

2447

**EDUCAÇÃO, DESIGUALDADE
E REDUÇÃO DA POBREZA NO BRASIL**

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**Marcelo Medeiros
Rogério J. Barbosa
Flavio Carvalhaes**



EDUCAÇÃO, DESIGUALDADE E REDUÇÃO DA POBREZA NO BRASIL¹

Marcelo Medeiros²
Rogério J. Barbosa³
Flavio Carvalhaes⁴

1. Agradecemos os comentários e as sugestões de Pedro Herculano Guimarães Ferreira de Souza e Carlos Antônio Costa Ribeiro. Rogério Barbosa, em especial, agradece à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa (processo nº 2018/13863-0).

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.
E-mail: <marcelo.medeiros@ipea.gov.br>.

3. Pesquisador do Centro de Estudos da Metrópole da Universidade de São Paulo (CEM/USP). *E-mail*: <antrologos@gmail.com>.

4. Professor da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). *E-mail*: <flaviocarvalhaes@gmail.com>.

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Rogério Boueri Miranda

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Constantino Cronemberger Mendes

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

Fabiano Mezadre Pompermayer

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Mylena Pinheiro Fiori

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2019

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: J31.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 OBJETIVOS E DESENHO DAS MICROSIMULAÇÕES	11
3 METODOLOGIA.....	14
4 AUMENTO DA OFERTA, AJUSTE DOS PREÇOS E EFEITOS DE SUBSTITUIÇÃO	22
5 IDENTIFICAÇÃO E ENDOGENEIDADE.....	24
6 RESULTADOS.....	25
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	44
REFERÊNCIAS	47
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	49

SINOPSE

Usando simulações retrospectivas, examinamos se as políticas de expansão de ensino poderiam reduzir a desigualdade e a pobreza no Brasil. Os resultados obtidos indicam que existem limitações nessa estratégia: em primeiro lugar, apenas intervenções muito radicais (e improváveis) poderiam reduzir a desigualdade substantivamente (uma queda de mais de 10% no índice de Gini); em segundo, em razão daquilo que denominamos inércia demográfica, seriam necessárias muitas décadas até que aqueles resultados se efetivassem por completo. Mostramos, assim, que a educação não é uma panaceia para o combate à pobreza e à desigualdade. Estes resultados são robustos quando testados com diferentes fontes de dados, em décadas distintas e usando várias medidas de desigualdade e pobreza.

Palavras-chave: desigualdade de renda; pobreza; educação; reformas educacionais; crescimento.

ABSTRACT

Using retrospective simulations, we examine whether educational expansions in the past could have reduced earnings inequality and income poverty in Brazil. We use data from three censuses and 35 national household surveys (PNAD). The simulations indicate that there are important limitations to what educational policies can do: it would take many decades to reduce inequality and poverty and only a significant scale-up of university education would lead to much lower levels of inequality and poverty. The growth required to have made that possible would have been impressive. Such a reduction could also only have occurred under optimistic assumptions about growth, job-skill matching, and non-declining returns to education. In short, education is not a panacea to poverty and inequality. These results are robust when tested with different data sources, in different decades, and using various measures of inequality and poverty. Our results provide a standard to gauge the effects of other policies in education-equivalent terms.

Keywords: income inequality; poverty; education; economic growth.

1 INTRODUÇÃO

Este *Texto para Discussão* é guiado por uma pergunta simples: seria possível, dentro de um prazo razoável, reduzir substancialmente a desigualdade de renda e a pobreza no Brasil apenas por meio da garantia de certos patamares mínimos de educação para a população? Mais especificamente, desejamos examinar se determinados modelos de expansão do sistema educacional poderiam ter impactos relevantes sobre o formato da distribuição dos rendimentos. Se sim, quanto seria necessário investir (a mais) em educação? Quão diferente deveria ser o tamanho de nossa economia? Qual a magnitude esperada dos efeitos educacionais para que houvesse relevante redução da desigualdade de renda e da pobreza? Como é muito difícil projetar um mercado de trabalho a três ou quatro décadas no futuro, nossa estratégia foi dirigir os olhos para o passado: simulamos o que poderíamos esperar se melhorias substanciais no sistema educacional tivessem acontecido décadas atrás.

A educação é um investimento bastante defensável. Para alguns, uma sociedade mais escolarizada seria intrinsecamente melhor, uma vez que os retornos sociais pela educação seriam superiores aos retornos privados (Hout, 2012). Além disso, pode-se facilmente argumentar que a educação tem implicações econômicas importantes. A obtenção de mais anos de estudo ou de graus mais elevados está associada a maiores rendimentos. E se compreendermos que esses efeitos são, ao menos em parte, expressão da produtividade adicionada, então a educação produziria retornos maiores do que boa parte dos outros investimentos (Card, 1999). Do ponto de vista econômico, há retornos sociais ou coletivos quando a produtividade aumentada dos trabalhadores acarreta maiores quantidades de bens e serviços em circulação, frequentemente com melhor qualidade e preços mais baixos. Além disso, haveria maior arrecadação de impostos (logo, haveria também ampliação das capacidades estatais para investimentos e gastos) e uma economia potencialmente mais versátil. No entanto, argumentaremos que não há razões para acreditar, *a priori*, que a expansão educacional poderia ser uma panaceia distributiva.

Há uma longa tradição de estudos que mostra uma relação positiva entre rendimentos e educação em vários países (Psacharopoulos e Patrinos, 2004), e o Brasil não é uma exceção. Trabalhos recentes têm mostrado, por exemplo, que a educação é um determinante importante tanto dos patamares como da dinâmica da desigualdade de renda no país (Barros, Franco e Mendonça, 2006; Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti, 2006; Souza e Carvalhaes, 2014). Em geral, eles corroboram a ideia de que

o desenvolvimento de habilidades e da produtividade por meio da escolaridade formal deve ser encarado, pelo menos em potencial, como uma importante política salarial.

No entanto, pesquisas posteriores atenuam essa conclusão indicando que os efeitos da educação sobre a renda do trabalho no Brasil, conforme medidos pelos estudos anteriores, foram possivelmente superestimados. Modelos utilizando variáveis instrumentais apresentaram coeficientes muito mais baixos para as variáveis de escolarização do que equações salariais convencionais, valores duas vezes menores, a depender das variáveis utilizadas (Teixeira e Menezes-Filho, 2012). Além disso, quando regressões incluem controles para a origem social dos indivíduos (por exemplo, educação dos pais), os coeficientes de escolaridade são reduzidos em quase um quinto de sua magnitude (Ramos e Reis, 2009). Esses resultados vão na mesma direção daqueles destacados por Card (1999). Ademais, outros tipos de política salarial poderiam produzir efeitos mais rápidos e mais fortes sobre a distribuição da renda. Estudos sobre a regulação do mercado de trabalho, por exemplo, mostram que uma grande parte da recente diminuição na desigualdade (e também na pobreza, vale acrescentar) foi causada por aumentos sistemáticos no salário mínimo (SM) (Brito, Foguel e Kerstenetzky, 2017; Firpo e Reis, 2006; Ulysea e Foguel, 2006). Tal regulação reduz o papel da educação, especialmente na parte inferior da distribuição. O quanto a educação pode de fato reduzir a desigualdade e a pobreza é uma questão empírica. No entanto, estimar esta quantidade de interesse é uma tarefa difícil – e há ao menos três razões para isso.

Primeiramente, políticas educacionais não se convertem mecanicamente em realizações escolares idênticas para todos os indivíduos na população. A educação é fortemente condicionada por fatores demográficos e pela origem social (Costa Ribeiro, 2011; Marteleto, Carvalhaes e Hubert, 2012; Marteleto, Marschner e Carvalhaes, 2016). A expansão de um sistema existente frequentemente se faz em detrimento da qualidade da educação ofertada, pelo menos durante um período de transição – mas que poderia ser longo o suficiente para afetar de modo indelével a qualidade da formação de coortes inteiras de estudantes (Albernaz, Ferreira e Franco, 2002; Bonamino *et al.*, 2010; Franco, 2003; Franco *et al.*, 2007; Franco e Bonamino, 2005; Franco, Brooke e Alves, 2008; Medeiros e Oliveira, 2014). Se, nesse cenário, levássemos em conta o forte efeito da origem social, seria possível antever que a qualidade inferior afetaria principalmente os piores posicionados na estrutura social, traduzindo-se em desigualdades de aprendizado, de habilidades e capacidades.

Em segundo lugar, mais educação não implica necessariamente maiores salários. A educação não é recompensada automaticamente. Mesmo em um mercado de trabalho perfeitamente competitivo, a capacidade de pagar mais pelas habilidades individuais depende de uma demanda pela mão de obra qualificada que assegure a adequação entre a formação do indivíduo e sua ocupação (*job-skill matching*). Sem isso, mais escolaridade não implica necessariamente maior renda.

Em terceiro lugar, não podemos descartar a possibilidade de que existam fatores não observados importantes que interagiriam com a educação de uma forma complexa. Se este for o caso, o que medimos como um efeito aditivo puro da educação sobre os rendimentos seria, na realidade, apenas uma parte do real efeito ou, num cenário mais pessimista, pura expressão de viés e erros de especificação. Não é difícil imaginar, por exemplo, que um profissional com uma boa rede social possa ter rendimentos mais elevados que outro indivíduo com a mesma formação, mas com uma inserção social diferente. Se tais interações realmente ocorrem, expandir o sistema educacional e abranger os menos favorecidos poderia até proporcionar equalização das capacidades produtivas. No entanto, se os fatores não observados (como qualidade e extensão das redes sociais) não forem igualmente nivelados, não encontraremos os mesmos efeitos sobre os salários. Possivelmente, os resultados finais sobre a redução da desigualdade e da pobreza seriam menores do que aquilo que preveríamos sob a suposição de efeitos puramente aditivos.

Neste trabalho, abordamos esses três problemas a partir de uma perspectiva “otimista” nas simulações. Por simplificação, assumimos: *i*) que é possível mudar radicalmente os sistemas educacionais existentes em diferentes momentos da história (sem grandes atritos ou dificuldades); *ii*) que não haveria correlação entre a origem social dos estudantes e o acesso à educação proporcionada, ou seja, que a maior escolarização depende apenas do sistema educacional; *iii*) que a rápida expansão não reduziria a qualidade; *iv*) que o aumento da oferta de mão de obra qualificada seria completamente absorvido, isto é, que os retornos não cairiam em face deste aumento; e *v*) que as interações com fatores não observáveis não seriam de especial importância para nossos resultados. Num caso extremamente irrealista como esse, os coeficientes de regressão expressariam todo o efeito (direto) da educação sobre a renda. Se as simulações sob essas condições controladas e otimistas apresentarem efeitos limitados sobre a redução da desigualdade e da pobreza (como efetivamente mostram nossos resultados), concluímos então que deveríamos esperar efeitos ainda mais limitados num cenário realista.

Nossos resultados indicam que não se deve esperar efeitos expressivos de redução da pobreza e da desigualdade a partir de reformas educacionais no curto prazo (ainda que haja um grande volume de investimentos nessa área). Por diversas razões, mas, em especial, devido à inércia demográfica (o tempo necessário para que as coortes mais educadas substituam as anteriores e se tornem majoritárias no mercado de trabalho), os frutos do investimento educacional só se manifestam depois de décadas. Embora fosse esperado encontrar resultados nessa direção, são as tímidas magnitudes dos efeitos que merecem atenção. Mesmo ignorando o constrangimento demográfico da substituição de coortes, observamos que a expansão educacional teria que ser intensiva o suficiente a ponto de massificar até mesmo o ensino superior – apenas deste modo teríamos um impacto relevante sobre os salários. No curto prazo, tal expansão correria o risco de criar discrepâncias entre as gerações mais e menos qualificadas, acarretando um aumento temporário (mas duradouro) da desigualdade total durante um período de transição – ainda que a pobreza venha a diminuir continuamente.

Como discutiremos a seguir, essas conclusões, baseadas somente em simulações usando informações retrospectivas, não devem levar a interpretações precipitadas. Em momento algum nossos resultados permitem a leitura de que educação não importa. Sequer é possível afirmar que seria desimportante para o mercado de trabalho ou mesmo, mais especificamente, para a determinação da renda. O que eles apontam é que mesmo sendo a educação o principal determinante isolado da renda (a variável que sozinha explica a maior parte da variância), ainda possui capacidade limitada para reduzir as desigualdades a níveis razoáveis (nos termos dos padrões internacionais). Além disso, apontam a temporalidade necessária para a produção desses efeitos como extremamente alongada: várias décadas.

Com respeito à pobreza, os impactos da educação ainda são um pouco mais relevantes. No entanto, o poder de redução da pobreza por essa via decresceu muito ao longo das últimas décadas, uma vez que uma série de políticas do mercado de trabalho e de assistência (aumentos do SM, formalização, geração de emprego e programas de transferência de renda, por exemplo) tornou o rendimento dos pobres um pouco mais independente das características educacionais.

Por certo, fomentar capacidades produtivas é uma precondição para políticas de desenvolvimento de longo prazo, como evidenciam quase todas as pesquisas nessa área. Além

disso, é possível que mesmo com resultados distributivos diminutos venham a existir outros efeitos desejáveis, por exemplo, mais oportunidades de mobilidade social. Acima de tudo, a educação não deve ser entendida como um mero instrumento econômico: investir em educação, ainda que não gere resultados imediatos sobre a renda, é um fim a ser perseguido por diversas outras razões, várias delas também ligadas ao bem-estar individual e social.

