos países com menor nível de rendimento. Em países com elevada taxa e extensão da escolarização, como é o caso norte-americano, a eficácia escolar poderá ser mais influenciada pelo modo como se organizam e gerem os recursos do que pela sua quantidade (cf. e.g. Chiu, 2010, e Gamoran & Long, 2006).

Os estudos comparativos entre países quanto à igualdade de oportunidades na aprendizagem têm considerado o impacto da expansão da escolarização (taxas e nível) nas desigualdades nos resultados escolares (Barros, Henriques, & Mendonça, 2002). Uma hipótese considerada argumenta que a expansão da escolarização revela uma trajetória consentânea com uma curva em forma de U

invertido: reduzidas desigualdades no início do ciclo vida dos sistemas educativos e em fases avançadas da sua maturidade. Dois argumentos podem ser encontrados para tal trajetória. Um que sustenta a explicação na capacidade da classe média retirar maior benefício imediato da expansão, dado o seu capital cultural (Paterson & Iannelli, 2007). Um outro fundamenta-se no pressuposto de que desempenho educacional em níveis mais avançados do ciclo de escolarização apresenta maior dissociação com estatuto socioeconómico (cf. Blossfeld, Blossfeld, & Blossfeld, 2015; Mare, 1981). No caso do Brasil, com base no modelo de regressão múltipla aplicado aos dados da PNAD 1976, 1986 e 1998 e numa subamostra constituída pelos jovens com idade compreendida entre 15 e 18 anos, Silva e Hasenbalg (2000) sugerem que a melhoria das condições de vida, a urbanização, a transição demográfica explicam cerca de 60% dos resultados educacionais e cerca de 40% encontram explicação na melhoria do desempenho do sistema educativo.

A observação, nos sistemas educativos mais desenvolvidos e nos menos desenvolvidos, da persistência intergeracional das desigualdades questiona o papel da educação como *great equalizer*. Estas evidências parecem dar consistência aos argumentos que sustentam que os sistemas educativos reproduzem as desigualdades sociais, revelando pouca eficácia na dissociação entre classes sociais e resultados escolares (Bastedo & Jaquette, 2011; Blossfeld & Shavit, 1992; Bourdieu & Passeron, 1990; Ferreira, 2000; Paterson & Iannelli, 2007; Pfeffer, 2008).

De facto, constata-se que os sistemas educativos dos diferentes países, independentemente do seu nível de rendimento, se confrontam, ainda que de modo diferenciado, com o problema das desigualdades educacionais (Hertz et al., 2008; Pfeffer, 2008). Compreender o modo como se relacionam as variáveis educacionais com os movimentos de natureza económica, social e política parece explicar os enfoques que a investigação educacional e a investigação em economia da educação vêm assumindo no que respeita a características e mecanismos através dos quais tal relação opera e influencia a mobilidade social.

Alguns autores sublinham o facto de que a análise das desigualdades não pode ser dissociada dos valores sociais e culturais que prevalecem nas preferências nacionais quanto aos princípios de equidade que devem orientar a distribuição da riqueza e do rendimento (Chiu & Khoo, 2005; Condrón, 2011; Hertz et al., 2008). Assim, segundo Condrón (2011) os países economicamente mais igualitários conhecem resultados médios elevados, lideram nos níveis de excelência e apresentam menores desigualdades educacionais do que os países menos igualitários. De acordo com o autor, as diferenças observadas na relação entre o estatuto socioeconómico das famílias e o desempenho educacional nos países desenvolvidos devem-se predominantemente à redução das desigualdades no rendimento e não às diferenças nacionais na quantidade de recursos educativos. Todavia, em alguns países menos igualitários, a excelência no desempenho educacional é protagonizada por alunos pertencentes a grupos desfavorecidos. A este propósito, a análise de dados do PISA 2012 mostra que uma percentagem considerável de alunos provenientes do grupo socioeconómico mais desfavorecido (quartil inferior) apresenta resultados no quartil superior da distribuição de desempenho. A título de exemplo, tal percentagem é de aproximadamente 17% no Vietnã, 12,5% na China-Taipei, enquanto no Brasil essa percentagem é menor do que 3% segundo a *Organisation for Economic Co-operation and Development* [OECD] (2013). Acresce que o coeficiente de variação do nível socioeconómico é 0,75 no Vietnã, 0,41 na China-Taipei e 0,52 no Brasil.

Perante estes indícios contraditórios, a sua clarificação está dependente da análise do papel das variáveis que medeiam a relação entre o estatuto socioeconómico da família e o desempenho escolar. Reardon (2012) reporta que a diferença nos resultados no desempenho educacional, entre estudantes com origem em famílias localizadas nos decis S90/S10 da distribuição do rendimento, aumentou entre 40 a 50%, nos Estados Unidos no período 1974-2001. O autor sustenta que o rendimento familiar tem vindo a conhecer um incremento do seu poder explicativo desde os anos 70. Tais evidências são convergentes com os resultados de estudos sobre outras realidades (Autor,

2014; Byun & Kim, 2010; Carneiro, 2008). Por exemplo, Byun e Kim (2010) analisam a experiência sul-coreana no período subsequente à crise financeira asiática ocorrida em 1997. Assiste-se, a partir dos anos 2000, a uma crescente polarização econômica e social acompanhada do aumento da desigualdade educacional e do acréscimo da incidência das variáveis familiares e institucionais. Do ponto de vista institucional, referem, entre outras, as mudanças veiculadas à implementação de um *quasi*-mercado educacional, competitivo e estratificado – sistema alicerçado na livre escolha das escolas (*school choice*) e na responsabilização e prestação de contas (*school accountability*). As mudanças ocorridas encontram-se associadas a significativo aumento do investimento das famílias em educação, quer em contexto escolar, quer não escolar (*shadow education*).

Diferentes estudos reportam o aumento do investimento das famílias nos cuidados e no desenvolvimento cognitivo dos filhos. Indicam ainda que o aumento da propensão a investir e as diferenças no esforço relativo encontram-se associadas ao agravamento das desigualdades na repartição do rendimento. O reconhecimento de que educação beneficia de um prémio salarial oferecido pelo mercado laboral, bem como oferece perspectivas de valorização individual e de mobilidade econômica e social constitui um incentivo ao investimento. Estas evidências parecem sugerir o agravamento da desigualdade nas oportunidades de aprendizagem, dado que a propensão das famílias a investir em educação não é constante entre os diferentes grupos de rendimento (Autor, 2014; Byun & Kim, 2010; Carneiro, 2008; Reardon, 2012). Ou seja, que a elasticidade do investimento em educação varia em função do nível de rendimento da família.

Ainda que o investimento familiar na educação possa ser considerado uma variável explicativa da criação de oportunidades de aprendizagem, é expectável que a sua importância varie de acordo com as características familiares. Por mais relevantes que sejam, os níveis de rendimento e de escolaridade dos pais, não são as únicas variáveis familiares a condicionar o investimento em educação. Pertencer ou não a uma família monoparental e de imigrantes, dimensão da família, número e idade dos irmãos e presença de avós, entre outras características, condicionam a quantidade e a qualidade dos recursos educacionais providos pela família ao seu educando o que afecta, consequentemente, a sua relação com o desempenho escolar. Outros factores identificados na literatura reforçam o padrão cumulativo de desvantagem, tais como a maternidade precoce com baixo nível de escolaridade, emprego precário e salários baixos (Cardoso & Verner, 2006; McLanahan, 2004). Por sua vez, a volatilidade do rendimento gerada pela precariedade do emprego, decorrente da flexibilização dos mercados laborais, constitui um dos canais pelo qual os ciclos económicos e as mudanças institucionais na economia afetam a acumulação familiar de recursos e o desempenho educacional (cf. e.g. Autor, 2014; Reardon, 2012 e Alves et al, 2010).

Este quadro poderá ser minimizado pelo investimento público em educação (*public resources substitution hypothesis*). Contudo, alguns autores alertam que, embora o investimento público beneficie todas as classes sociais, tende a reforçar os recursos educacionais das classes de rendimento mais elevado (Busemeyer, 2012; Chiu & Khoo, 2005; Chiu, 2010).

Os estudos internacionais sobre a desigualdade de rendimentos e a pobreza revelam que a distribuição das desigualdades num país conhece tendencialmente um padrão de assimetrias mais elevado do que entre países. Os efeitos de polarização são mais marcados internamente e as economias em vias de desenvolvimento apresentam trajetórias de distribuição territorial do rendimento mais assimétricas (cf. e.g. Vakis et al., 2015). Mendonça e Esteves (2014) procederam à análise da desigualdade territorial do rendimento no Brasil e concluíram pela existência de diferenças substanciais entre o norte e o sul. Os estados do norte apresentam, de forma persistente, mais elevados níveis de desigualdades e piores indicadores de desempenho. Dada a correlação existente entre nível de rendimento agregado, nível de rendimento familiar e recursos escolares, em particular para economias mais pobres, é expectável alguma influência das disparidades territoriais no rendimento sobre a distribuição territorial das oportunidades educacionais.

Na distribuição territorial das oportunidades educacionais encontra-se adicionalmente o efeito de raça/cor (Ferreira, 2000; Ferrão et al., 2001; Ferreira et al., 2013; Soares & Alves, 2003; Soares, Fonseca, Alves, & Guimarães, 2012), mesmo controlado o nível socioeconómico. A análise de dados do SAEB 1999 indica variação inter-regional no que se refere à relação entre os grupos definidos por autodeclaração de raça/cor e o desempenho escolar no final do ensino primário, do ensino fundamental e também do ensino secundário. Com exceção da raça/cor preta, o efeito marginal associado aos demais grupos varia de região para região, havendo algumas em que a diferença entre os grupos não é estatisticamente significativa. Verifica-se em todas as regiões que os alunos de raça/cor preta têm desempenho estatisticamente inferior aos demais (Ferrão et al., 2001). A importância de raça/cor na diferença dos resultados educativos é salientada por diversos autores (Ribeiro, 2006; Soares et al., 2012; Silva & Hasenbalg, 2000). Contudo, existem evidências relativas ao período 1990-2009, quanto à redução do hiato associado à raça (Ferreira et al., 2013).

Para Ferreira (2000) a experiência do Brasil revela que a educação tem-se mostrado mais importante para a desigualdade na repartição do rendimento do que os próprios mecanismos de mercado. Este argumento é partilhado por outros investigadores ao concluírem que a heterogeneidade na escolaridade da força de trabalho representa a principal explicação do nível geral da desigualdade salarial observada. Especificamente, as análises de Barros, Henriques, & Mendonça (2002) tornam evidente que “a desigualdade entre trabalhadores com o mesmo nível educacional é apenas 7% maior no Brasil, enquanto a desigualdade entre trabalhadores com diferentes níveis de escolaridade é cerca de 500% mais elevada que nos Estados Unidos”.

