

## 2 Revisão de Literatura

O modelo em que nos baseamos é similar àquele desenvolvido em Becker e Tomes (1986). Os autores desenvolvem um modelo visando a analisar tanto os mecanismos de transmissão intergeracional de renda, ativos e consumo quanto as implicações dessa transmissão intergeracional em cada família para a desigualdade da sociedade como um todo. O modelo supõe que (i) indivíduos maximizam suas utilidades com certo grau de altruísmo em relação a seus filhos; (ii) a criança tem um vetor de atributos não-observáveis herdados parcialmente do vetor de atributos de seus pais (habilidade, cultura familiar); e (iii) pais podem investir em capital humano da criança, que é insumo para a produção de renda quando ela crescer. Os atributos familiares afetam o retorno ao capital humano do indivíduo, e sua transmissão intergeracional se dá a uma taxa entre zero e 1<sup>1</sup>.

Se o mercado de capitais for perfeito, o nível de investimento em capital humano será sempre ótimo, pois em cada geração os pais serão capazes de investir até o ponto em que a taxa marginal de retorno do capital humano dos filhos se iguale à taxa de retorno de um ativo financeiro representativo. Nesse caso, pai e filho terão níveis de capital humano ótimos e suas rendas serão correlacionadas apenas indiretamente, através da correlação de seus atributos não-observáveis. A renda do filho é determinada apenas indiretamente pela renda do pai, na medida em que seus níveis de capital humano ótimos serão correlacionados.

No caso de imperfeição do mercado de capitais, o nível de capital humano dos filhos passa a depender da renda dos pais, uma vez que eles podem não ter renda suficiente para investir em seus filhos até o nível ótimo. A renda dos pais, por sua vez, depende da renda dos avós na medida em que seu (do pai) capital humano depende da renda dos avós. Assim, a renda dos filhos depende da renda

---

<sup>1</sup> Nesse sentido, há “regressão à média” para os atributos familiares.

dos pais e da renda dos avós<sup>2,3</sup>. Como o capital humano não pode ser utilizado como colateral, esse mercado enfrenta dificuldades de financiamento maiores do que os demais ativos da economia<sup>4</sup>.

O modelo de Becker e Tomes prevê, em equilíbrio, uma correlação intergeracional de renda igual à taxa de transmissão dos fatores familiares não-observados para o caso de mercados de capitais perfeitos, mas crescente com a imperfeição desses mercados. Sob a hipótese de perfeição, a correlação de renda seria totalmente explicada pela correlação de capital humano<sup>5</sup>.

Analisando a correlação de riqueza entre gerações de famílias americanas, Charles e Hurst (2003) estimam uma elasticidade intergeracional igual a 0,37. Os autores concluem que as rendas de pais e filhos são responsáveis por 50% dessa correlação, contra 28% explicados pelas correlações de capital humano. Além disso, o poder explicativo do capital humano cairia para somente 2% da correlação de riqueza intra-familiar quando é feito o controle para a renda dos indivíduos.

Com os dados da PNAD 1996, Ferreira e Veloso (2003) analisam a mobilidade intergeracional de educação no Brasil. Através da análise de matrizes

---

<sup>2</sup> O modelo racionaliza um resultado que já havia sido encontrado algumas vezes na literatura: uma vez feito o controle para a renda dos pais, a renda dos avós tem impacto negativo sobre a renda do indivíduo. Isso ocorre porque, condicional à renda dos pais, ter avós com mais renda significa ter pais com menos “habilidade”, e, *ceteris paribus*, filhos também. Ver Becker e Tomes (1986).

<sup>3</sup> Cunha e Heckman (2007) generalizam o modelo de geração de capital humano, permitindo a consideração de diferentes períodos de infância, em que cada período seria especialmente produtivo para determinados tipos de aprendizado (por exemplo, o aprendizado de uma segunda língua antes de doze anos de idade), e que as habilidades *cognitivas* e *não-cognitivas* se complementariam não só dentro dos períodos como entre períodos (*self-productivity* e *dynamic complementarity*). Os autores também mostram evidências de que os padrões dos diferenciais nos *scores* em testes de habilidades cognitivas e não-cognitivas já estão bem delineados bem cedo na infância. Ainda não é consenso, entretanto, se essa seria uma evidencia de transmissão genética de habilidade ou resultado de altos retornos a investimento em capital humano (e outras variáveis) nos períodos mais tenros da infância.

<sup>4</sup> A hipótese de imperfeição no mercado de capitais é particularmente plausível no caso do mercado de capital humano.

<sup>5</sup> As correlações intergeracionais de riqueza e consumo, entretanto, dependeriam de outros fatores.

de transição entre educação de chefes de família e cônjuges<sup>6</sup> e seus pais, os autores concluem que há uma notável persistência intergeracional no nível educacional, especialmente nas caudas da distribuição, o que é interpretado como evidência de não-linearidades na mobilidade educacional. Em particular, a chance de o filho de um analfabeto continuar analfabeto é extremamente alta. Os autores também mostram que a persistência é maior para negros e habitantes da região Nordeste, fenômeno apenas parcialmente explicado pelo fato de tanto no Nordeste quanto entre os negros a porcentagem da população com pais analfabetos ser maior.

