

O papel do tamanho da família na escolaridade dos jovens*

Letícia J. Marteleto**

Os jovens brasileiros estão dividindo recursos familiares com menos irmãos e passando mais tempo em famílias intergeracionais. Por exemplo, os jovens de 14 anos nascidos em 1963 tinham, em média, 5.4 irmãos, enquanto que os nascidos vinte anos depois tinham, em média, 2.3 irmãos. O objetivo deste trabalho é examinar como o tamanho da família afetou a escolaridade de coortes de jovens nascidos pré e pós-transição demográfica. A transição demográfica beneficiou o jovem, contribuindo para aumentar seu nível de educação formal? Tal impacto ocorreu de forma diferente de acordo com o sexo? Os dados das PNADs 1977 e 1997 são utilizados com o objetivo de responder a estas questões. Resultados das análises multivariadas são utilizados para simulações e decomposições. O trabalho demonstra que o grande número de irmãos dos jovens da coorte mais velha colaborou para seus baixos níveis de escolaridade. Em contrapartida, as famílias menores da coorte mais jovem contribuíram para o aumento dos anos de escolaridade da década de 90. A redistribuição de jovens em famílias menores explica grande parte da melhora na escolaridade, mesmo quando determinantes tradicionais da escolaridade são considerados. As jovens apresentam índices mais altos de escolarização que os jovens, além de serem menos penalizadas por estarem em famílias grandes. Na seção final do trabalho são discutidas implicações para políticas que visam ao bem-estar do jovem brasileiro, além de temas para futuras investigações.

1. Introdução

O objetivo deste trabalho é examinar como o tamanho da família¹ afetou a escolaridade de coortes de jovens nascidos em duas épocas muito diferentes, pré e pós-transição demográfica. A transição demográfica beneficiou os jovens brasileiros, contribuindo para aumentar seus níveis de educação formal? Se tal impacto existiu, deu-se de forma diferente de acordo com o sexo do jovem? Além disso, o

aumento da escolaridade das coortes mais jovens se deve a mudanças na influência do número de irmãos (associação), ou a mudanças na proporção de jovens vivendo em famílias menores (composição)?

Evidências empíricas de estudos em vários países estabeleceram uma forte associação negativa entre escolaridade e medidas de bem-estar da criança e do jovem, tais como saúde, sobrevivência e

* Versão preliminar deste trabalho foi apresentada no Encontro Anual da PAA, Population Association of America, 2001 e no Encontro da IUSSP, International Union for the Scientific Study of Population, 2001. Pesquisa financiada, em suas várias etapas, pelo CNPQ, Capes, Spencer Foundation e Population Council. Agradeço a David Lam, Heather Branton, John Knodel, Pam Smock Rachel Lucas, Yu Xie e ao parecerista da RBEP por comentários. Agradeço também a Felipe Almeida Cabral, Raquel Matos e Vítor Felipe Miranda pelo excelente trabalho de assistência à pesquisa. Erros e omissões são responsabilidade da autora.

** Professora colaboradora do Departamento de Demografia e pesquisadora do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da Universidade Federal de Minas Gerais, através do Programa PROFIX/CNPq.

¹ Os termos "tamanho da família" e "número de irmãos" são usados como sinônimos, seguindo outros trabalhos na área.

educação formal. Um menor número de filhos pode implicar um aumento da oportunidade das famílias de oferecerem melhores níveis educacionais para cada um de seus filhos. As hipóteses de diluição de recursos (*dilution of resources hypothesis*) e rivalidade entre irmãos (*siblings' rivalry*) têm sido explicações importantes para a existência da relação inversa entre tamanho da família e escolaridade dos filhos em países desenvolvidos (Becker 1981; Blake 1989). De acordo com estas teorias, recursos familiares para cada filho diminuem com o aumento do número de crianças, afetando o desempenho educacional individual (Blake 1989; Becker e Lewis 1973; Becker 1981). Apesar destas abordagens, alguns estudos têm gerado dúvidas na generalização da relação negativa entre tamanho da família e escolaridade dos filhos. Alguns trabalhos apresentam relação inversa ou resultados mistos, mostrando que crianças e jovens podem até se beneficiar com grandes famílias. Entretanto, esta inconsistência na direção da relação entre tamanho da família e escolaridade pode também ser uma consequência da inexistência de um único padrão, dadas as diferenças sociais, econômicas e demográficas nos contextos em que as famílias estão inseridas. Ao mesmo tempo, a variação na relação entre o tamanho da família e a educação formal dos jovens pode ser um reflexo da modificação desta relação em diferentes estágios da transição demográfica. De acordo com Caldwell (1980), o convívio e os hábitos das famílias mudam com a transição demográfica, o que poderia provocar mudanças na associação entre tamanho familiar e escolaridade dos filhos. Se isto for verdade, a transição demográfica pode ter alterado a relação entre tamanho da família e escolaridade das crianças e jovens, fazendo com que esta relação tenha variado ao longo do tempo e potencialmente trazendo benefícios para esses grupos.

Este trabalho é dividido em 5 seções, contando com esta introdução. Primeiramente, são discutidos importantes pontos teóricos relacionando o tamanho da família

à educação formal. Na seção seguinte, são apresentados os dados e metodologia. Por fim, são discutidos resultados e posteriormente conclusões.

2. Revisão Bibliográfica

Segundo a hipótese de diluição de recursos — *dilution of resources hypothesis* — crianças e jovens com muitos irmãos estão, geralmente, em piores condições em relação a vários aspectos como sobrevivência, nutrição e desempenho educacional, dentre outros (Blake, 1989). Um maior número de irmãos diminuiria o tempo e os recursos dos pais investidos em cada filho. A diminuição destes recursos financeiros e de apoio pessoal para cada filho influenciaria negativamente o seu desenvolvimento, incluindo seu desempenho educacional (Blake, 1985; 1989). Filhos cujos pais valorizam a educação formal e despendem tempo para supervisioná-los estão mais aptos a obter maior capital social do que aqueles que não têm esse suporte. A literatura sociológica considera que socialização, níveis de intimidade e comunicação variam de acordo com o tamanho do grupo. Desta forma, recursos que emergem de algumas relações sociais como as do núcleo familiar, isto é, de algum capital social, geram diferentes sistemáticas no desempenho escolar, levando as oportunidades educacionais a variar de acordo com o tamanho da família (Coleman, 1988). Vale ressaltar que, de acordo com a hipótese de diluição de recursos, não somente recursos financeiros mas também pessoais são relevantes para a educação formal dos filhos e são distribuídos de maneira uniforme entre eles.

De acordo com o arcabouço da rivalidade entre irmãos — *siblings' rivalry* —, estes “disputam” recursos entre si, para que os membros da família maximizem sua utilidade: os pais investem em seus filhos de uma maneira eficiente, maximizando o retorno esperado para toda a família, incluindo retornos futuros (Becker e Lewis, 1973; Becker, 1981). Isto significa que os pais investem mais nos filhos que geram expectativas de produzir maiores retornos

ao longo do ciclo de vida. A interação entre quantidade e qualidade de filhos explica por que o nível de educação formal por criança tende a ser menor em famílias com maior número de filhos. Dada a quantidade fixa de recursos familiares, maior número de filhos implica menos recursos destinados a cada criança e, conseqüentemente, menos oportunidades (Becker, 1981)². Vale ressaltar que os pais podem ou não investir igualmente em seus filhos, dependendo de um comportamento altruísta, e que a ênfase é nos recursos materiais (Becker, 1981; 1993).

A maioria dos trabalhos empíricos examinando os efeitos do tamanho da família na educação formal, realizados tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento, confirmam as hipóteses de diluição de recursos e rivalidade entre irmãos, ou seja, que crianças e jovens em famílias pequenas apresentam vantagens educacionais se comparados àqueles nascidos em famílias maiores. Vários trabalhos demonstram essa relação negativa entre o número de irmãos e o desempenho educacional (Blake, 1985; 1989; Knodel e Wongsith, 1991; Hauser e Sewell, 1985; Mare e Chen, 1986; Parish e Willis, 1993 e 1989; Shavit e Pierce, 1991; Patrinos e Psacharopoulos, 1997). Entretanto, contrariamente a essa evidência de uma relação negativa, alguns estudos encontraram uma associação positiva entre o tamanho da família e a educação (Chernichovsky, 1985; Mueller, 1984). Além disso, outros trabalhos não encontraram efeito significativo do tamanho da família na escolaridade e matrícula dos filhos depois que fatores sócio-econômicos foram considerados (Buchmann 2000; Ahn *et al.*, 1998), e ainda há estudos que apresentam resultados mistos (Psacharopoulos e Arriagada, 1989). Estes últimos trabalhos demonstram que as hipóteses de diluição de recursos e rivalidade entre irmãos nem sempre se encaixam como explicação para

os efeitos do tamanho da família na escolaridade dos filhos. Além de colocar em dúvida o arcabouço em que se encaixaria a relação entre tamanho familiar e educação formal, estes estudos não investigam como a influência do tamanho da família na escolaridade ocorre em regimes pré- e pós-transição demográfica.

