

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO



DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

QUALIDADE VERSUS QUANTIDADE: UMA ANÁLISE DO EFEITO DA  
EDUCAÇÃO SOBRE A PRODUTIVIDADE DO TRABALHADOR BRASILEIRO

Gabriela Martins Ribeiro da Gama

Matrícula: 1111160

Orientador: Paulo Mansur Levy

Novembro 2015

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO



DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

QUALIDADE VERSUS QUANTIDADE: UMA ANÁLISE DO EFEITO DA  
EDUCAÇÃO SOBRE A PRODUTIVIDADE DO TRABALHADOR BRASILEIRO

Gabriela Martins Ribeiro da Gama

Matrícula: 1111160

Orientador: Paulo Mansur Levy

Novembro 2015

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”

---

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

Agradeço primeiramente ao meu orientador Paulo Levy por todo o auxílio e disponibilidade.

Dedico esta monografia à minha mãe, pai e avó, por todo o apoio e amor incondicional durante todos esses anos.

Aos meus irmãos por sempre fazerem dos meus dias mais alegres.

E às amigas queridas que a PUC me deu.

## Sumário

1. Introdução.....	7
2. Desenvolvimento Socioeconômico e o capital humano.....	9
2.1. Capital humano e produtividade.....	12
2.2. Equação de Mincer.....	13
3. Medindo capital humano.....	15
3.1. Quantidade .....	15
3.1.1. Escolaridade.....	15
3.1.2. O viés de autoseleção.....	15
3.2. Qualidade.....	17
3.2.1. Habilidades cognitivas.....	17
3.2.2. Razão aluno-professor.....	20
3.2.3. Escolaridade do professor.....	22
4. Fonte de dados.....	25
5. Estratégia empírica.....	26
5.1. Variáveis.....	27
5.2. Ajustes dos dados.....	29
5.3. Análise descritiva.....	30
6. Resultados.....	37
6.1. Resultados iniciais.....	37
6.2. Limitações.....	41
6.3. Ideb.....	42
6.4. Resultados com Ideb.....	43
7. Conclusão.....	49
8. Referências bibliográficas.....	51

**Índice de Gráficos**

Gráfico 1: Escolaridade média em anos por UF - 2011.....	33
Gráfico 2: Escolaridade média dos professores por UF - 2001.....	33
Gráfico 3: Salário mensal médio por UF - 2011.....	34
Gráfico 4: Escolaridade média x salário médio por UF - 2011.....	34
Gráfico 5: Salário mensal médio, setor informal e formal, por UF - 2011.....	35
Gráfico 6: Salário mensal médio, setor privado e público, por UF - 2011.....	35
Gráfico 7: Salário mensal médio, zona urbana e rural, por UF - 2011.....	36
Gráfico 8: Salário mensal médio da amostra por grupos de idade - 2011.....	36
Gráfico 9: Qualidade, 2001, e Ideb, 2005, por UF.....	44

**Índice de Tabelas**

Tabela 1: Efeito da qualidade do ensino no salário de indivíduos de 25-30 anos em 2011, MQO.....	45
Tabela 2: Efeito da qualidade do ensino no salário de indivíduos sem restrição de idade em 2011, MQO.....	46
Tabela 3: Efeito do Ideb no salário de indivíduos de 20-25 anos em 2011, MQO.....	47

## 1. Introdução

O debate acerca da educação é um debate de extrema importância econômica. Por muito tempo, economistas fizeram uso da escolaridade, ou anos de estudo, como forma de representação empírica da educação. Países formulavam estratégias e políticas educacionais fundamentados no aumento da escolaridade. Conforme a literatura sobre os efeitos socioeconômicos da educação se expandia e aprofundava, programas de cooperação internacional como “Education for All” e os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio, arquitetados pela ONU, espelhavam a academia ao traçar metas baseadas na escolaridade dos países.

Embora muitos países fizeram esforços bem-sucedidos em termos de aumentar suas escolaridades, o progresso foi pouco em termos de melhoria no desempenho acadêmico dos países em desenvolvimento – grande quantidade de alunos completando nove anos de escolaridade não têm as mesmas habilidades que seus pares dos países desenvolvidos<sup>1</sup>.

Assim, no meio acadêmico, se iniciou uma contestação justa da usabilidade da variável escolaridade como proxy única para capital humano. Aceitar a escolaridade como medida da educação seria dizer que um aluno que completou um ano de ensino em uma escola na Finlândia se equipara a um aluno que completou um ano de ensino no Brasil.

O despertar do interesse sobre o que afetaria a qualidade de uma escola iniciou uma nova onda de trabalhos, muitos desses provando a importância da qualidade da educação em detrimento de medidas como escolaridade. Avaliações padronizadas criadas por entidades internacionais, como o Programa Internacional de Avaliação dos Alunos (PISA), da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), e a Trends in Mathematics and Science Studies (TIMSS) da International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) possibilitaram uma comparação internacional do desempenho dos alunos em certas áreas do ensino escolar. Tão logo, análises econométricas se tornaram mais ricas ao poder incluir dados da qualidade da educação recebida.

O debate da educação e o da produtividade estão intimamente ligados. O Brasil enfrenta, no momento, uma séria crise de produtividade. É senso comum que isto está

---

<sup>1</sup> HANUSHEK, E. A., Economic growth in developing countries: The role of human capital, p. 8



profundamente relacionado à falta de atenção e investimento na área de educação durante muitas décadas, e agora isso se tornou um tema urgente.

Quando juntamos a este quadro à transição demográfica pela qual o Brasil está passando, caracterizada pela existência de um bônus demográfico em idade produtiva que não vai ser repostado futuramente devido à tendência de queda na taxa de fecundidade da mulher brasileira, temos um cenário futuro alarmante. O envelhecimento da população significa que uma menor quantidade de trabalhadores em idade ativa em uma economia cujo setor principal, o secundário, é intrinsecamente menos produtivo. Países mais produtivos que o Brasil já enfrentam esse cenário com dificuldade.

O objetivo deste trabalho é adentrar a literatura que trata das formas de se quantificar a eficácia da educação recebida pelos alunos e seus efeitos sobre a produtividade do trabalhador, e então testá-lo empiricamente ao Brasil. Ainda há poucos artigos que abordam o tema da qualidade da educação no Brasil, e esperamos poder contribuir para o enriquecimento dessa vertente tão importante.

Esta monografia se organiza da seguinte maneira: o Capítulo 2 deste trabalho oferece uma introdução às teorias de crescimento econômico e à participação do capital humano e dá embasamento teórico para a relação salário-produtividade do trabalhador, e apresenta a equação de Mincer.

O Capítulo 3 oferece uma revisão da literatura, se dividindo entre as diferentes formas de se representar a educação recebida pelo aluno: qualidade e quantidade. Os artigos escolhidos são bem diversos e procuram analisar os efeitos das variáveis da educação no crescimento da economia ou no rendimento do trabalhador.

O Capítulo 4 explica os dados utilizados para a parte empírica do trabalho. O Capítulo 5 explica a estratégia empírica utilizada, os ajustes de dados que se mostraram necessários e descreve a amostra utilizada, destacando correlações.

O Capítulo 6 descreve os resultados encontrados e suas limitações, e o Capítulo 7 conclui.

## 2. Desenvolvimento Socioeconômico e o Capital Humano

O modelo de crescimento econômico de Solow, apresentado no começo da década de 1950, explica a economia a partir de uma função de produção que incluía trabalho e capital físico. Um aumento no capital por trabalhador seria benéfico para a produção, mas apresentaria retornos decrescentes – uma máquina a mais por trabalhador contribuiria cada vez menos no produto gerado. Solow modelou que o crescimento da renda per capita no curto prazo seria igual ao crescimento do capital físico por trabalhador. Sendo assim, dados os retornos marginais decrescentes do capital, no longo prazo não poderia haver crescimento da renda per capita a não ser que houvesse uma forma de aumentar a produtividade dos fatores. A solução dada pelo modelo para o que viria a ser o motor do crescimento foi o progresso tecnológico. O progresso tecnológico entra na função de produção da economia como uma variável exógena, ou seja, determinada de forma independente ao modelo. A ideia era que o progresso tecnológico traria melhorias ao capital utilizado, de forma com que um trabalhador conseguiria produzir mais utilizando a mesma quantidade de capital. O capital por trabalhador continuaria apresentando retornos marginais decrescentes, mas a presença do progresso tecnológico significa um salto no produto por trabalhador em um dado nível de capital por trabalhador. Sendo assim, o modelo de Solow prevê um crescimento per capita de longo prazo igual à taxa de progresso da tecnologia da economia.

Uma das implicações do modelo era a convergência de qualquer economia à seu estado estacionário – definido como o “equilíbrio dinâmico de longo prazo, onde as variáveis crescem a uma taxa constante”<sup>2</sup>. Os diferentes países teriam parâmetros idiossincráticos a cada um (nível de poupança, taxa de crescimento populacional, taxa de depreciação do capital, etc) e assim suas variáveis atingiriam equilíbrios diferentes no longo prazo, mas cresceriam à uma taxa de crescimento constante comum. Este fenômeno foi chamado de convergência condicional. Até que os países alcançassem seus estados estacionários, era possível que as suas economias apresentassem diferentes taxas de crescimento devido aos retornos marginais decrescentes do capital. Considere, por exemplo, dois países com os mesmos parâmetros. O país com menos capital por trabalhador, e logo menos renda per capita, teria uma produtividade marginal do capital maior que o país com mais capital por trabalhador. Esta produtividade marginal maior

---

<sup>2</sup> LEVY, P., Educação e Crescimento, p. 3

faria com que a taxa de crescimento deste país fosse maior. Ou seja, conforme os retornos marginais decrescentes do capital começassem a surtir efeito, a taxa de crescimento do país cairia.

O modelo se propunha a explicar a variação entre as rendas e crescimentos dos países mas, após analisar o crescimento dos diferentes países ao longo das décadas, o que se verificou na prática foi não apenas a ausência desta convergência entre taxas de crescimento prevista por Solow, mas uma grande persistência nas diferenças entre as taxas de crescimento. Era bem possível que os países ainda não tivessem convergido para seus respectivos estados estacionários, mas o modelo de Solow previa que a convergência já deveria ter acontecido no horizonte de tempo analisado. Além disso, grande parcela do crescimento era atribuída ao resíduo da regressão. Havia fortes indicações de que poderia haver uma variável omitida pelo modelo.

Economistas adentraram o tema do capital humano, o investigando como um fenômeno microeconômico. Schultz, em 1960, introduziu e quantificou uma teoria que considerava a escolha pela educação como um investimento. Mais tarde, Becker também teorizou e refinou as decisões microeconômicas acerca da educação, e suas consequências para o trabalhador. Quando uma pessoa escolhia usar seu tempo para estudar, ela estaria investindo em seu capital humano. Análoga à forma com a qual a tecnologia aumentaria a eficiência do capital físico, o conhecimento, habilidades e maior capacidade causados por uma maior qualificação da força de trabalho aumentariam a produtividade do trabalhador.

Em meados de 1980, economistas decidiram relaxar a hipótese de progresso técnico exógeno e trazer a melhoria da tecnologia para dentro do modelo, e tinham como ponto de partida comum a qualificação do trabalhador. Estas novas teorias foram chamadas de teorias do crescimento endógeno. Romer sugeriu que o capital humano aumentaria tanto a capacidade de inovação da economia, possibilitando a criação de novas tecnologias, quanto a habilidade e conhecimento sobre tecnologias, processos e produtos já existentes e novos, aumentando a eficiência<sup>3</sup>. Já os modelos AK, de Rebelo, consideraram que o capital não teria retornos decrescentes<sup>4</sup>. Finalmente, os modelos de Nelson, Phelps e Welch colocaram que o capital humano facilitaria a difusão de conhecimento, o

---

<sup>3</sup> HANUSHEK E. A., WOESSMANN, L., *The Role of Cognitive Skills in Economic Development*, p. 21

<sup>4</sup> HANUSHEK E. A., KIMKO, D. D., *Schooling, Labor-Force Quality and the Growth of Nations*, p. 1187

processamento de informações novas e o uso de tecnologias criadas por outros<sup>5</sup>. As teorias do crescimento endógeno têm conclusões bem diferentes do modelo neoclássico de Solow: notadamente, não preveem convergência dos países para seus estados estacionários, mesmo quando os parâmetros são os mesmos. Mais ainda, não há necessariamente estados estacionários<sup>6</sup>.

O enfoque dado pelos economistas à educação como fator explicativo do crescimento econômico começa no início dos anos 1990, tendo como principal motivação o aperfeiçoamento do modelo de Solow. Mankiw, Romer e Weil decidiram visitar o modelo, o testando no extenso conjunto de dados de Heston-Summers. Os autores confirmaram que a regressão que explicava as diferenças entre as rendas dos países apresentava uma participação do capital na renda maior que a teorizada por Solow. Mais especificamente, Solow considerava que o capital físico tinha um peso de 1/3 na renda da economia, e os autores verificaram que na verdade sua magnitude era mais em torno de 0,60. Isso significava que os retornos decrescentes do capital, razão pelo qual o modelo previa convergência a um estado estacionário, entravam em operação mais rapidamente no modelo do que de fato observado nos países. Em outras palavras, o modelo previa uma velocidade de convergência maior do que os dados empíricos permitiriam. Como exemplo, usando o peso do capital físico conforme descrito por Solow em 1/3, uma economia com dados parâmetros alcançaria metade da trajetória para seu estado estacionário em 17 anos, enquanto com a participação do capital físico encontrada empiricamente, o tempo é de 35 anos. Outra anomalia que os economistas encontraram no modelo ao testá-lo empiricamente era que os coeficientes dos parâmetros crescimento populacional e taxa de poupança estavam muito maiores do que o previsto em teoria.

