

QUALIDADE DA ESCOLA E *BACKGROUND* FAMILIAR NA FORMAÇÃO DE CAPITAL HUMANO NO BRASIL.

Luiz Honorato da Silva Júnior

Doutor em Economia PIMES/UFPE

Professor Adjunto do CAA/UFPE.

Yony Sampaio

Prof. Titular de Economia PIMES/UFPE.

RESUMO

Este trabalho procura verificar o efeito marginal da qualidade da escola, mensurada pela razão aluno por professor, e do *background* familiar, mensurado pelos níveis de educação dos pais dos indivíduos contidos numa amostra obtida a partir da PNAD de 1996, sobre os resultados educacionais destes indivíduos e sobre seus retornos à educação no mercado de trabalho. Verifica-se que uma diminuição na razão aluno por professor é positivamente correlacionada com aumentos na educação média dos indivíduos, mas a educação dos pais possui um efeito ainda mais forte sobre a escolarização desses indivíduos. As evidências empíricas encontradas sugerem ainda que uma melhora na qualidade da escola traria resultados positivos sobre a educação média e sobre os retornos à educação no mercado de trabalho e, estes retornos têm a peculiaridade de serem maiores para os indivíduos nascidos em regiões e grupos etários com *background* familiar mais pobre. Verifica-se ainda que a qualidade da escola tem sido um substituto técnico do *background* familiar como fator de produção de capital humano. Assim, o investimento de mais recursos e de forma mais eficiente em educação poderia ser usado para reduzir as diferenças nos resultados educacionais induzidas pela desigualdade de educação dos pais.

Palavras-Chave: Qualidade da Escola, *Background* Familiar, Educação, Capital Humano, Brasil.

ABSTRACT

This paper estimates the marginal effect of the school quality, represented by the student-teacher ratio, of family background, measured by parental education, on the educational attainment of individuals and on labor market returns in a sample from PNAD 1996. It is verified that a reduction in the student-teacher ratio is positively correlated with increases in the average education of the individuals; however the improvement of the education of the parents have a still more strong effect on the education of these individuals. The empirical evidences also suggest that an improvement in the school quality brings positive results on the average education and on the returns to the education in the work market and, these returns have the peculiarity of being bigger for the individuals born in regions and cohorts with poorer family background. Finally, it is verified that the school quality has been a technical substitute of parental education as a production factor of human capital. Thus, a greater and more efficient investment in education can be used to reduce the differences induced by unequal parental education.

Key-words: School Quality, Family Background, Education, Human Capital, Brazil.

1 - Introdução

O Brasil vive um período de inflexão com relação à percepção do papel que a educação tem a desempenhar no processo de seu desenvolvimento. Muitos novos esforços têm sido feitos no sentido de aumentar a escolarização da população, assim como de melhorar o seu nível educacional. Muito se tem questionado sobre políticas eficientes de alocação de recursos e esforços para que o país trilhe na direção de uma sociedade mais educada num maior exercício de cidadania.

Discute-se sobre a importância dos fatores de produção educacionais. Sabe-se, por exemplo, que o talento dos indivíduos e os investimentos em educação podem contribuir para o aumento da acumulação em capital humano e expansão educacional. Existe uma considerável literatura que investiga, mais especificamente, os efeitos da qualidade da escola e do *background* familiar na produção de capital humano e nos retornos à educação. Trabalhos como os de Hanushek (2002, 2003) e Card e Krueger (1996) se debruçam na investigação de entender a importância da qualidade da escola no processo de formação de capital humano dos indivíduos. Número de alunos por sala de aula e a razão aluno por professor são as principais variáveis que são postas na investigação em relação a testes e escores escolares. Há uma vasta literatura que tem investigado os efeitos de indicadores da escola, tais como tamanho da classe e a razão aluno por professor, sobre os testes escolares, resultados educacionais e retornos à educação.

Ainda, os trabalhos de Lee e Barro (2001), Wöbmann (2003), Miller, Mulvey e Martin (1997), Ermisch e Francesconi (2001) e, também o de Sacerdote (2002), mostram a importância do *background* familiar nos resultados escolares. Esses trabalhos mostram que a educação dos pais é um poderoso determinante da escolarização dos filhos. A literatura econômica tem mostrado como a educação dos pais é um elemento importante na formação de capital humano dos indivíduos. Os trabalhos de Card e Krueger (1992), Heckman, Layne e Todd (1997), Strayer (2002) e, principalmente o trabalho de Brunello e Checchi (2005) discutem diretamente esta temática. Filhos de pais mais educados tendem a alcançar maiores níveis de escolarização. Pais mais educados conseguem motivar mais, têm maior propensão a investir mais recursos e podem propiciar um ambiente familiar mais propenso ao estudo e a reflexão.

Assumindo que estas duas variáveis são importantes na formação de capital humano dos indivíduos, como ocorre num processo de produção de um bem qualquer, estes fatores podem contribuir para a produção de conhecimento individualmente e, também, em suas inter-relações. Conhecer a relação técnica da qualidade da escola e do *background* familiar na produção de conhecimento no Brasil parece importante para a formulação de políticas alocativas. Portanto, deve-se inquirir de que forma esses dois fatores tem interagido no processo produtivo de capital humano no Brasil. Qual o papel e as relações que estes fatores têm com o nível de educação e o retorno à educação no Brasil? Este trabalho investiga e tenta responder a estas questões a partir de um estudo empírico, à luz da teoria do capital humano. Observe que se esses fatores forem substitutos técnicos, um aumento nos investimentos em educação pode ser utilizado para reduzir as desigualdades na educação e, conseqüentemente, na renda. Em outras palavras, uma melhora na qualidade dos serviços educacionais poderia, em certa medida, compensar as diferenças nas habilidades entre os indivíduos.

Neste sentido, em se confirmando tal hipótese, a qualidade da escola poderia atuar como um fator substituto, para indivíduos que possuíssem baixo *background* familiar, na produção de capital humano. Alternativamente, dadas especificidades tecnológicas produtivas, tal combinação pode apresentar características de complementaridade.

2 – Metodologia e Descrição dos Dados da Amostra

A metodologia utilizada neste trabalho segue a utilizada por Brunello e Checchi (2005). A fim de se verificar tais hipóteses, assume-se que os resultados educacionais são medidos por níveis de educação completados, para isso foi usado o seguinte modelo *probit* ordenado:

$$E_{icrs} = \Phi(\delta Z_{icrs}), \quad (1)$$

onde Z é um vetor de características individuais, incluídas as seguintes variáveis: qualidade da escola, *background* familiar e variáveis *dummies* de controle. Mas também foram feitas regressões em MQO, em função do melhor ajuste obtido com este modelo, neste caso os resultados educacionais são medidos por anos de educação completados.

A variável dependente no modelo probabilístico multinomial foi ordenada como sendo igual a um se o indivíduo havia completado a 4ª série do ensino fundamental, igual a dois se ele havia concluído até a oitava série ensino fundamental, igual a três se o indivíduo possuía o ensino médio e quatro para o ensino superior. No caso dos modelos em MQO a variável dependente foram os anos de estudos de cada indivíduo.

Para estimar o impacto do *background* familiar e a qualidade da escola nos retornos à educação, usou-se um modelo de dois estágios. Para o primeiro estágio foi feita a seguinte regressão:

$$Y_{icrs} = \alpha_{crs} + \beta_{crs} X_{icrs} + \gamma_{crs} E_{icrs} + \varepsilon_{icrs}, \quad (2)$$

onde i é o indivíduo, c o grupo de idade¹, r a região de nascimento e s a região de residência, Y é o log dos ganhos anuais, α_{crs} são *dummies* da região de nascimento x grupo de idade x região de residência, X é um vetor de controle individual, incluindo *background* familiar, E são anos de educação do indivíduo e γ mede o retorno à educação², que se faz variar de acordo com grupos de idade, região de nascimento e região de residência.