As tendências sócio-econômicas e demográficas definem condições macro nas quais o processo educacional acontece. Taxas decrescentes de crescimento populacional e no tamanho relativo das coortes, como conseqüência da transição demográfica, são fatores que podem ter potencialmente beneficiado os jovens brasileiros, aumentando seus níveis de educação formal. A redução do número de irmãos pode criar condições demográficas favoráveis dentro da família, representando “uma janela de oportunidade” para melhorar os níveis educacionais dos jovens (Carvalho e Wong, 1995). As mudanças recentes nos padrões demográficos brasileiros afetaram as condições micro inerentes ao processo de educação formal devido à mudança no tamanho e composição da família. Proporções crescentes de jovens estão vivendo em famílias menores. Por exemplo, 2% dos jovens de 14 anos nascidos em 1963 viviam em famílias com um ou dois filhos, enquanto que 33% viviam em famílias com sete ou mais filhos. Em contraste, 5% dos nascidos em 1983 viviam em famílias com um ou dois filhos, e somente 12% em famílias com sete ou mais.

A relação negativa entre o número de irmãos e a escolaridade ainda existe, mesmo com a diminuição do tamanho da família, e ocorre de forma similar para ambos os sexos? Não está claro qual padrão se ajustaria ao caso brasileiro. Além disso, como acontece o impacto do tamanho da família na educação formal antes e depois da transição demográfica? A transição demográfica beneficiou a escolaridade dos jovens brasileiros?

² A função é definida pela quantidade de crianças, n ; o gasto com cada criança, chamada a qualidade das crianças, q ; e as quantidades de produto, a saber $U = U(n, q, Z_1, \dots, Z_n)$ (ver Becker e Lewis, 1973; Becker, 1981; 1993).

3. Metodologia e Dados

3.1 Metodologia

A primeira análise deste trabalho busca estabelecer se existe uma relação significativa entre o número de irmãos e os anos de escolaridade completos dos jovens, para responder se aqueles com menor número de irmãos têm melhor nível de educação formal que os com um maior número de irmãos, e se existem diferenças desta influência por sexo. Desta forma, os anos de escolaridade foram estimados através de regressões por mínimos quadrados usando a equação (1):

$$Y_i = a + bF_i + cD_i + e_i \tag{1}$$

onde y_i equivale aos anos de escolaridade para cada jovem de 14 anos i ; F_i é um vetor de uma série de variáveis “dummy” indicando o número de irmãos; D_i é um vetor das características demográficas, domiciliares e sócio-econômicas, e e_i é um termo de erro normalmente distribuído.

As regressões são elaboradas separadamente para as coortes de 1963 e 1983 e também por sexo. Os controles usuais adotados nos modelos de determinantes educacionais, tais como situação do domicílio, renda familiar, educação da mãe e região, são incluídos nos modelos, juntamente com número de irmãos, que é a parte central da análise. Os coeficientes e desvios padrão são mostrados em tabelas, mas os resultados são interpretados através de anos de escolaridade estimados, por terem maior interesse substantivo. Para estimar esses valores, cada variável explicativa foi fixada em seu valor médio, exceto o número de irmãos, que varia de 0 a 7 ou mais irmãos, sendo esta última a categoria omitida.

O segundo passo da análise é decompor a diferença de escolaridade entre as coortes, expressa na equação (2):

$$(\bar{Y}_{1983} - \bar{Y}_{1963}) = (a_{1963} + \sum b_{i,1963} \bar{X}_{i,1963}) - (a_{1983} + \sum b_{i,1983} \bar{X}_{i,1983}) \tag{2}$$

Tal equação pode ser decomposta de várias formas³. Duas decomposições são elaboradas neste trabalho. A primeira segue a linha de Preston (1976) e permite a separação do ganho educacional atribuído a cada variável explicativa. Tal procedimento não separa a parte do diferencial de escolaridade devido a mudanças no intercepto, porque em regressões com variáveis *dummy*, como a apresentada na equação (1), o intercepto é arbitrário e se modifica de acordo com a codificação de tais variáveis. O objetivo é responder em que medida as mudanças demográficas das últimas décadas produziram melhores condições de escolaridade para as coortes mais jovens. Ou seja, quanto do ganho em escolaridade da coorte mais jovem se deve a mudanças no tamanho da família?

A equação (3) calcula a escolaridade da coorte de 1963 se os jovens tivessem a distribuição do tamanho familiar dos jovens da coorte de 1983, enquanto que a equação (4) demonstra o inverso.

$$\hat{Y}_{63,1963} = a_{1963} + \sum b_{i,1963} \bar{X}_{i,1983} + b_{f,1963} \bar{X}_{f,1983} \tag{3}$$

$$\hat{Y}_{83,1963} = a_{1983} + \sum b_{i,1983} \bar{X}_{i,1963} + b_{f,1983} \bar{X}_{f,1963} \tag{4}$$

As equações (5) e (6) refletem o ganho em escolaridade devido à mudança no tamanho familiar, tendo como base as coortes de 1963 e 1983, respectivamente.

$$\hat{Y}_{63,1963} - \bar{Y}_{63} / \bar{Y}_{83} - \bar{Y}_{63} \tag{5}$$

$$\hat{Y}_{83,1963} - \bar{Y}_{83} / \bar{Y}_{83} - \bar{Y}_{63} \tag{6}$$

A segunda decomposição é elaborada como a anterior, mas a partir dos modelos tendo tamanho familiar como único fator explicativo da escolaridade. Tal decomposição segue os moldes de uma padronização e procura responder se o papel do número de irmãos na escolaridade mudou por uma simples mudança de composição ou na associação entre tais variáveis.

Um ponto metodológico importante é a possibilidade de que os pais decidam conjuntamente o número de filhos e a “qualidade” de seus filhos com respeito à educação formal (Becker, 1981). Uma

³ Para maiores detalhes sobre decomposições e tratamento de resíduos, ver Oaxaca e Ransom, 1994, e Jones, 1984.

ferramenta metodológica utilizada para se tentar corrigir um potencial problema de simultaneidade é o uso de variáveis instrumentais. Entretanto, a maior parte das bases de dados não possui variáveis instrumentais apropriadas, ou seja, variáveis correlacionadas com o tamanho da família mas não com a demanda por escolaridade, fazendo com que este método tenha sido raramente empregado para estudos nesta área. A abordagem predominante encontrada na literatura é identificar como os efeitos do tamanho familiar na educação podem ser superestimados se for verdade que os pais decidem juntamente o número de filhos e sua educação (Parish e Willis, 1992; Anh *et al.*, 1998). Entretanto, vale ressaltar que o problema da simultaneidade surge somente se for verdade que os pais são racionais em suas decisões sobre fecundidade e expectativas educacionais para seus filhos, e se tais decisões não mudam com o passar do tempo. Argumentando o contrário, Knodel e colegas sustentam que em alguns contextos, como Tailândia, a decisão de fecundidade e desempenho educacional dos filhos não pode ser calculada dentro de um arcabouço racional de qualidade-quantidade (Knodel e Wongshit, 1991).

Os dados utilizados não apresentam variáveis instrumentais convincentes. Dado este fato, e considerando a importância de se examinar como o tamanho da família e a escolaridade das crianças estão associados em coortes pré e pós-transição demográfica, a análise é desenvolvida com a possibilidade de um viés endógeno no efeito estimado do número de irmãos no resultado escolar das crianças. É importante então ressaltar que o problema de simultaneidade poderia exagerar uma correlação negativa entre o tamanho da família e a escolaridade mas, devido à comparação entre coortes, tal superestimação destes efeitos seria provavelmente cancelada.

3.2 Descrição dos Dados e Amostra Analítica

Neste trabalho foram usados os dados de 1977 e 1997 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/PNAD, levantamento anual de domicílios nacionalmente representativo conduzido pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Os dados da PNAD são apropriados para este estudo porque contêm variáveis demográficas e sócio-econômicas como sexo, idade, renda e escolaridade para todos os membros da família. Outra vantagem da PNAD é a possibilidade de comparação de duas coortes da mesma idade⁴. Em 1977 a PNAD tem informações de 498.679 indivíduos em 100.039 domicílios, comparados a 365.870 indivíduos em 89.939 domicílios em 1997.