Os autores reformularam o modelo, incluindo capital humano no que chamaram de modelo de Solow aumentado. Essa proposta se diferenciava das teorias de crescimento endógeno pois não pretendia formular uma determinação dos parâmetros exógenos. A inclusão do capital humano no modelo de Solow subiu o poder explicativo do modelo em relação à variação de renda entre os países para 80%, além de reduzir em muito o resíduo da regressão<sup>7</sup>. A inclusão do capital humano solucionou o problema da velocidade de convergência pois a variável recém incluída teve sua remuneração em relação à renda da

---

<sup>5</sup> HANUSHEK E. A., WOESSMANN, L., The Role of Cognitive Skills in Economic Development, p. 21

<sup>6</sup> MANKIW N. G., ROMER, D., WEIL, D., A Contribution to the Empirics of Economic Growth, p. 20

<sup>7</sup> MANKIW N. G., ROMER, D., WEIL, D., A Contribution to the Empirics of Economic Growth, p. 16

economia embutida como parte da remuneração do trabalho. Em outras palavras, se antes a remuneração do trabalho era  $(1-\alpha)$ , com a inclusão do capital humano com sua remuneração em relação à renda representada por  $\beta$ , agora a remuneração do trabalho se tornava  $(1-\alpha-\beta)$ . Ao passo que a remuneração do capital físico continuava sendo representada por  $\alpha$ , houve um aumento do peso desta relativo às remunerações dos outros fatores.

A segunda anomalia, que era o coeficiente dos parâmetros taxa de crescimento populacional e taxa de poupança maiores do que teorizados por Solow, também foi explicada via inclusão do capital humano. A teoria prevê que um país que poupa mais aumenta seu nível de renda per capita no seu estado estacionário. Ao incluir capital humano, no entanto, há uma outra leva de efeitos positivos sobre a economia: este maior nível de renda causa aumento do capital humano, aumentando a produtividade dos fatores. Quanto à taxa de crescimento populacional, um aumento desta para um dado nível de capital físico abaixa o capital per capita do país e, portanto, decresce a renda per capita. No novo modelo, a menor renda per capita causa redução no capital humano do país, o que diminui a produtividade dos fatores de produção.

Embora os canais fossem os mais diversos, com alguns modelos sendo afetados via nível de renda per capita enquanto outros eram afetados via crescimento da renda per capita, a causa e a consequência das teorias elaboradas eram em maioria parecidas: o investimento em capital humano geraria uma maior produtividade do trabalhador e em maior escala, da economia.

## 2.1. Capital humano e produtividade

A ligação entre a produtividade do trabalhador e sua renda é explicada em termos microeconômicos. Em concorrência perfeita, o preço do fator de produção empregado pela empresa maximizadora de lucros deve ser igual ao valor do produto marginal que o fator traz à empresa. Mais especificamente, seja a função de lucro da empresa

$$\pi = pf(x_1, x_2) - w_1x_1 - w_2x_2 \quad (1)$$

Onde  $p$  é o preço do bem ofertado,  $f(x_1, x_2)$  é a função de produção da empresa, e  $x_1$  e  $x_2$  os fatores de produção, trabalho e capital físico respectivamente. Quando a empresa contrata mais um fator de produção, este agrega em  $y$  unidades de produto – o

produto marginal. O produto marginal de um fator, no entanto, sofre retornos decrescentes quando se verifica que conforme aumentamos a quantidade de um fator, a quantidade de produtos adicionais que ele agrega à empresa diminui, tendendo para zero. Se a empresa é maximizadora de lucros, temos que ela demandará mais trabalho até o ponto em que este trabalho adicional dê retornos iguais ao que custa para a empresa. Ou seja, até que o lucro marginal seja 0 – o ponto em que o lucro da empresa alcança seu pico.

Sendo assim, maximizando o lucro da empresa (equação (1)) ao derivar a equação em termos do fator trabalho, temos

$$\frac{d\pi}{dx_1} = 0 \quad (2)$$

$$\frac{d\pi}{dx_1} = p \frac{d(f(x_1, x_2))}{dx_1} = w_1 \quad (3)$$

Onde  $\frac{d(f(x_1, x_2))}{dx_1}$  é o produto marginal do trabalho. Vemos aqui que o preço pago ao trabalhador, ou o seu salário real, é o valor do seu produto marginal.

## 2.2. Equação de Mincer

Na busca por uma boa forma de medir capital humano, a utilização da variável quantitativa escolaridade (em anos) para medir habilidades adquiridas foi adotada e, desde então, amplamente difundida<sup>8</sup>. A medida era prática pois a disponibilidade de dados compatíveis entre países na época era muito escassa, dificultando outras formas melhores de computar o capital humano de cada país.

A estimação do efeito marginal da educação no salário é feita através da formulação elaborada por Mincer em 1958. A motivação de Mincer era entender a desigualdade entre as rendas observadas, que tinham uma distribuição assimétrica. Mincer explicou a assimetria na distribuição de renda baseando-se em duas hipóteses<sup>9</sup>. São elas:

---

<sup>8</sup> HANUSHEK, E. A., 2013: Economic growth in developing countries: The role of human capital, p. 2

<sup>9</sup> BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA S. A., Educação e Crescimento: o que a evidência empírica nos mostra, p. 268

- 1) Todas as pessoas seriam idênticas em relação à habilidade
- 2) Os diferenciais de salário consequentes de uma maior escolaridade compensariam todos os custos privados de obter mais educação

Assim, chegou na equação de Mincer,

$$\ln w = \ln w + \beta S \quad (4)$$

onde  $w$  é o salário de um trabalhador com  $S$  anos de escolaridade;  $w$  o salário de um trabalhador desqualificado,  $\ln w$  o logaritmo natural do salário de quem tem escolaridade e  $\beta$  o diferencial na variação entre os salários de quem tem escolaridade e quem não tem. Conforme a linha de pesquisa da economia da educação amadureceu e se aprimorou com os anos, Mincer eventualmente revisou sua formulação para incluir ainda os anos de experiência do indivíduo trabalhador,  $E$ , medido em anos de trabalho, e outras variáveis de controle,  $X$ :

$$\ln w = \ln w + \delta X + \beta S + \gamma_1 E + \gamma_2 E^2 \quad (5)$$

Aqui, o parâmetro de interesse é  $\beta$ , que representa o ganho de renda no logaritmo do salário para cada ano adicional de educação. Deve-se atentar ao fato que não se estima taxa de retorno da educação a não ser que se leve em consideração os custos incorridos em obter o nível de escolaridade.

### **3. Medindo capital humano**

#### **3.1. Quantidade**

##### **3.1.1. Escolaridade**

Em uma compilação dos estudos que medem os retornos da educação através da escolaridade, Psacharopoulos analisou algumas tendências mundiais observadas via equações de Mincer que valem ser mencionadas<sup>10</sup>. Primeiramente, ele observou retornos decrescentes do efeito marginal da escolaridade no salário em relação ao nível de renda per capita do país. Países mais ricos apresentam na média retornos marginais menores quando seus indivíduos decidem se educar por mais um ano. Em números, o país considerado mais rico, com renda per capita média de R\$13.699 apresentava um coeficiente de escolaridade igual a 6,6%, enquanto o grupo de países mais pobres, com renda per capita média de R\$301 apresentou coeficiente de 11,2%. Isto acontece pois países mais ricos tem uma maior oferta de trabalhadores qualificados, abaixando o prêmio salarial para mais um ano de estudos. Outro aspecto interessante é a diferença nos retornos de homens e mulheres. Psacharopoulos encontrou que mulheres têm um retorno à educação maior que homens nos níveis educacionais acima do primário. Encontrou também que os retornos marginais à escolaridade podem ser diferentes entre diferentes setores de mercado.

##### **3.1.2. O viés de autoseleção<sup>11</sup>**

Uma grande limitação da utilização da escolaridade em geral é a possibilidade de um viés relacionado às habilidades inatas, características dificilmente observáveis que poderiam afetar a decisão do trabalhador a respeito de sua educação.

Uma pessoa mais habilidosa tem mais facilidade para estudar e aumentar sua escolaridade. Os custos pessoais envolvidos com aumentar sua escolaridade são menores devido à sua maior habilidade, o que pode fazer com que pessoas mais habilidosas escolham adquirir mais educação do que pessoas menos habilidosas. Desta forma, a variável habilidade inata, não observável e omitida da regressão, superestima o coeficiente da escolaridade.

---

<sup>10</sup> PSACHAROPOULOS, G., Returns to Investment in Education: a Global Update, p. 1327

<sup>11</sup> Seção majoritariamente baseada em BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA S. A., Educação e Crescimento: o que a evidência empírica nos mostra p. 271



Afim de extinguir este viés, uma busca se iniciou pela variável instrumental ideal e pela determinação da magnitude do viés. O efeito esperado era que a estimativa via variáveis instrumentais gerasse um coeficiente menor que via regressão com mínimos quadrados ordinários (“MQO”). Cabe aqui um breve resumo dos destaques obtidos.

Angrist e Krueger se basearam em uma lei de alguns estados americanos que permite que os estudantes do ensino médio abandonem os estudos quando chegam à uma idade mínima. Os autores enxergaram uma oportunidade de fazer um experimento aleatório quando perceberam que em uma mesma série havia alunos que faziam aniversário no começo do ano (primeiro trimestre) e outros apenas no final do ano (último trimestre), criando uma diferença de escolaridade de até 12 meses entre os alunos que escolheram abandonar os estudos. O trimestre do nascimento foi utilizado como variável instrumental para escolaridade. É certo que a amostra tem seu viés de seleção, mas genialidade do experimento não pode ser menosprezada.

Curiosamente, o coeficiente de variável instrumental foi maior que o coeficiente de MQO. Como este resultado não condiz com a teoria, a explicação aceita em geral para o fenômeno é que o erro de medida associado às variáveis instrumentais pode ser bem menor que o associado à variável escolaridade em OLS, de forma que o coeficiente da OLS fica mais subestimado que o coeficiente das variáveis instrumentais.

Pares de familiares e gêmeos também foram usados como instrumentos com base na crença que habilidades são características geneticamente comuns à família, principalmente à gêmeos univitelinos. Assim, quaisquer ganhos de salários associados à maior escolaridade serão livres do viés de habilidade que leva a auto-seleção, e voltaria a confirmar a teoria do capital humano. Os resultados indicaram que para pares intrafamiliares, o viés de habilidade aumentava o coeficiente MQO de 20% a 30%, enquanto os resultados mais aceitos para as regressões com gêmeos, de acordo com Card<sup>12</sup>, apresentam um viés do coeficiente MQO de 10-15%.

---

<sup>12</sup> CARD, D., The Causal Effect of Education on Earnings, p. 1851

## 3.2. Qualidade

### 3.2.1. Habilidades cognitivas

Os conceitos educação e escolaridade são frequentemente tratados como sinônimos, quando na verdade há diferenças significativas<sup>13</sup>. Como definido por Hanushek e Woessmann (2008), enquanto a escolaridade remete apenas ao tempo concluído no sistema escolar, a educação pode ser definida brevemente como o conhecimento e as habilidades que uma pessoa ganha ao longo da vida, e em especial as habilidades cognitivas. O desenvolvimento destas habilidades não tem na escolaridade sua única causa. Há muitos fatores que influenciam o que uma pessoa aprende ao longo da vida, como por exemplo a cultura em que se está inserido, influências de familiares, amigos e saúde. O conhecimento e as habilidades cognitivas e até não cognitivas<sup>14</sup> de uma pessoa podem ser desenvolvidos a partir da escola, mas não se limitam à essa instituição. Tendo em vista que, dentre esses muitos fatores que afetam o aprendizado e a capacidade cognitiva, o que está ao alcance de políticas públicas menos invasivas é de fato o aprendizado escolar, a discussão acerca da qualidade do ensino destas instituições torna-se extremamente relevante. Outros aspectos como a universalização do acesso à escola e turno em tempo integral também são de suma importância, mas só produzem efeitos significativos quando o que está sendo ensinado afeta positivamente as habilidades cognitivas do aluno. Desta forma, a qualidade do ensino através do desenvolvimento das habilidades cognitivas se torna fundamental para quaisquer ganhos de produtividade.

A importância da performance dos alunos em provas de matemática e ciências tem embasamento teórico em Romer (1990): países que formam alunos com alta capacidade nesses campos do conhecimento tendem a ter maiores contingentes de sua população dedicados à pesquisa e desenvolvimento, o que, por sua vez, causaria avanços tecnológicos e produtivos. No campo empírico, Bishop confirmou em seu estudo de 1992 que pelo menos para os Estados Unidos, haveria uma relação entre os resultados de testes de matemática e a determinação da produtividade individual e renda<sup>15</sup>.

Dadas as reflexões anteriores, vale expor artigos chave a favor das habilidades cognitivas como forma de mensurar a qualidade do capital humano. A linha de análise é

---

<sup>13</sup> HANUSHEK E. A., WOESSMANN, L., *The Role of Cognitive Skills in Economic Development*, p. 609

<sup>14</sup> Há cada vez mais um maior enfoque sobre as qualidades não cognitivas como essenciais para o mercado de trabalho. No entanto, este trabalho focará apenas nas habilidades cognitivas.

