

TRANSMISSÃO INTERGERACIONAL DE CAPITAL HUMANO: EVIDÊNCIAS PARA O RIO GRANDE DO SUL

Felipe Garcia Ribeiro¹

André Carraro²

Thomas Hyeono Kang³

Denise Petrucci Gigante⁴

Bernardo Lessa Horta⁵

Janaína Vieira dos Santos Motta⁶

Este artigo investiga o efeito da transmissão intergeracional de capital humano para a coorte de 1982 da cidade de Pelotas, no estado do Rio Grande do Sul, Brasil, levantada pelo Centro de Pesquisas Epidemiológicas da Universidade Federal de Pelotas (CPE/Ufpel) (Victoria e Barros, 2006). A literatura em transmissão intergeracional é ainda inconclusiva. Para o estabelecimento da relação causal, utiliza-se o método de variáveis instrumentais, em que os instrumentos são obtidos a partir de uma expressiva variação na oferta educacional no estado do Rio Grande do Sul, promovida pelo governo Brizola entre 1959 e 1962. Os resultados obtidos apontam para efeito da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos com a presença de viés de gênero. O resultado robusto para as diferentes especificações é o efeito da escolaridade das mães sobre a escolaridade das filhas.

Palavras-chave: capital humano; transmissão intergeracional; dados de coorte; efeito causal.

INTERGENERATIONAL TRANSMISSION OF HUMAN CAPITAL: EVIDENCE FOR RIO GRANDE DO SUL

This paper provides evidence on the intergenerational transmission of human capital using data from the 1982 Pelotas (Rio Grande do Sul, Brazil) birth cohort raised by the Epidemiological Research Center of the Federal University of Pelotas (Victoria and Barros, 2006). The literature on intergenerational transmission of human capital is inconclusive. In order to establish a causal relation, we use instrumental variables estimation techniques. Those variables were obtained from an expressive variation of educational supply in the state of Rio Grande do Sul (Brazil) promoted by

1. Doutor em economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). Professor permanente no Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas (PPGOM/Ufpel). *E-mail:* <felipe.garcia.rs@gmail.com>.

2. Doutor em economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor permanente no Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas (PPGOM/Ufpel). *E-mail:* <andre.carraro@gmail.com>.

3. Mestre em economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). Doutorando em economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). Pesquisador da Fundação de Economia e Estatística (FEE) e professor na Escola Superior de Propaganda e Marketing – Sul (ESPM-Sul). *E-mail:* <thomas@fee.tche.br>.

4. Doutora em epidemiologia pela Universidade Federal de Pelotas (Ufpel). Professora permanente no Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal de Pelotas (CPE/Ufpel). *E-mail:* <denisepegigante@gmail.com>.

5. Doutor em epidemiologia pela McGill University. Professor permanente no Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal de Pelotas (CPE/Ufpel). *E-mail:* <blhorta@gmail.com>.

6. Doutora em epidemiologia pela Universidade Federal de Pelotas (Ufpel). Professora permanente no Programa de Pós-Graduação em Saúde e Comportamento da Universidade Católica de Pelotas (PPGSC/UCPEL). *E-mail:* <jsantos.epi@gmail.com>.

the government of Leonel Brizola (1959-1962). Results obtained indicate that parents' schooling affects children's schooling with gender effect. Positive results for mother's schooling influence over daughter's schooling were found in more than one specification.

Keywords: human capital; intergeneration transmission; cohort data; causal effect.

TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE CAPITAL HUMANO: EVIDENCIA DE RIO GRANDE DO SUL

En este trabajo se investiga el efecto de la transmisión intergeneracional de capital humano para el 1982 de cohortes en Pelotas, Brasil, planteada por el Centro de Investigación Epidemiológica de la Universidad Federal de Pelotas (Victoria y Barros, 2006). La literatura sobre la transmisión intergeneracional aún no es concluyente. Para establecer una relación causal, se utiliza el método de variables instrumentales, donde los instrumentos se obtienen a partir de una variación significativa en la oferta educativa en el estado de Rio Grande do Sul promovido por el gobierno Brizola entre 1959 y 1962. Los resultados muestran para el efecto de la escolaridad de los padres en la escolarización de los niños con la presencia de sesgo de género. El resultado más robusto de una especificación es el efecto de la educación de la madre en la educación de las hijas.

Palabras clave: capital humano; transmisión intergeneracional; cohorte de datos; efecto causal.

LA TRANSMISSION INTERGENERATIONNELLE DU CAPITAL HUMAIN: PREUVE DE RIO GRANDE DO SUL

Cet article étudie l'effet de la transmission intergénérationnelle du capital humain pour la cohorte de 1982 à Pelotas, Brésil, soulevée par le Centre de Recherche Épidémiologique de l'Université Fédérale de Pelotas (Victoria et Barros, 2006). La littérature sur la transmission intergénérationnelle ne sont pas concluantes. Pour établir une relation de cause à effet, nous utilisons la méthode de variables instrumentales, où les instruments sont obtenus à partir d'une variation significative de l'offre éducative dans l'état de Rio Grande do Sul promu par le gouvernement Brizola entre 1959 et 1962. Les résultats montrent pour l'effet de la scolarité des parents sur la scolarisation des enfants avec la présence de préjugés sexistes. Le résultat le plus robuste de la spécification est l'effet de l'éducation de la mère sur l'éducation des filles.

Mots-clés: capital humain; transmission intergénérationnelle; données cohorte; effet causal.

JEL: I20; J62; O15.

1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda é um dos temas mais debatidos em economias em desenvolvimento. Para o Brasil, vários estudos apontam que o país é um dos piores em termos de desigualdade de renda e de mobilidade social (Pero e Szman, 2008). Entre os fatores que contribuem para essa delicada situação, destaca-se na literatura o papel da desigualdade educacional (Lam, 1999).

A educação está associada à criação de benefícios privados e sociais, além de ter importante papel na determinação da distribuição de oportunidades, da mobilidade e da desigualdade social intra e intergerações (Machin, 2007).

Em busca do entendimento desse processo ao longo do tempo, pesquisadores de diversas áreas têm dedicado esforços na questão da transmissão intergeracional da educação. Existem, basicamente, duas grandes linhas de pesquisa sobre esse tema. A primeira está preocupada com a identificação dos determinantes da estratificação educacional, cujo foco está em avaliar os efeitos de variáveis sociais (raça, ocupação social, gênero) e educacionais (escolaridade dos pais) sobre a escolaridade dos filhos. Dentro desta linha de pesquisa, tem-se como referência os trabalhos de Mare (1980; 1981) e suas aplicações para o Brasil em Fernandes (2004; 2005). A segunda linha de pesquisa tem como objetivo avaliar o papel de indicadores socioeconômicos dos pais sobre os mesmos indicadores dos filhos nos diferentes estágios da vida destes últimos. Em outras palavras, esta linha dedica-se a entender e a avaliar as persistências e as transmissões intergeracionais de renda, saúde, hábitos e educação e possui forte tradição na pesquisa em economia, com destaque para os trabalhos de Becker e Tomes (1979; 1986), que analisam a mobilidade intergeracional a partir da elasticidade entre o desempenho de pais e filhos, em que valores maiores expressam sociedades com menor mobilidade.

Além do foco em obter estimações sobre correlações e elasticidades entre o nível de educação de distintas gerações, a literatura tem ampliado a sua atuação no entendimento do mecanismo causal do processo de desigualdade educacional e da transmissão de educação das diferentes gerações.

A existência de um efeito de transmissão intergeracional da educação dos pais para os filhos poderia explicar, pelo menos em parte, o processo de geração e de manutenção de desigualdades sociais. A busca para identificar corretamente a magnitude desse efeito tem sido objeto constante de pesquisa na literatura internacional (Grawe e Mulligan, 2002; Black, Devereux e Salvanes, 2005) e nacional (Ferreira e Veloso, 2003; Dunn, 2007; Gonçalves e Silveira Neto, 2013). O problema aqui existente é que a simples comparação entre escolaridade de filhos com pais de diferentes escolaridades está sujeita a uma série de problemas, ligados a variáveis não observáveis, que incorrem em estimativas viesadas.

Para exemplificar o exposto acima, Firmo e Soares (2010) e Machado e Gonzaga (2007) afirmam que a influência da escolaridade dos pais sobre a dos filhos pode ser classificada em dois grupos: efeitos diretos e efeitos indiretos. Os efeitos indiretos estão relacionados com características familiares, observadas ou não observadas, que resultam em diferentes níveis de escolaridade dos filhos. Entre estas características familiares, Currie e Moretti (2003) destacam que pais com maior escolaridade tendem a possuir maior renda e maior capacidade de investimento na escolaridade dos filhos. Black, Devereux e Salvanes (2005) dão ênfase na maior capacidade de pais com maior escolaridade em ajudar no aprendizado dos filhos.

