

Distribuição da educação e da renda: o círculo vicioso da desigualdade na América Latina¹

Fernando Garcia²
Lígia M. de Vasconcellos³
Sérgio Goldbaum⁴
Cláudio R. Lucinda⁵

Resumo

Este artigo resume os resultados de duas recentes pesquisas desenvolvidas pelos autores no tema da educação e renda. Busca-se (i) estabelecer uma relação entre as distribuições da escolaridade e da renda e (ii) uma explicação para o fato de haver certa tendência à manutenção da desigualdade da renda nos países latino-americanos. O artigo apresenta evidências que sustentam as conclusões teóricas e discute as conseqüências da combinação dos resultados obtidos. Conclui-se que a má distribuição da escolaridade determina a desigualdade da renda, o que cria condições ao favorecimento das classes de maior poder aquisitivo na distribuição de subsídios educacionais. Constitui-se, pois, o que chamamos de “círculo vicioso da desigualdade”, em que a má distribuição de escolaridade de um país gera as condições suficientes à sua perpetuação, implicando a manutenção da desigualdade da renda.

¹ Essa pesquisa foi financiada pelo Núcleo de Pesquisa e Publicações da EAESP/FGV-SP.

² Professor da EAESP/FGV-SP e da PUC-SP e assessor econômico do SindusCon-SP e FIESP.

³ Mestre pela EAESP/FGV-SP e doutoranda pela Universidade de São Paulo.

⁴ Mestre e doutorando pela EAESP/FGV-SP e professor da Universidade Mackenzie e da ESPM.

⁵ Mestrando pela EAESP/FGV-SP.

1. Introdução

O tema educação e distribuição da renda tem ocupado, nos últimos anos, importantes esforços de economistas e cientistas sociais⁶, devido ao fato de ser, em geral, muito mal distribuída a renda gerada pelas economias em desenvolvimento, em particular as latino-americanas, e haver um elevado hiato, em termos de escolaridade, entre os países desenvolvidos e subdesenvolvidos e, por vezes, entre diferentes regiões de um mesmo país. Este artigo pretende dar um enfoque alternativo ao tema, diferenciando-se das análises convencionais, as quais relacionam a distribuição de renda ao nível de escolaridade de distintas regiões; aqui, a relação é estabelecida entre a distribuição de escolaridade e a de renda⁷. Além de estabelecer essa relação entre distribuições, que resulta da renda de um indivíduo ser função de sua escolaridade, buscamos uma explicação para o fato de haver tendência à manutenção da desigualdade da distribuição de renda nos países latino-americanos.

O artigo sintetiza os achados de duas pesquisas, desenvolvidas recentemente, que se dedicaram ao assunto: Garcia, Goldbaum e Lucinda (1998) e Vasconcellos (1998). A pesquisa de Garcia Goldbaum e Lucinda (1998) tratou da estreita relação que guardam entre si a distribuição da educação e a distribuição da renda. Essa relação deriva-se das proposições fundamentais da teoria do capital humano, a qual estabelece um conjunto de princípios teóricos que relacionam renda, produtividade e escolaridade⁸. A partir da constatação de ser a renda pessoal determinada, em boa medida, pelo grau de escolaridade, a pesquisa deduziu uma relação funcional entre a desigualdade de escolaridade e a de renda. As evidências empíricas para as diversas unidades da federação brasileira corroboraram a proposição de que a desigualdade da escolaridade é o fator preponderante na determinação da desigualdade de renda – o que é fruto, muito provavelmente, da má distribuição de oportunidades e da baixa prioridade dada às políticas sociais voltadas à população de baixa renda.

⁶ Dentre os vários estudos, no contexto latino-americano, merecem destaque os trabalhos de Franco (1996), Lustig (1998) e Cepal (1997) e, no contexto brasileiro, os trabalhos de Barros e Mendonça (1997) e Barros e Ramos (1994).

⁷ Exceção deve ser feita ao também recente estudo de Martín (1998), que desenvolve um enfoque mais próximo daquele que tratamos neste artigo.

⁸ A microeconomia dá ao capital humano papel fundamental na identificação das relações do mercado de trabalho e seus impactos sobre a competitividade, o comércio e a determinação dos salários. Do ponto de vista agregado, a nova teoria do crescimento econômico destaca a importância da taxa de acumulação do capital humano – juntamente ao crescimento populacional e à taxa de poupança, na determinação da renda per capita.

Por sua vez, o estudo de Vasconcellos (1998) buscou explicar o fato de haver, em geral, transferência de subsídios à educação relativamente maior para alunos de famílias ricas nos países em que os pobres constituem maioria. Esse fato parece contraria, de certa forma, as predições da moderna Economia Política, segundo a qual o processo democrático majoritário, por meio do eleitor mediano, deveria determinar políticas de subsídios que privilegiassem os interesses de uma maioria, no caso da América Latina, pobre. A explicação desse comportamento aparentemente paradoxal é obtida a partir da combinação das proposições teóricas de Fernandez e Rogerson (1995) e Eichenberger e Serna (1996). Essencialmente, argumenta-se que a existência de informação suja no processo eleitoral pode levar a maioria pobre e de menor escolaridade a votar em candidatos que privilegiem as classes com maior poder aquisitivo na concessão de subsídios educacionais, ocasionando a manutenção ou até a piora das disparidades de educação entre as classes sociais.