<sup>15</sup> HANUSHEK E. A., KIMKO, D. D., *Schooling, Labor-Force Quality and the Growth of Nations*, p. 1186.

bem recente e pouco explorada. No âmbito das comparações internacionais, *Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations*, por Hanushek e Kimko, analisa os efeitos da qualidade da educação no crescimento da economia, enquanto *Quality-consistent estimates of international schooling and skill gradients* por Hanushek e Zhang o fazem analisando os efeitos nos salários.

Hanushek e Kimko usaram qualidade da força de trabalho, medida pelo desempenho em provas internacionais, anos de escolaridade, e outros controles em uma regressão contra crescimento econômico de mais de 70 países. Eles encontraram que as habilidades cognitivas têm um efeito positivo e significativo no crescimento econômico do período analisado de 1960 até 1990, muito maior que o efeito do que os anos de escolaridade sobre crescimento, que vira não significativo quando da inclusão das habilidades cognitivas. Mais especificamente, encontraram que resultados um desvio padrão acima da média impactariam crescimento anual positivamente em aproximadamente 1,4% ao ano. Além disso, a inclusão da qualidade da força de trabalho, variável independente que agrega os resultados das provas, aumentou o poder explicativo da regressão de 33 a 73%. Os autores acharam, também, que incluir mais variáveis explicativas na regressão não alterou significativamente o efeito positivo das habilidades cognitivas sobre o crescimento.

Hanushek e Kimko<sup>16</sup> verificam se o resultado encontrado é devido a causalidade ou se existem outros fatores não observados que poderiam afetar tanto a qualidade da educação ou o crescimento do PIB. Portanto, se torna necessário isolar estes efeitos. Com esta finalidade, eles decidem considerar apenas o mercado de trabalho americano. A diferença é que consideram também o efeito do desempenho acadêmico dos trabalhadores imigrantes dos EUA no crescimento do país. A ideia é que os trabalhadores que concluíram o secundário fora dos EUA, ao vir trabalhar no país, afetariam o crescimento da economia apenas via sua qualidade como trabalhador. O crescimento dos EUA não poderia afetar a qualidade do trabalhador já que este se formou em outro país, assim expurgando o viés das variáveis não observadas. A medida de qualidade do país de origem do trabalhador, caso ele seja imigrante, é dada pela média da pontuação do país de origem nos testes internacionais. O resultado encontrado anteriormente se mantém.

---

<sup>16</sup> HANUSHEK E. A., KIMKO, D. D., *Schooling, Labor-Force Quality and the Growth of Nations*.

Hanushek e Zhang<sup>17</sup> também abordam as falhas da utilização de escolaridade como medida de capital humano. Eles mencionam que a decisão de permanecer na escola pode sofrer viés de variáveis omitidas, sendo uma delas a habilidade do aluno. Alunos com desempenho maior escolheriam permanecer na escola, viesando o retorno da escolaridade para cima – o notório viés de autoseleção. Os autores decidem utilizar uma medida de habilidades cognitivas para ajustar a escolaridade pela variação de qualidade entre os períodos analisados e entre os países.

O estudo utiliza dados da *International Adult Literacy Survey* (IALS) que testa a alfabetização e proficiência matemática básica (doravante chamados de habilidades básicas) para uma amostra da população de 15 a 65 anos de idade de 1994 a 1998, para diversos países. Os autores então coletaram dados de 13 países que possuem informações completas de ganhos individuais anuais, e os regressaram nas variáveis independentes habilidades cognitivas, escolaridade e controles como gênero, experiência profissional, área rural, etc. O impacto da escolaridade no retorno anual encontrado foi de 0,071, diminuindo para 0,059 quando incluída a medida de alfabetização e habilidades cognitivas. Mais ainda, quando retiram a variável habilidades cognitivas e incluem controles à regressão da escolaridade, o coeficiente da escolaridade cai ainda mais para 0,044, valor significativamente abaixo da média da literatura. Os testes IALS medem apenas habilidades básicas, que por sua vez já demonstraram uma imensa discrepância no efeito da variável tão utilizada como proxy para capital humano no passado na literatura.<sup>18</sup> Se entendemos que o rendimento anual é reflexo da produtividade do trabalhador, este estudo demonstra a maior relevância de habilidades cognitivas na eficácia da mão de obra.

Os artigos *Human Capital and Development: The Legacy of European Settlements in Brazil* de Rocha, Ferraz e Soares, e *The relationship between school performance and future wages in Brazil* de Curi e Menezes-Filho focam na análise da qualidade da educação no Brasil. O primeiro analisa os efeitos da qualidade do capital humano sobre o crescimento da economia, enquanto o segundo o faz para os salários dos trabalhadores.

O artigo de Rocha, Ferraz e Soares (2013) utiliza a condição de experimento quase natural criada pela política de assentamento de imigrantes em São Paulo no final do século

---

<sup>17</sup> HANUSHEK E. A., ZHANG, L., Quality-consistent estimates of international schooling and skill gradients.

<sup>18</sup> HANUSHEK E. A., WOESSMANN, L., The Role of Cognitive Skills in Economic Development, p. 623

XIX para analisar o efeito do maior nível de capital humano destes imigrantes no desempenho econômico da cidade no longo prazo. Eles utilizam os assentamentos como variáveis instrumentais para níveis de alfabetização através do método dos mínimos quadrados em dois estágios. Eles acham que os assentamentos elevaram os níveis de alfabetização das regiões com assentamento em 3 a 5%. Na segunda fase da regressão, encontraram que os 5 pontos percentuais a mais no nível de alfabetização, causado diretamente pelos assentamentos, significou um aumento de 10-12,5% em renda per capita hoje. Para explicar o canal pelo qual o maior capital humano afeta a renda per capita, os autores se utilizam da teoria que opta pelo capital humano melhorando diretamente a produtividade do trabalhador e via externalidades da produtividade.

No que tange retornos individuais da educação, Andréa Zaitune Curi e Naércio Menezes-Filho buscam explicar a relação entre performance acadêmica (a qualidade da educação recebida), e seu impacto nos salários futuros. O método utilizado é o pseudo painel, que ao invés de acompanhar o mesmo grupo de pessoas durante o tempo, utiliza dados de diferentes pessoas a cada período ao longo dos anos. As únicas restrições são que todos os dados coletados devem pertencer a pessoas que nasceram no mesmo ano e permaneceram no mesmo estado de 1995 até o ano 2000. O estudo mede o desempenho de matemática na prova SAEB, aplicada nacionalmente no último ano do segundo grau, no salário recebido 5 anos após a prova. As informações sobre salários em 2000 são coletadas pelo Censo Nacional. Após controles para raça, sexo e estado, o resultado encontrado diz que 10% de aumento de proficiência aumenta o salário recebido em 3%.

Como colocado por Hanushek e Woessman (2008) em um estudo extenso sobre os efeitos das habilidades cognitivas sobre o crescimento econômico e retornos individuais, o fato de se encontrar retornos salariais pequenos ou não estatisticamente diferentes de zero para escolaridade quando se controla para medidas de qualidade como as habilidades cognitivas não significa dizer que escolaridade não importa, apenas que a escolaridade serve de canal para a variável que realmente causa o impacto na qualidade de vida futura dos alunos em questão. Aumentar escolaridade não necessariamente aumenta a capacidade do aluno.

### **3.2.2. Razão aluno-professor**

Salas com turmas menores podem propiciar ensino de melhor qualidade. Com a razão aluno-professor mais baixa, é teoricamente possível que o docente dê mais atenção

a cada pupilo, sanando dúvidas e observando mais proximamente os seus desempenhos. No entanto, a escolha pelo tamanho da turma é altamente correlacionada com outras variáveis como o perfil socioeconômico da área da escola e até mesmo o desempenho do aluno – alunos que estão passando por dificuldades acadêmicas podem ser colocados em turmas remediais, frequentemente menores, para maior atenção docente.

Glass, Cahen, Smith e Filby encontraram que turmas menores aumentam o resultado de provas dos alunos. Já Card e Krueger acharam que razões aluno-professor mais baixas estavam relacionadas ao salário recebido mais para frente quando o aluno se juntava ao mercado de trabalho. Muitos destes resultados foram questionados mais à frente por economistas como Hanushek e Heckman<sup>19</sup>.

Oportunamente, Angrist e Lavy utilizaram uma política israelense de determinação do tamanho das turmas que determinava turmas de 40 alunos no máximo a partir de uma regra escrita no Talmude, obra judaica sagrada. A partir de 41 alunos, seria criada mais uma turma para metade dos alunos, e a quantidade de alunos por turma passaria a ser na média 20,5. Esta descontinuidade criada pela regra e a exogeneidade da mesma possibilitou seu uso como variável para análise dos efeitos de tamanho da turma no desempenho dos alunos. Os autores utilizaram como medida do desempenho uma prova aplicada anualmente aos alunos da terceira e quarta série que testava habilidades matemáticas e de leitura. O artigo encontra uma correlação negativa (coeficiente de -0,27 na média) entre desempenho em ambas as matérias e tamanho da turma para alunos da quinta série usando VI, enquanto para alunos da quarta série o coeficiente de tamanho de turma é significativamente diferente de zero, e negativamente correlacionado com o desempenho, apenas para leitura<sup>20</sup>. Ao regressir para alunos da terceira série, não foram encontradas evidências estatisticamente diferentes de zero<sup>21</sup>.

Os autores não observaram um resultado claro no caso dos efeitos de tamanho de turma. Para a literatura existente, o resultado tanto de tamanhos de turma quanto outras medidas como maior treinamento de professores e mais investimento financeiro nas escolas tem resultados controversos<sup>22</sup>.

---

<sup>19</sup> ANGRIST, J. D., LAVY, V., Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class on Scholastic Achievement, p. 534

<sup>20</sup> Ibid., p. 554 e 556

<sup>21</sup> Ibid., p. 562

<sup>22</sup> HANUSHEK E. A., WOESSMANN, L., The Role of Cognitive Skills in Economic Development, p. 659

### 3.2.3. Escolaridade do professor

Outra maneira de melhorar a qualidade recebida por um aluno é através da maior capacitação dos professores. Como a qualidade de um professor é uma característica dificilmente mensurável e posta em termos quantitativos, alguns estudiosos sugeriram utilizar a escolaridade como forma mensurável da capacitação de cada professor. O artigo “Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading” de Jere R. Behrman e Nancy Birdsall utiliza a escolaridade dos professores brasileiros como proxy para qualidade da educação recebida pelo aluno. Usando os dados do Censo de 1970, os autores fazem uma equação de Mincer utilizando como variáveis independentes a escolaridade da amostra de homens de 15 a 35 anos, e a escolaridade média por município de todos que se declararam professores do ensino básico ou superior. Eles argumentam que a escolaridade do professor é uma proxy boa o suficiente para a qualidade da educação recebida.

Os autores utilizam 3 hipóteses para possibilitar a inclusão da variável qualidade:

- 1) A qualidade da educação varia entre regiões, estados e municípios.
- 2) Os indivíduos não migram para obter educação de maior qualidade
- 3) A qualidade da educação é determinada por recursos públicos centrais, logo não há um custo adicional local para obter educação de maior qualidade – a qualidade é exógena.

As duas últimas hipóteses permitem que a qualidade da educação seja exógena ao indivíduo. Se, por acaso, as pessoas pudessem migrar para obter maior qualidade, alunos bons escolheriam perseguir educação melhor e o estudo não capturaria somente retornos a qualidade da educação mas também os retornos a capacidade inerente desses alunos, que influenciou suas escolhas. Se os indivíduos escolhem a quantidade de educação até o ponto em que os retornos marginais de se educar (fluxo de renda futuro) igualem aos custos marginais de se educar, então pode-se dizer que, em áreas com educação de maior qualidade, haverá indivíduos escolhendo se educar mais *vis-à-vis* outras áreas, devido ao maior retorno marginal desta educação.

Dentre os possíveis defeitos de utilizar a escolaridade média dos professores em cada município, está primeiramente o fato que tirar uma média de cada estado, significa igualar a qualidade para todo o estado, o que pode aumentar o erro do coeficiente. Outra questão que surge vem de assumir que a qualidade da escolaridade de cada professor é a

mesma. Sendo improvável que isto reflita a realidade, esta questão também traz erros de medida ao coeficiente de qualidade. Ao omitir outros fatores que afetam a qualidade do ensino, pode acontecer que a medida de qualidade utilizada aqui capture esses outros efeitos. Um outro ponto que traz problemas à medição correta é a possibilidade de migração por trabalho, e o fato de algumas pessoas não terem sido escolarizadas aonde trabalham. Finalmente, Behrman e Birdsall também mencionam outros fatores que podem afetar os salários futuros e que não foram incluídos como: condições escolares, educação média do município, hábitos de leitura, ambiente familiar, etc. Os pesquisadores encontram que de fato os coeficientes da escolaridade na equação de Mincer regular diminuem ao incluir variável de qualidade, embora seus coeficientes não tenham sido estatisticamente significantes. Eles encontram que quando incluem a medida de qualidade, diferenças não explicadas entre escolaridade das regiões do Brasil, e entre regiões urbanas e rurais na especificação original são bastante reduzidas, diminuindo bastante o impacto da escolaridade nos salários.

Heyneman e Loxley (1983), encontraram evidências a favor da qualidade do professor e da escola no resultado acadêmico de vários países. Interessantemente, encontraram que para países mais pobres, estes dois fatores explicavam de 80% a 90% das variâncias nos resultados das provas internacionais aplicadas, enquanto explicavam cerca de 20% a 30% para países como Austrália, Escócia e Suécia.