Reardon (2012) parece corroborar do mesmo argumento ao sustentar que, perante o aumento observado da influência do rendimento familiar, os níveis de escolarização e de capacidades cognitivas passaram a beneficiar de maior poder preditivo das remunerações salariais futuras dos alunos. A literatura sobre o prémio salarial revela que este se encontra positivamente correlacionado com o nível de escolaridade. Mas a magnitude do prémio varia de economia para economia de acordo com os movimentos da oferta e da procura de competências cognitivas, sendo a procura determinada pela dinâmica de crescimento da economia e, em grande medida, pelo progresso tecnológico - *skill biased technical change* (cf. e.g. Autor, 2014, e Carneiro, 2008).

Em economias com reduzido stock de qualificações, o prémio salarial médio tende a ser elevado, diminuindo com o seu incremento. Todavia, a evolução tecnológica gera problemas de escassez em áreas marcadas pela inovação, facto que favorece a diferenciação do prémio salarial para níveis de escolaridade similares. São os efeitos do progresso tecnológico, da globalização, das alterações institucionais do mercado de trabalho (entre outros fatores, dessindicalização dos trabalhadores e menor poder negocial dos sindicatos, precaridade no emprego e declínio do salário mínimo real) e a redução da natureza progressiva da tributação do rendimento que explicam o aumento das desigualdades no rendimento do trabalho nas economias industrializadas (cf. e.g. Autor, 2014, e Carneiro, 2008). No caso das economias em desenvolvimento, embora sujeitas a um crescimento económico desequilibrado, as condições estruturais do mercado de qualificações parecem favorecer o crescimento do prémio salarial médio ainda que a sua erosão se possa sentir mais rapidamente nos níveis de escolaridade não superiores.

Acolhendo os pressupostos e as evidências do modelo de mercado, parece existir alguma autonomia dos fatores de mercado e de política económica na explicação do aumento das assimetrias de rendimento das famílias e nos seus efeitos na mobilidade económica e educacional. Constata-se que a origem do impulso, oferta e procura de qualificações, impõe, pelo menos, o reconhecimento de que a relação entre nível de escolaridade e rendimento familiar conheça uma natureza bidireccional e uma complexidade acrescida. O que Reardon (2011) e Byun e Kim (2010) parecem encontrar nas economias mais desenvolvidas, marcadas pela presença de uma classe média relativamente alargada, é o acréscimo da importância do rendimento familiar não apenas como

resultado do aumento das desigualdades na sua distribuição, mas da intensificação da relação entre rendimento e desempenho escolar que ocorre através de diferentes factores interrelacionados. Dos factores analisados, o investimento familiar em educação surge como variável relevante. Contudo, o seu papel aparece associado, ainda que de modo não claramente afirmado, a fenómenos de polarização económica e social. Fenómenos de segregação homogâmica e polarização familiar, de composição social da escola e de políticas de estratificação da oferta educacional apresentam-se como mecanismos de intermediação.

Questão relevante é saber se as tendências descritas nas economias desenvolvidas conhecem expressão no quadro das economias em vias de desenvolvimento, cujos padrões de desigualdade de rendimento se associam a uma sociedade económica, social e culturalmente mais estratificada.

Dados e Métodos

Os dados usados no artigo são provenientes do Exame Nacional do Ensino Médio – ENEM, “cujo objetivo é aferir se o participante do Exame, ao final do ensino médio, demonstra domínio dos princípios científicos e tecnológicos que presidem a produção moderna e o conhecimento das formas contemporâneas de linguagem” (Ministério da Educação - Gabinete do Ministro, 2010). A caracterização dos dados e a sua modelagem apresenta-se seguidamente.

O ENEM

De acordo com o diploma de criação acima citado, os resultados do ENEM possibilitam, entre outros, a auto-avaliação do participante visando a continuidade de estudos e/ou a inserção no mercado de trabalho. O Exame é realizado anualmente, com aplicação descentralizada das provas de Matemática, Linguagens e Códigos, Ciências Humanas, Ciências Naturais e Redação. A participação voluntária é “destinada aos concluintes ou egressos do ensino médio e àqueles que não tenham concluído o Ensino Médio, mas tenham no mínimo dezoito anos completos na data da primeira prova de cada edição do Exame”. Segundo INEP (2015), à data da inscrição no Exame, mais de 60% dos sujeitos já tinha concluído o Ensino Médio ou não o frequentava. Entre os restantes, em 2012 por exemplo, aproximadamente 26,3% dos participantes indicaram a escola frequentada, sendo na totalidade 31.186 escolas. Comparando com o número de escolas do Ensino Médio Regular registadas no Censo Escolar 2012, que é de 29.561, deduz-se que a esmagadora maioria delas têm alunos participantes. Adicionalmente, há participantes que identificam centros de formação EJA (Educação de Jovens Adultos).

Cabe observar que, daquelas escolas, 2.648 estão representadas no ENEM por apenas um participante e 6.931 delas possuem menos do que 10 participantes. Em relação à dependência administrativa, 77% dos participantes que identificaram a escola estudavam em escolas estaduais e 20% em particulares. Observando os níveis mais elevados de agregação, os participantes são provenientes de 5.564 municípios, distribuídos pelas 27 Unidades Federativas. Segundo o IBGE, em 2000 havia 5.561 municípios no Brasil (IBGE, 2000). Há apenas cinco municípios com menos de 10 participantes e nenhum deles com apenas um participante.

No âmbito deste trabalho são analisados os dados referentes aos anos entre 2009 e 2012 nos domínios de Matemática (Mt) e Linguagens e Códigos (LC). O Exame passou por mudanças estruturais de 2008 para 2009 (Travitzki, 2013), algumas das quais se refletem nos microdados. A partir de então as notas das provas são estimadas por aplicação do modelo de resposta ao item de três parâmetros (INEP, 2011). No que concerne ao questionário contextual, verificamos que a maioria das variáveis relevantes para esta pesquisa se mantêm ao longo do tempo, tais como:

escolaridade da mãe, escolaridade do pai, renda familiar, número de pessoas na casa. Estas quatro variáveis, coletadas de forma categórica no questionário, foram transformadas em duas variáveis quantitativas: escolaridade média dos pais (em anos) e renda per capita da família (em número de salários mínimos). Contudo, notamos que não há informação sobre cor/raça, nem sobre a ocupação dos pais no questionário de 2010.

Caracterização da População ENEM

A Tabela 1 contém estatísticas descritivas que caracterizam a participação no ENEM quanto à distribuição por sexo, raça/cor autodeclarada, escolaridade dos pais e renda mensal per capita, notas em Mt e LC. Em 2009 o número de indivíduos inscritos foi de 4.148.7212 tendo aumentado 40% até 2012, ano em que o número de inscrições confirmadas totalizou 5.791.3323 (INEP, 2015). Entre 2012 e 2014 o número de inscrições confirmadas teve um aumento de 50%. Em 2014 o número de participantes foi de 8.722.356, dos quais 71% tinham nota em pelo menos uma área avaliada (INEP, 2015).

A participação feminina situa-se em torno de 60%. No que se refere à cor/raça, os dados disponíveis mostram que a maioria dos participantes se autodeclara parda e preta, com menos de 1% indígena (INEP, 2015). Em 2012 por exemplo, 44% dos sujeitos autodeclararam-se de cor branca ou amarela.

A média do número de anos de escolaridade dos pais dos participantes está compreendida entre 6 e 8, dependendo do ano de aplicação. A média da renda mensal per capita do agregado familiar declarada pelos participantes, em número de salários mínimos, é entre 1,12 e 0,68, dependendo do ano de aplicação. A comparação destes valores como rendimento nominal mensal domiciliar per capita mencionado na secção Introdução sugere subdeclaração da variável rendimento familiar, fenómeno clássico da literatura de erro de medida.

A média das notas LC entre 2009 e 2012 varia entre 506,9 (DP 97,1) e 520,8 (DP 74,0) e a média das notas Mt varia entre 498,4 (DP 98,9) e 517,1 (DP 117,3). A faixa de idade é bastante ampla, mas a maioria dos participantes (66%) tem entre 16 e 24 anos. Em relação aos dados omissos, destacam-se os seguintes valores: 29% nas provas, 3% na escolaridade dos pais e 2% na cor da pele.

2 Em 2009, houve cancelamento e adiamento da prova, razão pela qual o número efectivo de participantes foi reduzido em quase 50%.

3 O número de casos na base de dados é 5.791.065.

Tabela 1
Estatísticas Descritivas

		2009	2010	2011	2012
Sexo Feminino	%	59,8	59,5	59,3	59,0
Raça/cor: Branca ou Amarela	%	24,8	ND	43,8	44,1
	Média	8,24	7,94	6,02	8,04
Educação dos pais (anos)	Desvio Padrão	4,09	3,87	4,51	4,01
	N	2.173.346	4.513.557	5.246.420	5.642.793
	Média	1,12	0,68	0,70	0,68
Renda mensal <i>per capita</i> (nº salários mínimos)	Desvio Padrão	2,14	0,94	1,21	1,03
	N	2.169.607	4.611.616	5.366.948	5.791.065
	Média	506,88	509,63	520,75	494,04
Nota em LC	Desvio Padrão	97,12	78,21	73,95	72,34
	N	2.441.497	3.256.166	3.879.337	4.093.884
	Média	498,40	504,92	517,06	508,83
Nota em Mt	Desvio Padrão	98,92	112,48	117,27	121,23
	N	2.441.496	3.256.166	3.879.337	4.093.884

Fonte: Elaborado pelos autores com dados do ENEM 2009-2012.

Métodos

A quantificação da desigualdade é um tópico há muito tempo tratado na literatura (e.g. Alker, Jr., 1965). Entre os diversos métodos estatísticos que permitem quantificar a desigualdade, escolhemos os seguintes: a curva de Lorenz (Lorenz, 1905), o índice de Gini (e.g. Gastwirth, 1972) e o modelo multinível de coeficientes aleatórios (Goldstein, 2003).

Seja Y a variável de interesse, por exemplo conhecimento ou aptidão, e yio valor observado da variável para o indivíduo i (i=1,...,n). A curva de Lorenz representa graficamente a distribuição cumulativa de Y (eixo vertical) face à distribuição cumulativa da população (eixo horizontal). A reta de 45º com qualquer dos eixos representa o que seria o limiar de igualdade na distribuição de Y, ou seja, quanto mais a curva de Lorenz se afasta desse limiar tanto maior é o grau de desigualdade na distribuição de Y na população. Uma forma possível de o quantificar é calcular a área entre a curva de Lorenz e o limiar de igualdade, designada “área de desigualdade” por alguns autores. A razão

entre a área de desigualdade e a sua dimensão máxima resulta no índice de desigualdade de Gini (e.g. Alker, Jr., 1970, p. 200) que varia entre 0 e 1. A sua estimativa baseia-se no somatório, para todo o indivíduo na amostra, da diferença entre o ponto onde ele se situa na curva de Lorenz e o ponto onde ele se deveria encontrar numa situação de igualdade na distribuição.