Marteletto (2004) destaca o papel de formação de expectativas quanto ao futuro dos filhos, de tal forma que pais com maior escolaridade geram expectativas de seus filhos também possuir maior escolaridade.

Por fim, os efeitos diretos relacionam-se à influência direta da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos, mediante ação de comportamentos potencialmente não observáveis. Como destacado por Machado e Gonzaga (2007), caso a transmissão intergeracional de educação decorra de efeitos não observáveis, uma política pública que estimule a escolaridade dos pais pode ter um efeito menor do que o esperado sobre a escolaridade dos filhos, dado que o formulador de política não está contabilizando, na análise de custo e de benefício, esses efeitos não observados.

Por conta da discussão exposta acima, a identificação precisa dos canais que estimulam o aumento de capital humano é de sumo interesse para a orientação de políticas públicas de combate à pobreza e redução da desigualdade. Na presença de transmissão intergeracional, qualquer avaliação de custo e de benefício de políticas públicas de educação deve levar em conta os efeitos intergeracionais para que não ocorra a subestimação dos efeitos da política e sua consequente não implantação em decorrência da falha de avaliação.

Dentro desse contexto, este artigo junta-se ao corpo de estudos já realizados sobre o tema com a finalidade de buscar uma evidência adicional de transmissão intergeracional de capital humano de pais para filhos. Além disso, este trabalho utiliza dados para uma região em desenvolvimento, o que ainda é uma lacuna na literatura, segundo Jakubson e Souza (2011), por conta da escassez de evidências. Em uma linha próxima, Gonçalves e Silveira Neto (2013) avaliam a persistência da transmissão intergeracional de educação também para uma localidade específica em desenvolvimento: a região metropolitana do Recife. A literatura sobre o tema ainda é inconclusiva devido à dificuldade encontrada pelos pesquisadores em isolar todos os canais que ligam a escolaridade dos pais à escolaridade dos filhos.

Neste trabalho, utiliza-se a base de dados da coorte de Pelotas (Rio Grande do Sul, Brasil) de 1982 do Centro de Pesquisas Epidemiológicas da Universidade Federal de Pelotas (CPE/Ufpel) (Victoria e Barros, 2006), que contém informações sobre educação, estrutura familiar e outros indicadores de todos os nascidos vivos nas maternidades de Pelotas daquele ano. Buscar-se-á, por meio de um choque na oferta educacional ocorrida no estado do Rio Grande do Sul entre 1959 e 1963, uma variação exógena para a escolaridade dos pais dos indivíduos da coorte de 1982, com a finalidade de obter uma estimativa do efeito direto da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos indivíduos nascidos desta coorte. Com isso, espera-se fornecer evidências adicionais à literatura recente sobre o tema.

A base de dados da coorte de 1982 da cidade de Pelotas permite que este estudo utilize como medida de capital humano dos filhos a sua escolaridade em 2004, 22 anos após o seu nascimento, diferentemente, por exemplo, de Firmo e Soares (2010), que utilizam para o capital humano dos filhos a defasagem idade-série. Embora algumas edições de pesquisas amostrais, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) 1996, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), utilizada em alguns trabalhos da linha, tenham informações de escolaridade de pais e de filhos já em idade adulta, os dados da coorte de Pelotas apresentam algumas vantagens. Por exemplo, as informações da coorte são coletadas contemporaneamente, ou seja, a informação de escolaridade dos adultos foi levantada em 1984, em vez de 2004. É razoável imaginar que pessoas com maiores níveis de escolaridade possam informar com melhor precisão a sua escolaridade e a dos demais membros de sua família do que pessoas com menor escolaridade. Neste caso, as estimativas realizadas com dados com este problema podem estar viesadas em decorrência da natureza do erro de medida.⁷ A coleta contemporânea evita esse problema. Além disso, ainda em cima do exemplo da edição da Pnad de 1996, não há a informação da idade do pai para a utilização como variável de controle. Também é possível que a escolaridade dos pais seja diferente em razão de suas idades. Assim sendo, o grupo de controle para a realização da avaliação causal da transferência de capital humano pode não ser o contrafactual adequado. Contudo, vale ressaltar a limitação clara que o banco impõe: o fato de restringir a análise para uma cidade específica do Brasil, que pode não caracterizar o comportamento de todo o país. Sobre esse ponto, vale dizer que ao menos em termos de estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO), os resultados obtidos neste estudo encontram-se próximos aos de Gonçalves e Silveira Neto (2013), que fazem análise similar para a região metropolitana do Recife.

É importante destacar, também, o fato de este trabalho avançar na linha de pesquisa de transmissão de capital humano ao contemplar a questão do viés de gênero. Será que a transmissão de capital humano paterna para filhos é diferente da transmissão de mães para filhos? Importa também o gênero do filho? Será que os filhos são mais influenciados pelos pais do que as filhas? E como se dá isso para as filhas? A maior parte das estimativas existentes, em especial as obtidas em estudos até o começo da década de 2000, não abordam tão claramente este ponto. Recentemente, Firmo e Soares (2010) e Jakubson e Souza (2011) iniciaram a investigação deste tópico para o Brasil. Entretanto, este artigo difere-se do de Firmo e Soares (2010), como já discutido, pelas

7. Para a discussão do uso de variáveis instrumentais com o intuito de superar o problema de erro de mensuração, ver Ashenfelter e Krueger (1994).

informações disponíveis, e também do de Jakubson e Souza (2011) por conta das distintas estratégias empíricas empregadas.

Tudo posto, este artigo está organizado em cinco outras seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta uma discussão dos trabalhos existentes sobre o tema. Discutem-se mecanismos de identificação, métodos utilizados e resultados obtidos na literatura, que servirão de parâmetros comparativos. Tendo em vista que este trabalho emprega o método de variáveis instrumentais, a seção 3 é reservada à discussão das políticas educacionais do governo estadual de Leonel Brizola (1959-1963), que resultou em expressiva variação da oferta educacional no Rio Grande do Sul. Esta variação será utilizada como instrumento para a escolaridade dos pais. Instrumentos como os que são utilizados neste estudo, oriundos de variações de políticas educacionais capazes de afetar o nível de escolaridade de gerações, são frequentes na literatura de economia da educação (Duflo, 2001; Chou *et al.*, 2010; Firmo e Soares, 2010; Teixeira e Menezes-Filho, 2012). A seção 4 apresenta o banco de dados da coorte de 1982 da cidade de Pelotas, e discute, em pormenores, a estratégia empírica adotada para a identificação precisa da relação causal entre a educação dos pais e a educação dos filhos. A seção 5 apresenta a análise dos resultados, enquanto a seção 6 é reservada às considerações finais.

Os resultados obtidos pelas estimações de MQO apontam para um efeito positivo da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos e com indícios de efeito de gênero: escolaridade dos pais mais influentes sobre a escolaridade dos filhos e escolaridade das mães mais influentes sobre a das filhas. Contudo, em um primeiro momento, em que se estima separadamente o efeito da escolaridade dos pais (homens e mulheres), as estimativas de variáveis instrumentais apontam para efeito da escolaridade dos pais sobre filhos e filhas, e a escolaridade das mães apenas sobre as filhas. Quando estimados os efeitos conjuntamente, os resultados apontam que apenas a escolaridade das mães é transmitida significativamente em termos estatísticos à escolaridade das filhas, na magnitude de 0,747 ano de escolaridade. Observando as magnitudes dos coeficientes estimados neste estudo pelo método de variáveis instrumentais, os resultados, em geral, estão de acordo com os observados na literatura existente sobre o tema. Segundo Ferreira e Veloso (2003), a transmissão de capital humano é maior nos países da América Latina, chegando a 0,7 no Brasil e na Colômbia, valor bem próximo ao coeficiente observado de mães para filhas em uma das especificações apresentadas neste estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Em termos teóricos, existem três principais argumentos que sustentam a existência de transmissão intergeracional direta da educação dos pais na escolha de escolaridade dos filhos.

Primeiro, pais com escolaridade maior tendem a ter salários maiores, o que permite tanto a eles próprios quanto a seus filhos ter uma melhor informação do retorno da escolaridade no mercado de trabalho, afastando a ilusão da existência da curva “S”. Tal ilusão nada mais é do que a subestimação do retorno médio da escolaridade, principalmente a níveis mais baixos de educação. Esta subestimação tem efeito perverso sobre o interesse em permanecer na escola, principalmente entre os mais pobres, o que resulta em fraco desempenho das crianças e dos adolescentes na escola, e em consequente evasão escolar (Banerjee e Duflo, 2011). Além disso, em decorrência dos maiores salários dos pais, há uma restrição financeira menor em relação ao custo da educação. Solon (2004) argumenta que filhos de pais com maior escolaridade podem obter salários maiores quando adultos, que são, em parte, uma consequência do investimento em capital humano realizado no passado pelos seus pais. Neste caso, a escolaridade do pai ou da mãe afetaria diretamente a escolha de escolaridade do filho ou da filha, sendo chamado de efeito causal da educação dos pais na educação dos filhos.