A ampla amostra da PNAD permite subamostras de tamanho suficiente para análises de grupos específicos, como 14 anos de idade. Em 1977, existiam 12.834 jovens de 14 anos na amostra, comparados a 7.861 em 1997. As experiências educacionais de jovens de idades diversas são diferentes, sendo necessário analisá-las separadamente. A escolha de 14 anos é justificada uma vez que esta é a idade máxima em que a matrícula escolar é requerida pela constituição brasileira. Além disso, é nesta idade que os jovens que começam a estudar na idade apropriada de 7 anos e não tenham evadido ou repetido série deveriam estar fazendo a transição do ensino fundamental para o ensino médio.

Apesar de todas estas vantagens, um problema metodológico pode surgir em análises da educação formal em idades mais jovens, pois as séries completas ao longo de todo o curso de vida não são conhecidas. Pode ocorrer que um jovem que apresente baixos níveis de escolaridade aos 14 anos alcance altos níveis educacionais mais tarde. A censura à direita é um problema para análises de jovens e eventos correntes que deve ser lembrada.

⁴ Os dados de 1977 e 1997 são comparáveis, com a exceção de pequenas discrepâncias. A PNAD 1977 não contém informações sobre raça ou cor. Além disso, a PNAD não abrange a área rural da região norte em 1977 ou em 1997. Isto provavelmente superestima os resultados das estatísticas educacionais e sócio-econômicas desta região.

Entretanto, no caso da educação formal brasileira, já aos 14 anos existe uma enorme variação nos níveis de escolaridade. Esta enorme variação fornece evidência da existência de fatores específicos exercendo papel importante na determinação da escolaridade já em idades tão jovens, sendo importante a distinção dos componentes que definem as grandes desigualdades neste momento de sua carreira educacional.

Os dados da PNAD permitem a construção de variáveis relativas a todos os indivíduos que vivem no domicílio — membros da família ou não —, mas não oferecem informação sobre familiares que estão fora do domicílio. É possível que existam membros da família que não morem no domicílio, particularmente irmãos, mas que influenciem a educação formal dos jovens e que não são incluídos na amostra. As PNADs de 1977 e 1997 fornecem o número e sexo de filhos vivos para cada mulher acima de 15 anos, além de sua escolaridade, disponibilizando assim as informações sobre número total de irmãos e educação da mãe. Por esta razão, a amostra analítica é limitada aos jovens filhos do chefe da família, ou seja, aqueles cujas mães e seus maridos são identificados.

A Tabela 1 mostra as características sócio-econômicas usadas para a amostra completa da PNAD e a amostra analítica — jovens filhos do chefe de família nas duas coortes. A tabela mostra que 9 em cada 10 crianças em ambas as coortes vivem com pelo menos um dos pais. Jovens filhos dos chefes de família não são significativamente diferentes da amostra completa com respeito à maioria das características, embora haja diferença por situação domiciliar e sexo. Parentes e outras pessoas da família tendem a ser do sexo feminino e morar em áreas urbanas, particularmente na coorte mais jovem. Isto acontece porque as jovens freqüentemente

trabalham e moram nas residências como empregadas ou babás. Em termos da diferença por situação de domicílio, vale lembrar que os jovens podem mudar para as áreas urbanas com o objetivo de freqüentar a escola. É importante ressaltar que a diferença de distribuição de jovens entre áreas rurais e urbanas desaparece na coorte mais jovem, o que pode ser uma conseqüência do aumento da cobertura de escolas de ensino fundamental, tanto na área urbana como na rural, que ocorreu no Brasil na década de 90.

A Tabela 1 mostra também que, comparados à amostra total, jovens filhos do chefe de família da coorte de 1963 possuíam meio ano de escolaridade a mais, diferença que sobe para dois terços na coorte mais jovem. Como a maioria dos jovens de 14 anos vive com pelo menos um dos pais, e não há diferenças significativas nas principais características destes dois grupos, não há indício de um forte viés de seleção.

As colunas 2 e 4 da Tabela 1 mostram que as condições de vida das coortes de 1963 e 1983 com relação a características familiares e sócio-econômicas são bastante diferentes. Quase dois terços dos jovens na coorte mais velha moravam em áreas urbanas (67%) enquanto que este valor passa para quatro quintos (78%) na coorte mais jovem. Com relação à distribuição regional, 3 em 4 jovens em ambas as coortes viviam no Sudeste e Nordeste do país. A distribuição das crianças de acordo com a escolaridade da mãe mudou drasticamente. O número de jovens cujas mães freqüentaram pelo menos um ano de universidade aumentou aproximadamente sete vezes na coorte mais jovem.

A Tabela 2 fornece médias e desvios padrão para a amostra de cada coorte. A escolaridade média dos jovens aumentou significativamente nos últimos vinte anos, crescendo de 3,43 para 4,75⁵. A repetência escolar contribui de maneira

⁵ A repetência escolar contribuiu de maneira significativa para os baixos níveis de escolaridade das décadas passadas (Gomes-Neto e Hanushek 1996; Mello e Souza e Silva, 1996; Lam e Marteleto, 2000). Na segunda metade dos anos 90, foram implementados programas que acabam com a repetência, como Escola Plural e ciclos. Tais programas certamente contribuíram positivamente para o fim da repetência e o aumento da escolaridade. Entretanto, por não serem uniformes em todo o país e por terem sido utilizados dados de 1997, é pouco provável que os efeitos de tais programas tenham impacto significativo para os jovens investigados neste trabalho.

TABELA 1
Características sócio-econômicas e familiares de jovens de 14 anos [%]
Coortes de 1963 e 1983, Brasil

	Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Outras Crianças	Filhos do Chefe da Família	Outras Crianças	Filhos do Chefe da Família
Taxa de Matrícula	58,04	65,78	70,53	88,37
Anos de Escolaridade	2,89	3,41	3,97	4,75
Sexo do Chefe da Família				
Feminino	17,96	9,16	36,38	18,42
Masculino	82,04	90,84	62,62	81,58
Relação com o Chefe da Família				
Filho	-	100,00	-	100,00
Outro Parente	81,71	-	82,44	-
Outro	18,19	-	17,56	-
Número Total de Irmãos				
0	N/A	0,07	N/A	2,40
1	N/A	2,68	N/A	3,89
2	N/A	6,91	N/A	21,02
3	N/A	10,92	N/A	24,98
4	N/A	13,24	N/A	14,63
5	N/A	11,66	N/A	8,77
6	N/A	11,98	N/A	6,89
7+	N/A	42,54	N/A	16,84
Situação do Domicílio				
Zona Urbana	70,72	62,71	78,13	77,76
Zona Rural	29,28	37,29	21,87	22,24
Região				
Sudeste = 0	36,77	42,79	32,86	40,96
Norte = 1	4,06	2,01	7,78	5,51
Nordeste = 2	40,42	31,40	41,93	32,13
Sul = 3	13,83	20,38	11,15	14,61
Centro-Oeste = 4	4,91	3,42	6,28	6,78
Sexo				
Masculino	38,13	50,77	41,45	50,60
Feminino	61,87	49,23	58,55	49,40
Educação da Mãe				
Sem Escolaridade (0)	N/A	36,94	N/A	19,43
1ª a 4ª série (1-4)	N/A	47,08	N/A	38,72
5ª a 8ª série (5-8)	N/A	11,33	N/A	22,81
Segundo Grau (9-11)	N/A	3,26	N/A	11,72
Ensino Superior (12+)	N/A	1,37	N/A	7,30
[N]	1,565	11,269	652	7,131

Fonte: PNADs 1977, 1997.

TABELA 2
Descrição das variáveis dependentes e fatores explicativos
Coortes de 1963 e 1983, Brasil

	Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Número Total de Irmãos	5,37	2,49	3,14	2,57
Taxa de Matrícula	65,78	0,46	88,37	0,43
Anos de Escolaridade	3,41	2,32	4,75	2,12
Rural/Urbano	0,37	0,48	0,22	0,41
Região	1,40	1,31	1,41	1,33
Sexo	0,49	0,50	0,49	0,50
Renda Familiar	5.949,23	15.053,31	887,41	1.300,65
[N]	7.162		6.672	

Fonte: PNADs 1977, 1997.