A modelação multinível é especialmente adequada para o segundo objetivo deste trabalho, pois esta classe de modelos incorpora a estrutura hierárquica da população em estudo, isto é indivíduo, escola, município, para cada uma das unidades estatísticas identificadas na estrutura hierárquica da população em estudo, evitando viés de agregação e a subestimação dos erros padrão (Bryk & Raudenbush, 1992; Ferrão, 2015; Goldstein, 2003). Por exemplo, os indivíduos que residem em determinado município partilham características sociodemográficas e outras que os tornam mais semelhantes entre si do que comparados com os indivíduos de outros municípios. Na generalidade dos fenómenos estudados em Ciências Sociais, essas características influenciam a variável de resultados, gerando um efeito de agrupamento que não deve ser omitido da modelação. A modelação multinível capta essa dependência através da repartição da variância total dos dados em variação entre unidades de cada nível hierárquico. O coeficiente de partição da variância quantifica a proporção da variância total contabilizada para cada nível hierárquico, e também é conhecida como a correlação intraclasse (Goldstein, Browne, & Rasbash, 2002).

Neste estudo, estimamos 48 modelos dependendo do conjunto de covariáveis incluídas no preditor linear (nível socioeconómico, NSE, e raça/cor), da variável resposta (nota Mt e nota LC), da estrutura de efeitos aleatórios, do número de níveis (indivíduo/município por UF; indivíduo/escola/município por UF). Nestes termos, o Modelo 0 é o modelo nulo com intercepto aleatório. O Modelo 1 é um modelo de componentes de variância, representando o modelo de resultados contextualizados, e considerando como variáveis explicativas NSE e raça/cor. O Modelo 2 é semelhante ao Modelo 1, mas de coeficientes aleatórios na variável SES. Neste trabalho os valores omissos são considerados completamente aleatórios (Little & Rubin, 2002). O anexo 1 apresenta as equações para cada modelo estimado e o anexo 2 o código “R” usado na estimação dos parâmetros do Modelo 2.

Resultados

Dividimos a apresentação de resultados em duas subsecções. Na primeira subsecção são apresentadas as distribuições de rendimento e de conhecimento ou de resultados escolares que permitem analisar e quantificar a desigualdade inerente, e na segunda subsecção são apresentados os resultados dos modelos multinível com as diferentes estruturas hierárquicas mencionadas acima que evidenciam o potencial das políticas educativas ao nível da escola e ao nível do município na atenuação da desigualdade social na distribuição do conhecimento.

Distribuição de Rendimento e Resultados Escolares

A maioria dos países em desenvolvimento apresenta melhorias no acesso de grupos desfavorecidos à educação, o que sugere a redução das desigualdades sociais no longo prazo. Quantitativamente, tal tendência traduz-se no índice de Gini na educação que caiu de 0,46 em 1960 para 0,31 em 2000 (UNDP, 2010, p. 75). Tal tendência de melhoria tem-se refletido na distribuição do rendimento que, em termos internacionais, caiu de 0,68 para 0,61 entre 1970 e 2006, principalmente devido ao efeito da China (UNDP, 2010, p. 73).

No que se refere ao Brasil, os valores do índice de Gini estão em conformidade com o acima descrito. Tomando a UF do Maranhão como exemplo, as Figuras 1 e 2 apresentam os gráficos representando as curvas de Lorenz para as variáveis rendimento per capita e educação dos pais, respectivamente. Concretamente, o coeficiente de Gini do rendimento per capita é 0,62 e o da educação dos pais é 0,29.

As curvas de Lorenz ilustram claramente maior desigualdade na distribuição do rendimento do que na distribuição da educação. A Figura 2 apresenta as curvas de Lorenz e o respetivo coeficiente de Gini para as variáveis educação dos pais e nota LC nas quatro UF estudadas da população ENEM, para o ano de 2012, dando a perspetiva da redução intergeracional nas desigualdades na distribuição da educação. As curvas dos outros anos podem ser conferidas no anexo III, podendo concluir que não há diferenças substanciais a referir.

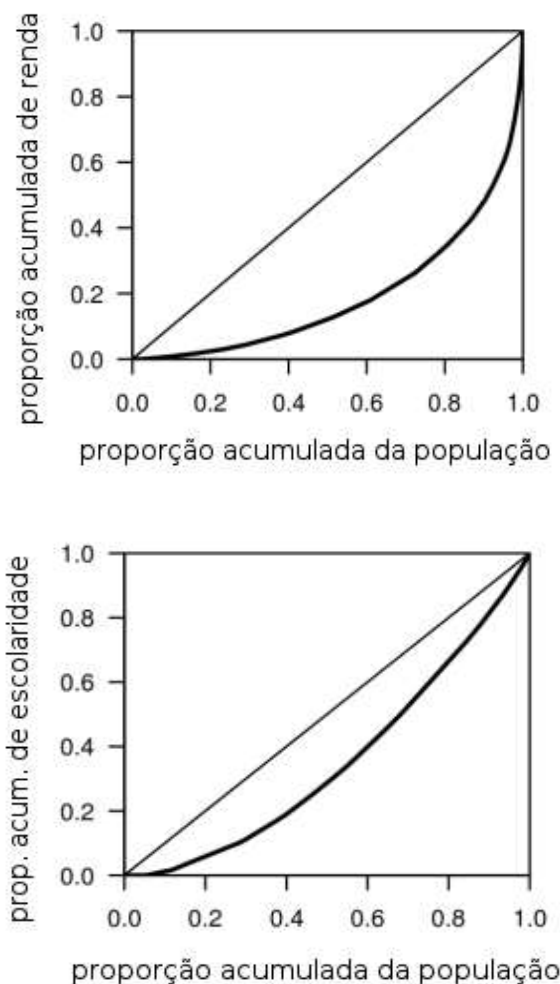


Figura 1. Curvas de Lorenz: Família.

Curvas de Renda *per capita* (acima) e Educação dos pais (abaixo), Maranhão, ENEM 2009. Elaborado pelos autores.

Nas quatro UF estudadas, a distribuição da educação dos pais pode equiparar-se ao anteriormente reportado, isto é, o coeficiente de Gini está entre 0,25 e 0,33. Os menores valores são registados nas UF com o rendimento nominal mensal domiciliar per capita máximo. O coeficiente do índice de Gini da nota LC e nota Mt é sempre menor do que 0,1 e as respetivas curvas de Lorenz sugerem distribuições de igualdade quase perfeita. Ora, estes resultados são muito promissores da continuidade da atenuação das desigualdades no Brasil na perspetiva apresentada e discutida nas

secções anteriores. Adicionalmente, notamos que, enquanto a variável referente à educação dos pais é uma variável de stock (número de anos de escolaridade), por muitos acadêmicos considerada insuficiente para aferir o nível de desenvolvimento humano (e.g. Behrman & Birdsall, 1983), a variável referente à educação da população ENEM é uma variável *proxy* de qualidade da educação provida à população.

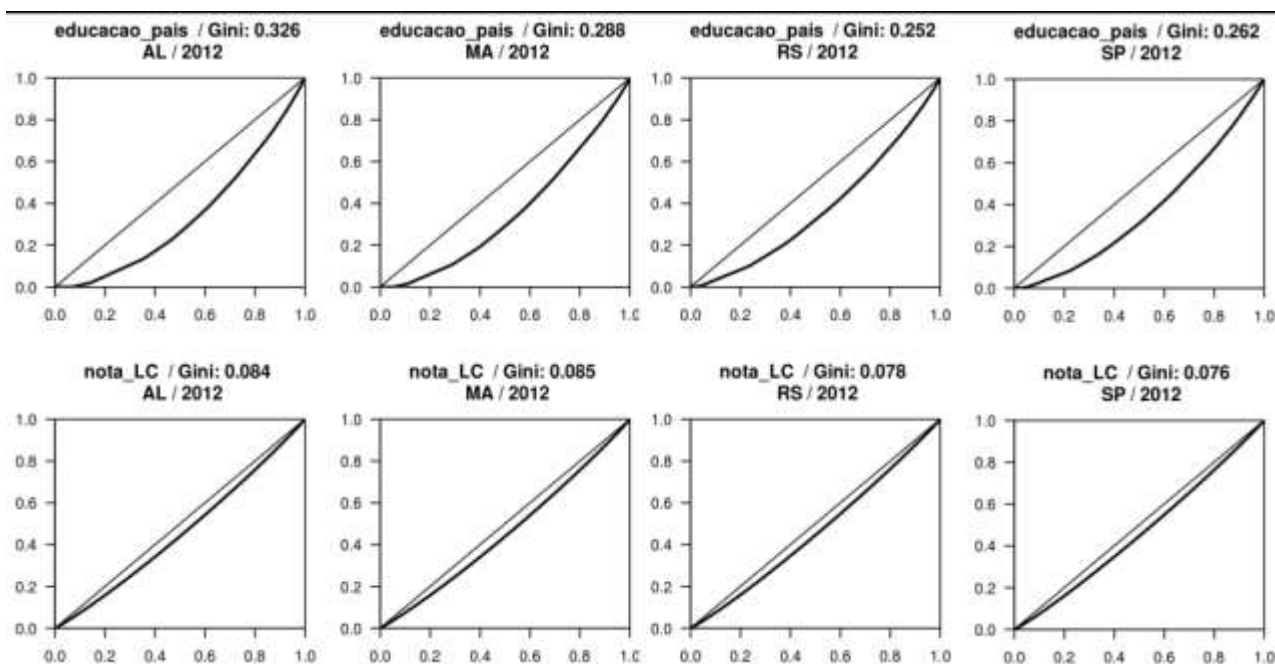


Figura 2. Curvas de Lorenz: Intergeracional.

Curvas de Educação dos pais e de Nota LC, Alagoas, Maranhão, Rio Grande do Sul e São Paulo, ENEM 2012. Elaborado pelos autores.

Modelação Multinível

Na subsecção anterior mostrámos que a distribuição da educação na população ENEM apresenta características de igualdade quase perfeita. Porém, as estatísticas descritivas da nota nas áreas avaliadas mostram grande dispersão. Nesta subsecção, apresentam-se os resultados dos modelos de regressão multinível acima especificados para mostrar o potencial de redução da desigualdade inerente a políticas públicas de educação que considerem a diversidade dos contextos escolares e dos municípios na sua implementação. Contudo, notamos que o subconjunto de dados referentes aos participantes ENEM que indicaram a escola frequentada (aproximadamente 26,5% globalmente) é o usado nos modelos de três níveis. A Tabela 2 contém as estimativas dos parâmetros fixos do Modelo 0 ajustado aos dados das quatro UFs (incluindo a estrutura hierárquica de dois e três níveis), totalizando 16 modelos. As estimativas dos respetivos parâmetros aleatórios são apresentadas no anexo IV.

