

A RELAÇÃO ENTRE O DESEMPENHO ESCOLAR E OS SALÁRIOS NO BRASIL

Andréa Zaitune Curi

USP

Naércio Aquino Menezes-Filho

IBMEC-SP e USP

Resumo

O objetivo desse trabalho é analisar a relação entre o desempenho escolar e os salários dos jovens brasileiros. Examinamos se a qualidade do ensino, mensurada pelas notas obtidas por uma geração no exame realizado pelo INEP, o SAEB, em seu Estado ao término do ensino médio, afeta os salários a serem recebidos por esta geração quando ela estiver no mercado de trabalho, seis depois. A partir de um modelo de pseudo-painel, corrigimos os problemas de viés de seleção gerados pelas migrações e pelo alto nível educacional da amostra selecionada, através de um modelo de Roy (1951) aplicado em Dahl (2001). Os determinantes da proficiência escolar, tais como “*background*” familiar, a infra-estrutura escolar e o perfil de docentes e diretores também foram analisados. Concluímos que apesar de as características escolares serem responsáveis pelo bom desempenho dos alunos nos testes de proficiência, o que explica os diferenciais de salários entre os jovens é o desempenho escolar não explicado pelo modelo.

Palavras-chave: proficiência, salários, viés de seleção, função de produção educacional, modelo de Roy.

Abstract

The aim of this paper is to examine the relationship between the school performance and the wages of young Brazilians workers. We examine if school quality, measured by test scores of a generation in SAEB at the end of high school, affect the earnings of this generation when they enter the labor force, six years later. We use a pseudo-panel model to correct the problems of selection bias, created by migrations and by the high education level of the selected sample, through a Roy model (1951) applied in Dahl (2001). The determinants of school performance, like familiar background, school structure, teacher and director profiles also were analyzed. We conclude that in spite of school characteristics being responsible for a good performance of students in tests scores, what explains the differences of the earnings of young Brazilians workers is the school performance not explained by the model.

Key words: school performance, wages, selection bias, education production function, Roy model.

Classificação JEL: I20

ÁREA 11 - ECONOMIA SOCIAL E DEMOGRAFIA ECONÔMICA

1 - INTRODUÇÃO

O processo de educação brasileiro pode ser tradicionalmente caracterizado como lento (quando comparado a países com nível de desenvolvimento inferior ao nosso), bastante desigual e concentrado em uma parcela privilegiada da população. O debate em torno do peso da educação como fator explicativo do diferencial de renda existente no Brasil é intenso, destacando-se a corrente que defende que a escolaridade é o principal fator explicativo causal da desigualdade, por gerar diferenças de produtividade entre os indivíduos que vão perdurar por todo seu ciclo de vida [Menezes-Filho (2001)].

O capital humano é um dos principais determinantes da taxa de crescimento e do nível de bem-estar de um país. Muitos estudos internacionais mostram que a qualidade da educação é fator determinante dos salários dos indivíduos e dos ganhos de produtividade, destacando resultados interessantes dessa análise. Além de confirmarem a relação positiva e significativa entre o salário dos jovens e o desempenho desses nos testes de proficiência, enfatizam que o impacto dessa variável no salário vem aumentando com o passar do tempo [Murnane et. al. (1995)]. Destacam ainda, que nas estimações que inicialmente levam em consideração apenas a variável de escolaridade, medida em anos de estudo, ao ser introduzida a variável de qualidade (proficiência), os anos de estudo tem seu impacto sobre o salário reduzido, ou até mesmo deixam de ser significantes [Murnane et. al. (1995)]. Outros dois resultados importantes são a relação positiva entre as notas dos testes e a produtividade e o crescimento econômico do país [Bishop (1989), Hanushek e Kimko (2000)], e o fato de alunos com maiores notas apresentarem uma maior probabilidade de prosseguirem com os estudos [Rivkin (1995)].

Em um esforço para melhorar a qualidade da escola, governos ao redor do mundo têm aumentado em grandes proporções os recursos destinados à educação. O interesse de estudiosos e políticos em melhorar a escola tem sido reforçado diretamente pelo reconhecimento da importância da formação do capital humano para indivíduos e sociedade. Muitas das motivações vêm de análises teóricas e empíricas sobre a relação entre renda, produtividade e crescimento econômico e a quantidade de escolaridade do indivíduo, a *proxy* mais comum para nível de capital humano. Para muitos, entretanto, iniciativas de políticas não deveriam focar em quantidade de escolaridade, mas ao invés disso, na sua qualidade [Hanushek (2003)]. A necessidade de se investir mais em capital humano é traduzida diretamente em um argumento de fornecer mais fundos para escola pública o qual, geralmente, não trata somente de aumentar os anos de estudo dos indivíduos, mas, além disso, concentra-se em melhorar a qualidade dos anos de escolaridade existentes. O pressuposto considerado é que maiores recursos vão melhorar a qualidade da escola, isto é, há uma estreita relação entre recursos e qualidade. Essa relação, porém, é questionada em Hanushek (2003).

Segundo Murnane *et al.* (1995), existe uma relação entre as notas dos testes e os salários que vem aumentando com o passar do tempo. Os autores realizam um estudo que examina se o conhecimento cognitivo básico está se tornando mais importante na determinação dos salários na economia. A questão central focada é como o conhecimento em matemática dos estudantes afeta seus salários aos 24 anos quando estão trabalhando, seis anos após o término de seus cursos. A análise é feita separadamente para homens e mulheres, avaliando tal questão para os estudantes que terminaram o curso em 1972, e novamente para aqueles que o completaram em 1980. O artigo mostra que a habilidade

cognitiva básica teve um maior impacto nos salários dos indivíduos em 1986 do que em 1978. O coeficiente dos anos de escolaridade no modelo sem a variável de conhecimento cognitivo é apresentado como uma estimativa viesada do aumento do salário que um indivíduo deveria esperar por ingressar em uma universidade, pois não leva em conta que os que se formam e vão para a universidade são mais hábeis academicamente, em média, que os que não a frequentam. A introdução do resultado da proficiência ao modelo resulta em declínios no coeficiente de educação de 41% em 1972 e 52% em 1980 para os homens. Para as mulheres as reduções foram de 31% e 43%, respectivamente. O aspecto impressionante do achado desses autores é que adicionando essa nota ao modelo elimina completamente o aumento entre 1978 e 1986 no prêmio de salário das mulheres por frequentar a universidade e reduz sua magnitude para os homens de 100% para 62%. Assim, para as mulheres, todo o aumento do retorno da frequência à universidade é explicado pelo aumento no retorno a conhecimento cognitivo [Murnane *et al.* (1995)].

Existem ainda, evidências de que os estudantes que são melhores avaliados nos resultados de testes de proficiência tendem a ir mais longe nos estudos [Rivkin (1995)]. Segundo Hanushek (1996) e Bishop (1991), variações nas notas dos testes capturam uma considerável proporção de variações sistemáticas na conclusão da escola e continuação dos estudos. Esses autores concluem que as notas conseguidas pelos indivíduos são altamente correlacionadas com a frequência escolar, que existe uma forte relação entre continuar na escola e a qualidade da mesma, e que a conclusão da escola é significativamente relacionada a melhores resultados em proficiência.

Sabe-se também que as notas obtidas nos testes de proficiência são influenciadas por outros fatores, como o *'background'* familiar. Em Murnane *et al.* (1995) as regressões mostram que as educações do pai e da mãe apresentaram-se positivamente relacionadas com o salário no caso das mulheres, mas não dos homens. Corroborando os estudos anteriores, o artigo de Boissiere *et al.* (1985) procura distinguir a influência nos salários das habilidades cognitivas, da habilidade nativa, e dos anos de escolaridade. Utilizando dois conjuntos comparáveis de micro dados, do Quênia e da Tanzânia, estimaram o efeito do conhecimento cognitivo (soma das notas de literatura e matemática), da habilidade e dos anos de escolaridade nos salários e obtiveram os seguintes resultados: com a introdução da variável de conhecimento cognitivo, o prêmio por anos de estudo declina cerca sessenta por cento, e na Tanzânia não é mais significativamente diferente de zero. Em nenhum dos dois países a influência da habilidade nos salários é grande ou significativa. Em contraste, em ambos o coeficiente do teste de proficiência é positivo, significativo, e grande relativamente ao de habilidade.

O trabalho de Bishop (1989) destaca o grande declínio da nota do teste de proficiência ocorrido entre 1967 e 1980 nos Estados Unidos, que gerou uma redução de produtividade, que, por sua vez, gerou custos sociais. Existem especulações de que o declínio da nota do SAT (Scholastic Aptitude Test) pode sinalizar uma grande queda na qualidade dos jovens ingressantes da força de trabalho e que isso talvez seja responsável por uma porção da redução do crescimento da produtividade. Ao analisar a relação entre a nota do teste e o crescimento da produtividade, o autor concluiu que o momento de declínio do resultado do teste (de 1967 até 1980) é coincidente com o declínio do crescimento da produtividade. Assim, além do indivíduo, a sociedade também é influenciada pela qualidade educacional, em termos de ganhos de produtividade e de

crescimento econômico. Hanushek e Kimko (2000), utilizando informações de exames internacionais de matemática e ciências, demonstram que as diferenças na qualidade das escolas têm grandes impactos nas taxas de produtividade e de crescimento nacional. Os autores mostram que a qualidade do ensino tende a ser mais importante para o crescimento e o bem-estar de um país que a média de anos de estudo da sua população.