Ainda, em outro estudo seu, Birdsall (1985) examina o desempenho de crianças brasileiras em 1970 de 8 a 15 anos de idade, regredindo em escolaridade da criança e variáveis construídas que medem qualidade da oferta do ensino e controles. Ela utiliza a quantidade de gastos por aluno e a escolaridade dos professores, segregando em áreas rurais e urbanas, como medidas de qualidade. Um ponto interessante aqui é que a autora justifica o uso da escolaridade do professor porque trabalhos evidenciaram que há uma correlação entre a escolaridade do professor e outros aspectos de qualidade de uma escola, como disponibilidade de livros, características dos colegas e dependências físicas<sup>23</sup>. Outra razão na visão da autora para justificar o uso da escolaridade dos professores é que ao mesmo tempo em que a variável captura aspectos específicos de escolas locais, a alta frequência com que professores migram entre cidades acaba por amenizar a persistência das características específicas do lugar onde aquele professor recebeu sua educação

---

<sup>23</sup> BIRDSALL, N., Public Inputs and Child Schooling in Brazil, p. 73



quando criança, evitando um erro sistemático. Embora os coeficientes não tenham sido estatisticamente significantes, a direção do efeito da variável escolaridade média dos professores foi positiva.

A partir da bibliografia diversa e consistente exposta nesta seção, pode se concluir que um estudo que queira medir o efeito que a educação tem sobre a produtividade do trabalhador deve buscar fazê-lo através de medidas de qualidade da educação, e não apenas do nível de escolaridade.

#### **4. Fonte de Dados**

A base de dados escolhida para a parte empírica deste trabalho foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), confeccionada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A seguir, uma definição mais precisa dos microdados da PNAD, fornecida pelo IBGE em seu site:

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD investiga anualmente, de forma permanente, características gerais da população, de educação, trabalho, rendimento e habitação e outras, com periodicidade variável, de acordo com as necessidades de informação para o País, como as características sobre migração, fecundidade, nupcialidade, saúde, segurança alimentar, entre outros temas. O levantamento dessas estatísticas constitui, ao longo dos 45 anos de realização da pesquisa, um importante instrumento para formulação, validação e avaliação de políticas orientadas para o desenvolvimento socioeconômico e a melhoria das condições de vida no Brasil.

Outra opção de base de dados a ser utilizada era a do Censo demográfico de 2010. Embora o Censo demográfico seja o levantamento descritivo mais detalhado do país, com o uso da Pnad há a conveniência de uma variável para anos de escolaridade, extremamente necessária neste trabalho.

## 5. Estratégia Empírica

Os objetivos deste estudo são quantificar o efeito da qualidade da educação sobre a produtividade do trabalhador brasileiro através de seu salário, além de verificar se e como a presença da variável de qualidade modifica o efeito dos anos de escolaridade do aluno sobre sua produtividade. Esse estudo abrangerá todos os estados do Brasil.

Para tal, será rodada uma equação de Mincer em Mínimos Quadráticos Ordinários log-nível usando dados de corte transversal para o ano de 2011. A variável dependente utilizada será o logaritmo natural do rendimento mensal da ocupação principal na semana de referência ( $\ln Y$ ). As variáveis independentes utilizadas serão: escolaridade, medida em anos de estudo ( $S$ ), experiência no mercado de trabalho ( $E$ ), experiência no mercado de trabalho ao quadrado ( $E^2$ ), variáveis de controle em forma de *dummies*, variáveis que se ativam quando a característica de interesse é presente. Os controles são: cor/raça branca como  $X_1$ , sexo masculino como  $X_2$ , carteira de trabalho assinada como  $C$ , emprego no setor público como  $SP$ , e, finalmente, morador de zona urbana como  $U$ .

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 C + \beta_4 SP + \beta_5 U + \beta_6 E + \beta_7 E^2 + \beta_8 S + u_1 \quad (6)$$

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 C + \beta_4 SP + \beta_5 U + \beta_6 E + \beta_7 E^2 + \beta_8 S + \beta_9 Q + u_2 \quad (7)$$

Na segunda regressão incluirei uma variável indicadora da qualidade da educação do estado do indivíduo ( $Q$ ) confeccionada a partir de dados da PNAD de 10 anos antes. Esta variável mede a qualidade da educação recebida em 2001 e, portanto, afeta somente a coorte de pessoas que estava na escola ou na faculdade na época. Para garantir que esta coorte seja analisada na regressão, uma restrição adicional de idade foi colocada nos dados de 2011 para permitir indivíduos entre 25 e 30 anos. Estes indivíduos tinham entre 15 e 20 anos em 2001. A restrição começa em 25 anos de forma a garantir que maioria das pessoas já havia ingressado no mercado de trabalho.

A estratégia segue o que foi feito em Behram e Birdsall (1984) em vários aspectos: na elaboração da variável qualidade acima descrita, nas hipóteses utilizadas<sup>24</sup> e ainda na terceira regressão testada.

---

<sup>24</sup> Vide capítulo 3.2.3.

A terceira regressão terá uma outra forma funcional que inclui a escolaridade como função da variável indicadora de qualidade. Seja  $r$  o retorno da educação,  $\alpha_0$  o coeficiente e o restante das variáveis as mesmas que na equação 7.

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + r(Q)S + \alpha_2 E + \alpha_3 E^2 + u \quad (10)$$

Onde

$$r(Q) = r_0 + r_1 Q + r_2 Q^2 \quad (11)$$

Logo

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + (r_0 + r_1 Q + r_2 Q^2)S + \alpha_2 E + \alpha_3 E^2 + u \quad (12)$$

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + r_0 S + r_1 S * Q + r_2 S * Q^2 + \alpha_2 E + \alpha_3 E^2 + u \quad (13)$$

Cabe dizer que caso a qualidade tenha retornos decrescentes para uma quantidade  $S$  de educação,  $r_2$  será negativo e  $r_1$  positivo.  $r_1$  positivo significa que a primeira derivada da equação quadrática em (13) será positiva, e  $r_2$  negativo significa que a segunda derivada será negativa, o que representa retornos marginais decrescentes.

### 5.1. Variáveis

A escolha pelo logaritmo natural do rendimento mensal e não simplesmente o valor da renda mensal se dá para possibilitar retornos não lineares das variáveis. A variável dependente logaritmo natural do salário permite que o efeito marginal da escolaridade, por exemplo, varie com o nível do salário recebido. Usando variáveis dependentes com logaritmos, se deve interpretar o efeito marginal das variáveis independentes como uma variação percentual do nível de salário<sup>25</sup>. Todos os coeficientes são interpretados da seguinte forma:

$$\beta_1: \% \Delta \ln Y = (100 * \beta_1) \Delta x. \quad (8)$$

A variável experiência foi confeccionada a partir de dados existentes. Segundo Mincer, a experiência é a idade do indivíduo subtraída de sua escolaridade e dos seus seis

---

<sup>25</sup> WOOLDRIDGE, J. M., *Introductory Econometrics: a Modern Approach*, p. 43

primeiros anos de vida anteriores ao ingresso na escola<sup>26</sup>. A necessidade da variável experiência elevada ao quadrado reflete a concavidade do perfil salário-idade. Dito de outra forma, a tendência ao longo da vida de um trabalhador é que seu salário cresça, mas cresça decrescentemente.

A variável qualidade do ensino pode ser considerada uma variável não observável. Afinal, o que determina a qualidade de uma escola? Seria leviano acreditar que apenas uma variável mensurável poderia representar corretamente toda a qualidade da escolaridade recebida - é provável que a qualidade verdadeira seja consequência de uma combinação de diversos fatores tidos como importante para o correto desenvolvimento acadêmico dos alunos, alguns já mencionados neste trabalho. Ao omitir qualquer variável de uma regressão, esta passa a fazer parte do erro da regressão,  $u_1$ . Se a variável omitida é relacionada com pelo menos uma variável independente, então:

$$E(u_1 | S, X_1, X_2, C...) \neq 0. \quad (9)$$

Onde uma das principais suposições para estimadores de MQO não viesados é quebrada: para qualquer valor das variáveis independentes da regressão, a média da variável não observada é diferente de zero. O efeito é que a variável independente relacionada com a variável omitida terá seu coeficiente viesado na direção da correlação das duas variáveis. No caso aqui proposto, se a qualidade é omitida e for relacionada com a escolaridade positivamente, então o coeficiente da escolaridade será viesado para cima.

É possível sanar este problema usando uma variável *proxy*, variável mensurável relacionada à variável omitida não observável que se pretende controlar na regressão. Assim, é possível controlar por pelo menos parte da qualidade da educação. Portanto, a variável *proxy* para qualidade vai ser criada a partir dos dados existentes da PNAD, seguindo o que foi feito por Behram e Birdsall (1983) da seguinte forma: será calculada uma média da escolaridade de todos os indivíduos que se declararam professores do ensino básico e superior (como ocupação principal na semana de referência) para cada unidade da federação. Esta variável será criada utilizando a base de dados da PNAD de 2001. Não haverá restrição de idade. A justificativa é que a qualidade do ensino depende da qualidade do professor responsável pela entrega daquele ensino. A forma de medir a qualidade deste mesmo professor será através da sua qualificação acadêmica, ou seja, sua escolaridade. Há de se impor a hipótese não muito realista de que a qualidade da

---

<sup>26</sup> Mincer (1974) assumiu que as crianças entravam na escola com 7 anos de idade.

escolaridade da geração de professores analisada é equiparável. As limitações inevitáveis desta variável serão discutidas mais à frente.

Finalmente, em regressões que incluem variáveis e suas versões elevadas ao quadrado (como  $E$  e  $E^2$ ) e termos de interação (como  $S*Q$ ), exigem interpretações diferentes das usuais<sup>27</sup>. O efeito da experiência sobre o logaritmo do salário na regressão (13), que também tem experiência<sup>2</sup> é:

$$\frac{\Delta \ln Y}{\Delta E} = \alpha_2 + 2\alpha_3 E \quad (14)$$

Para qualquer valor de  $E$ . Um ano de experiência no mercado de trabalho, portanto, deve ter efeito marginal de  $(\alpha_2 + 2\alpha_3)*100\%$  no salário.

No caso de  $S$ ,  $S*Q$  e  $S*Q^2$ ,  $r_0$  será o coeficiente da escolaridade quando a qualidade é igual a zero. Quando a qualidade é diferente de zero, para conseguir medir o efeito parcial da escolaridade, deve-se inserir um valor para qualidade da seguinte maneira:

$$\frac{\Delta \ln Y}{\Delta S} = r_0 + r_1 Q + r_2 Q^2 \quad (15)$$

Geralmente, se insere o valor médio de  $Q$ . No caso do valor médio de  $Q$  ser 5 anos, por exemplo, a escolaridade vai ter um efeito parcial marginal de  $(r_0 + r_1(5) + r_2(5^2))*100\%$  no salário.

Para capturar o efeito parcial da qualidade sobre o salário, se faz o mesmo:

$$\frac{\Delta \ln Y}{\Delta Q} = r_1 S + 2r_2 S \quad (16)$$

Onde a qualidade terá um efeito parcial marginal de  $(r_1 S + 2r_2 S)*100\%$  no salário.

## 5.2. Ajustes dos dados

Alguns ajustes se fizeram necessários. Primeiramente, qualquer valor ausente foi apagado da base. A variável escolaridade tomava valores de 1 a 17. O valor “1” era referente a quem tinha zero ou menos de um ano de estudo e o valor “2” para quem tinha

---

<sup>27</sup> WOOLDRIDGE, J. M., *Introductory Econometrics: a Modern Approach*, p. 70 e 197.

1 ano de estudo – havia uma defasagem entre o valor tomado e os anos de estudo. A variável escolaridade foi decrescida de 1, de forma com que zero ou um ano de estudo tomasse agora o valor “0” corrigindo a defasagem que havia em todos os valores. O valor “17” que identificava respostas indisponíveis foi devidamente apagado. O mesmo foi feito para a base de 2001, a partir da qual foi confeccionada a variável qualidade.

A variável de controle raça também foi alterada. Inicialmente, podia tomar os seguintes valores: “2” se branca, “4” se Preta, “6” se amarela, “8” se parda, “0” se indígena, “9” se sem declaração. Os valores “9” foram apagados da base, e todos os valores a não ser “2” foram transformados em “0”, e “2” transformada em “1”, de modo com que a variável se torne uma dummy para quem é branco e o coeficiente da raça na regressão meça a diferença de salário entre quem se declara branco e todo o restante.

Uma alteração importante foi feita à variável salário, que indica o rendimento mensal da ocupação principal na semana de referência da pesquisa. Sendo um campo em branco, onde o entrevistado poderia inserir o valor que desejasse, foram encontradas 940 observações (3,58% da amostra) que alegavam receber mais de um bilhão de reais por mês e que afetaram a regressão. A decisão foi excluir essas 940 observações, julgadas como respostas fictícias.

Por fim, todas as regressões foram ponderadas usando a variável “peso da pessoa” ou v4729.

### **5.3. Análise Descritiva**

Ao separar a escolaridade média em anos por unidade da federação somente para os indivíduos com idade entre 25 e 30 anos, podemos ver que a o alcance da escolaridade em 2011 vai do mínimo de 8,4 anos, no estado de Alagoas, para 11,3 anos no Distrito Federal - uma diferença de 2,9 anos. A escolaridade média da coorte no Brasil ficou em 9,9 anos. Observa-se uma imensa discrepância entre as regiões do Norte e Nordeste, que têm escolaridades médias muito mais baixas que as demais regiões.