Neste artigo, agrega-se à explanação de Vasconcellos (1998) as evidências empíricas internacionais que indicam ser a relação entre as despesas públicas em educação superior e aquelas destinadas ao ensino primário e secundário uma função da disponibilidade de recursos para investimento público em capital humano e da distribuição de renda. Sendo a educação superior mais dispendiosa que a educação primária e secundária⁹, e considerando que, em geral, são os estudantes de famílias de maior poder aquisitivo os que acessam a educação superior subsidiada, enquanto o ensino público de primeiro e segundo graus é freqüentado por famílias mais pobres, o subsídio para a classe rica resulta igual maior do que o destinado às classes de renda média e baixa.

A combinação dos resultados obtidos pelas referidas pesquisas mostra um quadro alarmante e fornece uma explicação plausível para o fato de a desigualdade das distribuições de renda e de educação perdurarem nos países em desenvolvimento, de maioria pobre. Uma vez que a má distribuição de escolaridade determina a má distribuição de renda e esta última é fator determinante da distribuição de subsídios, em que as classes de maior poder aquisitivo são privilegiadas, constitui-se o que chamamos de “círculo vicioso da desigualdade”, em que a má distribuição de escolaridade de um país pode gerar condições suficientes à sua perpetuação.

⁹ Estimativas apontam para diferenças entre o custo unitário do ensino público superior e primário que chegam a 500%.

Na seqüência deste artigo, discute-se a relação funcional entre as distribuições da escolaridade e da renda, com base em evidências empíricas para a América Latina e para as unidades da federação brasileira, e apresenta-se os argumentos teóricos e empíricos que sustentam a idéia de que nos países com má distribuição de renda há transferências cruzadas de subsídios educacionais que favorecem as classes de maior poder aquisitivo. Por fim, são formuladas algumas considerações sobre os resultados discutidos neste artigo.

2. A relação entre as distribuições de escolaridade e de renda

As economias latino-americanas e o Brasil, em especial, estão entre aquelas que apresentam as piores distribuições de renda do mundo. São, também, países com capital humano relativamente menor que o dos países desenvolvidos e que apresentam grande contingente populacional abaixo das respectivas linhas de pobreza. Segundo dados da Organização Internacional do Trabalho – Tabatabai (1998) – países como Chile, Brasil, México e Argentina apresentam indicadores históricos de desigualdade da distribuição de renda significativamente superiores ao de países desenvolvidos – Estados Unidos, Japão, Alemanha e França, por exemplo. Além de elevada, nota-se que a desigualdade têm perdurado ao longo das últimas duas décadas.

Um aspecto imprescindível no estudo da distribuição de renda é a constatação de ser a renda média de um grupo populacional uma função de sua escolaridade média. Sejam grupos formados por pessoas com renda semelhante – decis da distribuição, por exemplo – ou aqueles que reúnem pessoas de uma mesma região de um país, constata-se, quase sempre, forte associação positiva entre renda média e educação média desses grupos. As tabelas A.1 e A.2 do anexo trazem, respectivamente, as estatísticas sobre as distribuições de renda e de escolaridade, por decis de participação na renda nacional, (i) de algumas economias latino-americanas ao final da década de 80 e (ii) das unidades da federação brasileira em 1997.

Essa relação entre renda e escolaridade médias pode ser descrita pela equação (1), em que y_{ij} e h_{ij} são, respectivamente, a renda e a educação médias do decil i no país j , e α_j e β_j são parâmetros comportamentais específicos a cada economia. A principal característica dessa equação é que ela assegura que a primeira e a segunda derivada da remuneração média em relação à educação média são positivas, ou seja, que a renda cresce a taxas crescentes em relação à escolaridade média.

$$y_{ij} = \alpha_j \cdot h_{ij}^{\beta_j}, \quad \beta_j > 1 \quad (1)$$

Com base nas estatísticas de renda média e escolaridade média das pessoas ocupadas nos diversos países e unidades da federação brasileira – obtidas de Cepal (1998), Tabatabai (1998) e FIBGE (1999) –, estimou-se os valores dos parâmetros da equações (1), os quais são apresentados na tabela 1. As regressões dos logaritmos naturais das duas variáveis confirmam a observação de que os parâmetros β_j são superiores a 1.

Tabela 1 Renda média dos decis como função da escolaridade média dos decis

País	$\ln(\alpha)$	β	R ² ajustado	Erro padrão
Chile	-1,867	4,460	95,7	0,2097
Colômbia	0,709	3,541	94,2	0,2337
Costa Rica	1,280	3,188	98,7	0,0820
Honduras	1,996	2,633	97,5	0,1790
Panamá	-0,127	3,851	95,6	0,2616
Uruguai	1,207	3,357	90,6	0,2108
Venezuela	1,765	3,338	98,3	0,1131
Unidades da Federação				
Rondônia	-0,928	3,494	92,5	0,3036
Acre	-0,980	3,418	96,4	0,2217
Amazonas	-0,271	3,111	92,8	0,2652
Roraima	-0,351	2,979	70,7	0,4577
Pará	-1,341	3,736	97,8	0,1590
Amapá	0,178	2,873	95,8	0,2146
Tocantins	1,412	2,462	80,5	0,5057
Maranhão	1,444	2,465	93,5	0,3176
Piauí	1,339	2,428	94,9	0,2708
Ceará	1,141	2,603	93,4	0,3090
Rio Grande do Norte	0,247	2,938	92,4	0,2982
Paraíba	1,188	2,455	91,8	0,3439
Pernambuco	1,089	2,523	95,1	0,2393
Alagoas	2,315	1,925	93,5	0,2832
Sergipe	1,724	2,181	91,9	0,3240
Bahia	1,446	2,461	92,0	0,3053
Minas Gerais	-0,334	3,261	96,6	0,2012
Espírito Santo	-0,502	3,309	92,5	0,2977
Rio de Janeiro	-1,722	3,717	99,0	0,1015
São Paulo	-1,797	3,882	96,8	0,1839
Paraná	-0,700	3,413	97,0	0,1943
Santa Catarina	-1,366	3,728	98,2	0,1336
Rio Grande do Sul	-1,325	3,644	98,1	0,1384
Mato Grosso do Sul	-0,320	3,246	95,6	0,2295
Mato Grosso	-0,894	3,595	93,4	0,2902
Goiás	-0,687	3,428	96,2	0,2012
Distrito Federal	-1,608	3,688	95,2	0,2749