Uma expansão do sistema de ensino em todo o país é um projeto caro. Os custos implicados pelos cenários que simulamos poderiam ser proibitivos. Não obstante, procedemos como se isso não fosse um impedimento. Neste estudo, não tentamos avaliar a viabilidade de massificar a educação.

2 OBJETIVOS E DESENHO DAS MICROSSIMULAÇÕES

Simulamos o que aconteceria com o nível e a distribuição de renda se a força de trabalho tivesse no mínimo determinados níveis de educação: médio completo, superior incompleto e superior completo – neste último caso, fazendo variar o tipo de curso concluído (formação de professores e ciências da educação, economia, administração e negócios, direito e medicina). Para isso, estimamos equações de salário e produzimos, a partir dos coeficientes estimados e dos resíduos, uma nova distribuição na qual todos os indivíduos da amostra possuem no mínimo o efeito daquele nível educacional definido por nós. Nossos exercícios consistem basicamente em atribuir o efeito desses níveis (conforme medido pelos coeficientes) à renda do trabalho dos indivíduos adultos (18 a 64 anos de idade), deixando inalterados outros efeitos e características, bem como as demais fontes de rendimentos. Usando os rendimentos simulados, recalculamos medidas de pobreza e desigualdade.

Como mencionado anteriormente, os efeitos das melhorias no sistema educacional são limitados pela estrutura etária da força de trabalho: é preciso tempo até que as novas levas de indivíduos qualificados componham uma fração relevante do mercado. Além disso, é provável que, de imediato, a cobertura continue imperfeita, que haja defasagem idade-série e também evasão. Em nossas simulações, para a simplicidade do argumento e para tornar ainda mais extrema a perspectiva “otimista” que assumimos, desconsideraremos essas fricções e dificuldades. Simulamos, no entanto, impactos progressivos: reformas que apenas afetariam a população a partir de determinadas coortes de nascimento – na prática, isso significa que só aplicamos as transformações

a indivíduos de certa idade. Por essa razão, escolhemos quatro momentos históricos como datas de referência para eventuais reformas.

- 1) 1956, o início do Plano de Metas, que inaugura um período de crescimento econômico acelerado e despesas fiscais abundantes que poderiam, em princípio, ter sido parcialmente alocadas para o estabelecimento e a manutenção de um sistema educacional bem organizado. Segundo nossos pressupostos, essa data de referência implica que todos os indivíduos com idade entre 6 e 10 anos teriam sido afetados a partir daquele ano, ou seja, todas as coortes nascidas a partir de 1946 (e com idade maior que 18 anos no momento de observação). Em 2010, praticamente toda a população economicamente ativa já seria composta por indivíduos plenamente escolarizados.
- 2) 1974, o pico da onda de rápido crescimento econômico durante a ditadura. Este foi um período de grandes investimentos públicos e também de aumento da desigualdade de renda. Essa data foi escolhida porque parte dos recursos abundantes gerados ou parte dos grandes empréstimos internacionais contraídos poderia ter sido utilizada para criar um sistema educacional universal e de qualidade. Nessa data de referência, indivíduos nascidos a partir de 1964 seriam afetados pela reforma simulada.
- 3) 1988, o ano em que o Brasil aprovou a nova Constituição, depois de décadas de ditadura, assumindo que o momento político poderia ser usado para criar a infraestrutura institucional capaz de alocar recursos para universalizar a educação. Indivíduos nascidos a partir de 1978 seriam afetados.
- 4) 1994, ano em que o Brasil mobiliza grandes recursos políticos e econômicos para controlar a hiperinflação, após décadas de instabilidade. Neste caso, examinamos a possibilidade de que, após a estabilização macroeconômica, parte do dinheiro e energia poderiam ter sido utilizadas em educação. Indivíduos nascidos a partir de 1984 seriam afetados.

É importante deixar claro que tais datas são arbitrárias. Apenas visam ilustrar a força da inércia demográfica: reformas feitas em momentos mais próximos do presente ilustram o que ocorreria dentro de poucas décadas de uma mudança em escala caso fosse implementada hoje; reformas feitas em momentos mais remotos ilustram o que poderíamos esperar no longo prazo.

É difícil de prever o impacto real do aumento da oferta de mão de obra qualificada. Em cada caso, o efeito líquido poderia ser muito diferente, a depender

de qual nível educacional se expande e onde se localizam, na distribuição de renda, as pessoas beneficiadas. Se considerarmos ainda os ajustes nos preços dos outros níveis de ensino (devido a substituições e complementaridades), os cenários podem ser bastante contraintuitivos. Em uma perspectiva estática e simplificada, maior oferta tenderia a reduzir preços. Num caso como esse, o resultado sobre a desigualdade pode ser ambíguo. Se os preços da educação concedida caírem muito, pode haver, no limite, aumento da desigualdade. Poderia haver também mudanças nos incentivos à participação no mercado de trabalho – cujos resultados líquidos também não são fáceis de prever. O aumento do potencial produtivo daqueles que anteriormente não eram qualificados pode levar ao crescimento da população economicamente ativa. Em contrapartida, em algumas famílias ou domicílios, o aumento da renda *per capita* pode facultar a alguns moradores a possibilidade de se retirar do mercado, na expectativa de fazer investimentos futuros, se dedicar a tarefas domésticas, aumentar o tempo de lazer ou por outras razões.

Não levaremos, porém, esses efeitos secundários em conta, nem com respeito à mudança nas rendas relativas, nem sobre as taxas de participação. Em outras palavras, não analisaremos os efeitos de uma perspectiva de equilíbrio geral, levando em conta ajustes dinâmicos em outros mercados que podem até retroagir sobre a educação e o mercado de trabalho. Essas são escolhas que visam manter o argumento simples. Apesar do caráter aparentemente irrealista, este exercício pretende fornecer uma resposta direta a uma pergunta importante: poderia uma melhoria drástica na educação ter um efeito distributivo substancial sobre a distribuição de renda? Se a resposta for não nessas condições extremas e otimistas, então provavelmente será também um não no caso realista.

Poderíamos, é claro, simular ajustes dos valores relativos dos vários níveis de ensino, alterando e manipulando os retornos estimados à educação obtidos a partir das equações salariais que usamos. No entanto, seria arbitrário definir uma regra unívoca para o ajuste dos retornos. Seria plausível esperar uma redução no valor dos níveis mais elevados de ensino quando eles se expandissem – como de fato ocorreu nas últimas décadas no Brasil. Nesse caso, há perda dos efeitos de combate à pobreza e à desigualdade. Em nossos exercícios de simulação, lançaremos mão de três estratégias: *i*) definiremos algumas regras arbitrárias para queda dos retornos em face do aumento da oferta; *ii*) utilizaremos valores empíricos observados ao longo do tempo; e *iii*) manteremos fixos os preços.

Em praticamente todos os casos as mudanças simuladas trariam transformações expressivas das características populacionais. Conferindo a todos os trabalhadores ensino médio completo ou superior incompleto estamos mais que duplicando o atual contingente com esses níveis em 2010. Se o mínimo definido for a posse de um diploma de formação de professores e ciências da educação (ou equivalente), a população com esse perfil será multiplicada por trinta. Com o mínimo de direito ou medicina, estaremos multiplicando por setenta ou trezentos, respectivamente, o número de indivíduos com esses diplomas.

Em todo caso, para possibilitar o crescimento da renda média provocado por essas alterações na composição da força de trabalho seria imprescindível um crescimento econômico. Do ponto de vista substantivo, seriam necessários novos postos de trabalho e eventuais mudanças na estrutura ocupacional e setorial para absorver o influxo de mão de obra qualificada. O ajuste adequado envolveria o encaixe apropriado entre a atividade ou tarefa exercida e as capacidades advindas das formações específicas. No Brasil, como em outros lugares, o eventual desencaixe leva a rendimentos menores do que aqueles que seriam observados na situação de encaixe adequado (Reis, 2017). Se ocorresse, poderíamos esperar que uma expansão educacional tivesse impacto mais fraco sobre a distribuição da renda e sobre a renda média. Nossas simulações, contudo, assumem a manutenção dos modelos de encaixe existentes e empiricamente observados, sem modificá-los. Quando simulamos o que aconteceria com a desigualdade se toda a força de trabalho tivesse pelo menos o diploma de direito, obviamente não temos a expectativa de formar uma “sociedade de advogados”. Desejamos apenas avaliar o que ocorreria se os trabalhadores recebessem, no mercado de trabalho, no mínimo os retornos equivalentes àqueles que advogados recebem. Não estaremos necessariamente alterando competências e especializações.

Calculamos, no entanto, qual o tamanho do crescimento necessário para sustentar os novos patamares de pagamento e remuneração. Essa será nossa medida indireta das alterações necessárias no mercado de trabalho para incorporar as mudanças que simulamos no perfil educacional.

3 METODOLOGIA

Utilizamos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1976-2015 e das amostras dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010. A série de dados

da PNAD, no entanto, foi harmonizada em termos de cobertura geográfica e de população (apenas foram consideradas as regiões e áreas presentes em todas as amostras).

A PNAD tende a captar melhor os rendimentos mais baixos e por esse motivo foi utilizada principalmente nas análises sobre pobreza. As amostras dos censos, pela magnitude, são melhores na captação dos rendimentos mais elevados – tendo em vista a capacidade de contemplar nos sorteios fenômenos mais raros, como o pertencimento aos estratos mais altos. O censo de 2010, contudo, tornou-se conhecido pelo fato de diversas não respostas ao quesito sobre rendimentos terem sido registradas como renda de valor igual a zero. A estimativa do número de pessoas com baixa renda pode ser visada e, por esta razão, não utilizamos esses dados nas análises de pobreza. Tanto para as PNADs como para os censos, as variáveis de rendimentos foram deflacionadas utilizando a metodologia de Corseuil e Foguel (2002).

As microsimulações consistem basicamente nos seguintes procedimentos: estimamos equações de salários, incluindo como covariáveis características educacionais e alguns controles. Nessas regressões, são selecionados apenas indivíduos que recebem no mínimo R\$ 1, para garantir que estamos de fato excluindo indivíduos erroneamente classificados como sem renda, tal como ocorreu no censo de 2010 (Barros *et al.*, 2012). Além disso, fazemos também um recorte etário: adultos com no mínimo 18 anos e no máximo 64 anos de idade – recorte que varia, claro, a depender da data que estabelecemos para as fictícias reformas educacionais. Uma vez estimados os coeficientes de cada nível de ensino, recalculamos a renda individual utilizando, no caso daqueles com menor escolaridade, em vez do coeficiente/efeito relativo às suas próprias formações, o coeficiente do nível de ensino mínimo que determinamos.

No caso das análises sobre desigualdade, utilizamos essa distribuição de renda modificada para calcular os índices sintéticos mais importantes. O coeficiente de Gini é a principal medida que usamos na apresentação dos resultados, no entanto, para testar a robustez dos achados, trazemos também outras doze medidas conhecidas, incluindo as de entropia generalizadas, comumente utilizadas. No caso das análises de pobreza, após a modificação da renda do trabalho dos indivíduos selecionados, recalculamos a renda domiciliar *per capita* de todos os domicílios, incluindo os rendimentos das pessoas que não participaram da etapa anterior (seja porque estão fora das faixas etárias ou coortes selecionadas, seja porque recebem apenas outro tipo de rendimento, que não do trabalho). A princípio, as rendas medidas nas PNADs são

pré-tributação e pós-transferências. Para testar a sensibilidade, foram utilizadas três linhas de pobreza operacionais: 25%, 33% e 50% do valor do SM vigente em julho de 2010 (R\$ 510), ajustado pela inflação (Corseuil e Foguel, 2002). Em diversos anos analisados, a fração de um terço do SM gera estimativas muito próximas daquelas calculadas por Rocha (2003) utilizando dados de consumo. A análise da pobreza foi baseada na incidência (proporção de indivíduos abaixo da linha de pobreza), mas testamos outras medidas Foster-Greer-Thorbecke (FGT) (Foster, Greer e Thorbecke, 1984) em todas as linhas predefinidas. Os resultados em geral são bastante convergentes, independentemente das medidas.

Os dados da PNAD permitem o cálculo de anos de estudo.¹ Essa variável foi harmonizada seguindo a sugestão de Soares e Lima (2002). O censo de 2010 não possui as informações necessárias para este cálculo. No entanto, a PNAD não tem informações detalhadas sobre as áreas de formação no ensino superior, ao passo que nos censos é possível identificá-las.

As áreas de formação são categorizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com bastante desagregação e detalhamento, de acordo com um esquema inspirado no Padrão Internacional de Classificação da Educação (International Standard Classification of Education – ISCED) de 1997, que, por sua vez, está relacionado ao Padrão Internacional de Classificação das Ocupações (International Standard Classification of Occupations – ISCO), de 1988. Para reduzir o número de categorias, procedemos a agregações de áreas de formação semelhantes, tal como realizado em Medeiros e Galvão (2016). Os agrupamentos foram formados considerando dois critérios: a classificação na hierarquia implícita no ISCED e a fração de adultos dentro de cada área que pertencia ao estrato do 1% mais rico da distribuição de renda. Com isso, tentamos reduzir a heterogeneidade dentro dos grupos.