A escolaridade média por UF dos que se declararam professores em 2001, a variável qualidade, está representada no gráfico 2. Aqui, a escolaridade média mínima é de 10,3 no Maranhão contra o máximo de 13,8 anos de escolaridade no estado de Mato Grosso do Sul, uma diferença de 3,5 anos. A média para o país é de 12,7 anos. Embora a diferença

do valor máximo para o mínimo seja maior, os resultados da amostra são mais uniformes do que os resultados apresentados para 2011. A média do Estado do Maranhão está bem abaixo do restante, com o próximo valor mais sendo exato 1 ano maior: 11,3 para Alagoas.

Os rendimentos mensais da ocupação principal na semana de referência, ou a variável salário, tem um comportamento muito parecido com o da escolaridade média. Os valores mais baixos são os dos estados das regiões Norte e Nordeste. O salário mais alto é encontrado no Distrito Federal, em R\$1.917,46 sendo mais de duas vezes o salário mais baixo, no estado do Piauí, a R\$637,64 mensais. Isto configura uma variação de R\$1.279,82 para o país. A média brasileira da coorte examinada se encontra em R\$1.137,98.

A correlação entre o salário e a escolaridade em 2011 está nítida no gráfico 4. Os vales do salário são encontrados onde a escolaridade média é menor e o oposto é verdadeiro para os picos de salário.

Por fim, há 3 gráficos ilustrando a relação entre o salário e as variáveis controle (gráficos 5, 6, 7). É bem nítida a necessidade da inclusão destas variáveis. Se não fossem incluídas e fossem correlacionadas às outras variáveis independentes causariam grandes distorções nos resultados.

Em termos de diferença salarial para carteira assinada e o setor informal, a região que tem a maior diferença entre os salários é o Nordeste, cuja diferença média é de R\$361,46 e o menor o Sul, cuja diferença média é de aproximadamente R\$60,00.

Para diferenças entre os setores público e privado, a UF com a maior diferença média é o Distrito Federal, em R\$4.604,76. A região com maior diferença é a Sul, com R\$1.267,09, enquanto o sudeste tem a menor diferença, em R\$1.058,57.

Em termos de diferenças salariais entre zonas rurais e urbanas, a maior diferença é da região Nordeste, em R\$547,70, e a menor, na região Sul, em R\$406,16.

A conclusão após esta breve observação das variáveis de controle é que, dentre as idiosincrasias salariais brasileiras, a que mais se destaca é a diferença entre os setores público e privado. Se podemos usar o salário como proxy para o desenvolvimento da área rural versus a urbana, pode-se dizer que a urbana é de fato economicamente menos aquecida e, por isso, pode ocorrer de as escolas rurais terem menos receita para



investimentos em qualidade em relação às urbanas. O trabalhador do setor informal também tem poder de compra relativo menor e portanto também é de se esperar que, se escolas privadas com alta qualidade precisam de mais recursos para tal, elas devem cobrar mensalidades maiores e excludentes a grande parcela dos trabalhadores informais. Finalmente, o gráfico 8 mostra a relação crescente e côncava salário – idade.