Tabela 2

Estimativas do Intercepto, Modelo nulo

Nº de níveis	Área	Unidade da Federação			
		Alagoas	Maranhão	Rio Grande do Sul	São Paulo
		Estimativa(EP)	Estimativa(EP)	Estimativa(EP)	Estimativa(EP)
3	LC	446,15 (2,88)	438,03 (1,65)	488,86 (1,10)	497,86 (0,77)
	MT	440,33 (5,09)	425,08 (2,59)	517,19 (2,04)	520,42 (1,55)
2	LC	454,90 (1,06)	448,05 (1,01)	487,28 (0,71)	503,36 (0,57)
	MT	447,56 (1,64)	436,82 (1,40)	511,76 (1,31)	527,39 (1,08)

Fonte: ENEM 2012. Elaborada pelo autores.

As estimativas do parâmetro fixo no modelo nulo, concretamente a estimativa da média das notas LC e das notas Mt, controlando o nível de agrupamento dos dados, nas quatro UFs estudadas, mostram que o resultado educacional por UF acompanha o respectivo rendimento nominal per capita, isto é, Alagoas (AL) e Maranhão (MA) apresentam menores resultados do que Rio Grande do Sul (RS) e São Paulo (SP).

A Tabela 3 contém as estimativas dos parâmetros fixos dos modelos 1 e 2 para as quatro UFs (incluindo a estrutura hierárquica de dois e três níveis), totalizando 32 modelos ajustados. Recordamos que o Modelo 2 é semelhante ao Modelo 1, mas naquele os coeficientes de inclinação têm componente aleatória. As estimativas mostram que em todas as UFs estudadas a relação entre o nível socioeconômico do participante e a nota em LC ou em Mt é positiva e estatisticamente significativa (nível de significância de 5%). A magnitude da estimativa do coeficiente de inclinação é sempre maior em Mt do que em LC e, na generalidade, maior em São Paulo e Rio Grande do Sul do que em Alagoas e Maranhão. As estimativas também mostram como a cor/raça autodeclarada branca ou amarela surge como fator de diferenciação nas notas em LC e Mt, com marcação mais forte em São Paulo e Rio Grande do Sul do que em Alagoas e Maranhão.

A título de exemplo, analisaremos em detalhe os resultados obtidos do modelo de regressão multinível, de 3 níveis, com coeficientes aleatórios para AL e RS, considerando a variável resposta nota Mt. Em Alagoas, a média da nota Mt controlada por NSE e Cor/Raça é 450,1 valores, os alunos autodeclarados de cor branca/amarela atingem, em média mais 18,8 valores comparativamente com os participantes dos restantes grupos e o valor marginal associado ao nível socioeconômico é 6 valores. No Rio Grande do Sul, a média da nota em Mt é 502,2, os alunos autodeclarados de cor branca/amarela atingem, em média mais 25,4 valores comparativamente com os participantes dos restantes grupos e o valor marginal associado ao nível socioeconômico é 21,1 valores. Adicionalmente, as estimativas dos coeficientes aleatórios (ver Tabela IV.2 no anexo IV) indicam que a relação entre o nível socioeconômico do participante e a nota em Mt varia aleatoriamente, pois a estimativa da variância é 21,9 (com IC95%=[9,6;54,8] em Alagoas, e a variância é 94,8 (com IC95%=[68,9;123,2] no Rio Grande do Sul. Ou seja, os resultados dos modelos ajustados sugerem que as UF's com as médias de notas em LC e em Mt mais elevadas, também são aquelas onde as características sociodemográficas como nível socioeconômico e cor/raça são portadoras de desigualdade nos resultados obtidos no Exame. Recordamos que os dados se referem à subpopulação de participantes no ENEM que identificou a escola frequentada, pelo que a generalização destes achados deve ser muito cautelosa.

Tabela 3

Estimativas parâmetros fixos, Modelos 1 e 2

Nº de níveis	UF	Área	Modelo 1			Modelo 2		
			Intercepto	Cor / raça	NSE	Intercepto	Cor / raça	NSE
2	AL	LC	461,9 (1)	19,4 (0,25)	9,1 (0,55)	458,8 (1,11)	12,8 (0,62)	8,6 (0,55)
		MT	463,4 (1,55)	40,0 (0,41)	13,1 (0,89)	456 (1,75)	24,2 (1,1)	11,9 (0,88)
	MA	LC	452,2 (0,93)	17,7 (0,19)	8,9 (0,41)	450,6 (0,98)	12,6 (0,41)	8,5 (0,41)
		MT	444,2 (1,28)	32,3 (0,29)	14,3 (0,62)	440,2 (1,39)	20,1 (0,72)	13,4 (0,62)
	RS	LC	479,5 (0,69)	19,9 (0,15)	13,7 (0,36)	478,8 (0,71)	16,5 (0,33)	13,4 (0,36)
		MT	493,6 (1,26)	40,6 (0,24)	30,0 (0,58)	492,4 (1,29)	32 (0,66)	29,1 (0,58)
	SP	LC	492,2 (0,48)	21,0 (0,09)	13,9 (0,18)	492,5 (0,47)	17 (0,23)	13,6 (0,18)
		MT	502,5 (0,86)	47,2 (0,15)	30,3 (0,31)	502,8 (0,84)	37,2 (0,49)	29,5 (0,31)
	AL	LC	451,9 (2,41)	12,3 (0,57)	4,9 (1,06)	451,9 (2,29)	12,1 (0,58)	4,8 (1,06)
		MT	449,7 (4,35)	19,1 (0,89)	6,1 (1,66)	450,1 (4,08)	18,8 (0,92)	6,0 (1,66)
3	MA	LC	443,6 (1,45)	12,0 (0,39)	7,4 (0,76)	443,3 (1,43)	11,9 (0,43)	7,4 (0,76)
		MT	432,9 (2,32)	17,5 (0,58)	9,3 (1,13)	432,8 (2,23)	17,3 (0,66)	9,3 (1,13)
	RS	LC	481,8 (1,08)	15,2 (0,3)	11,0 (0,68)	480,9 (1,05)	15 (0,34)	11,1 (0,68)
		MT	503,3 (1,95)	25,5 (0,47)	21,1 (1,07)	502,2 (1,91)	25,4 (0,57)	21,1 (1,07)
	SP	LC	491,9 (0,67)	10,0 (0,16)	8,1 (0,27)	491,3 (0,65)	10,3 (0,18)	8,1 (0,27)
		MT	509 (1,34)	18,5 (0,26)	15,0 (0,44)	507,8 (1,3)	18,9 (0,28)	15 (0,44)

Fonte: ENEM 2012. Elaborada pelo autores.

Contudo, os resultados interpelam-nos para pesquisa adicional, que possa de uma forma mais conclusiva, despistar o eventual padrão gerador de desigualdade inerente ao processo educativo.

A Tabela 4 apresenta o coeficiente de partição da variância considerando os termos aleatórios associados aos interceptos dos diversos modelos ajustados. Os resultados indicam que o modelo de dois níveis é insuficiente para caracterizar a distribuição da variância das notas por nível de agrupamento. Ou seja, observamos que o coeficiente varia entre 4% e 5%. Enquanto os resultados dos modelos de três níveis (nível 1 – participante, nível 2 – escola, nível – município) sugerem que a percentagem da variabilidade atribuível ao agrupamento, quer seja ao nível da escola quer seja ao nível do município, varia entre 13% e 38%, apresentando valores mais elevados para nota em Mt. Ou seja, a variabilidade das notas em Mt em São Paulo é devida em 38% à variabilidade entre escolas e municípios e, após controlo por nível socioeconómico e cor/raça, reduz-se para 28%, sendo um valor bastante expressivo das diferenças entre municípios e entre escolas em São Paulo. Os resultados mostram também que partição da variância é bastante semelhante entre as UF's estudadas. Observamos que em Alagoas a variabilidade atribuível ao agrupamento varia entre [0,17;0,33], no Maranhão varia entre [0,17; 0,27], no Rio Grande do Sul entre [0,13; 0,30] e em São Paulo entre [0,18; 0,38].

Tabela 4

Coefficiente de Partição da Variância (CPV)

UF	Modelo	Área	CPV	CPV Modelo de 3 níveis		
			Modelo de 2 níveis	Escola [1]	Município [2]	[1] + [2]
AL	0	L	1,8%	20,3%	5,3%	25,6%
	0	M	1,6%	26,5%	6,0%	32,5%
	1	L	1,7%	14,3%	3,6%	17,9%
	1	M	1,5%	20,5%	4,2%	24,7%
	2	L	2,1%	13,9%	3,1%	17,1%
	2	M	2,0%	19,7%	3,6%	23,3%
MA	0	L	3,7%	19,6%	3,7%	23,3%
	0	M	2,8%	23,9%	3,4%	27,4%
	1	L	3,2%	14,6%	2,7%	17,3%
	1	M	2,4%	19,5%	2,5%	22,0%
	2	L	3,6%	14,2%	2,7%	16,9%
	2	M	2,9%	18,8%	2,1%	20,9%
RS	0	L	4,3%	19,5%	2,7%	22,2%
	0	M	5,4%	26,7%	3,2%	29,9%
	1	L	3,3%	12,5%	2,1%	14,5%
	1	M	4,6%	19,2%	2,7%	21,9%
	2	L	3,6%	11,2%	2,1%	13,3%
	2	M	4,9%	17,9%	2,7%	20,6%
SP	0	L	3,4%	24,3%	2,4%	26,6%
	0	M	4,0%	34,1%	3,6%	37,7%
	1	L	2,4%	17,9%	1,6%	19,6%
	1	M	2,7%	26,9%	2,6%	29,5%
	2	L	2,3%	16,8%	1,5%	18,3%
	2	M	2,6%	25,5%	2,4%	27,9%

Fonte: ENEM 2012. Elaborada pelo autores.

Discussão

Através da análise dos dados do exame ENEM, considerando-os parte da respectiva hiperpopulação, mostramos que o padrão de distribuição do conhecimento é menos desigual do que o padrão da distribuição do rendimento e do nível de escolaridade na geração anterior. O comportamento das duas variáveis relacionadas com o perfil parental, indiciam, no período em observação, uma trajetória marcada pela diminuição das desigualdades de oportunidades de aprendizagem com origem nas duas variáveis socioeconômicas familiares mais estudadas na literatura. No entanto, verificamos que variáveis de nível socioeconômico (raça/cor e escolaridade do país) continuam a ser relevantes no resultado do Exame. Isto é, ao nível de significância de 5%, encontramos relação estatisticamente significativa entre as variáveis em causa nas quatro UF's estudadas. Na perspectiva da teoria da mobilidade intergeracional, o alargamento do acesso ao nível pré-universitário alcançado apenas numa geração representa a igualdade de oportunidades associada

à mobilidade relativa, implicando que os constrangimentos estruturais da sociedade brasileira se reduziram e, simultaneamente, aumentou o potencial para o movimento ascendente de classes e de equidade social (Curtis, 2015).