No censo demográfico, as categorias resultantes desse grupamento foram as seguintes (entre parênteses, apresentamos os códigos de cursos conforme a numeração de 2010):

- nunca estudou ou fundamental incompleto;
- fundamental completo ou secundário incompleto;
- secundário completo ou superior incompleto;

1. Nesse caso, possuir o ensino secundário é equivalente a ter onze séries concluídas de escolarização.

- formação de professores e ciências da educação (140-46);
- ciências da vida, ciências físicas, matemática e estatística (420-22, 440-43, 461-62);
- humanidades, psicologia, ciências sociais, serviços sociais e artes (210-15, 220-26, 310-313, 761-762);
- serviços pessoais, transporte, proteção e segurança ambiental (810-15, 840, 850-53, 860-63);
- economia, administração e negócios (314, 340-47);
- saúde (exceto medicina) (720, 723-27);
- jornalismo e informação (321-22);
- agricultura, veterinária, pesca, florestas, produção de alimentos, extração e mineração (540-44, 620-24, 641);
- engenharia, ciência da computação, produção, construção e arquitetura (481-83, 520-25, 581-82);
- direito (380);
- medicina (721);
- mestrado (em qualquer campo do conhecimento); e
- doutorado (em qualquer campo do conhecimento).

As mesmas categorias foram utilizadas em 1991 e 2000, exceto aquela relativa a serviços pessoais, transporte, proteção e segurança ambiental, que não existe naqueles dois censos.

A especificação das equações de salário segue o modelo básico, dado por:

$$\ln(\mathbf{y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \quad (1)$$

Em que $\ln(\mathbf{y})$ é o vetor que traz o logaritmo dos rendimentos de todos os trabalhos, \mathbf{X} representa a matriz de covariáveis (a quantidade de alternativas e a categoria de referência para as variáveis *dummy* seguem entre colchetes): idade, idade ao quadrado, sexo [2, feminino], raça [2, preto], macrorregião [5, Nordeste], educação (ver a seguir). O vetor $\boldsymbol{\beta}$ representa os parâmetros a serem estimados, e $\boldsymbol{\epsilon}$ é o vetor de erros.

Como cor ou raça é uma variável disponível apenas a partir de 1987, testamos os efeitos sobre pobreza com e sem ela. As diferenças resultantes são pequenas e, por

isso, combinamos os modelos para obter uma série de 1976 a 2015. De 1976 a 1986 as equações não usam variáveis de raça. De 1987 a 2015 a variável raça está presente.

A matriz \mathbf{X} pode ser particionada em duas: a primeira trazendo apenas as variáveis *dummy* das características educacionais (\mathbf{X}_E); a segunda, todas as demais variáveis de controle (\mathbf{X}_C). Reciprocamente, a matriz $\boldsymbol{\beta}$ pode então ser particionada em $\boldsymbol{\beta}_E$ e $\boldsymbol{\beta}_C$. Deste modo, temos:

$$\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = [\mathbf{X}_C \quad \mathbf{X}_E] \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_C \\ \boldsymbol{\beta}_E \end{bmatrix} \quad (2)$$

Uma vez que censos e PNADs não medem a educação da mesma maneira, a matriz \mathbf{X}_E na PNAD é composta por *dummies* relativas aos anos de estudo (dezesseis categorias e zero ano de estudo como referências). Nas análises com os censos, utilizamos a variável descrita anteriormente.

As simulações consistem na criação de um novo conjunto de características \mathbf{X}^S , assumindo uma nova distribuição hipotética de educação \mathbf{X}_E^S , mantendo todas as outras coisas constantes em \mathbf{X}_C . O S sobrescrito indica os valores simulados. Assim: $\mathbf{X}^S = [\mathbf{X}_C \quad \mathbf{X}_E^S]$. A partir desses novos valores atribuídos para os indivíduos, geramos os rendimentos simulados, utilizando os coeficientes estimados empiricamente ($\hat{\boldsymbol{\beta}}$):

$$\ln(\mathbf{y}^S) = \mathbf{X}^S \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\boldsymbol{\epsilon}} \quad (3)$$

Ou seja: \mathbf{y}^S , que é o valor simulado do rendimento do trabalho, é composto pela parte sistemática modificada ($\mathbf{X}^S \hat{\boldsymbol{\beta}}$) e pelos mesmos resíduos estimados a partir da equação de regressão original, sem modificação. Isso significa que não estamos alterando diretamente a desigualdade *dentro* dos níveis de ensino – o que poderia ser feito, por exemplo, por meio da modelagem da distribuição dos resíduos com funções de regressão para a variância (*variance function regressions*) (Barbosa e Prates, 2015; Western e Bloome, 2009). Nosso propósito é apenas observar os efeitos de composição, derivados da expansão da oferta de trabalhadores qualificados.

Assim, em nossas análises de desigualdade, \mathbf{y}^S passa a ser utilizado como um contrafactual da renda do trabalho observada. Nas análises sobre pobreza, utilizamos \mathbf{y}^S

para recalcular a renda domiciliar *per capita*, a partir da qual computamos as medidas sintéticas de pobreza.

Numa regressão log-linear desse tipo, com $\ln(y_i) = \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \epsilon_i$, tipicamente assumimos que $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Com isso, $y_i = e^{\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \epsilon_i}$ segue uma distribuição log-normal $LN(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$. A esperança estatística de $\ln(y_i)$ é dada por: $\mathbb{E}[\ln(y_i)] = \underbrace{\mathbb{E}[\mathbf{x}_i] \boldsymbol{\beta}}_{\mu_i} + \underbrace{\mathbb{E}[\epsilon_i]}_0 = \mu_i$. E com os valores estimados dos coeficientes de regressão, $(\widehat{\boldsymbol{\beta}})$ pode ser simplesmente obtida através de $\mathbf{x}_i\widehat{\boldsymbol{\beta}}$. A esperança estatística da variável y_i log-normal, contudo, não é a simples exponenciação dessa expressão:

$$\mathbb{E}[y_i] = \mathbb{E}[e^{\mu_i + \epsilon_i}] = e^{\mu_i} \mathbb{E}[e^{\epsilon_i}] = e^{\left[\mu_i + \frac{\sigma^2}{2}\right]} \quad (4)$$

Por essa razão, valores preditos produzidos por meio de regressões log-lineares desse tipo usualmente devem ser calculados por meio de $\exp\left(\mathbf{x}_i\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \frac{\widehat{\sigma}^2}{2}\right)$, onde $\widehat{\sigma}^2$ é a variância dos resíduos (como μ_i é um valor fixo, o termo que o contém, e^{μ_i} , pode ser retirado do operador de esperança estatística). Esse procedimento não é necessário no nosso caso, uma vez que y^S não é a estimativa de um valor esperado, mas sim a modificação de uma observação pontual da distribuição (que inclui tanto a parte sistemática como o erro/resíduo). Assim, podemos simplesmente aplicar uma versão alterada da definição: $y_i^S = e^{\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}^S + \epsilon_i}$.

Como mencionado anteriormente, a distribuição contrafactual da educação \mathbf{X}_E^S é criada atribuindo um piso determinado de antemão (por exemplo, pelo menos o ensino médio, pelo menos o ensino superior ou até mesmo um diploma específico, como o de formação de professores e ciências da educação ou de medicina). Operacionalmente, isso é feito por meio da alteração das variáveis *dummy* na matriz \mathbf{X}_E .

Usando os censos, ordenamos de forma crescente, de acordo com os retornos estimados, todos os níveis de ensino e agrupamentos de cursos superiores. A partir daí, geramos diversas distribuições contrafactuais da renda, utilizando cada um dos graus ordenados como piso – até o limite em que atingíamos o curso com o maior retorno (caso extremo que se iguala à anulação de todos os diferenciais de pagamento por educação, uma vez que todos recebem os mesmos valores). No caso, por exemplo, de uma simulação de contrafactuais em que a escolaridade mínima dos trabalhadores é o

ensino fundamental, deixamos inalteradas as características educacionais de todos os indivíduos com educação maior do que esse piso. Na simulação que toma economia, administração e negócios como piso, pessoas com diplomas de engenharia, direito ou medicina são as únicas a não ter seus valores alterados.

Para lidar com o fato de que melhorias no sistema educacional realizadas em determinado ponto do tempo certamente não beneficiariam todos os trabalhadores adultos ao mesmo tempo (em especial aqueles que já deixaram a escola), implementamos recortes adicionais por coortes.

Assumiu-se que uma reforma educacional ocorrida em certo ponto do tempo afeta apenas as pessoas com idade igual ou menor que 10 anos naquele momento (inclusive todas as pessoas que irão nascer daquele ponto em diante). Trata-se, na realidade, de uma seleção de casos segundo a coorte de nascimento. As datas de referência por nós escolhidas implicam, deste modo, que seriam afetadas as coortes de nascidos uma década antes: 1956 (afeta as coortes posteriores a 1946, dos que teriam, em 2010, no máximo 64 anos); 1974 (nascidos a partir de 1964 e com idade máxima de 45 anos em 2010); 1988 (nascidos em 1978 ou depois, e que teriam até 31 anos em 2010); 1994 (nascidos em 1984 ou depois, com até 25 anos de idade em 2010).

As simulações levam em consideração o fato de que diferentes áreas e níveis de formação requerem mais ou menos anos de estudo – consequentemente, poderiam ser atingidos apenas por pessoas de certa idade. A maioria dos cursos universitários requer quinze ou dezesseis anos de estudo. No entanto, uma graduação em direito pode chegar a exigir dezessete anos de estudo, e medicina, dezoito anos. Seis anos adicionais seriam necessários para um doutoramento. Se um indivíduo começa o processo de escolarização com a idade de 6 anos, isso implica que cursos universitários seriam concluídos entre 22 e 24 anos, e o doutorado, aproximadamente aos 28 anos. Nossas simulações consideram essas restrições etárias e apenas concedem os níveis de escolaridade determinados àqueles que possuem idades compatíveis com as exigências mínimas.

Como dito anteriormente, utilizamos todas as PNADs produzidas entre 1976 e 2015 e os censos demográficos de 1991 a 2010. Para cada ano t de observação, estimamos uma regressão de forma independente. Assim, haverá um vetor de coeficientes $\hat{\beta}_t$ específico para cada ano, tendo como subconjunto (ou partição) uma série de coeficientes

relativos aos efeitos das variáveis educacionais, $\widehat{\beta}_{E,t}$. Deste modo, os valores contrafactuais da renda num determinado ano serão dados por: $\ln(\mathbf{y}_t^S) = \mathbf{X}_t^S \widehat{\beta}_t + \epsilon_t$. Isso significa que, entre dois anos quaisquer, as diferenças na distribuição das rendas podem acontecer devido a mudanças na composição e nas características da população (isto é, nos valores da matriz \mathbf{X}), nas diferenças de médias entre categorias (isto é, nos efeitos captados pelo vetor de coeficientes $\widehat{\beta}_t$) ou na distribuição das demais características captadas e sintetizadas nos resíduos (ϵ_t). De especial interesse aqui é o fato de que os efeitos das variáveis educacionais apresentaram consistente declínio principalmente após 1995. Essa queda dos retornos subentende que o poder da educação de modificar e afetar a distribuição de renda variou: conceder ensino médio a um indivíduo de 1991 implica melhorias de renda muito maiores que para um indivíduo de 2010.

Para controlar este fato, geramos também vetores de coeficientes contrafactuais que “congelam” ou mantêm constantes os efeitos da educação num determinado ano. Deste modo, este controle se dá tanto pela composição da educação quanto pelos preços relativos. Se determinarmos, por exemplo, que os retornos à educação em qualquer um dos anos serão sempre aqueles observados em 1976, fazemos: $\widehat{\beta}_{E,t}^S = \widehat{\beta}_{E,1976}$. Os valores dos coeficientes das demais variáveis permanecem os mesmos, tais como observados no ano t :

$$\widehat{\beta}_t^S = \begin{bmatrix} \widehat{\beta}_{C,t} \\ \widehat{\beta}_{E,1976} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Com isso, com maior generalidade, podemos definir a forma de nossos valores contrafactuais de rendimentos de acordo com a seguinte expressão:

$$\ln(\widehat{\mathbf{y}}_t^S) = \mathbf{X}_t^S \widehat{\beta}_t^S + \widehat{\epsilon}_t \quad (6)$$

Em nossos exercícios empíricos com a PNAD, lançamos mão de uma estratégia a partir das possibilidades abertas pela manipulação da expressão (6). Calculamos os índices de desigualdade e pobreza de três formas: *i*) utilizando os coeficientes observados em cada ano; *ii*) mantendo os retornos constantes tais como eram em 1976 (primeiro ano da série, no qual se encontram os maiores valores observados); e *iii*) mantendo os retornos constantes tal como eram em 2015 (último ano da série, no qual observamos os menores valores dos coeficientes educacionais).

4 AUMENTO DA OFERTA, AJUSTE DOS PREÇOS E EFEITOS DE SUBSTITUIÇÃO

O aumento do número de indivíduos com um determinado nível educacional – com tudo mais constante – tende a levar à redução de seus prêmios salariais, devido ao mero ajuste entre oferta e demanda. Se a oferta se torna menos escassa, os preços tendem a cair. Para levar em consideração esse fato, definimos quedas nos valores estimados. Quando estabelecemos o ensino secundário ou o terciário como pisos educacionais, calculamos como seriam as distribuições contrafactuais caso os retornos fossem 10% ou 30% menores que os estimados.