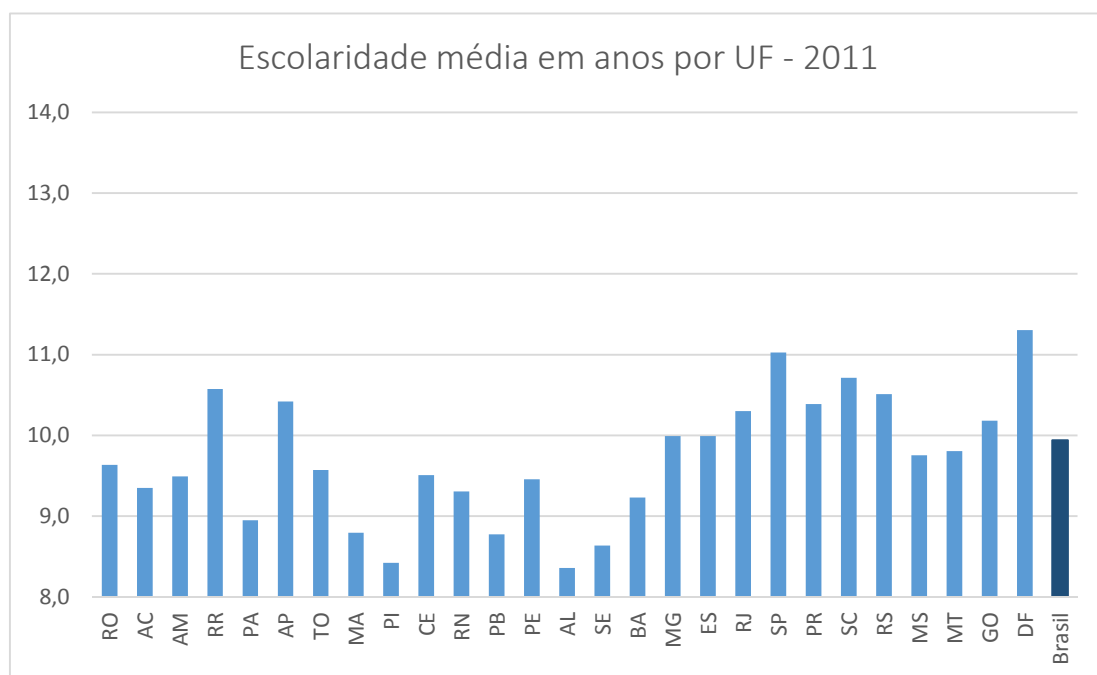


Gráfico 1 - Escolaridade média em anos por UF - 2011

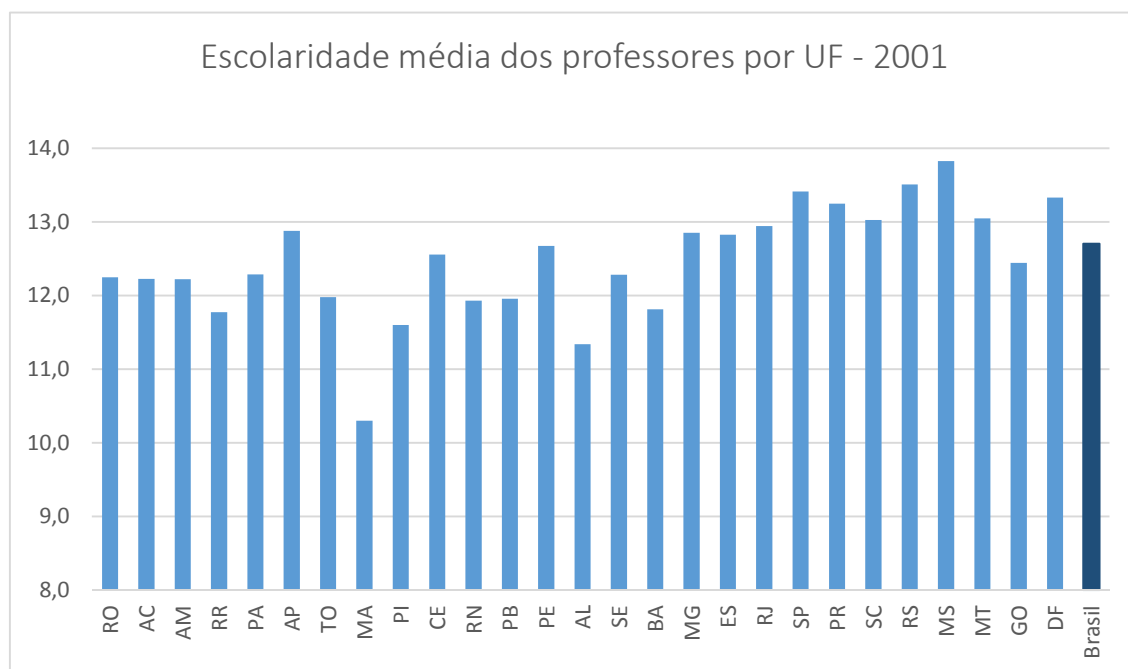


Gráfico 2 - Escolaridade média dos professores por UF - 2001

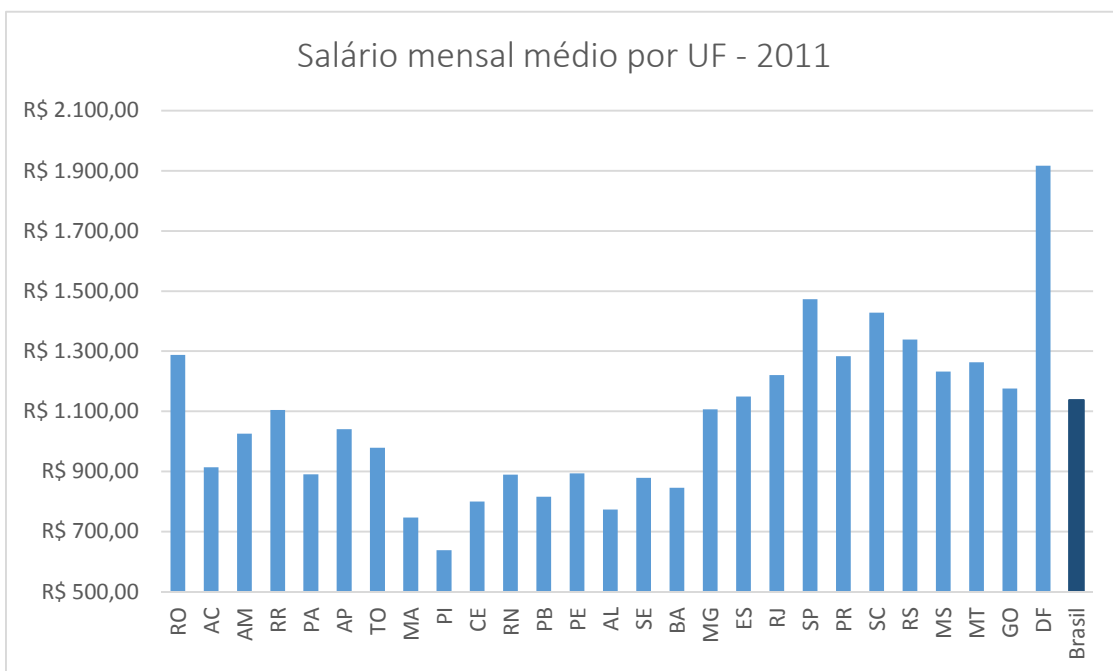


Gráfico 3 - Salário mensal médio por UF - 2011

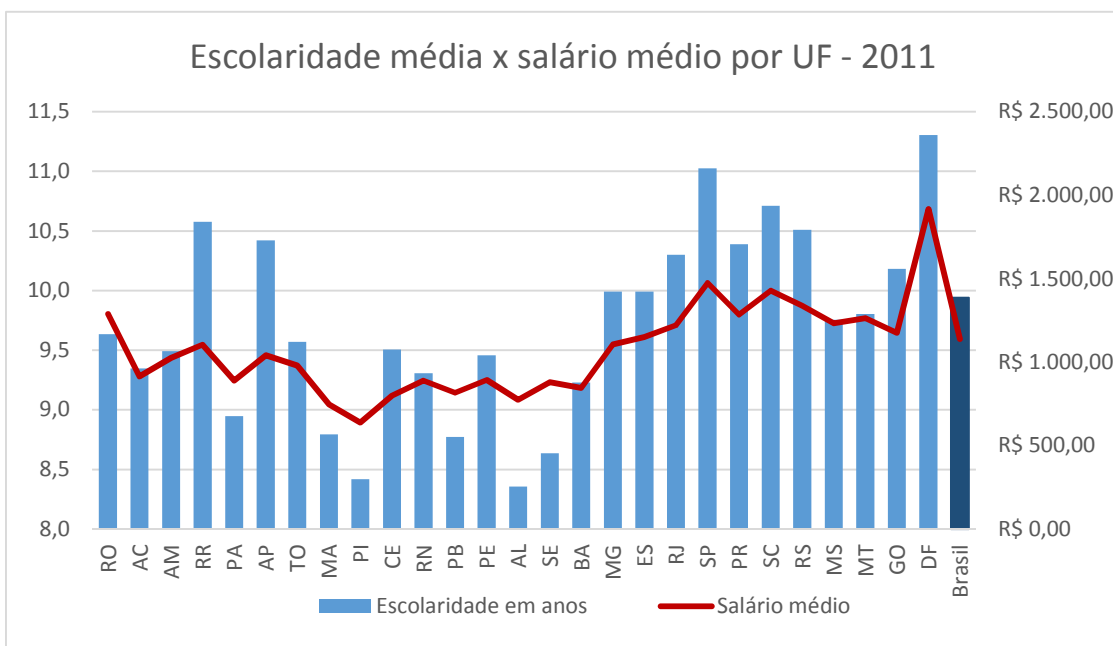


Gráfico 4 - Escolaridade média x salário médio por UF - 2011

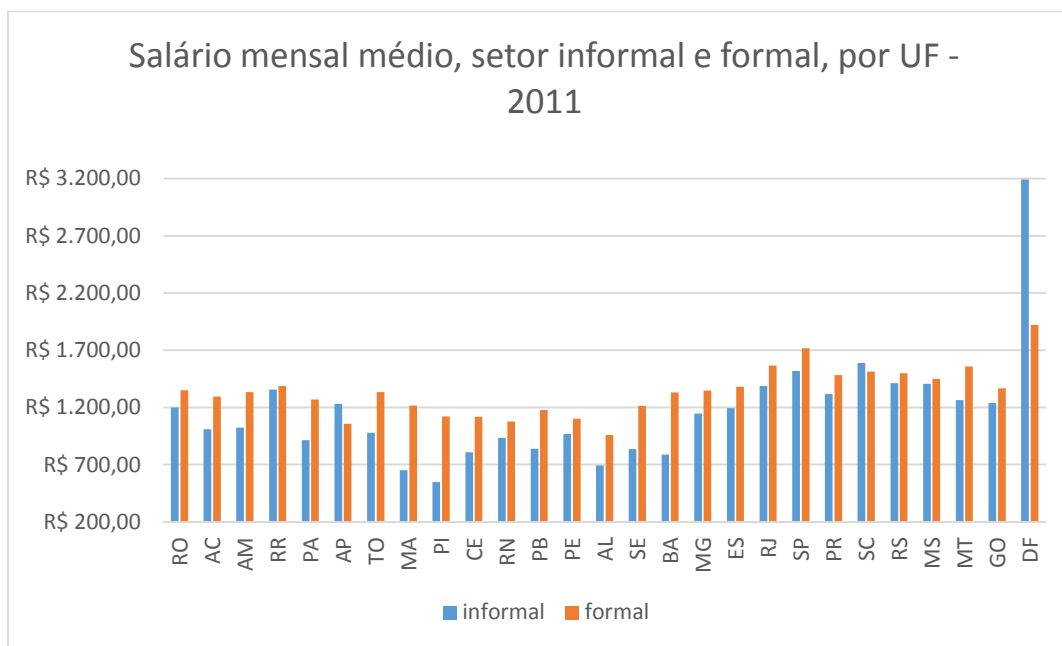


Gráfico 5 - Salário mensal médio, setor informal e formal, por UF - 2011

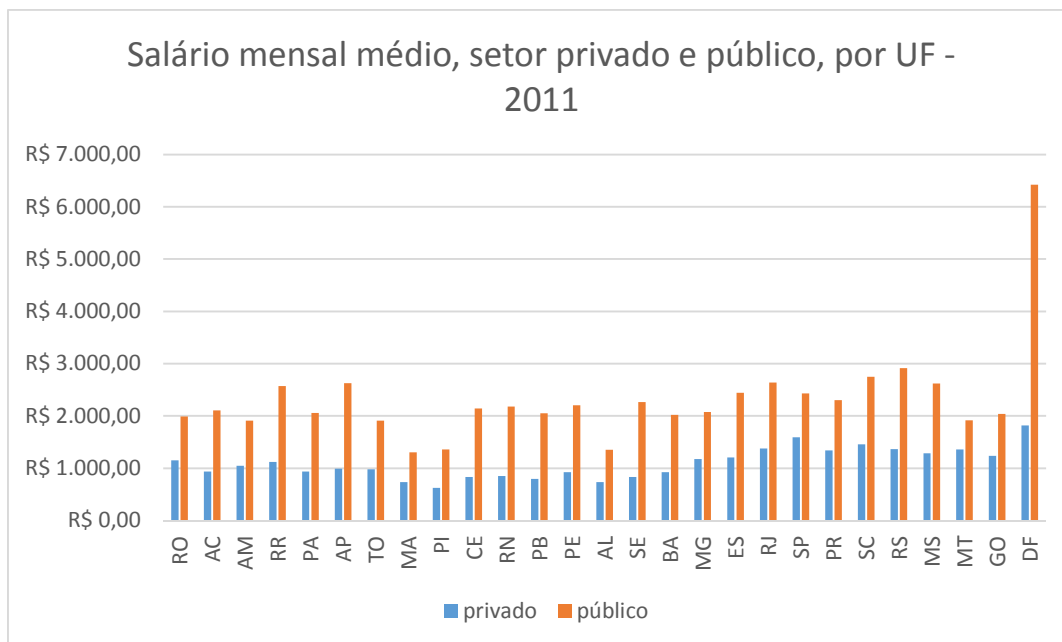


Gráfico 6 - Salário mensal médio, setor privado e público, por UF - 2011

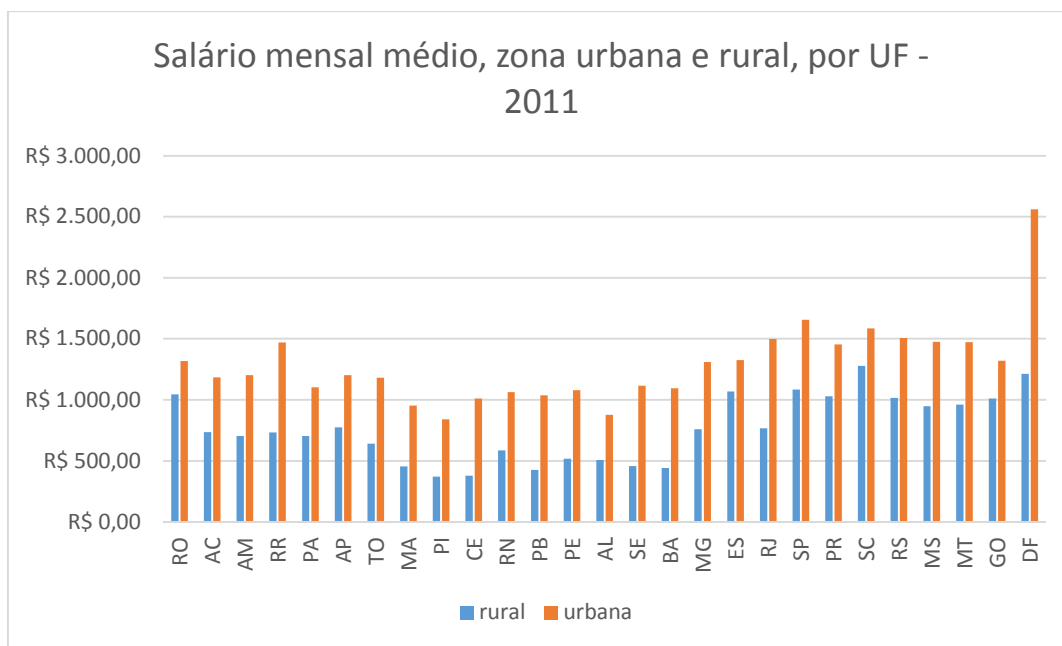


Gráfico 7 - Salário mensal médio, zona urbana e rural, por UF - 2011

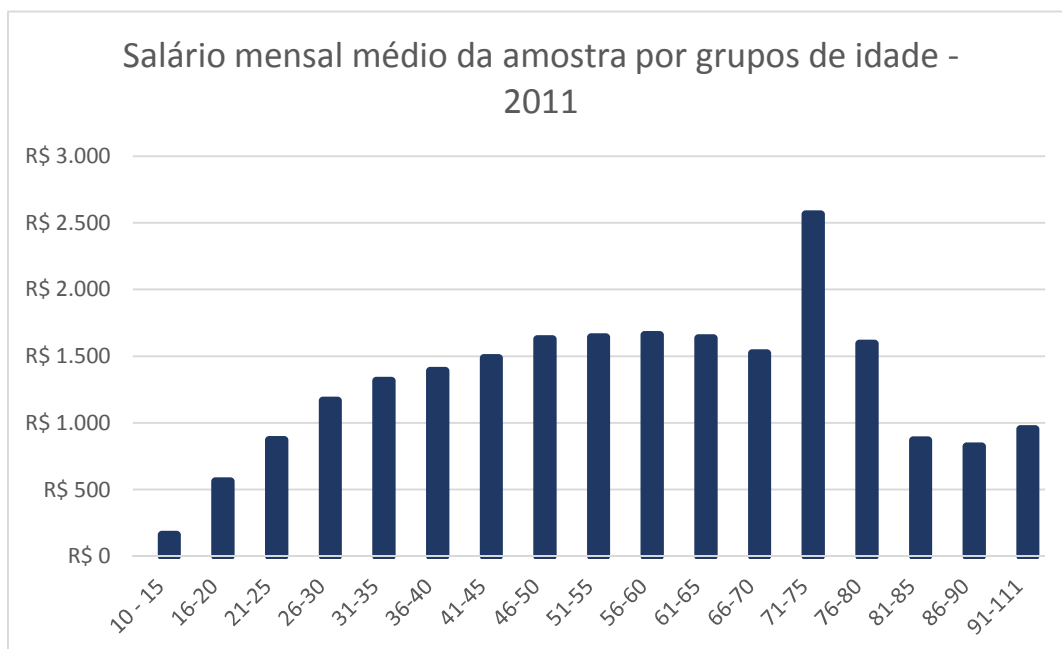


Gráfico 8 - Salário mensal médio da amostra por grupos de idade - 2011

## 6. Resultados

### 6.1. Resultados iniciais

Os resultados obtidos foram significantes para todas as variáveis usadas nas três especificações. O nível de significância utilizado foi de 5%. Ou seja, uma hipótese nula que pretende inferir que um coeficiente da regressão é igual a zero vai ser rejeitado a um grau de significância de rigor mínimo em 5%. Os p-valores são números estatísticos atribuídos a cada variável que determinam o menor grau de significância (ou o maior grau de rigor), a qual uma hipótese sobre um coeficiente, como a acima, seria rejeitada. Os p-valores de todas as variáveis estão na faixa de 0,1%, valor ainda mais confiável que o nível de significância de 5%.

A primeira regressão da coluna (1) encontra um coeficiente para salário de homens 39% maior do que mulheres. Este valor se mantém aproximadamente nesta média através das três especificações. Pessoas consideradas brancas recebem 19% a mais de salário mensal que o restante. Ter carteira de trabalho assinada aumenta o salário em 30%. Quem trabalha no setor público recebe 40% a mais do que quem trabalha no setor privado, e quem mora em zona urbana recebe 33% a mais do que quem mora em zona rural.

Os coeficientes da experiência e experiência ao quadrado não foram na direção esperada. Para todas as especificações, o coeficiente da experiência foi negativo em cerca de -0,06, enquanto o coeficiente encontrado para a experiência ao quadrado foi positivo em 0,004. Com mais anos de experiência no trabalho se espera que haja um aumento da produtividade com a qual o trabalhador empenha suas tarefas, de forma a eventualmente se sobressair e ganhar um aumento no seu salário. Se espera também que estes ganhos vindos da maior experiência diminuam com o tempo, o que daria um coeficiente negativo à variável experiência ao quadrado. Uma razão possível para o resultado com direção oposta ao esperado é que, ao restringir a idade de 25 a 30 anos, a experiência não é muito relevante pois há pouco tempo de experiência no trabalho.

Finalmente, a escolaridade tem um efeito marginal de 12,9% de aumento no salário. Este resultado está em linha com o esperado. Em termos de magnitude, é consideravelmente mais baixo ao encontrado por Barbosa Filho e Pessôa para as Pnads

de 2002 a 2009, que ficou entre 19% e 21%, mas está em linha com o que os autores dizem ser os valores geralmente encontrados na literatura – entre 10% e 20%<sup>28</sup>.

A regressão da coluna (1) tem um coeficiente de determinação, também chamado de  $R^2$ , de 37,1%. O coeficiente de determinação é a razão da variação explicada pelas variáveis independentes sobre a variação total da regressão<sup>29</sup>. Portanto, as variáveis selecionadas explicam 37,1% das variações no salário.

Ao adicionar a variável qualidade na regressão (2), as variáveis homem, setor público, experiência e experiência ao quadrado mantiveram os valores dos seus coeficientes. A variável escolaridade também não sofreu grandes alterações, tendo seu coeficiente minimamente reduzido em 0,003 para 0,126. O fato do coeficiente da escolaridade ter reduzido corrobora com maioria da literatura apresentada neste trabalho, mas a magnitude da redução neste trabalho foi quase inexistente.

Dentre as variáveis que tiveram seus coeficientes reduzidos estava branco, cujo efeito caiu de 19% do salário para 12%. Isto pode significar que antes de incluir uma variável de qualidade, a variável branco estava enviesada para cima. Ou seja, parte do prêmio salarial de quem se considera branco estava sendo puxada para cima por uma qualidade maior da educação. Isso pode significar que a população branca tem acesso a professores mais qualificados. Isto faz sentido quando se entende que um professor mais qualificado geralmente opta por trabalhar no setor privado, onde há possibilidade de salários melhores. O perfil socioeconômico brasileiro corrobora com isso já que a maioria dos brasileiros de classe econômica mais alta são, em sua maioria, brancos, e logo tem mais acesso às escolas pagas com melhores professores.

Outra variável cujo coeficiente caiu ao adicionar qualidade foi a carteira de trabalho assinada, de 30% para 26%. Trabalhadores que tem uma educação de maior qualidade geralmente são mais aptos a concorrer às vagas formais de trabalho, (que oferecem mais segurança, benefícios, etc) enquanto trabalhadores que tem uma educação de pior qualidade são menos competitivos no mercado de trabalho formal, apresentando maiores chances de ingressar no mercado de trabalho informal.

---

<sup>28</sup> VELOSO, F.; FERREIRA, P. C.; GIAMBIAGI, F.; PESSÔA, S., Desenvolvimento Econômico: Uma perspectiva brasileira, p. 216

<sup>29</sup> WOOLDRIDGE, J. M., Introductory Econometrics: a Modern Approach, p. 40

A variável urbana também tem uma queda significativa de um aumento marginal no salário de 33% para um novo efeito marginal de 27%. Novamente, esta variável também estava sendo superestimada quando da omissão da qualidade do ensino, de forma com que se possa concluir que o ensino das áreas urbanas tem melhor qualidade do que o ensino da área rural do Brasil. Áreas urbanas geralmente têm mais oportunidades de emprego, atraindo um grande contingente de pessoas. Professores bons, portanto, podem preferir trabalhar nas cidades por ter mais oportunidades de emprego e melhores salários.