Checci e Flabbi (2007) analisam os arranjos institucionais de Itália e Alemanha, países cujos sistemas educacionais se baseiam na distribuição das crianças em *tracks* que predizem de forma bastante incisiva suas futuras trajetórias educacionais. Os autores mostram que em um modelo com habilidade observável a solução de *first-best* é alcançada no equilíbrio em que as crianças mais habilidosas são direcionadas aos *tracks* que levam a maiores níveis finais de instrução. Se a habilidade for não-observável, a solução de *second-best* é basear o *tracking* na educação dos pais; nesse caso há bastante *mismatching*<sup>7</sup>. Nesse ambiente, o *background* familiar assume ainda mais importância. A análise empírica mostra que a porção do efeito da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos explicada pela escolha dos *tracks* não passa de 50%, e os efeitos sobre meninos e meninas parecem diferir bastante.

Evidência de efeitos-gênero também é encontrada em Black *et al.* (2005). O artigo utiliza uma reforma educacional na Noruega entre os anos de 1960 a 1972 que aumentou a escolaridade mínima obrigatória de sete para nove anos como fonte de identificação de variação exógena, ao nível familiar, na educação dos indivíduos que se encontravam na escola nessa época. Para a amostra inteira, os coeficientes estimados por MQO (nas regressões pai-filhos/filho/filha e mãe-filhos/filho/filha) são todos entre 0,21 e 0,26 e significantes a 5%. Mas, quando

---

<sup>6</sup> Os autores restringem a amostra aos homens, para efeito de comparabilidade com outros estudos.

<sup>7</sup> Por *mismatching* entenda-se alunos que estão num *track* que leva com maior probabilidade ao ensino superior terem desempenho em testes de habilidade matemática menor que alguns que estão em outros *tracks*

instrumentalizada, educação dos pais não parece ter efeito causal significativo sobre os filhos. No entanto, restringindo a amostra àqueles que se educaram menos e que devem ter sido realmente afetados pela reforma, os autores encontram um efeito causal significativo de educação da mãe sobre o filho, mas não para as outras relações. A estimativa pontual sugere que, para essa sub-amostra, um ano a mais de estudo da mãe causa 0,18 anos a mais de escolaridade final do filho.

Num trabalho similar, Oreopoulos *et al.* (2006) utilizam variações nas leis estaduais americanas de escolaridade mínima necessária para se conseguir um *work permit* durante o século XX como fonte de variação exógena. Devido à alta correlação entre os instrumentos referentes a pai e mãe, os autores não conseguem identificar efeitos causais parciais sobre a probabilidade de o filho ter sido reprovado. Por isso, prosseguem a análise utilizando a soma dos anos de estudo dos pais. As relações MQO estimadas sugerem que um ano a mais de estudo reduz a probabilidade de defasagem idade-série de 1% a 3%, e que essa relação decresce em famílias mais educadas. Os coeficientes estimados através de 2SLS-IV sugerem um efeito maior: um ano a mais de estudo de pai ou mãe reduz de 2% a 4% a probabilidade de o filho estar defasado. Os autores citam a possibilidade de haver grandes erros de medida nos dados educacionais americanos como provável causa de os coeficientes estimados por IVs serem maiores que aqueles por MQO.

No Brasil, o suplemento de mobilidade social da PNAD 1996, que contém informações sobre a escolaridade dos pais dos chefes de família e de seus cônjuges, tem sido utilizado por alguns autores como forma de controlar para características familiares não-observáveis e *background* familiar. Num estudo sobre o impacto de começar a trabalhar cedo sobre os rendimentos futuros, Emerson e Souza (2006) utilizam esse suplemento e dados dos números de escola por habitante e professores por escola nos estados em que os homens de sua amostra nasceram para tratar da endogeneidade das decisões de participação no mercado de trabalho e escolaridade. Os autores mostram que o efeito de começar a trabalhar cedo é não-linear: antes dos treze anos afeta negativamente a renda esperada futura mesmo que a criança continue a frequentar a escola, sugerindo um *trade-off* entre educação e trabalho infantil. Para o efeito de anos de estudo sobre renda, também encontram estimativas sob IVs maiores que sob MQO.

Souza (2007) também usa as informações relativas à educação dos pais no suplemento de mobilidade social da PNAD 1996 para isolar efeitos familiares e identificar o efeito causal de educação do pai e da mãe sobre filho e filha. Após lembrar que a educação dos pais é um bom previsor para a educação dos filhos no Brasil, o autor mostra que há evidência de *'assortative matching'* tanto no caso dos 'filhos' como no dos 'pais'. Se características não-observáveis dos indivíduos estiverem simultaneamente correlacionadas com características não-observáveis dos seus pais e dos seus cônjuges (e, portanto, dos pais de seus cônjuges) e ainda com variáveis observadas de educação, então se pode usar essas correlações entre as variáveis educacionais de filhos, cônjuges, pais e sogros para controlar por essas características. Para que o modelo estimado fique identificado, o autor supõe que há uma relação linear entre a influência que a educação dos pais tem sobre filhos e filhas. As estimativas pontuais pelos modelos SUR são sistematicamente menores que as de OLS, indicando que a correlação entre os erros pode estar introduzindo um viés positivo na estimação dos efeitos dos pais. Além disso, há evidência de: (i) efeito 'gradiente' ou não-linear: a educação dos filhos parece ser uma função côncava para certos níveis de educação dos pais; (ii) há um efeito-gênero: pais influenciam mais filhos do mesmo sexo que do sexo oposto (iii) esse efeito-gênero também parece ter um 'gradiente': esse diferencial de influência é ainda maior para baixos níveis de educação dos pais.