No entanto, assim procedendo, não estamos levando em conta os efeitos de complementaridade e/ou substituição entre os trabalhos ofertados pelos indivíduos com níveis educacionais distintos. É bastante consolidado na literatura sobre mercado de trabalho o fato de que a ampliação da oferta ou a variação dos preços de um nível de qualificação altera, por meio de ajustes dinâmicos, os valores de equilíbrio dos demais níveis, inclusive não adjacentes. Deste modo, aumentar o número de portadores do diploma de ensino fundamental, mantendo inalteradas todas as outras coisas, tipicamente leva: *i*) devido ao aumento da oferta, à redução dos retornos em relação a não ter nenhum grau completo; *ii*) devido a um efeito de substituição, à redução dos retornos pelo ensino médio em relação ao fundamental; e *iii*) ao aumento dos retornos do ensino superior em relação ao médio, tendo em vista que o preço desse último foi reduzido.

Obter valores para esses efeitos, entretanto, envolve estimar as elasticidades de substituição entre os níveis, as demandas por tipo de trabalho e a forma de alocação dos trabalhadores de diferentes níveis entre tarefas e ocupações. Isso escapa dos propósitos circunscritos deste estudo.

De modo simplificado, levaremos em conta os efeitos provocados pela mudança nas ofertas relativas entre níveis de ensino como uma forma de aproximar as dinâmicas de substituição. Primeiramente, assumimos que a elasticidade preço-demanda é constante, idêntica entre níveis de ensino e fixa ao longo do tempo. Assim, para dois níveis de ensino adjacentes (que podem ser representados como E e $E+1$), a relação entre salários relativos $\left(\frac{W_{E+1}}{W_E}\right)$ e oferta relativa $\left(\frac{Q_{E+1}}{Q_E}\right)$ pode ser representada por:

$$\ln\left(\frac{W_{E+1}}{W_E}\right) = \gamma - \delta \ln\left(\frac{Q_{E+1}}{Q_E}\right) \quad (7)$$

Em que γ e δ são parâmetros positivos (e δ representa a elasticidade preço-demanda). Por meio dessa expressão estamos assumindo que os preços relativos são inversamente proporcionais à oferta relativa. Deste modo, três situações são contempladas.

- 1) Expandir níveis de ensino mais elevados pode conduzir a uma escassez relativa de mão de obra para os trabalhos menos qualificados, inflando seu preço – o que poderia contribuir para uma aceleração da queda da desigualdade, reduzindo um pouco o peso da inércia demográfica.
- 2) Níveis de ensino mais elevados do que aquele que foi, por meio de nossas simulações, objeto de massificação acabam tendo seus preços reduzidos, uma vez que, em cadeia, suas ofertas relativas se tornaram menos escassas. Com isso, o aumento da oferta de uma qualificação intermediária pode provocar também uma espécie de “rebaixamento” dos prêmios salariais mais elevados – o que também pode acelerar a queda da desigualdade, igualmente aliviando a inércia demográfica.
- 3) O nível educacional expandido tenderá a ter seus retornos fortemente reduzidos, restringindo seu poder de equalização e contrabalançando os efeitos distributivos dos dois fatores anteriores.

No contexto das nossas simulações, os salários relativos de dois níveis de ensino adjacentes são dados pela diferença entre os coeficientes de regressão desses mesmos níveis. Por exemplo:

$$\ln\left(\frac{W_8}{W_7}\right) = \ln\left[\frac{\exp(\beta_0 + \beta_{\text{Anos Estudo} = 8})}{\exp(\beta_0 + \beta_{\text{Anos Estudo} = 7})}\right] = \beta_{(\text{Anos Estudo} = 8)} - \beta_{(\text{Anos Estudo} = 7)} \quad (8)$$

No caso da renda e da oferta relativa entre pessoas com zero e um ano de estudo, temos:

$$\ln\left(\frac{W_1}{W_0}\right) = \ln\left[\frac{\exp(\beta_0 + \beta_{\text{Anos Estudo} = 1})}{\exp(\beta_0)}\right] = \beta_{(\text{Anos Estudo} = 1)} \quad (9)$$

O efeito da mudança da distribuição educacional dos trabalhadores pode ser obtido por meio de:

$$\Delta[\beta_{E+1} - \beta_E] = \ln\left(\frac{\frac{W_{E+1}^S}{W_E^S}}{\frac{W_{E+1}}{W_E}}\right) = -\delta \ln\left(\frac{\frac{Q_{E+1}^S}{Q_E^S}}{\frac{Q_{E+1}}{Q_E}}\right) \quad (10)$$

Em que Q_E^S e Q_{E+1}^S representam, respectivamente, a quantidade (em números absolutos) de trabalhadores nos níveis E e $E+1$ após a simulação das reformas educacionais.

Calculamos então todas as ofertas e salários relativos (diferenças entre coeficientes de níveis de ensino adjacentes) e, aplicando os valores predefinidos para δ , simulamos cenários adicionais, que levam em conta, de outra forma, a queda dos efeitos da educação e as relações de substituição. Aplicamos os efeitos estimados ($\Delta[\beta_{E+1} - \beta_E]$) a cada um dos pares de coeficientes diferenciados e recalculamos os efeitos totais:

$$\beta_K^S = \sum_{E=1}^K \{(\beta_{E+1} - \beta_E) + \Delta[\beta_{E+1} - \beta_E]\} \quad (11)$$

Com esses coeficientes ajustados pelas dinâmicas entre preços e quantidades ofertadas, produzimos uma nova distribuição contrafactual da renda e computamos os índices de desigualdade.

As simulações não abordam efeitos indiretos, por exemplo, sobre os incentivos à participação no mercado de trabalho – algo que provavelmente a mudança no perfil educacional proporcionaria, tanto no sentido de aumentar quanto de diminuir as taxas de participação nas famílias.

5 IDENTIFICAÇÃO E ENDOGENEIDADE

Outro ponto a ser destacado é a presença de endogeneidade em nossos modelos. As características e o alcance educacional dos indivíduos estão substancialmente correlacionados com fatores não observados – em especial, com capacidades e habilidades individuais não observáveis e com a origem social das pessoas. Por esta razão, os coeficientes de variáveis educacionais estimados por meio de regressões por mínimos quadrados ordinários (MQO) não expressam os efeitos isolados. Todavia, a inclusão dessas variáveis (ou suas *proxies*) como controles ou o uso de variáveis instrumentais implica grande redução da magnitude dos coeficientes sobre educação (Card, 1999; 2001; Hout, 2012; Willis, 1986). Esses mesmos resultados, observados em outros contextos, parecem ser válidos também para o caso brasileiro, tanto em relação à inclusão de controles (Ramos e Reis, 2009) quanto ao uso de variáveis instrumentais (Teixeira e Menezes-Filho, 2012). Nesses estudos, os coeficientes obtidos

chegam a ser 20% a 50% menores que aqueles alcançados por MQO em uma equação de salários onvencional.

Em outras palavras, temos fortes razões para crer que estamos superestimando o efeito da educação em nossos modelos. Deste modo, se encontrarmos efeitos diminutos ou limitados das expansões educacionais simuladas sobre a desigualdade de renda e a pobreza, teremos então bons motivos para pensar que os efeitos reais seriam ainda menores. Assim, os efeitos superestimados (endógenos) parecem estabelecer uma espécie de “teto” para os reais efeitos da educação sobre a renda.

6 RESULTADOS

6.1 Desigualdade

6.1.1 Inércia demográfica

Nossas simulações têm restrições demais para que possam ser tomadas como estimativas realistas sobre o que ocorreria diante de mudanças no sistema educacional. As compreendemos como casos-limite que informam sobre o que podemos esperar dos efeitos da educação sobre a distribuição da renda. E os cenários que definimos sugerem fortemente que, ao menos nas três primeiras décadas que se sucedessem às reformas fictícias, os impactos seriam muito limitados. De fato, seria necessário mais de meio século para que os impactos fossem dignos de nota.

A tabela 1 apresenta o coeficiente de Gini da distribuição dos rendimentos do trabalho antes e depois da simulação das melhorias. Ela mostra também a renda média após cada simulação. Um dos cenários simulados inclui as reduções arbitrárias nos retornos à educação.²

2. Apenas mais adiante, na subseção 6.1.7, implementaremos a estratégia descrita na seção 5.

TABELA 1
Brasil: desigualdade da renda do trabalho após melhorias educacionais simuladas, por data da reforma e em adultos

Ano da reforma	Simulação	Desigualdade (Gini)	Desigualdade simulada (fração do observado) (%)	Renda média (R\$) ¹	Crescimento adicional necessário (acumulado) (%)	Crescimento adicional necessário (anualizado) (%)	Crescimento anual médio necessário (adicional + observado) (%)
2010	Valor observado	0,528	100	1.354	0	-	-
	Todos os retornos educacionais suprimidos	0,434	82	729	-46	-	-
1994	Mínimo: secundário completo ou superior incompleto	0,519	98	1.384	2	0,1	0,6
	Mínimo: formação de professores e ciências da educação	0,507	96	1.492	10	0,6	1,1
	Mínimo: economia, administração e negócios	0,518	98	1.503	11	0,7	1,2
	Mínimo: direito	0,526	100	1.529	13	0,8	1,3
	Mínimo: medicina	0,562	106	1.671	23	1,3	1,8
	Mínimo: doutorado (qualquer área)	0,519	98	1.384	2	0,1	0,6
1988	Mínimo: secundário completo ou superior incompleto	0,513	97	1.419	5	0,2	0,7
	Mínimo: formação de professores e ciências da educação	0,494	94	1.643	21	0,7	1,3
	Mínimo: economia, administração e negócios	0,51	97	1.755	30	1,0	1,5
	Mínimo: direito	0,528	100	1.916	41	1,3	1,9
	Mínimo: medicina	0,606	115	2.739	102	2,7	3,3
	Mínimo: doutorado (qualquer área)	0,58	110	1.969	45	1,4	2,0
1974	Mínimo: secundário completo ou superior incompleto	0,499	94	1.529	13	0,5	1,5
	Mínimo: formação de professores e ciências da educação	0,47	89	2.043	51	1,6	2,6
	Mínimo: economia, administração e negócios	0,485	92	2.406	78	2,2	3,2
	Mínimo: direito	0,502	95	2.900	114	3,0	4,0
	Mínimo: medicina	0,556	105	5.414	300	5,5	6,5
	Mínimo: doutorado (qualquer área)	0,581	110	4.038	198	4,3	5,3
1956	Mínimo: secundário completo ou superior incompleto	0,488	93	1.632	21	0,7	3,4
	Mínimo: formação de professores e ciências da educação	0,452	86	2.384	76	2,2	4,9
	Mínimo: economia, administração e negócios	0,441	84	3.035	124	3,2	5,8
	Mínimo: direito	0,436	83	3.894	188	4,2	6,8
	Mínimo: medicina	0,434	82	8.241	509	7,2	9,9
	Mínimo: doutorado (qualquer área)	0,434	82	6.685	394	6,3	9,0
1956 (retornos reduzidos)	Mínimo: secundário completo ou superior incompleto (0,9 β)	0,494	94	1.565	16	0,6	3,2
	Mínimo: formação de professores e ciências da educação (0,7 β)	0,474	90	1.833	35	1,2	3,8
	Mínimo: economia, administração e negócios (0,7 β)	0,456	86	2.087	54	1,7	4,3
	Mínimo: direito (0,7 β)	0,442	84	2.396	77	2,2	4,9
	Mínimo: medicina (0,7 β)	0,434	82	3.982	194	4,2	6,9
	Mínimo: doutorado (qualquer área) (0,7 β)	0,436	83	3.455	155	3,7	6,3

Fonte: Microdados do censo demográfico de 2010/IBGE.

Nota: ¹ Em reais de 2010.

Obs.: O crescimento adicional necessário se refere à variação dos valores médios da renda do trabalho. Trata-se de uma estimativa de quanto maior deveria ter sido o crescimento, para além do que foi historicamente observado. A coluna de crescimento anual médio necessário (adicional + observado) traz a soma do crescimento adicional anualizado e as médias históricas efetivamente observadas do crescimento do produto interno bruto (PIB) *per capita*. Tomamos como referência os seguintes valores: 2,66% (1956-2010); 1,01% (1974-2010); 0,52% (1988-2010); e 0,51% (1994-2010).

Em geral, a desigualdade cai quando há melhoras educacionais. É a magnitude dos efeitos que merece mais destaque. Se o Brasil tivesse efetuado a reforma que desenhamos em 1994, assegurando que todos os estudantes com idades até 10 anos naquele momento saíssem do sistema com, no mínimo, o ensino médio completo e talvez até com alguma formação superior, a desigualdade em 2010, conforme medida por Gini, seria de 98% daquilo que foi efetivamente observado. Em outras palavras, a redução seria de apenas 2%.

Garantir que ninguém sairia do sistema educacional sem um diploma universitário não levaria a um quadro muito diferente. Se todos os indivíduos das coortes afetadas pela reforma fictícia em 1994 obtivessem pelo menos retornos equivalentes àqueles oferecidos pelo diploma de formação de professores e ciências da educação, a desigualdade contrafactual ainda seria de 96% da observada. Se elevássemos o retorno mínimo para aquele típico de cursos como economia, administração e negócios, ela seria 98% da observada. Em nossas simulações, a maioria das mudanças e manipulações não seria capaz de provocar uma redução de pelo menos 10 pontos percentuais (p.p.) na desigualdade. Mesmo se uma reforma tivesse ocorrido em 1974 (afetando um número muito maior de coortes de nascimento), se os retornos da formação de professores e ciências da educação fossem estabelecidos como o piso mínimo, ainda assim não cruzaríamos esse limiar. Apenas se conferíssemos formação superior a toda a força de trabalho, por meio de uma reforma fictícia ocorrida em 1956, é que obteríamos um nível de desigualdade 10% menor que o observado em 2010.