Tabela 3
Taxa de matrícula e anos de escolaridade por características sócio-econômicas de jovens de 14 anos filhos do chefe da família, coortes de 1963 e 1983, Brasil

	Anos Médios de Escolaridade		Taxa de Matrícula [%]	
	Coorte de 1963	Coorte de 1983	Coorte de 1963	Coorte de 1983
Sexo do Chefe da Família				
Feminino	3,25	4,76	74,64	86,32
Masculino	3,43	4,52	75,61	89,21
Número Total de Irmãos				
0	3,71	5,88	74,16	75,57
1	4,81	5,52	81,60	94,76
2	3,66	5,78	89,55	95,81
3	4,07	5,40	87,23	92,74
4	3,61	4,61	81,66	88,62
5	3,16	4,15	76,32	86,34
6	2,67	3,62	72,73	79,32
7+	2,58	3,42	67,57	82,24
Situação Domiciliar				
Zona Urbana	4,16	5,09	83,59	90,98
Zona Rural	2,14	3,44	75,75	80,66
Região				
Sudeste	4,14	5,41	75,96	90,68
Norte	3,42	4,03	94,97	89,69
Nordeste	1,98	3,49	83,59	86,12
Sul	4,01	5,64	58,91	88,45
Centro-Oeste	3,81	4,96	87,80	88,47
Sexo				
Masculino	3,19	4,39	77,67	86,96
Feminino	3,62	5,05	72,38	90,45
Educação da Mãe				
Sem Escolaridade (0)	2,13	2,91	66,19	76,35
1ª a 4ª série (1-4)	3,80	4,55	75,29	87,01
5ª a 8ª série (5-8)	5,00	5,31	89,91	94,88
Segundo Grau (9-11)	5,81	6,13	97,69	98,23
Ensino Superior (12+)	6,37	6,58	100,00	99,40
Renda Familiar (Quintis)				
Primeiro Quintil	1,86	3,24	68,96	81,83
Segundo Quintil	2,47	3,98	68,05	83,32
Terceiro Quintil	3,28	4,74	70,57	87,59
Quarto Quintil	4,02	5,52	75,65	93,42
Quinto Quintil	5,09	6,20	88,83	97,52
[N]	7.162	6.672	7.162	6.672

Fonte: PNADs 1977, 1997.

significativa para os baixos níveis de escolaridade das décadas passadas (Gomes-Neto e Hanushek 1996; Mello e Souza e Silva, 1996; Lam e Marteletto, 2000). Na segunda metade da década de 90, foram implementados programas que acabam com a repetência, como Escola Plural e ciclos. Embora não sejam uniformes em todo o país, tais programas certamente contribuíram positivamente para o fim da repetência e aumento da escolaridade.

A Tabela 3 mostra a distribuição das taxas de matrícula e anos de escolaridade completos por características sócio-econômicas e familiares para cada coorte. A tabela evidencia as diferenças com respeito ao sexo em relação ao desempenho educacional e matrículas escolares em cada coorte. Esta tabela mostra que, entre os jovens da coorte mais velha, 78% dos meninos estão matriculados na escola contra 72% das meninas. Esta tendência é revertida na coorte mais jovem, pois 90% das meninas e 87% dos meninos estão matriculados. É interessante notar que, na primeira coorte, apesar de terem menor taxa de matrícula, as jovens possuem

mais anos de escolaridade que os jovens (3,6 contra 3,2). Isto demonstra que as jovens apresentam menor repetência e evasão que os jovens, convertendo matrícula em anos de escolaridade completos mais rapidamente. Esta tendência de maior escolarização das jovens continua na coorte mais jovem, mas agora com ambos os indicadores apresentando valores mais altos para as jovens.

A tabela 1 revelou que a proporção de jovens vivendo em famílias chefiadas por mulheres dobrou da primeira para a segunda coorte (9,1% contra 18,4% respectivamente), uma tendência importante. Não há diferença significativa no nível de matrícula entre jovens da coorte mais velha vivendo em famílias chefiadas por mulheres ou não, mas aqueles em famílias chefiadas por homens possuem, em média, escolaridade mais alta. Na coorte mais jovem a tendência se inverte, pois aqueles em domicílios chefiados por mulheres possuem escolaridade mais alta, um resultado não esperado dadas às evidências sobre pobreza nesses domicílios e suas conseqüências para o bem-estar da criança e do jovem (Barros, Fox e Mendonça, 1997).

FIGURA 1
Proporção de Jovens de 14 anos com "x" Irmãos ou Mais - Cumulativo: Brasil, Coortes de 1963 e 1983

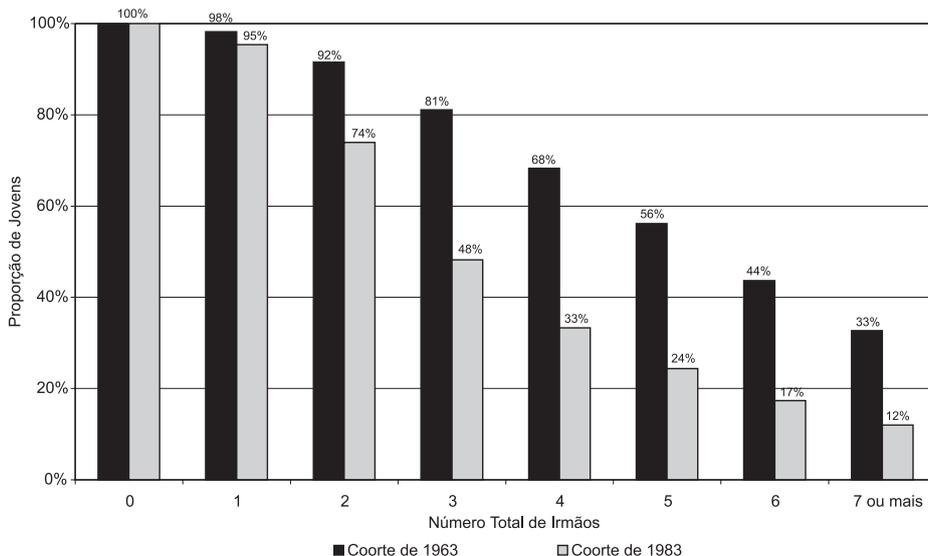
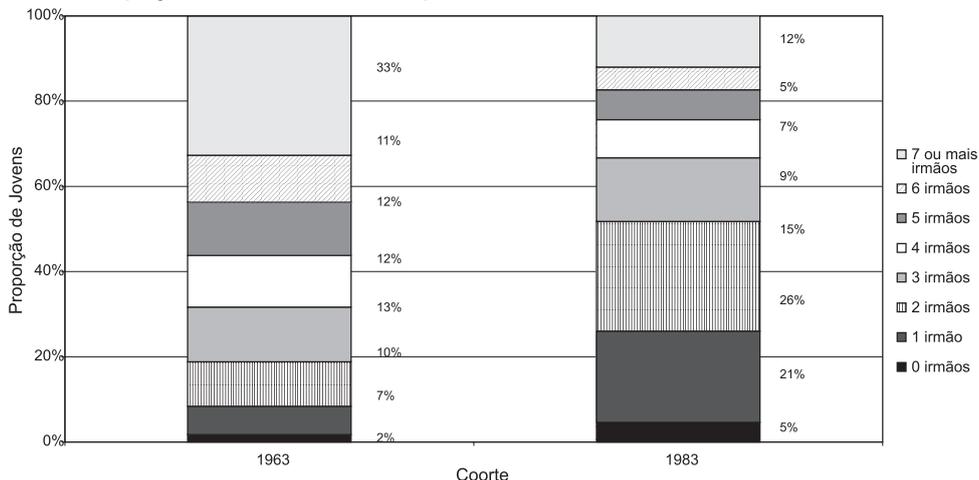


FIGURA 2
Proporção de Jovens de 14 anos com pelo menos "x" irmãos: Brasil, Coortes de 1963 e 1983



As conseqüências da profunda mudança demográfica pela qual o país passou no período entre as duas coortes ficam evidentes ao se investigar o número médio de irmãos e sua distribuição. O número médio de irmãos dos jovens de 14 anos caiu de 5.4 para 3.1. As Figuras 1 e 2 fornecem maior evidência de que a distribuição dos jovens com respeito ao tamanho da família mudou consideravelmente entre as duas coortes. Na primeira coorte, mais de dois terços tinham quatro ou mais irmãos enquanto que somente um terço

tinha quatro ou mais irmãos na segunda coorte. Da mesma forma, na primeira coorte, um terço dos jovens tinha 7 ou mais irmãos enquanto que, na segunda coorte, este número passou para 12%.