Em um trabalho que se aproxima do nosso, Machado e Gonzaga (2007) buscam analisar o efeito da renda e da educação dos pais sobre a probabilidade de as crianças de sete a quatorze anos terem defasagem idade-série, isto é, estarem numa série inferior àquela esperada para sua idade. Os dados utilizados são os da PNAD 1996. Os autores utilizam um modelo em que a educação de um indivíduo depende da renda familiar per capita, da educação de seus pais e de fatores aleatórios, e sua renda depende da sua educação e de outros fatores aleatórios. Esses fatores podem ser específicos (i) ao indivíduo (habilidade ou gosto pelos estudos), (ii) à sua família (tradição ou preferências familiares), (iii) à sua geração (variações nas preferências por escolarização ou choques de oferta de educação, por exemplo). A estrutura da matriz de variância-covariância desses fatores aleatórios, então, estará definindo as relações entre as variáveis observadas. O fator aleatório individual supõe-se ser a soma de um fator familiar fixo no tempo e um erro não-correlacionado nem com esse fator nem serialmente.

São escolhidos três instrumentos para a abordagem empírica. O primeiro é baseado na lei 5.692 de 1971, que incorporou à escola primária básica o ginásio, ampliando de 4 para 8 anos a escolaridade obrigatória. Os autores constroem uma *dummy* que assume valor igual a 1 para aqueles pais que nasceram a partir de 1957, e que em 1971 devem ter sido afetados pela lei. O segundo instrumento é a média do número de escolas por habitante quando os pais tinham entre 7 e 14 anos. O terceiro instrumento é a diferença entre a escolaridade dos avós e seus filhos. Se os efeitos familiares são “efeitos fixos”, então essa variável estaria livre desses efeitos e influenciaria a probabilidade de a criança ter defasagem apenas através da educação dos pais e da renda familiar, argumentam os autores<sup>8</sup>.

Os resultados de MQO mostram que tanto anos de estudo paterno quanto materno têm influência negativa e significativa a 1% sobre a probabilidade de a criança estar defasada (-0,012 e -0,018, respectivamente). No entanto, após a instrumentalização dessas variáveis, o efeito do pai perde magnitude e significância, enquanto o da mãe, embora mais fraco (-0,011), permanece significativa a 5%, fornecendo mais um indício de que há efeito causal materno e de que o efeito causal paterno parece ser mais fraco. A instrumentalização da renda familiar per capita provoca resultado contrário: o efeito de MQO (-0,033) se torna cinco vezes maior sob IVs (-0,168). A interpretação proposta é que a renda, quando exógena, não capta de forma tão precisa variações do nível sócio-econômico da família, além de haver fatores omitidos que simultaneamente afetam a sua determinação e o desempenho das crianças. Como entre os instrumentos está a diferença entre o grau de instrução dos pais em relação aos avós, a variação da renda explicada por esse instrumento corresponderia a uma mudança mais permanente que impactaria com maior força as crianças<sup>9</sup>.

---

<sup>8</sup> *Cogneau e Maurin* (2001) adotam essa estratégia para identificar o impacto da renda de pai e mãe e do nível educacional das mães nas decisões escolares das crianças, usando como instrumento as diferenças entre os níveis de educação e de status ocupacional entre pais e avós (considerados não correlacionados com os choques transitórios da renda e com os fatores não observados específicos da família).

<sup>9</sup> No capítulo 6 mostraremos que o aumento do efeito da renda familiar per capita, ao ser instrumentalizada, também é encontrado nos nossos dados, embora não utilizemos a diferença de escolaridade entre pais e avós como instrumento.

Portanto, a evidência de efeito causal da educação dos pais na educação dos filhos ainda é bastante esparsa e inconclusiva. A maioria dos trabalhos que se dedicaram a isolá-los dos outros efeitos familiares encontra alguma evidência de efeito materno, e muito pouca evidência de efeito paterno. As magnitudes dos efeitos encontrados são bastante pequenas, mas há razões para crer que os efeitos podem ser muito maiores em ambientes de países em desenvolvimento que em ambientes de países já desenvolvidos. A existência de não-linearidades e possíveis relações mais fortes para níveis mais baixos de escolaridade poderiam explicar os pequenos e pouco significantes efeitos em contextos de sociedades desenvolvidas sem que o mesmo esteja ocorrendo em sociedades mais pobres. A produção de estimativas comparáveis com as existentes na literatura internacional pode, então, esclarecer um pouco mais os processos de transmissão intergeracional de capital humano.