Nota-se que as estatísticas das regressões realizadas para cada país ou unidade da federação brasileira são bastante significativas. Todas as regressões apresentaram R^2 superior a 90%, exceção feita às que empregam as estatísticas dos estados de Roraima e Tocantins. O fato da renda crescer a taxas crescentes, conforme aumenta a escolaridade, decorre do fato de ser o trabalho qualificado relativamente escasso nos países e regiões que compõem a amostra. Essa justificativa é corroborada por uma característica peculiar expressa na tabela 1: as economias relativamente mais industrializadas – Chile, São Paulo e Rio de Janeiro, por exemplo – são as que apresentam, em geral, coeficientes β_j mais elevados.

Ao assumir que a renda média do grupo é uma função da respectiva escolaridade, é possível determinar a relação entre os indicadores de desigualdade das distribuições das duas variáveis. Para tal, basta tomar a equação (2), que define o índice de Gini da renda¹⁰, considerando a distribuição discreta dos decis, e, nela, substituir o valor da renda determinado pela educação e os parâmetros α_j e β_j da equação (1)¹¹.

$$\begin{aligned}
 G_y &= \frac{2}{n^2 \cdot \bar{y}} \sum_{i=1}^n i \cdot y_i - \frac{1}{n} - 1 = \\
 G_y &= \frac{2}{n^2 \cdot \alpha \cdot h^\beta} \sum_{i=1}^n i \cdot \alpha \cdot h_i^\beta - \frac{1}{n} - 1 = \\
 G_y &= \frac{2}{n^2 \cdot h^\beta} \sum_{i=1}^n i \cdot h_i^\beta - \frac{1}{n} - 1
 \end{aligned} \tag{2}$$

É interessante notar que, ao se introduzir a escolaridade como argumento do índice de desigualdade de renda, o próprio Gini da renda pode ser definido em termos do Gini da escolaridade elevada ao coeficiente β_j :

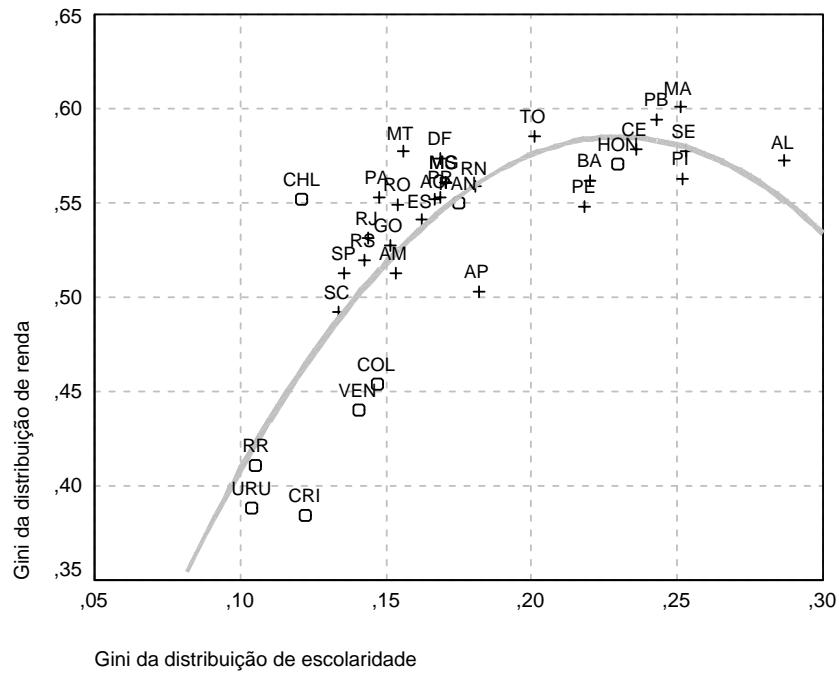
$$G_y = G_{h^\beta} = \frac{2}{n^2 \cdot h^\beta} \sum_{i=1}^n i \cdot h_i^\beta - \frac{1}{n} - 1 \tag{3}$$

Dessa forma, deve-se esperar que uma má distribuição de escolaridade na sociedade resulte numa distribuição de renda também ruim, visto que, formalmente, essas medidas respondem uma relação funcional entre educação e renda. De fato, como ilustra o gráfico 1, há uma forte associação positiva entre os dois coeficientes de Gini.

¹⁰ Sobre as medidas de desigualdade, ver Hoffman (1994).

¹¹ Nesse exercício, omitiu-se o subscrito j , que designa o país ou unidade da federação, para simplificar a notação.