Finalmente, a variável qualidade causa um aumento marginal no salário de 19,2%, resultado positivo e significativo conforme o esperado. O coeficiente é significativo e tem magnitude maior do que a variável escolaridade. Isto corrobora com a bibliografia analisada nessa monografia, que preza pela importância da qualidade na mensuração dos efeitos da escolaridade sobre o salário. Embora qualidade apareça como positiva e significativa, seu efeito sobre a escolaridade do indivíduo no sentido da redução do último foi mínimo. O que se pode concluir é que a variável qualidade medida através da escolaridade média do professor em 2001 por unidade federativa é complementar, de certa forma, à escolaridade recebida, a ponto de não diminuir em grandes proporções o efeito da escolaridade. As variáveis da regressão (2) explicam 39,9% do logaritmo do salário recebido.

A coluna (3) apresenta a última especificação, conforme Behram et. al. Os coeficientes permanecem os mesmos que a segunda regressão, exceto pela escolaridade, que dá um salto para um coeficiente de 0,484. Esse coeficiente só poderá ser interpretado como o efeito marginal no salário quando  $S*Q$  e  $S*Q^2$  tiverem a variável qualidade zerada. Ou seja, um ano de escolaridade sem qualidade aumentaria o salário em 48%. Este resultado não parece plausível. As variáveis escolaridade multiplicada por qualidade,  $S*Q$ , e escolaridade multiplicada por qualidade ao quadrado,  $S*Q^2$ , tiveram sinais dos coeficientes opostos ao esperado. Em teoria, a interação entre qualidade e escolaridade deveria ser positiva, indicando que quanto mais escolaridade com qualidade, maior o salário do indivíduo; e a segunda interação  $S*Q^2$  deveria ser negativa, indicando que a qualidade tem retornos marginais decrescentes. Estes resultados foram bastante contraditórios e, não havendo uma explicação plausível, pode-se concluir que a especificação também pode ter sido afetada pela restrição de idade da amostra.



A tabela 2 dispõe as mesmas regressões, mas sem aplicar a restrição de idade para a amostra. A intenção é ver como a restrição de idade estava afetando os resultados anteriores. Vale a pena mencionar que aqui a variável qualidade da educação perde bastante sentido, pois será usada para explicar o salário de pessoas que muito provavelmente não estudaram com a geração de professores capturadas pela qualidade. Por outro lado, se a variável escolaridade do professor média por estado não se alterar muito com os anos, pode haver uma exceção onde a qualidade pode influenciar as gerações mais velhas agora inclusas na amostra.

O número de observações aumenta em aproximadamente seis vezes, e todas as variáveis continuam significantes a um nível de 0,1%. As mesmas especificações agora apresentam direções corretas para as variáveis experiência e experiência ao quadrado, embora suas magnitudes sejam bem baixas, em respectivamente 4% e -0,05%, porque a experiência influencia mais o salário das gerações mais velhas. O efeito de um ano a mais de experiência no seu valor médio (22 anos) é de 1,8% de aumento do salário<sup>30</sup>. Já as variáveis  $S*Q$  e  $S*Q^2$  continuam com efeitos opostos aos esperados, indicando que o resultado não foi consequência da restrição na idade da amostra anterior. A especificação não foi bem-sucedida.

Na regressão (1), para as variáveis de controle homem, branco, carteira de trabalho e setor público, retirar a restrição de idade significou um aumento nos coeficientes desde 0,04 até 0,07. Ou seja, ao incluir gerações anteriores na amostra, as discrepâncias salariais entre ser homem versus mulher, ser branco versus de outras raças, trabalhar no emprego formal versus informal e trabalhar no setor público versus o privado são ainda maiores que as da coorte de 25-30 anos que foi analisada anteriormente. Se acharmos que esta amostra pode ser representativa do Brasil, então as novas gerações tiveram uma redução nestas discrepâncias, o que pode demonstrar avanços entre gerações nas frentes de desigualdade salarial racial e de gênero.

Em contramão a isso, ao retirar a restrição da idade, a escolaridade cai em cerca de 3 pontos percentuais. Talvez a escolaridade da pessoa não fosse tão valorizada há 40 anos atrás a ponto do salário destas gerações ser impactado por outras situações. A variável qualidade continua com o mesmo efeito que a regressão (2) com restrição de idade – 19%

---

<sup>30</sup> Conforme explicado anteriormente, o cálculo é:  $(0,04+(2*-0,0005*22))*100\%$ .

de efeito marginal positivo no salário, e não reduz de forma significativa o coeficiente da escolaridade.

## **6.2. Limitações**

Dentre as limitações das regressões aqui expostas, as principais fazem referência à variável principal, qualidade. Primeiramente, como já mencionado aqui, supor que a escolaridade dos professores é equiparável qualitativamente aumenta o erro da variável.

Mais ainda, utilizar a escolaridade do professor como proxy para sua qualidade ignora uma série de fatores. Primeiramente, há capacidades não cognitivas essenciais para se dar uma aula de alta qualidade como, por exemplo, boa comunicação. A escolaridade do docente não é garantia de que o professor saberá explicar conceitos de forma clara. Da mesma forma com que este trabalho se propõe analisar além da escolaridade dos indivíduos entrevistados pela Pnad de 2011, também se deve explorar mais a fundo o que a escolaridade dos professores entrevistado pela Pnad de 2001 significa em termos qualitativos. Depois, esses outros fatores que afetam a qualidade do ensino recebido pelo aluno podem enviesar a variável qualidade, que teve retorno bastante alto em 20% de aumento do salário (em média).

Em contraponto, quando se usa a variável escolaridade e nenhum controle de qualidade, é provável que esses fatores enviesem a escolaridade. Nesse sentido, adicionar a variável qualidade pode simplesmente realocar o viés de qualidade, o retirando da variável que mede a quantidade da educação – o que não é uma mudança de todo ruim.

Uma outra limitação forte é que indivíduos migram para ter uma educação de qualidade maior e para trabalhar, e as regressões não controlam para isso. Se os indivíduos migraram entre estados depois de se educar por completo, a variável qualidade já perde seu poder de calibrar os anos de estudo daquela pessoa, pois ela já não mora mais no estado onde obteve sua educação.

Além disso, a variabilidade da escolaridade média dos professores ficou limitada apenas às 27 UFs por restrições dos dados da Pnad, que não diferenciam por município. Assim, se deixa de capturar a variação entre os municípios – uma variação rica em termos de informação.

Na regressão que não restringe por idade, a qualidade inicialmente não influencia as gerações mais velhas da amostra, o que provavelmente também aumenta o erro padrão do coeficiente.

A exclusão dos dados do salário devido à suspeita de informações fictícias também pode nos indicar um erro de medida da variável dependente. Se o entrevistado de fato mentiu sobre o valor do salário recebido, o salário observado tem um erro de medida e então se distancia do valor original, piorando a habilidade da regressão de medir o verdadeiro efeito das variáveis.

Finalmente, uma suposição forte que é feita ao utilizar anos de estudo como escolaridade é que os retornos de cada ano de escolaridade são constantes. Ao usar anos de estudo como variável, não há espaço para diferentes retornos para cada nível ou ciclo escolar cursado. Isto é problemático pois não permite enxergar os reais efeitos da escolaridade de forma mais qualitativa e detalhada. A variável anos de estudo foi utilizada por razões de simplicidade e pelo fato de ser suficiente para o que essa monografia se propõe a fazer.

Há muitas fontes de erro de medida nas regressões usadas mas, há uma chance que erros não sistemáticos que agiram em direções opostas tenham se anulado.

### **6.3. Ideb**

A limitação a respeito da adequabilidade da variável qualidade à qualidade efetivamente recebida pelos alunos pode ser sanada ao se usar outra medida de qualidade. Sendo assim, o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) criado pelo Instituto Nacional Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) é uma boa opção. Abaixo, uma descrição do Ideb, dos seus objetivos e usos, fornecido pelo Inep em seu *website*:

O que é o Ideb?

“O Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) foi criado pelo Inep em 2007 e representa a iniciativa pioneira de reunir em um só indicador dois conceitos igualmente importantes para a qualidade da educação: fluxo escolar e médias de desempenho nas avaliações. Ele agrega ao enfoque pedagógico dos resultados das avaliações em larga escala do Inep a possibilidade de resultados sintéticos, facilmente

assimiláveis, e que permitem traçar metas de qualidade educacional para os sistemas. O indicador é calculado a partir dos dados sobre aprovação escolar, obtidos no Censo Escolar, e médias de desempenho nas avaliações do Inep, o Saeb – para as unidades da federação e para o país, e a Prova Brasil – para os municípios.”

Para que serve o Ideb?

“Com o Ideb, ampliam-se as possibilidades de mobilização da sociedade em favor da educação, uma vez que o índice é comparável nacionalmente e expressa em valores os resultados mais importantes da educação: aprendizagem e fluxo. A combinação de ambos tem também o mérito de equilibrar as duas dimensões: se um sistema de ensino retiver seus alunos para obter resultados de melhor qualidade no Saeb ou Prova Brasil, o fator fluxo será alterado, indicando a necessidade de melhoria do sistema. Se, ao contrário, o sistema apressar a aprovação do aluno sem qualidade, o resultado das avaliações indicará igualmente a necessidade de melhoria do sistema. O Ideb vai de zero a dez.

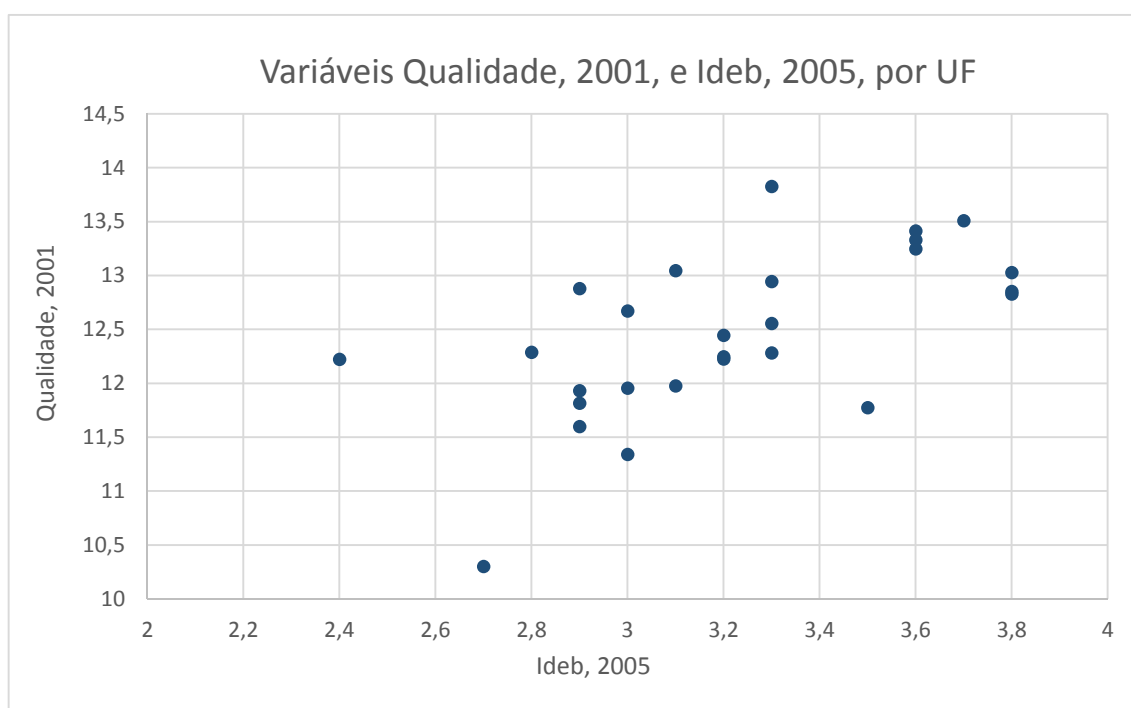
O Ideb também é importante por ser condutor de política pública em prol da qualidade da educação. É a ferramenta para acompanhamento das metas de qualidade do PDE para a educação básica. O Plano de Desenvolvimento da Educação estabelece, como meta, que em 2022 o Ideb do Brasil seja 6,0 – média que corresponde a um sistema educacional de qualidade comparável a dos países desenvolvidos.”

O Ideb se baseia avaliações de matemática e língua portuguesa e no fluxo escolar, que leva em conta a aprovação, reprovação e evasão das escolas. Mais ainda, é o indicador oficial para o acompanhamento de metas de qualidade do governo. Temos aqui, portanto, uma variável que captura a habilidade cognitiva dos alunos, aspecto de importância comprovada nos artigos analisados nesse trabalho. A limitação quanto a variabilidade por estado devido ao uso dos dados da Pnad, no entanto, permanece: seria possível obter as pontuações do Ideb por município e até por escola, mas os dados não são quebrados a esse nível.

#### **6.4. Resultados com Ideb**

A variável Ideb representa a média do índice das redes estaduais, municipais e privadas para cada estado. A variável se comporta como a variável qualidade, atingindo um valor médio para cada UF. O ano escolhido foi de 2005, por ser o primeiro ano com dados disponíveis, e o Ideb escolhido foi o referente ao terceiro ano do ensino médio.