4. Resultados

4.1 O Impacto do Tamanho da Família

A Figura 3 mostra a escolaridade média de acordo com o tamanho da família para

FIGURA 3
Escolaridade observada pelo tamanho da família: Brasil, coortes de 1963 e 1983

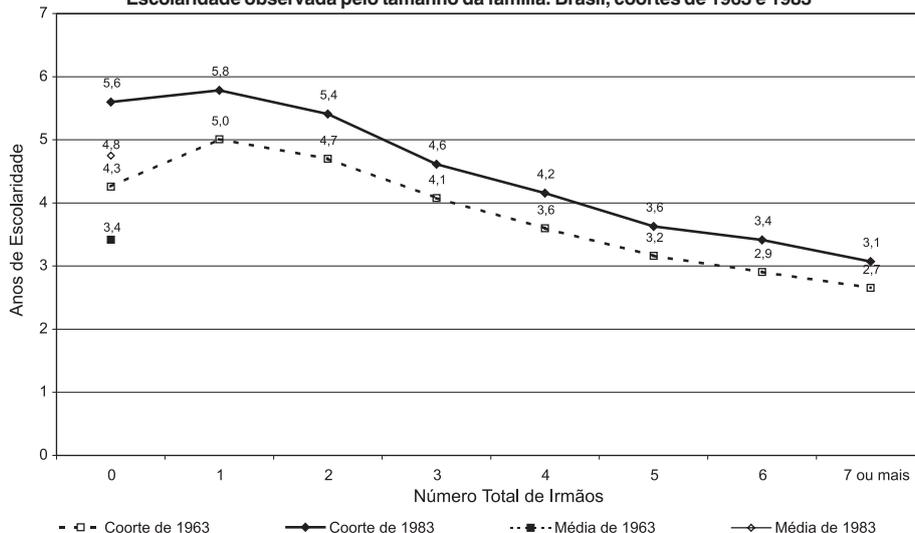


TABELA 4
Coefficientes e desvios padrão de regressões por mínimos quadrados de anos de escolaridade. Jovens de 14 anos filhos do chefe da família, coortes de 1963 e 1983, Brasil

	Coorte de 1963						Coorte de 1983					
	Todos		Meninos		Meninas		Todos		Meninos		Meninas	
	Coef.	D. P.	Coef.	D. P.	Coef.	D. P.	Coef.	D. P.	Coef.	D. P.	Coef.	D. P.
Chefe da Família (Omitido=feminino)	0,093	0,052	0,137	0,07	0,054	0,07	-0,274	0,05	-0,247	0,08	-0,293	0,07
Número de Irmãos (Omitido=7+)												
0	0,043	0,160	1,028	0,20	0,673	0,22	0,071	0,11	0,852	0,18	1,211	0,16
1	-0,021	0,155	1,048	0,11	0,769	0,11	-0,021	0,11	1,140	0,11	1,076	0,10
2	-0,275	0,153	0,958	0,09	0,713	0,09	-0,325	0,11	0,986	0,11	1,042	0,10
3	-0,440	0,154	0,587	0,08	0,574	0,08	-0,456	0,12	0,656	0,11	0,770	0,10
4	-0,685	0,154	0,564	0,08	0,279	0,08	-0,846	0,12	0,453	0,12	0,728	0,12
5	-0,680	0,155	0,170	0,08	0,191	0,08	-0,860	0,13	0,145	0,13	0,236	0,12
6	-0,865	0,150	0,160	0,08	0,203	0,08	-1,033	0,12	0,014	0,14	0,347	0,13
Rural/Urano (Omitido=rural)	-0,985	0,040	-0,894	0,06	-1,087	0,06	-0,404	0,05	-0,358	0,08	-0,463	0,07
Região (Omitido=Sudeste)												
Norte	-0,817	0,123	-1,003	0,17	-0,635	0,17	-0,830	0,09	-0,905	0,13	-0,755	0,12
Nordeste	-1,057	0,044	-1,107	0,06	-0,998	0,06	-0,928	0,05	-1,002	0,07	-0,848	0,07
Sudeste	0,372	0,046	0,398	0,06	0,353	0,07	0,265	0,06	0,397	0,09	0,136	0,08
Centro-Oeste	-0,505	0,095	-0,394	0,13	-0,612	0,13	-0,289	0,08	-0,291	0,12	-0,282	0,11
Sexo (Omitido=Mas.)	0,389	0,033	-	-	-	-	0,638	0,03	-	-	-	-
Educação da Mãe	0,201	0,007	0,199	0,01	0,203	0,01	0,120	0,00	0,125	0,01	0,113	0,01
Log Renda Familiar	0,454	0,022	0,498	0,03	0,411	0,03	0,387	0,02	0,425	0,04	0,344	0,04
Constante	0,271	0,225	-1,013	0,26	0,202	0,26	2,212	0,18	0,949	0,24	2,078	0,24
R2	0,455		0,468		0,435		0,452		0,461		0,417	
[N]	10.417		5.270		5.147		6.408		3.250		3.158	

Fonte: PNADs 1977, 1997.

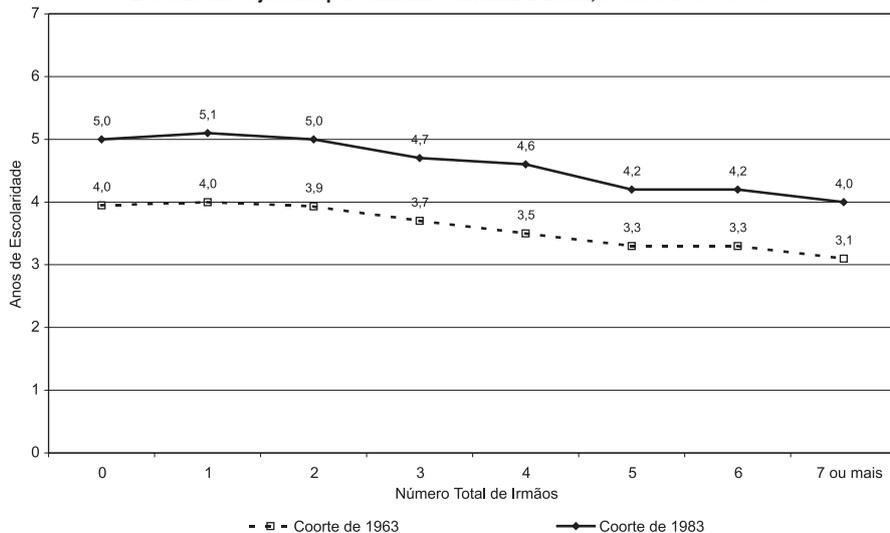
cada coorte. Vale a pena lembrar que, se o jovem de 14 anos entrou na escola na idade obrigatória de 7 anos, não saiu da escola ou repetiu uma série, deveria ter entre 6 e 7 anos de escolaridade⁶. A Figura mostra que a situação do jovem é bastante diferente deste patamar ideal, pois a escolaridade média em ambas as coortes e em todos os tamanhos da família é defasada. Fica claro também que a escolaridade média do jovem diminui à medida que o tamanho da família aumenta, apontando uma relação inversa entre estes fatores. A diferença educacional chega a aproximadamente dois anos de escolaridade. Estes números são comparados com os valores ajustados da Figura 4. Os valores ajustados são calculados utilizando os coeficientes das regressões para todos os jovens, mostrados na Tabela 4. Os valores das outras variáveis explicativas são mantidos na média, apenas variando o número de irmãos, como discutido na parte metodológica do trabalho.

A Figura 4 demonstra que a desvantagem escolar de jovens de famílias grandes é menor quando outros fatores são controlados. Entretanto, esta desvantagem na

escolaridade persiste. A diferença nos anos de escolaridade ajustados entre jovens que possuem 7 irmãos ou mais e filhos únicos é de aproximadamente um ano para ambas as coortes. Apesar da curva de escolaridade pelo tamanho de família deslocar para cima entre as coortes, a desvantagem atribuída a viver em uma família grande ainda ocorre entre os jovens da coorte mais jovem, mesmo quando outros fatores sócio-econômicos e demográficos são controlados. Tal desvantagem é sensivelmente maior na coorte mais jovem que na mais velha. Isto demonstra que, sob regimes de alta e baixa fecundidade, o efeito do tamanho da família no desempenho educacional tem se mantido negativo. Em um cenário pós transição demográfica, os poucos jovens em famílias grandes apresentam maior desvantagem educacional.

