

SERGEI SUAREZ DILLON SOARES

O CONHECIMENTO PAGA BEM? HABILIDADES COGNITIVAS E  
RENDIMENTOS DO TRABALHO NO BRASIL (E NO CHILE)

BRASÍLIA, JUNHO DE 2011

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA  
FACULDADE DE ECONOMIA E ADMINISTRAÇÃO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

O CONHECIMENTO PAGA BEM? HABILIDADES COGNITIVAS E  
RENDIMENTOS DO TRABALHO NO BRASIL (E NO CHILE)

SERGEI SUAREZ DILLON SOARES

Dissertação ou Tese apresentada como  
requisito parcial para a obtenção do Título de  
Doutor em Ciências Econômicas pelo  
Programa de Pós-Graduação em Ciências  
Econômicas da Universidade de Brasília.

Orientador: Carlos Alberto Ramos

Brasília, Junho de 2011

## Agradecimentos

Agradeço aos colegas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e do Centro Internacional de Pobreza. As discussões travadas ao longo de inúmeros almoços foram fundamentais para o clareamento dos conceitos que levaram a esta tese.

Agradeço ao meu orientador, Carlos Alberto Ramos pela amizade, paciência, apoio e ótimos comentários.

Finalmente agradeço à minha família. Sou grato aos meus pais, Glaucio e Mireya, com quem aprendi a pensar cientificamente. Agradeço aos meus irmãos, com quem sempre discuti e aprendi muito. Sou grato à minha esposa Mônica, que me aturou e incentivou, e aos nossos filhos, Miguel Henrique e Maria Victória, que me deram forças para levar este longo processo até o final.

## Sumário

Introdução: Por que mais uma tese sobre capital humano? .....	6
Capítulo 2 Revisão da Literatura .....	11
2.1 Antecedentes.....	12
2.2 A Era de Ouro de Capital Humano.....	21
2.3 As Críticas .....	28
2.4 As evidências empíricas: causalidade .....	31
2.5 As Evidências Empíricas: Habilidades Cognitivas, Escolaridade e Rendimentos no Mundo Desenvolvido .....	35
2.6 As Evidências Empíricas: Domínio de Conteúdos, Escolaridade e Rendimentos no Mundo em Desenvolvimento .....	42
2.7 O Restante: Habilidades Não Cognitivas e Redes Sociais.....	44
2.8 Conclusão: Quais os candidatos a explicar o conteúdo econômico da educação? .....	48
Terceiro Capítulo Rendimento e Domínio de Conteúdos no Chile .....	51
3.1 Educação e Habilidades Cognitivas.....	51
3.2 Rendimento do Trabalho .....	53
3.3 Análise de Regressão .....	56
3.4 Resultados para Outros Países.....	59
3.5 Erro de Medida .....	61
3.6 Conclusões.....	66
Quarto Capítulo Pareamento Por Médias .....	68
4.1 Pareamento Usando o Censo Demográfico de 2000 .....	69
4.2 Resultados para a Região Metropolitana de São Paulo .....	82
4.3 Resultados para Outros Mercados de Trabalho .....	90
4.4 Migração Endógena .....	93
4.5 O que se pode concluir?.....	96
Quinto Capítulo Pareamento Exato Não-Identificado .....	98
5.1 Pareamento do ENEM com a PME.....	99
5.2 Os Alunos no Último Ano do Ensino Médio Um Ano Depois .....	104
5.3 Resultados – Conseguir um Emprego .....	106
5.4 Resultados – Ganhar Bem .....	110
5.5 Discussão e Conclusão .....	114
Conclusão .....	116
Anexo A- Fontes de Dados.....	122
A Teoria de Resposta ao Item.....	122
O <i>International Adult Literacy Survey</i> (IALS).....	124
A Pesquisa Mensal de Emprego .....	126
O Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM).....	129
Anexo B - Fatos Básicos da Relação entre Rendimentos e Escolaridade no Brasil.....	131
Anexo C – Pareamento por Médias SEAB - PNAD.....	135
Referências.....	140

## Resumo

Esta tese investiga em que medida as habilidades cognitivas são responsáveis pelo conteúdo econômico da educação no Brasil. A inexistência de conjuntos de dados com informações sobre cognição e rendimentos para os mesmos indivíduos tem inviabilizado este esforço no Brasil até hoje. Para lidar com esta dificuldade, seguiram-se três abordagens.

A primeira é a investigação desta relação no Chile, um país que conta com os dados adequados em uma única pesquisa e no qual a relação entre escolaridade e rendimentos se assemelha muito ao que se verifica no Brasil. Os principais resultados são que as habilidades cognitivas explicam boa parte dos modestos rendimentos à educação básica, mas pouco dos elevados rendimentos à educação superior.

A segunda abordagem é parear dados individuais do Censo Demográfico de migrantes jovens para a Região Metropolitana de São Paulo com notas médias do Exame Nacional de Cursos (ENEM) e Provão dos municípios onde estes migrantes residiam cinco anos antes. Os principais resultados são que as habilidades cognitivas explicam metade ou mais dos rendimentos ao ensino básico, mas aparentemente pouco dos rendimentos à educação superior. Estes resultados se mantêm quando se controla por diversos tipos de vieses de seleção.

A terceira e última abordagem faz o pareamento individual das habilidades cognitivas, medidas pelo ENEM, de jovens no último ano do ensino médio com seus rendimentos um ano depois, já no mercado de trabalho, medidos pela Pesquisa Mensal de Emprego. A chave de pareamento é construída a partir da data de aniversário de cada pessoa. O rendimento à cognição é mais baixo que na segunda abordagem, mas em geral observamos os jovens no primeiro ano de seus empregos, quando os empregadores ainda não puderam observar plenamente sua produtividade.

A conclusão é que a aquisição de capital cultural, a montagem de redes sociais ou até puro credencialismo podem ser parte da história dos retornos à educação, mas não são a história toda. Os conteúdos cognitivos aprendidos na escola têm, de fato, conteúdo econômico.

### **Palavras-chave**

Retornos educacionais, conteúdo econômico da educação, habilidades cognitivas, habilidades não-cognitivas, cognição, pareamento.

## Abstract

This dissertation examines whether and in what degree cognitive ability accounts for the economic returns of education. The dearth of work on the issue in Brazil is due to the lack of data on cognition and earnings for the same individuals. Three approaches were used to circumvent this difficulty.

The first is to look into the cognitive ability-earnings relation in Chile, a country for which the appropriate data exist and where the schooling-earnings relationship is very close to that observed in Brazil. The main findings are that cognitive abilities explain most of the modest returns to basic education but little of the elevated returns to higher education.

The second approach is to match individual Census earnings data for young migrants to the São Paulo Metropolitan Area with *Exame Nacional de Cursos* (ENEM) and *Provão* municipal averages for the municipalities in which they resided five years earlier. Cognitive abilities explain at least half of the returns to basic education but, although significant, appear not to explain much of the generous returns to higher learning. These results still hold after controls for various types of selection bias are applied.

The final approach was to match individual cognitive abilities, as measured by ENEM, for students in the last year of high school with their incomes one year later, measured by the *Pesquisa Mensal de Emprego*. The match was possible due to a code built using birth dates. Returns to cognitive ability are lower than those estimated using the migrants, but most of these individuals were observed in their first year of employment, before their employers were able to adequately gauge their productivity.

This dissertation's findings are clear: the economic content of education is not limited to social networks, cultural capital or pure credentialism. These may account for some of the returns to education, but not all. Cognitive contents learned at school have substantive and significant economic returns.

### **Keywords**

Returns to schooling, economic content of education, cognitive ability, non-cognitive ability, matching.

## Introdução: Por que mais uma tese sobre capital humano?

O objetivo desta tese é investigar o impacto de habilidades cognitivas sobre os rendimentos do trabalho no Brasil. Trata-se de investigar em que medida essas habilidades respondem pelo conteúdo econômico aprendido na escola. Em última instância, o propósito da tese é explicar por que indivíduos com maior escolaridade têm suas horas de trabalho mais bem remuneradas do que indivíduos que passaram menos tempo na escola.

Por que esse objetivo?

Indivíduos com mais anos de estudo recebem maiores salários. Esta relação positiva entre rendimentos e escolaridade formal é um dos fatos empíricos mais claros e universais na economia. Figura junto com a lei de Engel e curvas de demanda negativamente inclinadas como regularidades observadas em todo e qualquer contexto histórico ou cultural. É costume chamar a intensidade desta relação de taxa de retorno à educação<sup>1</sup>, embora diferentes autores se refiram a conceitos um pouco diferentes com esse nome. Essa relação é verificada sempre que é possível medi-la: em todos os países, em todos os contextos históricos e em todos os grupos sociais.

É verificada no Brasil para qualquer fonte de dados, seja essa uma pesquisa domiciliar ou um registro administrativo. É verdade para todos os contextos históricos para os quais temos informações. Contas elaboradas a partir dos Censos de 1960 e 1970 por Langoni (1973) e feitas, entre muitos outros, por Bonelli e Ramos (1993) e Ramos e Barros (1992) a partir de todas as pesquisas domiciliares no Brasil desde 1976 mostram taxas de retorno à educação positivas, elevadas e significativas.

A relação entre escolaridade e rendimentos do trabalho se verifica em todos os países para os quais dispomos de informações no período pós-guerra. George Psacharopoulos (1973, 1985 e 1994) calcula taxas de retorno à educação para inúmeros países ao longo dos últimos 64 anos e encontra, invariavelmente, taxas positivas e estatisticamente significativas. No último trabalho disponível nesta linha, Psacharopoulos e Patrinos (2002) estimam 271 taxas para 73 países de todos os continentes habitados do planeta. Embora os autores não divulguem os p-valores, não há nenhuma taxa negativa.

---

<sup>1</sup> A rigor, a expressão “taxa de retorno” se refere apenas à taxa de desconto que equaliza duas séries de rendimentos que advêm de uma decisão de completar um ano a mais de educação, já contabilizados gastos diretos e indiretos. No entanto, a maior parte dos autores usa o termo como sinônimo do valor do coeficiente associado à educação em uma equação de rendimentos de Mincer. Barbosa e Pessoa (2006) mostram a diferença entre as duas definições. Nesta tese, o termo será usado, sem o rigor de Barbosa e Pessoa, para se referir ao valor do coeficiente na equação de Mincer.

Mas não é apenas no período pós-guerra que indivíduos com mais educação recebem maiores salários. Alguns autores encontram fontes históricas de dados excepcionais com informação tanto sobre escolaridade formal como sobre rendimentos e calculam taxas de retorno. Goldin e Katz (1999) usam o censo do estado de *Iowa* de 1941 e encontram que cada ano de escolaridade secundária relacionava-se com um acréscimo na renda de 10,5% e que cada ano de escolaridade superior relacionava-se com um acréscimo de em torno de 13%. Long (2005) estima os retornos à escolaridade na Inglaterra entre 1851 e 1881 também em 13% ao ano.

Onde há dados, os mesmos indicam que indivíduos com mais escolaridade contam com rendimentos do trabalho maiores que indivíduos com menos anos de estudo. É claro que esta conclusão vale apenas para sociedades nas quais há um processo de aprendizado organizado que se possa chamar de educação. Nestas sociedades, os indivíduos que tiveram acesso a este processo de aprendizado organizado têm o seu trabalho mais bem remunerado que os indivíduos que não tiveram acesso (ou não aproveitaram o acesso que tiveram) à educação formal.

Esta regularidade levou alguns pesquisadores ao longo do tempo a uma proposição aparentemente curiosa. Podemos pensar o conhecimento adquirido formalmente como algo equivalente aos instrumentos, máquinas e edificações que aumentam a produtividade do trabalho. O conhecimento é, portanto, uma ferramenta que aumenta a produtividade do trabalho. Ao contrário das ferramentas físicas, o capital humano se encontra embutido no indivíduo cuja produtividade aumenta, mas isso não o impede ser considerado uma forma de capital. Trata-se de uma diminuição do consumo de hoje para aumentar o de amanhã e de todos os dias seguintes. É, portanto, um investimento de capital. Os pesquisadores que formalizaram e sistematizaram estas idéias nos anos cinquenta a chamaram de Teoria do Capital Humano.

Nos últimos cinquenta anos, a Teoria do Capital Humano se constituiu como verdade estabelecida para a maior parte do *mainstream* econômico. Dada a simplicidade da interpretação e sua coerência com os dados, a maior parte dos economistas rapidamente aceitou-a como verdadeira. No entanto, desde o primeiro dia, esta forma de ver as coisas foi contestada por diversas correntes de pensamento econômico. Dentro do próprio *mainstream*, surgiram interpretações que apontavam a correlação entre escolaridade e rendimentos como um problema exclusivamente de seleção: a educação nada mais seria que um sinal custoso que identificava indivíduos que já eram mais produtivos por outras razões. Fora do *mainstream*, outras interpretações também apontaram um problema de variável omitida: indivíduos de origem socioeconômica privilegiada teriam, por um lado, mais acesso à escolaridade formal e, por outro, maiores rendimentos – ambos causados pela sua origem socioeconômica.

As críticas à interpretação causal da correlação entre escolaridade e rendimentos suscitaram como resposta uma vasta literatura sobre causalidade. Todo tipo de variável instrumental e

experimento natural foi usado em estimações microeconômicas do caráter causal da relação entre educação e rendimento. A conclusão clara desta literatura é que a educação leva a maiores rendimentos do trabalho. Ou seja, a existência de uma relação causal entre escolaridade e rendimento é hoje fato científico estabelecido.

A natureza desta relação, no entanto, tem sido muito menos investigada. Quando a Teoria do Capital Humano foi desenvolvida nos anos cinquenta, os pesquisadores que a elaboraram não se perguntaram detalhadamente quais os conteúdos aprendidos na escola que levavam a maiores rendimentos. Ou seja, eles se limitaram a dizer que o conhecimento é uma ferramenta, mas não indagaram se essa ferramenta se assemelha mais a uma pá ou a um telefone celular. Pode-se argumentar que era mais ou menos óbvio que o domínio de conteúdos acadêmicos era o objetivo da escola e, se assim fosse, então esses mesmos conteúdos deveriam aumentar a produtividade dos seus ex-alunos. Mas houve, nos trinta anos que seguiram a formalização da Teoria do Capital Humano, pouca investigação empírica dos mecanismos que aumentavam os rendimentos dos indivíduos portadores de níveis elevados de educação.

É verdade que a omissão da natureza do capital humano se deveu em parte à falta de bases de dados que contivessem simultaneamente informações sobre cognição e rendimentos. É também verdade que nas últimas duas décadas surgiu uma literatura cada vez mais extensa sobre essa natureza do capital humano, literatura que será resenhada na segunda metade do Capítulo 2 desta tese. Entretanto, essa mesma literatura, por mais que seja crescente, ainda é algo incipiente, não oferece respostas claras sobre a natureza da relação causal entre escolaridade e rendimentos e não apresenta qualquer resultado significativo para o Brasil. Portanto, há uma lacuna a ser preenchida, principalmente no que diz respeito ao Brasil. O objetivo desta tese é começar a preencher esta lacuna mediante investigação da medida em que as habilidades cognitivas explicam por que indivíduos com mais escolaridade ganham mais.

Quais seriam os candidatos naturais a explicar o conteúdo econômico da taxa de retorno à educação? Coerente com a maior parte da literatura e não com o rigor o termo taxa de retorno será usado para se referir ao coeficiente associado à educação na equação de Mincer. Isso, no entanto, não muda a pergunta: por que educados ganham mais que não educados?

A primeira razão óbvia é que existem habilidades cognitivas ou domínio de conteúdos que os tornam mais produtivos e – em consequência – mais bem remunerados, que os pouco educados. Embora o termo *habilidades cognitivas* seja mais abrangente que o termo *domínio de conteúdos*, os dois serão usados quase como sinônimos. Conforme explicado no final do Segundo Capítulo, os dois se referem às capacidades de processamento de informações intencionalmente ensinadas na escola. A capacidade de ler é um exemplo de uma habilidade

cognitiva básica. Compreender o que foi lido ou saber relacionar dois textos são habilidades cognitivas superiores, supostamente também ensinadas na escola.

Mas há candidatos menos óbvios que as habilidades cognitivas. Alguns economistas de esquerda e vários sociólogos têm enfatizado que atitudes e valores também seriam importantes determinantes salariais. A pontualidade ou o cumprimento de compromissos podem até fazer parte do currículo de uma escola, mas não são relacionadas ao processamento de informação e – portanto – não são habilidades cognitivas. Outros sociólogos têm enfatizado o capital cultural, entendido como o domínio de códigos que identificam um indivíduo como membro da classe dominante. Saber que o *Bonde do Tigrão* não faz parte da cultura socialmente valorizada é sem dúvida processamento de informações, mas não faz parte do currículo acadêmico. Para fins desta tese, estas duas categorias de habilidades tão diferentes serão unidas em uma única categoria – habilidades não-cognitivas.

Finalmente, não há dúvida de que as redes sociais são importantes determinantes do rendimento do trabalho. Mercados não são entidades perfeitas sem custos de transação e com informação perfeita para todos os agentes. Isso torna as relações sociais fundamentais para conseguir um bom emprego ou uma boa ocupação. Em alguns casos, conhecer as pessoas certas não é importante apenas para obter uma boa ocupação, mas também para um bom desempenho nesta ocupação.

Não existem bancos de dados no Brasil que permitam relacionar habilidades não-cognitivas ou redes sociais com rendimentos. Dada esta limitação, o conteúdo econômico será aqui investigado quase que exclusivamente sob a ótica das habilidades cognitivas.

Como está estruturada esta tese?

Esta tese será eminentemente empírica. O Capítulo Dois é uma resenha (parcial, é claro) do que foi escrito sobre conteúdo econômico da educação desde Adam Smith até hoje. Já os três capítulos seguintes têm como objetivo construir uma equação de rendimentos ampliada para estimar taxas de retorno na qual uma medida de domínio de conteúdos acadêmicos ou habilidades cognitivas figura entre as variáveis explicativas. Para tanto, serão seguidas três abordagens.

A primeira, seguida no Capítulo Três, é investigar esta relação em um país vizinho no qual a relação entre escolaridade e rendimentos do trabalho se parece muito com a que se observa no Brasil: o Chile. A razão da escolha é que o Chile é o único país Latino-americano que conta com informações sobre domínio de conteúdos e rendimentos no mercado de trabalho levantadas em uma única pesquisa para os mesmos indivíduos. Ênfase especial será dada à investigação dos

retornos à cognição em diferentes partes da distribuição educacional. Isso por que os retornos à escolaridade no Chile, como no Brasil, são altamente convexos.

A segunda abordagem empírica, tema do Capítulo Quatro, é o pareamento por médias. Isto será feito mediante o uso da amostra de 10% Censo Demográfico de 2000 e a chave de pareamento serão as informações sobre migração. O Censo informa o código do município no qual cada indivíduo morava cinco anos antes em 31 de julho de 1995. Usando estes códigos é possível atribuir, a cada migrante, informações sobre habilidades cognitivas levantadas nestes municípios em 1995. De posse das informações sobre o mercado de trabalho e habilidades cognitivas será possível estimar o rendimento a estas últimas.

O Quinto Capítulo descreve o pareamento exato sem identificador. Dada falta de nome ou número para identificar os indivíduos nas diversas pesquisas disponíveis no Brasil, a primeira impressão é que o pareamento por médias é a única possibilidade de fazer a ponte entre os dois tipos de informação. Mas é possível fazer pareamento exato (ou quase exato) entre indivíduos mesmo sem informações que os identifiquem e o modo de fazer isto é mediante uma chave construída a partir da data de nascimento. Com esta chave, será possível construir, com dados da PME, uma equação de rendimentos ampliada com a medida cognitiva do ENEM.

O primeiro resultado relevante das três abordagens é que não há dúvida de que as habilidades cognitivas respondem por parte do conteúdo econômico da educação. Os coeficientes associados à cognição nas equações de rendimentos ampliadas são significativos e substantivos. Há, é claro, variações segundo a metodologia utilizada. Mas os coeficientes são relevantes.

O segundo resultado é que a cognição explica a maioria da taxa de retorno à escolaridade. Em magnitude, os coeficientes associados à cognição respondem por metade ou mais dos retornos à educação. Ou seja, habilidades não-cognitivas e redes sociais (ou algum outro fator) são relevantes para explicar por que indivíduos com mais estudo ganham mais que os demais.

Finalmente, a Tese conclui com uma discussão dos resultados e sugestões de caminhos futuros da pesquisa nesta área.

## Capítulo 2

### Revisão da Literatura

Nos anos cinqüenta, quando Gary Becker e Jacob Mincer começaram a criar o corpo de conhecimento que hoje conhecemos como a Teoria do Capital Humano, já havia diversos trabalhos sobre a relação entre conhecimentos e produtividade humana. Naquela época, existiam nos Estados Unidos e em alguns outros países desenvolvidos informações tanto sobre rendimentos individuais como sobre a escolaridade formal alcançada. Advindas de pesquisas domiciliares ou registros administrativos, essas informações permitiram a investigação empírica de relações que até então tinham sido objeto de pouco mais que especulação.

Mas não era qualquer especulação. Nas décadas, e até séculos, que antecederam esta idade dourada da teoria de capital humano, diversos autores clássicos já haviam abordado a relação entre conhecimento e produtividade. Adam Smith, Karl Marx e Alfred Marshall todos contribuíram para o debate – e o fizeram de formas bastante surpreendentes dada a delineação atual das linhas de batalha ideológica.

O que Gary Becker e Jacob Mincer fizeram foi sistematizar idéias que já estavam no ar há muito tempo e dar um corpo coerente às relações entre capacidades individuais – já que capital humano é um conceito maior que apenas educação formal – e o valor do trabalho humano. Isto não reduz em nada os méritos de seu trabalho. A contribuição deles é de imenso valor tanto do ponto de vista organizativo como para pautar o debate. Desde os anos cinqüenta, toda discussão sobre a relação entre capacidades humanas e o valor do trabalho adota – independentemente das posições defendidas – toma como ponto de partida os termos estabelecidos por Becker e Mincer.