O segundo argumento é que a escolaridade dos pais pode afetar as suas decisões de alocação do tempo, de tal forma que pais com maior escolaridade dedicariam mais tempo para as atividades referentes à orientação e aos cuidados de seus filhos (Guryan, Erik e Melissa, 2008).

Por fim, o terceiro argumento está associado à escolaridade da mãe. Mães com maior escolaridade podem possuir maior poder de barganha dentro das decisões que envolvem o casal, de tal forma que elas conseguem favorecer, com maior sucesso, a alocação dos ganhos da família para o investimento educacional de seus filhos (Black e Devereux, 2011).

Já indiretamente, características genéticas e capacidades cognitivas e não cognitivas podem ser transmitidas de pais para filhos, levando a um resultado de persistência intergeracional de capital humano e, logo, da renda. Neste caso, a escolha de escolaridade do filho ou da filha não depende da escolaridade formal dos pais, mas tem relação com as habilidades e as capacidades de aprendizado dos pais. Aqui, políticas públicas de financiamento da educação teriam resultados limitados na capacidade de gerarem maior mobilidade social e na redução da desigualdade de renda. Isso reforça a necessidade de se isolar o efeito direto da transmissão de educação dos demais fatores que podem auxiliar na transmissão de educação.

Em termos empíricos, a transmissão intergeracional da educação foi primeiramente estimada em modelos de regressão linear por MQO (Antel, 1992; Behrman e Taubman, 1985; 1990; Lam e Schoeni, 1993; Levine e Zimmerman, 1996). Posteriormente, esses trabalhos sofreram com a crítica de que provavelmente obtiveram estimativas viesadas de transmissão intergeracional por não isolarem o canal direto da transmissão da educação dos canais indiretos. A literatura mais

recente do tema tem buscado estratégias alternativas que procuram separar a parte da relação entre a escolaridade dos pais e dos filhos, que é inerente a variáveis que reflitam fatores não observáveis, como as habilidades e hábitos, da parte que é causada diretamente pela escolaridade dos pais (Grawe e Mulligan, 2002). Segundo Jakubson e Souza (2011), a literatura empírica recente divide-se em três grupos. No primeiro, há a utilização de amostras de gêmeos, para controlar, além do *background* socioeconômico, os fatores genéticos capazes de determinar a escolaridade. No segundo, há a utilização de amostras de crianças adotadas com finalidade similar ao primeiro grupo. Por fim, no terceiro grupo, há o uso de variáveis instrumentais.

Entre os estudos que utilizam variáveis instrumentais, o objetivo é buscar fatores que determinam a escolaridade dos pais, e que não estão ligados à escolaridade dos filhos. Na grande maioria dos trabalhos, essa mudança exógena é obtida por meio de mudanças na legislação do sistema educacional que afetam a escolaridade dos pais, ou políticas educacionais que alteram a oferta de educação pública à época em que os pais estavam em idade escolar. O ponto central é que mudanças de legislação ou políticas educacionais no passado muito provavelmente não estão correlacionadas com as decisões de crianças e jovens em adquirir educação.

Essa estratégia foi adotada por Black, Devereux e Salvanes (2005). Os autores utilizam como instrumento para educação dos pais uma mudança na legislação educacional da Noruega, que adicionou dois anos à grade escolar. Apesar da forte relação encontrada por MQO, quando instrumentalizada a escolaridade dos pais, não se obteve evidências de impacto sobre a escolaridade dos filhos, com exceção de um pequeno efeito da escolaridade da mãe.

Oreopoulos, Page e Anne (2006) usam estratégia empírica similar à de Black, Devereux e Salvanes (2005) para avaliar o impacto da educação de pais afetados por uma mudança na legislação educacional nos Estados Unidos sobre a probabilidade de repetição de ano escolar dos filhos. Os resultados apontam que o aumento de um ano de estudo nos pais afetados pela mudança da lei reduz entre 2 e 7 pontos percentuais (p.p.) a probabilidade de seus filhos terem que repetir um ano escolar, sendo a magnitude das estimativas por variáveis instrumentais maiores que as obtidas por MQO. De forma similar, Maurin e McNally (2008), Carneiro, Meghir e Parey (2014) e Page (2006) utilizam variações que afetam exogenamente a escolaridade dos pais para mensurar seus efeitos sobre a escolaridade dos filhos. Suas conclusões corroboram a hipótese de que quanto maior a escolaridade dos pais, menor é a probabilidade de repetição de ano escolar dos filhos.

Para o Brasil, Behrman, Gaviria e Székely (2001) utilizam os dados da Pnad de 1996 para estimar a transmissão intergeracional da educação. Conforme esse trabalho, se o pai tem um ano de estudo acima da média, seu filho terá um valor

esperado de 0,70 ano de estudo acima da média. Esse resultado é maior que o obtido para México, Peru e Colômbia. O trabalho de Ferreira e Veloso (2003), por sua vez, destaca-se por reportar resultados não lineares da transmissão intergeracional da educação para as diferentes regiões do país. Por meio dos dados da mesma Pnad de 1996, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram um desempenho similar, em torno de 0,65, enquanto o Nordeste se diferenciou com um resultado de 0,79. Dunn (2007) avaliou a transmissão intergeracional da educação usando os dados das Pnads de 1982, 1988 e 1996. Os resultados indicam uma gradual redução da persistência educacional: de 0,93 para a Pnad de 1982, para 0,87 na Pnad de 1988, finalizando em 0,84 na Pnad de 1996.

Firmo e Soares (2010) estimam a transmissão intergeracional de capital humano dos pais sobre a defasagem idade-série de seus filhos, utilizando dados da Pnad de 1988 e de 1996. Os resultados obtidos por MQO indicam uma forte relação entre escolaridade dos pais e dos filhos, com efeitos distintos para meninos e meninas. Empregando a oferta de escolas e de professores e a Lei nº 5.692/1971, que ampliou a escolaridade mínima obrigatória de quatro para oito anos, como instrumentos para isolar o efeito causal da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos, os autores encontram efeitos significativos tanto da escolaridade do pai quanto da mãe, porém sem conseguir distingui-los.⁸

Já Jakubson e Souza (2011) estudam a transmissão intergeracional de educação no Brasil e o papel do gradiente com os dados da Pnad de 1996. Os autores desenvolveram um modelo estrutural que engloba fatores não observáveis, que poderiam confundir a identificação da transmissão em estimações por MQO, e estimaram este modelo pelo método dos momentos generalizados (MMG). Os resultados obtidos apontam para um significativo efeito causal da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos, sendo maior o efeito em níveis mais baixos de escolaridade. Além disso, os autores encontraram indícios de efeito de viés de gênero.

Gonçalves e Silveira Neto (2013) buscaram avaliar a persistência educacional de pais para filhos utilizando uma amostra de domicílios da região metropolitana do Recife coletada no ano de 2010 nos mesmos moldes da Pnad de 1996. Os resultados indicam uma redução na persistência educacional entre 1996 e 2010. Em seu modelo com maior quantidade de controles, a transmissão intergeracional de educação cai de 0,60 para 0,43. Esse resultado sinaliza para uma forte redução na persistência educacional a partir do início dos anos 2000 não capturada pela Pnad de 1996. Conforme Barros *et al.* (2006), a partir de 2001, a desigualdade de renda no Brasil começou a diminuir, atingindo seu menor valor estimado por uma Pnad na edição referente a 2004.

8. A Lei nº 5.692, criada em 1971, alterou o ensino no país, tornando obrigatório oito anos o tempo de escolaridade mínima, que antes da lei era de quatro anos.

O trabalho de Gonçalves e Silveira Neto (2013) é pioneiro na avaliação e na apresentação dos sinais de uma mudança no padrão de transmissão intergeracional de educação no Brasil. Este artigo segue a mesma linha, ao tentar obter evidência empírica de mudança na persistência educacional em uma região do país, mas avança ao propor uma metodologia de avaliação não apenas da correlação existente, mas de identificação de um efeito direto causal.

3 A EXPANSÃO DA OFERTA EDUCACIONAL NO PERÍODO BRIZOLA (1959-1963)

Este trabalho emprega o método de variáveis instrumentais a partir de uma mudança de política educacional no estado do Rio Grande do Sul no passado: o aumento expressivo de vagas em escolas por conta das medidas implementadas pelo governo estadual do período 1959-1963. Para utilizar essa mudança de política como instrumento, é necessário justificar a exogeneidade desta política e sua correlação com a variável explicativa em questão.