Isso ocorre, entre outros motivos, porque a inércia demográfica limita a proporção de trabalhadores que podem ser afetados. Devido às dificuldades de educar os adultos, as reformas afetam inicialmente apenas jovens trabalhadores que entram no mercado. Ainda que, mais recentemente, indivíduos mais velhos tenham voltado a se escolarizar (Comin e Barbosa, 2011), a magnitude desse fenômeno ainda não é expressiva a ponto de alterar significativamente as tendências mais gerais de declínio de frequência à escola ao longo das idades e do curso de vida. São necessárias muitas décadas até que os trabalhadores mais educados se tornem maioria na força de trabalho.

Tais resultados são também importantes, entre outras razões, porque fornecem uma referência para que possamos comparar o efeito de políticas educacionais a outras medidas possíveis para reduzir a desigualdade. Por exemplo, uma reforma

em 1994 que proporcionasse um mínimo de ensino médio para todos os indivíduos das coortes afetadas traria resultados distributivos muito semelhantes aos que poderíamos esperar de: *i*) uma reforma tributária simples e implementada num único ano, apenas alterando algumas regras do imposto de renda (Fernandes, Campolina e Silveira, 2017, p. 322) – o que provocaria uma redução de 2% a 3% nos níveis de desigualdade observados; ou *ii*) uma redução de 5% ao ano (a.a.) nos diferenciais salariais devido às desigualdades de raça e gênero, ao longo do mesmo período das mudanças educacionais (1994-2010) – o que acarretaria uma queda de 2% no coeficiente de Gini. Em cada uma dessas mudanças a desigualdade no Brasil ainda seria maior que a observada em muitos países da América Latina.

6.1.2 O nível secundário é insuficiente, o superior poderia aumentar a desigualdade

A universalização do ensino fundamental teria impacto muito limitado sobre a desigualdade. Nossos cenários contrafactuais apontam que garantindo no mínimo o ensino fundamental (oito anos de estudo) para os trabalhadores, a desigualdade cairia no máximo 3 p.p. entre 2009 e 2015. Considerando a inércia demográfica, os resultados se tornam quase irrelevantes no curto prazo. Por esta razão, parece ser mais interessante, do ponto de vista distributivo, observar os efeitos do ensino secundário.

Ao simular reformas que elevariam o nível educacional para não menos que médio completo ou superior incompleto, é possível observar que uma queda de mais de 10% da desigualdade não é atingida nem mesmo se tal intervenção tivesse sido realizada há muitas décadas, em 1956. Simulando reformas em 1988, 1974 e 1956, encontramos que a desigualdade resultante seria de, respectivamente, 97%, 94% e 93% do nível efetivamente observado em 2010.

Vale ressaltar, ainda assim, que essa não seria uma mudança irrelevante do perfil populacional. Garantir o ensino médio como patamar mínimo seria mais do que dobrar o nível atual de escolarização dos trabalhadores no Brasil. Em 2010, 53% dos ocupados tinham médio incompleto ou menos, 34% tinham completado aquele nível (e eventualmente até ingressado num curso superior, embora sem concluí-lo) e apenas 13% possuíam diploma terciário. Em nossas simulações, se a reforma garantidora do ensino médio como piso tivesse ocorrido em 1956, em 2010 os trabalhadores com pelo menos esse nível de escolarização teriam se tornado aproximadamente 86% da força de trabalho.

A baixa magnitude dos efeitos sobre o coeficiente de Gini sugere que o nível secundário completo é insuficiente para provocar uma redução realmente substancial da desigualdade. Vamos então supor um cenário ainda mais extremo, no qual fosse viável fornecer a toda a força de trabalho retornos educacionais equivalentes àqueles proporcionados por um diploma em medicina. Dado que esse é o diploma que promove, em média, os maiores retornos, isso seria o mesmo que eliminar as diferenças de rendimentos provocadas pelos diferenciais educacionais: uma equalização “por cima”. A desigualdade nesse caso-limite cairia para 82% do seu nível observado em 2010 – ou seja, o índice de Gini cairia de 0,528 para 0,434. Certamente este é um declínio considerável, principalmente se comparado às mudanças observadas na história das desigualdades de renda no Brasil nas décadas recentes.

Obviamente, oferecer educação de elite para toda a força de trabalho (ou eliminar por completo as desigualdades nos retornos) é algo completamente irrealista, pelo menos em qualquer cenário futuro minimamente previsível. De modo equivalente, anular, por qualquer outro meio e por completo, os efeitos da educação (o que traria exatamente o mesmo resultado: uma queda de 18% da desigualdade de renda) é algo igualmente irrealista. Consequentemente, deve-se esperar uma menor redução da desigualdade a partir de melhorias factíveis e realistas no sistema educacional existente – é o que sugerem nossas simulações.

Alguns cenários simulados apontam que determinados formatos de expansão do sistema educacional poderiam até mesmo conduzir a direções opostas, aumentando a desigualdade. Se formássemos uma geração mais nova e muito qualificada, convivendo com uma geração mais velha e pouco qualificada, introduziríamos uma heterogeneidade adicional na distribuição de renda, ampliando a desigualdade. Nas hipotéticas reformas de 1988 e 1994, fazendo os retornos mínimos se tornarem equivalentes àqueles promovidos pelo diploma de medicina, o que observaríamos seria um aumento de 15% e 6% do coeficiente de Gini, respectivamente.

Em resumo, espera-se que a melhora da educação da força de trabalho afete a desigualdade à medida que os indivíduos mais qualificados e recém-chegados sejam contratados em empregos que remunerem melhor. Se o piso educacional definido estiver localizado nos primeiros níveis de ensino, a melhoria na distribuição avança por meio de uma equalização de baixo para cima. Se o piso educacional for muito alto,

como vimos, o efeito líquido sobre a desigualdade depende do tamanho do grupo de recém-chegados mais qualificados: se for muito pequeno, acabará por introduzir, num primeiro momento, mais heterogeneidade à distribuição, aumentando a desigualdade; se for majoritário, passará a reduzi-la. Na prática, existem infinitas combinações: melhorias educacionais podem ocorrer em diversos níveis simultaneamente, e o vetor resultante dessas mudanças pode ser variado.

6.1.3 Declínio nos retornos pela educação

Por um mero ajuste entre oferta e demanda, é esperado que o aumento drástico da força de trabalho mais educada provoque uma queda dos ganhos relativos do nível de ensino que se expandiu. Simulamos isso reduzindo os valores dos coeficientes estimados. Num exercício mais rigoroso, deveríamos calcular como os preços relativos dos níveis de ensino respondem às variações na oferta, considerando diferentes graus de substituição e complementaridade entre eles – o que foge dos propósitos deste trabalho.

Retornos mais baixos significam menor influência da educação sobre a desigualdade: quanto mais os retornos caem, menos as reformas educacionais seriam capazes de exercer algum efeito sobre a distribuição da renda. Se garantíssemos no mínimo ensino médio para os trabalhadores, mas esse aumento na escolarização fosse acompanhado de uma queda dos retornos desse nível para 90% do seu valor original, o índice de Gini cairia de 0,528 para 0,494 (ou seja, 94% do observado). Sem a redução nos retornos, o índice seria um pouco menor, de 0,488 (93%). Se a educação mínima fosse equivalente aos diplomas de economia, administração e negócios, com retornos reduzidos a 70% do valor original, ele seria de 0,456 – contra 0,441, em caso de manutenção dos retornos originais. Poderíamos reduzir os retornos ainda mais. Reduzir os seus valores originais à metade, no caso dos diplomas de direito ou economia, faria com que aqueles cursos promovessem acréscimos de rendimentos menores do que os promovidos pelo curso de formação de professores – chegando muito próximo ao efeito provocado por ter apenas o nível secundário completo. Certamente essa seria uma mudança radical (e improvável) na estrutura salarial.

Em todo caso, o limite será sempre a completa anulação dos retornos pela educação em todos os níveis. E, como vimos, nesse caso, o índice de Gini em 2010 atinge um mínimo de 0,434 (queda de 18% da desigualdade observada). E mesmo assim, nesse cenário, a desigualdade seria ainda muito elevada no Brasil.

A desigualdade de renda pode ser reduzida por meio da educação: nossos exercícios apontam para essa direção na grande maioria dos casos. No entanto, não se deve esperar um impacto nem rápido nem particularmente forte, principalmente considerando que, em casos reais (isto é, em que há efeitos dinâmicos e complexidades adicionais), efeitos de complementaridade e substituição farão o conjunto de preços se alterar, com possibilidade de retardar os impactos (para além do que já o faz a inércia demográfica) e estender a durabilidade da estrutura desigual.

6.1.4 Mais qualidade e mais produtividade

Se houvesse melhoria na qualidade da educação e isso se traduzisse em maiores salários, os resultados apresentados anteriormente se manteriam. Essa melhoria associada à expansão do acesso implicaria tarefas ainda mais radicais para a reforma do sistema educacional. Nas simulações que apresentamos, a melhoria da qualidade e da produtividade se expressaria no aumento dos coeficientes de regressão, isto é, dos efeitos da educação.

Considere então uma reforma educacional que proporcionasse melhorias de qualidade a ponto de quase dobrar os retornos pelo ensino secundário (novamente é preciso enfatizar que não estamos preocupados nem com os ajustes dinâmicos, nem com a localização dos pontos de equilíbrio entre oferta e demanda). O cenário resultante seria semelhante àquele no qual tomamos os retornos pelo diploma na área de formação de professores e ciências da educação como piso (esse coeficiente era, em 2010, 1,8 vez maior que o do ensino secundário). Se implementada em 1994, tal reforma resultaria, em 2010, numa desigualdade de magnitude igual a 94% daquela efetivamente observada. Ou seja, uma queda de apenas 6%.

Temos então evidências de que a melhoria da qualidade da educação básica (ensino médio) teria pouco impacto distributivo no curto e no médio prazo. Em outras palavras, mesmo sob condições ideais (desconsiderando a redução dos preços devido ao aumento da oferta e também o fato de que nem toda melhoria da educação se traduz em produtividade e salários), devido à inércia demográfica, apenas depois de muitas décadas sentiríamos efeitos distributivos de magnitude moderada (tabela 1). Na realidade, se os aumentos de produtividade e salários se concentrassem principalmente no topo da distribuição, seria possível verificar um incremento líquido da desigualdade, a despeito do nivelamento educacional na base da distribuição e das melhorias de qualidade.

6.1.5 Crescimento adicional necessário

A comparação entre as rendas médias das situações reais e simuladas nos confere uma medida das mudanças necessárias na economia e no mercado de trabalho para reduzir a desigualdade por meio das políticas educacionais. Trata-se de uma avaliação indireta das transformações fundamentais para incorporar uma força de trabalho cada vez mais qualificada e com aumentos salariais reais. Nossa medida aproximada do crescimento necessário refere-se apenas à massa de rendimentos apropriada pelas famílias, e não ao PIB *per capita*. No entanto, como historicamente a fração apropriada pelos fatores é razoavelmente constante, seria possível fazer uma inferência indireta e aproximada sobre a variação do PIB *per capita*. A tabela 1 apresenta nossas estimativas após cada simulação.

O crescimento médio de longo prazo da renda *per capita*, observado ao longo do século XX, é de aproximadamente 2% a.a. Deste modo, podemos tomar esse valor como uma espécie de referência para avaliar a plausibilidade e a viabilidade de cada um dos cenários simulados. Avaliamos o crescimento adicional necessário (acumulado e anualizado) em cada um destes e computamos também uma medida aproximada do crescimento médio anual total que deveria ter ocorrido em cada caso. Em alguns dos cenários simulados, o crescimento necessário seria impressionante. No caso de elevar o piso dos retornos para o patamar observado para o diploma de medicina, o total dos rendimentos do trabalho *per capita* deveria ser seis vezes maior que o efetivamente observado em 2010: 509% superior ao que historicamente experimentamos – o que implicaria um crescimento médio de quase 10% a.a., sustentado por mais de cinco décadas, algo jamais observado. Cenários nos quais o piso dos retornos fosse equivalente aos patamares auferidos pelos diplomas de economia, administração e negócios ou então de direito também exigiriam crescimento impressionante: duas a três vezes a massa salarial de 2010 (crescimentos anuais médios de 6% a 7%, também muito acima do típico e razoável).

Se o patamar mínimo dos retornos fosse aquele do ensino secundário completo, teríamos uma situação menos exigente e aparentemente factível. Nesse caso, no entanto, os efeitos sobre a desigualdade seriam muito mais fracos, como vimos anteriormente. De acordo com as simulações, se tais reformas fossem implementadas em 1994, com impactos em 2010, o crescimento acumulado necessário seria inferior a 1%. Se as mesmas reformas fossem implementadas em 1974, o crescimento acumulado necessário seria de 13% (crescimento médio anual de 1,5% a.a., em vez de 1%, que efetivamente observamos) – algo perfeitamente viável em uma economia real. Ainda

assim, a desigualdade seria apenas 6 p.p. menor que a observada em 2010. Se a reforma hipotética ocorresse em 1956, o crescimento acumulado necessário ainda seria viável, de 22%, mas com redução da desigualdade também relativamente limitada, de apenas 9 p.p., ao longo de cinco décadas.