Depois que as bases do debate foram estabelecidas por Becker e Mincer, houve importantes críticas e contribuições. Talvez a principal tenha sido a Teoria de Sinalização, postulada por Kenneth Arrow e Michael Spence em artigos publicados separadamente em 1973. Outra contribuição importante, embora menos rigorosa em termos conceituais, foi a Teoria da Fila de Lester Thurow e Herbert Gintis.

Do lado empírico, houve desde os anos cinqüenta uma verdadeira avalanche de estudos que utilizaram fontes de dados, poder computacional e técnicas econométricas que Gary Becker nunca teria imaginado possíveis em 1964. Esta vasta literatura levou a algumas conclusões extremamente sólidas, mas deixou outros aspectos ainda por serem decididos. A principal conclusão é que hoje não pode haver dúvida sobre o caráter causal da relação entre escolaridade e rendimentos.

Uma pergunta a responder diz respeito ao conteúdo econômico da educação. Há uma literatura crescente, a ser resenhada nas seções 2.5 e 2.6, que analisa a relevância de habilidades

cognitivas na determinação salarial. Os resultados, entretanto, ainda são pouco conclusivos – e escassos no caso dos países em desenvolvimento.

## 2.1 Antecedentes

Pode-se dizer que o primeiro economista a postular algo que remotamente se pareça com a noção de Capital Humano foi William Petty. Ao contabilizar as perdas geradas pela mortalidade das guerras e doenças contagiosas em *Verbum Sapianti*, panfleto publicado em 1664, Petty atribui a cada trabalhador um valor que depende de seus rendimentos.

If 1/6 of these 3 millions earned but 2 d. *per diem*; another 1/6 4 d. another 1/6 8 d. *per diem*, another 10 d. and another 12 d. ... it follows that 100,000 persons dying ... is near 7 Millions loss to the Kingdom.

(*Verbum Sapianti*, reimpresso em Hull (1899), pp108.)

Em nenhum lugar Petty justifica esse valor com argumentos de produtividade, nem o associa ao treinamento ou a qualificações superiores. Justiça seja feita, Petty publicou *Verbum Sapianti* apenas quatro anos depois da ditadura de Oliver Cromwell, em data mais próxima às cruzadas que à atualidade. Sequer havia uma proto-ciência econômica na época. Para ver como o Capital Humano aparece na teoria econômica e indagar se há alguma menção do conteúdo econômico da educação, devemos procurar nas obras de alguns dos fundadores e revolucionários da nossa ciência: Adam Smith, Karl Marx e Alfred Marshall.

### Adam Smith

Como grande parte das idéias formalizadas posteriormente na ciência econômica podem ser encontradas nas páginas de Adam Smith, é de se imaginar que ele teria algo a dizer também sobre a Teoria do Capital Humano. De fato, o Capítulo X do Livro 1 do *The Wealth of Nations*, tem como tema as diferenças de rendimento intra-fator, do trabalho e do capital. Com relação ao motivo pelo qual alguns trabalhadores ganham mais que outros, Adam Smith oferece algumas explicações avançadas até hoje.

The five following are the principal circumstances which ... make up for a small pecuniary gain in some employments, and counterbalance a great one in others: first, the agreeableness or disagreeableness of the employments themselves; secondly, the easiness and cheapness, or the difficulty and expense of learning them; thirdly, the constancy or inconstancy of employment in them; fourthly, the small or great trust which must be reposed in those who exercise them; and, fifthly, the probability or improbability of success in them.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 117)

Na terminologia contemporânea, essas razões são conhecidas como diferenciais compensatórios, capital humano, variabilidade da demanda por trabalho, confiança e a probabilidade de obter sucesso. Segundo Smith, explicam – juntas – as variações no rendimento do trabalho. Pode-se concluir que ele esboça algo semelhante ao conceito de Capital Humano. Na página seguinte, ele detalha como “the easiness of learning” determina os rendimentos.

When any expensive machine is erected, the extraordinary work to be performed by it before it is worn out, it must be expected, will replace the capital laid out upon it, with at least the ordinary profits. A man educated at the expense of much labour and time to any of those employments which require extraordinary dexterity and skill, may be compared to one of those expensive machines. The work which he learns to perform, it must be expected, over and above the usual wages of common labour, will replace to him the whole expense of his education, with at least the ordinary profits of an equally valuable capital. It must do this, too, in a reasonable time, regard being had to the very uncertain duration of human life, in the same manner as to the more certain duration of the machine.

The difference between the wages of skilled labour and those of common labour is founded upon this principle.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 118-119)

Ou seja, para fins da análise de seus rendimentos, os trabalhadores podem ser pensados como máquinas e suas habilidades como algum tipo de capital. Jacob Mincer assinaria embaixo com entusiasmo. Ademais, grandes diferenças de rendimento são passíveis de explicação.

Education in the ingenious arts and in the liberal professions is still more tedious and expensive. The pecuniary recompense, therefore, of painters and sculptors, of lawyers and physicians, ought to be much more liberal; and it is so accordingly.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 118-119)

Ou ainda no livro II:

The improved dexterity of a workman may be considered in the same light as a machine or instrument of trade which facilitates and abridges labour, and which, though it costs a certain expense, repays that expense with a profit.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 282)

Uma exposição tão clara deixa pouco mais a ser detalhado.

O que diz Adam Smith sobre o conteúdo econômico da educação? Primeiro ele deixa claro que, de fato, a educação (entendida em sentido amplo e incluindo formação de hábitos e costumes em casa e socialização na comunidade) e não características congênitas seriam responsáveis pelas diferenças de produtividade entre indivíduos.

The difference between the most dissimilar characters, between a philosopher and a common street porter, for example, seems to arise not so much from nature as from habit, custom, and education.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 29)

Smith também versa sobre o conteúdo econômico da educação, embora o faça de um modo inverso ao que hoje caracteriza a discussão. No final do livro 5, há uma discussão longa sobre educação. A maior parte aborda a organização industrial do setor educacional, mas há uma parte na qual Smith fala de conteúdos.

In the progress of the division of labour, the employment of the far greater part of those who live by labour, that is, of the great body of the people, comes to be confined to a few very simple operations, frequently to one or two. But the understandings of the greater part of men are necessarily formed by their ordinary employments. The man whose whole life is spent in performing a few simple operations, of which the effects are perhaps always the same, or very nearly the same, has no occasion to exert his understanding or to exercise his invention in finding out expedients for removing difficulties which never occur. He naturally loses, therefore, the habit of such exertion, and generally becomes as stupid and ignorant as it is possible for a human creature to become. The torpor of his mind renders him not only incapable of relishing or bearing a part in any rational conversation, but of conceiving any generous, noble, or tender sentiment, and consequently of forming any just judgment concerning many even of the ordinary duties of private life. ... His dexterity at his own particular trade seems, in this manner, to be acquired at the expense of his intellectual, social, and martial virtues. But in every improved and civilized society this is the state into which the labouring poor, that is, the great body of the people, must necessarily fall, unless government takes some pains to prevent it.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 781-782)

O recado é claro: o processo econômico embrutece as pessoas ao condená-las a repetir uma série limitada de processos simples. A educação, portanto, deve ser usada como política compensatória contra essa degradação. Tal como Charlie Chaplin em *Tempos Modernos*, os indivíduos seriam mecânica e progressivamente reduzidos a peças em uma máquina produtiva e o papel de uma educação abrangente é evitar tal embrutecimento.

Isso contrasta com o papel outorgado à educação técnica nas páginas 118 e 119 nas citações acima. A explicação é que Smith se refere a duas educações diferentes. A educação técnica, embrutecedora e tediosa, leva a indivíduos produtivos. A educação humanista geral não é o caminho para a produtividade, mas condição necessária para evitar a degeneração da humanidade.

O conteúdo desejado da educação humanista fica claro mais adiante no livro.

But though the common people cannot, in any civilized society, be so well instructed as people of some rank and fortune, the most essential parts of education, however, to read, write, and account, can be acquired at so early a period of life that the greater part even of those who are to be bred to the lowest occupations have time to acquire them before they can be employed in those occupations. For a very small expense the public can facilitate, can encourage, and can even impose upon almost the whole body of the people the necessity of acquiring those most essential parts of education.

(Smith, *The Wealth of Nations*, p 785)

Smith advoga em favor de habilidades cognitivas gerais que compensariam o embrutecimento imposto pelo processo econômico. Juntando com a visão anterior sobre treinamento para profissões, o que se vê é uma abordagem completamente disjunta. O treinamento profissional

levado adiante por sistemas de aprendizagem, instituições especializadas ou qualquer outro método seria equivalente a um investimento em capital físico. Já a educação geral seria uma política compensatória, ensinando conteúdos gerais para impedir que o processo industrial embrutece a população. Gary Becker certamente discordaria.

## **Karl Marx**

Quando se pensa na história do pensamento econômico relativo ao capital, é difícil não pensar em Karl Marx, cuja obra mais importante intitula-se justamente *O Capital*. Quando Marx deu este título à sua série de livros, certamente estava pensando em máquinas e equipamentos e não em seres humanos. No entanto, é possível que nela haja alguma menção ao Capital Humano, um século antes do surgimento de uma teoria formal sobre o assunto.

De fato, há alguma menção ao tema, embora seja pouco desenvolvida. Algo próximo à idéia de Capital Humano aparece muito embrionariamente no Capítulo 1 do Volume 1 e de modo mais completo no Capítulo VII do mesmo volume. É claro que a distribuição de rendimentos intra-fator do trabalho são extremamente marginais na análise marxista, cujo pilar central são as relações inter-fator entre capital e trabalho.

No capítulo 1, Marx deixa claro que o trabalho complexo e o trabalho simples são comparáveis, sendo um reduzível ao outro.

É certo que o *trabalho simples* médio muda de caráter conforme as regiões e as épocas, mas numa dada sociedade é sempre determinado. O trabalho complexo (*skilled labour*, trabalho qualificado) é apenas trabalho simples *potenciado*, ou melhor, *multiplicado*, de modo que uma dada quantidade de trabalho complexo corresponde a uma quantidade maior de trabalho simples.

(Marx, *O Capital*, Volume 1, Capítulo 1, Seção 2)

Não há nada sobre por que o esforço de um trabalhador é complexo e o de outro é simples. Isto vem apenas no capítulo VII.

O tema preponderante do Capítulo VII é a produção de mais valia e o grosso do capítulo consiste de uma contabilidade de quantas horas de trabalho estão incorporadas em 20 quilos de fio, a remuneração de cada uma e quanto valor em horas de trabalho sobrou depois de tudo. Marx empenha-se em mostrar que – apesar de o trabalho não poder ser vendido em uma economia sem escravidão – o fio produzido a partir do algodão é, de fato, trabalho e todos os insumos se reduzem também a trabalho. A troca de mercadorias se dá a preços que a transformam em uma troca do trabalho incorporado em cada mercadoria.

Resta, no entanto, o fato inconveniente de que o produto do trabalho de alguns trabalhadores vende-se a preços superiores ao produto do trabalho de outros. Como pode ser isto coerente com a interpretação de que, quando se trocam mercadorias, trocam-se horas de trabalho?

A resposta é dada no penúltimo parágrafo do Capítulo VII. Reproduz-se o parágrafo inteiro para que seja possível compreender a passagem em seu contexto original.

Observamos anteriormente que não importa ao processo de criação da mais valia que o trabalho de que se apossa o capitalista seja trabalho simples, trabalho social médio, ou trabalho mais complexo, de peso específico superior. Confrontado com o trabalho social médio, o trabalho que se considera superior, mais complexo, é dispêndio de força de trabalho formada com custos mais altos, que requer mais tempo de trabalho para ser produzida, tendo, por isso, valor mais elevado que a força de trabalho simples. Quando o valor da força de trabalho é mais elevado, emprega-se ela em trabalho superior e materializa-se, no mesmo espaço de tempo, em valores proporcionalmente mais elevados. Qualquer que seja a diferença fundamental entre o trabalho do fiandeiro e o do ourives, à parte do trabalho deste artífice com a qual apenas cobre o valor da própria força de trabalho não se distingue qualitativamente da parte adicional com que produz mais valia. A mais valia se origina de um excedente quantitativo de trabalho, da duração prolongada do mesmo processo de trabalho, tanto no processo de produção de fios, quanto no processo de produção de artigos de ourivesaria.

(O Capital, O *Capital*, Volume 1, Capítulo VII, Seção 2)

A noção de capital humano se encontra na frase: “Confrontado com o trabalho social médio, o trabalho que se considera superior ... é dispêndio de força de trabalho formada com custos mais altos, que requer mais tempo de trabalho para ser produzida, tendo, por isso, valor mais elevado que a força de trabalho simples.” Nela, Marx deixa claro que o trabalho não cria apenas capital físico, mas também trabalhadores mais bem qualificados. Ou seja, trabalho qualificado é produto de um trabalho anterior e, enquanto tal, capital humano. Jacob Mincer certamente diria do outro modo, mas não discordaria do parágrafo acima. Ou seja, o pouco que Marx fala sobre capital humano é coerente com a visão de Becker ou Mincer no que tange à produtividade do trabalho. É claro que Marx não acreditava que os salários fossem iguais ao produto marginal do trabalho e sim determinados pela luta de classes.

Se Marx já está em concordância com a idéia central da Teoria do Capital Humano, é de se imaginar que o fundador do marginalismo – sobre o qual essa teoria se baseia – estaria em perfeita sintonia com ela. Não é bem assim.

### **Alfred Marshall**

O que mais impressiona na obra de Alfred Marshall é sua atualidade. A argumentação, a terminologia e a completude são tais que, se o leitor não soubesse, pensaria estar lendo algo escrito hoje e não há quase 120 anos. Quando se lê Smith ou Marx, é necessário levar em conta que escreveram há muitos anos, que houve muita discussão de lá para cá e que a ciência econômica muito avançou. Não é o caso com Marshall. A sensação é que a análise microeconômica evoluiu mais nos 23 anos entre *O Capital* e *Princípios da Economia* que nos 120 anos após este último.

Há, é claro, algumas discussões extremamente datadas que ficam realçadas de modo ainda mais gritante pela própria atualidade da maior parte do texto. Por exemplo, o racismo da obra é claro na medida em que Marshall fala de “backward races” como sendo inerentemente incapazes dos feitos de ingleses e de outros europeus. Quando tenta amenizar sua condenação aos primitivos, Marshall é claramente lamarckista, apesar de *A Origem das Espécies* ter sido publicada trinta anos antes dos *Principles of Economics*. Mas esses são detalhes menores relacionados a campos fora da economia. No que concerne à análise econômica em si, *Principles of Economics* é um livro surpreendentemente atual.

Para nossos propósitos, o ponto mais relevante é que a distribuição é um tema relevante no *Principles of Economics*. O livro VI é inteiramente voltado para este tema e dá muito mais ênfase à distribuição de rendimentos intra-fator que à inter-fator. Com relação à distribuição interpessoal dos rendimentos do trabalho, que é o pano de fundo contra o qual a Teoria do Capital Humano se desenvolve, a abordagem marginalista de Marshall tem uma vantagem imediata em relação a quase tudo que veio antes. A heterogeneidade é inerente à visão marginalista. Se todas as firmas tivessem exatamente a mesma tecnologia, todas as horas de trabalho a mesma desutilidade, todos os consumidores as mesmas preferências ou todos os trabalhadores a mesma produtividade, a Teoria Marginalista tornar-se-ia pouco interessante.

Com relação aos rendimentos do trabalho, Marshall explicita a heterogeneidade inerente à sua teoria. “We must watch the marginal uses, and the marginal efficiency of each agent.” diz na página 432. No próximo capítulo, dá ainda mais ênfase à heterogeneidade essencial que atribui aos indivíduos que compõem os mercados em geral e do mercado de trabalho em específico:

A word should be said as to the common phrase “the general rate of wages,” or “the wages of labour in general.” Such phrases are convenient in a broad view of distribution, and especially when we are considering the general relations of capital and labour. But in fact there is no such thing in modern civilization as a general rate of wages. Each of a hundred or more groups of workers has its own wage problem.

(Marshall, *Principles of Economics*, p. 442).

Fica claro que Marshall enfatizava a heterogeneidade dos trabalhadores e o fato do rendimento de cada um ser igual à sua produtividade marginal, duas hipóteses fundamentais da Teoria do Capital Humano. Resta ver como ele percebia a origem dessa heterogeneidade. Não há dúvida de que ela resulta – total ou parcialmente – das condições em que cada geração e cada indivíduo são criados. Diz Marshall na página 442 que “an increase of wages ... increases the strength, physical, mental and even moral conditions of the coming generation.” Em um trecho anterior, ainda na página 172, ele deixa claro que a escola é em grande parte responsável por estas condições: “the advance made at school is important ... for the power of future advance which a school education gives.”

Não há dúvida de que até aqui Marshall concordaria com Becker e Mincer a respeito da primeira metade da Teoria do Capital Humano – aquela que diz respeito à correlação positiva entre escolaridade e rendimentos do trabalho. As opiniões dos três coincidiriam quanto à importância da distribuição interpessoal dos rendimentos do trabalho, quanto ao fato desses rendimentos serem determinados pela produtividade marginal de cada trabalhador e quanto ao caráter causal da escolaridade na determinação desta produtividade.

Isso, no entanto, é apenas metade da Teoria do Capital Humano com suas indumentárias completas. A outra metade diz respeito ao que Becker e Mincer chamariam de “escolha educacional” e o fato desta escolha ser dada de modo racional à luz de seus rendimentos futuros. Aqui a discordância é clara e inequívoca.

Primeiro, Marshall não acredita que investimentos em seres humanos possam ou devam ser vistos do mesmo modo que investimentos em máquinas e equipamentos.

The first point to which we have to direct our attention is the fact that human agents of production are not bought and sold as machinery and other material agents of production are. The worker sells his work, but he himself remains his own property: those who bear the expenses of rearing and educating him receive but very little of the price that is paid for his services in later years.

(Marshall, *Principles of Economics*, p. 466).

Segundo, em discordância total com Mincer, Marshall não acredita que crianças e seus pais sejam racionais e em posse de informações completas sobre os rendimentos à educação. Ele vê um problema distributivo claro e um papel fundamental para o Estado na provisão de educação para todos. Falando sobre decisões de famílias ricas e pobres sobre o futuro de seus filhos:

The higher industrial grades ... realize the future, and "discount it at a low rate of interest." They exert themselves much to select the best careers for their sons, and the best trainings for those careers; and they are generally willing and able to incur a considerable expense for the purpose. The professional classes especially, while generally eager to save some capital for their children, are even more on the alert for opportunities of investing it in them.

... But in the lower ranks ... the slender means and education of the parents, and the comparative weakness of their power of distinctly realizing the future, prevent them from investing capital in the education and training of their children with the same free and bold enterprise with which capital is applied to improving the machinery of any well-managed factory. Many of the children of the working-classes are imperfectly fed and clothed; they are housed in a way that promotes neither physical nor moral health; they receive a school education which ... goes only a little way; they have few opportunities of getting a broader view of life or an insight into the nature of the higher work of business, of science or of art; they meet hard and exhausting toil early on the way, and for the greater part keep to it all their lives. At least they go to the grave carrying with them undeveloped abilities and faculties; which, if they could have borne full fruit, would have added to the material wealth of the country—to say nothing of higher considerations—many times as much as would have covered the expense of providing adequate opportunities for their development.

(Marshall, *Principles of Economics*, p. 467).

Pessoas não são máquinas, famílias não são racionais e suas decisões de investimento nos seus filhos não têm qualquer relação com a decisão de investimento em bens de capital feita por

um empresário. Não se trata apenas de uma imperfeição dos mercados de capital que impede que os indivíduos solicitem empréstimos para financiar sua educação dando como garantia rendimentos futuros. As decisões feitas por famílias não sofrem apenas de restrição de capital; são também desinformadas e irracionais.

Pior, a falta de informação, racionalidade e capital são um problema distributivo grave na medida em que afetam muito mais duramente as famílias e indivíduos na parte inferior da distribuição de renda, tendendo assim, a ampliar as desigualdades na ausência de uma política educacional vigorosa por parte do poder público.

Além disto, Marshall deixa claro que – sem ação do Estado – a distribuição de rendimentos de acordo com produtividades marginais não ocorre de modo justo ou socialmente eficiente. Há clara necessidade de um Estado de bem-estar social. É o principal argumento a favor dessa necessidade é o argumento moderno de que a igualdade de resultados desta geração é a igualdade de oportunidades da próxima.

Even if we took account only of the injury done to the young by living in a home in which the father and the mother lead joyless lives, it would be in the interest of society to afford some relief to them also. Able workers and good citizens are not likely to come from homes, from which the mother is absent during a great part of the day; nor from homes, to which the father seldom returns till his children are asleep: and therefore society as a whole has a direct interest in the curtailment of extravagantly long hours of duty away from home, even for mineral-train-guards and others, whose work is not in itself very hard.

(Marshall, *Principles of Economics*, p. 600).

Alfred Marshall tampouco é culpado do pecado frequentemente atribuído à Teoria do Capital Humano de, ao explicar a desigualdade, justificá-la. Justiça seja feita, em nenhuma das obras fundadoras desta teoria por parte de Becker e Mincer se encontra a sugestão de que o Poder Público nada deve fazer com relação à desigualdade. No entanto, quando se considera que a distribuição educacional é fruto de escolhas racionais e informadas, as únicas hipóteses que justificam a intervenção governamental forte em prol da distribuição da renda são as hipóteses de pais egoístas ou mercados financeiros incompletos.

Em suma, Marx fecharia com Jacob Mincer; Marshall, não.

Teria Marshall algo a dizer sobre o conteúdo econômico da educação? Ofereceria ele alguma pista sobre se o ativo mais valioso outorgado pela escola a seus alunos são habilidades cognitivas ou não cognitivas, capital humano específico ou geral?