Murphy e Peltzman (2004) fizeram uma análise para os Estados Unidos semelhante à que fizemos neste trabalho para o Brasil. Os autores questionaram como a qualidade da educação recebida pelas crianças afeta seu desempenho quando elas ingressam no mercado de trabalho. Observaram o mercado de trabalho dos Estados Unidos no período de 1970 a meados da década de 1990, em que a demanda e os retornos à habilidade aumentaram. Estimaram como as mudanças na qualidade da escola, medida por testes de proficiência, relacionam-se com: as variações nos salários dos jovens que entram no mercado de trabalho em vários estados americanos, a qualidade do trabalho e a continuidade escolar. Segundo seus resultados a um desvio padrão de deterioração da nota relativa de um estado correspondeu uma redução de 3% no salário médio dos jovens ingressantes na força de trabalho, o nível escolar foi ao menos tão importante nas variações salariais ocorridas quanto às mudanças no mercado de trabalho, e a qualidade da escola afeta a qualidade do trabalho obtida por estes jovens. Concluíram, que o efeito do desempenho escolar no salário é resultado tanto da maior qualidade do trabalho como dos maiores salários pagos no mesmo emprego, e mostraram que melhores resultados escolares aumentam as matrículas nas Universidades. [Murphy e Peltzman (2004)].

Desde a década de 1980, muitas mudanças institucionais foram implementadas no Brasil, incluindo diversas políticas educacionais, visando reduzir a desigualdade, ampliar o acesso às escolas e melhorar os índices de alfabetização. Resultados quantitativos de tais políticas vêm sendo observados, como uma aceleração recente do ritmo da evolução educacional no país. Embora tenham sido realizadas no Brasil muitas pesquisas sobre a qualidade do ensino, principalmente usando testes de proficiência, seus impactos sócio-econômicos são desconhecidos. Neste estudo analisamos o impacto da qualidade da educação sobre salários dos jovens.

Os estudos feitos para o Brasil enfatizam os efeitos da variável escolaridade, medida pelos anos de estudo, sobre a determinação dos salários ao invés de destacarem o impacto qualitativo da educação [Lisboa e Menezes-Filho (2001)]. O que se tem observado no país é que a educação avança, mas não em termos qualitativos. Mais recentemente no Brasil várias pessoas têm argumentado que o aumento da cobertura escolar e os programas de aprovação automática provocaram uma redução da qualidade do ensino no país. As críticas ganharam força com a divulgação dos resultados do Sistema Nacional de Avaliação do Ensino Básico (SAEB), que documentaram uma queda no desempenho escolar entre 1995 e 1999 (Ministério da Educação, 2001). Mais recentemente, os resultados divulgados do SAEB 2001, mostraram que a tendência de queda continua [Menezes-Filho (2004)].

O próprio MEC reconhece que há um problema de qualidade na educação básica brasileira. Segundo levantamento feito pelo órgão em 2003, 40% dos alunos que concluem a terceira série do ensino médio tem desempenho em leitura considerado crítico ou muito crítico, sendo que no Norte e Nordeste esse valor chega a 51% e 48%, respectivamente, enquanto que para o Sul a proporção é de 29%. [SAEB (2004)]

2 - DADOS

Os dados utilizados neste trabalho têm como fonte as informações obtidas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE realizadas em 1982, 1995, 1997, 2001 e 2003, e do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) realizados em 1995 e 1997 pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira – INEP.

A PNAD a cada ano apresenta o resultado da pesquisa para o conjunto do país, com informações básicas para o estudo e o planejamento do desenvolvimento sócio-econômico nacional, abrangendo características gerais da população, migração, educação, trabalho, rendimento e fecundidade, bem como famílias e domicílios. São informações para grande região, unidade da federação e região metropolitana.

O SAEB procura apoiar municípios, estados e a União na formulação de políticas que visam a melhoria da qualidade do ensino, coletando informações sobre alunos, professores e diretores de escolas públicas e privadas em todo o Brasil. Participam da avaliação alunos da 4ª e 8ª séries do ensino fundamental e da 3ª série do ensino médio, que fazem provas de Língua Portuguesa e de Matemática. Eles também respondem a um questionário sobre seus hábitos de estudo e suas características sócio-culturais. Os professores e diretores participam respondendo a questionários que informam sobre perfil e prática docentes, mecanismos de gestão e infra-estrutura escolar. Esta avaliação teve início em 1990, e vem sendo realizada a cada dois anos.

A amostra utilizada nesse trabalho abrange duas gerações de indivíduos em três momentos da vida. A geração 1 refere-se aos que nasceram nos anos de 1977 ou 1978, e a geração 2 aqueles que nasceram em 1979 ou 1980. Compõe o banco de dados os alunos da terceira série do ensino médio com 17 ou 18 anos de idade que realizaram as provas de matemática do SAEB em 1995 ou 1997. Foram adicionadas as pessoas entrevistadas pelas PNAD's de 2001 ou 2003, que tinham 23 ou 24 anos, possuíam renda, tinham, pelo menos, 10 anos de estudo e não migraram após os 18 anos de idade. Completando a amostra, agrupamos algumas variáveis características dessas gerações quando crianças [4 ou 5 anos (geração 1), e 2 ou 3 anos (geração 2)], que estão na PNAD de 1982, e quando jovens aos 17/18 anos nas PNAD's de 1995 (geração 1) e 1997 (geração 2).

Com o objetivo de examinar a relação entre o desempenho escolar e os salários no Brasil, formamos um banco de dados cujas variáveis são as médias ponderadas das mesmas para as duas gerações. Primeiro reunimos, separadamente, os dados sobre os indivíduos de cada geração. Em seguida, juntamos esses dois bancos de dados e colapsamos todas as variáveis a partir dos três vetores características: sexo, cor e Unidade da Federação, gerando 108 observações (células).

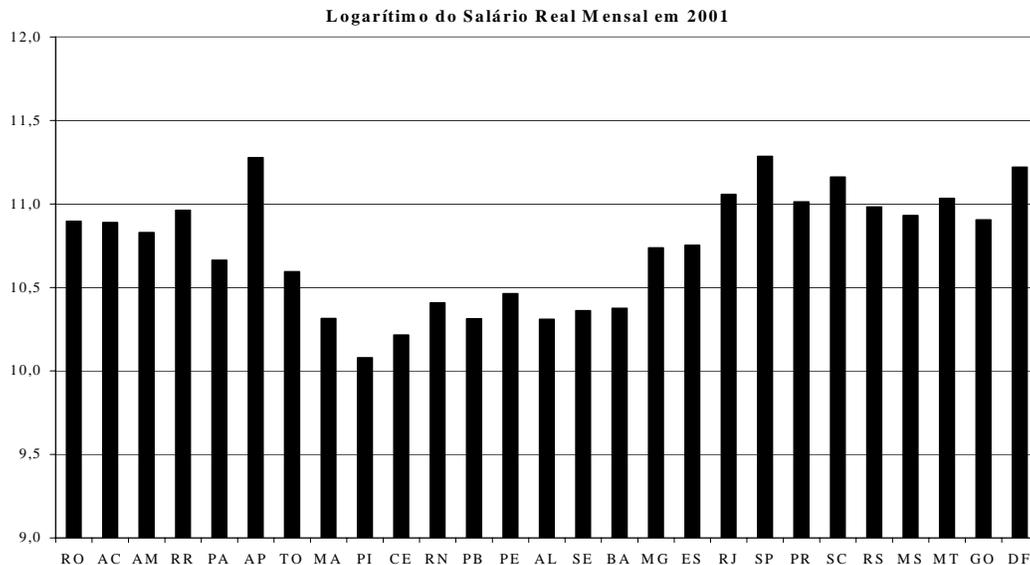
Os dados sobre os indivíduos dos coortes de 1977 e 1978 derivam das PNAD's de 1982, 1995 e 2001 e do exame do SAEB realizado em 1995. Sobre a geração de indivíduos que pertencem aos coortes de 1979 e 1980, as informações provêm das PNAD's de 1982, 1997 e 2003 e dos dados de proficiência obtidos em 1997. Foram definidas as variáveis: *SEXO* (homem e mulher), *RAÇA* (branca e outras), e *UNIDADES DA FEDERAÇÃO*, utilizadas para formar as células representando os 108 tipos de indivíduos cujas gerações foram analisadas em três etapas da vida: quando crianças [4 ou 5 anos de

idade (geração 1) e 2 ou 3 anos de idade (geração 2)], quando alunos do ensino médio, aos 17 ou 18 anos, e quando trabalhadores, aos 23 ou 24 anos.

A amostra utilizada das PNAD's de 2001 e 2003 representa os indivíduos na fase em que estão no mercado de trabalho. Esta abrange os jovens com 23 ou 24 anos, com 10 ou mais anos de estudo e que não migraram depois dos 18 anos de idade, pós 1995 e pós 1997, respectivos anos em que as gerações 1 e 2 fizeram as provas do SAEB. Isto é, compõe a amostra aqueles que responderam que nasceram na Unidade da Federação onde residem e trabalham, e aqueles que não nasceram nessa Unidade da Federação, mas nela moram sem interrupção desde 1995/1997. Com relação aos salários, usamos nas regressões o logaritmo do salário real horário (*LWRH*), e nos gráficos, para facilitar a visualização, o logaritmo do salário real mensal. O deflator utilizado é a variação do IPCA de setembro a setembro. Os valores estão em setembro de 2002

O gráfico 1 destaca os salários médios recebidos em 2001 pelos jovens brasileiros de 23/24 anos em cada uma das Unidades da Federação. Os diferenciais de salários entre os estados ficam evidentes: enquanto o logaritmo dos salários reais mensais dos jovens de São Paulo, Distrito Federal e Amapá, foi, em média, superior a 11,2, no Piauí e no Ceará não passou de 10,2. Notamos também as discrepâncias regionais: as menores médias salariais ocorreram nas regiões Norte e Nordeste, sendo que em todos os estados do Nordeste os salários médios em logaritmo foram inferiores a 10,5. Por outro lado, os salários médios na região Sul foram cerca de 11 em logaritmo.