A Tabela 5 mostra resultados de decomposições das variáveis incluídas no modelo completo. A mudança a ser explicada é o aumento de 1.32 anos de escolaridade entre as coortes. Os resultados da Tabela 6 mostram que tal ganho de escolaridade da coorte mais jovem deve-se principalmente e quase que na mesma proporção ao aumento da escolaridade da

FIGURA 4
Escolaridade ajustada pelo tamanho da família: Brasil, coortes de 1963 e 1983



⁶ Por não ser objetivo deste trabalho e por uma questão de simplificação, não está sendo considerada a data de nascimento do aluno para um cálculo mais refinado da escolaridade correta para cada jovem.

TABELA 5
Anos de escolaridade estimados.
Jovens de 14 anos filhos do chefe da família, coortes de 1963 e 1983, Brasil

Número Total de Irmãos	Coorte de 1963			Coorte de 1983		
	Todos	Meninos	Meninas	Todos	Meninos	Meninas
0	4,0	3,9	4,0	5,0	4,6	5,5
1	4,0	3,9	4,1	5,1	4,9	5,4
2	3,9	3,8	3,9	5,0	4,7	5,4
3	3,7	3,4	3,9	4,7	4,4	5,1
4	3,5	3,4	3,6	4,6	4,2	5,0
5	3,3	3,0	3,5	4,2	3,9	4,6
6	3,3	3,0	3,5	4,2	3,7	4,7
7+	3,1	2,8	3,3	4,0	3,7	4,3

Fonte: PNADs 1977, 1997.

mãe e à diminuição do tamanho da família. A educação formal materna é responsável por 33% do aumento da escolaridade enquanto que o tamanho da família explica quase 30% da diferença em escolaridade, confirmando que a transição demográfica beneficiou a escolaridade dos jovens brasileiros. É importante notar que o papel da escolaridade materna na determinação da educação formal dos filhos é extensamente documentado, o que não acontece com o tamanho familiar. Esse resultado chama a atenção para a importância de outras características familiares para a escolaridade de crianças e jovens.

Como esperado, o sexo do jovem não explica ganhos em escolaridade da coorte mais jovem, assim como a região de residência. Por outro lado, o fato de o jovem da coorte mais jovem residir em áreas urbanas em maiores proporções explica

aproximadamente 14% do ganho de escolaridade. Essa diferença reflete o processo de urbanização pelo qual o país passou nas últimas décadas.

Tendo estabelecido que o tamanho da família exerceu papel importante nos ganhos de escolaridade do jovem brasileiro nascido pós-transição demográfica, os próximos resultados abordam a parte do ganho de escolaridade relacionada com uma mudança da relação tamanho da família (associação) e escolaridade e a parte relacionada à diminuição no tamanho da família (composição). A Tabela 7 mostra as estimativas da decomposição da diferença na educação, tendo o tamanho da família como único fator explicativo. As estimativas apresentadas na primeira linha da tabela são as médias de escolaridade calculadas através do coeficiente da coorte de 1963. A primeira estimativa usa o coeficiente e a

TABELA 6
Decomposições da diferença na escolaridade de jovens de 14 anos
Coortes de 1963 e 1983, Brasil (modelo completo)

	Escolaridade estimada usando coeficientes da coorte alternativa:	Diferença entre escolaridade observada na coorte e estimada:	Porcentagem média da diferença em escolaridade explicada pela variável:
Educação da Mãe	4,23	0,43	33,20%
Tamanho da Família	4,18	0,39	30,09%
Log Renda Familiar	4,18	0,03	2,26%
Chefe da Família	4,20	0,08	6,33%
Sexo	4,09	-0,01	-0,61%
Rural	4,23	0,19	14,43%
Área	4,18	0,02	1,71%
Escolaridade Coorte 1963	3,43		
Escolaridade Coorte 1983	4,75		

Fonte: PNADs 1977 e 1997.

Nota: Escolaridade estimada baseada nos resultados para ambos os sexos apresentados na Tabela 4.

TABELA 7
Decomposições da diferença na escolaridade de jovens de 14 anos
Coortes de 1963 e 1983, Brasil (tamanho da família como único fator explicativo)

Relação entre tamanho da família e escolaridade observado na coorte:	Tamanho da Família em:		Mudança estimada devido à redução no tamanho da família
	1963	1983	
1963	3,43 (escolaridade observada)	4,10	0,67
1983	3,96	4,75 (escolaridade observada)	0,79
Mudança estimada devido à mudança na relação	0,53	0,65	Mudança Total 1,32
Porcentagem do aumento na escolaridade atribuído à mudança na distribuição do tamanho da família <i>per se</i>		Média 0,59	
Porcentagem do aumento na escolaridade atribuído à mudança nos coeficientes		55%	
		45%	

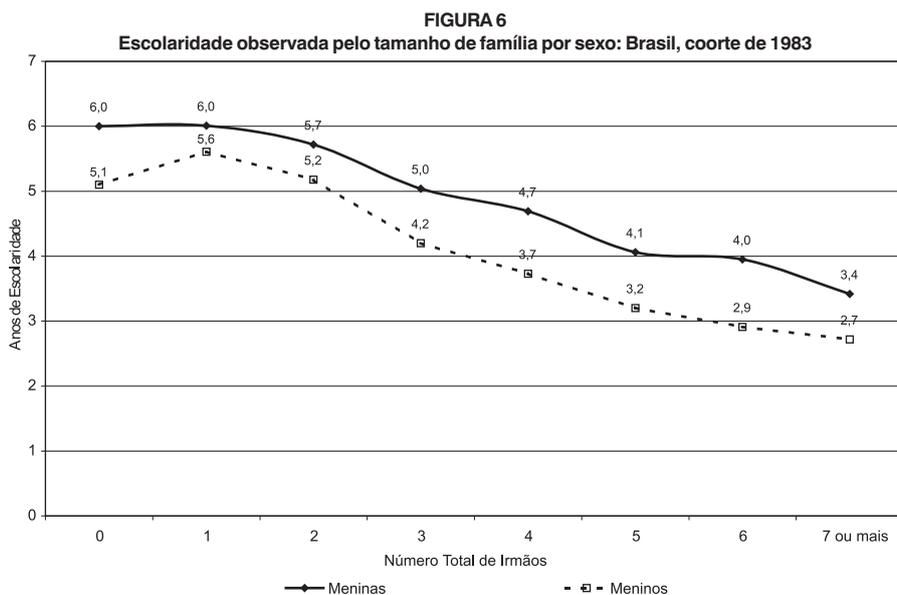
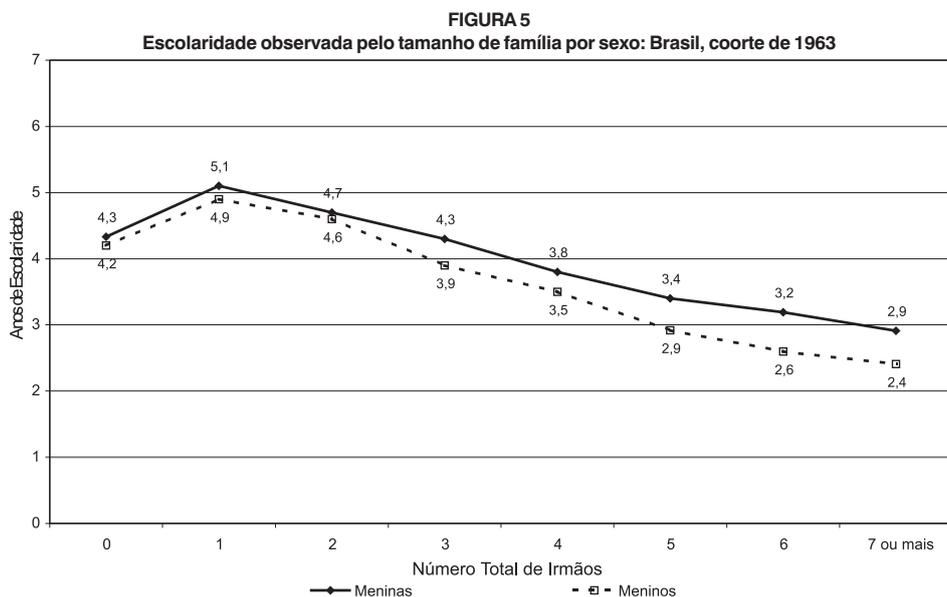
média de escolaridade das crianças da primeira coorte, resultando em 3,43 anos de escolaridade. Repetindo o procedimento, mas agora utilizando o tamanho médio da família da coorte de 1983, a segunda estimativa indica o grau de escolaridade que as crianças da coorte de 1963 teriam se o tamanho da família fosse o da coorte de 1983. A queda verificada no tamanho da família teria gerado um resultado de 4,10 anos de escolaridade. A diferença de 0,67 nas duas estimativas da primeira linha indica a redução das diferenças entre as duas coortes, como resultado do fato de atribuir à primeira coorte a mesma distribuição do tamanho da família existente na coorte mais jovem. As médias de escolaridade apresentadas na segunda linha da Tabela 7 são calculadas da mesma forma que as apresentadas na primeira linha, com a exceção de se usar o coeficiente de regressão da coorte de 1983. A primeira média da segunda linha é o produto do coeficiente da coorte de 1983 pelo tamanho da família médio da coorte de 1963. A segunda média da segunda linha é o verdadeiro tamanho médio da família para a coorte de 1983, 4,75 anos de escolaridade. Subtraindo estas duas médias chega-se a uma diferença de 0,79 por ano.