A resposta é sim. Marshall toma posição muito claramente sobre este tema em dois trechos do *Principles of Economics*. A primeira é quando discute treinamento no livro quatro, intitulado *The Agents of Production*:

[The influence] of general education ... is greater than it appears. It is true that the children of the working classes must very often leave school, when they have but learnt the elements of reading, writing, arithmetic and drawing; and it is sometimes argued that part of the little time spent on these subjects would be better given to practical work. But the advance made at school is important not so much on its own account, as for the power of future advance which a school education gives. For a truly liberal general education adapts the mind to use its best faculties in business and to use business itself as a means of increasing culture; though it does not concern itself with the details of particular trades: that is left for technical education.

Technical education has in like manner raised its aims in recent years. It used to mean little more than imparting that manual dexterity and that elementary knowledge of machinery and processes which an intelligent lad quickly picks up for himself when his work has begun; ... But such so-called education does not develop faculties; it rather hinders them from being developed. ... Technical education is however outgrowing its mistakes; and is aiming, firstly, at giving a general command over the use of eyes and fingers (though there are signs that this work is being taken over by general education, to which it properly belongs); and secondly at imparting artistic skill and knowledge, and methods of investigation, which are useful in particular occupations, but are seldom properly acquired in the course of practical work. It is however to be remembered that every advance in the accuracy and versatility of automatic machinery narrows the range of manual work in which command over hand and eye is at a high premium; and that those faculties which are trained by general education in its best forms are ever rising in importance.

(Marshall, *Principles of Economics*, p. 172 a 173)

Ou seja, o que importa mesmo para Marshall é o desenvolvimento de habilidades cognitivas gerais. O domínio de conteúdo específicos é bom, mas tem uma tendência a ficar obsoleto com o avanço técnico.

Nas últimas páginas do último capítulo do último livro, quando Marshall discute sua otimista visão de futuro, ele vai mais longe e claramente enfatiza a importância de habilidades não-cognitivas, como atitudes e valores.

We have then to strive to keep mechanical progress in full swing: and to diminish the supply of labour, incapable of any but unskilled work; in order that the average income of the country may rise faster even than in the past, and the share of it got by each unskilled labourer may rise faster still. To that end we need to move in the same direction as in recent years, but more strenuously. Education must be made more thorough. The schoolmaster must learn that his main duty is not to impart knowledge, for a few shillings will buy more printed knowledge than a man's brain can hold. It is to educate character, faculties and activities; so that the children even of those parents who are not thoughtful themselves, may have a better chance of being trained up to become thoughtful parents of the next generation. To this end public money must flow freely. And it must flow freely to provide fresh air and space for wholesome play for the children in all working class quarters

(Marshall, *Principles of Economics*, p. 597)

O objetivo da escola é então, “to educate character, faculties and activities.” Além habilidades cognitivas gerais (*faculties*), a escola deve ensinar habilidades não-cognitivas (*character e activities*). Não fica muito longe do mantra atual segundo o qual a escola deve formar cidadãos nem da visão tradicional segundo a qual a escola deve formar caráter.

Em resumo, Alfred Marshall vê a remuneração fortemente influenciada pela escolaridade e hierarquizada, de acordo com sua importância econômica, aquilo que é aprendido na escola. Habilidades cognitivas específicas (a uma profissão, não uma firma) seriam as menos

importantes, principalmente devido à possibilidade de serem aprendidas *on the job* e de serem feitas obsoletas pelas mudanças tecnológicas. Habilidades cognitivas gerais são altamente valorizadas por Marshall por que aumentam a produtividade em qualquer atividade. Finalmente, habilidades não-cognitivas, entendidas como hábitos e valores produtivos, são aquelas com maior conteúdo econômico.

Marshall também fala de redes sociais. Inicialmente, isso é um tanto surpreendente, uma vez que não há muito espaço para redes sociais em uma economia que era tanto marginalista como em equilíbrio. No entanto, Marshall enfatiza a importância de localização e o que hoje chamamos de *clusters* industriais.

... inventions and improvements in machinery, in processes and the general organization of the business have their merits promptly discussed: if one man starts a new idea, it is taken up by others and combined with suggestions of their own; and thus it becomes the source of further new ideas.

(Marshall, *Principles of Economics*, Livro IV Capítulo 10)

Não é exatamente o que hoje se entende por redes sociais, mas a importância das conexões entre indivíduos fica clara. Não há, no entanto, a idéia de que as redes são formadas em parte no decorrer da educação formal.

O tema continua a recorrer em alguns autores, como Pigou, que possivelmente foi o primeiro a usar a expressão “capital humano.” Pigou usa a expressão para se referir a um possível desgaste da produtividade de trabalhadores que trabalham horas excessivas por salários baixos<sup>2</sup>. Quando discorre sobre produtividade dos trabalhadores, Pigou costuma usar o termo “qualidade humana”.

Em qualquer caso, o conceito estava lançado, mas pouco sistematizado até os anos cinquenta do século passado, quando adveio a Era de Ouro da Teoria do Capital Humano.

## 2.2 A Era de Ouro de Capital Humano

A contribuição de Mincer e Becker à literatura previamente existente é dupla. Primeiro tem-se a sistematização rigorosa dos elementos já apresentados em Marshall: o rendimento dos trabalhadores é dado pela sua produtividade marginal, tal produtividade é consideravelmente ampliada por treinamento, anos passados na escola são uma forma de treinamento eficaz para esta ampliação de produtividades. Esta parte da Teoria do Capital Humano goza de boa aceitação entre economistas até hoje.

---

<sup>2</sup> Pigou rejeita a tese do desgaste de trabalhadores em função de longas horas de trabalho.

A segunda contribuição vai além daquilo que foi tratado por economistas anteriores e trata da decisão de investir em capital humano. Becker e, principalmente, Mincer tomam a posição de que os indivíduos são racionais, prevêm o futuro com alguma clareza e que, portanto, a distribuição de educação é função das preferências individuais. Tanto assim que o termo mais usado na literatura *mainstream* para referir-se ao nível educacional que as pessoas alcançam é “escolha educacional.” A aceitação dessa posição, entretanto, não é tão confortável para todos os economistas, inclusive economistas neoclássicos.

O artigo que abre esta Era de Ouro foi publicado por Jacob Mincer no *Journal of Political Economy* em 1958 com o título “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution”. Mincer pergunta como seria possível conciliar uma distribuição de renda assimétrica com distribuições de habilidades que são essencialmente normais (simetricamente distribuídas)? A dica já tinha sido dada por Gibrat (1931), que mostrou que se uma série de choques aleatórios aditivos se transforma em uma distribuição simétrica normal, uma série de choques aleatórios multiplicativos se transforma em uma distribuição lognormal, que pode ser altamente assimétrica. Mincer compara o valor presente dos rendimentos de indivíduos com  $s$  e  $s - d$  anos de treinamento. O valor para o indivíduo com  $s$  anos seria:

$$(1) \quad V_s = a_s \int_s^l e^{-rt} dt = \frac{a_s}{r} (e^{-rs} - e^{-rl}) \quad \text{onde } l \text{ representa a idade de aposentadoria, } a_s$$

os rendimentos do indivíduo com  $s$  anos de estudo,  $V_s$  seu valor presente e  $r$  a taxa de desconto. Já para o indivíduo com  $s-d$  anos:

$$V_{s-d} = \frac{a_{s-d}}{r} (e^{-r(s-d)} - e^{-rl})$$

Supondo indivíduos igualmente hábeis e racionais, os dois valores devem ser iguais. Ou melhor, diferem apenas na margem. A razão dos rendimentos anuais se escreve:

$$(2) \quad \frac{a_s}{a_{s-1}} = \frac{(e^{-r(s-d)} - e^{-rl})}{(e^{-rs} - e^{-rl})} = \frac{(e^{r(l+d-s)} - 1)}{(e^{r(l-s)} - 1)}$$

Algumas conseqüências da equação acima são imediatas. Uma olhada rápida dos dois exponenciais da última parte deixa claro que esta razão é superior a 1. Ou seja, pessoas com mais estudo ganham mais. Quanto maior for  $r$ , maior a diferença entre os rendimentos de educados e não-educados. Quanto menor for  $l$ , também maior será a diferença. Finalmente, a razão depende apenas da diferença relativa entre os níveis de escolaridade. Ou seja,  $a_8/a_4 = a_{12}/a_8$ .

Esse último fato deixa claro que os rendimentos de indivíduos com distintos níveis educacionais diferem por uma constante multiplicativa e não aditiva. Seguindo Gibrat (1931), isto já leva a uma

distribuição de rendimentos log-normal, ainda que a distribuição de escolaridade for normalmente distribuída.

A conclusão de Mincer é que a distribuição de renda, por mais desigual que seja, é fruto de uma distribuição de paciência. O valor presente da renda de todos é igual, dadas suas taxas de desconto. Mincer depois trata do rendimento ao longo da vida e usa o mesmo argumento – que o valor presente dos rendimentos deve ser igual – para explicar por que os perfis idade-rendimento são mais inclinados para indivíduos com maior escolaridade que para seus pares que estudaram menos.

Embora Mincer não o faça em seu artigo, também é possível analisar o que ocorre quando o valor presente dos rendimentos do indivíduo sem escolaridade é igualado ao valor presente do indivíduo com  $s$  anos de escolaridade.

$$a_s = a_0 \left( \frac{1 - e^{rl}}{e^{-rs} - e^{-rl}} \right) = a_0 \left( \frac{1 - e^{rl}}{1 - e^{-r(l-s)}} \right) e^{rs} \quad \text{o que, em logs, é:}$$

$$(3) \quad \ln(a_s) = \ln(a_0) + \ln \left( \frac{1 - e^{rl}}{1 - e^{-r(l-s)}} \right) + rs$$

O termo  $\left( \frac{1 - e^{rl}}{1 - e^{-r(l-s)}} \right)$  existe porque os indivíduos não vivem vidas infinitas e se aposentam com a mesma idade e não após o mesmo número de anos de trabalho remunerado. Se  $l \rightarrow \infty$  ou se supormos que todos trabalham o mesmo número de anos antes de se aposentar ou morrer, então a equação torna-se uma versão simples da futura equação de Mincer:  $\ln(a_s) = \ln(a_0) + rs$ .

O artigo de 1958 já contém grande parte do corpo de análise que conhecemos como Teoria do Capital Humano. O que não está no artigo é uma análise de investimento em capital humano específico e geral nem a famosa equação de Mincer. O artigo chega perto da equação, mas não a desenvolve. Ela tampouco figura em seu artigo de 1962, mas está presente no livro de Gary Becker de 1964 (página 104 da edição de 1993). Se Mincer não tivesse voltado ao tema com muita ênfase no livro de 1974 e analisado a equação que leva seu nome com grande cuidado, talvez ela hoje fosse conhecida como equação de Becker.

Dada a importância da equação de Mincer nesta tese, vale a pena explicitar melhor seu embasamento teórico. Suponha a existência de um indivíduo que faz um investimento de tempo completo, chamado de educação formal, em sua capacidade de obter um rendimento alto pelo resto da vida. Então  $E_{s+1} = E_s (1 + \beta_s)$  onde  $E_s$  representa o rendimento não recebido enquanto se faz o investimento e  $E_{s+1}$  representa o rendimento após o investimento.  $\beta_s$  é por definição a taxa de retorno deste investimento. Se são diversos períodos de investimento, tem-se:

$$E_s = \prod_{m=0}^{s-1} (1 + \beta_m) E_0 \quad \text{o que em logs é:}$$

$$(4) \quad \ln E_s = \ln E_0 + \sum_{m=0}^{s-1} \ln(1 + \beta_m)$$

Suponha ainda que este investimento, agora chamado de treinamento no emprego ou experiência laboral, continua após o fim dos estudos, mas sem ser em tempo completo. Neste caso,  $E_{t+1} = E_t (1 + k_e \beta_e)$  onde  $\beta_e$  é a taxa de retorno do investimento pós-escolar e  $k_e$  representa a fração do tempo gasto no investimento. Mincer (1974) supõe que cada pessoa investe menos em aprendizagem conforme ela fica mais velha uma vez que terá menos tempo para rentabilizar este investimento. Ou seja,  $k_{s-x} = \kappa(1-x/l)$  onde  $x$  é a idade da pessoa e  $l$  a idade de aposentadoria. Supondo que este investimento em tempo parcial começa após o investimento em tempo completo tem-se:

$$(5) \quad \ln E_{x,s} = \ln E_0 + \sum_{m=0}^{s-1} \ln(1 + \beta_m) + \left( \kappa \beta_e + \frac{\kappa \beta_e}{2l} \right) x - \frac{\kappa \beta_e}{2l} x^2$$

A equação acima pode ser re-escrita como:

$$(6) \quad \ln E_{x,s} = \alpha + \sum_{m=0}^{s-1} \beta_m + \beta_1 x + \beta_2 x^2$$

A forma funcional dos retornos à educação é a mais flexível possível. Dependendo das características de cada mercado de trabalho e sistema educacional, os  $\beta_s$  podem ser tratados como todos iguais e estimados como um único termo linear, todos diferentes e estimados por um conjunto de variáveis indicatrizes ou até iguais em dados subconjuntos de  $s$  e estimados usando um *spline*.

O tratamento da experiência laboral por Mincer (1974) é um pouco arbitrário. Trabalhos subseqüentes têm acrescentado um termo de interação entre o rendimento à experiência laboral e a educação e/ou o expandido em polinômio de grau superior a 2 (em geral cúbicos ou polinômios da quarta potência).

O termo  $\alpha$  representa o que cada indivíduo ganharia sem esses investimentos em educação formal e experiência laboral.

A equação (6) descreve os ganhos de um único indivíduo para diferentes níveis de educação e experiência. O  $\alpha$  representa exatamente quanto José ou Raquel ganhariam se não se educassem nem tivessem experiência laboral. O  $\alpha$  é, portanto, único para cada indivíduo. A estimação de rendimentos à educação para uma população requer algumas modificações.

$$(7) \quad \ln E_i = \alpha + \sum_{m=0}^{s-1} \beta_m \delta_{m,i} + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + u_i \quad \text{onde } i \text{ agora indexa indivíduos.}$$

Note que a hipótese é que os retornos à educação e à experiência são iguais para todos os indivíduos em uma população. Entretanto,  $\alpha$  agora não representa o rendimento do indivíduo  $i$ , com  $s$  anos de estudo, em relação ao que teria se não tivesse estudado. Não há  $\alpha_i$  na equação estimável porque não se observa o rendimento que um indivíduo com nível educacional  $s$  teria se nunca tivesse estudado: observa-se apenas seu rendimento com  $s$  anos de estudo. Como  $\alpha$  não é um  $\alpha_i$ , em geral colocam-se variáveis regionais de sexo, de cor/raça ou outros fatores do tipo para descrever quanto ganharia um indivíduo parecido com o indivíduo  $i$  com  $s$  anos de estudo se não tivesse estudado. Em outras palavras, uma comparação entre diferentes rendas em função de diferentes escolhas educacionais, mas para um mesmo indivíduo, no desenvolvimento teórico microeconômico se torna uma comparação entre indivíduos diferentes na equação a ser confrontada contra os dados.  $u_i$ , é claro, representa tudo que desconhecemos sobre os determinantes salariais do indivíduo  $i$ .

Em 1964 veio a contribuição de Gary Becker no seu livro *Human Capital*, que trata do tema com maturidade e completude. A acumulação de capital humano ocorre mediante educação formal, treinamento dentro das empresas e treinamento fora de empresas. Cada um destes meios tem peculiaridades e incentivos que levam a regras específicas que governam sua acumulação. Assim como a decisão de investir em capital físico, a decisão de investir em capital humano ocorre apenas se os retornos são superiores aos retornos de investimentos alternativos feitos por firmas e indivíduos racionais. O investimento em capital humano específico a uma firma será por essa mesma firma uma vez que não tem valor fora dela, levando o repositório desse capital a permanecer na firma. Já o investimento em capital humano geral será custeado pelo trabalhador – seja mediante os custos específicos de adquirir uma educação formal, seja mediante salários iniciais baixos trabalhando em uma firma que o treine.

Ao enfatizar a racionalidade da decisão de uma pessoa se educar, Becker também implicitamente outorga às preferências pelo presente um papel importante na distribuição de capital humano. Becker trata sem grande ênfase de restrições de liquidez e outros óbices à acumulação de capital humano. O que fica da análise, entretanto, é que se trata de uma decisão racional. Ou seja, embora Becker nunca o diga explicitamente, para ele a distribuição de renda reflete em grande medida uma distribuição de impaciência.

Um tema, no entanto, largamente ausente desta literatura é uma descrição dos conteúdos aprendidos na escola que são valorizados no mercado de trabalho. Nas páginas 171 a 180 do Capítulo 5, Becker discute o problema de “ability bias”, mas nunca fica claro se para ele as habilidades cognitivas fazem parte de  $\alpha$  ou de  $\beta_s$ . Talvez Becker e Mincer achassem tão óbvio

que o conteúdo econômico da educação seriam as habilidades cognitivas que acreditassem que não valia a pena comentar o assunto. Talvez por serem economistas, concentraram suas atenções na análise dos incentivos. O resultado é que esta questão ficou sem resposta – ou melhor, ficou até sem ser articulada como pergunta, nos trabalhos acima mencionados.

### 2.3 A Equação de Rendimentos Ampliada e sua Interpretação

Não é imediatamente claro com qual argumento incluir uma medida de habilidades cognitivas em uma equação de Mincer. Se for pensada como parte das habilidades basais de José ou Raquel, então é claro que deve ser incorporada às variáveis que compõem  $\alpha$ . A interpretação imediata é que há algo que podemos chamar de “habilidade” que é uma característica inata de cada pessoa e não um ativo construído pela educação. Boa parte da confusão na interpretação de coeficientes de habilidades cognitivas se deve a essa interpretação bastante questionável.

Por outro lado, se pensamos que a habilidade cognitiva pode ser o próprio capital comprado no investimento em capital humano, então  $E_{s+1} = E_s (1+c_s\beta_c)$ , onde  $c_s$  é a habilidade cognitiva adquirida no período de estudo  $s$ . Isso pode ser facilmente estendido a dois tipos de habilidades, uma cognitiva e outra não cognitiva. Neste caso teremos os seguintes determinantes dos rendimentos:  $E_{s+1} = E_s (1+c_s\beta_c) (1+n_s\beta_n)$ . Uma substituição repetida supondo que  $\beta_c$  e  $\beta_n$  são constantes, fornece:

$$(8) \quad E_s = \prod_{m=0}^{s-1} (1 + c_m \beta_c)(1 + n_m \beta_n) E_0 \quad \text{em logs}$$

$$(9) \quad \ln E_s = \ln E_0 + \sum_{m=0}^{s-1} [\ln(1 + c_m \beta_c) + \ln(1 + n_m \beta_n)] = \ln E_0 + C\beta_c + NC\beta_n \quad \text{onde } C \text{ e } NC$$

$NC$  representam as habilidades cognitivas e não-cognitivas acumuladas durante a vida de estudo. Uma formulação misturando rendimento a um dado número de anos de estudo com rendimento às habilidades cognitivas, pode-se escrever como segue:

$$(10) \quad \ln E_i = \alpha + \sum_{m=0}^{s-1} \beta_m \delta_{m,i} + C\beta_c + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + u_i$$

Ou seja, colocar habilidades cognitivas como parte de  $\alpha$  ou parte do conjunto de  $\beta_s$  leva a exatamente o mesmo modelo estimável, mas a interpretações inteiramente diferentes. Chamaremos o modelo descrito pela equação (10) de equação de Mincer ampliada ou equação

de rendimentos ampliada. Esta tem sido a equação estimada na quase totalidade dos estudos sobre o conteúdo econômico da educação publicados.

A interpretação da equação (10) na maior parte da literatura é que o termo  $\sum_{m=0}^{s-1} \beta_m \delta_{m,i}$  representa

o rendimento às habilidades não-cognitivas adquiridas durante o processo educacional. No entanto, um pouco de reflexão mostrará que esta interpretação está errada e precisa de um pouco mais de clareza conceitual<sup>3</sup>. A educação (fora de um modelo credencialista) não é uma habilidade em si – ela gera habilidades que são então remuneradas pelo mercado de trabalho. Seja então:

(11)  $y = \beta_n n + \beta_c c + \varepsilon$  a equação de rendimentos onde  $y$  representa o log da renda,  $n$  as habilidades não cognitivas,  $c$  as habilidades cognitivas e  $\varepsilon$  um erro aleatório contendo tudo que desconhecemos. Se  $n$  e  $c$  pudessem ser medidos, não haveria mais problemas, mas dispomos de medidas apenas para  $c$ .

Suponha ainda que a função de produção educacional (o conteúdo econômico da educação) se escreve:  $e = \gamma_n n + \gamma_c c + v$  onde  $e$  representa a escolaridade formal e  $v$  outro erro aleatório. Dado que a equação de rendimentos ampliada não contém  $n$  e contém  $e$ , convém re-escrever nestas variáveis. Ou seja:  $n = (e - \gamma_c c + v)/\gamma_n$  que, quando substituído na equação (11):

$$(12) \quad y = \beta_n (e - \gamma_c c + v)/\gamma_n + \beta_c c + \varepsilon = (\beta_n/\gamma_n) e + (\beta_c - \beta_n \gamma_c/\gamma_n) c + (\varepsilon + v/\gamma_n)$$

Logo, o coeficiente estimado na equação de rendimentos ampliada,  $(\beta_c - \beta_n \gamma_c/\gamma_n)$ , é uma estimativa com viés negativo do real impacto sobre os salários das habilidades cognitivas. O viés é tanto maior quanto maior for o aprendizado de conteúdos cognitivos na educação (quanto maior for  $\gamma_c/\gamma_n$ ) e quanto menores forem os impactos das habilidades não-cognitivas,  $\beta_n$ , sobre os rendimentos. Como não temos a menor idéia dos valores de  $\beta_n$ ,  $\gamma_n$  e  $\gamma_c$ , é impossível saber o tamanho do viés. O que se pode concluir é que  $\beta_c$ , tal como estimado na equação de rendimentos ampliada (10), oferece um limite *inferior* do impacto das habilidades cognitivas sobre os rendimentos. É claro que esta conclusão pressupõe uma forma aditiva tanto da equação de rendimentos como da função de produção educacional.