No segundo estágio foi recuperado o valor estimado de γ em (2) e estimou-se em Mínimos Quadrados Ponderados:

$$\gamma_{crs} = \lambda_c + \lambda_r + \lambda_s + \lambda_{cs} + \lambda_{rs} + \phi Q_{cr} + \psi W_{cr} + \sigma Q_{cr} W_{cr} + \varepsilon_{cr}, \quad (3)$$

onde λ são *dummies* de grupo de idade, região de nascimento, região de residência, grupo de idade x região de residência e região de nascimento x região de residência, Q é a qualidade da escola que varia por região de nascimento e grupo de idade e W é o *background* familiar médio, por região de nascimento e grupo de idade. Observe que *background* familiar afeta os ganhos individuais diretamente e via sua interação com os resultados educacionais. Foi definido, da mesma maneira que no trabalho de Brunello e Checchi (2005), W como o maior nível de educação recebida pelos pais na família³. Portanto se o pai teve somente o ensino fundamental incompleto e a mãe completou o ensino superior, o valor de W para este indivíduo prevalecerá a educação da mãe. O valor de W para a região e o grupo de nascimento é obtido pela média dos indivíduos.

A *dummy* da região de residência em (3) procura captar o efeito do mercado de trabalho local sobre o retorno à educação. Estes efeitos podem variar com o grupo de idade. A interação das *dummies* por região de nascimento e região de residência capta os efeitos de migração entre regiões. Variações na qualidade da escola e no *background* familiar tentam captar a variabilidade no retorno à educação associado à região e o grupo de nascimento.

¹ Conforme será detalhado em seguida.

² Ou de forma mais precisa, as diferenças salariais advindas com a escolarização dos indivíduos.

³ Brunello e Checchi (2005) afirmam que experimentaram diferentes combinações para compor a variável *background* familiar: média dos anos de educação dos pais, nível mínimo de educação entre eles, entretanto, afirmam os referidos autores, não se verificou significativas diferenças.

Finalmente, a interação entre Q e W é informativa se estes dois fatores são complementares ou substitutos técnicos na produção de capital humano.

A partir de (1), (2) e (3) verifica-se a necessidade de informação de quatro variáveis para a execução deste trabalho: Qualidade da Escola, *background* familiar, formação escolar e renda de indivíduos que formem uma amostra representativa da população brasileira.

As informações acerca da Qualidade da Escola referem-se ao período em que cada indivíduo estudou. *Background* familiar pode ser representado pelos anos de estudo dos pais desse indivíduo. Os dados sobre os ganhos individuais e formação escolar estão disponíveis nas PNADs que são amplamente utilizadas em pesquisas desta natureza. Entretanto, dentre as PNADs de anos mais recentes, apenas a do ano de 1996 dispõe de informações acerca do *background* familiar dos indivíduos. Por este motivo, este trabalho utilizou as informações na PNAD de 1996 do IBGE.

Foram considerados somente indivíduos com renda anual do trabalho positiva nascidos entre os anos de 1931 e 1970. Tal escolha se deu por dois motivos: os indivíduos nascidos neste período compreendem um grupo etário que varia dos 26 aos 66 anos de idade. Trata-se de indivíduos que se encontram na população economicamente ativa do país e já superado a idade escolar e, também, em função da disponibilidade de informações agregadas acerca da qualidade da escola no país, conforme será discutido em seguida.

Não existem informações acerca da qualidade da escola em nível dos indivíduos entrevistados na PNAD. Portanto, este trabalho utilizou medidas agregadas de qualidade da escola a exemplo dos trabalhos de Card e Krueger (1992) e Brunello e Checchi (1995), baseados na região e grupos de idade de nascimento dos indivíduos⁴. Foram coletados dados sobre a razão aluno por professor para os estados e os antigos territórios do Brasil. Os valores foram calculados a partir da divisão do número de alunos matriculados pelo número de docentes empregados por UF no ensino fundamental, entre os anos de 1937 a 1977. Os dados foram coletados na série denominada “estatísticas do século XX” do IBGE.

A qualidade da escola para os indivíduos na amostra foi atribuída para cada indivíduo à razão aluno por professor no estado de nascimento durante o período em que este indivíduo supostamente iniciou a sua vida escolar. Então, o critério foi o de atribuir o valor para quando este indivíduo tivesse sete anos de idade.

Sabe-se que a utilização de tais variáveis agregadas pode trazer alguns problemas: por um lado, o uso destas medidas poderá enviesar os efeitos estimados da qualidade da escola em função de que os dados referentes a esta variável são o quociente entre alunos matriculados no ensino primário (equivalência atual ao ensino fundamental) e o número de docentes nesta mesma categoria de ensino. Por se tratar de número de matriculados, a depender da evasão escolar, a qualidade poderia estar subestimada. Por outro lado, tende a reduzir a medida dos erros em função do nível de agregação.

Neste trabalho é assumido que a maioria dos indivíduos completou sua escolarização na unidade da federação em que nasceu e, tal hipótese é chave neste modelo, afinal não há informação do local onde o indivíduo frequentou a escola. A plausibilidade desta hipótese pode, obviamente, ser questionada. Entretanto, na ausência de informações individuais acerca da idade de possíveis movimentos migratórios dos indivíduos entre as diversas regiões do país, assumir tal hipótese é essencial. A tabela A1 apresenta os percentuais migratórios da população nascida entre os anos de 1931 e 1970.

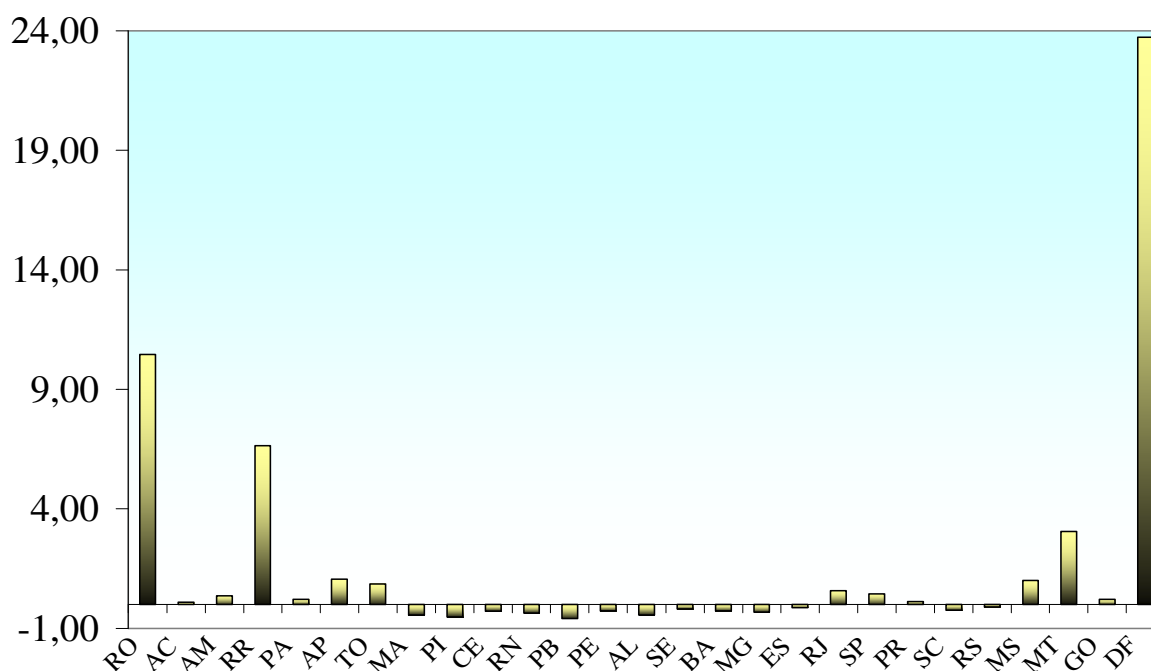
Foi observado nesta amostra que cerca de 61,3% destes indivíduos residiam no mesmo estado em que nasceu. Os dados revelam ainda que a migração entre jovens é menor. Cerca de

⁴ É importante que se diga que a razão aluno por professor ser utilizada como *proxy* de qualidade da escola traz uma importante e óbvia limitação. Entretanto, há de se atentar para a provável correlação entre gasto *per capita* e qualidade da escola. Na ausência de uma variável mais completa, não parece trazer nenhum prejuízo a utilização desta variável.

70% dos indivíduos menores que 21 anos de idade viviam em seus estados natais. Assumindo que o padrão observado de migração pelos jovens não tem mudado de maneira drástica no tempo, tais evidências sugerem que uma significativa parcela da população que migra, o faz depois que termina seus estudos em seu estado natal.