Ponderando o papel proeminente da família e da escola no desempenho educacional e os resultados alcançados, uma parte da redução da influência das variáveis familiares poderá estar associada ao impacto positivo da escola e das políticas públicas. A este propósito, a revisão do efeito-escola no Brasil na última década mostra não só o potencial da escola para a atenuação das desigualdades socio-educacionais como também mostra a variação inter-regional do mesmo efeito, tanto com base no modelo de resultados contextualizados (Ferrão 2014; Travitzki, Calero, & Boto, 2014), como no modelo de valor acrescentado (Ferrão & Couto, 2013). Tal evidência contraria os achados de diversos estudos comparativos publicados na década de 90 sobre os resultados educativos intergeracionais em países desenvolvidos que denunciavam a persistente desigualdade de oportunidades educativas (e.g. Jæger & Holm, 2007), e confirma a associação entre o desempenho do indivíduo em testes cognitivos e as características da sua envolvente familiar (Mcintosh & Munk, 2009).

Os resultados podem, ainda, ser a expressão de que a expansão da escolarização (taxas e nível) é acompanhada da tendência para uma maior equidade no desempenho educacional. O debate sobre a existência de uma “curva de Kuznets educacional” encontra evidências na literatura. O argumento de que a expansão dos sistemas educativos conhece na sua fase inicial um agravamento das desigualdades educacionais, atingindo um limiar crítico a partir do qual a redução das disparidades ocorrem tem vindo a ser objeto de escrutínio pelos investigadores (cf. Barros et al., 2002). No caso do Brasil, é debatida a sua observação e a posição que ocupa na sua trajetória. Barros et al (2009) sustentam que o Brasil se encontra para além do limiar crítico (7 anos de escolaridade), situando-se, assim, o seu sistema educacional na trajetória descendente das desigualdades.

O movimento descrito implica necessariamente um processo de dissociação entre as variáveis socioeconómicas familiares e o desempenho educacional. A presença, na década de 2000, de dissociação sinaliza uma mudança na relação entre crescimento económico e sistema educacional no Brasil. De acordo com Barros et al (2002), os ciclos de crescimento económico estiveram, no passado, associada a uma lenta expansão da escolaridade média da população e à persistência das desigualdades no acesso a um ensino de qualidade, gerando uma acentuada “heterogeneidade educacional”.

Dada a centralidade da relação entre rendimento e desempenho educacional na literatura, uma aproximação possível consiste no exame de fatores com influência nas desigualdades de rendimento. É reconhecida a natureza inclusiva do crescimento económico observado nas últimas duas décadas no Brasil, cujos benefícios se traduzem numa redução acentuada das desigualdades e no aumento assinalável da classe média. Barros et al (2009) procedem à análise das forças com maior influência na redução das disparidades. Os autores reconhecem à política pública e ao mercado laboral um papel determinante e sublinham que se deve à política pública o incremento substancial da escolaridade média da população e dos rendimentos não laborais, por via das transferências sociais. Por sua vez, atribuem ao progresso educacional a redução em 50% das disparidades nos rendimentos do trabalho; encontrando-se os outros 50% associados à integração do mercado laboral impulsionada pelo crescimento mais rápido do salário mínimo.

Os resultados desta investigação evidenciam sinais do progresso educacional, nomeadamente em termos de mobilidade educacional, que podem estar associados ao incremento do rendimento familiar e crescimento da classe média, traduzindo a existência de uma relação bidirecional. Estudos sublinham que a propensão para investir na educação possa ser diferenciada entre as diferentes classes de rendimento e positivamente correlacionada com os seus níveis (Autor, 2014; Byun & Kim,

2010; Reardon, 2012). Nestes termos, é expectável a existência de um impacto positivo do crescimento da classe média no progresso educacional brasileiro.

Os resultados apresentados neste trabalho, ainda assim, evidenciam que o progresso educacional continua a não ser imune a fatores de diferenciação de desempenho de natureza socio-espacial e racial. As quatro UFs estudadas revelam que as diferenças nos resultados educacionais acompanham as diferenças no rendimento nominal per capita: Alagoas e Maranhão apresentam resultados inferiores a Rio Grande do Sul e São Paulo. As evidências referentes às diferenças regionais são convergentes com as reportadas por outros estudos sobre a realidade brasileira (cf. Lorel, 2008; Soares, Fonseca, Alves, & Guimarães, 2012). Por sua vez, o exame da variável raça/cor é operacionalizada com o recurso a uma proxy construída de acordo com o critério da autodeclaração. Verifica-se que as desigualdades no desempenho educacional com origem na raça/cor permanecem relevantes em consonância com evidências empíricas anteriores (e.g. Ferrão & Couto, 2013; Soares & Alves, 2003; Soares et al., 2012). Tais evidências sugerem que a equidade do sistema educativo brasileiro continua significativamente tributário de políticas públicas que ultrapassam a esfera da política educativa.

Da análise multinível podemos sublinhar o facto de quer as escolas quer os municípios constituírem unidades relevantes para as políticas educativas. O coeficiente de partição da variância mostra que a percentagem da variabilidade atribuível ao nível da escola e ao nível do município varia entre 13% e 38%, apresentando valores mais elevados para nota em Mt. Ou seja, 38% da variabilidade das notas em Mt em São Paulo é devida à variabilidade entre escolas e municípios. Tal percentagem reduz-se para 28% quando controlado o nível socioeconómico e a raça/cor, sendo um valor bastante expressivo das diferenças entre municípios (2%) e entre escolas (26%) em São Paulo. Nas restantes UF's estudadas os resultados são semelhantes no que concerne à distribuição da variância por níveis de agrupamento da população. Observamos que em Alagoas a variabilidade atribuível ao agrupamento varia entre [0,17; 0,33], no Maranhão varia entre [0,17; 0,27], no Rio Grande do Sul entre [0,13; 0,30] e em São Paulo entre [0,18; 0,38]. A decomposição da variância tem maior expressão ao nível da escola do que do município, ou seja, as diferenças nos resultados são mais acentuadas ao nível intramunicipal do que intermunicipal. Tal significa que os municípios partilham de um problema comum: todos conhecem um nível elevado de disparidades entre escolas; uma elevada estratificação da oferta educativa municipal.

Os resultados estão em concordância com os reportados na literatura para diferentes níveis de escolaridade e mostram a grande redução do coeficiente de partição da variância pelo modelo de resultados contextualizados (e.g. Travitzki, Calero, & Boto, 2014). De acordo com o nosso melhor conhecimento, este estudo é o primeiro a reportar a decomposição da variância dos resultados educativos no nível de ensino pré-universitário e para diferentes UF's.

Os resultados indiciam que o progresso educacional no Brasil beneficia de uma maior mobilidade e equidade. Tal desempenho enquadra-se na combinação de um crescimento económico elevado com o contributo das políticas públicas inclusivas, educativas e sociais, e do mercado laboral; resultante do prémio salarial relacionado com os níveis de escolaridade e o aumento mais acentuado do salário mínimo. Os efeitos de redução da pobreza absoluta e relativa foram substanciais como ilustra o crescimento assinalável da classe média. Mas quer os ciclos económicos quer o mercado laboral são suscetíveis de produzir efeitos polarizadores em termos educacionais como ilustram os estudos sobre algumas economias mais desenvolvidas (e.g. Byun & Kim, 2010; Reardon, 2012). A sua ocorrência e magnitude resultará, em grande medida, das prioridades e eficácia das políticas públicas. Dada a importância das políticas redistributivas no crescimento da classe média no Brasil, a sua sustentabilidade pode revelar-se vulnerável à severidade de choques económicos, cujos efeitos polarizadores em termos de coesão económica e social encontram no mercado laboral um dos canais mais importantes.

Parece ser evidente que o progresso educacional no Brasil não dispensa um perímetro da política educativa alargada, que considere as políticas sociais e redistributivas como âncora de uma distribuição mais equitativa das oportunidades de aprendizagem e contrarie os efeitos polarizadores potenciais do mercado laboral e dos ciclos económicos.

Conclusão

O estudo realizado decompõe-se na análise de desigualdades intergeracionais através da aplicação do coeficiente de Gini e curva de Lorenz aos dados do ENEM 2009-2012, e na modelação multinível dos dados referentes ao ano de 2012. Apresentámos evidência da atenuação das desigualdades intergeracionais na distribuição do conhecimento aferido quer pelo nível de escolaridade quer pela nota no Exame. Adicionalmente, os resultados apresentados evidenciam que o desempenho educacional continua a ser sensível a fatores de natureza socio-espacial e racial.

A análise multinível permitiu a decomposição da variância dos resultados educativos no nível de ensino pré-universitário e para diferentes UF's, donde se pode concluir que quer as escolas quer os municípios constituem unidades relevantes para as políticas educativas. Concretamente, a variabilidade dos resultados é maior ao nível intramunicipal do que intermunicipal, induzida pelo efeito-escola aferido com base no modelo de resultados contextualizados. Tal significa que os municípios partilham de um problema comum: todos conhecem um nível elevado de disparidades entre escolas. Assim, a redução dessas disparidades impõe-se como problema prioritário, tornando incontornável investigação adicional sobre os determinantes do efeito-escola, nas dimensões intra e extraescolar, bem como a consequente reorientação de políticas visando a eficácia educacional.

Os resultados obtidos têm respaldo na teoria da mobilidade social quer através da abordagem da Sociologia da Educação, em que as transições estudadas são maioritariamente analisadas com base no atributo “ocupação”, quer através da abordagem da Economia da Educação em que as transições são principalmente analisadas com base em classes de rendimento. A teoria da mobilidade apresenta convergência quanto à importância da variável educação em ambas as perspectivas. Ora, o nosso argumento é de que no longo prazo a Educação se torne o veículo principal de mobilidade relativa, beneficiando esta do efeito de aceleração através das políticas públicas, quer ao nível da escola quer ao nível dos municípios.

Do ponto de vista agregado, o progresso educacional no Brasil não beneficia apenas do crescimento económico e dos seus efeitos sobre a distribuição do rendimento e recomposição da estrutura social, como também contribui para o aumento das oportunidades de acesso à educação. Parece existir um processo virtuoso traduzido na redução da pobreza absoluta e relativa e do crescimento da classe média. Em todo o caso, dada a ocorrência de factores de natureza económica e de políticas sociais favoráveis ao desenvolvimento inclusivo, coloca-se a questão da sua sustentabilidade face a ciclos económicos adversos. Nestes termos, importa por um lado aferir a capacidade das classes emergentes em assegurar a estabilidade do capital educacional, por outro analisar o efeito de características familiares que reforçam o padrão cumulativo de desvantagem tais como maternidade precoce, situação migratória, dimensão, e outros que condicionam a quantidade e qualidade dos recursos educacionais providos pela família. Trabalho de investigação científica adicional é necessário para responder a tais questões.