Apenas se garantíssemos retornos equivalentes àqueles do ensino superior para todos os ingressantes no sistema de ensino a partir de 1974 é que obteríamos uma queda da desigualdade superior a 10 p.p. No entanto, isso exigiria um crescimento de 49% se o piso fosse aquele dos cursos de formação de professores e ciências da educação, ou de 80% se a referência fosse o diploma nas áreas de economia, administração e negócios. Apenas para comparação: o crescimento acumulado do PIB *per capita* entre 1974 e 2010 foi de 71,7%, exigindo crescimentos anuais de 2,6% e 3,2%, respectivamente, em vez do 1% observado.

Poderia uma economia do tamanho da brasileira crescer duas vezes mais rápido do que efetivamente cresceu nesse intervalo de 36 anos? Talvez, mas o ritmo das transformações na estrutura ocupacional e setorial deveria ser muito mais intenso. Mais viável, mas ainda assim muito difícil, seria atingir o nível de crescimento exigido por uma reforma realizada em 1956 que tivesse estabelecido como mínimo os retornos do ensino secundário (crescimento de 78% e queda de 9% da desigualdade). Se o piso fosse aquele dos diplomas de economia, administração e negócios, o crescimento acumulado adicional já seria muito provavelmente impraticável: de 124%, provocando uma redução de 17% na desigualdade da renda do trabalho. É importante destacar que tal magnitude de queda está muito próxima do máximo atingível por meio da manipulação dos retornos pela educação, que é de 19%. No entanto, para chegar a esse máximo, o crescimento necessário teria que alcançar patamares realmente exorbitantes, da ordem de 190% a 503%.

6.1.6 Replicação com diferentes medidas de desigualdade e fontes de informação

Calculamos as mudanças nos patamares de desigualdade também lançando mão de dez outras medidas, com o propósito de averiguar em que medida apresentariam magnitudes ou tendências distintas daquelas captadas pelo coeficiente de Gini. Encontramos, de fato, alguma variação de intensidade e tendências, contudo, de forma geral, vários desses índices (como o desvio médio relativo, o coeficiente de variação, o desvio-padrão dos *logs* e as medidas de Mehran, Piesch e Theil) apresentam resultados em linha com aqueles fornecidos pela análise de Gini (em média, menos de 5% de redução das desigualdades). Não obstante, a medida de Kakwani e os índices de entropia – GE(-1), Theil-L, Theil-T

e GE(2) – mostraram maior sensibilidade em ambas as direções: quedas e aumentos mais intensos. Para dar uma ideia da grandeza das variações desses indicadores, a supressão completa dos retornos da educação para todos os indivíduos da força de trabalho reduziria o GE(2) a 67% de seu valor original (queda de 33%), ao passo que o Gini seria reduzido a apenas 82% de seu valor em 2010 (queda de 18%).

As conclusões substantivas, no entanto, mantêm-se robustas sob a ótica de todas as medidas mais comuns de desigualdade: os resultados distributivos de eventuais reformas educacionais seriam tímidos no curto prazo devido à inércia demográfica. Elevar o patamar mínimo de escolaridade da força de trabalho para o nível secundário completo, por meio de uma reforma que incidisse em 1994, implicaria uma redução de apenas 3% da desigualdade em 2010, conforme a medida pelo Theil-T. O mesmo patamar mínimo, se instituído a partir de 1956, acarretaria uma redução de 15%. Para gerar quedas mais expressivas (por exemplo, da ordem de 30%, segundo aquele mesmo indicador), seria necessário proporcionar retornos semelhantes àqueles ocasionados por uma educação de elite (medicina, direito, economia etc.) para todos os trabalhadores – o que sob qualquer avaliação de cunho político ou econômico coloca-se como inviável.

Também testamos os nossos resultados com outros dados. Utilizando os censos demográficos de 1991 e 2000, replicamos as simulações, mantendo a data-base da reforma educacional no ano de 1956. A tabela 2 apresenta os resultados para o coeficiente de Gini e para o Theil-T.

TABELA 2
Brasil: desigualdade da renda do trabalho após melhorias educacionais promovidas por uma reforma ocorrida em 1956

Simulação	1991		2000		2010	
	Gini	Theil	Gini	Theil	Gini	Theil
Valor observado	0,588	0,739	0,590	0,805	0,528	0,640
Mínimo: secundário completo ou superior incompleto	0,529	0,592	0,529	0,650	0,488	0,544
Mínimo: formação de professores e ciências da educação	0,518	0,567	0,507	0,601	0,452	0,462
Mínimo: economia, administração e negócios	0,513	0,559	0,500	0,589	0,441	0,439
Mínimo: direito	0,512	0,558	0,498	0,587	0,436	0,431
Mínimo: medicina	0,512	0,558	0,498	0,587	0,434	0,427

Fonte: Microdados dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010/IBGE.

As simulações com os outros censos trazem duas conclusões importantes. Em primeiro lugar, indicam que os resultados obtidos para 2010 não são idiossincráticos. Nas duas décadas anteriores, a universalização da educação também teria impactos limitados sobre a redução da desigualdade – algo que fica ainda mais patente quando levamos em consideração a radicalidade das mudanças que deveriam acontecer sobre o perfil educacional dos trabalhadores daqueles períodos. Em segundo lugar, apontam que, ao longo do tempo, o ensino médio tem se tornado um determinante menos importante da desigualdade no Brasil. Portanto, devemos esperar que as políticas de educação básica passem a gerar resultados distributivos menores hoje em dia do que poderiam ter produzido no passado (a não ser, claro, que estas políticas sejam compreendidas como condições prévias para a massificação de níveis superiores de formação).

Usando dados da PNAD, podemos ter uma ideia mais clara das direções e dos impactos das mudanças educacionais simuladas ao longo dos anos. Cabe destacar, no entanto, que essa base de dados não nos permite diferenciar os diversos diplomas e campos de especialização do ensino superior.

TABELA 3
Evolução da desigualdade da renda do trabalho: diversos cenários de melhorias educacionais simuladas (1976-2015)

Ano	Valor observado	Mínimo: secundário (médio) completo	Mínimo: secundário (médio) completo (coeficientes de 1976)	Mínimo: superior completo	Mínimo: superior completo (coeficientes de 1976)
1976	0,591	0,535	0,535	0,536	0,536
1977	0,589	0,534	0,535	0,536	0,537
1978	0,580	0,520	0,520	0,521	0,522
1979	0,573	0,513	0,513	0,514	0,515
1981	0,564	0,510	0,510	0,513	0,515
1982	0,571	0,509	0,510	0,510	0,510
1983	0,583	0,525	0,525	0,526	0,527
1984	0,584	0,527	0,527	0,527	0,528
1985	0,595	0,536	0,537	0,536	0,537
1986	0,584	0,536	0,535	0,536	0,539
1987	0,589	0,530	0,530	0,526	0,526
1988	0,613	0,550	0,550	0,543	0,542
1989	0,630	0,574	0,574	0,569	0,569
1990	0,602	0,543	0,543	0,538	0,537
1992	0,571	0,517	0,514	0,512	0,514
1993	0,600	0,544	0,542	0,535	0,535

(Continua)

(Continuação)

Ano	Valor observado	Mínimo: secundário (médio) completo	Mínimo: secundário (médio) completo (coeficientes de 1976)	Mínimo: superior completo	Mínimo: superior completo (coeficientes de 1976)
1995	0,585	0,524	0,518	0,510	0,511
1996	0,580	0,524	0,517	0,510	0,511
1997	0,580	0,518	0,512	0,503	0,504
1998	0,575	0,510	0,501	0,488	0,489
1999	0,567	0,505	0,494	0,482	0,483
2001	0,566	0,506	0,492	0,478	0,479
2002	0,563	0,505	0,490	0,475	0,476
2003	0,555	0,502	0,484	0,471	0,472
2004	0,547	0,498	0,480	0,470	0,472
2005	0,543	0,496	0,477	0,466	0,469
2006	0,540	0,495	0,476	0,464	0,466
2007	0,528	0,488	0,465	0,456	0,460
2008	0,521	0,483	0,460	0,452	0,456
2009	0,518	0,481	0,456	0,448	0,452
2011	0,501	0,470	0,440	0,434	0,440
2012	0,497	0,468	0,439	0,432	0,437
2013	0,496	0,469	0,438	0,432	0,438
2014	0,491	0,464	0,432	0,426	0,431
2015	0,486	0,460	0,426	0,419	0,425

Fonte: Microdados da PNAD 1976-2015/IBGE.

A partir dos resultados da PNAD, apresentados na tabela 3, observamos com mais detalhes a perda da capacidade distributiva do ensino secundário ao longo dos anos. A razão para isso é a queda dos efeitos da educação – em especial, da secundária –, provocada, entre outras razões, por mudanças da composição da força de trabalho, o que tem consequências sobre as dinâmicas de oferta e demanda de mão de obra com essa qualificação. Em outras palavras, trata-se, ao menos em parte, das consequências do ajuste dinâmico em face da expansão educacional. São efeitos que estamos ignorando em nossas simulações e que agora, de forma ainda mais clara, sugerem que o potencial redistributivo da educação, em condições mais realistas, provavelmente seria ainda menor que aquele em nossos exercícios empíricos.

Fizemos os mesmos exercícios com a PNAD fixando o valor dos coeficientes relacionados à educação nos seus maiores níveis, aqueles de 1976. Assim, temos como avaliar quais seriam os impactos sobre a distribuição da renda se os preços relativos dos níveis educacionais não tivessem caído – em outras palavras, se a capacidade redistributiva da educação não tivesse se reduzido. O que observamos com esse exercício é que o ensino

secundário teria uma capacidade maior de redução da desigualdade: com a universalização desse nível de ensino para toda a força de trabalho, a queda seria de 12,3%, em vez de 5,3%. A divergência de tendências se torna clara e intensa a partir de meados da década de 1990, quando os retornos pela educação passam a cair consistentemente. Não temos, deste modo, nenhuma evidência de que reformas educacionais produziram resultados distributivos realmente expressivos e na direção desejada, e nossas primeiras conclusões, com base nas simulações para 2010, ainda se sustentam.

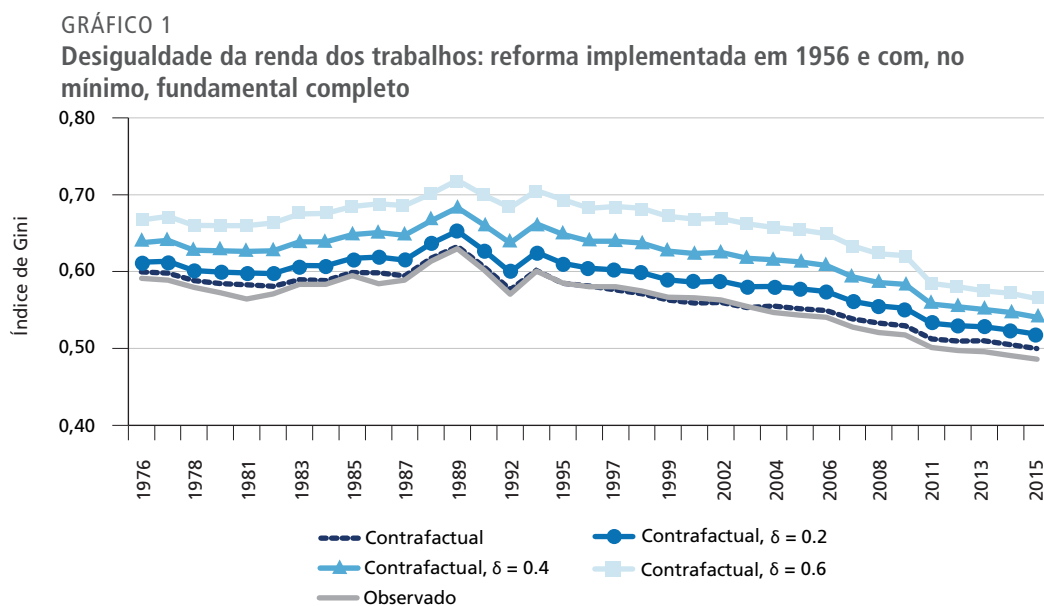
Repetimos ainda os mesmos cálculos fazendo uso dos rendimentos individuais de todas as fontes (que incluem aposentadorias, pensões, aluguéis, transferências sociais etc.) e da renda domiciliar *per capita*. Em ambos os casos, criamos os seguintes cenários educacionais para a força de trabalho: um no qual todos detinham, no mínimo, o ensino primário; outro no qual o piso era o ensino secundário; e, por fim, um em que a educação superior era o piso. Os resultados (omitidos aqui por razões de espaço) foram todos muito semelhantes.

Em 1976, se todos detivessem o nível primário, a desigualdade da renda domiciliar *per capita* seria 87% do nível efetivamente observado (um efeito não desprezível). No entanto, com o declínio dos efeitos ao longo dos anos, em 2015 a desigualdade simulada seria quase idêntica à observada: 98% de seu nível. Conferindo ensino superior a todos os trabalhadores, aqueles mesmos valores seriam de 83% e 90%, respectivamente. Deste modo, parece-nos bastante claro que a educação é hoje muito menos relevante para a redução da desigualdade do que parecia ser durante as décadas de 1970 e 1980.