Complementando as informações contidas na tabela A1, com relação ao padrão de migração desses indivíduos, a figura 1 apresenta o saldo migratório dos 26 estados e do Distrito Federal a partir da seleção da amostra. Nesta mesma amostra é identificado que as Ufs que mais receberam migrantes em proporção a população nascida, foram o Distrito Federal e, em seguida os estados da Região Norte e Centro-Oeste. A figura mostra que, por exemplo, a cada 25 indivíduos residentes no Distrito Federal 24 emigraram para lá.

Figura 1 – Saldo Migratório entre os Estados Brasileiros para Indivíduos Nascidos entre 1931 e 1970

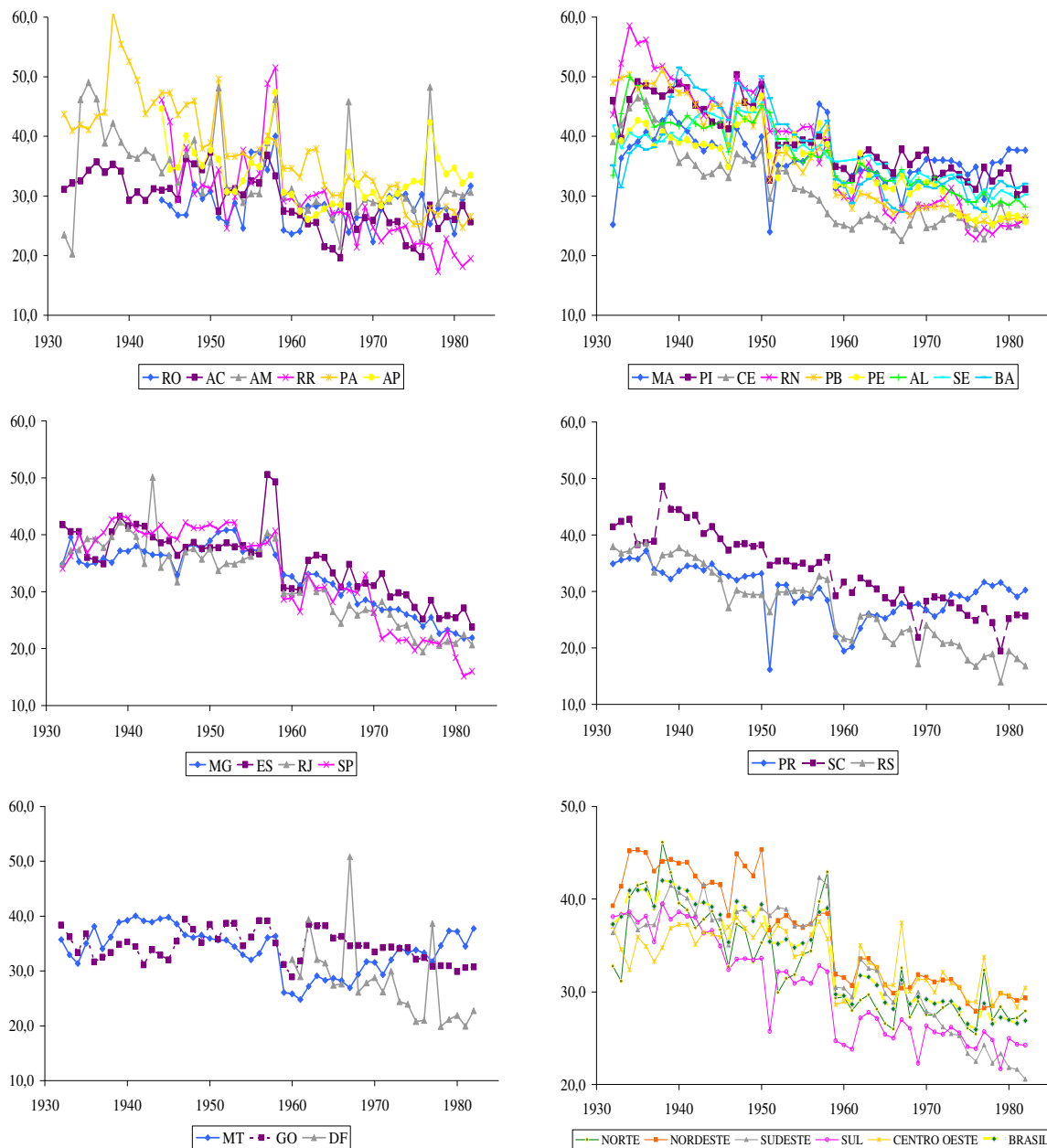


Fonte: PNAD 1996. Elaborado pelo autor.

Com relação à qualidade da escola, a figura 2 mostra o número de alunos por professor no Brasil para os indivíduos nascidos entre 1931 e 1970. Observe que a razão diminui em todos os estados e a queda é mais acentuada nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. A relação média de aluno por professor começa com 37,3 em 1931 e cai para 25,9 em 1982, encontrando a maior média no ano de 1938 e a menor média no ano de 1976.

Registre-se que algumas adaptações precisaram ser feitas em função das recentes mudanças geo-políticas ocorridas no Brasil. Tem-se que as informações acerca do antigo Distrito Federal foram incorporadas ao Estado do Rio de Janeiro, assim como as do antigo território de Fernando de Noronha que foram incorporadas ao Estado de Pernambuco e o território de Iguazu foi incorporado ao Estado do Paraná. Não havia informações da razão aluno por professor para o novo estado do Mato Grosso do Sul, indivíduos que nasceram nesse estado receberam a qualificação do antigo Estado do Mato Grosso. Da mesma forma, não havia informações acerca do mais novo Estado brasileiro e, assim, os indivíduos que se declararam nascidos no Estado de Tocantins receberam a qualificação do estado de Goiás. Por fim, os antigos territórios do norte do país foram tratados como estados federados.

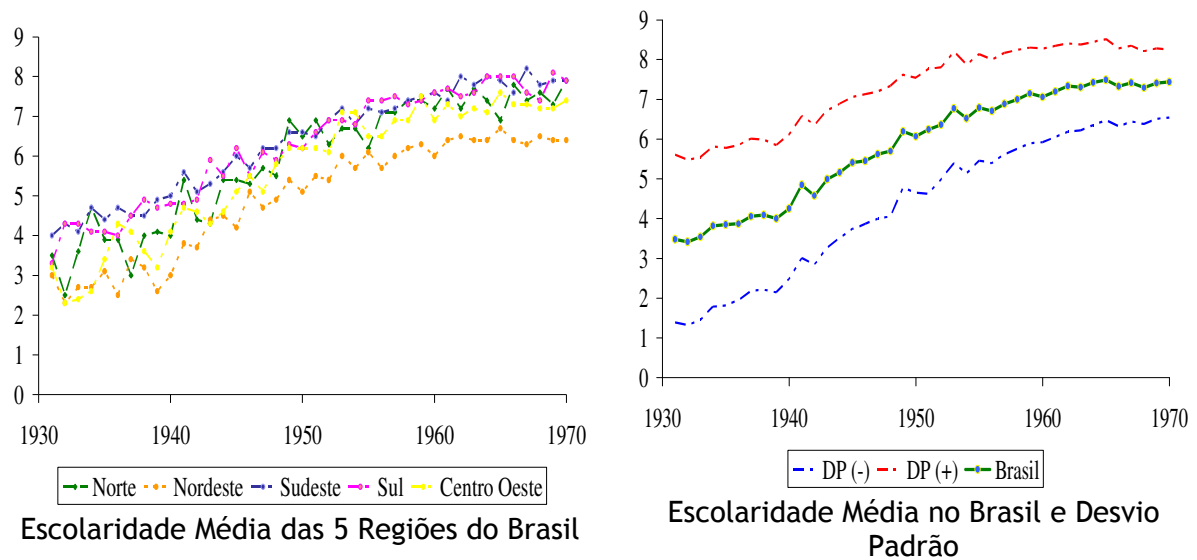
Figura 2 – Número de Alunos por Professor no Brasil



Elaboração do autor.