Assim, a coorte analisada tinha idade entre 16 e 18 anos em 2005. Em 2011, esta coorte tinha entre 22 e 24 anos. Para capturá-los nos dados de 2011, utilizamos as idades entre 20 e 25 anos. Embora a amostra seja jovem, as variáveis experiência e experiência ao quadrado não foram retiradas das regressões, pois a existência de alguns que trabalham (embora possam não ser maioria) já poderia causar viés de variável omitida. A restrição nesta faixa de idade não é a ideal mas não há escapatória já que o dado mais antigo disponível para o Ideb é de 2005. O gráfico 9 mostra a relação entre as variáveis Ideb e qualidade. Há uma correlação positiva.



*Gráfico 9*

As regressões utilizadas foram as mesmas às três anteriores, trocando a variável qualidade por Ideb. A primeira regressão continua incluindo apenas os controles e escolaridade. A segunda regressão inclui os controles, escolaridade e Ideb. A terceira regressão inclui as variáveis escolaridade multiplicada por Ideb (“S\*I”) e escolaridade multiplicada por Ideb ao quadrado (“S\*I<sup>2</sup>”).

O poder explicativo das três regressões da Tabela 3 é bem abaixo das que vimos anteriormente, na faixa de 33%, possivelmente devido à restrição de idade que reduziu as observações para cerca de 22 mil. As variáveis têm um nível de significância menor que

anteriormente. Em especial, a experiência varia entre um p-valor de 4% a maior que 5%, sendo considerada não significativa na regressão (2), regressão onde ideb é adicionada. Como na tabela 1, a experiência ao quadrado teve coeficiente positivo. Como mencionado anteriormente, a experiência influencia esta coorte jovem. A escolaridade também perde alguns níveis de significância na terceira regressão.

No geral, as variáveis homem, branco e urbana tem seus coeficientes bem menores nas três novas regressões do que nas regressões da tabela 2. Não poderia ser efeito da variável ideb, pois a primeira regressão, que não a inclui, já apresenta os coeficientes menores. Novamente, isto pode ser efeito da restrição da idade. Assim, a interpretação dada aqui é a mesma que nos outros casos: pode haver uma menor discrepância salarial entre homens e mulheres, brancos e não brancos, nas gerações mais novas do que as mais velhas. Este efeito também pode ser atribuído à baixa variabilidade do salário da coorte de 20 a 25 anos.

O fato do setor público seguir muito significativo com uma magnitude de aumento no salário em 45% para essa faixa de idade é um tanto quanto curioso. É possível que a variável esteja captando efeitos de variáveis omitidas.

A escolaridade se mantém na faixa de 10% para as duas primeiras regressões. Novamente, ao adicionar a variável Ideb, o coeficiente da escolaridade quase não se modifica. Pessoas que estudaram em estados com um Ideb um ponto mais alto tiveram salário 29% mais alto. Este resultado corrobora com o esperado. Novamente, ao adicionar Ideb temos uma redução no efeito de branco, carteira de trabalho assinada e uma leve redução em urbana, indicando que escolas de maior qualidade estão correlacionadas com essas três variáveis, conforme já exposto neste trabalho.

Na terceira especificação, o efeito da escolaridade sem qualidade se torna negativo e menos significativo ao adicionar as variáveis  $S*I$  e  $S*I^2$ . Na presença de  $S*I$  e  $S*I^2$ , a interpretação da variável escolaridade serve para níveis em que a pessoa é totalmente desprovida de qualquer qualidade da educação. Esta especificação apresentou resultados contraintuitivos em geral.

**Tabela 1** – Efeito da qualidade do ensino no salário de indivíduos de 25-30 anos em 2011, MQO.

Regressores	(1) Ln_salário	(2) Ln_salário	(3) Ln_salário
Homem (dummy)	0.388*** (.008)	0.391*** (.008)	0.389*** (.008)
Branco (dummy)	0.191*** (.008)	0.122*** (.008)	0.125*** (.008)
Carteira de trabalho assinada (dummy)	0.298*** (.008)	0.257*** (.008)	0.266*** (.008)
Setor Público (dummy)	0.400*** (.018)	0.405*** (.018)	0.416*** (.018)
Urbana (dummy)	0.327*** (0.013)	0.273*** (0.013)	0.295*** (0.013)
Experiência	-0.060*** (.004)	-0.062*** (.004)	-0.053*** (.004)
Experiência <sup>2</sup>	0.004*** (.0002)	0.004*** (.0002)	0.004*** (.0002)
Escolaridade	0.129*** (.003)	0.126*** (.003)	0.484*** (.074)
Qualidade		0.192*** (.006)	
S*Q			-0.076*** (.012)
S*Q <sup>2</sup>			0.004*** (.0005)
Constante	4.725*** (.049)	2.425*** (.083)	4.798*** (.048)
<b>Observações</b>	25,212	25,212	25,212
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0.3711	0.3990	0.3937

\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001. Erro padrão entre parênteses.

**Tabela 2** – Efeito da qualidade do ensino no salário de indivíduos sem restrição de idade em 2011, MQO.

Regressores	(1) Ln_sal	(2) Ln_sal	(3) Ln_sal
Homem (dummy)	0.459*** (.004)	0.461*** (.004)	0.458*** (.004)
Branco (dummy)	0.218*** (.004)	0.148*** (.004)	0.161*** (.004)
Carteira de trabalho assinada (dummy)	0.365*** (.004)	0.327*** (.004)	0.340*** (.004)
Setor Público (dummy)	0.467*** (.007)	0.479*** (.007)	0.483*** (.007)
Urbana (dummy)	0.317*** (0.005)	0.259*** (0.005)	0.292*** (0.006)
Experiência	0.040*** (.0004)	0.039*** (.0004)	0.039*** (.0004)
Experiência <sup>2</sup>	-0.0005*** (-.0000)	-0.0005*** (-.0000)	-0.0005*** (-.0000)
Escolaridade	0.101*** (.0005)	0.099*** (.001)	0.384*** (.040)
Qualidade		0.191*** (.003)	
S*Q			-0.064*** (.007)
S*Q <sup>2</sup>			0.003*** (.0003)
Constante	4.442*** (.009)	2.133*** (.034)	4.508*** (.009)
<b>Observações</b>	151,377	151,377	151,377
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0.4132	0.4317	0.4263

\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001. Erro padrão entre parênteses.



**Tabela 3** – Efeito do Ideb no salário de indivíduos de 20-25 anos em 2011, MQO.

Regressores	(1) Ln_sal	(2) Ln_sal	(3) Ln_sal
Homem (dummy)	0.310*** (.007)	0.314*** (.007)	0.313*** (.007)
Branco (dummy)	0.157*** (.007)	0.105*** (.007)	0.110*** (.007)
Carteira de trabalho assinada (dummy)	0.380*** (.008)	0.343*** (.008)	0.360*** (.008)
Setor Público (dummy)	0.459*** (.022)	0.457*** (.022)	0.463*** (.022)
Urbana (dummy)	0.238*** (.012)	0.211*** (.012)	0.218*** (.012)
Experiência	0.006* (.003)	0.006 (.004)	0.010* (.003)
Experiência <sup>2</sup>	0.003*** (.0002)	0.003*** (.0002)	0.003*** (.0002)
Escolaridade	0.107*** (.003)	0.106*** (.003)	-0.091* (.030)
Ideb		0.291*** (.011)	
S*I			0.094*** (.019)
S*I <sup>2</sup>			-0.010*** (.003)
Constante	4.630*** (.037)	3.720*** (.049)	4.680*** (.036)
<b>Observações</b>	22,046	22,046	22,046
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0.3172	0.3399	0.3361

\* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001. Erro padrão entre parênteses.

## 7. Conclusão

A grande conclusão deste trabalho após análise de diversas fontes e dos resultados autorais aqui expostos é que a qualidade da educação tem efeitos positivos e significantes no valor do produto marginal do trabalhador brasileiro. A qualidade medida através da escolaridade média por estado dos que se declararam professores aumenta o salário mensal em 19%, enquanto a qualidade medida a partir do Ideb médio de cada estado aumenta o salário mensal em 29%.

Este trabalho também se propôs a verificar se haveria um viés de variável omitida superestimando o efeito da escolaridade do trabalhador sobre o seu salário, como evidenciado em tantos trabalhos recentes. Neste ponto os resultados não foram conforme o esperado, pois o coeficiente da escolaridade se manteve o mesmo.

Uma primeira explicação para isso leva em conta habilidades não cognitivas. É possível que a ‘experiência escola’ tenha desenvolvido no aluno certas habilidades que lhe agregam valor mas que não podem ser medidas através da escolaridade do professor ou de notas escolares. Comunicação eficaz, perseverança, proatividade, pensamento crítico e outras habilidades não cognitivas são exemplos do que poderia estar embutido no efeito da escolaridade sobre o salário. O tema das habilidades não cognitivas é um ramo de estudo promissor e ainda menos explorado.

Outra explicação para os resultados encontrados é a possibilidade de que outros estudos não tenham usado bons controles, de modo com que houvesse viés de variáveis omitidas superestimando tanto a escolaridade quanto a qualidade. Se a correlação das variáveis omitidas com qualidade é mais intensa do que com escolaridade, então ao adicionar a medida de qualidade, uma queda do coeficiente da escolaridade seria observada. Este estudo utilizou boas variáveis de controle, o que pode ter evitado que o cenário descrito acontecesse.

Por fim, a combinação qualidade significativa e positiva e permanência do efeito da escolaridade frente à inclusão da qualidade sinaliza um alinhamento com a teoria credencialista. Se a variável qualidade mostra a capacidade cognitiva da pessoa, e ao controlar para isso o efeito no salário da escolaridade não muda, então há uma recompensa apenas pelo fato de se ter ido à escola ou à universidade. A teoria credencialista diz que a escolaridade é usada como sinalizadora de “qualidade”. O diploma serviria apenas para ajudar a escolha do empregador, que por sua vez paga um prêmio salarial para os mais

“qualificados”. Embora esta teoria não converse com a teoria do capital humano, não se pode deixar de mencioná-la.

Para um país desigual como o Brasil, o acesso à educação de alta qualidade pode acabar sendo um privilégio. É por isso que a literatura apresentada é de suma importância, pois não apenas reafirma a necessidade da qualidade como ajuda a esclarecer gradativamente os canais através dos quais a educação age mais eficientemente, sugerindo maneiras de se melhorar a qualidade do ensino de cada país.

## 8. Referências Bibliográficas

ANGRIST, J. D.; LAVY, V. **Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement**. National Bureau of Economic Research, Working Paper no. 5888 (1997).

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA S. A. **Educação e Crescimento: O Que A Evidência Empírica e Teórica Mostra?** Revista EconomiA, ANPEC, Vol. 11, No. 2: 265-303 (2010).

BEHRAM, J. R.; BIRDSALL, N. **The Quality of Schooling: Quantity alone is Misleading**. American Economic Review, Vol. 73, No. 5: 928-946, (1983).

BIRDSALL, N. **Public Inputs and Child Schooling in Brazil**. Journal of Development Economics, Vol. 18: 67-86, (1985)

BISHOP, J. H. **Is the Test Score Decline Responsible for the Productivity Growth Decline?** American Economic Review, Vol. 79, No. 1: 179-197, (1989).

BOISSIERE, M.; KNIGHT, J. B.; SABOT, R. H. **Earnings, Schooling, Ability and Cognitive Skills**. American Economic Review, Vol. 75, No. 5: 1016-1030, (1985).

CARD, D. **The Causal Effect of Education on Earnings**. Handbook of Labor Economics, Volume 3a: 1801-63 (1999).

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. **The relationship between school performance and future wages in Brazil**. Revista EconomiA, No. 15 (2014)

FERRAZ, C.; ROCHA, R.; SOARES, R. R. **Human Capital and Development: The Legacy of European Settlements in Brazil**. 2015.

JONES, C. I.; VOLLRATH, D. **Introduction to Economic Growth**. W. W. Norton & Company, 2013.

LEVY, P. M. **Educação e Crescimento**. 2013.

HANUSHEK, E. A. **Assessing the effects of school resources on student performance: An update**. Educational Evaluation and Policy Analysis, Vol. 19, No. 2: 141-164 (1997a).

HANUSHEK, E. A. **Economic growth in developing countries: The role of human capital.** *Economics of Education Review* (2013), doi:10.1016/j.econedurev.2013.04.005.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. **Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations.** *American Economic Review*, Vol. 90, No. 5 (2000).

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. **The Role of Cognitive Skills in Economic Development.** *Journal of Economic Literature*, Vol. 46, No. 3 (2008).

HANUSHEK, E. A.; ZHANG, L. **Quality-consistent estimates of international schooling and skill gradients.** *Journal of Human Capital* Vol. 3, No. 2: 107-143, (2009).

HEYNEMAN, S. P.; LOXLEY, W. A.; **The Effect of Primary-School Quality on Academic Achievement Across Twenty-nine High-and Low-Income Countries.** *American Journal of Sociology*, vol. 88, No. 6: 1162-1194, (1983).

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL D. N. **A Contribution to the Empirics of Economic Growth.** National Bureau of Economic Research, Working Paper no. 3541 (1990).

PSACHAROPOULOS, G. **Returns to Investment in Education: A Global Update.** *World Development*, Vol. 22, No. 9 (1994).

ROMER, P. **Endogenous Technological Change.** *Journal of Political Economy*, 2, Vol. 99, No. 5: S71–S102, (1990).

VARIAN, H. R. **Microeconomia: Princípios básicos.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

VELOSO, F.; FERREIRA, P. C.; GIAMBIAGI, F.; PESSÔA, S. **Desenvolvimento econômico: Uma perspectiva Brasileira.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach.** Mason: South Western, Cengage Learning, 2006.