Gráfico 1 **Gini da renda e da escolaridade**



Para avaliar melhor essa relação procedeu-se à análise de regressão entre os dois coeficientes de Gini, considerando como observações as economias latino-americanas e as unidades da federação brasileira analisadas neste artigo. Inclui-se como variável independente os coeficientes β de cada região, estimados na tabela 1, de forma a considerar o efeito da escassez relativa de mão-de-obra qualificada sobre a desigualdade da renda. Essas regressões – equações (5) e (6) – são comparadas com a da equação (4), a qual associa o índice de Gini à média de escolaridade de cada observação.

$$G_{y_j} = 0,704 - 0,025 \cdot h_j, \quad R^2 = 34,6\%, DW = 1,860 \quad (4)$$

(16,696) (-4,118)

$$G_{y_j} = 0,387 + 0,826 \cdot G_{h_j}, \quad R^2 = 47,1\%, DW = 1,858 \quad (5)$$

(13,730) (5,336)

$$G_{y_j} = -0,037 + 1,696 \cdot G_{h_j} + 0,085 \cdot \beta_j, \quad R^2 = 71,7\%, DW = 1,796 \quad (6)$$

(-0,4141) (8,346) (5,194)

A regressão entre os dois coeficientes de Gini, equação (5), apresentou R^2 de 47,1%, reduzido erro padrão das estimativas e coeficientes significativos, como indicam os valores entre parênteses abaixo da equação. Já a equação (2), a qual considera a

relação entre o Gini da renda e a escolaridade média, apresentou R^2 inferior, de 34,6%, e coeficiente relativo à escolaridade média menos significativo que o do Gini da escolaridade. A inclusão do coeficiente β estimado na regressão entre os dois índices de Gini, como formula a equação (6), resultou a melhor regressão de todas. O R^2 elevou-se para 71,7% e o coeficiente entre os dois indicadores de desigualdade ficou mais significativo.

Dessa forma, pode-se concluir que a distribuição de escolaridade é fator determinante da desigualdade de renda, o que implica dizer que políticas de redistribuição da renda devem considerar a mudança na distribuição da educação entre os indivíduos da sociedade.

3. A Economia Política da distribuição de subsídios educacionais

Sem dúvida alguma, a dinâmica de crescimento da escolaridade e de sua distribuição está estreitamente associada à política pública de educação, ou seja, à distribuição de subsídios educacionais. Políticas que ampliem a oferta de mão-de-obra de maior qualificação, ao mesmo tempo em que promovam uma distribuição menos desigual da educação, são capazes de tornar a distribuição da renda mais igualitária ao longo do tempo. Nesse sentido, a manutenção da desigualdade de renda pode ser fruto de políticas de educação que mantêm desigual a distribuição de educação.

Como exposto no início do artigo, busca-se entender, além da relação entre a desigualdade de renda e de educação, a razão de perdurar a má distribuição de renda nas economias latino-americanas. Para tal, empregamos o modelo de Economia Política desenvolvido por Vasconcellos (1998), a qual combinou as hipóteses das teorias de Fernandez e Rogerson (1995) e de Eichenberger e Serna (1996).

O artigo de Fernandez e Rogerson (1995) situa-se na literatura de crescimento, educação e distribuição. Destaca-se dos demais modelos dessa linha pelo fato de prever um resultado de distribuição de renda desfavorável à parcela mais pobre da população em função da intervenção governamental. A hipótese fundamental do modelo que permite tal resultado é a suposição, bastante realista, de que os impostos que sustentam o subsídio à educação são pagos por toda a população, enquanto que os subsídios são distribuídos apenas aos indivíduos que estudam. A questão principal é entender os mecanismos que impedem que todos os indivíduos tenham acesso ao estudo, supondo um processo decisório democrático de eleições majoritárias e que há um retorno positivo da educação percebido por todos os indivíduos.

Considera-se a existência de três classes de renda que decidem, por meio do voto majoritário, o nível de imposto a ser cobrado e que será utilizado para o pagamento do subsídio. Dado o montante de imposto arrecadado, o subsídio pode cobrir totalmente, ou não, os custos do ensino¹², mas é, por hipótese, igual para todos os indivíduos que o recebem. Nesse modelo, cada classe de renda vota de acordo com o montante de recursos complementares necessários ao pagamento do estudo. Se a maioria votante necessitar de um pequeno complemento, a alíquota de imposto e a arrecadação determinadas pela maioria serão baixas, podendo ser insuficientes para complementar a renda dos mais pobres, os quais deixam de estudar. Dessa forma, a população de menor poder aquisitivo não só é excluída da educação, como contribui para o subsídio que será transferido a outras classes, sendo, portanto, duplamente prejudicada.

Considerando que a educação determina a renda, resultado já discutido na seção anterior, tal resultado político estaria determinando a polarização da renda entre educados e não-educados. Essa má distribuição de renda pode se perpetuar, caso as gerações seguintes mantenham as decisões políticas que respeitam à distribuição de subsídios. Portanto, ter-se-ia a manutenção da desigualdade da renda e da educação, enquanto houvesse uma maioria da população decidindo por um nível de subsídio inferior ao necessário para viabilizar a educação da minoria pobre.

Apesar de engenhosa, a argumentação de Fernandez e Rogerson (1995) é válida apenas no caso de haver uma maioria rica. Ela não dá conta de explicar, pois, a manutenção da desigualdade em economias cuja maioria da população é composta por pobres, questão que permanece aberta.

Há, pelo menos, três abordagens alternativas que possibilitariam explicar esse fenômeno: (i) a ausência de democracia, (ii) a possibilidade de barganha entre classes sociais e (iii) a ocorrência de informação imperfeita, a qual torna os custos e benefícios da educação de difícil apreensão para a população.