A média 0,73 representa quanto as crianças da coorte mais velha ganhariam em anos de escolaridade se tivessem o tamanho médio da família da coorte mais jovem. Este valor mostra que mudanças no tamanho da família explicam 55% dos ganhos de escolaridade entre uma coorte e a outra.

Para estimar as variações nos coeficientes, o procedimento descrito acima é repetido, agora subtraindo as médias na mesma coluna. Este exercício mostra que mudanças na curva e em fatores externos ao tamanho da família são responsáveis por 45% do aumento da escolaridade entre as coortes. Os ganhos de escolaridade são explicados principalmente pelo aumento da proporção de crianças provenientes de famílias menores. Estes resultados confirmam que a transição demográfica teve um impacto direto no aumento da escolaridade das crianças em um nível micro, ou seja, através da redistribuição de jovens em famílias menores.

4.2 Diferenças por Sexo

As Figuras 5 e 6 apresentam os anos de escolaridade observados para jovens das coortes de 1963 e 1983, para cada sexo. As Figuras indicam que as jovens



ganham escolaridade mais rapidamente que os jovens. Os resultados demonstram que a escolaridade das jovens é mais alta que a dos jovens em ambas as coortes e em todos os tamanhos da família. Os jovens são mais penalizados que as jovens por viverem em famílias maiores. A vantagem educacional das jovens aumenta na coorte pós-transição demográfica. Em famílias

grandes e pequenas, as jovens apresentam significativa vantagem na educação formal em relação aos jovens. Entre aqueles da coorte mais jovem, essa vantagem chega a um ano a mais de escolaridade em favor das filhas únicas.

As diferenças na escolaridade pelo tamanho familiar permanecem mesmo quando características sócio-econômicas e

demográficas dos jovens são levadas em conta. A escolaridade estimada é apresentada nas Figuras 7 e 8. A Figura 7 mostra que a vantagem educacional das meninas da coorte pré-transição demográfica é nula entre os jovens com dois ou menos irmãos, mas aumenta com o tamanho da família.

Na coorte mais jovem, a vantagem educacional feminina é observada em todos os tamanhos familiares, indicando que os meninos, principalmente aqueles em famílias maiores, devem ser alvo de políticas que visem à promoção educacional do jovem.

FIGURA 7
Escolaridade estimada pelo tamanho de família por sexo: Brasil, coorte de 1963

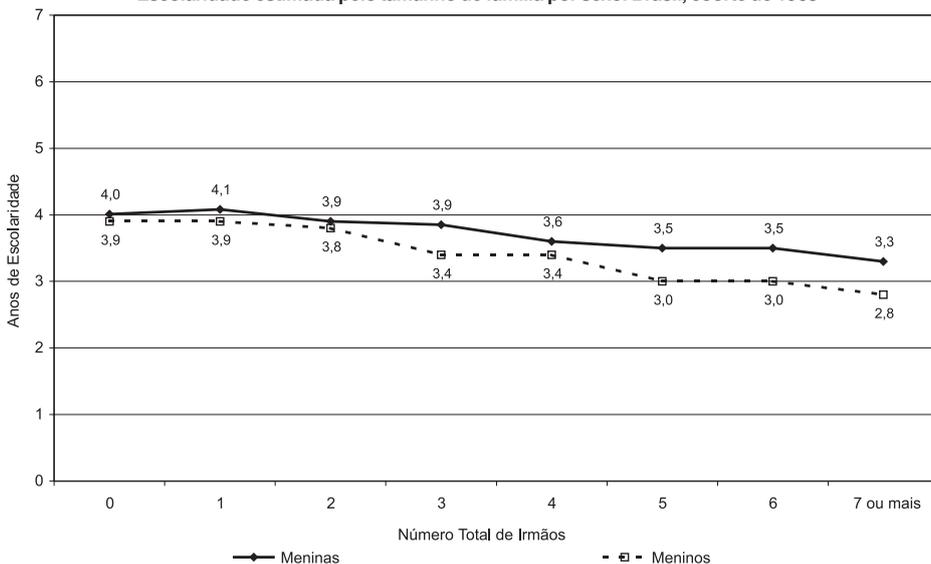
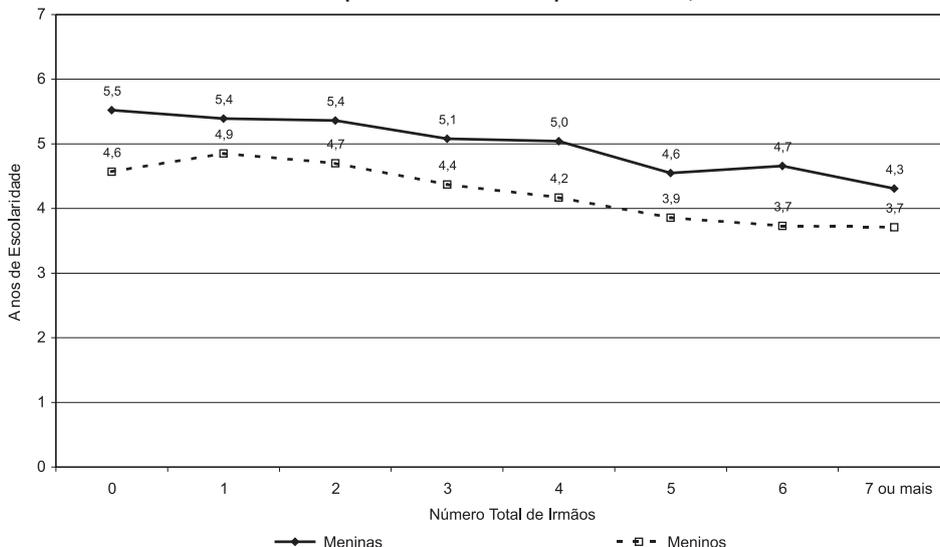


FIGURA 8
Escolaridade estimada pelo tamanho da família por sexo: Brasil, coorte de 1983



5. Conclusões e Discussão

Este trabalho demonstra a importância do número de irmãos na escolaridade dos jovens brasileiros. Jovens em famílias grandes das coortes pré e pós-transição demográfica estão em desvantagem se comparados àqueles em famílias pequenas, confirmando as hipóteses de diluição de recursos e rivalidade entre irmãos. Este impacto negativo do tamanho da família na escolaridade não apenas persiste, mas aumenta sensivelmente na coorte pós-transição demográfica, sugerindo a importância de políticas privilegiarem a educação formal dos jovens em famílias maiores.

Decomposições demonstram que a transição demográfica beneficiou a escolaridade dos jovens ao diminuir o tamanho das famílias na mesma magnitude que fatores tradicionalmente estudados, como a educação materna. Este resultado demonstra um efeito “janela de oportunidade” em relação à escolarização dos jovens no nível da família: o menor número de irmãos após a transição demográfica beneficiou a escolaridade dos jovens brasileiros, explicando uma significativa proporção do ganho educacional entre as coortes.

Os resultados demonstram ainda que os jovens se beneficiaram em relação ao tamanho da família mais por uma questão de composição, isto é, uma proporção maior vive em famílias menores. Mudanças na curva relacionando o tamanho da família e a escolaridade também contribuíram para o ganho de escolaridade, porém em menor magnitude.