---

<sup>3</sup> O autor e seu orientador gostariam de agradecer os comentários de Ricardo Paes de Barros com relação a esta seção.

E se estimarmos a equação de rendimentos sem a variável educação? Neste caso, é possível tirar conclusões um pouco mais fortes. Seja uma equação de rendimentos que dependa de habilidades cognitivas,  $c$ , habilidades não-cognitivas,  $n$ , e outras variáveis  $x$ :  $y = f(n, c, x)$ .

Suponha uma função de produção igualmente geral:  $e = g(n, c, z)$ . Invertendo  $g$  com relação a  $n$ , tem-se:  $n = h(e, c, z)$ . Substituindo na equação de rendimentos, tem-se:

$y = f(h(e, c, z), c, x)$ . A derivada total com relação a  $c$  se escreve:

$\frac{\partial f}{\partial c} = \frac{\partial f}{\partial h} \frac{\partial h}{\partial c} + \frac{\partial f}{\partial c}$  Ou seja, a derivada total é maior (ou menor) que a derivada parcial. Qual

é o sinal de  $\frac{\partial h}{\partial c}$ ? Se a correlação parcial entre habilidades cognitivas e não-cognitivas for

positiva, então  $\frac{\partial h}{\partial c}$  é positivo. Toda a literatura sobre aprendizado é unânime em enfatizar que

as crianças aprendem na escola tanto habilidades cognitivas como não cognitivas. Ou seja,  $\frac{\partial h}{\partial c}$  é

positivo. O que se estima ao omitir a educação da equação de rendimentos apenas com

habilidades cognitivas, é  $\frac{\partial f}{\partial c} = \frac{\partial f}{\partial h} \frac{\partial h}{\partial c} + \frac{\partial f}{\partial c}$  e não  $\frac{\partial h}{\partial c}$ . Portanto, a equação de rendimentos

sem educação oferece um limite *superior* do real impacto das habilidades cognitivas sobre os rendimentos do trabalho.

Ou seja, é possível com duas estimações e não apenas uma, encontrar um intervalo no qual cai o verdadeiro impacto das habilidades cognitivas sobre os rendimentos do trabalho.

## 2.4 As Críticas

As críticas à teoria de capital humano vieram de duas correntes de pensamento inteiramente diferentes. A primeira é capitaneada por alguns economistas marxistas, notadamente Samuel Bowles e Herbert Gintis. Eles primeiro problematizaram o problema do conteúdo econômico em diálogo com o *mainstream* sobre a Teoria do Capital Humano, enfatizando que os conteúdos econômicos da educação eram principalmente disciplina e obediência e não habilidades cognitivas. A segunda corrente foram micro-economistas completamente inseridos no *mainstream* e preocupados com a análise de informação imperfeita – Michael Spence, Kenneth Arrow e, em um segundo momento, Joseph Stiglitz. Eles argumentavam que a equação de

Mincer não deveria ser interpretada de modo causal, uma vez que a escola poderia estar revelando diferenças pré-existentes e não as causando.

Começemos pelos marxistas.

Em artigo de 1971, Herbert Gintis argumenta que o mercado de trabalho não valoriza conteúdo e sim atributos comportamentais. Os estudos que incluíam medidas diretas de habilidades cognitivas estavam em sua infância, mas Gintis já argumentava que a inclusão de habilidades cognitivas pouco reduzia o coeficiente de anos de estudo. Esse fato o levou a argumentar que a principal função da escola era produzir trabalhadores obedientes e disciplinados e não ensinar habilidades cognitivas. Samuel Bowles expôs argumentos semelhantes durante apresentações em congressos.

Não há nada neste argumento específico que contrarie a noção de capital humano. Afinal, como nada no trabalho de Becker ou Mincer explicita o que seria o conteúdo econômico da educação, não há por que *a priori* dizer que este conteúdo não possa ser o aprendizado da obediência. No entanto, a crítica incomodou o suficiente para merecer uma resposta de Becker no *The Journal of Political Economy* em 1972. Embora Becker centre seu argumento contra a relevância de origem socioeconômica, fica claro que ele está pensando ao longo da linha das habilidades cognitivas. Bowles e Gintis fazem outras críticas à teoria (trabalho humano não é *commodity*, a organização social do processo educacional não é produto de escolhas individuais) que são pouco relevantes para os fins desta tese e não foram o objeto principal da réplica de Becker. Isto mostra que, apesar de não o mencionar explicitamente, Becker pensa em habilidades cognitivas quando pensa em capital humano produzido pela educação.

Nos anos setenta, havia grandes problemas com a visão de Gintis e Bowles. Os retornos à educação se observam também em atividades assalariadas como na agricultura familiar ou entre empregados por conta própria. Se a interpretação é que o valor da educação não passa de produzir trabalhadores obedientes, estes fatos ficam pouco explicáveis.

Gintis, Bowles e outros continuaram a criticar a Teoria do Capital Humano ao longo dos anos, progressivamente refinando seus argumentos, enfatizando as habilidades não cognitivas e deixando de lado as outras linhas de argumentação.

A segunda linha de críticas à Teoria do Capital Humano veio de teóricos da microeconomia. Em artigos independentes publicados em 1973, Michael Spence e Kenneth Arrow avançam um modelo no qual a educação nada agrega à produtividade das pessoas, mas, como é custosa, serve como sinal desta mesma produtividade.

O modelo de Spence supõe que as pessoas não aprendem nada de valor na escola, mas que a educação tem custos. Estes custos existiriam para todos, mas há uma correlação inversa entre o custo educacional e a produtividade dos indivíduos no mercado de trabalho, levando o custo

educacional a ser maior para indivíduos pouco produtivos. Além desta hipótese, Spence faz as hipóteses usuais deste tipo de modelo sobre a coerência das expectativas: os empregadores e potenciais trabalhadores compartilham o mesmo modelo da realidade. Isso quer dizer que as crenças *ex-ante* dos empregadores, que os levam a oferecer salários maiores a indivíduos com maiores níveis de educação, são validadas *ex-post* pelas produtividades de seus empregados; simetricamente, as crenças de potenciais empregados que se educam para o mercado de trabalho são validadas *ex-post* pelas ofertas salariais que recebem. O modelo original é simples e elegante:

QUADRO 1 HIPÓTESES DO MODELO DE SPENCE

Grupo	Produtividade	Oferta relativa	Custo educacional
Produtivos	$p_1$	$q$	$e/2$
Pouco produtivos	$p_2$ ( $p_1 > p_2$ )	$1-q$	$e$

Existem dois grupos de empregados potenciais, cujas produtividades, oferta relativa e custos educacionais são dados por hipótese.

Há dois equilíbrios. Um é um equilíbrio não separador, no qual os empregadores oferecem um salário igual à produtividade média esperada,  $p_1q + p_2(1-q)$ , e ninguém tem incentivo para freqüentar a escola. O segundo é um equilíbrio separador, no qual a educação separa indivíduos com alta e baixa produtividade. Os indivíduos pouco produtivos recebem salários iguais à sua produtividade,  $p_2$ , e não freqüentam a escola. Já os altamente produtivos queimam dinheiro com uma educação inútil para mostrar que são produtivos. A condição que permite isso é que não faça sentido para os pouco produtivos se fingirem de altamente produtivos. Neste exemplo, esta condição é:  $p_1 - e = p_2$ . Ou seja, sempre existirá um equilíbrio separador.

A educação é benéfica apenas na medida em que permite um pareamento de trabalhadores e salários ou trabalhadores e postos de trabalho. Fora isso, gera apenas custos para os trabalhadores produtivos que são obrigados a freqüentar aulas nas quais nada aprendem apenas para mostrar que são, de fato, produtivos.

O modelo explica como grandes aumentos na quantidade de americanos com estudos superiores, entre o fim da segunda guerra e o os anos oitenta, co-existiram com uma distribuição de renda estável. O modelo também explica fatos como o efeito-diploma.

As falhas do modelo são auto-evidentes. A primeira é que não explica de onde vem a produtividade. As únicas explicações possíveis seriam que fosse biologicamente determinada ou então dada pela família. A segunda é que, pelo menos em alguns casos extremos, é

patentemente falsa: ninguém entra na escola de medicina sabendo como fazer cirurgias cardíacas; nenhum piloto nasceu sabendo pilotar ou aprendeu em casa.

O modelo de Spence, no entanto, é extremamente difícil de refutar. As habilidades cognitivas podem ou não influenciar o rendimento do trabalho. Se elas o influenciam, os alunos já as tinham; se não, seria mais uma evidência em favor da inutilidade econômica do conteúdo aprendido na escola.

## **2.5 As evidências empíricas: causalidade**

Há hoje um grande corpo de trabalhos empíricos testando a causalidade da relação entre escolaridade e rendimentos. Não apenas são muitos trabalhos como também alguns dos trabalhos mais criativos na micro-econometria, que serão brevemente apresentados a seguir. O fato que ter passado tempo na escola causa maiores rendimentos do trabalho para um dado indivíduo é hoje uma verdade econômica tão bem estabelecida quanto a Lei de Engel (pessoas com maior renda gastam proporcionalmente menos com comida) ou a inclinação negativa das curvas de demanda. Os econométricos que testaram esta relação lançaram mão de uma pletera de variáveis instrumentais e experimentos naturais para deixar esse caráter causal como um dos fatos econômicos universais.

Aqui não é o lugar para uma investigação exaustiva desta literatura, mas cabe mencionar a astúcia de vários econométricos em encontrar variáveis instrumentais e experimentos naturais para mostrar, com pouquíssima dúvida, o caráter causal da educação com relação aos rendimentos.

O problema econométrico é encontrar uma fonte de variação de desempenho educacional que seja exógena ao mercado de trabalho. Se há alguma variável que causa variações na quantidade de escolaridade alcançada por um grupo de indivíduos, mas que não tem relação com os rendimentos posteriores, então se usa uma abordagem de variáveis instrumentais em dois estágios para se ter uma estimativa do rendimento real à educação, sem viés de seleção.

Uma das primeiras fontes de variação exógena encontradas aproveita o fato de o calendário escolar começar na mesma data para todo o mundo, independente de sua data de aniversário. Angrist e Krueger (1991) notam que meninos e meninas que nascem no início do ano começam seus estudos mais velhos e, portanto, completam menos anos de estudo antes de chegar aos 16 ou 17 anos, que são as idades nas quais a frequência à escola deixa de ser compulsória nos Estados Unidos. Em 1980, por exemplo, homens nascidos nos primeiros três meses do ano tinham 0,109 anos de escolaridade de desvantagem e também ganhavam 1% a menos que homens nascidos nos nove meses finais do ano. A razão das duas diferenças,  $0,0111/0,109 = 0,102$ , é uma estimativa da taxa de retorno incondicional à educação. Uma estimativa da taxa de

retorno condicional às variáveis usuais pode ser feita mediante mínimos quadrados em dois estágios. Com este método, Angrist e Krueger encontram uma taxa de retorno à educação de 10%. Isto é, surpreendentemente, maior que os 7% encontrados via mínimos quadrados ordinários (MQO). Pons e Gonzalo (2001) obtêm resultados semelhantes para a Espanha.

Uma variante sobre a estratégia de data de aniversário são mudanças que ocorrem quando há aumentos na própria idade a partir da qual os jovens podem abandonar a escola. Harmon e Walker (1995) usam a elevação desta idade de 14 para 15 no Reino Unido em 1947 e de 15 para 16 em 1973. Usando estas mudanças como instrumentos, os autores estimam os retornos à educação em 0,15 contra 0,067 usando MQO.

Na mesma linha, Meghir e Palme (1999) estimam as taxas de retorno à educação usando um dos poucos experimentos de fato em política educacional. Em 1950, a escolaridade mínima na Suécia foi aumentada de oito para nove anos. Entretanto, a reforma foi levada a cabo gradualmente entre 1949 e 1962. Primeiro alguns e depois outros dos 1031 municípios suecos adotaram a nova lei. Usando a coorte e o município de nascimento como instrumentos, Meghir e Palme obtêm uma estimativa de 0,035 para os retornos à educação, contra 0,027 usando MQO.

Angrist e Krueger (1992) voltam ao tema com outra estratégia – a Guerra do Vietnã. Entre 1970 e 1973, o Governo Americano determinou quem era chamado para servir, e possivelmente morrer, na Guerra do Vietnã por meio de uma loteria com base na data de nascimento de cada indivíduo. A loteria era feita no meio do ano anterior – a loteria que determinava a ordem os jovens chamados em 1971, por exemplo, foi feita em meados de 1970. A loteria ordenava os 365 dias de aniversário, mas não estabelecia quantas datas seriam chamadas. Isto ocorria ao longo do ano que seguia a loteria e dependia das necessidades militares. No entanto, jovens cujas datas de aniversário estavam no início da lista sabiam que quase com certeza iriam à guerra e jovens cujas datas estavam no final da lista sabiam quase com certeza que não iriam.

Havia alguns modos de evitar o serviço militar e a matrícula em uma instituição de ensino superior era, de longe, o mais usado. Quem se matriculava no ensino superior estava livre do risco de morrer lutando contra os vietcongues e, como a loteria era feita com certa antecedência, havia tempo hábil para se matricular após o sorteio de datas. Esta variação fez com que homens cujas datas estavam entre as 75 no início da fila tenham até 0,2 anos de estudo a mais que aqueles cujas datas caíram no final da fila. Usando o sorteio do Vietnã, Angrist e Krueger (1992) estimam a taxa de retorno à educação superior em 0,091 ao ano enquanto valor estimado para a mesma população usando mínimos quadrados ordinários é de apenas 0,079.

Lemieux e Card (1998) também se aproveitam de uma guerra para estimar os retornos à educação. O *Veterans' Readjustment Act* Canadense estabeleceu um forte sistema de apoio financeiro à educação superior de veteranos da Segunda Guerra Mundial. No entanto, por razões de desentendimentos federativos, as universidades na província de Québec não tomaram

as medidas para receber os veteranos de sua província dentro das regras estabelecidas no *Veterans' Readjustment Act*, gerando assim um experimento natural. Lemieux e Card estimam os retornos à educação em 0,09 usando o experimento natural da Segunda Guerra e, para a mesma população, os MQO apontam para uma taxa de retorno de 0,07.

Duflo (2001) usa um projeto acelerado de construção de escolas na Indonésia como experimento natural. Entre 1973 e 1980, o Projeto Sekolah Dasar INPRES dobrou o número de escolas primárias na Indonésia mediante a oferta de 61.807 novas escolas no país. As escolas não foram distribuídas aleatoriamente. Ao contrário, o calendário de construção era proporcional às necessidades de cada região, levando mais escolas novas às regiões com menos escolas anteriormente existentes. A estratégia de identificação foi comparar o aumento na educação e renda entre coortes de jovens nascidos antes do projeto e coortes de jovens nascidos após seus efeitos em regiões que receberam muitas escolas, com os mesmos aumentos em regiões que receberam poucas escolas. A Tabela 2.1 mostra as médias.

TABELA 2.1 ESCOLARIDADE E RENDIMENTOS: DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS

Coorte	Escolaridade			ln(salário)		
	Baixa	Alta	Diferença	Baixa	Alta	Diferença
2 a 6 anos em 1974	8,49	9,76	-1,27	6,61	6,73	-0,12
12 a 17 anos em 1974	8,02	9,40	-1,38	6,87	7,02	-0,15
Diferença	0,47	0,36	0,11	-0,26	-0,29	0,03

FONTE: Duflo (2001).

NOTA: Alta e baixa se referem à incidência do Projeto de construção de escolas.

A razão entre as diferenças em diferenças na escolaridade e no salário é uma estimativa dos retornos não condicionados à educação:  $0,03/0,11 = 0,273$ , o que é um número extremamente elevado. Condicionando os retornos à educação às variáveis usuais, Duflo obtém uma estimativa de 0.104 usando sua estratégia de identificação contra 0,076 estimados usando MQO sobre a mesma população.

Finalmente, um instrumento extremamente popular tem sido a existência de gêmeos. Gêmeos bivitelinos em princípio compartilham as mesmas influencias familiares, os mesmos estímulos e mesma criação; gêmeos univitelinos também compartilham o mesmo material genético. Considerando a dificuldade de obter dados sobre gêmeos, trata-se de uma literatura surpreendentemente extensa. O artigo de Ashenfelter e Krueger (1998) é um dos mais citados e provavelmente o melhor. Os autores usam uma amostra de quase trezentos gêmeos univitelinos e quase cem bivitelinos de um festival de gêmeos anual nos Estado Unidos. O objetivo é filtrar dos retornos à escolaridade a parte que se deve à "habilidade." Supõe-se que em um modelo de

*signalling*, irmãos gêmeos terão “habilidades” iguais. Se os rendimentos a educação se resumem a *signalling*, os retornos estimados entre gêmeos devem ser nulos.

Ashenfelter e Krueger estimam um modelo usando primeiras diferenças (uma estimação em painel onde o painel é o par de gêmeos). Para controlar o erro de medida no nível de escolaridade, que é amplificado pelo procedimento de primeiras diferenças, perguntam a cada gêmeo não apenas sua própria escolaridade como também a escolaridade do seu irmão/irmã. Deste modo, podem usar a resposta cruzada de escolaridade como um instrumento para reduzir erro de medida. Enquanto os retornos à educação estimados via MQO para a mostra de gêmeos são 0,084, os retornos estimados em primeiras diferenças são 0,092. Quando se corrige o erro de medida da escolaridade, os retornos sobem a 0,167.

Blanchflower and Elias (1999) usaram 23 gêmeos idênticos encontrados na *UK National Child Development Study*, mas há pouca variação. Ashenfelter e Rouse (1998) usam o mesmo festival que Ashenfelter e Krueger, mas com uma amostra maior de quase 700 indivíduos, encontrando poucas diferenças entre retornos estimados usando diferentes métodos. Bonjour et ali (2000) encontram uma amostra bem maior de 3300 pares (6600 indivíduos) e encontram poucas diferenças entre estimativas usando vários métodos. Isacsson (1999) usa gêmeos suecos e Miller, Mulvey e Martin (1995) usam gêmeos australianos. Há ainda uma dezena de outras publicações estimando retornos à educação usando gêmeos.

O ponto débil destes estudos usando gêmeos é que não explicam por que os níveis educacionais são diferentes. Afinal, se os gêmeos são idênticos em todos os aspectos mensuráveis como é que adquiriram quantidades diferentes de estudo? Ao contrário dos estudos que instrumentam a escolaridade usando data de nascimento, guerras ou disponibilidade de escolas, os estudos de gêmeos não avançam um modelo explícito de variação exógena na escolaridade.

Em *todos* os estudos mencionados acima, os retornos à educação feitos usando variáveis instrumentais superam as estimativas feitas usando mínimos quadrados ordinários. A presença de viés de seleção positivo – pessoas com maior habilidade pré-escola (ou potencial de crescimento na escola) alcançam maiores níveis educacionais que aqueles com menores habilidades – levaria as estimativas MQO a serem maiores que as estimativas por variáveis instrumentais. Como explicar o inverso? São os indivíduos menos capazes os que vão mais longe na escola?

A explicação mais avançada na literatura é que há erro de medida na escolaridade reportada. O primeiro estágio de qualquer estimação em dois estágios limpa os dados de erro de medida aleatório. Ao usar o valor predito por uma variável instrumental qualquer, o erro de medida vai

todo para o resíduo e é filtrado da equação principal. Ashenfelter e Krueger (1994) estimam que o erro de medida responde por uns 10% da variância total na medida da escolaridade, na amostra de gêmeos, o que sugere que embora possa responder por parte da diferença entre os estimadores VI e MQO, provavelmente não explica tudo. No entanto, é possível que em outras pesquisas o erro de medida seja maior.

Há vários outros estudos usando instrumentos ou experimentos naturais para estabelecer a relação causal entre escolaridade e rendimento e sua resenha exaustiva não é o objetivo principal desta tese. A principal mensagem, no entanto, é que não há dúvida que a relação entre escolaridade e rendimentos é causal: maiores níveis educacionais causam rendimentos mais altos para os indivíduos que os alcançam. Se há efeitos de *screening* ou variáveis omitidas, como origem socioeconômica, esses são pouco importantes. Ou seja, um conteúdo econômico da educação, qualquer que seja, tem que ser achado para a totalidade ou quase totalidade do rendimento à educação estimado.

## 2.6 As Evidências Empíricas: Habilidades Cognitivas, Escolaridade e Rendimentos no Mundo Desenvolvido

Se você não é um economista marxista, o primeiro candidato óbvio para explicar o conteúdo econômico da educação são as habilidades cognitivas – afinal, a razão pela qual as pessoas freqüentam a escola é justamente para adquirir habilidades cognitivas. Há estudos comparando alguma medida de habilidade cognitiva e rendimentos desde, pelo menos, Wolfle e Smith (1956). Apenas com Griliches e Mason (1972) e Griliches (1977), entretanto, encontramos uma investigação sistemática de quanto do retorno à educação é retorno às habilidades cognitivas usando algo que se aproxima da equação (10) deste capítulo (equação de rendimentos minceriana ampliada).

Griliches e Mason (1972) usam uma amostra de três mil veteranos de guerra para os quais havia uma nota do *Armed Forces Qualification Test* (AFQT) para construir uma equação de Mincer ampliada usando o percentil na distribuição da nota. O coeficiente associado à escolaridade na equação de rendimentos usual é 0,0508; já o percentil no AFQT aumenta 0,0494 pontos com cada ano de escolaridade<sup>4</sup> (o valor agregado pela escola ao percentil AFQT é 0,0494 pontos/ano). Com estes números, se o rendimento à escolaridade nada mais é que rendimento às habilidades cognitivas, o coeficiente associado à escolaridade na equação ampliada com percentil AFQT deveria ser zero e o coeficiente do percentil AFQT algo próximo a  $0.049 / 0,051 =$

---

<sup>4</sup> Griliches e Mason não apresentam esse número, mas o mesmo pode ser calculado usando o coeficiente de correlação entre escolaridade e percentil AFQT e os desvios-padrão destas mesmas duas variáveis, usando a fórmula  $\beta = r \sigma_s / \sigma_{AFQT}$ , onde  $\beta$  é o coeficiente de uma regressão univariada entre escolaridade e percentil AFQT,  $r$  é o coeficiente de correlação entre os dois e  $\sigma_s$  e  $\sigma_{AFQT}$  são seus desvios-padrão.