O significativo declínio da relação aluno por professor contrasta com o significativo aumento da média dos anos de escolarização dos indivíduos nascidos durante este mesmo período, conforme se verifica na figura 3. A escolaridade média, medida como o número de anos de educação obtido, foi igual a 4,6 para o grupo nascido entre 1931 a 1950 e de 7,1 para o restante da amostra. A dispersão nos anos de educação também tem caído na forma de seu desvio padrão de 2,11 para 0,85.

Figura 3 – Evolução da Escolaridade Média no Brasil



Fonte: PNAD 1996. Elaborado pelo autor.

Para concluir a descrição dos dados, apresenta-se a medida do *background* familiar da amostra W . Conforme já mencionado, esta medida é o nível máximo de estudo dos pais do indivíduo. A PNAD não disponibilizou os anos de educação dos pais, mas informa o nível escolar do pai e da mãe do indivíduo atribuindo valores numéricos em função do nível escolar obtido, da seguinte maneira:

0. Nunca frequentou escola ou não concluiu a 1ª série do 1º grau;
1. Elementar incompleto ou da 1ª à 3ª séries concluídas do 1º grau;
2. Elementar completo ou 4ª série concluída do 1º grau;
3. Médio 1º ciclo incompleto ou da 5ª à 7ª séries concluídas do 1º grau;
4. Médio 1º ciclo completo ou 8ª série concluída do 1º grau;
5. Médio 2º ciclo incompleto ou 2º grau incompleto;
6. Médio 2º ciclo completo ou 2º grau completo;
7. Superior incompleto;
8. Superior completo; e
9. Mestrado ou doutorado completo.

O valor médio de W na amostra mostrou um aumento significativo, conforme se verifica na tabela 1. A referida tabela apresenta os percentuais das realizações educacionais do pai e da mãe do indivíduo da amostra, assim como, o percentual do valor que será assumido como sendo o *background* familiar. Observe que houve uma significativa queda entre os mais jovens no percentual dos pais que nunca frequentou escola e um crescimento significativo daqueles que frequentaram níveis escolares mais elevados.

Tabela 1 – Background Familiar: maior nível obtido pelos pais, pai e mãe (%).

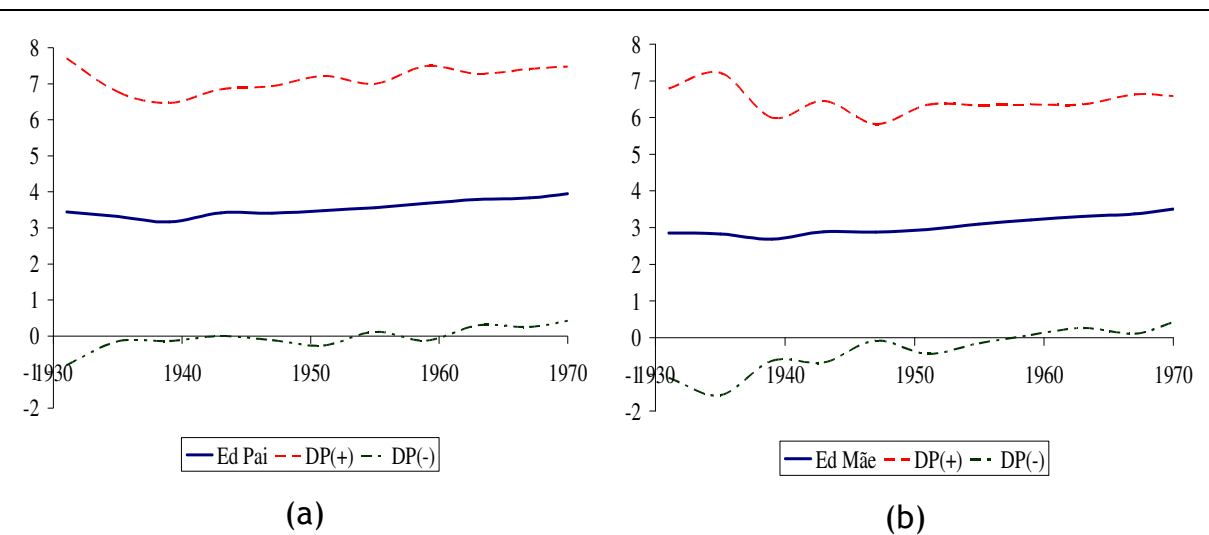
Níveis de Educação dos Pais	Maior		Pai		Mãe	
	31 – 50	51 – 70	31 – 50	51 – 70	31 – 50	51 – 70
Nunca freqüentou escola	51,47	43,27	45,06	33,66	53,78	39,31
Elementar incompleto	23,79	26,23	27,67	28,93	23,22	26,64
Elementar completo	14,95	16,47	16,67	21,04	14,45	19,19
5ª à 7ª séries concluídas	1,59	2,83	1,68	3,11	1,54	3,30
8ª série concluída do 1º grau	2,53	3,42	2,75	4,23	2,71	4,20
2º grau incompleto	0,45	0,72	0,47	0,87	0,45	0,84
2º grau completo	3,17	4,13	3,19	4,54	3,31	4,71
Superior incompleto	0,15	0,24	0,25	0,32	0,06	0,17
Superior completo	1,83	2,58	2,19	3,17	0,45	1,58
Mestrado ou doutorado completo	0,08	0,11	0,08	0,12	0,02	0,08
Totais	100	100	100	100	100	100

Fonte: PNAD 1996. Elaboração do Autor.

Os microdados da PNAD de 1996 revelam que há uma pequena, mas significativa melhoria na educação dos pais recentemente no Brasil. A figura 4 mostra o nível médio de educação dos pais de indivíduos nascidos entre 1931 e 1970 no Brasil, com os valores numéricos representando o nível escolar obtido.

O lado (a) da figura revela o nível médio de escolarização dos pais desses indivíduos, assim como os limites superior e inferior do desvio padrão. Informação análoga é dada na parte (b) da figura com relação às mães desses indivíduos. Os microdados mostram que houve um crescimento de 14% da escolarização dos pais e 23% de crescimento da escolarização das mães num período de 40 anos.

Figura 4 – Nível de Educação Médio dos Pais de Indivíduos Nascidos entre 1931 a 1970



Fonte: PNAD 1996. Elaboração própria.

A tabela A2, anexa apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis envolvidas no modelo *probit* ordenado e MQO para a obtenção dos determinantes dos

resultados educacionais, assim como, do modelo em dois estágios para a determinação das variáveis que explicam os retornos estimados da educação. A referida tabela revela ainda as estatísticas descritivas das principais variáveis envolvidas no modelo de dois estágios de retorno à educação. Observe que houve a perda de quase 37 mil observações da amostra entre a execução do modelo *probit* ordenado e o segundo estágio. O fato se deve porque em alguns grupos de idade, região de nascimento e região de residência não havia mais do que 20 observações limite mínimo arbitrado como aceitável para a execução do segundo estágio da regressão.

3 – Determinantes dos Resultados Educacionais

Conforme foi apresentado anteriormente, os determinantes dos resultados educacionais são mensurados por meio de um modelo *probit* ordenado, mas também são feitas regressões em MQO, em função do melhor ajuste obtido com este modelo. Em seguida, procede-se a regressão desta variável sobre a razão aluno por professor (da Unidade da Federação em que ele nasceu e quando tinha sete anos de idade), sobre o *background* familiar do indivíduo e, também, sobre variáveis *dummies* para captar o grupo de idade, UF de nascimento e UF de residência do indivíduo.

Os resultados da estimação procedida em (1) são apresentadas na tabela 2, onde são apresentados os determinantes dos Resultados Educacionais. As duas primeiras colunas da tabela apresentam as estimativas a partir dos modelos *probit* ordenado enquanto que as colunas restantes apresentam as estimativas feitas a partir de modelos de MQO. Observe que cada regressão inclui a interação entre *background* familiar e a qualidade da escola. Importa informar que na primeira de cada par de colunas o *background* familiar foi medido como o nível máximo de educação obtido pelos pais do indivíduo, enquanto que na segunda coluna (de cada par de coluna) o mesmo é medido separadamente pelos anos de educação do pai *Wp* e da mãe *Wm*.