A investigação das diferenças por sexo mostra que garotos na coorte mais jovem não só possuem menores níveis de matrí-

cula e escolaridade, mas também são mais penalizados por pertencerem a famílias maiores. Na coorte pós-transição demográfica, as jovens estão à frente dos jovens em todos os tamanhos familiares. Estas evidências indicam que pode estar ocorrendo algum nível de especialização nas famílias, em que as jovens, que antes cuidavam do grande número de irmãos das coortes mais velhas, são agora “escolhidas” para estudar. Na coorte mais jovem, as meninas apresentam maior escolaridade e matrícula, além de não serem tão penalizadas por famílias maiores como os meninos. A desvantagem educacional brasileira é em favor das meninas, chamando a atenção para a situação do jovem. Esse resultado, entretanto, não significa que não exista defasagem na escolarização das jovens, e sim que ela é maior para os jovens. Estudos futuros sobre trabalho e escolaridade do jovem devem observar as características dos irmãos e suas atividades, incluindo o trabalho doméstico, com o objetivo de expandir as descobertas deste trabalho com relação a como as decisões educacionais são tomadas dentro da família.

A persistência do efeito negativo do tamanho da família indica que jovens em famílias grandes na coorte pós-transição demográfica, embora em menor prevalência, estão em maior desvantagem em relação à educação formal. Os jovens de hoje que estão em famílias grandes são os mais penalizados, devendo ser visados por políticas de promoção da escolaridade. Este trabalho demonstra a importância de políticas que visem ao bem-estar do jovem levarem em conta fatores familiares menos estudados como o tamanho da família.

Referências Bibliográficas

ANH, T. S., KNODEL, J., LAM, D., FRIEDMAN, J. Family Size and Children's Education in Vietnam. **Demography**, v. 35, p. 57-70, 1998.

BARROS, R., LAM, D. Income and education inequality and children's schooling attainment in Brazil. In: BIRDSALL, N., SABOT, R. (eds.). **Opportunity Foregone:**

Education in Brazil. Washington: Inter-American Development Bank, 1996.

BARROS, R., FOX, L., MENDONÇA, R. Female-Headed Households, Poverty, and the Welfare of Children in Brazil. **The Journal of Human Resources**, p. 57-231, 1997.

BECKER, G. S., LEWIS, H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. **The Journal of Political Economy**, v. 81(2), Part 2: New Economic Approaches to Fertility, S279-S288, 1973.

BECKER, G. S. **A Treatise on the Family**. Cambridge: Harvard University Press, 1981.

BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. Chicago: The University of Chicago Press, 1993.

BIRDSALL, N., SABOT, R. **Opportunity Foregone: Education in Brazil**. Washington, D. C.: Inter-American Development Bank, 1996.

BLAKE, J. Number of siblings and educational mobility. **American Sociological Review**, v. 50, p.84-94, 1985.

BLAKE, J. **Family Size and Achievement**. 1989.

BLEDSON, C., CASTERLINE, J., JOHNSON-KUHN, J. HAAGA, J. (eds.). **Critical Perspectives on Schooling and Fertility in the Developing World**. Washington, D.C.: National Academy Press, 1999.

CALDWELL, J. **Theory of Fertility Decline**. London: Academic Press, 1980.

CARVALHO, J. A., WONG, L. A window of opportunity: Some demographic and socioeconomic implications of the rapid fertility decline in Brazil. CEDEPLAR/ Universidade Federal de Minas Gerais, n. 91, 1995.

CHERNICHOVSKY D. Socioeconomic and demographic aspects of school enrollment and attendance in Botswana. **Economic Development & Cultural Change**, 33(2) 319-32 1987.

COLEMAN, J. Social capital in the creation of human capital. **American Journal of Sociology**, 94, supplement, S95-S120, 1988.

FILMER, D., PRICHETT, L. The effect of household wealth on educational attainment: evidence from 35 countries. **Population and Development Review**, v.25 (1) p.85-120 1999.

GOMES-NETO, J. B., HANUSHEK, E. The causes and effects of grade repetition. In: BIRDSALL, N., SABOT, R. (eds). **Opportunity Foregone: Education in Brazil**. Washington, D.C.: Inter-American Developmental Bank, 1996.

HAUSER, R. M. Review of Blake, Family Size and Achievement. **Population and Development Review**, v. 15(1), p. 67-561, 1989.

HAUSER, R. M., SEWELL, W. H. Birth Order and Educational Attainment in Full Sibships. **American Educational Research Journal**, v. 22 (3), p.1-23, 1981.

HERMALIN, A., SELTZER, J. A., CHING-HSIANG, L. Transitions in the Effect of Family Size on female Educational Attainment: The Case of Taiwan. **Comparative Education Review**, v. 26 (2), 1982.

JONES, K. Decomposing Differences Between Groups. **Sociological Methods and Research**, v. 12 (13), p.323-343, 1984.

KNODEL, J., WONGSITH, M. Family size and children's education in Thailand: evidence from a national sample. **Demography**, n. 28, p. 131-119, 1991.

KNODEL, J. The closing of the gender gap in schooling: the case of Thailand. **Comparative Education**, n. 33, p.61-86, 1997.

KNODEL, J., JONES, G. Post-Cairo population policy: does promoting girls' schooling miss the mark? **Population and Development Review**, n. 22, p. 683-702, 1996.

LAM, D., MARTELETO, L. Grade repetition, school enrollment, and economic shocks in Brazil. Trabalho apresentado no **2000 PAA Meeting**, Los Angeles, 23-25 Março, 2000.

LAM, D., DURYEY, S. Effects of schooling on fertility, labor supply, and investments in children, with evidence from Brazil. **Journal of Human Resources**, 1999.

LEVISON, D., DURYEY, S., HOEK, J., LAM, D. **In and Out: Child Forays into the Labor Force in Brazil**. Ann Arbor: Population Studies Center, University of Michigan, 2000.

LLOYD, C. Investing in the Next Generation: The Implication of High Fertility at the Level of the Family. **Population Council Working Paper**, n. 63, 1994.

MARE, R.P., CHEN, M.D. Further evidence on sibship size and educational stratification. **American Sociological Review**, v. 51, p. 403-412, 1986.

MARTELETO, L. A cohort analysis of children's schooling in Brazil: Do number and composition of siblings matter? Trabalho apresentado no encontro anual da **Population Association of America**, 2001.

MCLANAHAN, S. Family Structure and the Reproduction of Poverty. **American Journal of Sociology**, n. 90, p. 873-901, 1985.

MELLO e SOUZA, A., SILVA, N.V. Family Background, Quality of Education and Public and Private Schools: Effects of School Transitions. In: BURNS, B., SABOT, R., BIRDSALL, N. (eds.). **Opportunity Foregone: Education in Brazil**. Washington, D.C.: Inter-American Developmental Bank, 1996.

MENDES, M., DIAS, V. Implicações Da Dinâmica Demográfica Sobre o Sistema Educacional. **Indicadores Sociais: Uma Análise da Década de 80**. Rio de Janeiro: IBGE, 1995.

OAXACA, R.L., RANSOM, M.R. On discrimination and the decomposition of wage differentials. **Journal of Econometrics**, n. 61, p. 5-21, 1994.

PATRINOS, H., PSACHAROPOULOS, G. Family size, schooling and child labor in Peru: an empirical analysis. **Journal of Population Economics**, v.10 (4), p.387-405, 1997.

PSACHAROPOULOS, G., ARRIAGADA, A. The determinants of early age human capital formation: Evidence from Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v.37, p. 683-708, 1989.

PARISH, W.L., WILLIS, R.J. Daughters, education, and family budgets: Taiwan experiences. **The Journal of Human Resources**, v.28, p.98-863, 1993.

PRESTON, S.H. The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development. **Population Studies**, v. 29 (2), 1979.

SHAVIT, Y., PIERCE, J. Sibship size and educational attainment in nuclear and extended families: Arabs and Jews in Israel. **American Sociological Review**, v.56, p.321-30, 1991.

Abstract

Brazilian youth now share family resources with fewer siblings and spend more time in intergenerational families. For example, the 1963 cohort of 14 year-olds had an average of 5.4 siblings, while the 1983 cohort had 2.3 siblings. The purpose of this paper is to examine how family size affected schooling for cohorts of children born pre- and post-demographic transition. Did the demographic transition benefit young people and contribute to an increase of the formal educational level? Did any such impact occur differently for male and female youth? The data from the 1977 and 1997 PNADs were used in order to answer these questions. Results from multivariate analyses were used for simulations and decompositions. The study shows that the number of siblings of young people in the older cohort contributed to their lower levels of schooling. In contrast, the smaller families of the younger cohort contributed to increase of the number of years in school in the 1990s. The redistribution of young people in small families explains in large part the improved schooling, even when traditional determinants of schooling are considered. The young women show higher rates of schooling than their male counterparts and are less prejudiced by belonging to large families. The final section of the article discusses implications for policies aimed at the well-being of Brazilian youth, as well as themes for future research.

Enviado para publicação em 14/11/2002.