0,972. O que ocorre quando a equação ampliada é estimada é que o coeficiente da escolaridade cai para 0,0504 e o coeficiente do percentil AFQT não passa de 0,0105. Isso quer dizer que a influência da escolaridade sobre o rendimento cai 1% com a introdução da medida cognitiva – que, por sua vez, explica a pequena queda<sup>5</sup>. A conclusão clara é que habilidades cognitivas, tal como medidas pelo AFQT, exercem pouca influencia sobre o rendimento.

Há diversos problemas com a análise de Griliches e Mason. A AFQT é uma prova ruim que foi feita pelos três mil veteranos vários anos antes da observação da renda. A amostra é composta por homens que saíram das Forças Armadas, levando a um viés de seleção. Contudo, os resultados são uma prévia do que será a literatura subsequente: uma busca um tanto frustrante por habilidades que expliquem por que indivíduos com mais escolaridade ganham mais que os demais.

Griliches (1977) volta ao tema com um artigo no qual re-estima os impactos das habilidades cognitivas sobre renda e faz uma discussão melhor dos conceitos subjacentes. Griliches (1977) conta com medidas melhores de habilidades cognitivas que Griliches e Mason (1972) que são o Coeficiente de Inteligência (QI) medido na escola e uma prova de habilidades aplicadas ao mundo real chamado de *Knowledge of the World of Work* (KWW), medido diretamente no mercado de trabalho. Sem medida cognitiva, o coeficiente associado à escolaridade é 0,068 e este cai 16% para 0,057 quando a medida KWW é introduzida e 22%, para 0,052, quando a medida cognitiva é o QI. Os coeficientes associados ao KWW e ao QI são 0,0177 e 0,0051. O KWW aumenta 0,651 pontos com cada ano de educação (Griliches não fornece esta informação para o QI) e  $0,651 \times 0,0177 = 0,0115$ , que é quase exatamente igual à queda de 0,0110 no coeficiente da escolaridade. A conta novamente fecha e os resultados são melhores que os de Griliches e Mason, mas a maior parte (78%) do rendimento à educação continua sem explicação.

Conceitualmente, Griliches (1977) é muito mais claro que Griliches e Mason (1972). Em particular, deixa claro que há diversas explicações sobre o que é habilidade e como esta se relaciona com a escolaridade.

Two polar views are possible. "Ability" is IQ, or something close to it, and the only problem is that our measures of it are subject to possibly large (test-retest) errors. If we had data on more than one test or on some other relevant instrumental variables, this would be a simple garden-variety "errors-in-the-variables" problem, to be solved by standard econometric techniques. The alternative view is that "ability", in the sense of being able to earn higher wages, other things equal, has little to do with IQ. ... It is an unobserved latent variable that both drives people to get relatively more schooling and earn more income, given schooling, and perhaps also enables and motivates people to score better on various tests. Basically, it is a hypothesis about the cause of and a re-

---

<sup>5</sup> Como vários veteranos continuaram educando-se após sua saída das Forças Armadas, e, portanto, após fazerem o AFQT, os autores também estimam um modelo no qual a educação é dividida em educação inicial, que é a escolaridade alcançada no ano em que os ex-militares fizeram a prova, e educação incremental, que é representa o aumento na escolaridade até o momento no qual a renda é medida e estes indivíduos não estão mais servindo nas Forças Armadas. Os resultados não mudam qualitativamente com relação ao uso da educação final.

interpretation of the correlation among the residuals from individual income, schooling, test scores, and other equations. As such, it is only loosely related to "ability" as it is commonly understood by psychologists. It could just as well be "energy" or "motivation". To the extent, however, that test scores are admitted as "indicators" of such an unobservable, one can stake out some middle ground between these two extreme views.

(Griliches (1977), p. 6)

A primeira visão polar de Griliches é a que Becker defende na sua resposta a Bowles e Ginits no *The Journal of Political Economy* em 1972: "habilidade" quer dizer "habilidade cognitiva" e é largamente aprendida na escola, embora diferentes indivíduos tenham dotações iniciais e taxas de aprendizado diferentes. O que a literatura empírica que tenta medir seus impactos sobre rendimentos deixa claro é que há um pouco de ambas "habilidades".

Outros trabalhos encontram resultados um pouco maiores que Griliches (1977), mas nunca chegam a explicar a totalidade dos rendimentos à educação. Bishop (1989) usa a medida cognitiva incorporada no *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) e esta explica 28% dos rendimentos à escolaridade. Altonji e Pierret (2001) usam o AFQT novamente e chegam a resultados semelhantes.

O trabalho de Murnane, Willet e Levy (1995) é o que apresenta os maiores impactos das habilidades cognitivas para os Estados Unidos até hoje. Além disto, é um trabalho feito usando medidas cognitivas estimadas com mais cuidado que outros. Ao invés de usar uma prova de poucos itens, como é o caso dos dados disponíveis no PSID, ou provas com outros fins, como o AFQT ou testes de QI, Murnane, Willet e Levy usam provas feitas para serem medidas cognitivas, com 25 itens, em escala TRI. Ou seja, a medida com a qual contam é bem melhor que a de artigos anteriores. Também estimam equações de salário para mulheres e não apenas homens, como a maior parte dos trabalhos anteriores.

As fontes usadas são a *The National Longitudinal Study of the High School Class of 1972* (NLS72), com 22 mil observações iniciais, e a *High School and Beyond* (HSB) que segue onze mil indivíduos que terminaram o segundo grau em 1980. Ambas as coortes fizeram uma prova no último ano do ensino secundário, cujos resultados foram colocados na mesma escala TRI, e são, portanto, comparáveis. Seis anos após a medida cognitiva, os rendimentos dos indivíduos nas duas pesquisas foram medidos e os autores estimam uma equação de salários ampliada usando as habilidades cognitivas do último ano do ensino secundário e os rendimentos horários de seis anos depois.

A Tabela 2.2 mostra os resultados.

TABELA 2.2 AUMENTO DA IMPORTÂNCIA DAS HABILIDADES COGNITIVAS NA DETERMINAÇÃO DOS SALÁRIOS ENTRE 1978 E 1986

Coorte/sexo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	β escolaridade		Δ β = (1) - (2)	Redução = (3)/(1)	β medida cognitiva	Δ cog/ Δ escola	(5)*(6)
	sem cognitivo	com cognitivo					
Homens NLS72	0,022	0,013	0,009	41%	0,004	2,12	0,008
Homens HSB	0,044	0,021	0,023	52%	0,011	2,45	0,027
Mulheres NLS72	0,054	0,037	0,017	31%	0,009	1,99	0,018
Mulheres HSB	0,065	0,037	0,028	43%	0,017	2,07	0,035

FONTE: Murnane, Willet e Levy (1995)

As reduções no coeficiente associado à escolaridade são bem maiores que nos estudos anteriores: entre 31% para mulheres formadas em 1972 e 52% para homens formados em 1980. Além de maiores, são crescentes tanto para homens como mulheres. As diversas contas fecham: os produtos dos coeficientes associados às habilidades cognitivas e dos aumentos em habilidades cognitivas estão próximos da redução absoluta no coeficiente da escolaridade (o produto das colunas (5) e (6) é próximo do número na coluna (3) da Tabela 2.2).

No entanto, mesmo neste cuidadoso estudo, metade ou mais do rendimento à educação continua sem ser explicado por habilidades cognitivas.

A partir de 1994, uma nova fonte de dados tornou-se disponível que revolucionou os trabalhos relacionando habilidades cognitivas, escolaridade e rendimentos. Em três ondas – feitas em 1994, 1996 e 1998 – o *International Adult Literacy Survey* (IALS) investigou esta relação em 23 países diferentes.

Uma primeira onda de trabalhos usando o IALS fez o que seria mais ou menos óbvio: estimar taxas de retorno educacionais usando uma equação de rendimentos ampliada com uma medida de conteúdos cognitivos. Denny, Harmon e Redmond (2000) estimam retornos à educação e habilidades cognitivas para Irlanda, Irlanda do Norte e o Reino Unido (fora Irlanda do Norte). Concluem que a introdução das medidas de capacidades cognitivas é estatisticamente significativa e leva a uma redução de 15% (Irlanda) a 36% (Reino Unido) no coeficiente de escolaridade formal. McIntosh e Vignoles (2001) analisam os retornos apenas às habilidades cognitivas básicas no Reino Unido. Concluem que domínio de habilidades básicas verbais aumenta o rendimento do trabalho dos indivíduos em 12% e domínio de habilidades básicas numéricas o aumenta em 7%. São resultados pouco comparáveis com os de outros por trabalhar apenas com um corte binário e não uma escala contínua. O estudo mais completo da primeira onda é o de Denny, Harmon e O'Sullivan (2003). Os autores chegam à conclusão que os

retornos às capacidades cognitivas são positivos para todos os 20 países da amostra, sendo mais fortes nos Estados Unidos e Chile e mais fracos nos países Nórdicos e Alemanha. Os coeficientes são significativos em 18 dos 20 países. Há reduções no coeficiente de educação formal para todos variando de 9% na Alemanha a 32% nos Países Baixos e essas reduções são maiores nos países em que os rendimentos ao domínio de conteúdos são maiores. Não há mudança significativa nos coeficientes de experiência.

Outros artigos com foco diferente, mas que também estimam equações de rendimento usando os dados do IALS, encontram resultados semelhantes. Leuven, Oosterbeck e van Ophem (2004), Blau e Khan (2001) e Hanushek e Zhang (2006) apresentam tabelas comparando equações de rendimentos com e sem habilidade cognitiva. Seus resultados variam um pouco de acordo com a especificação usada, mas são, *grosso modo*, semelhantes entre si. A Tabela 2.3 resume os resultados de Hanushek e Zhang por serem os mais sintéticos. A conclusão geral é que as habilidades cognitivas são relevantes, mas respondem por um terço ou menos do conteúdo econômico da educação formal.

TABELA 2.3 COEFICIENTES DE EQUAÇÕES DE MINCER AMPLIADAS (IALS)

	So escolaridade		Escolaridade e domínio cognitivo			
	Escolaridade		Escolaridade		IALS/100	
	$\beta_{\text{escola}}$	p-valor	$\beta_{\text{escola}}$	p-valor	$\beta_{\text{IALS}}$	p-valor
Chile	0,102	0%	0,079	0%	0,150	0%
República Tcheca	0,062	0%	0,054	0%	0,050	0%
Dinamarca	0,048	0%	0,040	0%	0,064	0%
Finlândia	0,045	0%	0,036	0%	0,103	0%
Alemanha	0,044	0%	0,038	0%	0,078	0%
Hungria	0,076	0%	0,069	0%	0,065	4%
Itália	0,056	0%	0,051	0%	0,046	1%
Países Baixos	0,043	0%	0,032	0%	0,148	0%
Noruega	0,042	0%	0,033	0%	0,072	0%
Polônia	0,081	0%	0,080	0%	0,008	37%
Suécia	0,033	0%	0,028	0%	0,064	0%
Suíça	0,042	0%	0,028	0%	0,118	0%
Estados Unidos	0,105	0%	0,065	0%	0,241	0%

FONTE: Hanushek e Zhang (2006)

NOTA: Hanushek e Zhang (2006) apresentam os coeficientes e desvios-padrão. Como prefiro reportar p-valores, calculei a estatística t supondo 100 graus de liberdade para todos.

Uma terceira leva de artigos usa os dados do IALS com inovações metodológicas na estimação dos parâmetros e sua interpretação.

Hanushek e Zhang (2006) usam o IALS para construir uma medida de conteúdos cognitivos da educação para estimar uma equação de rendimentos usando “anos efetivos de escolaridade.” A

idéia subjacente é que o sistema educacional não é estável e alguns países viram seus sistemas educacionais tornarem-se melhores (ou piores). Eles o fazem trabalhando em dois estágios. Em um primeiro estágio, estimam a seguinte equação:

$L_{ikc} = \beta_{kc} S_{ikc} + X_{ik} \gamma_k + \varepsilon_{ikc}$  onde  $L_{ikc}$  representa o domínio de conteúdo do indivíduo  $i$  no país  $k$  da coorte  $c$ ,  $S_{ikc}$  representa seus anos de estudo e  $X_{ik}$  um vetor de variáveis de controle específicas ao país  $k$ , que não varia para diferentes indivíduos neste país.

Depois, para cada país, os autores constroem a variável “anos efetivos de escolaridade”:  $S^*_{ikc} = S_{ikc} (\beta_{kc} / \beta_{k1})$ . Ou seja, atribui-se à escolaridade de cada indivíduo de uma dada coorte uma correção,  $(\beta_{kc} / \beta_{k1})$ , que equivale à razão entre o valor educacional médio agregado por aquele sistema escolar naquela coorte e a grandeza equivalente da coorte 1, que é aquela com idade entre 56 e 65.

TABELA 2.4 VALOR AGREGADO POR ANO DE ESCOLARIDADE, SEGUNDO COORTE E PAÍS

Coorte	Valor Agregado (em 100 pontos)				p-valor	Nota média
	26-35	36-45	46-55	56-65		
Chile	0,155	0,151	0,161	0,169	11%	208,3
República Tcheca	0,181	0,162	0,160	0,156	0%	286,3
Dinamarca	0,146	0,142	0,129	0,124	0%	290,7
Finlândia	0,121	0,107	0,099	0,077	0%	289,6
Alemanha	0,072	0,061	0,058	0,036	0%	283,9
Hungria	0,127	0,114	0,100	0,087	0%	250,9
Itália	0,171	0,165	0,172	0,164	17%	252,8
Países Baixos	0,078	0,068	0,056	0,049	0%	284,4
Noruega	0,143	0,141	0,132	0,111	0%	295,7
Polónia	0,157	0,154	0,144	0,139	5%	228,7
Suécia	0,095	0,075	0,081	0,069	0%	297,6
Suíça	0,124	0,114	0,117	0,117	17%	272,7
Estados Unidos	0,161	0,165	0,163	0,162	79%	258,8

FONTE: Hanushek e Zhang (2006)

NOTA: A coluna p-valor se refere ao teste de que os coeficientes são diferentes uns dos outros.

O segundo estágio é usar os anos corrigidos de escolaridade e estimar equações de rendimentos, novamente com e sem o domínio de conteúdo individual.

Há resultados interessantes para cada um dos dois estágios. Para o primeiro estágio, há dois resultados relevantes. O primeiro é que as diferenças entre países em termos de valor agregado educacional são bem maiores que o que as diferenças entre diferentes coortes dentro de cada país e que quanto maior a nota média do país, menor o valor agregado (Coeficiente de Correlação = - 0,50). O segundo resultado é o seguinte: conforme mostra a Tabela 3.3, para os

países que não foram afetados pela guerra, como Estados Unidos, Chile ou Suíça, o valor educacional agregado não sofre variação temporal. Já para países que sofreram fortemente com a guerra, como Alemanha, República Tcheca, Hungria e os Países Baixos, há uma melhora considerável no valor agregado da coorte com 56 a 65 anos para a coorte com 26 a 35 anos na época da prova IALS.<sup>6</sup> Isso quer dizer que o estrago causado pela guerra nos sistemas educacionais foi reparado, mas que o conserto demorou várias décadas.

No segundo estágio, o principal resultado de Hanushek e Zhang é que, para 9 dos 13 países analisados, os coeficientes da regressão usando anos de estudo ajustados é maior que o coeficiente usando anos de estudo sem ajuste. A diferença média é de 15%. Apesar de um teste *t* de médias não apontar diferenças significativas, os autores dão grande destaque para este resultado.

Green e Riddell (2003) analisam apenas o Canadá, mas fazem uma análise muito criativa. Seu objetivo é investigar quantos tipos de habilidades determinam os rendimentos do trabalho, partindo do pressuposto que escolaridade e experiência não são habilidades em si, mas apenas variáveis que determinam as habilidades. Pressupõem também que habilidades cognitivas perfazem um tipo de habilidades que determinam rendimentos.

Os autores estimam uma equação de rendimentos do trabalho quantílica nos quantis usuais (10, 25, 50, 75, 90), no qual figuram a escolaridade, a experiência e o domínio de conteúdo com todas as interações entre as três variáveis. Também analisam quais os determinantes da habilidade cognitiva. Como a variável experiência como variável explicativa da habilidade cognitiva tem coeficiente igual a zero e como na equação de rendimentos a introdução da habilidade cognitiva não muda em nada o coeficiente da experiência, concluem que a experiência determina uma segunda habilidade que não é a habilidade cognitiva. Dado que na equação quantílica de rendimentos o coeficiente de educação cai com a inclusão da habilidade cognitiva, concluem que o retorno à escolaridade é em parte retorno à habilidade cognitiva, mas em parte retorno a alguma outra habilidade. Finalmente, usam o fato de experiência e habilidade cognitiva não variarem com o quantil, mas educação sim, para concluir que há uma terceira habilidade, também parcialmente determinada pela educação, que não é habilidade cognitiva. É interessante que observando apenas uma habilidade, Green e Riddell concluem que há no mínimo três.

A conclusão geral tanto dos estudos feitos nos Estados Unidos como da leva IALS de estudos é que o domínio da cognição, expresso na capacidade de resolver problemas, explica algo entre um terço e metade do rendimento à escolaridade. Estudos anteriores, feitos com medidas cognitivas criticáveis, apontam percentuais menores. Estudos mais recentes, como Murnane,

---

<sup>6</sup> Há algumas exceções: a Itália foi duramente golpeada pela guerra, mas não parece haver diferença entre coortes e a Finlândia e Suécia foram mais ou menos poupadas, mas há diferenças entre coortes.

Willet e Levy (1995) e a leva IALS, chegam a percentuais maiores. Talvez erros de medida e outros problemas econométricos ainda respondam por parte dos “rendimentos faltantes”, mas dificilmente explicam de dois terços a metade dos retornos à educação. Há pouca dúvida de que devemos buscar em outros tipos de habilidades, também aprendidas na escola, o restante destes retornos. Antes de entrar neste campo, resta rever como é a relação entre cognição e rendimentos na parte do mundo que abriga a maior parte de sua população – os países em desenvolvimento.

## 2.7 As Evidências Empíricas: Domínio de Conteúdos, Escolaridade e Rendimentos no Mundo em Desenvolvimento

Salvo alguns países em desenvolvimento que participaram do IALS, como o Chile, toda a discussão acima é válida apenas para os países hoje desenvolvidos. Há, no entanto, uma literatura pequena mas não-trivial sobre a relação entre habilidades cognitivas e rendimentos em países em desenvolvimento. Há resultados, embora com amostras pequenas, para Tanzânia e Quênia de Boissiere, Knight e Sabot (1985), para Gana de Joliffe (1998) e Glewwe (1991), para o Paquistão de Alderman et alii (1996), para o Egito de Hanushek e Lavy (1994) e para África do Sul de Moll (1998).

Moll (1998) usa dados da *Project for Statistics on Living Standards and Development*, coletados em 1993, para estimar tanto equações de rendimento ampliadas como também os determinantes da medida cognitiva. A medida usada é uma prova com apenas seis itens relacionados à linguagem e outros seis à matemática. Não é uma ótima prova. O número de observações também impressiona pouco: 133. Moll estima a equação de rendimentos usando um *spline* educacional uma vez que na África do Sul, ainda mais que no Brasil, os rendimentos à educação são convexos.

O coeficiente associado às habilidades cognitivas é 0,081 e estas mesmas aumentam 0,55 a cada ano passado na escola.  $0,081 \times 0,55 = 0,044$ , que é um pouco menos que a redução de 0,05 nos coeficientes para educação primária e secundária e um pouco mais que a redução no coeficiente para educação superior. A cognição explica um terço do rendimento à educação básica e quase nada do rendimento à educação superior.

TABELA 2.5. COEFICIENTES ASSOCIADOS À ESCOLARIDADE NA ÁFRICA DO SUL

Nível Educational	$\beta$ sem medida cognitiva	$\beta$ com medida cognitiva	$\Delta \beta = (1) - (2)$	Redução = (3)/(1)
Primário	0,15	0,10	0,05	33%
Secundário	0,15	0,10	0,05	33%
Superior	0,57	0,54	0,03	5%

FONTE: Moll (1998).

Boissiere, Knight e Sabot (1985) usam uma pesquisa por estabelecimentos de trabalhadores no setor formal no Quênia e Tanzânia. Indivíduos em uma amostra de 205 trabalhadores no Quênia e outros 179 na Tanzânia fizeram dois testes cognitivos e depois responderam a um questionário padrão sobre rendimentos. O primeiro teste cognitivo foi o *Raven's Progressive Matrices*, que consiste em fazer o pareamento de padrões gráficos e, supostamente, não é fortemente influenciado pelo nível de educação do entrevistado. O segundo foi um teste de conteúdo escolar padrão de 63 itens preparado pelo *Educational Testing Service* com base nos currículos escolares do Quênia e da Tanzânia. Ou seja, Boissiere, Knight e Sabot utilizaram duas boas medidas cognitivas. Para fins de comparabilidade com outros estudos, serão utilizados aqui apenas os resultados relativos ao teste curricular de 63 itens.

TABELA 2.6 VALOR AGREGADO POR ANO DE ESCOLARIDADE, SEGUNDO COORTE E PAÍS

País	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	b escolaridade		$\Delta \beta = (1) - (2)$	Redução = (3)/(1)	$\beta$ medida cognitiva	$\Delta \text{ cog} / \Delta \text{ escola}$	(5)*(6)
Quênia	0,4760	0,1920	0,284	59,7%	0,020	11,75	0,235
Tanzânia	0,2800	0,1120	0,168	60,0%	0,013	10,93	0,142

FONTE: Boissiere, Knight e Sabot (1985).