Observando os resultados obtidos dos modelos *probit* ordenado, verifica-se que os resultados educacionais são mais elevados quando a razão aluno por professor é menor (proporcionando melhor qualidade da escola, por hipótese) e o *background* familiar do indivíduo é melhor. Vê-se ainda que a interação entre qualidade escolar e *background* familiar apresenta um coeficiente significativo e positivo e este resultado pode ser interpretado como uma evidência de que o impacto da razão aluno por professor sobre o nível de educação dos indivíduos varia com o *background* familiar.

Estes resultados são corroborados quando se apresenta os valores estimados desse mesmo modelo por MQO. Conforme se verifica a interação entre qualidade escolar e *background* familiar apresenta, novamente, um coeficiente significativo e positivo. Verifique que em ambas as regressões (*probit* e MQO) a interação entre qualidade escolar e *background* do pai ou da mãe se apresenta com idênticos valores marginais e significância estatística. Tal resultado sugere que pais e mães têm papéis idênticos na formação educacional dos filhos no Brasil⁵.

Pode-se observar que o índice médio de equivalência de educação dos pais na amostra é de 1,202 (equivale aproximadamente à conclusão do primeiro ano do ensino fundamental), se o índice médio fosse dois, equivaleria ao “Elementar completo ou 4ª série concluída do 1º grau”. Suponha então, que este índice médio aumentasse para dois, isso equivaleria a um aumento de 66,4% na escolaridade média dos pais. Os resultados obtidos na coluna (3) da tabela 2 sugerem que depois da interação com a qualidade da escola e sendo avaliado aos valores médios da relação aluno por professor, este aumento no *background* familiar poderia

⁵ O trabalho de Brunello e Checchi (2005) verificou que a interação entre qualidade da escola e *background* familiar era mais forte quando o *background* da mãe era considerado.

aumentar os resultados educacionais da população em 13,9%, fazendo os valores médios de educação subirem para 7,2 anos de educação⁶.

Tabela 2 – Determinantes dos Resultados Educacionais: Estimativas a partir dos modelos *Probit* ordenado e Mínimos Quadrados Ordinários.

Método de Estimação	<i>Probit</i> Ordenado (1)	<i>Probit</i> Ordenado (2)	MQO (3)	MQO (4)
Relação Aluno Professor (<i>Q</i>)	-0,014** (0,002)	-0,018** (0,002)	-0,048** (0,006)	-0,059** (0,006)
<i>Background</i> Educacional da Familiar (<i>W</i>)	0,010 (0,015)		0,217** (0,050)	
<i>Q</i> x <i>W</i>	0,009** (0,000)		0,028** (0,002)	
Anos de Educação do Pai <i>W_p</i>		-0,037 (0,023)		0,017 (0,081)
<i>Q</i> x <i>W_p</i>		0,007** (0,001)		0,021** (0,003)
Anos de Educação da Mãe <i>W_m</i>		0,009 (0,026)		0,129 (0,089)
<i>Q</i> x <i>W_m</i>		0,007** (0,001)		0,021** (0,003)
<i>Dummies:</i>				
Gênero	Sim	Sim	Sim	Sim
Grupos de Idade	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de Nascimento	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de Residência	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de Observações	50.586	50.586	50.586	50.586
<i>R</i> ²	0,219 ⁺	0,298 ⁺	0,304	0,357

Erro padrão entre parênteses com $p < 0,10 = ^\wedge$, $p < 0,05 = *$, $p < 0,01 = **$. ⁺ Pseudo *R*² (Cox and Snell).

Utiliza-se ainda os valores estimados na tabela 2 para se calcular as elasticidades dos resultados educacionais com a qualidade da escola e *background* familiar por regiões e grupos etários. Busca-se desagregar o mínimo possível as regiões procurando agregar aquelas regiões que preservavam características de desenvolvimento sócio-econômico semelhantes. Assim, foram feitos cálculos para as regiões Norte-Nordeste e Centro-Sul⁷.

Os dados revelam que um aumento no *background* familiar, elevaria os anos médios de escolarização em 21% para toda a amostra, em 19,5% para a região Norte-Nordeste e em 21,3% para a região Centro-Sul. Por outro lado, uma redução no número de alunos por sala de aula, elevaria os anos médios de escolarização em 7,1% para toda a amostra, em 11,5% para a região Norte-Nordeste e em 4,7% para a região Centro-Sul.

É feita ainda comparação entre grupos etários da amostra, comparando o grupo de indivíduos mais jovens com toda a amostra. Tal análise é fundamental, afinal, políticas educacionais interessam diretamente as populações mais jovens. Define-se jovens aqueles que

⁶ Calculado a partir dos valores estimados na terceira coluna da tabela 2, com $Q = 31,5$, da seguinte maneira:

$$\frac{\partial E}{\partial W} \frac{W}{E} = (0,217 + 0,028 * 31,5) \left(1, \frac{202}{6,3} \right) = 0,21$$

⁷ Região aqui denominada de Centro-sul, na verdade é composta pelas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste do Brasil.

nasceram entre os anos de 1959 e 1970, portanto, em 1996, teriam entre 26 e 38 anos de idade. Os dados revelam que uma redução no número de alunos por sala de aula, elevaria os anos médios de escolarização dos jovens em 4,9% para toda a amostra, em 7,8% para a região Norte-Nordeste e em 3,2% para a região Centro-Sul. Ao mesmo tempo quando se observa as mudanças no *background* familiar, verifica-se os seguintes resultados para a população jovem: 18,7% para toda a amostra de jovens, 16,3% para a região Norte-Nordeste e em 20,1% para a região Centro-Sul. Observe que os valores das elasticidades mostram que o *background* familiar tem tido maior importância sobre a escolarização média em relação à qualidade da escola, e este impacto tem sido maior na região mais pobre e atrasada do país.

A tabela 3 replica as estimações feitas no modelo *probit* ordenado separando os indivíduos por gênero. Verifica-se que a qualidade da escola afeta na educação tanto de homens quanto de mulheres, mostrando-se estatisticamente significativa nos quatro modelos apresentados.

Tabela 3 – Determinantes dos Resultados Educacionais: Estimativas a partir do modelo *Probit* ordenado por gênero.

Método de Estimação	<i>Probit</i> Ordenado Homem (1)	<i>Probit</i> Ordenado Homem (2)	<i>Probit</i> Ordenado Mulher (3)	<i>Probit</i> Ordenado Mulher (4)
Relação Aluno Professor (<i>Q</i>)	-0,011** (0,002)	-0,027** (0,004)	-0,018** (0,003)	-0,021** (0,003)
<i>Background</i> Educacional da Familiar (<i>W</i>)	0,020 (0,019)		0,002 (0,023)	
<i>Q</i> x <i>W</i>	0,009** (0,001)		0,009** (0,001)	
Anos de Educação do Pai <i>W_p</i>		-0,021 (0,052)		-0,083* (0,037)
<i>Q</i> x <i>W_p</i>		0,012** (0,002)		0,008** (0,001)
Anos de Educação da Mãe <i>W_m</i>		-0,024 (0,057)		0,047 (0,040)
<i>Q</i> x <i>W_m</i>		0,013** (0,002)		0,005** (0,001)
<i>Dummies:</i>				
Gênero	Sim	Sim	Sim	Sim
Grupos de Idade	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de Nascimento	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado de Residência	Sim	Sim	Sim	Sim
Número de Observações	31435	31435	19151	19151
<i>R</i> ²⁺	0,265	0,250	0,240	0,271

Erro padrão entre parênteses com $p < 0,05 = *$, $p < 0,01 = **$. + Pseudo R^2 (Cox and Snell).

Verifica-se ainda que o *background* familiar afeta os resultados educacionais tanto de homens quanto de mulheres somente via interação com qualidade da escola e seus coeficientes são iguais para homens e mulheres. Ainda com relação ao *background* familiar quando separados por educação do pai e da mãe interagindo com a qualidade da escola, verifica-se que os efeitos marginais são maiores para os homens em relação a esses mesmos efeitos para as mulheres. Tal resultado mostra evidências de que a educação dos pais, interagindo com a qualidade da escola, é mais importante na educação dos filhos do que na educação das filhas.

Em seguida são analisados os resultados do modelo de dois estágios e examinado o impacto que a qualidade da escola e o *background* familiar trás sobre os retornos estimados à educação no Brasil.