À época, a legislação brasileira previa que o ensino primário era responsabilidade dos estados, muito embora estes dependessem, em parte, de apoio financeiro do governo federal, por meio do Fundo Nacional de Ensino Primário (Ghiraldelli Jr., 2006; Romanelli, 1987). Além disso, de acordo com a Constituição de 1946, os estados deveriam investir 20% de seu orçamento em despesas educacionais (Brasil, 1946). Embora a maior parte das receitas ficasse nas mãos do governo federal, a provisão era administrativamente descentralizada (Kang, 2011). Essa norma descentralizada tornava o governo estadual gaúcho responsável pela provisão de ensino primário no estado. Após o governo de Ildo Meneghetti – Partido Democrático Social (PDS): 1955-1959 –, Leonel Brizola – Partido Trabalhista Brasileiro (PTB) – assumiu o governo do estado. Um dos motes de sua campanha foi “nenhuma criança sem escola”, enfatizando o papel da educação. O governo Brizola, que já tinha construído muitas escolas quando era prefeito de Porto Alegre (1956-1958), estimulou a construção de escolas em todo o estado a partir de 1959. As chamadas “escolinhas do Brizola” ou “Brizoletas”, prédios de madeira construídos rapidamente para abrigar alunos na sua maioria do ensino primário, espalharam-se pelo estado.

De acordo com Quadros (2001), em um dos poucos trabalhos sobre a política educacional gaúcha no período, o novo governo criou três superintendências, cada uma destinada a uma categoria de ensino (primário, médio e técnico). O diagnóstico da Secretaria de Educação revelou que havia um *deficit* educacional de 284.652 matrículas no estado. O Plano de Emergência de Expansão do Ensino Primário foi criado com o objetivo de escolarizar todas as crianças em idade escolar, além de erradicar o analfabetismo (Brizola, 2004).

A política foi levada a cabo por meio de cinco expedientes: *i)* o Programa de Expansão Descentralizada do Ensino Primário, que se baseou em convênios

entre estado e municípios, por meio do qual os municípios informavam ao estado suas necessidades, ao passo que este fornecia os recursos técnicos e financeiros aos municípios; *ii*) a Comissão Estadual de Prédios Escolares, que era um órgão de cooperação entre a Secretaria de Educação e Cultura e a Secretaria de Obras Públicas, com o intuito de permitir a construção de mais escolas; *iii*) a contratação de professores; *iv*) a cedência de professores, por meio da qual o estado cedia professores e recursos para escolas particulares, a fim de que estas matriculassem alunos que não conseguiram vagas nas escolas públicas; e *v*) a concessão de bolsas de estudo, que resultou em quase 30 mil beneficiários de bolsas entre 1959 e 1961 (Quadros, 2001).

Essas obras e iniciativas não foram financiadas apenas com o Fundo Nacional do Ensino Primário. Instituiu-se um adicional destinado à educação de 20,0% sobre todos os impostos. Além disso, foram utilizados recursos do II Plano de Obras do Estado, bem como fundos da US Agency for International Development (Usaid). Com esses recursos, durante os quatro anos de mandato de Brizola, concluíram-se prédios e salas com capacidade total para 235.200 alunos adicionais (Quadros, 2001). Até 1959, o governo estadual nunca tinha cumprido a exigência constitucional de gastar pelo menos 20,0% de seus gastos totais com educação. Em 1960, o governo estadual gastou 23,5%, aumentando ainda mais os gastos nos anos posteriores: 25,7% em 1961, 25,3% em 1962, e 24,1% em 1963 (Brasil, 1952).

A mudança na política refletiu-se nos resultados educacionais. De acordo com os Anuários Estatísticos do Brasil (IBGE, 1955; 1960), durante o período 1953-1958, o número de escolas de ensino primário comum passou de 10.127 para 10.307, ou seja, crescimento de apenas 1,78%. Já no período 1958-1963, foi notável o aumento de 28,50% no número de escolas, passando de 10.307 para 13.244 (IBGE, 1960; 1965). Outras fontes afirmam que houve construção de 5.902 escolas primárias, 278 escolas técnicas e 131 ginásios e escolas normais durante o governo Brizola (Bandeira, 1979). Os dados de número absoluto de professores mostram que, de 1958 a 1963, houve aumento de 54,30%: no início do período, o estado contava com 23.329 professores de ensino primário, passando para 36.000 em 1963 (IBGE, 1960; 1965). As taxas de matrícula do ensino primário no Rio Grande do Sul mostraram elevado crescimento durante o período. Em 1959, a proporção de crianças entre 5 a 14 anos matriculadas no ensino primário era de 52,50%, ao passo que em 1963, ao final de seu mandato, esse percentual subiu para 61,70% (Kang, 2010). Esse crescimento foi muito maior do que em períodos anteriores.⁹

9. Esse percentual subestima o percentual de crianças matriculadas no ensino primário, uma vez que esse nível de ensino incluía apenas as quatro séries iniciais. Sem atrasos, esperava-se que crianças com 11 anos de idade passassem para a primeira modalidade de ensino médio da época, o curso ginásial. Portanto, esses percentuais devem ser utilizados com cuidado para fazer comparações internacionais. Maduro (2007) tem uma estimativa tomando como base crianças de 7 a 14 anos.

É possível que a educação, durante o governo de Brizola, tenha se beneficiado também da maior ênfase dada à educação pelo governo federal, sob o comando de seu cunhado, João Goulart, a partir de 1961-1962. A aprovação da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, em 1961, que foi uma mudança na legislação do ensino no país, também pode ter provocado alguma mudança sobre os resultados educacionais (Brasil, 1962). De qualquer maneira, é possível afirmar que a geração com idade de até 14 anos, em 1959, foi beneficiada pelo choque exógeno provocado pela política educacional do governo Brizola e por outros choques também exógenos durante o seu governo. Essa variação exógena na escolaridade dos pais que tinham menos de 14 anos em 1959 permite a aplicação do método de variáveis instrumentais, uma vez que dificilmente fatores não observáveis dos pais e dos filhos, que podem tornar a escolaridade dos pais endógena na equação de transmissão de capital humano, estão correlacionados com as decisões passadas do governo do estado do Rio Grande do Sul.

4 DADOS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A base de dados utilizada é oriunda da coorte de nascimentos de Pelotas (Rio Grande do Sul) do ano 1982, cujas informações socioeconômicas foram levantadas pelo CPE-Ufpel. O objetivo inicial do levantamento realizado pelo CPE/Ufpel era a investigação dos determinantes da mortalidade infantil e outros aspectos importantes dos primeiros anos de vida (Victora e Barros, 2006).

Posteriormente, houve uma série de ondas de acompanhamento de forma amostral e populacional dos indivíduos da coorte de 1982. O último acompanhamento populacional foi realizado nos anos de 2004-2005. A coorte de nascimentos de 1982 foi composta, inicialmente, por 5.914 crianças nascidas vivas. No acompanhamento de 1984, foram encontradas e entrevistadas 4.934 crianças, e no acompanhamento de 2004-2005, 4.297 indivíduos desta coorte. Segundo Harpham *et al.* (2003), o acompanhamento dos indivíduos nascidos em 1982 pelo CPE-Ufpel é atualmente um dos maiores acompanhamentos longitudinais em países em desenvolvimento.

Como já discutido, a literatura internacional apresenta o uso de diferentes métodos para obter o efeito da escolaridade dos pais sobre os filhos. Ferreira e Veloso (2003) utilizam o método de MQO, enquanto Dunn (2007) adota o método de MQO e de variáveis instrumentais. Fernandes (2004) utiliza o método de regressão logística para estimar probabilidades de transição entre níveis escolares. Machado e Gonzaga (2007), por sua vez, usam o método de MQO e o método de regressões logísticas via probit e encontram evidências de viés para cima do efeito da escolaridade dos pais. Neste artigo, usa-se o método de MQO e o método de variáveis instrumentais para estimar o efeito causal direto da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos.

Primeiramente por MQO, estimam-se equações que relacionam a escolaridade dos indivíduos com a escolaridade dos pais, a fim de checar a existência de correlações entre as escolaridades. Depois, utiliza-se o método de variáveis instrumentais em dois estágios para a investigação da transmissão intergeracional da educação dos pais para os filhos. A escolha por esta metodologia justifica-se pela provável existência de fatores não observáveis capazes de determinar a escolaridade de pais e de filhos simultaneamente. Por exemplo, a transmissão de habilidades e de hábitos de estudo acaba gerando viés nas estimativas da transmissão quando utilizados métodos cuja hipótese central para a identificação é a seleção em observáveis, como o MQO.

O método de variáveis instrumentais, para o caso da transmissão intergeracional de educação, pode ser expresso pela seguinte estrutura de equações:

$$EP_i = \delta Z_i + X_i' \gamma + \mu_i \quad e \quad (1)$$

$$EF_i = \beta \widehat{EP}_i + X_i' \theta + \epsilon_i, \quad (2)$$

em que EP_i é a escolaridade do pai, ou da mãe em 1982 do indivíduo i ; Z_i é um vetor de instrumentos para a escolaridade dos pais do indivíduo i ; X_i é um vetor de covariadas associadas à escolaridade do indivíduo i ; EF_i é a escolaridade em 2004 do indivíduo i ; e μ_i e ϵ_i são termos de erro das equações (1) e (2), respectivamente.