Em verdade, o modelo discutido anteriormente não exclui a possibilidade de barganha. As classes de renda decidem o montante de subsídios que serão destinados, em iguais partes, a uma parcela da população. Mas, nada impede que uma barganha venha formar uma coalisão entre as classes rica e média da população para gerar uma maioria. Contudo, vale destacar que, novamente, essa solução não se aplica ao caso de

¹² Nesse modelo, supõe-se que os indivíduos recebem uma espécie de bônus para complementar o pagamento do ensino e o custo de oportunidade representado pelo fato de o indivíduo abrir mão da remuneração que ele auferiria se estivesse trabalhando.

um país cujo eleitor mediano pertence à classe pobre. De outro lado, no que respeita à hipótese de autocracia, há suficientes evidências que, mesmo em países com eleições majoritárias, as desigualdades da educação e da renda perduram. Portanto, parece mais razoável explorar a hipótese de informação imperfeita.

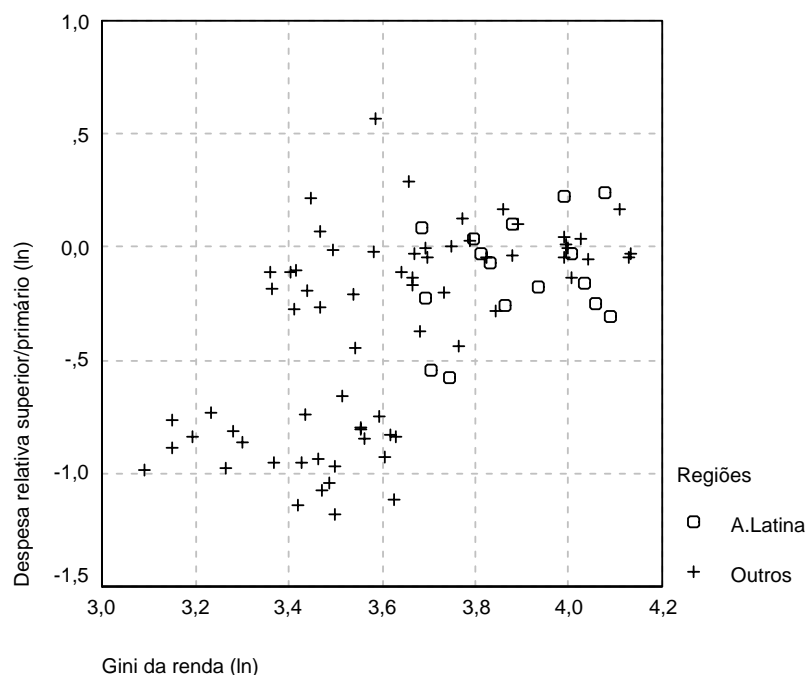
Eichenberger e Serna (1996) analisam a possibilidade de erros aleatórios no processo de decisão majoritária terem efeitos sistemáticos em seus resultados. Isso seria possível em função da informação imperfeita e do fato do processo de decisão não considerar a intensidade das preferências. A possibilidade de alteração no resultado das eleições levaria grupos de interesse a espalhar “informação suja” a seu favor. Dada a existência de custos para obter e disseminar informação, a classe de maior poder aquisitivo não só obtém maior volume de informação como tem condições de disseminar informações sujas. Além disso, e de acordo com o que foi discutido na seção 2, as classes rica e média têm maior grau de escolaridade, o que possibilita uma menor suscetibilidade à informação suja.

Vasconcellos (1998) analisa a situação em que a distribuição dos subsídios educacionais é determinada por um sistema de eleição majoritária e a população está sujeita à informação suja. Nesse caso, mesmo em países cujo eleitor mediano pertence à classe pobre, a influência de informações sujas pode levar a uma decisão majoritária que privilegia uma minoria de maior poder aquisitivo. Dessa forma, observa-se a possibilidade de transferências regressivas de renda, em sociedades democráticas e de maioria pobre, que privilegiam a educação destinada às classes de maior poder aquisitivo. Não apenas essa transferência piora a distribuição da renda, por retirarem impostos da classe baixa e transferirem para as classes média e alta, como ela não promove a redistribuição das oportunidades de ensino, constituindo condição suficiente à manutenção da desigualdade da renda no futuro.

Assim, a própria distribuição de renda no presente, por meio de processos eleitorais majoritários, e a disponibilidade de recursos para investimentos educacionais estariam determinando políticas educacionais que privilegiam as classes de maior poder aquisitivo, o que tem impacto sobre a distribuição de renda futura. Nesse caso, em países de maioria constituída por pobres de baixa escolaridade, seria possível políticas que destinam subsídio relativamente maior ao ensino superior, freqüentado pelos filhos de famílias das classes média e alta, do que o destinado ao ensino primário e secundário, freqüentado pelos filhos de famílias.

Buscou-se identificar os fatores que influenciam a distribuição dos recursos públicos entre o ensino superior e o ensino primário com base em estatísticas de uma amostra de 84 economias na segunda metade da década de 80. Para tal, realizou-se três regressões – equações (7) a (9) – que relacionam a razão entre as despesas públicas per capita no ensino superior e as destinadas ao ensino primário com o índice de desigualdade de renda e com a disponibilidade de recursos para o investimento educacional¹³. Os dados de renda, gastos sociais no ensino público primário e superior e população foram obtidos em World Bank (1998) e as estatísticas de desigualdade em Tabatabai (1998).

Gráfico 2 Gini da renda e da escolaridade



O gráfico 2 ilustra que, de fato, quanto maior o índice de Gini, ou seja, quanto mais desigual a distribuição de renda, maior a relação entre as despesas com o ensino superior e aquelas destinadas ao ensino primário. Note-se que, mesmo quando se considera o conjunto de países latino-americanos em separado, a relação entre distribuição de subsídios e distribuição da renda resulta positiva.