Gráfico 1 – Logaritmo do Salário Real Mensal em 2001 (coortes de 1977 ou 1978)



Nota: O gráfico 1 abrange as células colapsadas por Unidades da Federação contendo todos os indivíduos dos coortes de 1977 e 1978 (geração 1).

As variáveis de educação, medidas em anos de estudo, foram geradas para distinguir os indivíduos entre os que possuem 11 anos de estudo (*EDUCA_11*) e aqueles com 12 ou mais anos de estudo (*EDUCA_15*). Uma variável binária foi criada para indicar os jovens que freqüentam ou não a escola (*FREQ.ESCOLA*).

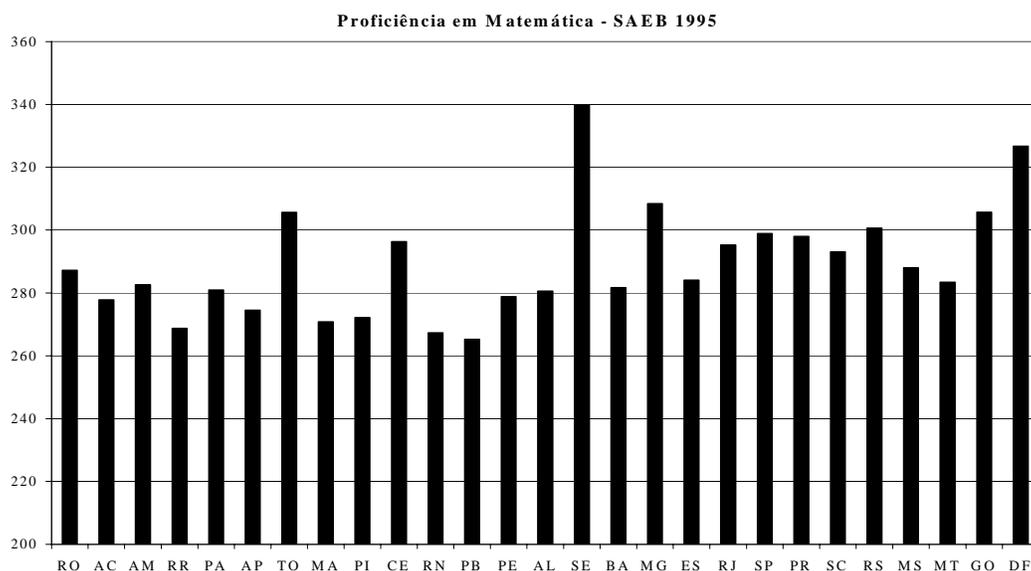
Utilizando as PNAD's de 1995 e 1997 criamos as variáveis cruciais do modelo, utilizadas para corrigir o viés de seleção: a variável que representa a porcentagem de indivíduos que em 1995/1997 tinham exatamente 10 anos de estudo (*EDUCA10_95* e *EDUCA10_97*), e outra que representa a porcentagem de pessoas que nasceram na Unidade da Federação em que viviam na época da entrevista (*NASCEU_UF*). Nessa época os jovens analisados têm 17 ou 18 anos e estão na fase estudantil.

A educação do pai quando os indivíduos eram crianças, tinham 4 ou 5 anos de idade, para as pessoas dos coortes de 1977 e 1978, e 2 ou 3 anos de idade para aquelas dos coortes de 1979 e 1980, foi gerada utilizando a PNAD de 1982. Essa variável representa a educação média do chefe do domicílio em 1982 (*MEDCH_82*).

A partir das informações obtidas pelos SAEB de 1995 e de 1997, novamente na fase em que os jovens estão cursando o terceiro ano do ensino médio, coletamos informações sobre as escolas, os professores, os diretores e os alunos. A amostra foi restrita aos alunos dos coortes analisados. As escolas foram caracterizadas pelas variáveis: *REDE*, pública ou privada, *ZONA*, rural ou urbana, e as que indicavam se escolas possuíam *COMPUTADORES*, laboratório de ciências (*LAB.CIÊNCIAS*) e/ou *BIBLIOTECA*. Sobre os professores e os diretores julgamos relevantes as informações sobre: a educação, o tempo no magistério e os salários desses profissionais. Com relação ao nível educacional, os professores e diretores foram divididos em três grupos: aqueles com nível superior (*EDUC.PROF.1* e *EDUC.DIRETOR1*), os com pós-graduação (*EDUC.PROF.2* e *EDUC.DIRETOR2*), e os professores e diretores com níveis educacionais inferiores, o grupo de comparação. Pelo tempo no magistério, foram separados da seguinte forma: professores e diretores com menos de 1 ano de experiência, o grupo de comparação, profissionais que estão de 1 a 10 anos no magistério (*PROF.MAGIST1* e *DIRETOR MAGIST1*), e aqueles há mais de 10 anos trabalhando no magistério (*PROF.MAGIST2* e *DIRETOR MAGIST2*). Com relação aos salários desses profissionais, os dados do SAEB de 1995 apresentam o salário como variável contínua, assim, trabalhamos com o logaritmo desses valores (*SALÁRIO PROF.* e *SALÁRIO DIRETOR*). Já no SAEB de 1997, salário aparece como uma variável discreta: valores de 361 a 1200 (*SALÁRIO PROF1* e *SALÁRIO DIRETOR1*), salários entre 1201 e 2400 (*SALÁRIO PROF2* e *SALÁRIO DIRETOR2*), e valores acima de 2400 (*SALÁRIO PROF3* e *SALÁRIO DIRETOR3*). O grupo de comparação é formado por profissionais cujos salários são inferiores a 361. Por fim, sobre os alunos utilizamos os dados sobre o logaritmo da proficiência em matemática (*PROFICIÊNCIA*) e o nível educacional das mães (*EDUCA_MÃE*), separadas entre aquelas que tem, pelo menos, o colegial completo e as que têm nível escolar inferior.

O gráfico 2 mostra o desempenho médio em 1995 dos alunos de cada Estado no exame de proficiência em matemática realizado pelo INEP. As maiores pontuações ocorreram em Sergipe, Tocantins, Distrito Federal, Goiás e Rio Grande do Sul, todas, em média, superiores a 300. As notas inferiores a 270 pontos foram em Roraima, Rio Grande do Norte e Pernambuco. Também com relação ao desempenho escolar dos alunos notamos desigualdades regionais. Na região Sul todos os estados tem resultados médios superiores a 290 pontos, enquanto que nas regiões Norte e Nordeste as notas médias, com poucas exceções, foram inferiores a 280.

Gráfico 2 – Proficiência em Matemática, coortes de 1977 e 1978 (SAEB - 1995)



NOTA: O gráfico 2 abrange as células colapsadas por Unidade da Federação contendo jovens dos coortes de 1977 e 1978.

As variáveis geradas a partir das amostras do SAEB foram utilizadas em estimações por Mínimos Quadrados Ordinários. Regredimos o logaritmo da proficiência em matemática contra as variáveis que caracterizam as escolas, os professores, os diretores e os alunos. Primeiramente, foram utilizadas como variáveis explicativas apenas as características dos alunos, depois, inserimos as características dos professores, em seguida dos diretores e, por último, das escolas. Os resíduos ($RESÍDUOS_{APDE}$) dessa última estimação que considera todas características foram utilizados nas regressões de salários. Esses resíduos representam os fatores que determinam o desempenho escolar dos alunos e que não foram considerados na estimação.

As variáveis criadas para esse estudo a partir das PNAD's, o logaritmo da proficiência e os resíduos da regressão, formados a partir dos dados colhidos pelo SAEB, foram colapsados pelos três vetores característica: *raça*, *sexo* e *unidade da federação*, resultando em 108 observações (células), cada uma delas representando um tipo de indivíduo. Esses três vetores característica foram escolhidos devido a resultados amplamente divulgados para o Brasil e outros países de diferenças salariais entre homens e mulheres, entre raças [O'Neill (1990)], e entre unidades da federação, já que o retorno à educação não é equalizado entre os estados [Dahl (2002)]. Por fim, essas três variáveis também foram utilizadas nas regressões na forma de variáveis dummies.

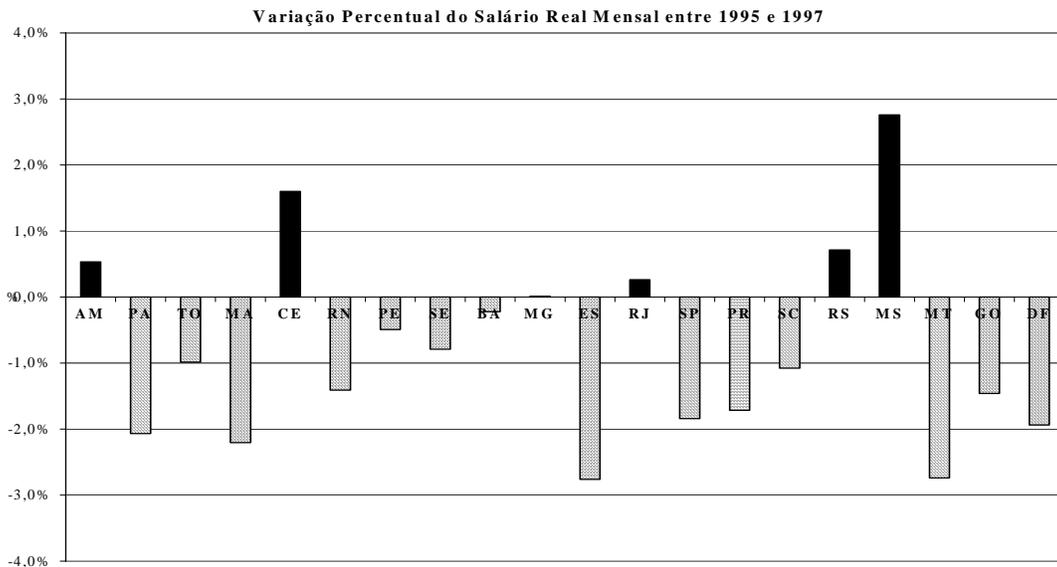
Nesse trabalho, utilizamos apenas as células compostas por, pelo menos, 10 indivíduos, o que ocorreu em 54 delas (vide tabela 1).