4 – Determinantes do Retorno à Educação

Os resultados da estimação procedida em (2) e em (3) são apresentadas na tabela 4. No primeiro estágio da regressão são utilizadas as seguintes características individuais: gênero, cor ou raça, anos de potencial experiência no mercado de trabalho e seu quadrado, além do *background* familiar.

Tabela 4 – Determinantes dos Retornos Estimados à Educação: Segundo Estágio de Estimação.

Método de Estimação	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Relação Aluno Professor (Q)	0,001* (0,001)	0,000 (0,001)	0,006* (0,002)	0,001 (0,001)	0,004 (0,003)
<i>Background</i> Educacional Familiar (W)		-0,018 (0,026)	-0,020* (0,009)		
$Q \times W$		0,001 (0,001)			
Percentual das Famílias cujos pais possui no máximo educação primária $P \times Q$			-0,006* (0,003)		
Anos de Educação do Pai W_p				0,058* (0,028)	0,006 (0,014)
Anos de Educação da Mãe W_m				-0,064 (0,040)	-0,015 (0,017)
$Q \times W_p$				-0,001 (0,001)	
$Q \times W_m$				0,001 (0,001)	
Percentual das Famílias cujo pai possui no máximo educação primária $P_p \times Q$					-0,005 (0,003)
Percentual das Famílias cuja mãe possui no máximo educação primária $P_m \times Q$					0,002 (0,003)
Número de Observações	339	339	339	339	339
R^2	0,233	0,245	0,264	0,281	0,285

Erro padrão entre parênteses com $p < 0,05 = *$ e $p < 0,01 = **$. Cada regressão inclui grupos de idade, região de nascimento, região de residência, grupos de idade x região de nascimento, grupos de idade x grupos de idade.

Para se obter um número suficiente de observações em cada grupo de idade, UF de nascimento e região de residência no segundo estágio da estimação em (3), organizou-se a amostra em dez grupos de idade, cada um compreendendo quatro anos, desde 1931 até 1970, as 27 UFs de nascimento e agregou-se as 27 UFs de residência em três macro regiões brasileiras (norte-nordeste, sudeste e centro-oeste-sul). Tendo em vista que as regiões de residência irão refletir as condições do mercado de trabalho, tais agregações não parecem trazer nenhum prejuízo à análise e ainda, traz ganhos nos graus de liberdade da regressão em segundo estágio.

Os valores estimados de γ no primeiro estágio da regressão em (2), junto com o seu respectivo erro padrão são utilizados como variável dependente em (3) no segundo estágio, numa regressão de Mínimos Quadrados Ponderados, onde se usa os erros para ponderação⁸. Seguindo a metodologia de Brunello e Checchi (2005), sendo os dados em (3) valores médios

⁸ Ver Gujarati (2000).

de região de nascimento, região de residência e grupos de idade, utiliza-se apenas as estimativas com mais do que 20 observações. Assim, obteve-se 340 observações advindas de coeficientes aptos de um número teórico de 810.

Os valores estimados em (3) são apresentados na tabela 4. Na coluna (1) da tabela é apresentado o efeito marginal da relação aluno por professor aos retornos estimados à educação, controlado por *dummies* dos grupos de idades, regiões de nascimento e regiões de residência dos indivíduos, conforme já apresentado. A variável se mostra com efeito marginal positivo e estatisticamente significativa.

Com a inserção de *background* familiar e a sua interação com a qualidade da escola o número de variáveis é aumentado. Com esta especificação não se obteve bom ajuste, não se verificando significância estatística em nenhuma das variáveis relevantes.

Na coluna (3) foi substituído o *background* familiar em sua interação com a qualidade da escola pela percentagem de indivíduos cujos pais possuísem apenas o primeiro ciclo do ensino fundamental. Neste caso foi verificada a existência de uma correlação entre a relação aluno por professor e os retornos estimados à educação variando com o *background* familiar médio nas regiões de nascimento e grupos etários. Este resultado sugere que o ambiente social onde o indivíduo nasceu e cresceu influencia os retornos à educação. Se os indivíduos convivem com pessoas mais ou menos escolarizadas este ambiente afetará os seus retornos à educação.

De maneira análoga ao procedido em relação aos resultados escolares, na seção anterior, são feitos cálculos de elasticidades do retorno à educação com respeito à razão aluno por professor para diferentes valores da distribuição de P , utilizando-se para isto os valores estimados na coluna (3) da tabela 4. Quando se analisa os indivíduos localizados no primeiro decil da distribuição de P (regiões e grupos etários menos escolarizados), a elasticidade estimada⁹ é igual a 0,265, este resultado revela que um aumento na razão aluno por professor nesse grupo analisado, em torno de 10%, aumentaria o retorno à educação desse grupo menos favorecido em 2,65%. Esta mesma elasticidade cai para 0,148 quando se considera o P do quinto decil. A partir do percentil de número 96 (quando $P=1$) a elasticidade passa a ser zero. Sendo a elasticidade média de toda a amostra aos valores médios de Q , P e γ igual a 0,193. Durante o período de análise (1937 a 1977) a razão aluno por professor diminuiu em torno de 26,5% (em 1937 era de 39,2 e em 1977 era de 28,8) corresponde a um aumento médio de 5,1% nos retornos à educação.

Com relação ao impacto do *background* familiar sobre os retornos à educação, os dados revelam que, condicionados pela qualidade da escola, os retornos são maiores nas regiões e grupos etários com menor *background* familiar. Ainda usando os coeficientes estimados na coluna (3) da tabela 4, a elasticidade média dos retornos com relação ao *background* familiar¹⁰ é igual a zero. Entretanto, analisando tais retornos por grupos de P , verifica-se que para os indivíduos localizados no primeiro decil da distribuição de P (regiões e grupos etários menos escolarizados), a elasticidade estimada é igual a 0,024, este resultado revela que um aumento no *background* familiar nesse grupo analisado, em torno de 10%, aumentaria o retorno à educação desse grupo menos favorecido em 0,24%. Esta mesma elasticidade cai para -0,013 quando se considera o P do quinto decil e igual a -0,02 para o

⁹ $\frac{\partial \gamma}{\partial Q} \frac{Q}{\gamma} = (0,006 - 0,006P) \frac{\bar{Q}}{\bar{\gamma}}$, onde P é avaliado no valor do percentil e as outras variáveis em seus valores médios.

¹⁰ $\frac{\partial \gamma}{\partial W} = \left(-0,02 - 0,006 \bar{Q} \frac{\partial P}{\partial W} \right) \frac{\bar{W}}{\bar{\gamma}}$, onde $\frac{\partial P}{\partial W} = -\frac{10}{3} \frac{1}{Q}$, todas as variáveis são avaliadas aos seus valores médios.

nono decil da amostra. Esta elasticidade negativa pode ser explicada pelo fato de que melhor educação dos pais tende a elevar a educação dos filhos. Portanto, indivíduos nascidos em regiões e grupos etários com melhor *background* familiar têm nível educação mais elevado e menor retorno à educação.

Os coeficiente estimados nas colunas (4) e (5) da referida tabela decompõem o *background* familiar em educação do pai e da mãe e na porcentagem de pais e mães que possuem no mínimo a conclusão do primeiro ciclo do ensino fundamental. Nessas colunas, verifica-se que nessa decomposição, a educação do pai tem impacto positivo e estatisticamente significante.

5 – Relação Técnica entre os Fatores

Para se distinguir se os fatores são complementares ou substitutos, pode-se verificar a partir da segunda derivada parcial de uma função de produção educacional como, conforme Lazear (2001) e Pritchett e Filmer (1999). Os fatores de produção serão complementares ou substitutos conforme a produtividade marginal de um aumento ou diminua ao crescimento do outro, e reciprocamente.