Idealmente, uma variável é um instrumento adequado se ela é ortogonal ao termo de erro da equação que se deseja estimar, neste caso, $COV(\epsilon_i, Z_i) = 0$, e correlacionada com a variável endógena da equação que se deseja estimar. A primeira condição que caracteriza uma variável como adequada para ser instrumento é sustentada teoricamente, enquanto a segunda é passível de ser checada por testes estatísticos que validem a correlação entre as variáveis.

Seguindo estratégia adotada na literatura, a variável instrumental deste trabalho é obtida de uma variação exógena na oferta de escolas. Em especial, a variação exógena na oferta educacional que se utiliza como instrumento para a escolaridade dos pais dos membros da coorte de 1982 da cidade de Pelotas é fruto do período governado por Leonel Brizola no estado do Rio Grande do Sul entre 1959 e 1963. Como explicado na seção anterior, no governo de Brizola, houve uma forte expansão da oferta educacional no estado gaúcho, afetando todos aqueles indivíduos que, na época, estavam em idade de cursar o ensino primário (principalmente) e o ciclo ginasial.

Dito isso, a construção do instrumento ocorre da seguinte forma: cria-se uma variável com valor igual a 1 para aqueles pais que tinham menos de 14 anos em 1959, e 0 para aqueles que tinham mais. Entre as covariadas que serão utilizadas estão: a idade dos pais, para controlar possíveis efeitos de coortes e acesso ao longo do tempo a diferentes quantidades de bens públicos complementares à educação; o peso da criança ao nascer (padronizado), que as literaturas de economia da saúde e medicina social identificam como importante para o desenvolvimento de habilidades cognitivas e não cognitivas;¹⁰ e a raça/cor dos indivíduos.

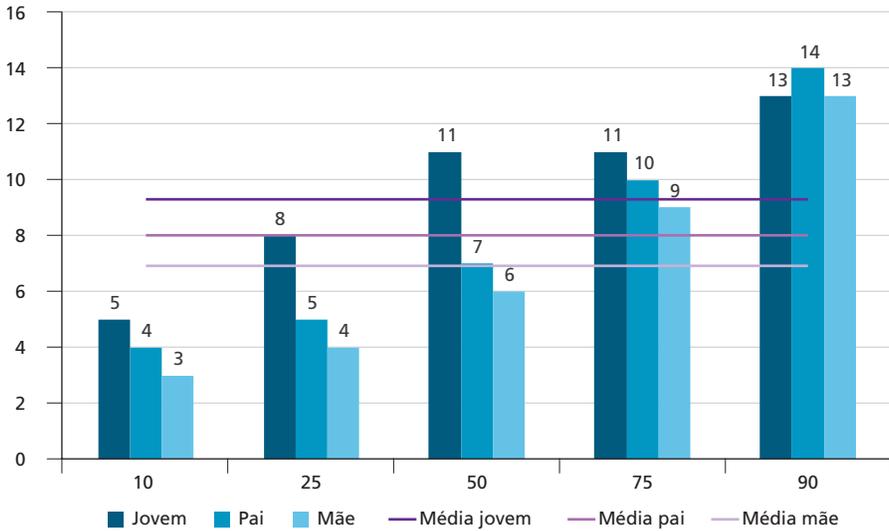
Para explorar a possível existência de efeitos de gênero na transmissão intergeracional da educação, separa-se a coorte de 1982 em duas amostras. Em uma delas há apenas homens e, na outra, somente mulheres. Desta forma, é possível medir separadamente o efeito da escolaridade do pai na escolaridade do filho e da filha, e o efeito da escolaridade da mãe na escolaridade do filho e da filha. Excluem-se do banco aqueles indivíduos cujas informações das variáveis utilizadas nas regressões são inexistentes.

Das 4.297 pessoas nascidas nas maternidades de Pelotas em 1982, e que foram entrevistadas em 2004-2005, 70,2% estão presente na amostra selecionada, uma vez que há informações dos indivíduos desse grupo para todas as variáveis que serão utilizadas nessa análise. Deste grupo de pessoas, 1.537 (51,0%) são homens e 1.479 (49,0%) são mulheres. Entre os homens, a escolaridade média dos indivíduos é 9,3 anos de estudo, enquanto para as mulheres a escolaridade média é 10,2 anos de estudo. A escolaridade média do pai, nas duas amostras, está ao redor de 8,0 anos de estudo, e a escolaridade média da mãe ao redor de 7,0 anos de estudo. Nas duas amostras o percentual de brancos situa-se entre 80,0% e 85,0%, o que é reflexo da colonização açoriana na região, além de outros imigrantes europeus. Nas duas amostras, as idades do pai e da mãe, em 1982, também são bastante parecidas: os pais têm idade média de 29 anos e as mães de 26 anos.

Os gráficos 1 e 2 apresentam as distribuições da escolaridade dos jovens (homens e mulheres, respectivamente) em 2004-2005, e a escolaridade dos pais e das mães em 1982 para os quantis 10,0%, 25,0%, 50,0%, 75,0% e 90,0%. Além disso, as escolaridades médias dos jovens e pais também estão presentes nos gráficos. A análise das distribuições indica que os comportamentos são bem similares entre homens e mulheres. Em geral, a escolaridade dos jovens em 2004-2005 é maior que a dos pais em todos os quantis analisados. Por exemplo, para a amostra dos homens, as medianas das escolaridades dos pais e das mães era de sete e seis anos de escolaridade, respectivamente (ensino fundamental incompleto), enquanto a mesma medida para a escolaridade dos homens da amostra era de onze anos (ensino médio completo).

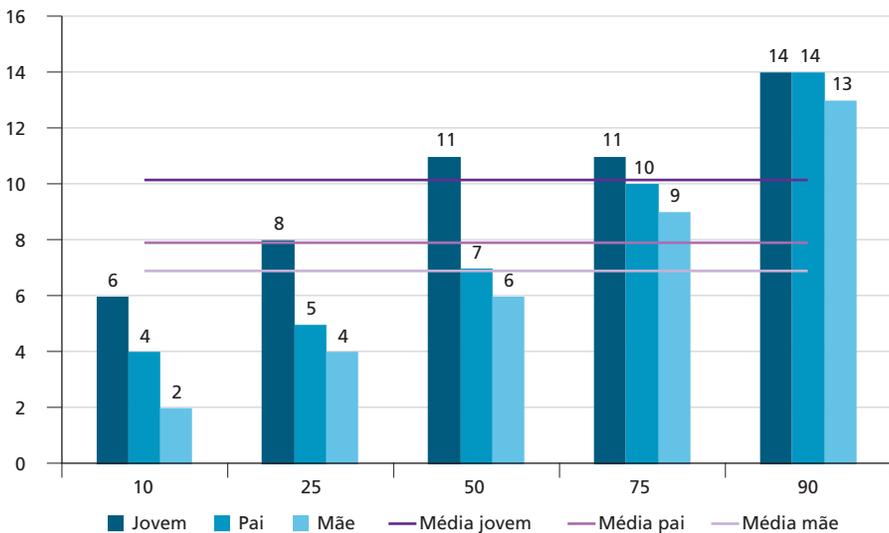
10. Ver, por exemplo, Bartley *et al.* (1994), Corman e Chaikind (1998), Petrou, Sach e Davidson (2001), Chaudhari *et al.* (2004) e Torche e Echevarria (2011).

GRÁFICO 1
Distribuição da escolaridade dos filhos e dos pais dos indivíduos da coorte de 1982 da cidade de Pelotas: amostra dos homens (2004-2005)
 (Em %)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Distribuição da escolaridade dos filhos e dos pais dos indivíduos da coorte de 1982 da cidade de Pelotas: amostra das mulheres (2004-2005)
 (Em %)



Elaboração dos autores.

Outro resultado que se destaca dos gráficos 1 e 2 é que a escolaridade dos pais é maior do que a das mães. Este é um resultado que parece ter se alterado ao longo do tempo, uma vez que para os indivíduos da coorte de 1982, a escolaridade das mulheres é maior do que a dos homens.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A tabela 1 apresenta as estimações por MQO das equações que relacionam a escolaridade dos filhos com a dos pais separadamente. O primeiro resultado de destaque é que tanto a escolaridade do pai quanto a escolaridade da mãe estão associadas às escolaridades dos filhos e das filhas. Contudo, como preconiza a literatura de efeito de gênero, as correlações indicam robustamente a existência de viés. As estimações apontam que a escolaridade dos pais exerce maior influência na escolaridade dos filhos do que na das filhas (estimativa de 0,365 contra 0,334, ambas significativas a 1,0%). Para a escolaridade da mãe, o resultado é paralelo: a associação maior é com a escolaridade das filhas do que com a dos filhos (0,357 contra 0,334, ambas também significativas a 1,0%).