NOTA: Os coeficientes associados à educação se referem à diferença entre salários de trabalhadores com educação primária e secundária, não ao retorno ano a ano.

Os resultados das equações de salário ampliadas apontam para uma importância das habilidades cognitivas superior nos dois países africanos ao que se encontra nos países desenvolvidos. Os coeficientes associados à educação caem a 2/3 do seu valor na equação sem as medidas cognitivas. Esta queda é próxima do produto do coeficiente associado às medidas cognitivas e do aumento nestas medidas devido ao acréscimo de um nível escolar.

Joliffe (1998), Glewwe (1991), Alderman et alii (1996) e Hanushek e Lavy (1994) não estimam equações de Mincer sem e com medidas cognitivas, então não é possível construir uma Tabela como a Tabela 2.6 para esses estudos. No entanto, todos mostram coeficientes substantivos e significativos tanto para anos de educação como para a medida cognitiva usada.

Para o Brasil há apenas um estudo, mas com severas limitações. Curi e Menezes-Filho (2009) utilizam uma metodologia promissora, mas os resultados são decepcionantes. Os autores usam uma excelente prova acadêmica, o Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB), como sua medida cognitiva e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) como fonte de informações sobre rendimentos. Como são pesquisas separadas, há que se encontrar uma

metodologia de pareamento. Curi e Menezes-Filho fazem o pareamento mediante células de corte-UF. No entanto, os resultados não são muito bons: basta incluir sexo e cor para que o coeficiente associado à nota deixe de ser significativo. O problema é que há relativamente pouca variação entre estados na nota condicionada do SAEB, além de poucas observações.

Todos os estudos citados acima sofrem por ter poucas observações. A maior amostra são 237 observações no estudo de Glewwe para o Gana. Alguns também sofrem de problemas de vies de seleção e a maior parte conta com medidas cognitivas ruidosas e de baixa qualidade. O estudo cujas medidas cognitivas são as melhores – Boissiere, Knight e Sabot (1985) – também apresenta os resultados mais fortes. Em comparação com os estudos feitos nos países da OCDE, as habilidades cognitivas são mais relevantes no mundo em desenvolvimento. Isso não deveria ser surpresa para os que acreditam em rendimentos decrescentes. Se na Suécia todos têm um bom nível cognitivo e no Quênia boa parte da força de trabalho é analfabeta, é de se esperar que habilidades cognitivas sejam mais importantes no Quênia. Comparações internacionais feitas pelo *Program for International Student Assessment (PISA)* mostram que o nível cognitivo dos nossos alunos se assemelha mais ao encontrado nos países mais pobres que na Suécia. Isto sugere que os rendimentos às habilidades cognitivas no Brasil devem ser relativamente altos.

Voltando aos resultados dos estudos em países em desenvolvimento, em nenhum caso os coeficientes associados à escolaridade são altos antes de introdução da cognição como variável e zerados depois. Até agora a conclusão é clara: domínio de conteúdos acadêmicos ou habilidades cognitivas são importantes na determinação de rendimentos – talvez até expliquem em alguns casos a maior parte do conteúdo econômico da educação – mas claramente não explicam a totalidade dos rendimentos à educação. O que poderia explicar o restante?

## **2.8 O Restante: Habilidades Não Cognitivas e Redes Sociais**

Voltando aos países desenvolvidos, há alguns poucos estudos que indagam e medem quais outros atributos podem ser adquiridos na escola e exercer influência positiva sobre rendimentos ao longo da vida. As respostas se dividem basicamente em capital cultural e redes sociais. Ainda que estudos sobre ambos os temas sejam incipientes e pouco desenvolvidos na economia, outras disciplinas – como a sociologia e a psicologia social – já os estudaram em profundidade, embora com instrumentos pouco usuais para um economista. O interesse dos economistas por redes é recente, embora cresça rapidamente. Já o capital cultural é estudado apenas marginalmente por alguns poucos economistas. Será feita uma rápida resenha de cada tema a seguir.

## Habilidades Não Cognitivas

Que as habilidades não cognitivas possam ser responsáveis por boa parte dos retornos à educação é uma hipótese antiga. Na sociologia, autores como Talcott Parsons (1959) ou Robert Dreeben (1967) já escreviam sobre "socialization for work" há mais que quatro décadas. Samuel Bowles e Herbert Gintis e outros economistas marxistas insistem nesta tecla desde pelo menos 1971. Inicialmente, a ênfase era definitivamente negativa: Bowles e Gintis enfatizavam que as escolas eram instituições hierárquicas e repressoras, cuja função era preparar trabalhadores para um mercado de trabalho igualmente hierárquico e repressor. As escolas tolham a criatividade e faziam com que seus alunos aceitassem ordens sem questionamento, produzindo trabalhadores dóceis e sem vontade própria para um mundo do trabalho Orwelliano.

Ao longo dos anos, o conteúdo central da tese de Bowles e Gintis não mudou, mas estes começaram a enfatizar aspectos não tão negativos. Além de obediência e docilidade, a escola também ensinaria valores e atitudes positivos. Cumprir horários, saber tratar os outros com respeito ou levar compromissos até ao fim não são meras amostras de docilidade e sim importantes padrões comportamentais necessários para o convívio civilizado. Em artigo escrito com Melissa Osborne em 2001, Bowles e Gintis abordam a importância de atitudes e valores na determinação de salário e demanda por mão de obra. Para tanto, várias evidências são avançadas.

Os autores citam uma pesquisa do *Census Bureau* com o *Department of Education* norte-americanos no qual se pergunta a três mil empregadores quais as características mais importantes na seleção de novos empregados. Os resultados se encontram na Tabela 2.7.

Outra evidencia citada é que portadores de diplomas supletivos, como o *Graduate Equivalence Degree* (GED) têm domínio de conteúdos quase igual ao dos formados no ensino regular, mas recebem salários bem inferiores. Isto ocorre por que o GED é um sinal de que seus portadores têm habilidades cognitivas, mas também sofrem de problemas comportamentais.

TABELA 2.7 CARACTERÍSTICAS MAIS VALORIZADAS POR EMPREGADORES

Característica	Peso
Score on tests given by employer	2.5
Academic performance	2.5
Years of schooling	2.9
Industry-based skill credentials	3.2
Communication skills	4.2
Attitude	4.6

FONTE: Bowles, Gintis e Osborne (2001).

Finalmente, Bowles, Gintis e Osborne (2001) enfatizam o mesmo fato que ficou claro na literatura resenhada acima: mesmo quando bem medidas, as habilidades cognitivas explicam no máximo metade do rendimento à educação.

A solução evidente é estimar uma equação de rendimentos duas vezes ampliada. A primeira ampliação seria com a introdução de uma medida cognitiva e a segunda com a introdução de uma medida não-cognitiva. O problema é que se conjuntos de microdados com medidas cognitivas são difíceis de encontrar, microdados com medidas cognitivas e de atitudes e valores são muito mais difíceis ainda. Isto ocorre por três razões.

Primeiro, há relativamente pouco interesse no tema. Nem as instituições que produzem microdados, como os institutos nacionais de estatística, nem seus usuários têm se manifestado em massa a favor deste tipo de investigação. Possivelmente, poucos pesquisadores analisando o mercado de trabalho sequer pensaram que a influência de atitudes e valores ou capital cultural sobre rendimentos é uma questão relevante.

Segundo, a própria definição é complicada uma vez que não há consenso sobre quais, exatamente, são as atitudes e valores, ou habilidades não-cognitivas, ou dimensões do capital cultural, relevantes. A própria falta de um único nome já demonstra a falta de consenso. Trata-se principalmente de atitudes como cumprimento de horário ou também de valores como ambição? Trata-se de controle de códigos sociais à Bourdieu que não tem relação direta com a produtividade, mas servem como filtros para o acesso a bons postos de trabalho? Se não se sabe o que medir, é difícil medi-lo.

Finalmente, mesmo que o construto conceitual estivesse mais ou menos claro, ainda haveria o problema da falta de experiência na sua mensuração, pelo menos em comparação com domínio de conteúdo acadêmico. Há medidas de uso corrente na psicologia, como a escala Rotter de auto-controle, mas não é claro que meçam as habilidades não-cognitivas relevantes. Pode ser que indicadores como leitura de jornais, frequência à Igreja ou história criminal sejam mais relevantes.

Independentemente da dificuldade, há os que tentaram estimar os impactos de habilidades não-cognitivas. Osborne (2000) usa 915 observações da *National Longitudinal Survey of Young Women* (NLSYW) que, além de uma medida cognitiva, também contém uma medida de auto-controle, a Escala Rotter. A autora também instrumenta a Escala Rotter usando seus valores passados para esterilizar os efeitos da causalidade reversa (pessoas com sucesso profissional têm uma sensação maior de auto-controle).

Os resultados dos dois estudos se encontram na Tabela abaixo.

TABELA 2.8 – EQUAÇÕES DE MINCER AMPLIADAS COM HABILIDADES NÃO COGNITIVAS

Painel 1: Osborne (2000)				
	Sem Escala Rotter		Com Escala Rotter	
	$\beta$	estatística t	$\beta$	estatística t
Escolaridade	0,079	10,6	0,071	6,3
QI	0,066	4,9	0,063	4,8
Escala Rotter			0,028	4,5

Painel 2: Dunifon e Duncan (1998)				
	Salário 1988-1992		Salário 1973-1977	
	$\beta$	estatística t	$\beta$	estatística t
Escolaridade	0,06	6,0	0,03	3,0
Medida Cognitiva	0,02	0,7	0,02	1,0
Autocontrole	0,13	4,3	0,09	4,5
Ambição	0,07	2,3	0,04	2,0

Painel 3: Heckman, Stixrud e Urzua (2006)*				
	Homens		Mulheres	
	$\beta$	estatística t	$\beta$	estatística t
GED	0,017	0,35	0,002	0,04
Secundário	0,087	2,49	0,059	1,34
Superior incompleto	0,146	3,32	0,117	2,25
Superior (2 anos)	0,215	3,71	0,233	4,02
Superior (4 anos)	0,292	6,35	0,354	6,56
Medida Cognitiva	0,121	7,56	0,169	9,94
Medida Não-cognitiva	0,042	3,82	0,028	2,15

FONTES: Osborne (2000); Dunifon e Duncan (1998); Heckman, Stixrud e Urzua (2006).

\*NOTA: A categoria educacional omitida é educação secundária incompleta.

Dunifon e Duncan (1998) usam 505 observações do PSID, acrescida de uma medida cognitiva de 13 itens e duas medidas de habilidades não-cognitivas. A primeira mede a sensação de controle da própria vida que o indivíduo tem e a segunda mede ambição e medo do fracasso. Ambas foram normalizadas para ter desvio-padrão unitário.

Finalmente, três autores insuspeitos de tendências heterodoxas ou marxistas, Heckman, Stixrud e Urzua (2006) também enfatizam fortemente a relevância de habilidades não-cognitivas na determinação dos salários. Os dados usados são da NLSY, coorte de 1979 e os salários foram medidos quando os indivíduos tinham 30 anos de idade. A medida cognitiva foi a *Armed Forces Vocational Aptitude Battery* (ASVAB) e a não cognitiva é a média da Escala Rotter e da Escala Rosenberg de Auto-estima. Para fins de comparação, tanto a medida cognitiva como a não cognitiva foram padronizadas com desvio-padrão unitário.

Mais uma vez, não é possível fazer a análise de decomposição dos rendimentos à escolaridade, mas fica claro que o impacto das habilidades não-cognitivas é significativo e substantivo. O efeito de medidas de autocontrole parece ser especialmente alto nos resultados de Dunifon e Duncan.

Considerando que as medidas de habilidades não-cognitivas provavelmente sofrem de erros de medida tão ou mais graves que os trabalhos iniciais sobre medidas cognitivas, como Griliches e Mason (1972), é de se esperar que medidas posteriores, mais refinadas, dos aspectos motivacionais ou de personalidade que exercem influência sobre rendimentos encontrem efeitos maiores.

## **Redes Sociais**

Uma vantagem óbvia de frequentar lugares cujos egressos vão ganhar bem é justamente fazer amizade estes mesmos egressos. A construção de redes sociais tem sido um tema mais explorado na literatura econômica teórica que na literatura empírica. Há artigos clássicos, como *The Strength of Weak Ties*, de Mark Granovetter (1973), que mostram que boa parte dos indivíduos consegue empregos através de pessoas que não são grandes amigos.

No Brasil, há alguma pesquisa nesta área como a de Eduardo Marques (2009) usando redes egocentradas (onde cada indivíduo diz para o pesquisador quantas pessoas conhece e de onde). Embora seus resultados não possam ser usados em uma equação de rendimentos, os mesmos mostram que a complexidade e variedade das redes é muito importante na determinação dos rendimentos do trabalho.

Não foi encontrado nenhum artigo que estimasse uma equação de Mincer ampliada por uma medida de acesso a redes sociais.

## **2.9 Conclusão: Quais os candidatos a explicar o conteúdo econômico da educação?**

A literatura sobre educação e rendimentos fornece algumas conclusões bastante claras.

- Indivíduos com mais anos de estudo ganham mais que os que têm menos.
- A relação entre os rendimentos de indivíduos cuja escolaridade difere em um ano é multiplicativa, o que leva a uma formulação loglinear da relação entre escolaridade e rendimentos.
- Apesar de haver algum viés de habilidade ou de variáveis socioeconômicas omitidas, a grande maioria da relação rendimentos-escolaridade é causal.
- As habilidades cognitivas explicam uma parte grande do conteúdo econômico da educação, mas esta parte não chega à metade nos países desenvolvidos e no máximo 2/3 nos países em desenvolvimento.

- Estudos preliminares parecem indicar que as habilidades não-cognitivas são relevantes, mas é cedo demais para saber quanto.
- Sabe-se pouco sobre a relação entre redes sociais e rendimentos.

Dadas estas conclusões, que modelo se pode fazer para testar o conteúdo econômico da educação? Há pelos menos três componentes. Mesmo sob o risco de cometer um abuso de linguagem, eles serão aqui chamados de (i) capital humano, domínio de conteúdos ou habilidades cognitivas; (ii) capital cultural, atitudes e valores ou habilidades não cognitivas e (iii) redes sociais.

O primeiro componente representa o capital humano na sua formulação inicial por Becker e Mincer. São habilidades cognitivas aprendidas na escola que levam os indivíduos a serem mais produtivos e, portanto, usufruem de maiores rendimentos. No restante desta tese, esse componente será chamado de habilidade cognitiva ou domínio de conteúdos acadêmicos.

Os termos habilidades cognitivas e domínio de conteúdos, no entanto, não são completamente intercambiáveis. O capital humano pode ser dividido em dois tipos. O capital humano geral são as habilidades cognitivas gerais – saber ler e escrever, capacidade para raciocínios abstratos – que elevarão a produtividade em quase qualquer ocupação. O capital humano específico são domínios de conteúdos específicos – o piloto saber voar, o cirurgião cardíaco saber onde ficam as veias e artérias do coração – úteis em apenas uma ocupação. Note-se que o termo capital humano específico está sendo usado aqui com uma definição diferente da usada por Gary Becker. Isso porque enquanto Becker está preocupado com os incentivos para investir em acumulação de capital humano, esta tese está principalmente preocupada com sua mensuração. O termo “habilidades cognitivas” sugere capital humano geral e o termo “domínio de conteúdos” sugere capital humano específico. Nesta tese, no entanto, os dois termos serão usados de forma intercambiável.

O segundo componente são as habilidades não-cognitivas. Trata-se um arco relativamente grande, que vai desde domínio de códigos culturais totalmente sem relação com produtividade em uma organização até valores comportamentais como respeitar horários ou cumprir compromissos. De um extremo, estaria o capital social à Bourdieu (1979) definido como o domínio de códigos culturais identificados com classe dominante. As referências musicais, o sotaque, a escolha das palavras, os livros lidos todos identificam um indivíduo como oriundo de uma dada classe social. Alguém cuja leitura inclui Guimarães Rosa, que ouve JS Bach e que sabe *Union Square* e *Columbus Circle* ficam na mesma rua conta com capital social que o identifica como membro de uma classe diferente de um indivíduo com as mesmas habilidades, mas que lê livros de auto-ajuda, ouve pagode e não sabe em qual cidade ficam *Union Square* e

*Columbus Circle*. Do outro extremo, teríamos pessoas que cumprem com sua palavra, são pontuais ou têm iniciativa. São habilidades também potencialmente aprendidas na escola, mas certamente têm relação com a produtividade dos indivíduos. No meio, encontraríamos habilidades que, além de identificarem uma origem de classe, podem estar relacionadas à produtividade – como o domínio pleno da norma culta da língua. Nesse momento da discussão na economia, habilidades não-cognitivas ainda definem um conjunto heterogêneo e mal-definido de características. Como o foco desta tese é a mensuração do impacto das habilidades cognitivas no Brasil, capital cultural ou habilidades não-cognitivas aparecerão apenas como variáveis de controle.

Finalmente, há redes sociais. Não são habilidades per se, mas a quantidade e qualidade das conexões adquiridas. Ao contrário do que ocorre com habilidades não-cognitivas, definição conceitual de redes sociais é muito clara. Infelizmente, o modo de coleta de informações nas pesquisas domiciliares ou por estabelecimento comercial que temos faz com que seja muito difícil descobrir algo sobre redes sociais. As pesquisas são sempre feitas mediante entrevistas com indivíduos escolhidos segundo algum processo amostral independente. Isto torna impossível a investigação de redes sociais. Para tanto, outros métodos de coleta de informação serão necessários no futuro.

O grau no qual cada um dos componentes acima será investigado nos próximos três capítulos é muito variável. A linha de pesquisa na qual esta tese se insere é a investigação do conteúdo econômico da educação e, portanto, todos terão que ser investigados em algum momento. No entanto, dadas as fontes de informação disponíveis hoje e o foco no Brasil (ou países semelhantes ao Brasil), o interesse quase exclusivo será a investigação das habilidades cognitivas. As habilidades não-cognitivas serão usadas como variáveis de controle e as redes sociais serão quase que inteiramente ignoradas.

## Terceiro Capítulo

### Rendimento e Domínio de Conteúdos no Chile

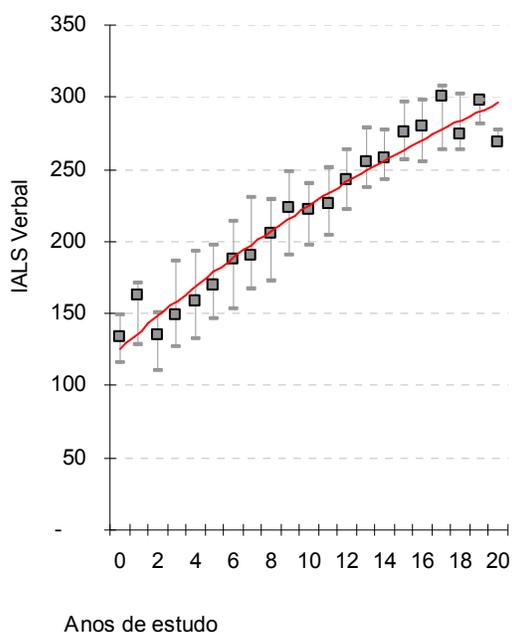
O objetivo deste capítulo é investigar o conteúdo econômico da educação usando a única pesquisa que investiga tanto rendimentos quanto habilidades cognitivas feita em um país latino-americano. Infelizmente, o Brasil não participou da *International Adult Literacy Survey (IALS)* e, portanto, não há resultados para o Brasil neste capítulo. No entanto, o Chile participou e é possível analisar o que esta pesquisa tem a dizer sobre a relação entre rendimentos e domínio de conteúdo naquele país. Será argumentado que os resultados para o Chile são ilustrativos para o Brasil, dada a semelhança na relação entre escolaridade e rendimentos nos dois países. O restante deste capítulo se encontra dividido em seis seções. A primeira, seção 3.1, analisa a relação entre escolaridade e habilidades cognitivas na IALS. A seção seguinte investiga, sem análise de regressão multivariada, a relação bi-variada entre rendimentos do trabalho, habilidades cognitivas e escolaridade. A seção 3.3 investiga esta mesma relação usando análise de regressão multivariada e contém os principais resultados do capítulo. A seção 3.4 estende a análise para alguns outros países que participaram da IALS e a 3.5 discute erro de medida e a possibilidade de reduzir o viés que dele decorre usando variáveis instrumentais.

#### 3.1 Educação e Habilidades Cognitivas

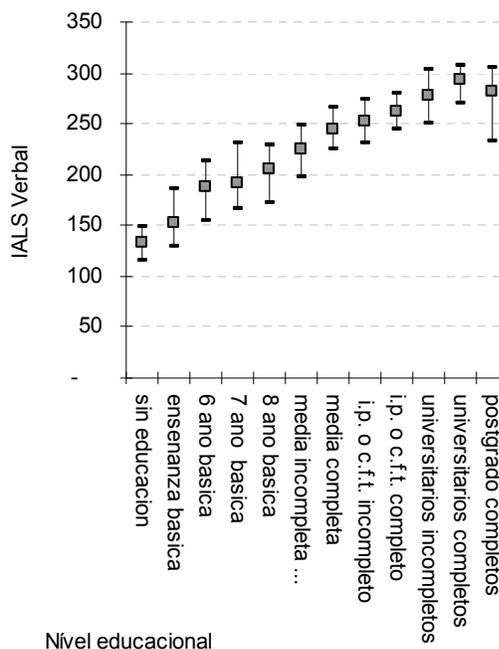
A pergunta sobre maior nível educacional atingido é feita no IALS Chileno usando tanto anos de estudo de 0 a 20 quanto 12 categorias educacionais específicas ao sistema educacional Chileno. O Painel 1 do Gráfico 3.1 mostra a nota mediana verbal, além dos quantis 25 e 75, para cada ano de estudo. O Painel 2 mostra o mesmo para o maior diploma alcançado. Os dois painéis mostram que há um aumento aproximadamente linear da nota verbal em função dos anos de estudo, embora sofra uma leve desaceleração após 17 anos de estudo. Estes resultados são, *grosso modo*, coerentes com a hipótese de Hanushek e Zhang (2006), revisado no Capítulo 2, de que o aprendizado medido pelo IALS é aproximadamente linear nos anos de estudo.