Tabela 1 – Células com 10 ou mais indivíduos

CÉLULAS COM 10 OU MAIS INDIVÍDUOS																											
SEXO	MULHER																										
RAÇA	OUTRA											BRANCA															
UF	PA	TO	MA	CE	PE	BA	MG	RJ	SP	PR	RS	MT	GO	PA	CE	RN	PE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MT	GO
SEXO	HOMEM																										
RAÇA	OUTRA											BRANCA															
UF	AM	PA	TO	CE	PE	SE	BA	MG	RJ	SP	RS	MS	MT	GO	DF	PA	PE	BA	MG	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	GO	DF

2.1 Comparações entre as gerações: 1977/78 (geração 1) versus 1979/80 (geração 2)

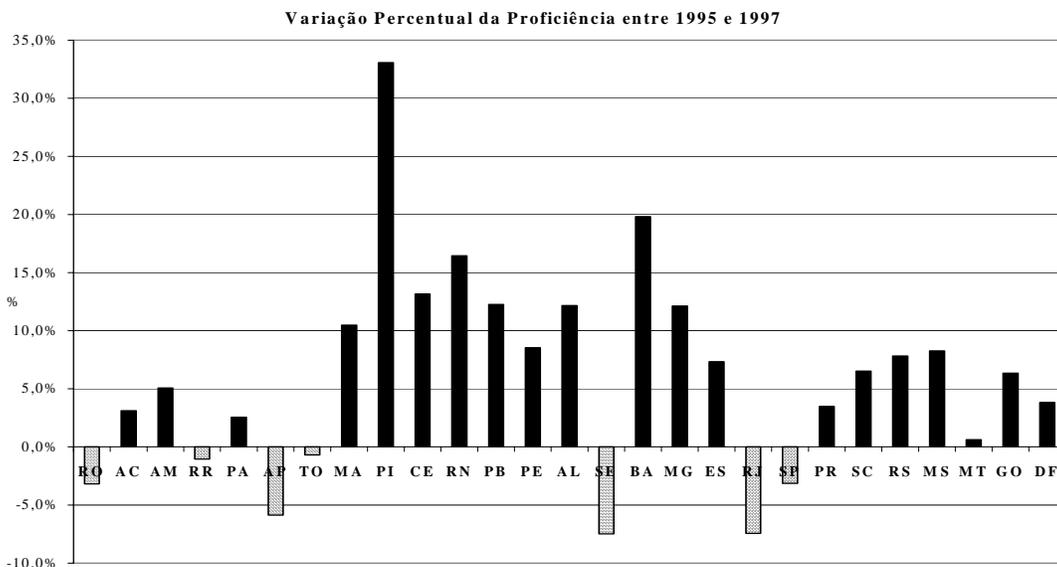
Gráfico 3 – Variação Percentual do Salário entre 2001 e 2003



NOTA: O gráfico 3 abrange as células colapsadas por Unidade da Federação que tem 10 ou mais indivíduos. Esses indivíduos têm 23 ou 24 anos de idade, pelo menos 10 anos de estudo e não migraram após os 18 anos de idade.

O gráfico 3 mostra que os salários mensais aumentaram no Brasil de 1995 para 1997 em apenas 5 das 27 Unidades da Federação. As maiores expansões salariais ocorreram no Mato Grosso do Sul e no Ceará, mais de 2,7% e 1,6%, respectivamente. Em média, ocorreu redução salarial de cerca de 0,04%. As maiores retrações salariais ocorreram no Espírito Santo e no Mato Grosso, ambas superiores a 2,7%.

Gráfico 4 – Variação Percentual da Proficiência entre 1995 e 1997



NOTA: O gráfico 4 abrange as células colapsadas por Unidade da Federação contendo alunos com 17 ou 18 anos de idade.

De acordo com o gráfico 4 o desempenho dos alunos em matemática entre 1995 e 1997 piorou em 7 das 27 Unidades da Federação, sendo que as maiores retrações nas notas foram em Sergipe e no Rio de Janeiro, ambas superiores a 7%. Em São Paulo e em Rondônia as notas diminuíram mais de 3% em 1997 com relação a 1995, e no Amapá a retração foi de quase 6%. Por outro lado, as notas no teste aumentaram mais de 30% no Piauí, quase 20% na Bahia e cerca de 16,5% no Rio Grande do Norte. Em média, as notas da proficiência em matemática aumentaram no Brasil cerca de 6% nesse período.

Tabela 2 – Representação das Unidades da Federação na amostra do SAEB

SAEB - PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DAS UFs				
UF	AMOSTRA SELECIONADA			COMPLETA
	1995	1997	Varição Percentual	Varição Percentual
RO	1,61	2,32	44,10%	82,67%
AC	1,56	2,09	33,97%	15,11%
AM	2,06	3,34	62,14%	14,40%
RR	0,85	0,55	-35,29%	-17,12%
PA	3,28	2,82	-14,02%	-33,65%
AP	1,43	0,72	-49,65%	-33,33%
TO	2,04	2,02	-0,98%	-7,45%
MA	2,94	3,44	17,01%	17,48%
PI	1,51	2,47	63,58%	3,92%
CE	5,32	5,24	-1,50%	-2,79%
RN	2,04	3,22	57,84%	54,47%
PB	2,14	5,41	152,80%	109,92%
PE	4,07	3,29	-19,16%	-34,20%
AL	2,41	1,67	-30,71%	34,54%
SE	1,46	1,92	31,51%	-6,67%
BA	4,60	4,11	-10,65%	-36,12%
MG	8,57	5,09	-40,61%	-48,49%
ES	3,25	4,09	25,85%	0,67%
RJ	8,52	2,94	-65,49%	-43,94%
SP	10,85	6,88	-36,59%	-31,13%
PR	6,14	5,84	-4,89%	5,15%
SC	3,86	6,46	67,36%	93,18%
RS	6,27	6,06	-3,35%	20,69%
MS	2,70	5,34	97,78%	100,42%
MT	2,99	2,67	-10,70%	-8,63%
GO	2,41	5,31	120,33%	87,94%
DF	5,13	4,69	-8,58%	17,53%
TOTAL	100,00	100,00	0,00	0,00

A tabela 2¹ mostra a discrepância da amostra do SAEB entre os anos de 1995 e 1997. Considerando a amostra selecionada (pessoas de 17 ou 18 anos de idade), de 1995 para 1997 a participação percentual do Rio de Janeiro na amostra caiu mais de 65%, a representação do Amapá diminuiu quase 50% e de Minas Gerais cerca de 40%. São Paulo e Paraná tiveram a participação percentual retraída em 35% e Alagoas em quase 31%. Por outro lado, as federações de Goiás e da Paraíba tiveram a representatividade na amostra mais que dobrada, 120% e 150%, respectivamente. A participação do Mato Grosso na amostra quase dobrou, Amazonas, Piauí e Santa Catarina tiveram as respectivas participações expandidas em mais de 60%. A última coluna da tabela

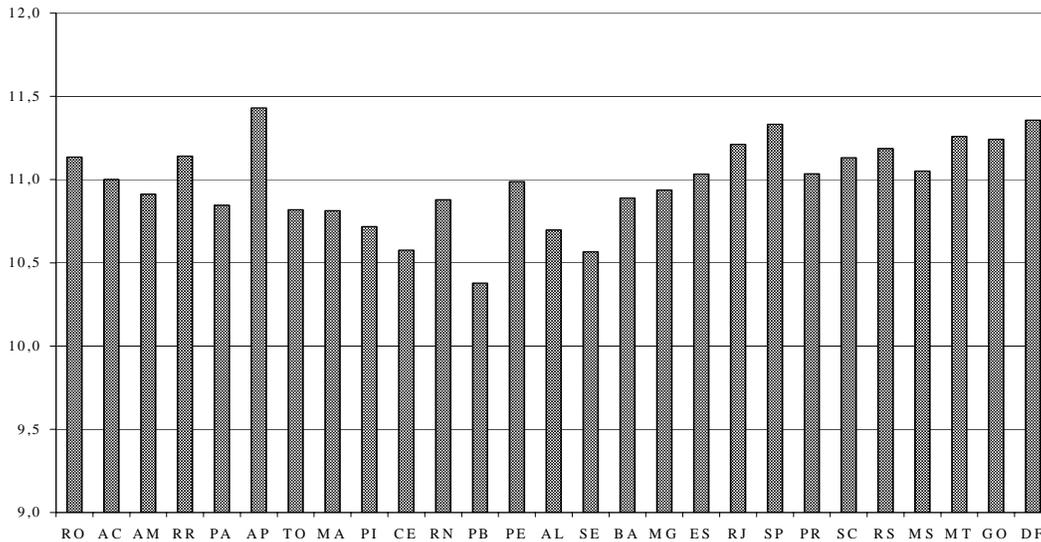
¹Em 1997 foram excluídas da investigação:

- as escolas federais, por serem em número muito reduzido;
- as escolas rurais da Região Norte, pela dificuldade de acesso, e
- as turmas multisseriadas, pela dificuldade de aplicação dos testes.

apresenta a mesma análise para a amostra completa do SAEB. Os resultados mostram que a participação percentual da Paraíba e do Mato Grosso do Sul dobrou, de Santa Catarina e Goiás aumentaram mais de 90% e 87%, respectivamente. Por outro lado, a representatividade do Rio de Janeiro e de Minas Gerais retraiu mais de 43% e do Pará, Amapá, Pernambuco, Alagoas e Bahia, reduziram mais de 33%. Isso mostra que a discrepância amostral de um ano para outro não ocorre em função da amostra selecionada para esse trabalho, mas que é um problema do SAEB. Essa grande variação na composição das amostras entre os dois anos em que foram realizadas as provas do SAEB, corrobora a nossa idéia de basear a análise na média entre as gerações.