6.1.7 Efeitos de substituição, mudanças nas ofertas relativas e prêmios dos níveis educacionais

Simulamos diversos cenários nos quais a mudança dos perfis da oferta relativa de qualificações, em função das reformas educacionais, provocaria efeitos sobre os preços relativos. Como já mencionado, tais alterações nos padrões de retorno pela educação não têm direção definida de antemão. Há vetores atuando simultaneamente tanto para reduzir a desigualdade (por meio da elevação dos retornos dos níveis mais baixos e redução daqueles dos níveis mais elevados) como para aumentá-la (por meio da queda dos efeitos do nível que se expandiu). A direção resultante é matéria de avaliação empírica.

Optamos nesta subseção por analisar apenas os dados das PNADs, pois a sua frequência anual permite uma avaliação mais detalhada das tendências. O gráfico 1 apresenta cenários alternativos para o caso em que a reforma educacional tivesse ocorrido em 1956, estabelecendo o mínimo de oito anos de estudo (fundamental completo) – o que afetaria todas as coortes nascidas a partir de 1946. Além dos valores efetivamente observados de Gini para a renda de todos os trabalhos e dos contrafactuais já apresentados na tabela 3, há três resultados adicionais, nos quais lançamos mão de valores predeterminados para a elasticidade-preço da demanda (δ), que permitem que a mudança na estrutura das ofertas relativas entre níveis de qualificação afete todo o conjunto dos retornos.



Fonte: Microdados da PNAD 1976-2015/IBGE.
 Obs.: δ refere-se à elasticidade-preço da demanda.

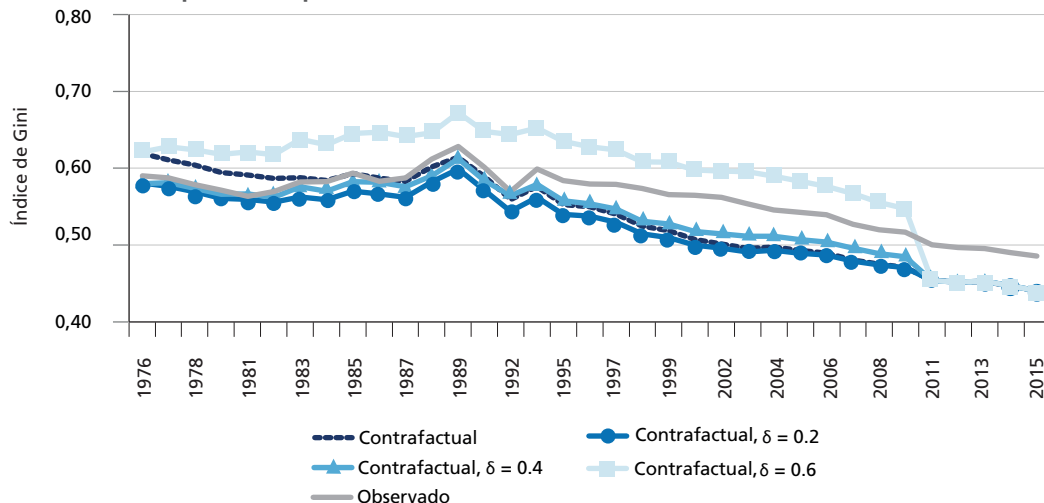
O que observamos, de forma generalizada, é que todos esses novos cenários alternativos implicam desigualdade ainda maior. Isso decorre do fato de que a queda dos retornos do nível de educação que se expande acarreta consequências que predominam sobre os vetores que levariam à redução mais acelerada das desigualdades.

É importante destacar que, com isso, não estamos fazendo uma predição ou projeção do que de fato ocorreria em caso de expansão massiva do ensino fundamental. Trata-se apenas de constatar a robustez de nossos resultados anteriores a partir de um modelo mais complexo. Para as reformas que ampliassem o ensino fundamental,

todas as simulações produzidas com incorporação de diferentes graus de elasticidade apontariam nessa mesma direção: aumento da desigualdade.

GRÁFICO 2

Desigualdade da renda dos trabalhos: reforma implementada em 1956 e com, no mínimo, superior completo



Fonte: Microdados da PNAD 1976-2015/IBGE.
Obs.: δ refere-se à elasticidade-preço da demanda.

No que se refere às reformas que ampliassem o ensino superior, temos um caso um pouco diverso. Para elasticidades-preço da demanda $\delta = 0.2$ e $\delta = 0.4$, o que observamos é uma tendência de queda da desigualdade bastante semelhante ao contrafactual inicialmente simulado, no qual não há qualquer alteração no calor dos retornos. De modo geral, podemos dizer que a tendência do índice de Gini com ou sem a consideração das elasticidades apresenta velocidade de queda bastante semelhante. Não há aceleração do processo. Com essas simulações adicionais temos razões para acreditar que nossas conclusões se mantêm, mesmo quando consideradas as dinâmicas entre preços e ofertas relativas.

6.2 Pobreza

6.2.1 Incidência, severidade e intensidade

A capacidade da educação de reduzir a pobreza depende da própria definição de pobreza e de sua operacionalização. Aqui, por simplicidade, a estratégia escolhida se baseará no estabelecimento de linhas absolutas de pobreza e no uso de medidas agregadas. Testamos

uma variedade de linhas que nos levaram a definir como pobres de 9% a 25% da população em 2015, a depender da linha adotada. Calculamos ainda três indicadores bastante utilizados da classe FGT: incidência, severidade e intensidade. A natureza e a magnitude dessas medidas variam, mas as conclusões substantivas deste estudo convergem em todos os casos: o impacto da educação sobre a pobreza não se altera substantivamente quando modificamos os patamares das linhas de pobreza ou as medidas e indicadores sintéticos.

A pobreza, aqui, é definida pela renda domiciliar *per capita*. Em nossas simulações, construímos contrafactuais alterando a renda do trabalho dos membros da família que estavam ocupados. Em seguida, recalculamos a renda domiciliar *per capita* utilizando as rendas originais dos outros indivíduos e de outras fontes, e então produzimos novos resultados com esses dados.

Em termos gerais, as simulações apontam que, se a força de trabalho brasileira fosse mais instruída do que atualmente se observa, a pobreza seria reduzida – mas não a níveis substancialmente mais baixos que aqueles verificados em 2015. Em outras palavras, houve, ao longo dos anos, uma grande redução da pobreza por meios não relacionados à educação, de forma que a contribuição adicional desta estratégia seria, hoje em dia, diminuta. A parcela restante de pobreza não seria drasticamente modificada. Seriam necessárias enormes melhorias (tais como garantir universalização da formação superior) para que reduzíssemos a pobreza para menos da metade do nível observado de 2015 – é o que mostram os resultados da tabela 4.

Por certo, a redução de metade da pobreza hoje existente é um enorme avanço, mas as políticas dos anos mais recentes obtiveram um sucesso muito maior, com muito menos custos e numa temporalidade muito mais razoável. Não podemos esquecer que o eventual impacto da educação sobre os indicadores de pobreza será também mediado e freado pela inércia demográfica. Uma mudança mais realista, mas ainda assim ambiciosa, seria aquela na qual o mínimo de escolarização fosse o nível secundário em toda a força de trabalho. No entanto, nesse cenário a pobreza ainda seria igual a três quartos daquela atualmente observada.

Educar toda a força de trabalho, ainda que para garantir apenas o nível secundário, seria um empreendimento a se realizar ao longo de décadas. A inércia demográfica faz com que em quaisquer cenários os resultados sejam tímidos, tanto do ponto de

vista absoluto como em comparação com medidas alternativas de redução da pobreza. Uma reforma fictícia em 1994, que fosse capaz de assegurar a educação secundária a todos os trabalhadores com idade entre 18 e 30 anos em 2015, praticamente não afetaria os indicadores de pobreza. A incidência, intensidade e severidade seriam, respectivamente, 95%, 96% e 97% do nível observado (tomando a linha de pobreza como 33% do valor de um SM *per capita* para a renda domiciliar).

TABELA 4
Brasil: medidas de pobreza após as simulações de melhorias educacionais, por linhas de pobreza (2015)

Medidas de pobreza	25% do SM	33% do SM	50% do SM
Incidência (P0)			
Valor observado	0,09	0,14	0,25
Mínimo: fundamental completo	0,08	0,12	0,22
Mínimo: secundário (médio) completo	0,07	0,10	0,19
Mínimo: superior completo	0,05	0,07	0,10
Intensidade (P1)			
Valor observado	0,04	0,06	0,11
Mínimo: fundamental completo	0,04	0,05	0,09
Mínimo: secundário (médio) completo	0,04	0,05	0,08
Mínimo: superior completo	0,03	0,04	0,05
Severidade (P2)			
Valor observado	0,03	0,04	0,06
Mínimo: fundamental completo	0,03	0,04	0,06
Mínimo: secundário (médio) completo	0,03	0,03	0,05
Mínimo: superior completo	0,02	0,03	0,04

Fonte: Microdados da PNAD 2015/IBGE.

Obs.: As linhas de pobreza foram definidas como frações do valor real do SM vigente em 2010. Nenhuma escala de equivalência foi aplicada para o cálculo da renda domiciliar *per capita*.

6.2.2 Declínio dos efeitos ao longo do tempo

Políticas de redução da pobreza pela via educacional enfrentam dois obstáculos. Primeiro, a inércia demográfica fará com que seus efeitos levem muito tempo para serem relevantes. Segundo, o declínio dos retornos pela educação, em face do aumento da oferta de mão de obra qualificada, pode fazer com que a efetividade do combate à pobreza por essa via seja cada vez menor.

De fato, nossos exercícios com os dados das PNADs mostram que, ao longo do tempo, a diferença nos níveis de pobreza simulados e observados tende a diminuir.

A tabela 5 mostra os resultados das simulações utilizando a linha de 33% do SM para a renda domiciliar *per capita*. Aparentemente, a capacidade potencial de redução da pobreza pela via da educação está chegando a um limite – um limiar que se mantém razoavelmente estável desde, pelo menos, meados dos anos 1970.

TABELA 5
Brasil: taxa de pobreza (proporção), após as simulações de melhorias educacionais (1976-2015)

Ano	Valor observado	Mínimo: fundamental completo	Mínimo: secundário (médio) completo	Mínimo: superior completo
1976	0,429	0,176	0,107	0,038
1977	0,394	0,171	0,098	0,039
1978	0,389	0,160	0,091	0,038
1979	0,397	0,177	0,097	0,044
1981	0,387	0,195	0,122	0,064
1982	0,377	0,178	0,109	0,054
1983	0,468	0,264	0,161	0,077
1984	0,459	0,255	0,151	0,068
1985	0,395	0,203	0,119	0,057
1986	0,248	0,117	0,072	0,037
1987	0,366	0,210	0,130	0,063
1988	0,414	0,252	0,163	0,074
1989	0,390	0,242	0,155	0,069
1990	0,403	0,257	0,167	0,075
1992	0,412	0,287	0,204	0,106
1993	0,411	0,284	0,196	0,097
1995	0,339	0,223	0,151	0,070
1996	0,335	0,235	0,167	0,085
1997	0,333	0,231	0,159	0,079
1998	0,329	0,234	0,159	0,074
1999	0,341	0,242	0,172	0,080
2001	0,335	0,247	0,182	0,088
2002	0,334	0,250	0,178	0,080
2003	0,343	0,270	0,198	0,089
2004	0,312	0,249	0,184	0,088
2005	0,291	0,225	0,166	0,080
2006	0,251	0,197	0,146	0,076
2007	0,240	0,191	0,147	0,081
2008	0,215	0,171	0,133	0,074
2009	0,207	0,166	0,132	0,078
2011	0,188	0,159	0,132	0,087
2012	0,154	0,131	0,110	0,074
2013	0,153	0,132	0,114	0,080
2014	0,127	0,109	0,093	0,063
2015	0,141	0,121	0,104	0,068

Fonte: Microdados da PNAD 1976-2015/IBGE.

Obs.: 1. A linha de pobreza foi definida como 33% do valor real do SM vigente em 2010. Nenhuma escala de equivalência foi aplicada para o cálculo da renda domiciliar *per capita*.
2. A taxa de pobreza (proporção) é equivalente à medida P0 (incidência) dos índices de pobreza da classe FGT.

É importante destacar, no entanto, que – talvez surpreendentemente – o declínio dos retornos pela educação não parece ser a principal causa dessa redução do poder da educação no combate à pobreza. O que ocorreu foi que outros fatores entraram em cena e tornaram a redução da pobreza algo menos dependente da educação. Em nossas simulações, quando mantemos os coeficientes fixos nos valores de 1976, observamos que a diferença entre o nível contrafactual e o observado não se altera muito em 2015.

6.3 Alcance e limites de nossos resultados e interpretações

Uma limitação importante das simulações que realizamos é que elas assumem que tudo mais permaneceria constante se a população fosse muito melhor educada. Todavia, mudanças radicais do tipo que estamos propondo provavelmente seriam seguidas por transformações em outras dimensões: migração, fecundidade, inserção ocupacional de jovens e mulheres, e assim por diante. Consequentemente, não se pode concluir que melhoras no sistema educacional do passado não resultariam em níveis muito menores de pobreza nos dias de hoje. Estamos avaliando apenas um canal por meio do qual os efeitos atuam, mas haveria muitos outros efeitos diretos e indiretos, além de ajustes dinâmicos às novas situações. O que concluímos é que o combate à desigualdade e à pobreza por meio da elevação da qualificação e, por conseguinte, das rendas do trabalho parece encontrar barreiras muito severas.