Referências

- Alker Jr., H. R. (1965). *Mathematics and Politics*. New York: Macmillan.
Alker Jr., H. R. (1970). Measuring inequality. In E. R. Tufte (Ed.), *The Quantitative Analysis of Social*

- Problems*, 191-211. Reading, MA: Addison-Wesley Publishing.
- Alves, N., Centeno, M. & Novo, A. (2010), O investimento em Educação em Portugal: Retornos e Heterogeneidade, *Boletim Económico*, Primavera, Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal, 16(1), 9-39.
- Autor, D. H. (2014). Skills, education, and the rise of earnings inequality among the “other 99 percent.” *Science*, 344(6186), 843–51. doi:10.1126/science.1251868
- Barbosa, M. E. F., & Fernandes, C. (2000). Modelo multinível: Uma aplicação a dados de avaliação educacional. *Estudos Em Avaliação Educacional*, 22, 135–153. doi: 10.18222/ea02220002220
- Barbosa, M. E. F., & Fernandes, C. (2001). A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em matemática dos alunos da 4ª série. In C. Franco (Ed.), *Avaliação, Ciclos e Promoção na Educação* (pp. 155–172). Porto Alegre: Artmed Editora.
- Barros, R. P., Carvalho, M., Franco, S., & Mendonça, R. (2009). *Markets, the state and dynamics of inequality: Brazil's case study*. New York.
- Barros, R. P., Franco, S., & Mendonça, R. (2007). A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. In R. Barros, M. Foguel, & G. Ulyseia (Eds.), *Desigualdade de renda no Brasil: Uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA.
- Barros, R. P., Henriques, R., & Mendonça, R. (2002). Pelo fim das décadas pedidas: Educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. *Textos Para Discussão nº857, ISSN 1415*. Retrieved from <http://hdl.handle.net/11058/2631>
- Bastedo, M. N., & Jaquette, O. (2011). Running in place: Low-income students and the dynamics of higher education stratification. *Educational Evaluation and Policy Analysis*. doi:10.3102/0162373711406718
- Behrman, J., & Birdsall, N. (1983). The quality of schooling. Quantity alone is misleading. *American Economic Review*, 73(5), 928–946.
- Blossfeld, P. N., Blossfeld, G. J., & Blossfeld, H.-P. (2015). Educational expansion and inequalities in educational opportunity: Long-term changes for east and west Germany. *European Sociological Review*, 31(2), 144–160. doi:10.1093/esr/jcv017
- Blossfeld, H.-P., & Shavit, Y. (1992). *Persistent Barriers, Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries* (No. 92/16). <http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED366520.pdf>
- Bourdieu, P., & Passeron, J. (1990). *Reproduction in Education, Society and Culture*. London: Sage.
- Bryk, A., & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Busemeyer, M. (2012). Inequality and the political economy of education: An analysis of individual preferences in OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 22(3), 219–240. doi: 10.1177/0958928712440200
- Byun, S., & Kim, K. (2010). Educational inequality in South Korea: The widening socioeconomic gap in student achievement. In *Research in the Sociology of Education* (Vol. 17, pp. 155–182). doi:10.1108/S1479-3539(2010)0000017008
- Cardoso, A. & Verner, D. (2006). School drop-out and push-out factors in Brazil: The role of early parenthood, child labor, and poverty, *Discussion Paper Series*, IZA DP No. 2515, Retrieved from <http://ftp.iza.org/dp2515.pdf>
- Carneiro, P. (2008). Equality of opportunity and educational achievement in Portugal. *Portuguese Economic Journal*, 7(1), 17–41. doi:10.1007/s10258-007-0023-z
- Chiu, M. M. (2010). Effects of inequality, family and school on mathematics achievement: Country and student differences. *Social Forces*, 88(4), 1645–1676. doi:10.1353/sof.2010.0019
- Chiu, M. M., & Khoo, L. (2005). Effects of resources, inequality, and privilege bias on achievement: Country, school, and student level analyses. *American Educational Research Journal*. doi:10.3102/00028312042004575

- Condrón, D. J. (2011). Egalitarianism and educational excellence. *Educational Researcher*, 40(2), 47–55. doi:10.3102/0013189X11401021
- Curtis, J. (2015). Social mobility and class identity : The role of economic conditions in 33 societies , 1999 – 2009. *European Sociological Reviews*, 1–14. doi:10.1093/esr/jcv077
- Ferrão, M. E. (2014). School effectiveness research findings in the Portuguese speaking countries: Brazil and Portugal. *Educational Research for Policy and Practice*, 13(1), 3–24. doi:10.1007/s10671-013-9151-7
- Ferrão, M. E. (2015). Modelos de regressão multinível em Educação e Psicologia. In M. C. R. Silva, D. Bartholomeu, C. M. M. Vendramini, & J. M. Montiel (Eds.), *Métodos Estatísticos Avançados Aplicados à Psicologia e Educação*. São Paulo: Vetor Editora.
- Ferrão, M. E., Beltrão, K. I., Fernandes, C., Santos, D., Suarez, M., & Andrade, A. C. (2001). O SAEB - Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica: Objectivos, características e contribuições na investigação da escola eficaz. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 18, 111–130.
- Ferrão, M. E., & Couto, A. (2013). Indicador de valor acrescentado, tópicos sobre consistência e estabilidade: uma aplicação ao Brasil. *ENSAIO: Aval.Pol.Públ.Educ*, 21(78), 131–164. doi: 10.1590/s0104-40362013000100008
- Ferreira, F. H. G. (2000). Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: Luta de classes ou heterogeneidade educacional? In: Henriques, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil* 131–158. Rio de Janeiro: Ipea.
- Ferreira, F. H. G., & Gignoux, J. (2008). *The measurement of inequality of opportunity: Theory and application to Latin America* (No. 4659). Washington, D.C. doi: 10.1596/1813-9450-4659
- Ferreira, F. H. G., Messina, J., Rigolini, J., López-Calva, L., Lugo, M. A., & Vakis, R. (2013). *Economic mobility and the rise of the Latin American middle class*. The World Bank: Washington, D.C.
- Gastwirth, J. L. (1972). The Estimation of the Lorenz Curve and Gini Index. *The Review of Economics and Statistics*, 54(3), 306–316. doi:10.2307/1937992
- Goldstein, H. (2003). *Multilevel Statistical Models* (3rd ed.). London: Edward Arnold.
- Goldstein, H., Browne, W., & Rasbash, J. (2002). Partitioning variation in multilevel models. *Understanding Statistics*, 1(4), 223–231. doi:10.1207/S15328031US0104_02
- Hanushek, E., & Luque, J. (2003). Efficiency and equity in schools around the world. *Economics of Education Review*, 22, 481–502. doi: 10.1016/S0272-7757(03)00038-4
- Hertz, T., Jayasundera, T., Piraino, P., Selcuk, S., Smith, N., & Verashchagina, A. (2008). The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*. doi:10.2202/1935-1682.1775
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2000). Indicadores Sociais Municipais. Retrieved from http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/indicadores_sociais_municipais/tabela1a.shtm
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2014a). *Indicadores Sociais*. Rio de Janeiro.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2014b). Rendimento nominal mensal domiciliar per capita da população residente 2014. Retrieved July 16, 2015, from ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Notas_metodologicas/notas_metodologicas.pdf
- Jäger, M. M., & Holm, A. (2007). Science Social attainment in the Scandinavian mobility regime? *Social Science Research*, 36, 719–744. doi:10.1016/j.ssresearch.2006.11.003
- Little, R. J. A., & Rubin, D. B. (2002). *Statistical Analysis with Missing Data* (2nd ed.). New Jersey: John Wiley & Sons Inc. doi: 10.1002/9781119013563

- Loirel, B. (2008). Assessing Brazilian educational inequalities. *Revista Brasileira de Economia*. doi:10.1590/S0034-71402008000100002
- Lorenz, M. O. (1905). Methods of measuring the concentration of wealth. *Publications of the American Statistical Association*, 9(70), 209–219. doi: 10.2307/2276207
- Mare, R. (1981). Change and stability in educational stratification. *American Sociological Review*, 46(1), 72–87. doi: 10.2307/2095027
- Marteleto, L., & Andrade, F. (2013). The educational achievement of Brazilian adolescents: Cultural capital and the interaction between families and schools. *Sociology of Education*, doi:10.1177/0038040713494223.
- McIntosh, J., & Munk, M. D. (2009). Social class, family background, and intergenerational mobility. *European Economic Review*, 53, 107–117. doi:10.1016/j.euroecorev.2007.10.006
- McLanahan, S. (2004). Diverging destinies: How children are faring under the second demographic transition, *Demography*, 41(4), 607–627.
- Ministério da Educação - Gabinete do Ministro. ENEM - Exame Nacional do Ensino Médio (2010). Brasil.
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D., & Ecob, R. (1988). *School Matters*. Somerset: Open Books.
- Mortimore, P., & Whitty, G. (1997). *Can School Improvement Overcome the Effects of Disadvantage?* London: Institute of Education.
- Neri, M. (2010). *The new middle class: The bright side of the poor*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2013). *PISA 2012 Results: What Makes Schools Successful? Resources, Policies and Practices* (Volume IV). doi:10.1787/9789264201156-en
- Paterson, L., & Iannelli, C. (2007). Social class and educational attainment: A comparative study of England, Wales, and Scotland. *Sociology of Education*, 80, 330–358. doi: 10.1177/003804070708000403
- Pfeffer, F. (2008). Persistent inequality in educational attainment and its institutional context. *European Sociological Review*, 24(5), 543–565. doi: 10.1093/esr/jcn026
- Reardon, S. F. (2012). The widening academic achievement gap between the rich and the poor. *Community Investments: Summer*, 24(2), 19–39.
- Ribeiro, A. C. C. (2006). Classe, raça e mobilidade social no Brasil. *Dados*, 49(4), 833–873. doi: 10.1590/S0011-52582006000400006
- Rivkin, S., Hanushek, E., & Kain, J. (2005). Teachers, schools and academic achievement. *Econometrica*, 73, 417–458. doi: 10.1111/j.1468-0262.2005.00584.x
- Rodrigues, C. G., Rios-Neto, E. L. G., & Pinto, C. C. D. X. (2011). Diferenças intertemporais na média e distribuição do desempenho escolar no Brasil : O papel do nível socioeconômico , 1997 a 2005. *Revista Brasileira de Estudos Da População*, 28(1), 5–36. doi:10.1590/S0102-30982011000100002
- Rutter, M., Maughan, B., Mortimore, P., & Ouston, J. (1979). *Fifteen Thousand Hours*. London: Open Books.
- Sammons, P., Hillman, J., & Mortimore, P. (1995). *Key Characteristics of Effective Schools: A review of school effectiveness research*. London: Office for Standards in Education (OFSTED).
- Silva, N., & Hasenbalg, C. (2000). Tendências da desigualdade educacional no Brasil. *Dados*, 43, 423–445. doi:10.1590/S0011-52582000000300001
- Soares, J. F., & Alves, M. T. (2003). Desigualdades raciais no sistema brasileiro de educação básica. *Educação E Pesquisa*, 29(1), 147–165. doi: 10.1590/S1517-97022003000100011
- Soares, F., Fonseca, I., Alves, R., & Guimarães, R. (2012). *Exclusão intraescolar nas escolas públicas*

- brasileiras: um estudo com dados da prova Brasil 2005, 2007 e 2009*. (N. 04 – abril Série Debates ED, Ed.). Brasília: UNESCO. Retrieved from <http://unesdoc.unesco.org/images/0021/002160/216055por.pdf>
- Souza, P. G. F. (2012). *Poverty, inequality and social policies in Brazil, 1995-2009* (Working Paper No. 87). Institute for Applied Economic Research (IPEA), Brasília. <http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper87.pdf>
- The Economist. (2011). Focus Brazil, Nov 1st 2011, *The Economist Online*, Retrieved from <http://www.economist.com/blogs/dailychart/2011/11/focus>
- Travitzki, R. (2013). *ENEM: Limites e possibilidades do Exame Nacional do Ensino Médio enquanto indicador de qualidade escolar*. Tese (doutorado). Faculdade de Educação da Universidade de São Paulo. São Paulo: s.n.
- Travitzki, R., Calero, J., & Boto, C. (2014). What does the National High School Exam (ENEM) tell Brazilian society? *CEPAL Review*, 113, 158–174.
- Vakis, R., Rigolini, J., & Lucchetti, L. (2015). *Left behind: Chronic poverty in Latin America and the Caribbean*. Washington, D.C.: The World Bank. http://www.worldbank.org/content/dam/Worldbank/document/LAC/chronic_poverty_overview.pdf

Anexo I

Equações dos Modelos de Regressão Multinível

Seguem as equações dos modelos de três níveis.