Gráfico 5 – Logaritmo do Salário Real Mensal Médio entre as Gerações

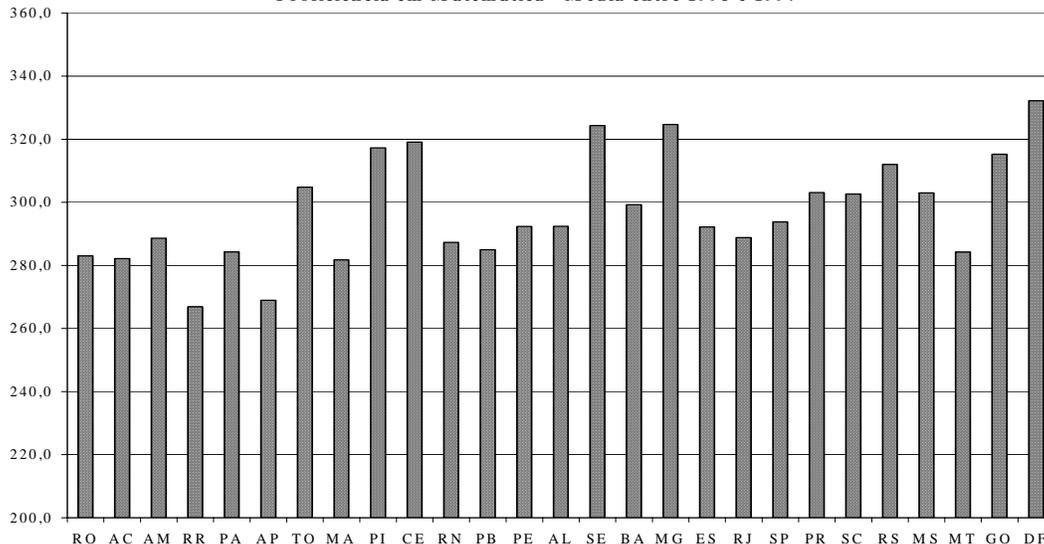
Logarítmo do Salário Real Mensal - Média entre 2001 e 2003



NOTA: O gráfico 5 abrange as células colapsadas por Unidade da Federação contendo pessoas das duas gerações analisadas: com 23 ou 24 anos de idade, 10 ou mais anos de estudo e que não migraram (amostra selecionada).

Gráfico 6 – Proficiência Média entre as Gerações

Proficiência em Matemática - Média entre 1995 e 1997

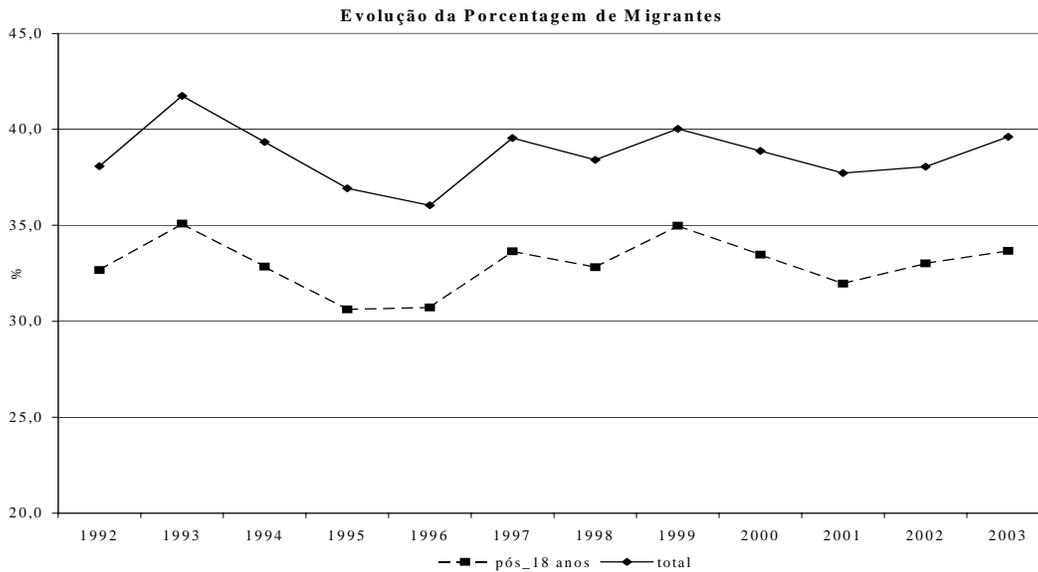


NOTA: O gráfico 6 abrange as células colapsadas por Unidade da Federação contendo pessoas com 17 ou 18 anos das gerações 1 e 2.

Os gráficos 5 e 6 apresentam os salários mensais e os resultados da proficiência médios entre as duas gerações para a amostra selecionada. Em ambos os casos as diferenças regionais destacadas anteriormente se mantêm.

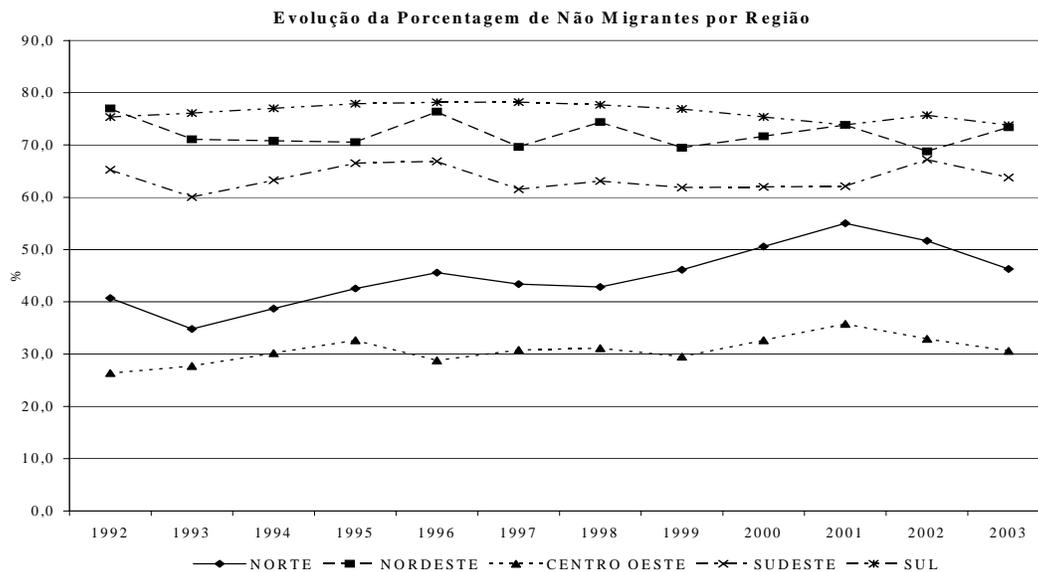
2.2 Análise da Evolução da Migração no Brasil

Gráfico 7 – Evolução da Porcentagem de Migrantes entre 1992 e 2003²



NOTA: O gráfico 7 abrange os jovens de 23 ou 24 anos de idade e 10 ou mais anos de estudo.

Gráfico 8 – Evolução da Porcentagem de Não Migrantes entre 1992 e 2003 por Região



NOTA: O gráfico 8 abrange os jovens com 23 ou 24 anos de idade e de nível educacional equivalente à 10 ou mais anos de estudo.

² Nos gráficos 7 e 8, utilizamos as PNAD's 1992 a 2003. Como não foram realizadas PNAD's em 1994 nem em 2000, usamos para esses anos a média aritmética do ano anterior com o posterior.

No gráfico 7 analisamos a migração de todos os jovens, e daqueles que migraram após os 18 anos de idade. Notamos que a tendência migratória é a praticamente a mesma. Em geral, a porcentagem de migrantes no Brasil de 1992 a 2003 ficou entre os 36% e 40%, e a migração após os 18 anos de idade entre 30% e 35%. Em todo o período a taxa de migração aumentou 1,5% e a taxa de migração após os 18 anos de idade expandiu 1%.

As regiões Norte e Centro Oeste aparecem com as que têm a menor porcentagem de não migrantes (gráfico 8). Porém, a região Norte apresentou uma expansão da quantidade de pessoas que não migraram no período analisado, de mais de 5,5%, e no Centro Oeste essa expansão foi de mais de 4%. Para as outras três regiões, a porcentagem de não migrantes apresentou pouca variação de 1992 a 2003. As regiões Nordeste e Sul apresentaram as maiores porcentagens de não migrantes, cerca de 76% no início do período e 73% em 2003.

As tabelas 3 e 4 apresentam as descrições, número de observações, médias e desvios-padrões, das variáveis utilizadas nesse trabalho. Na tabela 3 estão as variáveis utilizadas no primeiro estágio do nosso modelo, e a tabela 4 mostra as variáveis que foram utilizadas para estimar o modelo de pseudo-painel do segundo estágio e da equação (1).