¹³ Para calcular as despesas per capita considerou-se diferentes populações para o ensino primário e superior. Para estimar o público alvo do ensino primário considerou-se a população com menos de 14 anos de idade e, para o público do ensino superior, considerou-se a força de trabalho de cada país.

As equações (7) a (9) – em que s_j denota as despesas relativas superior-primário, G_y , os índices de Gini, y_j , o PIB per capita e b_j , o total das despesas per capita no ensino superior e primário, todos expressos em logaritmos neperianos –, corroboram essa idéia. Elas indicam, também, que países com maior disponibilidade de recursos para investimento em educação têm menor proporção de despesas no ensino superior.

$$s_j = -3,904 + 0,976 \cdot G_{y_j}, \quad R^2=35,3\%, DW=2,070 \quad (7)$$

(-7,294) (6,695)

$$s_j = -1,045 + 0,681 \cdot G_{y_j} - 0,211 \cdot y_j, \quad R^2=61,7\%, DW=1,970 \quad (8)$$

(-1,853) (5,692) (-7,477)

$$s_j = -0,911 + 0,645 \cdot G_{y_j} - 0,154 \cdot b_j, \quad R^2=62,2\%, DW=2,126 \quad (9)$$

(-1,597) (5,362) (-7,585)

Há, pois, suficientes evidências que permitem afirmar que, nas economias de maioria pobre e pouco instruída, a distribuição de subsídios educacionais favorece o ensino superior, geralmente freqüentado pelos filhos de famílias de renda mais elevada.

4. Considerações finais

Em resumo, da análise precedente pode-se concluir que a distribuição de renda está estreitamente associada à distribuição de escolaridade, o que permite inferir que, numa economia com elevado índice de Gini, a maioria da população é pobre e dispõe de pouca escolaridade. Além disso, observou-se que, em determinadas circunstâncias, a democracia não é condição suficiente para a diminuição da desigualdade de renda e oportunidades. Ao contrário, se a maioria pobre e menos instruída for suscetível à informação suja do processo eleitoral, a decisão majoritária pode resultar desfavorável a essa própria maioria. Nesse caso, seriam possíveis políticas que destinam subsídios relativamente maiores ao ensino superior do que o destinado ao ensino primário e secundário.

Essa possibilidade, apesar de teórica, parece encontrar respaldo na experiência latino-americana. Em Cepal (1997), página 110, sobre a política educacional na América Latina, le-se:

“[...] La inequidad también se expresa en la distribución del gasto en educación, pues a fines de la década pasada se destinaba más del 25% a la educación

superior, y en la actualidad el quintil socioeconómico más alto recibe un 50% de este subsidio y el quintil de ingreso más bajo sólo se beneficia con 5%.”

Como indicado na introdução deste artigo, a combinação dos resultados obtidos fornece uma explicação plausível para o fato de a desigualdade das distribuições de renda e de educação perdurarem nos países em desenvolvimento, de maioria pobre e de baixa escolaridade. A má distribuição da escolaridade determina a desigualdade na distribuição da renda e esta última acaba favorecendo as classes de maior poder aquisitivo na distribuição de subsídios educacionais. Constitui-se, pois, o que chamamos de “círculo vicioso da desigualdade”, em que a má distribuição de escolaridade de um país pode gerar condições suficientes à sua perpetuação, implicando a manutenção da desigualdade na distribuição da renda.

Nesse sentido, uma política redistributiva de renda coerente, que vise diminuir a desigualdade ao longo do tempo, deve necessariamente fundar-se na redistribuição da educação na sociedade, ou seja, a melhoria continuada das oportunidades das classes de menor poder aquisitivo. Mas como não se “transfere” educação de uma pessoa, ou família, a outra, como pode ser feito no caso da renda, é claro que a redistribuição da renda requer uma política de subsídios educacionais que privilegie a maioria pobre e com pouca educação, tornando menores as diferenças de escolaridade que existem nos países latino-americanos.

Visto que o processo eleitoral majoritário, nas condições de maioria pouco instruída e suscetível à informação suja, não garante a eleição de políticas que redistribuem renda e oportunidades, a pergunta que fica para posterior reflexão diz respeito às alternativas políticas para a constituição de um plano educacional como esse. Ou ainda, posto o problema do círculo vicioso da desigualdade, cabe discutir as formas de atuação política capazes de rompe-lo num ambiente de consolidação democrática como a que vive o Brasil e a América Latina.

Bibliografia

- Barros, R.P. e Mendonça, R. (1997): Os determinantes da desigualdade no Brasil. Programa de seminários acadêmicos. Seminário 22/97. IPE-USP.
- Barros, R.P. e Ramos, L. (1994): “A note on the temporal evolution of the relationship between wages and education among brazilian prime-age males – 1976/89”. Em:

- Mendonça, R.P. e Urani, A. (Orgs.), Estudos Sociais e do Trabalho, v.1, IPEA, Rio de Janeiro.
- Cepal (1997): La brecha de la equidad – América Latina, el Caribe y la cumbre social. Cepal, Santiago de Chile.
- Cepal (1998): Panorama Social de América Latina – 1997. Cepal, Santiago de Chile.
- Eichenberger, R. e Serna, R. (1996): “Random erros, dirty information, and politics”. Public Choice, v.86.
- Fernandez e Rogerson (1995): “On the political Economy of education subsidies”. Review of Economic Studies, v.62.
- FIBGE (1998): Pesquisa nacional por Amostras de Domicílios – 1997. CD-Rom. FIBGE, Rio de Janeiro.
- Franco, Rolano (1996): “Los paradigmas de la política social em América Latina”. Revista de la Cepal, n.56. Cepal, Santiago de Chile, Abril de 1996.
- Garcia, F., Goldbaum, S. e Lucinda, C. (1998): Falhas de mercado, eficiência econômica e justiça distributiva: justificativas teórico-empíricas para políticas sociais. Relatório de Pesquisa. Núcleo de Pesquisas e Publicações da EAESP/FGV-SP. São Paulo, 1998.
- Hoffman, R. (1994): Estatísticas para Economistas. Segunda edição. Pioneira, São Paulo.
- Jiménez L., L.F. e Ruedi A., N. (1997): Algunos factores que inciden en la disitribución del ingreso en Argentina, 1980-1992: um análisis descriptivo. Serie Financiamiento del Desarrollo. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Santiago, agosto de 1997.
- Lustig, Nora (1998): “Pobreza e desigualdad: un desafio que perdura”. Revista de la Cepal, Numero extraordinario. Cepal, Santiago de Chile, Octubre de 1998.
- Martín, Alberto (1998): “Relación entre las distribuciones de ingreso y educación en la Gran Buenos Aires (1991-1998)”. Documento de Trabajo n. 4. Fundación Argentina para el Desarrollo con Equidad. Octubre de 1998.
- Tabatabai, Hamid (1998): Statistics on Poverty and Income Distribution: an ILO compendium of data. International Labour Office, Geneva.

Vasconcellos (1998): Uma contribuição ao estudo da exclusão na educação como causa da concentração de renda no Brasil. Dissertação de Mestrado. EAESP/FGV-SP, São Paulo, 1998.

World Bank (1998): World Development Indicators. CD-Rom, World Bank.

Anexo estatístico

Tabela A.1 Renda média mensal por decil e índice de Gini da renda

País	Decil da distribuição de renda										Gini
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Chile	76,31	125,36	163,52	207,12	250,73	310,68	381,54	501,45	763,08	2.665,34	0,552
Colômbia	35,15	101,94	140,61	182,80	221,47	284,74	330,44	418,32	565,97	1.240,91	0,454
Costa Rica	93,43	151,82	186,86	225,78	268,61	319,21	381,50	471,03	607,28	1.187,31	0,385
Honduras	13,01	26,03	37,59	49,16	65,06	82,41	106,99	147,48	225,55	692,55	0,571
Panamá	18,46	55,38	95,99	136,60	184,60	243,67	313,82	435,66	649,79	1.558,02	0,550
Uruguai	113,55	166,54	185,47	208,18	246,03	295,23	336,87	412,57	556,40	1.271,76	0,388
Venezuela	97,57	172,18	235,31	292,70	361,57	441,92	539,48	694,44	941,22	1.962,80	0,441
Rondônia	74,30	120,00	158,44	220,99	283,25	337,89	428,71	576,12	971,03	2.667,10	0,549
Acre	67,24	120,00	156,43	223,59	282,54	374,19	535,94	714,83	1.077,39	2.776,43	0,552
Amazonas	105,80	133,52	161,16	215,64	281,47	341,13	408,06	549,59	854,44	2.319,30	0,513
Roraima	107,85	151,37	209,90	276,96	322,22	370,45	467,92	641,39	847,42	1.485,45	0,411
Pará	55,91	99,47	120,00	147,31	186,52	234,76	298,14	399,93	631,33	1.985,79	0,553
Amapá	74,13	120,00	164,17	219,33	265,57	324,04	448,05	610,04	897,94	2.005,53	0,503
Tocantins	36,70	71,75	116,29	128,89	146,34	174,24	217,94	298,52	454,50	1.926,51	0,585
Maranhão	21,29	38,59	55,23	84,58	118,57	132,37	160,87	219,10	354,47	1.347,34	0,601
Piauí	19,43	43,49	70,13	99,76	120,01	132,71	164,58	231,87	359,16	1.167,72	0,563
Ceará	25,85	57,40	89,48	119,05	134,45	164,04	217,51	287,71	454,57	1.591,54	0,579
Rio Grande do Norte	43,10	88,22	119,34	123,33	148,40	187,48	233,79	309,19	514,32	1.742,78	0,558
Paraíba	32,47	68,38	100,32	120,00	140,57	181,13	232,87	308,86	518,81	1.910,47	0,594
Pernambuco	43,55	88,53	119,46	128,42	151,54	189,72	239,66	337,85	538,31	1.662,14	0,548
Alagoas	48,76	89,73	119,17	136,38	162,07	204,02	247,58	344,86	587,10	1.997,39	0,572
Sergipe	40,66	77,27	100,02	120,00	141,05	181,51	234,68	330,83	542,96	1.790,64	0,577
Bahia	43,80	79,19	101,61	120,00	142,16	171,90	216,26	298,81	475,57	1.654,19	0,562
Minas Gerais	66,19	119,69	133,91	166,61	220,29	278,77	347,51	449,97	731,23	2.427,45	0,561
Espírito Santo	64,15	119,32	142,39	175,27	223,03	278,62	365,70	524,28	836,60	2.165,84	0,541
Rio de Janeiro	104,32	150,01	197,16	246,52	310,72	384,44	481,74	646,35	988,86	2.896,88	0,531
São Paulo	111,03	206,01	280,40	336,82	393,94	493,20	632,62	878,62	1.341,07	3.364,82	0,513
Paraná	69,84	120,54	160,32	216,36	278,25	341,97	440,15	609,16	944,01	2.731,07	0,553
Santa Catarina	100,33	160,62	220,94	278,39	337,05	400,37	502,72	673,65	1.002,80	2.484,37	0,493
Rio Grande do Sul	97,27	141,93	185,30	231,31	277,81	345,93	447,25	612,30	934,63	2.499,98	0,520