### GRÁFICO 3.1 NOTA IALS VERBAL EM FUNÇÃO DO NÍVEL EDUCACIONAL

Painel 1 – Anos de Estudo



Painel 2 – Maior Nível Educacional Alcançado



FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

Uma regressão linear na qual as habilidades cognitivas são explicadas por anos de estudo e idade gera os coeficientes na Tabela 3.1, todos com p-valor de 0%.

TABELA 3.1 DETERMINANTES DA NOTA IALS

Variável	Nota IALS	Nota Normalizada
<b>Escolaridade</b>	<b>9,890</b>	0,171
Idade	-0,218	-0,004
Constante	126,916	-1,405

FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

A Tabela 3.1 foi construída usando a média das três notas – verbal, quantitativa e documental – procedimento usado em todos os trabalhos usando a IALS salvo McIntosh e Vignoles (2001). Doravante neste capítulo, sempre que a expressão “Nota IALS” for usada, se refere à média das três notas. Voltando aos coeficientes, a média dos coeficientes estimados por Hanushek e Zhang (2006) para as quatro coortes chilenas que acompanham é de 0,159, e é muito semelhante aos 0,171 na última coluna da Tabela acima. O coeficiente correspondente à idade é próximo de zero, o que é novamente coerente com Hanushek e Zhang, mas é negativo, o que sugere que indivíduos mais velhos estudaram em escolas piores, perderam parte de suas

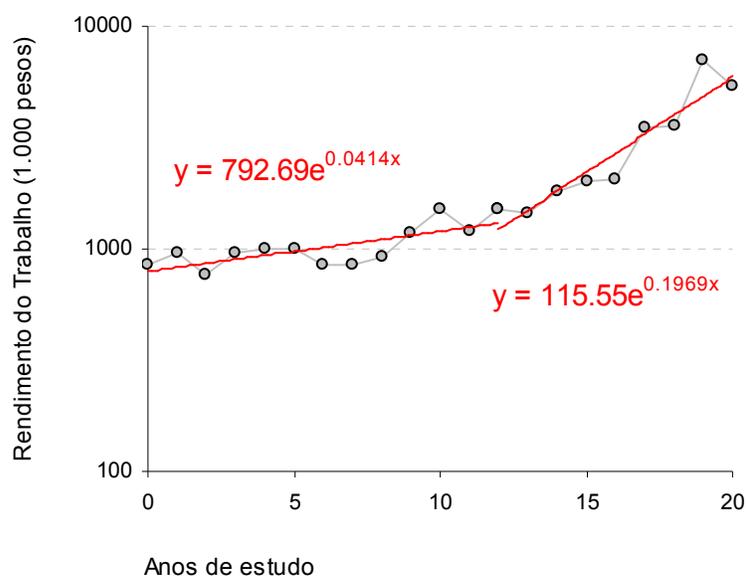
habilidades cognitivas ou simplesmente não sabem fazer provas de múltipla escolha. No entanto, o resultado mais importante aqui é que cada ano a mais de escolaridade acrescenta aproximadamente dez pontos na nota IALS. Esta relação será importante na comparação do rendimento à escolaridade com o rendimento ao domínio de conteúdos.

### 3.2 Rendimento do Trabalho

A relação entre rendimento do trabalho e escolaridade no Chile é semelhante à encontrada no Brasil. O Gráfico 3.2 mostra que os rendimentos à educação parecem ser relativamente baixos até o final do segundo grau (12 anos de estudo) e relativamente altos após o final do segundo grau. Esta convexidade dos retornos à educação está de acordo com estudos, como Contreras (2002), Larrañaga e Valenzuela (2007) e Núñez e Tartakowsky (2009)<sup>7</sup>, feitos para o Chile com outras pesquisas, tal como a *Encuesta de Caracterización Socioeconômica (CASEN)*<sup>8</sup>.

É bastante positivo ver que a forma dos retornos à educação e sua magnitude são semelhantes aos encontrados no Brasil, já que o Brasil é o principal interesse desta tese.

GRÁFICO 3.2 RENDIMENTO DO TRABALHO EM FUNÇÃO DE ANOS DE ESTUDO



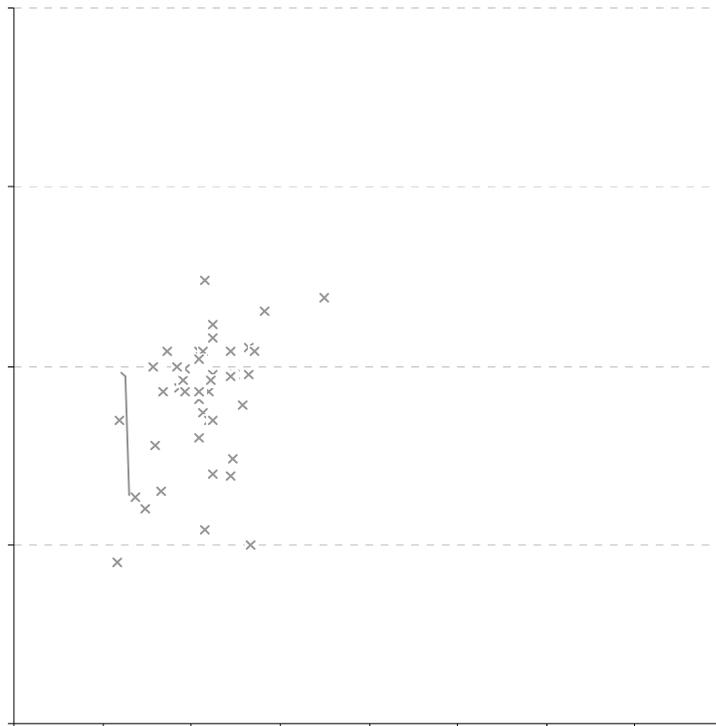
FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

<sup>7</sup> Núñez, e Tartakowsky (2009) estimam os retornos à educação para a CASEN 2006 em 0,04 para educação inicial e média e em 0,11 para superior. 0,11 é bem inferior aos 0,19 do Gráfico 3.2. No entanto, quando outras variáveis são incluídas na regressão, como será feita a seguir, os retornos à educação superior caem para 0,11 também usando IALS.

<sup>8</sup> A CASEN é uma pesquisa levantada a cada três anos pelo Ministério do Planejamento do Chile que, *grosso modo*, equivale à PNAD brasileira.

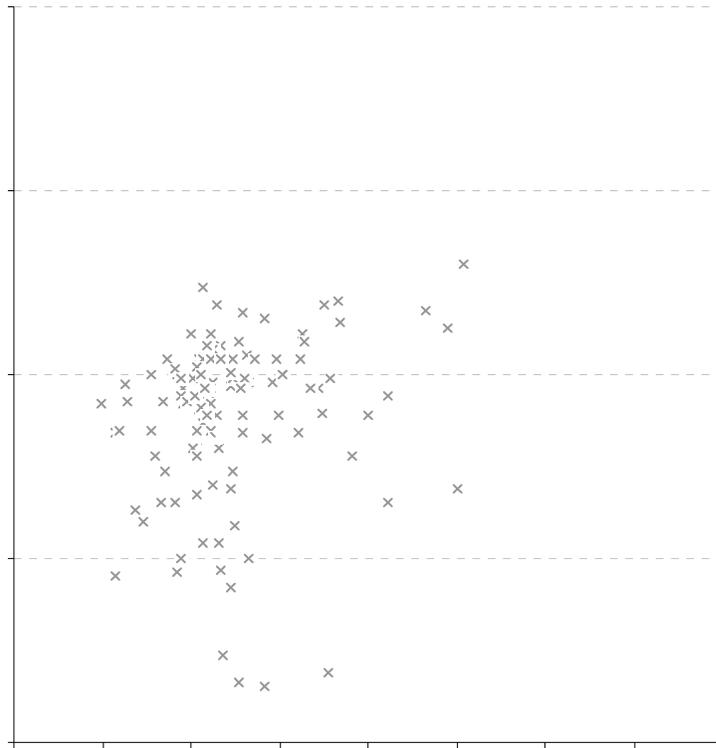
Quando se substituem anos de estudos por domínio de conteúdo, o resultado é o Gráfico 3.3, que mostra uma aparente relação linear entre rendimento e domínio de conteúdos. Se for feita uma interpretação causal, cada ponto a mais na nota média do IALS acrescenta 0,68% aos rendimentos do trabalho de um dado indivíduo. O poder explicativo desta relação bivariada é relativamente baixo, o que é revelado por um  $R^2$  de apenas 0,12.

GRÁFICO 3.3 RENDIMENTO DO TRABALHO EM FUNÇÃO DA NOTA MÉDIA IALS



indivíduos com mais que 12 anos. O modo mais simples é estimar duas regressões separadas para cada população. Isto é feito no Gráfico 3.4.

GRÁFICO 3.4 RENDIMENTO DO TRABALHO EM FUNÇÃO DA NOTA MÉDIA IALS, SEGUNDO CATEGORIA DE ANOS DE ESTUDO



um que tenha completado metade de um curso de quatro anos ou um curso de dois anos no ensino superior – os retornos à nota IALS caem a zero.

É claro que tudo o que foi visto acima são relações bivariadas e a literatura sobre equações de rendimentos deixa claro que há muitas outras variáveis que determinam os rendimentos do trabalho, fazendo necessária uma análise de regressão.

### 3.3 Análise de Regressão

A especificação básica com a qual trabalharemos é aquela que junta o *spline* educacional introduzido no Gráfico 3.2 com a nota IALS. Por completude serão mostrados também os resultados da especificação linear. Ou seja, os modelos são:

$$Y_i = \beta_B S_{Bi} + \beta_S S_{Si} + \lambda_N N_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

$$Y_i = \beta S_i + \lambda_N N_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

Onde  $S_{Bi}$  representa a escolaridade básica (até 12 anos) do indivíduo  $i$ ,  $S_{Si}$  a escolaridade superior,  $N_i$  nota IALS e  $X_i$  um conjunto de variáveis não-educacionais.

A Tabela 3.2 mostra quatro especificações e deixa claro que os impactos da idade, do sexo e da região de residência (rural versus urbana) são ortogonais à escolha da forma funcional dada a educação<sup>9</sup>. Talvez mais impressionante seja que substituir a escolaridade completamente pela nota IALS tampouco muda muito os coeficientes das variáveis não-educacionais, embora haja uma queda de 2,4 pontos percentuais no poder explicativo.

Quando a nota IALS é incluída na especificação com a educação em *spline*, ocorre o esperado, dada a literatura. Os rendimentos à educação caem 2,8 pontos para níveis de escolaridade até 12 anos e 2,4 pontos para níveis acima de 12 anos. O coeficiente da nota IALS cai a menos que metade do valor que na especificação 3 e não há mudanças nos coeficientes das variáveis não-educacionais. Finalmente, há um aumento no poder explicativo de um ponto percentual. Ou seja, coerente com a interpretação feita na seção 2.3 o impacto das habilidades cognitivas deve ser entre 0,28 e 0,62 log pontos de rendimentos por 100 pontos na escala IALS. Sendo que cada ano na escola acrescenta 10 pontos na escala IALS o rendimento à educação associado à cognição deve ser entre 0,028 e 0,061. Tudo isto sugere que algo entre 1/3 e 2/3 do rendimento à educação é rendimento às habilidades cognitivas diretamente observadas – o que é próximo ou superior ao observado na literatura.

---

<sup>9</sup> Se a forma funcional escolhida forem os 20 anos de estudo ou as 13 categorias de diploma codificadas no IALS, representadas por variáveis indicatrizes (*dummy*), tampouco há mudança significativa nos coeficientes das variáveis não educacionais.

TABELA 3.2 EQUAÇÕES DE RENDIMENTO AMPLIADAS E NÃO AMPLIADAS

Especificação	1		2		3		4	
	N	R <sup>2</sup>	N	R <sup>2</sup>	N	R <sup>2</sup>	N	R <sup>2</sup>
	1859	27.0%	1859	26.9%	1859	24.6%	1859	28.0%
Variável	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor
Anos de estudo (linear)			0.097	0%				
<b>Spline básico</b>	<b>0.088</b>	<b>0%</b>					<b>0.060</b>	<b>0%</b>
<b>Spline superior</b>	<b>0.119</b>	<b>0%</b>					<b>0.095</b>	<b>0%</b>
<b>Nota IALS (x100)</b>					<b>0.620</b>	<b>0%</b>	<b>0.280</b>	<b>0%</b>
Idade	0.112	0%	0.112	0%	0.117	0%	0.114	0%
Idade <sup>2</sup>	-0.001	0%	-0.001	0%	-0.001	0%	-0.001	0%
Homem	0.266	0%	0.267	0%	0.247	0%	0.259	0%
Rural	-0.434	0%	-0.422	0%	-0.474	0%	-0.398	0%
Constante	10.415	0%	10.330	0%	9.961	0%	10.047	0%

FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

Mas nenhuma das especificações acima permite que o efeito de habilidades cognitivas varie com o nível de instrução. Isto é feito nas duas especificações na Tabela 3.3. Em cada uma, são estimadas equações separadas para os 422 indivíduos na amostra do IALS com mais que 12 anos de instrução e para as 1437 pessoas com até 12 anos:

$$Y_i = \beta_S S_i + \lambda_N N_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \text{se } S_i \leq 12$$

$$Y_i = \beta_S S_i + \lambda_N N_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \text{se } S_i > 12$$

Coerente com o Gráfico 3.4, quando os anos de estudo não são incluídos como variável explicativa dos rendimentos do trabalho, o coeficiente da nota IALS para os que têm até o segundo grau é quase o dobro do coeficiente para os que têm alguma instrução superior. Quando anos de estudo são introduzidos na equação, o coeficiente nota IALS dos indivíduos com mais de 12 anos de estudo cai essencialmente a zero e o coeficiente dos que têm 12 ou menos cai em um terço, mas segue significativo e relativamente forte. Os rendimentos aos anos de estudo para os muito educados não cai nada comparados com a especificação 1 (na Tabela 3.2), mas há uma queda de quase metade no mesmo coeficiente para os menos educados.

TABELA 3.3 EQUAÇÕES DE RENDIMENTO COM DIVERSAS ESPECIFICAÇÕES

Variável	Especificação 5				Especificação 6			
	Mais que 12 anos		Até 12 anos		Mais que 12 anos		Até 12 anos	
	N	R <sup>2</sup>	N	R <sup>2</sup>	N	R <sup>2</sup>	N	R <sup>2</sup>
	422	25.3%	1437	23.0%	422	28.9%	1437	24.4%
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
<b>Anos de estudo</b>					<b>0.122</b>	<b>0%</b>	<b>0.050</b>	<b>0%</b>
<b>Nota IALS (x100)</b>	<b>0.290</b>	<b>3%</b>	<b>0.538</b>	<b>0%</b>	<b>0.050</b>	<b>72%</b>	<b>0.357</b>	<b>0%</b>
Idade	0.250	0%	0.078	0%	0.237	0%	0.078	0%
Idade <sup>2</sup>	-0.003	0%	-0.001	0%	-0.003	0%	-0.001	0%
Homem	0.173	0%	0.290	0%	0.174	0%	0.296	0%
Rural	-0.048	84%	-0.515	0%	-0.011	96%	-0.456	0%
Constante	8.487	0%	10.808	0%	7.576	0%	10.663	0%

FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

Uma possibilidade é que parte do que estamos vendo advém da possibilidade dos coeficientes das variáveis não-educacionais variarem entre as duas populações. Um modo de testar esta hipótese é estimar os modelos 5 e 6 fazendo a restrição que os coeficientes para idade, idade<sup>2</sup>, homem e área rural de residência sejam os mesmos<sup>10</sup> para as duas populações.

TABELA 3.4 EQUAÇÕES DE RENDIMENTO AMPLIADAS COM COEFICIENTES NÃO-EDUCACIONAIS RESTRITOS

Variável	Mais que 12 anos		Até 12 anos	
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
Anos de estudo	0.139	0%	0.048	0%
Nota IALS (x100)	0.068	63%	0.346	0%

FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

Os coeficientes para anos de estudo e nota IALS na tabela 3.4 são muito próximos daqueles estimados na especificação 6 da Tabela 3.3. Ou seja, os resultados não dependem da liberdade dada aos coeficientes das variáveis não-educacionais.

Como interpretar os resultados até agora?

Quando a nota IALS é incluída nas equações de rendimento para os indivíduos cujo grau de instrução é de 12 anos ou mais, o rendimento estimado à educação quase não muda. O rendimento às habilidades cognitivas é muito baixo e estatisticamente indistinguível de zero.

<sup>10</sup> Isto se faz usando a geometria dos mínimos quadrados, estimando uma regressão nos resíduos de duas equações auxiliares: (i) o log do rendimento como função das variáveis omitidas e (ii) anos de estudo e nota IALS como função também das variáveis omitidas.

Já para os indivíduos com até 12 anos de instrução, o rendimento à educação cai a quase metade (9,1% para 4,9%, usando a fórmula: taxa de rendimento =  $\exp(\beta) - 1$ ) do que era sem as habilidades cognitivas e o rendimento a estas habilidades é alto e estatisticamente significativo.

A Tabela 3.1 mostra que cada ano de escolaridade leva a um aumento de 9,8 pontos na nota média. A multiplicação deste valor pelo coeficiente da nota média para os que têm até 12 anos de escolaridade é:  $(9,8/100) * 0,346 = 0,034$ . A soma deste valor com o coeficiente de anos de estudo para os que têm até 12 anos de estudo é:  $0,034 + 0,048 = 0,082$ , que é quase o valor 0,088 estimado sem a presença na nota IALS.

Ou seja, para os dois grupos, a conta fecha. Metade do rendimento à educação para os pouco educados é rendimento às habilidades cognitivas. No caso dos muito educados, as habilidades cognitivas, tal como medidas pela IALS, são irrelevantes.

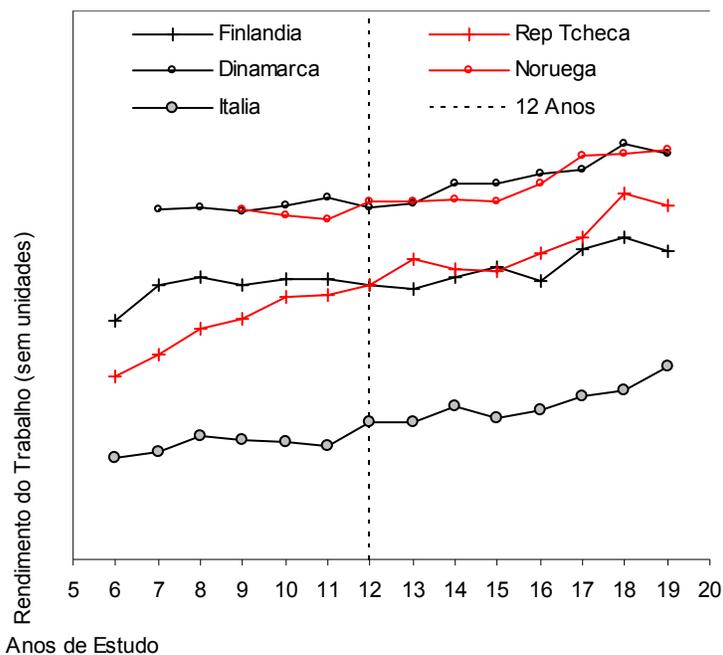
Apesar de fecharem, os resultados são paradoxais. Não para os que têm até educação secundária, uma vez que não há surpresas com relação aos resultados na literatura. As habilidades cognitivas seriam um pouco mais importantes que no restante da amostra IALS, o que poderia ser explicado pelo fato do nível de habilidades cognitivas ser relativamente baixo no Chile e sua dispersão relativamente alta.

O que é paradoxal são os resultados para os altamente educados. Têm taxas de retorno à educação muito elevadas, mas habilidades cognitivas, pelo menos as medidas pela IALS não explicam nada. Para colocar estes resultados em perspectiva, serão estimadas as mesmas equações para os outros países da amostra da IALS para os quais os microdados contêm rendimento do trabalho.

### **3.4 Resultados para Outros Países**

Antes de estimar as mesmas equações usadas até este ponto para os outros seis países mencionados, cabe um rápido olhar na relação bivariada entre escolaridade e rendimentos. Nem as distribuições de escolaridade e de habilidades cognitivas nem os mercados de trabalho nos seis países europeus acima se parecem com os da América Latina. O Gráfico abaixo mostra a relação bivariada entre escolaridade e rendimento para Finlândia, República Tcheca, Dinamarca, Hungria, Noruega e Itália. Não se observa uma quebra entre o final do segundo grau e o início do ensino superior – ou seja, em 12 anos de estudo. De modo geral, os perfis escolaridade-rendimento não são convexos. Com muita boa vontade, pode-se ver alguma convexidade na Noruega e na República Tcheca a partir de 15 anos de escolaridade.

GRÁFICO 3.5 PERFIS ESCOLARIDADE-RENDIMENTO PARA CINCO PAÍSES



FONTE: IALS Microdados. Elaboração própria.

O Gráfico acima nos leva a crer que o modelo de *spline* desenvolvido para o Chile e Brasil muito possivelmente não se adeque ao contexto europeu. Em qualquer caso, por completude, estimaram-se os mesmos modelos cujos resultados se encontram na Tabela 3.5 usando um *spline* em 15 anos de escolaridade e equações de rendimentos ampliadas estimados separadamente para os que estudaram até 15 e mais que 15 anos. Os resultados para o Chile, mostrados originalmente nas Tabelas 3.2 e 3.3, são reproduzidos na última linha. Finalmente, para não cansar o leitor apenas os coeficientes associados às variáveis de escolaridade e cognição são reportados.