Tabela 3 – Descrição das Variáveis (SAEB)

SAEB 1995	Obs	Média	Desvio-Padrão	SAEB 1997	Obs	Média	Desvio-Padrão
HOMEM	2909	0,390	0,488	HOMEM	5803	0,436	0,496
BRANCO	2909	0,565	0,496	BRANCO	5803	0,590	0,492
PROFICIENCIA (em log)	2909	5,665	0,181	PROFICIENCIA (em log)	5803	5,717	0,196
IDADE	2909	17,407	0,491	IDADE	5803	17,372	0,483
MÃE COM COLEGIAL	2909	0,386	0,487	MÃE COM COLEGIAL	5803	0,556	0,497
SALARIO PROF (em log)	2909	6,305	0,827	SALARIO PROF1	5197	0,206	0,404
PROF. MAGIST.1	2909	0,010	0,101	SALARIO PROF2	5197	0,487	0,500
PROF. MAGIST.2	2909	0,415	0,493	SALARIO PROF3	5197	0,183	0,387
PROF. MAGIST.3	2909	0,575	0,494	SALARIO PROF4	5197	0,124	0,330
EDUC.PROF.1	2824	0,061	0,240	PROF. MAGIST.1	5803	0,031	0,174
EDUC.PROF.2	2824	0,667	0,471	PROF. MAGIST.2	5803	0,338	0,473
EDUC.PROF.3	2824	0,272	0,445	PROF. MAGIST.3	5803	0,631	0,483
SALARIO DIRETOR (em log)	2909	7,061	0,739	EDUC.PROF.1	5154	0,063	0,242
DIRETOR MAGIST.1	2909	0,007	0,083	EDUC.PROF.2	5154	0,709	0,454
DIRETOR MAGIST.2	2909	0,125	0,331	EDUC.PROF.3	5154	0,229	0,420
DIRETOR MAGIST.3	2909	0,868	0,338	SALARIO DIRETOR1	5345	0,045	0,208
EDUC.DIRETOR1	2679	0,050	0,217	SALARIO DIRETOR2	5345	0,359	0,480
EDUC.DIRETOR2	2679	0,622	0,485	SALARIO DIRETOR3	5345	0,273	0,446
EDUC.DIRETOR3	2679	0,328	0,470	SALARIO DIRETOR4	5345	0,322	0,467
ZONA URBANA	2909	0,986	0,119	DIRETOR MAGIST.1	5803	0,003	0,059
REDE PRIVADA	2909	0,284	0,451	DIRETOR MAGIST.2	5803	0,069	0,253
BIBLIOTECA	2796	0,888	0,315	DIRETOR MAGIST.3	5803	0,928	0,259
LAB. CIÊNCIAS	2745	0,612	0,487	EDUC.DIRETOR1	5747	0,034	0,181
COMPUTADORES	2762	0,280	0,449	EDUC.DIRETOR2	5747	0,584	0,493
				EDUC.DIRETOR3	5747	0,382	0,486
				ZONA URBANA	5803	0,967	0,178
				REDE PRIVADA	5803	0,492	0,500
				BIBLIOTECA	5689	0,933	0,250
				LAB. CIÊNCIAS	5634	0,686	0,464
				COMPUTADORES	5695	0,792	0,406

A variável de educação do pai (*MEDCH_82*) apresenta menos observações, 52 ao invés de 54 como as demais variáveis, pois em 1982 o dados do Distrito Federal eram computados juntamente com os dados do Estado de Goiás.

Tabela 4 – Descrição das Variáveis, coortes de 1977/78 + 1979/80 (PNAD + SAEB)

PNAD + SAEB (médias 1995/97, 2001/03)	Obs	Média	Desvio-Padrão
HOMEM	54	0,500	0,505
BRANCO	54	0,481	0,504
LWRH	54	0,815	0,306
FREQ.ESCOLA	54	0,223	0,085
EDUCA (em anos de estudo)	54	11,501	0,470
EDUCA_11	54	0,681	0,130
EDUCA_15	54	0,213	0,129
PROFICIENCIA (em log)	54	5,701	0,076
PROFICIENCIA	54	304,365	23,242
MÃE COM COLEGIAL	54	0,465	0,141
NÃO_MIGRANTES	54	0,598	0,224
EDUCA_10 (95/97)	54	0,018	0,005
MEDCH_82	52	3,444	1,257
RESIDUOS A+P+D+E	54	0,001	0,048

3 - METODOLOGIA ECONOMETRICA

A análise feita nesse trabalho apresentou dois problemas: de pseudo-painel e de vies de seleção. A literatura sobre pseudo-painel foi introduzida por Browning *et al.* (1985) e é utilizada por pesquisadores que não dispõem de dados em painel, mas de vários cortes transversais, independentes entre si, nos quais indivíduos diferentes são entrevistados a cada período. O objetivo dessa literatura é superar as limitações dos cortes transversais, aproveitando as vantagens dos cortes transversais repetidos com relação aos dados de painel. As limitações decorrem do fato de o pesquisador não dispor de valores defasados das variáveis, o que tornaria impossível, em princípio, o controle dos efeitos específicos e a identificação de modelos dinâmicos. As vantagens dizem respeito a maior cobertura temporal desse tipo de dado, ao fato de não ser suscetível a problemas de atrito e diminuir erros de medida, por trabalhar com dados mais agregados [Menezes-Filho (2001b)]. Neste trabalho, o pseudo-painel caracteriza-se por não termos dados sobre as mesmas pessoas nos três momentos da vida analisados: quando fazem a prova do SAEB ao fim do ensino médio em 1995 ou 1997, em 1982, quando são crianças, e em 1995 e 2001 ou 1997 e 2003 quando são entrevistadas pela PNAD, primeiro na fase estudantil e depois como trabalhadores, como se pressupõe em um painel. O que foi feito é um agrupamento dos indivíduos de acordo com a coorte de nascimento. Esse agrupamento se dá através da média da variável dependente (logaritmo do salário) e dos regressores para cada momento do tempo. Assim, ao invés de seguirmos os indivíduos, foram acompanhadas as gerações ao longo do tempo, através dos coortes.

O problema de vies de seleção apareceu duas vezes. Uma porque todas as pessoas que compõem a amostra do SAEB têm, pelo menos, 10 anos de estudo, já que essa amostra é composta por alunos da 3^a. série do ensino médio que fizeram a prova de proficiência. Isto é, a amostra é composta por pessoas que já possuem um nível educacional elevado.

O segundo viés é o de migração. Excluímos da amostra os jovens que migraram após os 18 anos de idade, a fim de garantir que esses fizeram o exame de proficiência aos 17 ou 18 anos de idade na mesma Unidade da Federação em que vivem e trabalham seis anos depois, aos 23 ou 24 anos de idade.

O viés de seleção foi corrigido aplicando o modelo proposto por Roy (1951) e testado em Dahl (2002). A metodologia seguiu os resultados de Dahl que supera os problemas de controle de seleção em ambientes de múltipla escolha (mais de duas opções) empregando um modelo semi-paramétrico [Bastos e Ribeiro, (2004)]. Em Dahl (2002), para calcular o impacto da auto-seleção nos retornos estimados, o autor desenvolve o modelo de Roy de mobilidade e rendimentos em que trabalhadores escolhem em quais dos 50 estados americanos trabalhar e morar.

O modelo aplicado nesse trabalho é uma releitura do modelo clássico de Roy, segundo o qual ocorre uma auto-seleção do indivíduo entre os setores de ocupação em que eles são mais produtivos. Roy mostra como os indivíduos escolhem trabalhar na ocupação em que são mais produtivos, e como o fluxo e o estoque de trabalhadores em cada ocupação varia com os choques de demanda no produto de sua indústria. Nesse trabalho as auto-seleções dos indivíduos ocorrem pois as pessoas se auto-selecionam para estudar mais ou menos, assim como para migrar ou não migrar. Essas auto-seleções geram mudanças na distribuição de rendimentos. O fato dos migrantes terem mudado de região por decisão própria, comparando rendimentos potenciais, afeta bastante as estimativas de retorno à educação nas diferentes regiões. A auto-seleção de ser um migrante gera um viés de seleção nas estimativas de retorno a educação obtidas com uma amostra de pessoas que habitam um região [Bastos e Ribeiro, (2004)]. O mesmo vale para o viés gerado pelos diferenciais de anos de estudo entre os jovens, dados os elevados retornos à educação medida por anos de estudo como ressaltado pela literatura internacional e nacional, o chamado “efeito diploma”.

O método aplicado por Dahl utiliza a porcentagem de migrantes em cada Estado. Usamos para corrigir o viés de seleção desse trabalho duas variáveis: uma que indica a porcentagem de pessoas que não migraram (*NASCEU_UF* – nasceram na Unidade da Federação em que residem em 1995/97), e outra variável que indica a porcentagem de pessoas com exatamente 10 anos de estudo no ano que fizeram a prova do SAEB (*EDUCA10_95*, *EDUCA10_97*), já que os indivíduos que fazem tal prova estão terminando a 3ª. série do ensino médio. Assim, em um modelo de pseudo-painel, estimamos, por Mínimos Quadrados, o logaritmo dos salários contra o logaritmo da proficiência, as variáveis de correção do viés de seleção e as variáveis relacionadas às diversas características dos indivíduos³.

$$LWRH_{i,01/03} = \alpha + \beta_1 PROFIC_{i,95/97} + \beta_2 NASC_UF_{i,95/97} + \beta_3 EDUCA10_{i,95/97} + \beta_4 \chi_i + u_i \quad (1)$$

Em que *i* representa as 54 células ($i = 1, \dots, 54$), e χ_i são as variáveis relacionadas às diversas características dos tipos de indivíduos.

Para estudar quais são os determinantes do desempenho escolar que afetam os salários fizemos uma estimação em dois estágios. No primeiro estágio investigamos os determinantes do desempenho escolar. No segundo estágio, incluímos tanto o

³ Usamos o programa Stata para rodar todas as regressões descritas neste artigo.

desempenho escolar bruto como os resíduos da regressão do primeiro estágio. Desta forma os resíduos vão capturar a parcela do desempenho escolar não explicada no modelo enquanto que a nota do SAEB vai capturar o valor previsto pela regressão.