TABELA 1

Estimação por MQO da transmissão de capital humano: equações separadas para a escolaridade dos pais

Variáveis	Pai		Mãe	
	Filho	Filha	Filho	Filha
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Escolaridade do pai	0,365*** (0,016)	0,334*** (0,016)	-	-
Escolaridade da mãe	-	-	0,334*** (0,016)	0,357*** (0,015)
Branco	0,823*** (0,181)	0,874*** (0,171)	0,933*** (0,186)	0,784*** (0,167)
Peso ao nascer padronizado	0,142** (0,072)	0,283*** (0,073)	0,195*** (0,073)	0,250*** (0,071)
Idade do pai em 1982	0,062*** (0,010)	0,039*** (0,010)	-	-
Idade da mãe em 1982	-	-	0,052*** (0,011)	0,048*** (0,011)
Constante	3,866*** (0,343)	5,633*** (0,335)	4,860*** (0,346)	5,829*** (0,320)
R ²	0,305	0,283	0,262	0,321
R ² ajustado	0,303	0,281	0,260	0,319
Observações	1,537	1,479	1,537	1,479

Elaboração dos autores.

Notas: * p<0,1.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Destaca-se o fato de que a variável peso ao nascer é significativa em todas as especificações, o que está de acordo com a literatura de economia da saúde, segundo a qual há correlação entre peso ao nascer e desempenho na escola e no mercado de trabalho (Currie e Cole, 1993; Case, Lubotsky e Paxson, 2002).

Em geral, esse resultado está próximo do obtido por Gonçalves e Silveira Neto (2013) para o caso da região metropolitana do Recife usando dados de 2010. No modelo de MQO, avaliando a relação apenas entre escolaridade do pai para a escolaridade dos filhos, Gonçalves e Silveira Neto (2013) encontraram o valor de 0,43, enquanto quando avaliado apenas a escolaridade da mãe sobre filhos, o valor foi de 0,48.

Quando estimadas as equações com informações conjuntas da escolaridade do pai e da mãe, os resultados mudam em magnitude, mas não em significância, mantendo o padrão de transmissão e efeito de gênero. Pais exercem maior influência nos filhos, e mães maior influência nas filhas. O efeito da variação marginal da escolaridade do pai na escolaridade do filho é de 0,255 ano de escolaridade em média, enquanto o efeito na filha é de 0,162 ano de escolaridade em média. Já o efeito da variação marginal da escolaridade da mãe na escolaridade do filho é de 0,178 ano de escolaridade em média, e na escolaridade da filha de 0,248 ano em média.

TABELA 2

Estimação por MQO da transmissão de capital humano: equações com a escolaridade de ambos os pais

Variáveis	Filho	Filha
	coef/se	coef/se
Escolaridade do pai	0,255*** (0,020)	0,162*** (0,021)
Escolaridade da mãe	0,178*** (0,020)	0,248*** (0,021)
Branco	0,708*** (0,177)	0,684*** (0,164)
Peso ao nascer padronizado	0,129* (0,070)	0,248*** (0,070)
Idade do pai em 1982	0,050*** (0,013)	0,022* (0,012)
Idade da mãe em 1982	0,019 (0,015)	0,030** (0,014)
Constante	3,467*** (0,356)	5,185*** (0,341)
R ²	0,341	0,349
R ² ajustado	0,338	0,346
Observações	1,537	1,479

Elaboração dos autores.

Notas: * p<0,1.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Conforme descrito na seção que discutiu a metodologia, fatores não observáveis provavelmente tornam as estimativas de MQO pouco informativas no que tange à causalidade. Desta forma, adotou-se a utilização da estratégia de variáveis instrumentais em dois estágios. O primeiro estágio do sistema de equações, que busca identificar a transmissão de capital humano entre gerações, estimando equações separadas para as escolaridades dos pais e das mães, tem seus resultados apresentados na tabela 3.

As estimativas apontam que pais (homens e mulheres) que foram afetados pela política educacional do governo Brizola (aqueles indivíduos que tinham menos de 14 anos em 1959) apresentam uma maior escolaridade do que aqueles que não estavam mais em idade escolar para serem afetados pela expansão da oferta de escolas de ensino primário e ginásio.

Como as estimativas dos coeficientes para as mães são maiores do que as estimativas dos coeficientes para os pais, o efeito da política educacional do governo Brizola no estado do Rio Grande do Sul parece ser mais forte nas mulheres do que nos homens. Em média, pais que tinham idade escolar durante o governo Brizola passaram a ter, em média, quase 1,5 ano a mais de escolaridade do que aqueles pais que não tinham idade escolar. Já entre as mulheres, o efeito não é menor do que 2,5 anos de escolaridade a mais, em média. Estes resultados podem indicar que as mulheres no passado recebiam menos recursos e incentivos das famílias para estudar do que os homens. Assim, espera-se que uma política pública de educação de expansão da oferta escolar exerça maior impacto na escolaridade das mulheres.

As estatísticas *F* do teste de validade dos instrumentos confirmam a hipótese de que a política educacional estimulou a escolaridade dos pais, e que, portanto, a estratégia utilizada para o experimento proposto é válida, dada a hipótese de que as decisões do governo Brizola em ampliar a oferta de educação são exógenas aos fatores não observáveis dos pais capazes de influenciar o nível de escolaridade.

TABELA 3

Estimação do primeiro estágio do método de variáveis instrumentais: equações separadas para a escolaridade dos pais

Variáveis	Pai		Mãe	
	Filho	Filha	Filho	Filha
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Pai com menos de 14 anos em 1959	1,366*** (0,444)	1,519*** (0,445)	- -	- -
Mãe com menos de 14 anos em 1959	- -	- -	2,594*** (0,591)	2,629*** (0,627)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Pai		Mãe	
	Filho	Filha	Filho	Filha
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Branco	2,165*** (0,284)	2,063*** (0,275)	2,060*** (0,282)	2,253*** (0,276)
Peso ao nascer padronizado	0,268** (0,114)	0,077 (0,120)	0,191* (0,113)	0,167 (0,120)
Idade do pai em 1982	0,045** (0,022)	0,051** (0,022)	- -	- -
Idade da mãe em 1982	- -	- -	0,082*** (0,020)	0,059*** (0,020)
Constante	3,614*** (0,987)	3,467*** (1,003)	0,555 (0,981)	1,036 (0,997)
R ²	0,049	0,047	0,051	0,060
R ² ajustado	0,047	0,045	0,048	0,057
Teste F de exclusão dos instrumentos	9,48	11,60	19,26	17,59
Observações	1,537	1,479	1,537	1,479

Elaboração dos autores.

Notas: * p<0,1.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

As estimativas obtidas no segundo estágio das equações, que separam a escolaridade do pai e da mãe, estão apresentadas na tabela 4. O efeito gênero é encontrado. A escolaridade do pai afeta a escolaridade do filho e da filha (sendo maior o efeito direto na filha), enquanto a escolaridade da mãe afeta apenas a escolaridade da filha. O efeito da escolaridade do pai sobre a do filho é, em média, de 0,352 ano de escolaridade, ao passo que o efeito sobre a filha é de 0,423 ano de escolaridade (primeira estimativa significativa a 10% e segunda a 5%). Já o efeito da escolaridade da mãe sobre a da filha é de 0,514 (significativo a 5%). Para os meninos, estas estimativas estão em um intervalo de efeito baixo para médio, padrão observado nos países desenvolvidos. Já para as meninas, as estimativas estão no intervalo de efeito médio para alto segundo as evidências internacionais, padrão observado para países em desenvolvimento.

Outro resultado interessante é que as estimativas em variáveis instrumentais estão maiores em magnitude do que as estimativas obtidas por MQO. Tal resultado, já obtido na literatura (Oreopoulos, Page e Anne, 2006) pode ser explicado pela interpretação do estimador de variáveis instrumentais. Sabe-se que o estimador de variáveis instrumentais estima o efeito médio de um tratamento (choque, mudança, variação) no grupo das observações suscetíveis a receber o tratamento pela variação do instrumento.

Neste caso, o estimador de variáveis instrumentais capta o efeito médio da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos cujos pais tiveram a sua escolaridade afetada pela variação na oferta educacional gerada pela política de Brizola. Se esses pais são aqueles que, na ausência da variação da oferta de escolas, teriam um menor nível de educação, então, provavelmente seus filhos também teriam menor nível de escolaridade.

TABELA 4

Estimação do segundo estágio do método de variáveis instrumentais: equações separadas para a escolaridade dos pais

Variáveis	Pai		Mãe	
	Filho	Filha	Filho	Filha
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Escolaridade do pai	0,352* (0,203)	0,423** (0,181)	- -	- -
Escolaridade da mãe	- -	- -	0,200 (0,151)	0,517*** (0,146)
Branco	0,851* (0,480)	0,687* (0,416)	1,203*** (0,356)	0,421 (0,374)
Peso ao nascer padronizado	0,145 (0,093)	0,272*** (0,077)	0,224*** (0,082)	0,219*** (0,079)
Idade do pai em 1982	0,062*** (0,010)	0,040*** (0,010)	- -	- -
Idade da mãe em 1982	- -	- -	0,057*** (0,013)	0,045*** (0,011)
Constante	3,947*** (1,299)	5,064*** (1,199)	5,423*** (0,722)	5,098*** (0,745)
R ²	0,305	0,268	0,230	0,271
R ² ajustado	0,303	0,266	0,228	0,269
Observações	1,537	1,479	1,537	1,479

Elaboração dos autores.