Mato Grosso do Sul	64,16	119,62	145,56	186,41	231,45	279,24	348,90	459,64	751,32	2.526,90	0,561
Mato Grosso	69,58	120,00	162,25	199,80	239,22	294,62	370,57	522,62	834,00	2.938,22	0,577
Goiás	66,89	119,68	143,35	174,09	220,29	281,46	345,52	441,47	662,03	2.067,67	0,528
Distrito Federal	101,10	174,04	238,40	312,48	439,33	581,35	847,50	1.296,97	2.008,14	4.720,39	0,573

Fonte: Tabatabai (1998) e FIBGE (1998).

Tabela A.2 Escolaridade média por decil e índice de Gini da escolaridade

País	Decil da distribuição de renda										Gini
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Chile	7,1	7,6	8,2	8,7	9,1	9,6	10,3	11,1	12,7	14,2	0,121
Colômbia	5,2	5,8	6,5	6,8	7,4	7,7	8,3	9,2	10,5	12,6	0,147
Costa Rica	6,1	6,8	7,5	8,0	8,5	9,2	9,3	10,3	11,1	12,9	0,123
Honduras	3,3	4,2	4,5	4,9	5,8	6,7	7,3	8,5	10,3	12,9	0,230
Panamá	4,8	5,4	6,4	6,8	7,2	8,0	8,1	9,7	11,4	13,6	0,175
Uruguai	5,6	6,5	7,0	7,5	7,9	8,2	8,7	9,1	9,8	10,8	0,104
Venezuela	5,2	5,9	6,3	6,6	7,0	7,5	8,0	8,7	10,0	12,3	0,141
Rondônia	4,5	5,4	5,5	5,5	6,3	7,4	8,4	7,7	10,0	10,9	0,154
Acre	4,4	5,3	5,9	6,5	8,0	7,4	8,3	8,9	10,8	12,3	0,167
Amazonas	4,9	4,7	5,7	6,1	6,9	8,0	8,1	7,9	10,1	11,4	0,153
Roraima	6,5	6,5	7,9	5,9	9,2	7,8	7,8	9,3	11,4	11,2	0,105
Pará	4,4	4,8	5,5	5,2	5,6	6,2	6,4	7,5	8,1	10,8	0,147
Amapá	4,7	5,0	4,9	6,3	6,5	7,1	7,5	9,6	10,1	12,7	0,182
Tocantins	3,0	3,9	4,1	2,6	4,1	4,8	5,3	5,9	7,4	9,8	0,201
Maranhão	2,2	2,6	3,2	3,1	4,1	3,0	4,2	4,8	6,4	10,3	0,251
Piauí	2,5	2,6	3,3	3,6	3,9	4,0	4,2	5,5	7,4	10,5	0,251
Ceará	2,8	3,3	3,2	3,8	3,6	4,5	5,0	5,5	7,6	10,9	0,236
Rio Grande do Norte	3,9	4,0	4,5	5,2	4,2	5,8	5,8	6,1	8,0	11,3	0,180
Paraíba	3,3	3,3	3,8	4,3	3,7	5,5	5,4	6,8	8,8	12,2	0,243
Pernambuco	3,5	3,6	4,2	3,9	4,5	5,1	6,0	6,6	8,6	11,4	0,218
Alagoas	2,5	3,3	3,7	3,3	3,5	4,6	5,8	7,4	9,6	12,5	0,287
Sergipe	2,9	3,0	2,9	4,4	4,5	5,5	6,0	6,8	8,9	11,3	0,253
Bahia	3,4	3,2	3,1	3,9	4,0	4,2	4,8	5,9	7,5	10,4	0,220
Minas Gerais	4,4	4,7	4,5	5,3	5,6	6,4	6,9	7,4	8,8	11,3	0,170
Espírito Santo	4,9	4,4	4,9	5,5	6,1	6,3	6,6	8,3	9,2	11,1	0,162
Rio de Janeiro	5,6	6,2	6,5	6,9	7,4	7,7	8,4	9,1	10,8	13,1	0,144
São Paulo	5,9	6,1	6,7	6,9	7,0	7,7	8,4	9,4	10,6	12,6	0,136
Paraná	4,6	4,9	5,1	5,7	6,4	6,6	7,4	8,3	10,0	11,6	0,169
Santa Catarina	5,1	5,6	5,9	6,7	7,1	7,0	7,2	8,3	9,5	11,6	0,134
Rio Grande do Sul	5,0	5,8	6,1	6,0	6,9	7,2	7,8	8,3	9,8	11,8	0,142
Mato Grosso do Sul	4,4	5,1	4,9	5,6	5,5	5,9	6,2	7,4	9,4	11,9	0,171
Mato Grosso	4,4	5,0	5,3	5,3	5,5	5,8	6,8	8,0	9,3	10,4	0,156
Goiás	4,5	5,2	4,8	5,1	5,7	6,4	7,0	7,3	8,5	10,8	0,151
Distrito Federal	6,0	6,0	6,5	7,5	8,1	7,9	10,1	11,4	12,9	13,9	0,168

Fonte: Cepal (1998) e FIBGE (1998).