Assim, no primeiro estágio, separadamente para os anos de 1995 e 1997, regredimos por Mínimos Quadrados Ordinários a proficiência dos alunos dos coortes considerados, com 17 ou 18 anos de idade, contra, primeiramente, as características dos mesmos, depois numa segunda estimação, inserimos as características dos professores, em seguida consideramos as dos diretores e, numa quarta regressão, adicionamos as características das escolas.

Primeiro estágio:

$$PROFIC_{I,t} = \gamma + \theta_1 A_{I,t} + \theta_2 P_{I,t} + \theta_3 D_{I,t} + \theta_4 E_{I,t} + v_{I,t} \quad \Rightarrow \quad RESID_{APDEI,t} \quad (2)$$

Em que I representa os indivíduos, t indica os anos de 1995 e 1997, $RESID_{APDE}$ são os resíduos da regressão de proficiência contra as características dos alunos, A , professores, P , diretores, D , e escolas E .

No estágio seguinte, adicionamos à equação (1) os resíduos médios (entre 1995, $RESID_{APDEI,95}$, e 1997, $RESID_{APDEI,97}$) obtidos no primeiro estágio, colapsados pelos vetores características e fizemos estimações por Mínimos Quadrados em um modelo de pseudo-painel. Assim, regredimos para as 54 células consideradas, o logaritmo do salário contra o logaritmo da proficiência, as variáveis de correção do viés de seleção, as variáveis relacionadas às diversas características dos indivíduos e os resíduos da estimação do primeiro estágio.

Segundo estágio:

$$LWRH_{i,01/03} = \alpha + \beta_1 PROFIC_{i,95/97} + \beta_2 NASC_UF_{i,95/97} + \beta_3 EDUCA10_{i,95/97} + \beta_4 \chi_i + \beta_5 RESID_{APDEI,95/97} + u_i \quad (3)$$

4 - RESULTADOS ECONOMETRICOS

Os resultados das quatro primeiras colunas da tabela 5 apresentam a proficiência significativa e positivamente correlacionada com os salários, indicando que os alunos com um desempenho melhor no teste de matemática ao fim do ensino médio tendem a receber maiores salários seis anos depois quando ingressam no mercado de trabalho. Porém, quando controlamos pelas variáveis características, *sexo cor* e *UF*, os resultados dos testes de matemática deixam de ser significantes (colunas V, VI e VII). Com relação às outras variáveis explicativas, as estimações indicam que: os indivíduos com 12 ou mais anos de estudo (*EDUCA_15*) recebem maiores salários que aqueles com 10 anos de estudo, ter 11 anos de estudos (*EDUCA_11*) não é significativo em relação a ter 10, a educação do pai (*MEDCH_82*) é significativa e positivamente correlacionada com os salários futuros (como ressaltado na literatura), quando não controlada pelas dummies de UF, homens e pessoas de cor branca recebem maiores remunerações salariais que seus pares. As variáveis de correção do viés de seleção são significantes e apresentam o sinal esperado. A proporção de não migrantes é inversamente relacionada com salários futuros, e a proporção de pessoas com 10 anos de estudo em 1995/1997 é positivamente relacionada com os salários aos 23/24 anos, com exceção das estimações controladas pelas dummies de UF (colunas VI e VII).

Tabela 5 – Proficiência e Salários [Equação (1)]

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Real Horário							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
PROFICIÊNCIA	1,49 <i>0,61</i>	1,76 <i>0,34</i>	1,55 <i>0,30</i>	0,77 <i>0,33</i>	-0,31 <i>0,33</i>	-0,24 <i>0,57</i>	0,26 <i>0,69</i>
NASCEU_UF		-0,49 <i>0,13</i>	-0,53 <i>0,13</i>	-0,32 <i>0,12</i>	-0,21 <i>0,12</i>	-0,08 <i>0,51</i>	-0,57 <i>0,64</i>
EDUCA_10 (95/97)		24,30 <i>5,80</i>	9,86 <i>6,44</i>	-13,21 <i>9,31</i>	-1,44 <i>6,21</i>	-21,87 <i>10,76</i>	-18,67 <i>15,07</i>
EDUCA_11			0,66 <i>0,46</i>	0,47 <i>0,52</i>	0,88 <i>0,48</i>	0,67 <i>0,56</i>	
EDUCA_15			1,40 <i>0,46</i>	1,49 <i>0,42</i>	2,11 <i>0,41</i>	1,45 <i>0,56</i>	
FREQ. ESCOLA				-0,48 <i>0,50</i>	-0,35 <i>0,39</i>	-0,08 <i>0,49</i>	0,51 <i>0,27</i>
MEDCH_82				0,14 <i>0,03</i>	0,08 <i>0,03</i>	0,01 <i>0,07</i>	0,01 <i>0,09</i>
HOMEM					0,32 <i>0,07</i>	0,25 <i>0,07</i>	0,15 <i>0,06</i>
BRANCA					0,03 <i>0,06</i>	0,29 <i>0,15</i>	0,34 <i>0,19</i>
UF						SIM	SIM
CONSTANTE	-7,70 <i>3,45</i>	-9,35 <i>1,95</i>	-8,62 <i>1,73</i>	-4,17 <i>1,92</i>	1,32 <i>1,83</i>	1,78 <i>3,41</i>	-0,13 <i>4,11</i>
R ²	0,14	0,52	0,62	0,73	0,83	0,94	0,92
No. OBSERVAÇÕES	54	54	54	52	52	52	52

4.1 – Primeiro Estágio

As tabelas 6 e 7 abaixo reproduzem as estimações da equação (2) do primeiro estágio, respectivamente para os dados do SAEB de 1995 e 1997. Os resultados para 1995 (tabela 6) indicam que todas as características dos alunos consideradas nas estimações foram significantes na determinação da proficiência em matemática: a variável de *'background'* familiar (educação da mãe) se mostrou positivamente relacionada com a proficiência, homens e brancos apresentaram melhores desempenhos e a idade se mostrou negativamente relacionada com a nota de matemática. Porém, dentre as características dos professores, apenas os salários desses profissionais, cujo coeficiente é positivo, foram significantes para explicar o desempenho dos alunos. Com relação aos diretores, além dos salários, o tempo em que estão no magistério também foi significativo. Ambas as variáveis se mostraram positivamente relacionadas aos resultados obtidos pelos alunos no exame do SAEB. Por fim, levando em consideração algumas características das escolas, notamos que as escolas da zona urbana tiveram um desempenho pior e as da rede privada melhor, quando comparadas a seus pares. A presença de laboratórios de ciências, computadores ou biblioteca não foi estatisticamente significativa.

Tabela 6 – Primeiro Estágio: Função de Produção Educacional - [Equação(2)]

SAEB 1995

	Variável Dependente: Logaritmo da Proficiência (SAEB 1995)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
IDADE	-0,07	-0,06	-0,06	-0,06
	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
HOMEM	0,09	0,08	0,08	0,08
	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
BRANCA	0,04	0,04	0,03	0,03
	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
EDUCA MÃE	0,08	0,06	0,05	0,02
	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALÁRIO PROFESSOR		0,06	0,03	0,03
		<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>
PROF. MAGIST.1		0,04	0,04	0,02
		<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>
PROF. MAGIST.2		0,05	0,05	0,03
		<i>0,03</i>	<i>0,03</i>	<i>0,03</i>
EDUC.PROF.1		-0,01	-0,02	-0,01
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,02</i>
EDUC.PROF.2		0,00	-0,01	-0,01
		<i>0,01</i>	<i>0,02</i>	<i>0,02</i>
SALARIO DIRETOR			0,06	0,04
			<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
DIRETOR MAGIST.1			0,10	0,06
			<i>0,04</i>	<i>0,04</i>
DIRETOR MAGIST.2			0,10	0,08
			<i>0,04</i>	<i>0,03</i>
EDUC.DIRETOR1			0,02	0,03
			<i>0,02</i>	<i>0,02</i>
EDUC.DIRETOR2			0,01	0,04
			<i>0,02</i>	<i>0,02</i>
ZONA URBANA				-0,07
				<i>0,03</i>
REDE PRIVADA				0,09
				<i>0,01</i>
BIBLIOTECA				0,01
				<i>0,01</i>
LAB. CIÊNCIAS				0,00
				<i>0,01</i>
COMPUTADORES				0,01
				<i>0,01</i>
CONSTANTE	6,83	6,33	5,98	6,06
	<i>0,11</i>	<i>0,12</i>	<i>0,13</i>	<i>0,13</i>
R ²	0,18	0,24	0,27	0,34
No. OBSERVAÇÕES	2909	2824	2614	2397

Tabela 7 – Primeiro Estágio: Função de Produção Educacional - [Equação(2)]

SAEB 1997

	Variável Dependente: Logaritmo da Proficiência (SAEB 1997)			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
IDADE	-0,08	-0,07	-0,06	-0,05
	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,01</i>	<i>0,00</i>
HOMEM	0,07	0,07	0,07	0,07
	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>
BRANCA	0,03	0,02	0,02	0,02
	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>
EDUCA MÃE	0,13	0,08	0,07	0,04
	<i>0,00</i>	<i>0,00</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALARIO PROF.1		0,04	0,01	0,00
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALARIO PROF.2		0,12	0,05	0,03
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALARIO PROF.3		0,18	0,12	0,08
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
PROF. MAGIST.1		0,02	0,02	0,01
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
PROF. MAGIST.2		0,02	0,02	0,01
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
EDUC.PROF.1		0,02	0,02	0,02
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
EDUC.PROF.2		0,03	0,03	0,03
		<i>0,01</i>	<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALARIO DIRETOR1			-0,01	-0,02
			<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALARIO DIRETOR2			0,05	0,02
			<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
SALARIO DIRETOR3			0,10	0,03
			<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
DIRETOR MAGIST.1			0,04	-0,02
			<i>0,04</i>	<i>0,04</i>
DIRETOR MAGIST.2			0,05	-0,01
			<i>0,04</i>	<i>0,04</i>
EDUC.DIRETOR1			0,00	-0,01
			<i>0,01</i>	<i>0,01</i>
EDUC.DIRETOR2			0,03	0,01
			<i>0,01</i>	<i>0,02</i>
ZONA URBANA				0,03
				<i>0,01</i>
REDE PRIVADA				0,08
				<i>0,01</i>
BIBLIOTECA				-0,02
				<i>0,01</i>
LAB. CIENCIAS				0,04
				<i>0,01</i>
COMPUTADORES				0,04
				<i>0,01</i>
CONSTANTE	7,01	6,80	6,57	6,39
	<i>0,08</i>	<i>0,09</i>	<i>0,10</i>	<i>0,10</i>
R ²	0,23	0,31	0,34	0,39
No. OBSERVAÇÕES	5803	5128	4675	4474