Notas: * p<0,1.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Jakubson e Souza (2011) usando um modelo MMG para estimar o efeito causal direto, por meio de um modelo estrutural, também obtêm evidências de existência de efeito de gênero. No trabalho dos autores, usando dados da Pnad de 1996, a escolaridade do pai afeta mais a escolaridade do filho, enquanto a escolaridade da mãe afeta mais a escolaridade da filha.¹¹

11. A comparação do estudo das estimativas presentes em Jackubson e Souza (2011) com as obtidas neste trabalho não é trivial, uma vez que os autores não usam as variáveis de educação de forma discreta, mas sim *dummies* com o intuito de capturar o efeito de diferentes níveis de escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos.

A tabela 5 apresenta o primeiro estágio das estimações das equações que relacionam a escolaridade dos filhos com a escolaridade do pai e da mãe, simultaneamente. Novamente, as estatísticas F praticamente confirmam que a política de expansão da oferta educacional do Rio Grande do Sul exerceu influência positiva na escolaridade dos pais e das mães dos indivíduos presentes na coorte de Pelotas de 1982.

TABELA 5
Estimação do primeiro estágio do método de variáveis instrumentais: escolaridade dos filhos em função da escolaridade do pai e da mãe

Variáveis	Filho		Filha	
	Variável dependente		Variável dependente	
	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe	Escolaridade do pai	Escolaridade da mãe
	coef/se	coef/se	coef/se	coef/se
Pai menos com de 14 anos em 1959	1,114** (0,455)	0,999** (0,452)	1,387*** (0,452)	1,673*** (0,451)
Mãe com menos de 14 anos em 1959	1,486** (0,611)	2,225*** (0,607)	0,786 (0,633)	2,288*** (0,632)
Branco	2,199*** (0,284)	2,017*** (0,282)	2,071*** (0,275)	2,223*** (0,275)
Peso ao nascer padronizado	0,258** (0,114)	0,192* (0,114)	0,069 (0,120)	0,131 (0,120)
Idade do pai em 1982	0,039 (0,026)	-0,001 (0,026)	0,026 (0,027)	0,035 (0,027)
Idade da mãe em 1982	0,024 (0,026)	0,104*** (0,025)	0,045* (0,026)	0,070*** (0,026)
Constante	1,961 (1,210)	-0,452 (1,202)	2,390* (1,239)	-1,380 (1,237)
R ²	0,053	0,056	0,049	0,070
R ² ajustado	0,049	0,052	0,046	0,066
Teste F de exclusão dos instrumentos	7,71	11,61	6,24	15,94
Observações	1,537	1,537	1,479	1,479

Elaboração dos autores.

Notas: * $p < 0,1$.

** $p < 0,05$.

*** $p < 0,01$.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

A tabela 6 apresenta as estimações do segundo estágio. Quando busca-se estimar o efeito parcial da escolaridade do pai e da mãe sobre a escolaridade dos filhos pelo método de variáveis instrumentais, não se obtém evidência de transmissão de educação sobre a escolaridade dos filhos. Para as filhas, o coeficiente associado à escolaridade da mãe é significativo a 10% e tem magnitude de 0,747 ano de escolaridade.

Esse resultado, embora em maior magnitude, é similar ao obtido em Black, Devereux e Salvanes (2005) com o uso de variáveis instrumentais obtidas a partir de mudança na legislação educacional da Noruega: efeito de transmissão intergeracional de capital humano apenas para as mães.

TABELA 6
Estimação do segundo estágio do método de variáveis instrumentais: escolaridade dos filhos em função da escolaridade do pai e da mãe

Variáveis	Filho	Filha
	coef/se	coef/se
Escolaridade do pai	0,404 (0,830)	-0,584 (0,683)
Escolaridade da mãe	-0,056 (0,681)	0,747* (0,428)
Branco	0,849 (0,584)	1,117* (0,650)
Peso ao nascer padronizado	0,140 (0,119)	0,233** (0,099)
Idade do pai em 1982	0,041 (0,029)	0,015 (0,019)
Idade da mãe em 1982	0,035 (0,049)	0,039* (0,022)
Constante	3,626* (2,171)	7,285*** (2,332)
R ²	0,282	-0,220
R ² ajustado	0,279	-0,225
Observações	1,537	1,479

Elaboração dos autores.

Notas: * p<0,1.

** p<0,05.

*** p<0,01.

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Além disso, a estimativa de 0,747 ano de escolaridade de efeito da mãe nas filhas está acima, porém bem próxima, segundo Ferreira e Veloso (2003), ao observado para Colômbia e Brasil com métodos diferentes do método de variáveis instrumentais. Esse é o resultado mais robusto deste trabalho, uma vez que é significativo nas duas especificações estimadas. Além disso, este resultado corrobora o observado também por Jakubson e Souza (2011), que identificaram a presença de viés de gênero no sentido de que a escolaridade das mães exerce influência causal mais forte na escolaridade das filhas. É importante dizer, também,

que Firmo e Soares (2010) encontraram evidências de efeito positivo da educação dos pais sobre a escolaridade dos filhos por meio do uso do método de variáveis instrumentais (lembrando que os instrumentos por eles utilizados foram ofertas de escolas e uma mudança legal na educação). Porém, diferentemente deste estudo, tanto a escolaridade dos pais quanto a escolaridade das mães revelaram-se importantes. Entretanto, como a medida de capital humano dos filhos no trabalho desses autores é a defasagem idade-série, a comparação entre as estimativas encontradas nos dois trabalhos não pôde ser realizada.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho visou contribuir para a literatura de transmissão intergeracional de capital humano, buscando evidências do efeito direto da escolaridade dos pais na escolaridade dos filhos, com uma base de dados que permite utilizar uma medida diferente das que já foram utilizadas para o capital humano dos filhos no Brasil: a sua própria escolaridade. Com 22 anos (idade dos indivíduos da coorte de 1982 em 2004), espera-se que as pessoas já estejam próximas do nível máximo de escolaridade que atingirão em suas vidas.

Como discutido no texto, a transmissão intergeracional de capital humano é uma questão em aberto na literatura, principalmente pelo fato de a tarefa de identificar estimativas precisas da relação direta da educação dos pais com a educação dos filhos não ser simples. Este trabalho fez uso de uma experiência de política educacional expressiva de expansão da oferta de escolas e de professores no Rio Grande do Sul, que afetou parte dos pais dos indivíduos presentes na coorte de Pelotas de 1982. É em cima dessa experiência política que se tentou construir um “experimento” que identificasse o impacto direto da educação dos pais na educação dos filhos. Procurou-se, também, explorar o estabelecido efeito de gênero na transmissão do capital humano dos pais para os filhos, estimando as equações em amostras separadas de homens e de mulheres.

Nesse sentido, este trabalho contribui na oferta de evidência empírica regional para o efeito da transmissão de capital humano. Os resultados obtidos por MQO estão em sintonia com os obtidos por Gonçalves e Silveira Neto (2013), que apresentaram evidências para uma região do Nordeste do Brasil, indicando uma redução na persistência educacional no país.

As estimações em MQO apontam para um efeito positivo da educação dos pais na educação dos filhos e para presença de viés de gênero na transmissão, sendo os pais mais importantes para os filhos homens, e as mães mais importantes para as filhas na transmissão de capital humano. As estimativas de variáveis instrumentais utilizadas neste trabalho indicam a existência de um efeito da escolaridade dos pais sobre a escolaridade dos filhos maior do que o observado

em MQO. O resultado robusto a diferentes especificações é o efeito da escolaridade da mãe sobre a escolaridade das filhas.

Contudo, é importante dizer que os resultados são válidos para a forma funcional especificada. Mais estudos são necessários, com outros instrumentos e bases de dados, a fim de se obter mais evidências acerca da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil.

REFERÊNCIAS

ANTEL, J. The Intergenerational transfer of welfare dependency: some statistical evidences. **Review of Economics and Statistics**, v. 74, n. 3, p. 467-73, 1992.

ASHENFELTER, O.; KRUEGER, A. Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins. **American Economic Review**, v. 84, n. 5, p. 1157-1173, 1994.

BANDEIRA, L. A. V. M. **Brizola e o trabalhismo**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1979.

BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. **Poor economics: a radical rethinking of the way to fight global poverty**. Philadelphia: Public Affair Books, 2011.

BARROS, R. *et al.* Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 117- 147, 2006.

BARTLEY, M. *et al.* Birth weight and later socioeconomic disadvantage: evidence from the 1958 British cohort study. **British Medical Journal**, n. 309, p. 1475-1478, 1994.