Modelo nulo:

$$y_{ijk} = \beta_0 + u_j + v_k + e_{ijk}$$

Modelo 1:

$$y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ijk} + \beta_2 x_{2ijk} + u_j + v_k + e_{ijk}$$

Modelo 2:

$$y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ijk} + \beta_2 x_{2ijk} + u_{0j} + v_k + e_{ijk}$$

$$\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j}$$

Pressupostos:

$$e_{ijk} \sim N(0, \sigma_e^2),$$

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \sigma_{u01} \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix} \right)$$

$$v_k \sim N(0, \sigma_v^2),$$

$$\text{cov}(e_{ijk}, u_{0j}) = 0, \text{cov}(e_{ijk}, u_{1j}) = 0,$$

$$\text{cov}(e_{ijk}, v_k) = 0,$$

$$\text{cov}(u_{0j}, v_k) = 0, \text{cov}(u_{1j}, v_k) = 0,$$

$$\text{cov}(u_{0j}, u_{1j}) = \sigma_{u01}.$$

Sendo que:

y_{ijk} = desempenho do aluno i , pertencente à escola j e ao município k ;

x_{1ijk} = escolaridade média dos pais (em anos) do aluno i , pertencente à escola j e ao município k ;

x_{2ijk} = cor da pele (variável binária) do aluno i , pertencente à escola j e ao município k ;

β_1, β_2 = coeficientes fixos de cada variável;

β_{1j} = coeficiente da variável x_1 , que varia entre as diferentes escolas;

u_j, v_k = efeitos aleatórios nos respectivos níveis.

Anexo II

Código “R” para Aplicar Modelo 2

```
### Início do script
### Testado em R versão 3.0.2 (64 bits), pacote “lme4” versão 1.1-7

## carregar pacote para gerar e analisar modelos multinível
require(lme4)
## carregar os microdados do ENEM 2012 (1)
load(“enem2012.rda”)

## retirar casos sem identificação da escola ou sem a nota de matemática
enem=enem[which(!is.na(enem$id_ESCOLA)),]
enem=enem[which(!is.na(enem$nota_matematica)),]
## selecionar uma unidade federativa
en=droplevels(subset(enem,uf==“Alagoas”))

## ajustar o Modelo 2 com três níveis, para a nota de matemática
mod.2<-lmer( nota_matematica ~ escolaridade_pais + cor_raca +
             (1 | id_MUNICIPIO) + (escolaridade_pais | id_ESCOLA), data=en)

## verificar a normalidade dos resíduos
qqnorm(scale(resid(mod.2)))
qqline(scale(resid(mod.2), col="red"))
## efeitos aleatórios ao nível da escola
ranef(mod.2)$id_ESCOLA
## intervalos de confiança das estimativas através do método de bootstrap
confint(mod.2, method = "boot")

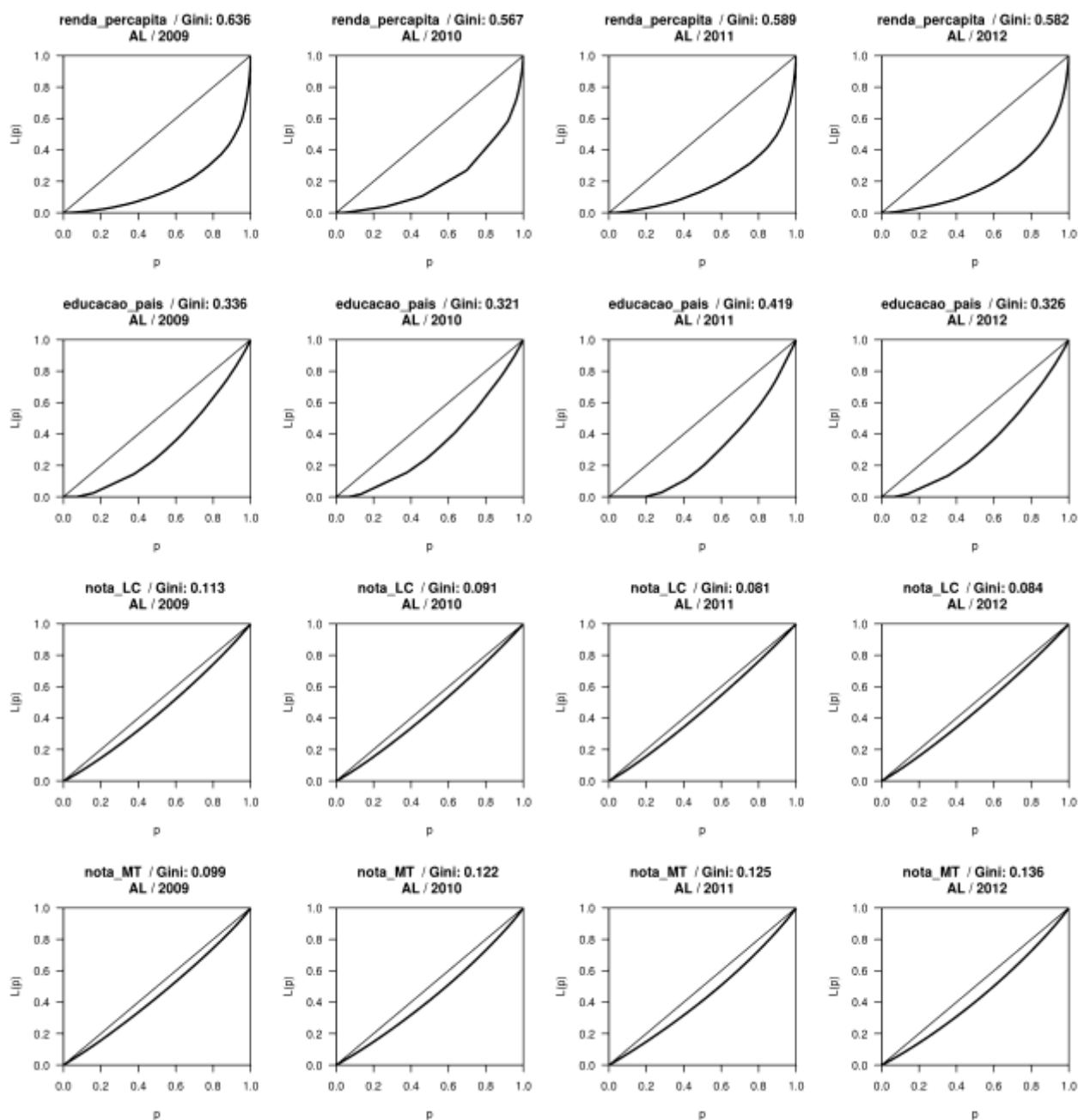
# Fim do script
```

(1) Este arquivo corresponde aos microdados do INEP, já com a transformação de três variáveis categóricas (escolaridade da mãe, do pai e a cor da pele) em uma variável numérica (escolaridade dos pais em anos) e uma variável binária relativa à cor da pele (amarela e branca =1; preta, parda e indígena = 0).

Anexo III

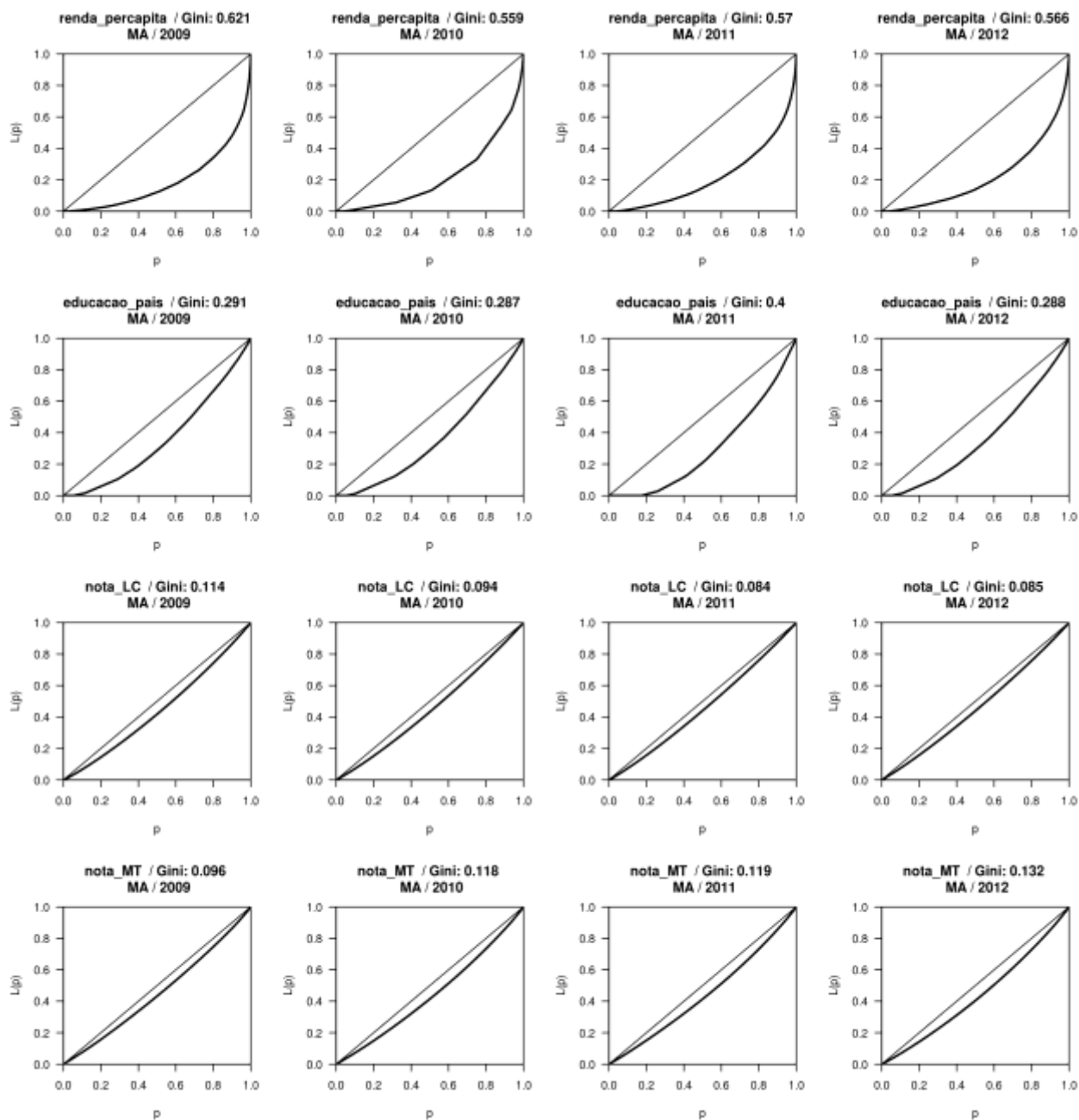
Curvas de Lorenz e Coeficiente de Gini, 2009-2011