Deixamos claro também que nossas simulações são baseadas apenas na construção de contrafactuais sobre o passado, logo, elas não têm poder preditivo. Para estimar o que poderá ocorrer no futuro é importante destacar que, devido ao estreitamento da base da pirâmide populacional, o efeito da inércia será ainda mais forte nas próximas décadas do que foi no passado. Há, proporcionalmente, menos jovens, portanto, menos influxo de novos trabalhadores no mercado, acarretando menor taxa de renovação do perfil educacional. Por conseguinte, não devemos esperar quedas notáveis na desigualdade e na pobreza durante os próximos vinte anos (ou mais) em razão de, especificamente, melhorias no sistema educacional.

A educação, no entanto, poderia ter eventualmente reduzido a dependência dos indivíduos e domicílios pobres com respeito a políticas de assistência social e talvez até à política de SM. Sobre a magnitude desses efeitos, contudo, não podemos especular. Fato é que, para que tal dependência fosse reduzida, as mudanças na extensão e na qualidade do sistema de ensino deveriam certamente ser radicais – e deveriam ter sido

implementadas talvez muito antes de 1974. Como tais melhorias não ocorreram, a assistência social, a política do SM e outras medidas provavelmente terão que ser mantidas por muitas outras décadas, a fim de evitar efeitos regressivos sobre a distribuição – que em praticamente todas as vezes estiveram associados ao aumento da pobreza.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nossas simulações não são realistas o suficiente para fazer uma projeção razoável do futuro. Elas não consideram, apenas para citar mais um exemplo, que o desempenho de qualquer sistema de ensino dependa muito do contexto familiar dos alunos e, portanto, de condições educacionais que vigoraram para gerações que viveram muitas décadas antes da implementação de qualquer um. Elas são também excessivamente otimistas quanto à possibilidade de estender os retornos médios de cada nível de ensino para grandes massas de trabalhadores. Por questões estatísticas, podemos ainda estar superestimando os efeitos da educação sobre a renda (devido ao fato de que, em nossos modelos, não estamos incluindo variáveis de controle para origem social, ou para capacidades e características individuais, além de outros fatores).

Não obstante, as simulações nos levam a ver alguns dos limites acerca do que a educação pode de fato ou poderia fazer pela desigualdade e pobreza. Um de nossos resultados mais importantes é justamente o de que seriam necessárias muitas décadas até que a inércia demográfica fosse deixada para trás e mudanças sobre a distribuição de renda se tornassem efetivas. E, ainda assim, mesmo depois de décadas, apenas reformas radicais no sistema educacional seriam capazes de produzir quedas substanciais na desigualdade de rendimentos – e apenas sob condições muito favoráveis, tais como um reduzido grau de desencaixe entre formação e ocupação (*job-skill mismatch*), retornos pouco elásticos ao aumento da oferta etc. Na realidade, investimentos em educação poderiam gerar efeitos na direção oposta, aumentando a desigualdade nas primeiras décadas. A razão é simples: como os impactos são limitados pela estrutura etária, a diferenciação muito intensa e súbita das características educacionais entre as gerações que se sucedem poderia ampliar a distância entre grupos.

Educar é uma tarefa muito exigente. A rotina implica horas de dedicação diária, o que torna muitas vezes incompatíveis a frequência ao ensino regular e a participação

na força de trabalho em tempo integral. Embora fornecer formação técnica ou profissional possa ser possível em diversos casos, devemos reconhecer que escolarizar em massa toda a população adulta economicamente ativa não parece ser algo plausível. Consequentemente, quaisquer reformas educacionais, por mais bem-sucedidas que possam ser, provavelmente apenas afetarão os grupos mais jovens que ingressam na força de trabalho. Apenas depois de muitas décadas esses trabalhadores mais educados virão a se tornar maioria. Disso resulta que os efeitos de qualquer reforma, por mais radical que possa ser, serão graduais, circunscritos pelo lento ciclo de reposição demográfica. Nossos resultados sugerem que apenas depois de meio século os impactos seriam dignos de nota.

As simulações indicam também que, mesmo no longo prazo, há limites claros para os impactos que a educação pode ter sobre a distribuição de renda. Em retrospectiva, a duplicação da proporção de trabalhadores com ensino médio no Brasil não resultaria em uma diminuição substancial na desigualdade – o coeficiente de Gini permaneceria em 93% do nível observado em 2010. Seria necessária uma melhoria muito mais radical para que obtivéssemos mudanças mais expressivas, por exemplo, a universalização do ensino superior acompanhada da manutenção dos retornos, algo extremamente implausível. Além disso, para manter esse novo patamar de rendimentos, deveríamos experimentar uma grande expansão da economia. A massa salarial teria que ser duplicada para absorver essa força de trabalho mais educada – e os patamares de desigualdade ficariam então abaixo de 85% do nível observado em 2010. Estes resultados são robustos quando testados com diferentes fontes de dados, em décadas distintas e usando várias medidas de desigualdade.

Com respeito aos impactos sobre a pobreza, vimos que os efeitos da educação incorrem em limites semelhantes: a inércia demográfica e os retornos mais baixos para os níveis primário e secundário. Além disso, há outros fatores determinantes da pobreza que a afetam para muito além da renda do trabalho, e, por conseguinte, configuram-se como restrições à capacidade dos efeitos da educação por esse canal. As simulações indicam que, no curto prazo, o impacto teria sido pequeno, no entanto, no longo prazo, poderia ser mais expressivo. Ainda assim, para que os níveis de pobreza se reduzissem para menos da metade daqueles observados em 2015, seriam necessários esforços extremos, como a massificação do ensino superior. Garantir secundário completo a toda a força de trabalho reduziria apenas cerca de um quarto da pobreza

atualmente verificada – e apenas no longo prazo. Estas conclusões não são alteradas quando utilizamos diferentes linhas e medidas de pobreza.

As simulações para a educação, tanto sobre a desigualdade como sobre a pobreza, nos fornecem um parâmetro de comparação para a magnitude e a temporalidade dos efeitos esperados de outras políticas. Os impactos do SM, das transferências sociais, dos impostos e do combate à discriminação, por exemplo, podem ser avaliados em contraste com nossos resultados. Efeitos imediatos sobre a desigualdade e a pobreza, ainda que aparentemente pequenos, podem corresponder aos anos de intensos esforços em reformas educacionais.

O que esses resultados nos dizem sobre o futuro? Nossas simulações são apenas retrospectivas, não devem ser entendidas como projeções. Elas se baseiam em pressupostos extremamente otimistas sobre o crescimento, sobre a absorção da força de trabalho, sobre a demanda de qualificação (não queda dos retornos), sobre o adequado encaixe entre ocupação e área de formação, para citar apenas alguns exemplos. Além disso, não lançamos mão de projeções sobre a estrutura etária, o que teria grandes consequências na intensidade da inércia demográfica. Ainda assim, mesmo que não seja possível delinear predições precisas, não temos razão para acreditar que nossas conclusões substantivas seriam muito diferentes: a educação não é uma panaceia distributiva, que poderia ter grandes impactos imediatos. Qualquer planejamento de políticas que tenham como objetivo o combate à pobreza e à desigualdade deve levar isso em conta.

Por fim, é importante ressaltar que nossos resultados, de forma alguma, permitem afirmar que as políticas educacionais são irrelevantes. Mesmo no âmbito econômico e, mais especificamente, no mercado de trabalho existe um grande corpo de pesquisas que indicam que o sucesso das políticas de desenvolvimento de longo prazo depende do nível de qualificação da força de trabalho. Ademais, não podemos deixar de enfatizar: o papel da educação de modo algum se restringe aos fins puramente econômicos. Apontamos, contudo, que os objetivos distributivos não podem ser majoritariamente perseguidos pela via da educação.

REFERÊNCIAS

- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 453-476, dez. 2002.
- BARBOSA, R.; PRATES, I. Mercado de trabalho e estrutura das desigualdades na região metropolitana de São Paulo: 1981-2011. *In*: MARQUES, E. (Org.). **A metrópole de São Paulo no século XXI**: espaços, heterogeneidades e desigualdades. São Paulo: Editora Unesp, 2015.
- BARROS, L. F. W. *et al.* Estudos e tratamento das variáveis de rendimento no Censo Demográfico 2010. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 18., 2012, Águas de Lindoia, São Paulo. **Anais...** Águas de Lindoia: Abep, 2012. Disponível em: <<http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/2039>>. Acesso em: 14 abr. 2018.
- BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro na última década. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. 1. ed. Brasília: Ipea, 2006. v. 2. p. 305-342.
- BONAMINO, A. *et al.* Os efeitos das diferentes formas de capital no desempenho escolar: um estudo à luz de Bourdieu e de Coleman. **Revista Brasileira de Educação**, v. 15, n. 45, p. 487, 2010.
- BRITO, A.; FOGUEL, M.; KERSTENETZKY, C. The contribution of minimum wage valorization policy to the decline in household income inequality in Brazil: a decomposition approach. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 40, n. 4, p. 540-575, 2017.
- CARD, D. The causal effect of education on earnings. *In*: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. [s.l.]: Card; Ashenfelter, 1999. v. 3. p. 1801-1863.
- _____. Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems. **Econometrica**, v. 69, n. 5, p. 1127-1160, 2001.
- COMIN, A. A.; BARBOSA, R. J. Trabalhar para estudar: sobre a pertinência da noção de transição escola-trabalho no Brasil. **Novos Estudos CEBRAP**, n. 91, p. 75-95, nov. 2011.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).
- COSTA RIBEIRO, C. A. Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil. **Dados**, v. 54, n. 1, 2011.
- FERNANDES, R. C.; CAMPOLINA, B.; SILVEIRA, F. G. Impacto distributivo do Imposto de Renda no Brasil. *In*: AFONSO, J. R. *et al.* (Ed.). **Tributação e desigualdade**. Rio de Janeiro: Letramento, 2017. p. 293-333.

FIRPO, S.; REIS, M. O salário mínimo e a queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 2.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, maio 1984.

FRANCO, C. A investigação sobre eficácia escolar no Brasil. *In*: TORRECILLA, F.J.M.; GARZÓN, E. F. (Ed.). **La investigación sobre eficacia escolar en Iberoamérica**: revisión internacional del estado del arte. [s.l.]: Ministerio de Educacion Cultura y Deporte, 2003. p. 191.

FRANCO, C.; BONAMINO, A. A pesquisa sobre características de escolas eficazes no Brasil: breve revisão dos principais achados e alguns problemas em aberto. **Revista Educação On-Line**, n. 1, 2005.

FRANCO, C.; BROOKE, N.; ALVES, F. Estudo longitudinal sobre qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro: GERES 2005. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, v. 16, n. 61, p. 625-638, 2008.

FRANCO, C. *et al.* Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, v. 15, n. 55, jun. 2007.

HOUT, M. Social and economic returns to college education in the United States. **Annual Review of Sociology**, v. 38, p. 379-400, 2012.

MARTELETO, L.; CARVALHAES, F.; HUBERT, C. Desigualdades de oportunidades educacionais dos adolescentes no Brasil e no México. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 29, n. 2, p. 277-302, 2012.

MARTELETO, L.; MARSCHNER, M.; CARVALHAES, F. Educational stratification after a decade of reforms on higher education access in Brazil. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 46, p. 99-111, 2016.

MEDEIROS, M.; GALVÃO, J. C. Educação e rendimentos dos ricos no Brasil. **Dados**, v. 59, n. 2, p. 357-383, jun. 2016.

MEDEIROS, M.; OLIVEIRA, L. F. B. de. Desigualdades regionais em educação: potencial de convergência. **Sociedade e Estado**, v. 29, n. 2, p. 561-585, ago. 2014.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 2. p. 285-304.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. **Education Economics**, v. 12, n. 2, p. 111-134, 2004.

RAMOS, L.; REIS, M. **A escolaridade dos pais, os retornos à educação no mercado de trabalho e a desigualdade de rendimentos**. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2009. (Texto para Discussão, n. 1442).

REIS, M. C. Educational mismatch and labor earnings in Brazil. **International Journal of Manpower**, v. 38, n. 2, p. 180-197, 2017.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata? [s.l.]: FGV Editora, 2003.

SOARES, S.; LIMA, A. F. **A mensuração da educação nas PNADs da década de 1990**. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2002. (Texto para Discussão, n. 928).

SOUZA, P. H. G. F.; CARVALHAES, F. A. O. Estrutura de classes, educação e queda da desigualdade de renda (2002-2011). **Dados**, v. 57, n. 1, p. 101-128, 2014.

TEIXEIRA, W. M.; MENEZES-FILHO, N. A. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 32, n. 3, p. 479-496, set. 2012.

ULYSSEA, G.; FOGUEL, M. N. **Efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: Ipea, fev. 2006. (Texto para Discussão, n. 1168).

WESTERN, B.; BLOOME, D. Variance function regressions for studying inequality. **Sociological Methodology**, v. 39, n. 1, p. 293-326, 1º ago. 2009.

WILLIS, R. J. Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions. *In*: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. [s.l.]: [s.n.], 1986. v. 1. p. 525-602.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FERNANDES, R.; MENEZES FILHO, N. A. Educação, salários e a alocação de trabalhadores entre tarefas: teoria e evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 3, 2012. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1218/1120>>.

PECORA, A. R.; MENEZES-FILHO, N. O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 205-240, jun. 2014.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Rava Caldeira de Andrada Vieira

Vivian Barros Volotão Santos

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha (estagiária)

Lorena de Sant'Anna Fontoura Vale (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Anna Raquel Fernandes dos Santos (estagiária)

Vinícius Arruda de Souza (estagiário)

Capa

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA



ISSN 1415-4765