Assuma agora, para especificação empírica, a hipótese de que os ganhos são iguais a produtividade, e assuma ainda, a seguinte função de produção proposta por Brunello e Checchi (2005):

$$H = e^{\gamma E}, \quad (4)$$

Onde E representa os resultados educacionais e γ os retornos à educação. A segunda derivada de H com respeito a razão aluno por professor Q e o *background* familiar W é:

$$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} = \left[\frac{\partial^2 \gamma}{\partial Q \partial W} E + \frac{\partial \gamma}{\partial Q} \frac{\partial E}{\partial W} + \frac{\partial \gamma}{\partial W} \frac{\partial E}{\partial Q} + \frac{\partial^2 E}{\partial Q \partial W} \gamma \right] H \quad (5)$$

Conforme exposto a variável qualidade da escola é mensurada pela razão aluno por professor nas unidades da federação brasileira durante o período entre 1937 a 1977, e esta medida mostra que quanto maior for a razão pior será a qualidade da escola. Portanto, na análise empírica, deste trabalho a interpretação para o teste da segunda derivada parcial deve ser interpretada da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} &> \text{Substitutos} \\ \frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} &= 0 \text{ Independentes} \\ &< \text{Complementares} \end{aligned}$$

Tal resultado dá as evidências acerca da substitubilidade ou complementaridade entre *background* familiar e qualidade da escola.

Sendo críveis as hipóteses assumidas neste modelo, os resultados encontrados apresentam consistência com a hipótese de que *background* familiar e qualidade da escola sejam substitutos técnicos na produção de capital humano, uma vez que, assumindo (4) e (5) e as estimações obtidas, tem-se:

$$E = -0,048Q + 0,217W + 0,028QW \text{ e } \gamma = 0,006Q - 0,02W - 0,006QP.$$

Então, avaliando (5) aos valores médios da amostra, obtém-se:

$$\frac{\partial^2 H}{\partial Q \partial W} = 0,00655 > 0$$

Portanto, a redução em uma unidade da razão aluno por professor, ainda que mantendo constante o *background* familiar, poderia elevar o capital humano em 0,00655. Este resultado mostra que melhorias na qualidade do ensino poderiam substituir, em alguma medida, o baixo nível de escolaridade dos pais no produto educacional. Sendo a qualidade da escola representada pela *proxy* razão aluno por professor, vê-se evidências de substitubilidade técnica entre o *background* familiar e a qualidade da escola na produção de capital humano no Brasil.

Foi calculado também a elasticidade de substituição técnica, a partir dos valores estimados, e se verificou um valor de 0,8997, muito próximo ao valor de uma função Cobb-Douglas.

6 - Principais Conclusões

Foi verificado que houve uma significativa melhora na razão aluno por professor neste período, assim como, uma pequena melhora na educação dos pais. Verifica-se que uma diminuição na razão aluno por professor é positivamente correlacionada com aumentos na educação média dos indivíduos, contudo a melhora da educação dos pais possuía um efeito ainda mais forte sobre a escolarização desses indivíduos. As evidências empíricas encontradas sugerem que uma melhora na qualidade da escola traz resultados positivos sobre a educação média e este efeito é ainda mais importante para os indivíduos mais jovens e residentes em regiões com menor *background* familiar.

Aumento do *background* familiar se mostra o fator mais importante para o aumento da escolarização dos mais jovens. A educação dos pais apresenta efeitos assimétricos: positivo sobre a educação média dos indivíduos e, negativo sobre os retornos à educação. A melhor qualidade da escola também apresenta efeitos assimétricos sobre os retornos à educação, positivo para indivíduos mais jovens e residentes nas regiões Norte-Nordeste, com *background* familiar médio menor e, negativo para indivíduos nascidos em regiões e grupos etários onde a educação dos pais é relativamente maior.

Verifica-se ainda que uma melhora na qualidade da escola se apresenta como um substituto técnico da educação dos pais na produção individual de capital humano. Portanto, melhorias na qualidade da escola, a partir de novos e maiores investimentos públicos em educação, poderiam ser usadas no intuito de reduzir os efeitos na produção de capital humano induzidos pela diferença de *background* familiar entre os alunos. Uma proposta de pesquisa futura seria analisar se os benefícios associados aos aumentos observados na qualidade da escola seriam suficientes para compensar os custos incorridos nos impostos dos contribuintes brasileiros.

Diante de tais evidências é fácil perceber a importância da qualidade da escola no contexto deste estudo. Observe que por simplicidade, o modelo considera apenas a razão aluno por professor como *proxy* da qualidade da escola, e ainda assim, verifica-se a importância desta variável na explicação de melhorias dos níveis escolares e do retorno à educação. Talvez, variáveis mais complexas que melhor reflitam a qualidade da escola, possam retratar efeitos ainda mais importantes nos níveis escolares e retornos à educação.

Se as hipóteses formuladas na investigação deste trabalho são válidas, verifica-se que a melhora dos níveis educacionais dos indivíduos mais pobres do Brasil, condição necessária para o desenvolvimento do país, passa pela melhora da qualidade da escola. Tal política parece essencial na transitoriedade de desenvolvimento.

7 – Referência Bibliográfica

- BRUNELLO, Giorgio e CHECCHI, Daniele. **School quality and family background in Italy.** *Economics of Education Review* 24, 563-577, 2005.
- CARD, D. e KRUEGER, Anne. **Labor market effects of school quality: theory and evidence.** *NBER Working Paper, 5450* In G. Burtless (Ed) *Does money matter? The link between schools, student achievement and adult success.* Washington, DC: The Brookings Institution, 1996.
- CARD D. e KRUEGER, Anne. **Does school quality matter? returns to education and the characteristics of public schools in the United States.** *Journal of Political Economy*, 100 (1), 1992.
- _____. **The economics of education: human capital, family background and Inequality.** Cambridge, Cambridge University Press, 2007.
- ERMISCH, J e FRANCESCONI, M. **Family Matters: Impact of Family Background on Educational Attainments.** *Economica*, 2001.
- GUJARATI, Damodar. **Econometria básica.** São Paulo, Makron Books, 2000.
- HANUSHEK, Eric. **Publicly provider education.** *NBER working paper #8799*, Cambridge MA, 2002.
- HANUSHEK, Eric. **The failure of input-based schooling policies.** *The economic journal*, 113, 2003.
- HECKMAN, J., LAYNE-FERRAR, A. e Petra TODD. **Human capital, pricing equations with an application to estimating the effects of schooling quality on earnings.** *The Review of Economics and Statistics*, 87 (2), 562-609, 1997.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**, 1996.
- _____. **Estatísticas do Século XX** Disponível em http://www.ibge.gov.br/seculoxx/estatisticas_populacionais.shtml. Último acesso em 8 de janeiro de 2008.
- LAZEAR, E. **Education production.** *Quarterly Journal of Economics* 116 (3), 2001.
- LEE, Jong-Wha e BARRO, Robert J. **Schooling quality in a cross-section of countries.** *Economica* 68, 465-488, 2001.
- MILLER, Paul, Mulvey CHARLES e Nick MARTIN. **Family characteristics and return to schooling: evidence on gender differences from a sample of Australian twins.** *Economica* 64, 137-154, 1997.
- PRITCHETT, I., e D. FILMER. **What educational production functions really show: a positive theory of educational spending.** *Economics of Education Review* 18, 223-239, 1999.
- SACERDOTE, B. **The Nature and Nurture of Economic Outcomes.** The American Economic Review, Papers and Proceedings, 2002.
- STRAYER. W. **The return to school quality: college choice and earnings.** *Journal of Labor Economics*, 20 (3), 475-503, 2002.
- WÖBMANN, Ludger. **Schooling resources, educational institutions and student performance: the international evidence.** *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 2, 2003.

ANEXOS

Tabela A1 – Percentual da População nascida entre 1931 e 1970 por Estados de Nascimento (linha) e Estado de Residência (coluna).