Alagoas



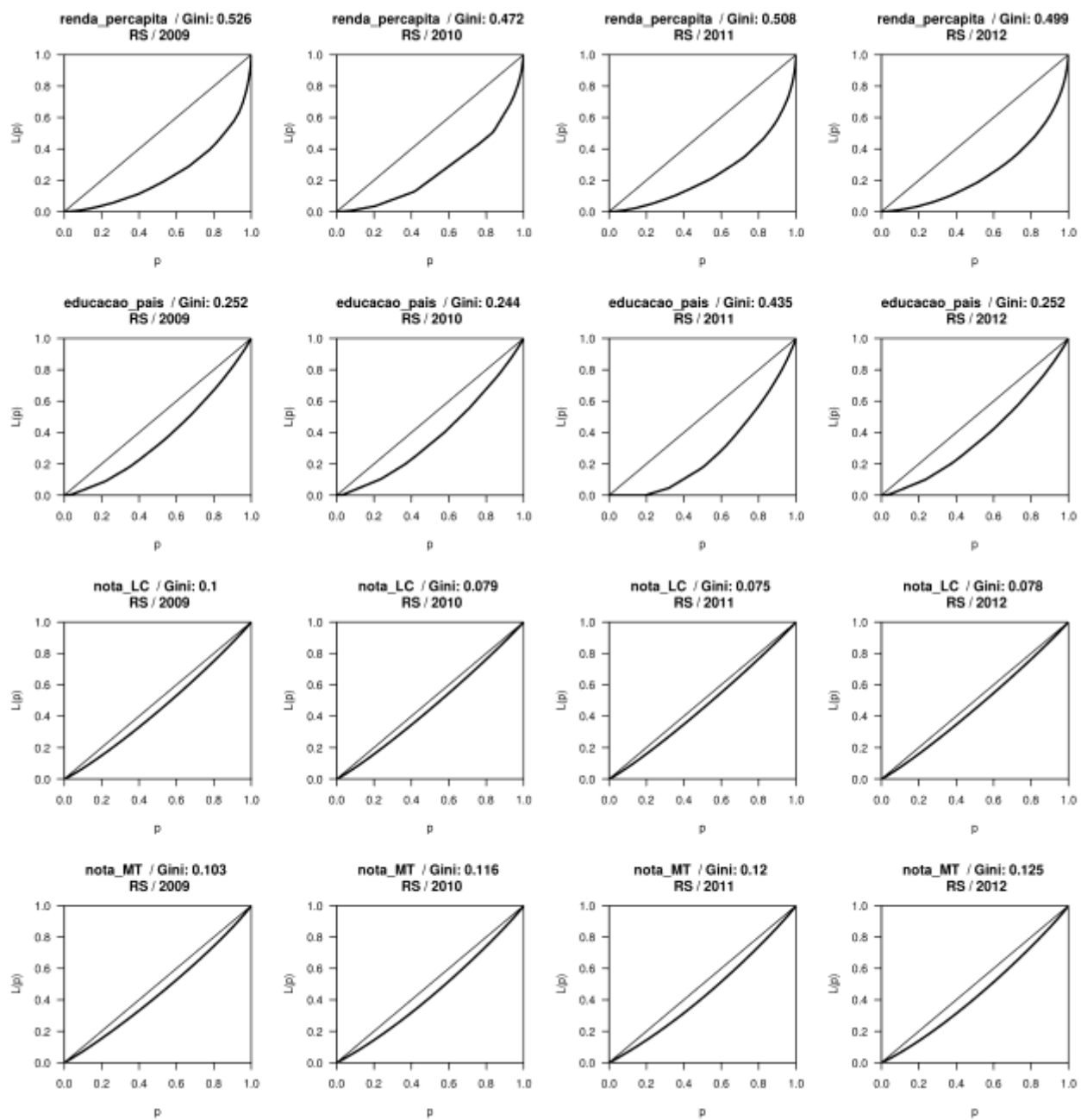
Fonte: ENEM 2009-2012. Elaborado pelos autores.

Maranhão



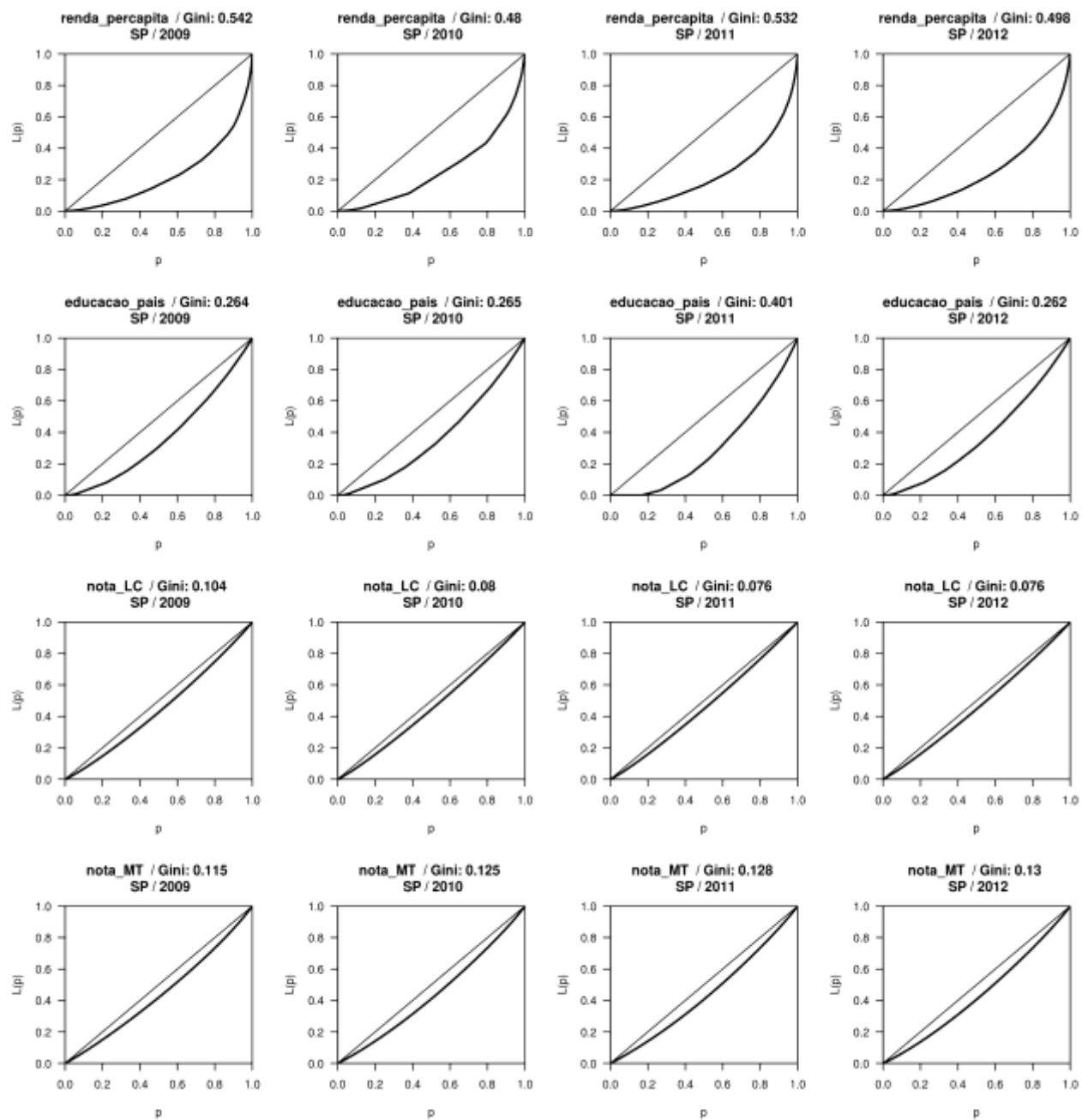
Fonte: ENEM 2009-2012. Elaborado pelos autores.

Rio Grande do Sul



Fonte: ENEM 2009-2012. Elaborado pelos autores.

São Paulo



Fonte: ENEM 2009-2012. Elaborado pelos autores.

Sobre os Autores

Rodrigo Travitzki

Universidade de São Paulo

travitzki@usp.br

Graduado em Biologia com mestrado em Filosofia, formou-se doutor em Educação na Universidade de São Paulo, com estágio na Universidade de Barcelona, Espanha. Estudou, durante o pós doutorado, na Universidade da Beira Interior, Portugal, quando este artigo foi escrito. Atualmente, realiza pesquisas nas áreas de educação e psicometria, com ênfase ao uso de dados abertos e software livre.

Maria Eugénia Ferrão

Universidade da Beira Interior

meferrao@ubi.pt

ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-1317-0629>

Maria Eugénia Ferrão é professora auxiliar com agregação em Métodos Quantitativos, desenvolve a sua actividade na Universidade da Beira Interior onde integra o Conselho Geral como representante do corpo de docentes e investigadores, é investigadora do Centro de Matemática Aplicada à Previsão e Decisão Económica (CEMAPRE), é *visiting fellow* da Graduate School of Education/University of Bristol. Tem desenvolvido investigação em métodos estatísticos para ciências sociais e as principais áreas de interesse são as seguintes: modelo de regressão multinível, análise de dados longitudinais, erro da medida, modelo de valor acrescentado em educação, indicadores de desempenho, avaliação e aferição educacional.

Alcino Pinto Couto

Universidade da Beira Interior

acouto@ubi.pt

ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-7100-0786>

Professor Auxiliar do Departamento de Gestão e Economia da Universidade da Beira Interior, Doutorado em Economia pela Universidade da Beira Interior. Leciona Economia do Ambiente, Economia Política Internacional, Comércio e Desenvolvimento Internacional e Políticas Públicas. É investigador no Núcleo de Estudos de Ciências Empresariais (NECE) e como áreas de interesse de investigação Ambiente, Energia e Crescimento Económico, Políticas Públicas, Desigualdades e Desenvolvimento e Políticas Públicas e Competitividade Territorial.