BECKER, G.; TOMES, N. An equilibrium theory of distribution of income and intergenerational mobility. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1153-1189, 1979.

_____. Human capital and the rise and fall of families. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 33, part 2, p. S1-S39, 1986.

BEHRMAN, J.; GAVIRIA, A.; SZÉKELY, M. Intergenerational mobility in Latin America. **Economia**, v. 2, n. 1, p. 1-44, 2001.

BEHRMAN, J.; TAUBMAN, P. Intergenerational earnings mobility in the United States: some estimates and a test of Becker's intergenerational endowments model. **The Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 1, p. 144-151, 1985.

_____. The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics. **Review of Income and Wealth**, v. 36, n. 2, p. 115-27, 1990.

BLACK, S.; DEVEREUX, P. Recent developments intergenerational mobility. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier, 2011.

BLACK, S.; DEVEREUX, P.; SALVANES, K. Why the apple doesn't fall far: understanding intergenerational transmission of human capital. **American Economic Review**, v. 95, n. 1, p. 437-449, 2005.

BRASIL. **Constituição dos Estados Unidos do Brasil**. Rio de Janeiro, 1946. Disponível em: <<http://goo.gl/DakyBs>>.

_____. Ministério da Fazenda. **Finanças do Brasil**: receitas e despesas – União, estados e municípios – exercícios de 1941-1950. Rio de Janeiro: Ministério da Fazenda, 1952.

_____. **Coleção de leis da República Federativa do Brasil**: coleção das leis de 1961 – atos do Poder Legislativo – leis de outubro a dezembro. Brasília: Departamento de Imprensa Nacional, 1962. v. 7.

BRIZOLA, L. M. **Leonel Brizola**: perfil, discursos, depoimentos (1922/2004). Porto Alegre: Assembleia Legislativa do Rio Grande do Sul, 2004.

CARNEIRO, P.; MEGHIR, C.; PARREY, M. Maternal education, home environments and the development of children and adolescents. **Journal of European Economic Association**, v. 11, p. 123-160, 2014.

CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. Economic Status and health in childhood: the origins of the gradient. **American Economic Review**, v. 92, n. 2, p. 1308-1334, 2002.

CHAUDHARI S. *et al.* Pune low birth weight study: cognitive abilities and educational performance at twelve years. **Indian Pediatrics**, v. 41, n. 2, p.121-128, 2004.

CHOU, S. Y. *et al.* Parental education and child health: evidence from a natural experiment in Taiwan. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 2, n. 1, p. 33-61, 2010.

CORMAN, H.; CHAIKIND, S. The effect of low birthweight on the school performance and behavior of school-aged children. **Economics of Education Review**, v. 17, n. 3, p. 307-316, 1988.

CURRIE, J.; COLE, N. Welfare and child health: the link between AFDC participation and birth weight. **American Economic Review**, v. 83, n. 4, p. 971-985, 1993.

CURRIE, J.; MORETTI, E. Mother's education and the intergenerational transmission of human capital: evidence from college openings. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 4, p. 1495-1532, 2003.

DUFLO, E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment. **American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 795-813, 2001.

DUNN, C. The intergenerational transmission of lifetime earnings: evidence from Brazil. **The B.E. Journal of Economics Analysis & Policy**, v. 7, n. 2, 2007.

FERNANDES, D. C. Race, socioeconomic development and the educational stratification process in Brazil. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 22, p. 365-422, 2004.

_____. Estratificação Educacional, origem socioeconômica e raça no Brasil: as barreiras da cor. *In*: IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADAS (Org.). **Prêmio Ipea 40 anos**. Brasília: Ipea, 2005.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

FIRMO, M.; SOARES, R. Uma análise da transmissão intergeracional de capital humano no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010. Disponível em: <<http://goo.gl/25Qobv>>.

GHIRALDELLI JR., P. **História da educação brasileira**. 3. ed. São Paulo: Cortez, 2006.

GONÇALVES, M. B. C.; SILVEIRA NETO, R. M. Persistência intergeracional de educação no Brasil: o caso da região metropolitana do Recife. **Estudos Econômicos**, v. 43, n.3, p. 435-463, 2013.

GRAWE, N. D.; MULLIGAN, C. Economic interpretations of intergenerational correlations. **Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 3, p. 45-58, 2002.

GURYAN, J.; ERIK, H.; MELISSA, K. Parental education and parental time with children. **Journal of Economic Perspectives**, v. 22, n. 3, p. 23-46, 2008.

HARPHAM, T. *et al.* Linking public issues with private troubles: panel studies in developing countries. **Journal of International Development**, v. 15, p. 353-363, 2003.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Anuários estatísticos do Brasil 1955**. Rio de Janeiro: IBGE,1955. v. 16.

_____. **Anuários estatísticos do Brasil 1960**. Rio de Janeiro: IBGE,1960. v. 21.

_____. **Anuários estatísticos do Brasil 1965**. Rio de Janeiro: IBGE,1965. v. 26.

JAKUBSON, G.; SOUZA, A. P. F. Does the gradient matter? Further understanding the intergenerational transmission of human capital. *In*:

EUROPEAN MEETING OF THE ECONOMETRIC SOCIETY (ESEM), 2011, Norway. **Anais...** Norway: Esem, 2011.

KANG, T. H. **Instituições, voz política e atraso educacional no Brasil: 1930-1964**. 2010. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

_____. Descentralização e financiamento da educação brasileira: uma análise comparativa – 1930-1964. **Estudos Econômicos**, v. 31, n. 3, p. 573-598, 2011.

LAM, D. **Generating extreme inequality: schooling, earnings and intergenerational transmission of human capital in South Africa and Brazil**. Michigan: University of Michigan, 1999. (Research Report, n. 99-439). Disponível em: <<http://goo.gl/0sgbfX>>.

LAM, D.; SCHOENI, R. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 4, p. 710-740, 1993.

LEVINE, P. B.; ZIMMERMAN, D. **The intergenerational correlation in AFDC participation: welfare trap or poverty trap?** Madison: University of Wisconsin, 1996. (Discussion Paper, n. 1100-96). Disponível em: <<http://goo.gl/SRYqxd>>.

MACHADO, D. C.; GONZAGA, G. O Impacto dos fatores domiciliares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 4, p. 449-476, 2007.

MACHIN, S. Education expansion and intergenerational mobility in Britain. *In*: WOESSMANN, L.; PETERSON, P. (Ed.). **Schools and the equal opportunity problem**. Cambridge: The MIT Press, 2007.

MADURO, P. R. **Taxas de matrículas e gastos em educação no Brasil**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2007.

MARE, R. Social background and school continuation decisions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 75, p. 295-305, 1980.

_____. Change and stability in educational stratification. **American Sociological Review**, v. 46, n. 1, p. 72-87, 1981.

MARTELETO, L. J. **Desigualdade intergeracional de oportunidades educacionais: uma análise da matrícula e escolaridade das crianças brasileiras**. Belo Horizonte: UFMG, 2004. (Texto para Discussão, n. 242).

MAURIN, E.; MCNALLY, S. Vive la revolution! Long-term education returns of 1968 to the angry students. **Journal of Labor Economics**, v. 26, n. 1, p. 1-33, 2008.

OREOPOULOS, P.; PAGE, M.; ANNE, H. S. The intergenerational effects of compulsory schooling. **Journal of Labor Economics**, v. 24, n. 4, p. 729-760, 2006.

PAGE, M. **Father's education and children's human capital**: evidence from the World War II GI Bill. Davis: University of California, 2006. (Working Papers, n. 633). Disponível em: <<http://goo.gl/Q5x2OT>>.

PERO, V.; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, p. 1-35, 2008.

PETROU, S.; SACH, T.; DAVIDSON, L. L. The long-term costs of preterm birth and low birth weight: results of a systematic review. **Child Care Health**, v. 27, n. 2, p. 97-115, 2001.

QUADROS, C. Brizoletas: a ação do governo de Leonel Brizola na educação pública do Rio Grande do Sul. **Revista Teias**, v. 2, n. 3, p. 1-12, jan.-jun. 2001.

ROMANELLI, O. **História da educação no Brasil**: 1930-1973. 9. ed. Petrópolis: Vozes, 1987.

SOLON, G. A model of intergenerational mobility variation over time and place. *In*: CORAK, M. (Ed.). **Generational income mobility in North America and Europe**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

TEIXEIRA, W. M.; MENEZES-FILHO, N. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 479-496, jul.-set. 2012.

TORCHE, F.; ECHEVARRIA, G. The effect of birth weight on childhood cognitive development. **International Journal of Epidemiology**, v. 40, n. 4, p. 1008-1018, 2011.

VICTORA, C. G.; BARROS, F. C. Cohort profile: the 1982 Pelotas (Brazil) birth cohort study. **International Journal of Epidemiology**, v. 35, n. 2, p. 237-242, 2006.