	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT
RO	3,8	1,2	0,5	1,5	0,2	0,7	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,2	0,0
AC	2,3	39,0	5,4	3,7	0,5	0,7	0,5	0,3	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0
AM	4,5	21,5	50,3	6,0	1,3	0,7	0,5	0,1	0,4	0,3	0,2	0,3	0,2	0,2	0,5	0,0	0,1	0,2	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0	0,2	0,0
RR	0,2	0,6	0,7	1,5	0,1	1,5	0,2	0,1	0,2	0,1	0,3	0,2	0,0	0,2	0,2	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0
PA	1,6	1,7	19,5	4,5	59,9	54,5	1,4	1,8	0,2	0,3	0,5	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,3	0,8	0,1	0,1	0,1	0,0	0,3	0,0
AP	0,2	0,6	0,3	0,7	1,4	17,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0
TO	0,2	0,6	0,2	0,7	1,8	0,7	29,0	0,6	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	1,0
MA	1,3	1,7	3,9	29,9	13,0	2,2	16,2	68,3	11,1	1,9	0,5	0,2	0,7	0,2	0,3	0,3	0,2	0,2	1,4	0,5	0,0	0,2	0,0	0,4	1,0
PI	0,4	1,2	1,5	7,5	2,5	0,7	6,6	9,6	68,2	1,9	0,9	0,5	0,8	0,4	0,5	0,4	0,1	0,1	0,7	1,2	0,1	0,1	0,1	0,8	0,0
CE	4,7	7,0	5,4	14,2	5,9	3,7	4,4	9,3	9,8	86,5	2,4	2,3	1,9	0,8	0,6	1,8	0,4	0,4	4,5	3,1	0,7	0,4	0,2	3,0	2,0
RN	1,3	1,2	0,8	0,7	0,7	1,5	0,6	1,0	0,4	1,5	71,3	5,3	1,3	0,6	0,2	0,4	0,4	0,2	2,3	1,3	0,1	0,1	0,1	0,6	0,0
PB	2,0	1,7	0,7	0,7	0,7	0,7	1,3	1,4	1,2	1,6	15,1	74,9	6,0	1,0	0,9	1,3	0,4	0,2	7,5	2,3	0,3	0,2	0,1	0,9	0,0
PE	2,2	1,2	0,8	0,7	0,8	0,7	1,7	2,1	2,5	1,6	2,1	9,7	80,8	18,1	2,8	4,1	0,6	0,3	5,3	6,7	1,2	0,1	0,0	2,5	1,0
AL	0,9	0,6	0,5	0,7	0,3	0,7	0,3	0,3	0,2	0,3	0,3	0,6	3,3	67,2	8,8	1,5	0,2	0,3	1,3	2,2	0,7	0,1	0,1	1,4	1,0
SE	0,9	0,6	0,2	0,7	0,1	0,7	0,3	0,3	0,2	0,0	0,2	0,2	0,2	1,7	69,9	3,3	0,1	0,1	0,9	1,4	0,3	0,2	0,0	1,0	0,0
BA	5,1	1,2	1,1	5,2	1,5	1,5	4,1	0,6	1,4	0,4	1,2	0,3	1,6	0,6	7,6	80,0	2,8	5,6	3,7	10,1	1,7	0,4	0,2	3,2	4,0
MG	11,7	1,2	0,7	5,2	2,1	0,7	5,7	0,5	0,2	0,2	0,7	0,6	0,3	0,6	0,6	1,9	84,2	25,4	15,8	13,7	6,3	0,3	0,3	5,7	11,0
ES	5,4	0,6	0,2	0,7	0,6	0,7	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,8	0,5	0,6	1,9	57,2	6,2	0,4	0,7	0,2	0,1	0,1	2,0
RJ	2,9	1,7	1,5	2,2	1,2	0,7	0,9	0,6	0,2	1,4	1,2	1,4	0,7	1,2	1,5	1,2	2,2	5,5	44,1	1,4	1,1	0,9	0,4	0,8	0,0
SP	8,7	2,3	1,5	2,2	1,4	0,7	1,7	0,5	0,4	0,5	0,2	0,6	0,7	2,1	1,5	1,6	3,6	1,5	2,6	45,6	11,4	2,1	0,9	21,1	15,0
PR	21,8	3,5	1,5	1,5	0,5	0,7	1,1	0,3	0,2	0,4	0,5	0,6	0,2	1,7	1,1	0,4	0,7	0,4	0,6	7,4	56,1	10,6	1,4	12,2	13,0
SC	2,2	2,3	0,2	1,5	0,3	0,7	0,5	0,1	0,6	0,0	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,1	0,1	0,1	0,3	0,6	9,8	67,1	4,5	1,7	2,0
RS	4,7	1,2	1,5	0,7	0,4	0,7	1,9	0,4	0,4	0,3	0,2	0,3	0,3	0,2	0,3	0,5	0,2	0,4	0,7	0,6	8,6	15,8	91,2	4,8	6,0
MS	1,3	2,3	0,3	0,7	0,1	0,7	0,3	0,3	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,3	0,3	0,2	0,1	0,1	35,9	5,0
MT	6,3	1,2	0,5	2,2	0,2	0,7	0,9	0,1	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,4	0,5	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3	0,2	0,0	1,4	15,0
GO	3,2	1,7	0,5	3,0	2,8	3,7	18,8	1,0	0,4	0,1	0,7	0,3	0,1	0,2	0,2	0,2	1,3	0,2	0,2	0,5	0,1	0,3	0,1	1,6	10,0
DF	0,4	0,6	0,2	0,7	0,1	0,7	0,5	0,1	0,2	0,0	0,2	0,5	0,1	0,2	0,5	0,0	0,1	0,3	0,2	0,1	0,1	0,2	0,0	0,1	0,0

Fonte: PNAD 1996. Elaboração do autor.

Tabela A2 – Estatística Descritiva para as Variáveis Relevantes.

Amostra usada para o Modelo <i>Probit</i> ordenado para os Resultados Educacionais (87243 observações)							
Variável	Média	Desvio Padrão	Mediana	Moda	Máximo	Mínimo	
Feminino	0,376						
Grupos de Idade:							
Nascido entre 31-34	0,022						
Nascido entre 35-38	0,037						
Nascido entre 39-42	0,050						
Nascido entre 43-46	0,069						
Nascido entre 47-50	0,094						
Nascido entre 51-54	0,119						
Nascido entre 55-58	0,140						
Nascido entre 59-62	0,152						
Nascido entre 63-66	0,164						
Nascido entre 67-70	0,153						
Residência:							
Norte	0,068						
Nordeste	0,271						
Sudeste	0,364						
Sul	0,189						
Centro-Oeste	0,108						
Idade	39,6	9,8	38	30	65	25	
Anos de Educação	6,3	4,6	5	4	15	0	
Razão Aluno/professor (Q)	31,5	6,2	31,3	31,3	42	25,9	
Amostra usada para o modelo em dois estágios para os retornos à educação (50.586 observações)							
Feminino	0,379						
Grupos de Idade:							
Nascido entre 31-34	0,011						
Nascido entre 35-38	0,041						
Nascido entre 39-42	0,056						
Nascido entre 43-46	0,079						
Nascido entre 47-50	0,105						
Nascido entre 51-54	0,130						
Nascido entre 55-58	0,145						
Nascido entre 59-62	0,149						
Nascido entre 63-66	0,150						
Nascido entre 67-70	0,134						
Residência:							
Norte	0,073						
Nordeste	0,237						
Sudeste	0,342						
Sul	0,203						
Centro-Oeste	0,145						
Idade	40,1	9,4	39	33	65	25	
<i>Background</i> Familiar (W)	1,202	1,8	1	0	9	0	
<i>Background</i> educacional do Pai	1,067	1,7	0	0	9	0	
<i>Background</i> educacional da Mãe	0,952	1,5	0	0	9	0	
Razão Aluno/professor (Q)	31,5	6,2	31,3	31,3	42	25,9	
Salário Médio mensal (31-34)	564,35	1.599,96	226,00	112	30.000	40	
Salário Médio mensal (35-38)	640,21	1.163,40	312,00	112	30.000	10	
Salário Médio mensal (39-42)	565,14	843,27	300,00	112	10.000	5	
Salário Médio mensal (43-46)	637,95	1.169,00	323,50	112	40.000	4	
Salário Médio mensal (47-50)	586,76	1.022,85	300,00	112	26.000	5	
Salário Médio mensal (51-54)	549,64	1.171,06	300,00	112	49.000	5	
Salário Médio mensal (55-58)	610,80	1.050,66	300,00	112	35.000	5	
Salário Médio mensal (59-62)	663,96	1.062,64	336,00	112	20.000	4	
Salário Médio mensal (63-66)	627,84	964,60	342,50	112	25.000	7	
Salário Médio mensal (67-70)	610,26	967,24	336,00	112	25.000	6	
Anos de potencial experiência	26,4	11,1	25	21	60	0	

Fonte: PNAD 1996. Elaborado pelo autor.