A tabela 7 apresenta os resultados do impacto das características de alunos, professores, diretores e escolas na proficiência de 1997. Novamente as variáveis que caracterizam os alunos são significantes, apresentando os mesmos sinais das estimações realizadas para 1995. Entretanto, ao contrário de 1995, a proficiência em 1997 foi influenciada por todas as variáveis características dos professores: o tempo no magistério, a educação, medida em anos de estudo, e os salários. As notas apresentaram valores dos coeficientes maiores quanto maior a faixa salarial considerada. Os professores com mais tempo no magistério e maior nível educacional foram responsáveis pelo melhor desempenho dos alunos. Já com relação aos diretores, apenas os salários desses profissionais foram significantes para explicar o resultado no teste de matemática. Por fim, com relação às características das escolas, os resultados novamente são diferentes dos estimados para 1995. Primeiro, porque todas as variáveis consideradas são estatisticamente significantes. Em segundo lugar, porque os alunos da rede urbana apresentaram um desempenho melhor no teste. Por fim, nesse ano o fato de as escolas terem computadores e laboratórios de ciências foi diretamente proporcional ao desempenho dos alunos no exame do SAEB, mas a presença de biblioteca na escola mostrou-se inversamente proporcional à variável dependente.

Concluimos que os investimentos em educação, via remuneração e qualificação de docentes e diretores, assim como em infra-estrutura escolar são importantes para proporcionar melhor desempenho dos alunos nos testes de proficiência. Ainda, que essa relação positiva vem aumentando com o passar do tempo, sendo mais intensa e significativa em 1997 do que em 1995.

Os resíduos da estimação do primeiro estágio de cada ano (coluna IV das tabelas 6 e 7) foram colapsados pelos vetores características e utilizados no segundo estágio. Esses resíduos representam os fatores que influenciam na nota do teste de matemática que não são explicados pelas variáveis consideradas.

4.2 – Segundo Estágio

As quatro primeiras colunas da tabela acima apresentam a proficiência como variável significativa e positivamente correlacionada com os salários futuros, mesmo quando incluímos os resíduos obtidos na estimação da equação do primeiro estágio. Mas, novamente com a inclusão das variáveis características, o resultado do exame aplicado pelo SAEB perde significância para explicar os salários dos jovens brasileiros. Porém, a partir daí os resíduos mostram-se positivos e significantes. Isso indica que os fatores causais dos salários futuros são outros que não os considerados nas estimações do primeiro estágio. As demais variáveis não tiveram seus resultados alterados com a inclusão dos resíduos do primeiro estágio.

Tabela 8 – Segundo Estágio: Proficiência e Salários [Equação (3)]

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Real Horário							
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
PROFICIÊNCIA	1,86	1,98	1,80	0,90	-0,85	-0,93	-0,33
	<i>0,69</i>	<i>0,37</i>	<i>0,31</i>	0,36	0,47	0,65	0,73
RESÍDUOS A+P+D+E	-1,29	-0,80	-0,88	-0,34	0,91	1,25	0,98
	<i>1,20</i>	<i>0,66</i>	<i>0,61</i>	0,58	0,57	0,43	0,50
NASCEU_UF		-0,46	-0,49	-0,31	-0,22	-0,20	-0,68
		<i>0,13</i>	<i>0,13</i>	0,12	0,13	0,49	0,63
EDUCA10_95/97		24,56	9,91	-12,48	-2,16	-17,29	-16,69
		<i>5,87</i>	<i>6,28</i>	9,52	6,30	9,82	14,98
EDUCA_11			0,62	0,48	0,94	0,92	
			<i>0,44</i>	0,52	0,49	0,52	
EDUCA_15			1,39	1,48	2,22	1,66	
			<i>0,44</i>	0,42	0,42	0,51	
FREQ. ESCOLA				-0,43	-0,46	-0,14	0,42
				0,53	0,38	0,45	0,27
MEDCH_82				0,13	0,08	0,01	0,01
				0,04	0,03	0,07	0,10
HOMEM					0,37	0,34	0,21
					0,08	0,07	0,07
BRANCA					0,05	0,29	0,36
					0,06	0,15	0,19
UF						SIM	SIM
CONSTANTE	-9,76	-10,67	-10,02	-4,88	4,32	5,49	3,27
	<i>3,91</i>	<i>2,10</i>	<i>1,81</i>	2,17	2,54	3,74	4,33
R ²	0,17	0,53	0,63	0,90	0,84	0,95	0,92
No. OBSERVAÇÕES	54	54	54	52	52	52	52

5 – CONCLUSÃO

Os resultados desse trabalho mostram que investimentos em educação, como melhores remunerações a professores e diretores, critérios mais rigorosos de seleção desses profissionais, assim como investimentos em infra-estrutura, a fim de melhorar a qualidade da escola, têm como conseqüências melhores desempenhos dos alunos em exames de proficiência. Os resultados obtidos no primeiro estágio do nosso modelo, separadamente para 1995 e 1997, mostram ainda, que essa relação positiva entre qualidade da escola e desempenho dos alunos em exames de proficiência vem aumentando com o passar do tempo. Isso corrobora os argumentos internacionais sobre a importância de se destinar mais recursos às escolas, não apenas para aumentar os anos de estudos dos indivíduos, mas concentrando-se em melhorar a qualidade dos anos de estudos dos jovens.

Porém, nossos resultados mostram também que as notas nos testes realizados pelo SAEB não são significantes para explicar os salários futuros desses jovens, quando controlamos pelas variáveis características, sexo, cor e Unidade da Federação. De acordo com nossas análises os salários são influenciados por outras características dos indivíduos que não as consideradas nas estimações de proficiência, pelo desempenho escolar não explicado no modelo.

6 - BIBLIOGRAFIA

- Bastos, V. M. e Ribeiro, E. P. (2004) 'Viés de Seleção, retornos à educação e migração no Brasil' *Anais da Sociedade Brasileira de Econometria*.
- Bishop, J., (1989). 'Is the test score decline responsible for the productivity growth decline?'. *American Economics Review*, vol. 79 (1), pp. 178-97.
- Bishop, J., (1991). 'Achievement, test score, and relative wage', in (M.H. Kosters, ed.). *Workers and Their wages*, pp. 146-86. Washington, DC: The AEI Press.
- Boissiere, M. X., Knight, J. B., and Sabot, R. H. (1985). 'Earning, schooling, ability, and cognitive skill'. *American Economics Review*, vol. 75 (5), pp. 1016-30.
- Browning, Deaton a Irish. (1985). 'A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life Cycle'. *Econometrica*, vol. 59, pp.503-44.
- Dahl, G.B. (2002). 'Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets'. *Econometrica*, vol 70, no. 6, (November), pp. 2367-2420.
- Hanushek, E. A. (1996). 'A more complete picture of school resource policies'. *Review of Educational Research*, vol 66 (2) (Fall), pp. 397-409.
- Hanushek, E. A. (2003). 'The Failure of Inputs-Based Schooling Policies'. *Economic Journal*, 113 (February), pp. F64-F98.
- Hanushek, E. A. and Kimko, D. D. (2000). 'Schooling, labor force quality, and the growth of nations'. *American Economic Review*, vol. 90 (5) (December), pp.11894-208.
- Lisboa, M. e Menezes-Filho, N. (2001). *Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: EPGE.
- Menezes-Filho, N. (2003). 'A Evolução Recente da Educação no Brasil'. *Tese (Livre Docencia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo*, 113p.
- Menezes-Filho, N. A. (2004). 'Qualidade das Escolas, dos Alunos ou dos Professores? Diferenças nos Resultados do SAEB entre 1995 e 2001, entre Escolas Públicas e Privadas e entre Regiões do Brasil', Universidade de São Paulo, mimeo.
- Menezes-Filho, N. A. *Educação e desigualdade*. In Lisboa, M. B. e Menezes-Filho, N., org. *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2001.
- Menezes-Filho, N. A. *Microeconometria*. In Lisboa, M. B. e Menezes-Filho, N., org. *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2001b.
- Murnane, R. J., Willett, J. B. and Levy, F. (1995). 'The growing importance of cognitive skill in wage determination'. *Review of Economics and Statistics*, vol. 77 (2) (May), pp. 251-66.
- Murphy, K. M. and Peltzman, S. (2004). 'School Performance and the Youth Labor Market'. *Journal of Labor Economics*, vol.22 (2), pp.299-325, The University of Chicago.
- O'Neill, J. (1990). 'The role of human capital in earnings differences between black and white men'. *Journal of Economic Perspective*, vol.4 (5) (October), pp. 869-95.
- Rivkin, S. G. (1995). 'Black/white differences in schooling and employment'. *Journal of Human Resources*, vol.30 (4) (Fall), pp. 826-52.
- Roy, A. D. (1951). 'Some Thought on the Distribution of Earnings'. *Oxford Economic Paper*, 3, 135-146.
- Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (2004) – 'Resultados do SAEB 2003 Brasil e Rio de Janeiro' – Brasília, DF, 2004 (junho).