Quando se estima o modelo com regressões separadas para os que têm até 15 e mais que 15 anos (a especificação 6), todos os coeficientes são significativos para a parte básica do *spline* mas nenhum o é para a parte superior. Os coeficientes associados à Nota IALS em geral são significativos, mas baixos.

TABELA 3.5 EQUAÇÕES DE RENDIMENTO COM HABILIDADES COGNITIVAS PARA SEIS PAÍSES (QUEBRA EM 15 ANOS DE ESCOLARIDADE)

País	Especificação 4			Especificação 6			
	Spline básico	Spline superior	Nota IALS	Até 15		Mais que 15	
				Escolaridade	Nota IALS	Escolaridade	Nota IALS
Finlândia	<b>0.030</b>	0.009	<b>0.002</b>	0.004	0.003	<b>0.028</b>	<b>0.002</b>
Republica Tcheca	<b>0.053</b>	0.001	<b>0.002</b>	-0.005	0.001	<b>0.032</b>	<b>0.002</b>
Dinamarca	<b>0.054</b>	-0.009	0.001	-0.010	<b>0.004</b>	<b>0.053</b>	0.000
Hungria	<b>0.053</b>	-0.002	<b>0.002</b>	0.003	-0.004	0.001	<b>0.039</b>
Noruega	<b>0.029</b>	-0.001	<b>0.002</b>	0.000	<b>0.004</b>	0.025	<b>0.002</b>
Itália	<b>0.023</b>	0.011	<b>0.002</b>	0.036	0.000	0.019	<b>0.003</b>
Chile (spline=12)	<b>0.060</b>	<b>0.095</b>	<b>0.280</b>	<b>0.050</b>	<b>0.357</b>	<b>0.122</b>	0.050

FONTE: IALS Microdados.

NOTA: Apenas números em **negrito** são significativos a 1%. Coeficientes em **cinza escuro** são significativos a 10% mas não a 1%. Coeficientes em **cinza claro** não são significativos nem a 10%. Elaboração própria.

Quando as regressões são estimadas separadamente para os que têm até 15 e mais que 15 anos, o coeficiente associado aos anos de estudo passa a ser significativa para os mais instruídos e não significativa (salvo para Dinamarca e Hungria, que o são a 10%) para os menos instruídos. Fora o caso da Hungria, os coeficientes associados às Notas IALS são baixos, embora majoritariamente significativos.

O que se pode concluir? Que uma curva de escolaridade-rendimento convexa é uma característica de países em desenvolvimento como o Chile e o Brasil e este modelo pouco diz sobre a realidade europeia. Estes resultados não chegam a ser uma grande surpresa, uma vez que este modelo foi criado para descrever a realidade chilena e brasileira, onde a relação entre escolaridade e rendimentos é côncava.

Uma última objeção que se pode fazer aos resultados se refere ao erro de medida.

### 3.5 Erro de Medida

Há dois tipos de erro de medida na medida de competências cognitivas do IALS. O primeiro, não intencional, é que há erros na construção nas notas. Estes erros têm varias fontes: itens ruins, interpretação de perguntas deixadas em branco e tradução defeituosa de itens.

A primeira fonte de erros não intencionais é conceitual: a estimação de três competências mediante o uso da Teoria de Resposta ao Item pressupõe que a probabilidade de um indivíduo acertar uma determinada pergunta dependa apenas da sua competência e da dificuldade da pergunta. Ou seja, se uma pergunta é mais fácil para meninos que para meninas com o mesmo nível de competência, então não é um item válido para o cálculo da proficiência nem de meninos,

nem de meninas. No entanto, Blum, Goldstein e Guerin-Pace (2001) mostram que isto claramente não é o caso para diversas perguntas do IALS. São pequenas violações da hipótese, mas não se sabe quão grandes estas violações teriam que ser para influenciar significativamente o resultado.

A segunda fonte de erro são perguntas deixadas em branco. Uma pergunta não respondida pode indicar um de três problemas: (i) o indivíduo não sabia a resposta correta e, portanto, não respondeu; (ii) o indivíduo não entendeu as instruções da própria prova ou se esqueceu como se faz uma prova de múltiplas respostas, hipótese particularmente crível em se tratando de indivíduos adultos e afastados da atividade de fazer provas há muitos anos; e (iii) a pergunta estava fácil demais ou por alguma outra razão o respondente estava entediado e decidiu não responder. No primeiro caso, a pergunta deveria ser contada como errada, mas nos outros dois, deveria ser ignorada.

Novamente, não se sabe a severidade do erro causado por perguntas não respondidas, mas é bem plausível que indivíduos mais velhos altamente educados não saibam mais como responder itens em uma prova como o IALS. Se assim for, não se trata de um erro aleatório identicamente distribuído com média zero do tipo que gera atenuação dos coeficientes em direção ao zero. Ao contrário, se trata de um erro correlacionado com algumas variáveis explicativas, o que gera coeficientes endógenos com vieses de magnitude e sinal desconhecidos.

Finalmente, a prova foi elaborada em Inglês e há vários exemplos dados por Blum, Goldstein e Guerin-Pace de traduções imperfeitas de itens e/ou itens com elevado conteúdo cultural. Novamente, não sabemos quão grave são as conseqüências.

Em suma, as três notas do IALS são medidas ruidosas das competências que tencionam quantificar. É provável que parte destes erros sejam erros de medida clássicos do tipo que levam a um viés em direção ao zero, mas é possível que parte sejam erros correlacionados com variáveis explicativas, o que pode gerar qualquer coisa. Pior, não há uma boa estimativa da magnitude deste erro. Normalmente, trata-se erro de medida em econometria usando variáveis instrumentais ou agrupadas, mas isto pressupõe que o erro é um erro aleatório normalmente distribuído tal como erro amostral ou os erros clássicos de preenchimento de questionário ou digitação. Infelizmente, não foi possível encontrar, na literatura sobre a Teoria de Resposta ao Item, se violações das hipóteses como as discutidas acima levam a erros aleatórios normalmente distribuídos ou a algum outro tipo de erro que não seria tratável usando variáveis instrumentais ou agrupadas.

O segundo tipo de erro é intencional. A IALS não pretende medir todos os tipos de habilidades cognitivas e sim habilidades cognitivas básicas, que deveriam ser comuns a todos os indivíduos instruídos. É possível que haja um conjunto importante de habilidades não medidas pela pesquisa que são muito importantes para profissões específicas. Por exemplo, um médico para

ter sucesso como tal deve saber quando esperar uma reação alérgica a um medicamento, o que não é investigado pela IALS. Um estatístico deve saber programar em SAS ou STATA, o que tampouco é investigado pelo instrumento usado.

O sistema educacional em quase todos os países começa com habilidades gerais e, após certo grau educacional, há diversificação em formações específicas. Em muitos países europeus, principalmente europeus continentais, esta diversificação começa já no segundo grau. Em todos os países, esta diversificação está presente no ensino superior.

Alguns autores, como Moura Castro (1990), enfatizam que o aprendizado de habilidades específicas também produz habilidades gerais. Um exemplo disso seria a dominância de engenheiros em concursos públicos na área de controle financeiro. No entanto, o estudo de habilidades gerais não leva ao desenvolvimento de habilidades específicas.

Dado que a IALS não se propõe a medir habilidades cognitivas específicas ou diversificadas, uma explicação natural se oferece para a falta de impacto das habilidades cognitivas sobre rendimentos dos mais instruídos no Chile. A explicação é que não há impacto por que a pesquisa não mede as habilidades cognitivas relevantes.

Voltando aos erros não intencionais, é possível usar outras variáveis no questionário do IALS para instrumentar a nota com a intenção de reduzir erro de medida. Embora não se possa dizer *a priori* se este procedimento é ou não válido, talvez os próprios resultados sugiram uma resposta.

Há quatro perguntas sobre os pais dos indivíduos observados na pesquisa. Pergunta-se o nível educacional mais alto alcançado pelo pai e pela mãe e pergunta-se o setor industrial e ocupação do pai. São todas variáveis categóricas, fazendo com que a abordagem instrumental coincida com a abordagem de dados agrupados. Em princípio, parece uma boa abordagem para corrigir vieses de erro de medida clássico.

Outro erro de medida na IALS é a próprio nível educacional. Há um esforço na IALS para reportar os níveis educacionais em uma única escala de 0 a 20 anos, válida para todos os países. Dado que há grande heterogeneidade nos sistemas educacionais mundo afora, este esforço leva a erros de medida resultantes deste esforço de classificação, além dos erros usuais de reportagem e codificação, já analisados na literatura sobre retornos à educação. Não há, portanto, por que não instrumentar também o nível educacional, já que as quatro perguntas sobre os pais permitem identificação tanto da Nota IALS como do nível educacional.

O uso das variáveis instrumentais, no entanto, traz seus próprios problemas. Há bastante não resposta e a amostra cai de 1859 indivíduos para 1697, o que representa uma queda de quase 9%. Se o atrito for aleatório, não os coeficientes não serão viesados. Se, no entanto,

indivíduos com salários menores (ou maiores) se lembrarem melhor das ocupações de seus pais, então as estimativas instrumentadas sofrerão um viés de seleção.

Feitos os avisos, qual é o resultado de instrumentar a nota IALS?

As colunas dois e três da Tabela 3.6 são as últimas duas da Tabela 3.2, para fins de comparação. As duas colunas que se seguem apresentam os resultados instrumentando apenas a nota IALS e as duas últimas os resultados quando tanto a nota IALS quanto o nível educacional são instrumentados.

TABELA 3.6 EQUAÇÕES DE RENDIMENTO INSTRUMENTADAS E NÃO-INSTRUMENTADAS

Variável	Sem instrumentação		Nota instrumentada		Nota e escolaridade instrumentados	
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
<b>Nota Média IALS (x100)</b>	<b>0.280</b>	<b>0%</b>	<b>1.300</b>	<b>0%</b>	<b>0.278</b>	<b>32%</b>
<b>Spline básico</b>	<b>0.060</b>	<b>0%</b>	<b>-0.042</b>	<b>12%</b>	<b>0.144</b>	<b>0%</b>
<b>Spline superior</b>	<b>0.095</b>	<b>0%</b>	<b>0.006</b>	<b>81%</b>	<b>0.086</b>	<b>2%</b>
Idade	0.114	0%	0.112	0%	0.105	0%
Idade 2	-0.001	0%	-0.001	0%	-0.001	0%
Homem	0.259	0%	0.223	0%	0.261	0%
Rural	-0.398	0%	-0.287	0%	-0.167	4%
Constante	10.047	0%	8.939	0%	9.287	0%

FONTE: IALS Microdados.

Quando apenas a nota é instrumentada, o valor do parâmetro de retorno às habilidades cognitivas sobre dramaticamente, de 0,280 para 1,300. Um coeficiente de 1,3 quer dizer que alguém com 100 pontos a mais nas habilidades cognitivas recebe  $1 - \exp(-1,3) = 0,7$  a mais que um indivíduo de comparação. Levando em conta que cada ano de escolaridade leva a um aumento médio de dez pontos na IALS, 100 pontos de IALS equivalem a dez anos de escolaridade. No entanto, dez anos de escolaridade levam a um aumento de 1,8 e 2,5 vezes no rendimento, respectivamente, para anos de escolaridade até 12 e mais que 12. Ou seja, um coeficiente de 1,3 para a nota IALS (x100) não é muito crível.

Ao instrumentar tanto a nota como o nível educacional, o coeficiente da nota IALS volta quase que exatamente ao valor observado na estimação por mínimos quadrados. Há uma mudança notável apenas nos coeficientes dos dois pedaços do *spline* educacional: o coeficiente que se refere aos pouco instruídos sobre de 0,06 para 0,144 e aquele que se refere aos muito instruídos cai de 0,11 para 0,086. Se os instrumentos estão apenas corrigindo viés de erro de medida, a queda no coeficiente associado ao *spline* superior é inexplicável. A hipótese salvadora seria que a instrumentação estaria corrigindo um viés de seleção na estimação MQO. As hipóteses menos salvadoras seriam que os instrumentos não são bons ou que o erro de medida nas variáveis,

principalmente a nota IALS, não se assemelha a um erro aleatório e independente para cada observação.

É possível também instrumentar a especificação 6, na qual o impacto da nota média IALS e da escolaridade são estimados separadamente para os muito e pouco educados.

TABELA 3.7 EQUAÇÕES DE RENDIMENTO INSTRUMENTADAS E NÃO-INSTRUMENTADAS, ESTIMAÇÃO SEPARADA PARA INDIVÍDUOS POUCO E MUITO INSTRUÍDOS

Variável	Sem instrumentação		Nota instrumentada		Nota e escolaridade instrumentados	
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
Indivíduos com mais que 12 anos de escolaridade						
<b>Nota Média IALS (x100)</b>	<b>0.050</b>	<b>72%</b>	<b>0.774</b>	<b>2%</b>	<b>0.323</b>	<b>40%</b>
<b>Anos de Estudo (linear)</b>	<b>0.122</b>	<b>0%</b>	<b>0.074</b>	<b>3%</b>	<b>0.170</b>	<b>0%</b>
Idade	0.237	0%	0.226	0%	0.219	0%
Idade 2	-0.003	0%	-0.003	0%	-0.002	0%
Homem	0.174	0%	0.125	2%	0.143	1%
Rural	-0.011	96%	0.005	98%	0.029	91%
Constante	7.576	0%	6.541	0%	6.497	0%
Indivíduos com até 12 anos de escolaridade						
<b>Nota Média IALS (x100)</b>	<b>0.357</b>	<b>0%</b>	<b>1.078</b>	<b>0%</b>	<b>0.489</b>	<b>7%</b>
<b>Anos de Estudo (linear)</b>	<b>0.050</b>	<b>0%</b>	<b>-0.022</b>	<b>42%</b>	<b>0.115</b>	<b>0%</b>
Idade	0.078	0%	0.074	0%	0.075	0%
Idade 2	-0.001	0%	-0.001	0%	-0.001	0%
Homem	0.296	0%	0.266	0%	0.291	0%
Rural	-0.456	0%	-0.385	0%	-0.253	0%
Constante	10.663	0%	9.989	0%	9.751	0%

FONTE: IALS Microdados.

Os resultados se encontram na Tabela 3.7. Novamente, quando apenas a nota IALS é instrumentada, os retornos às habilidades cognitivas aumentam consideravelmente, embora sejam mais críveis que o coeficiente de 1,3 na Tabela 3.6. O retorno à escolaridade cai 40% para os altamente educados e cai a zero para os pouco educados.

Já quando ambos escolaridade e nota são instrumentados, as mudanças são as seguintes. Para os com pouca escolaridade, os retornos à nota IALS pouco mudam e o retorno à escolaridade dobra. Isto quer dizer que as habilidades cognitivas passam a responder por um terço e não mais metade do rendimento à escolaridade. Para os altamente educados, os retornos à nota IALS aumentam para o mesmo patamar que para os demais, mas os retornos à escolaridade também aumentam para 0,17, um coeficiente muito elevado.

Finalmente, vale mencionar que todos os resultados acima são feitos usando como instrumentos a escolaridade do pai e mãe e a ocupação e setor industrial do pai. No entanto, também foram

feitas estimações usando apenas três dos quatro instrumentos (três é o mínimo, dado que para a especificação 4, existem três variáveis potencialmente endógenas: a nota e os dois pedaços do *spline*). Os resultados variam muito de acordo com qual dos quatro instrumentos não é utilizado. A conclusão óbvia é que os instrumentos não são muito críveis. Seja por que não são instrumentos bons, seja por que o erro de medida nas variáveis não segue o erro de medida clássico para o qual as variáveis instrumentais são a solução.

### 3.6 Conclusões

As conclusões deste capítulo dependem de qual conjunto de estimações é o mais crível. Apesar dos argumentos em favor do uso de variáveis instrumentais para reduzir o erro de medida, os resultados se mostraram variáveis de acordo com quais instrumentos são usados como também são pouco lógicos. Isto sugere que as melhores estimações são as feitas usando mínimos quadrados ordinários.

Estas estimações contam uma história coerente, embora um tanto paradoxal. A história começa com a observação que os retornos à educação no Chile, assim como no Brasil, são convexos. Enquanto um ano adicional de escolaridade básica acrescenta em torno de 9% ao rendimento do indivíduo que o completa, um ano de escolaridade superior acrescenta quase 13%.

Ao acrescentar a nota IALS e estimar separadamente para indivíduos com até doze anos de estudo, o rendimento à escolaridade cai de 9% para 5% e há um rendimento às habilidades cognitivas mensuradas pela IALS de 30% a cada 100 pontos da medida cognitiva usada. Lembrando que cada ano de escolaridade acrescenta aproximadamente dez pontos na nota IALS, isto quer dizer que as habilidades cognitivas aprendidas a cada ano aumentam os rendimentos em aproximadamente 3%, que é próximo à redução de quatro pontos percentuais no rendimento à escolaridade. Ou seja, um pouco mais que 1/3 do rendimento à escolaridade corresponde ao rendimento às habilidades cognitivas, tal como medidas pela IALS. Este resultado é coerente com os resultados encontrados na literatura.

Para os indivíduos com alguma instrução superior, a história é outra. O rendimento às habilidades cognitivas cai a um quinto do que é para o primeiro grupo e não é estatisticamente diferente de zero. Não há queda no rendimento à escolaridade. Ou seja, as habilidades cognitivas em nada contribuem para diferenciar os rendimentos dentro deste grupo. Uma explicação plausível é que as habilidades cognitivas aprendidas a partir da educação superior em diante são diversificadas e, portanto, não são adequadamente medidas pela IALS. Outras explicações são que habilidades não cognitivas, redes sociais ou, simplesmente, um diploma são as coisas economicamente relevantes adquiridas nos estudos superiores, e não habilidades cognitivas.

Este comportamento não se observa em outros países na amostra do IALS. No entanto, o modelo, em particular o *spline* em doze anos, foi construído a partir das idiosincrasias da relação escolaridade-rendimento chilena e brasileira. Estes resultados foram estimados a partir de dados chilenos, mas relação escolaridade-rendimento se parece muito com a brasileira.

Apesar da inexistência de uma pesquisa ou base de dados contendo informações diretamente medidas sobre domínio de conteúdos e rendimentos no Brasil, é possível combinar fontes separadas de dados para tentar estimar esta relação. É isto que será feito nos próximos dois capítulos.

## Quarto Capítulo

### Pareamento Por Médias

O Brasil conta com dois esplendidos sistemas de informação que não se comunicam. O primeiro é o sistema de informações sobre população levantadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O segundo é o sistema de avaliação educacional levantado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP)<sup>11</sup>. O IBGE, além de fazer recenseamentos demográficos decenais, leva a campo uma pesquisa domiciliar anual em todo o país, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Há também pesquisas mensais sobre o mercado de trabalho, as Pesquisas Mensais de Emprego, (PME) em seis regiões metropolitanas. Infelizmente, nenhum dos levantamentos do IBGE contém informações sobre habilidades cognitivas.

Do outro lado, o INEP faz uma avaliação amostral bi-anual de todo o sistema de ensino básico, o Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB). O INEP também oferece uma prova anual ao final do ensino médio. Chamada de Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), essa prova é virtualmente censitária desde 2001. Além disso, o INEP levou adiante duas avaliações consecutivas do ensino superior, o Exame Nacional de Cursos (Provão) e o Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (ENADE). Desde 2005, ele também faz uma avaliação censitária das quarta e oitava séries, a Prova Brasil. Lamentavelmente, a engajamento no mercado de trabalho daqueles que participam dos levantamentos do INEP é nulo ou limitado e suas avaliações oferecem pouca informação sobre rendimentos do trabalho. Além disto, as avaliações educacionais do INEP são razoavelmente recentes e não há nada utilizável anterior a 1995.

O resultado é que – apesar de muito sabermos tanto sobre o engajamento no mercado de trabalho dos brasileiros quanto sobre o aprendizado de jovens – não há identificador que permita o pareamento de informações de uma base de dados com informações da outra. A solução óbvia para os que precisam dos dois tipos de informações é usar algum tipo de pareamento probabilístico ou pareamento via médias.

Este capítulo explorará as possibilidades de pareamento por médias usando o Censo Demográfico como fonte sobre o mercado de trabalho e o ENEM e o Provão como fontes sobre habilidades cognitivas.

O restante deste capítulo será dividido em seis seções. A seção 4.1 detalha a metodologia de pareamento usando o Censo Demográfico de 2000. A 4.2 estima, usando diversas abordagens, o valor cognitivo agregado em cada ano de educação formal concluído com sucesso. Na seção

---

<sup>11</sup> O Anexo A desta tese descreve em maiores detalhes algumas das pesquisas mais relevantes destes dois sistemas.

4.3 estimam-se os resultados para a Região Metropolitana de São Paulo. A seção 4.4 repete o procedimento para a Região Metropolitana do Rio de Janeiro e para o Distrito Federal. A que segue, seção 4.5, trata da endogeneidade da migração e tenta corrigir as estimativas usando um procedimento de Heckman. A conclusão discute os resultados.

Também foram estimadas equações de rendimentos ampliadas por pareamento por médias usando o SAEB e a PNAD. No entanto, o pequeno número de observações e a baixa resolução da pergunta sobre migração na PNAD levaram a resultados que nada dizem. A discussão e os resultados se encontram no Anexo C.

#### **4.1 Pareamento Usando o Censo Demográfico de 2000**

A primeira abordagem é o uso da amostra de 10% do Censo Demográfico de 2000 e o pareamento mediante informações sobre migração. O Censo informa o código do município no qual cada indivíduo morava cinco anos antes: em 31 de julho de 1995. Usando estes códigos é possível fazer um pareamento com informações de outras fontes levantadas sobre estes municípios em 1995.

Escolhe-se um mercado de trabalho determinado, por exemplo, o da Região Metropolitana de São Paulo. Nesta região usa-se apenas quem era migrante recente de fora deste mercado de trabalho e jovem, de modo que seja provável que tenha sido educado no município de origem. Usando o Provão e o ENEM atribui-se a cada migrante a nota de seu município de origem e introduz-se esta nota em uma equação de rendimentos minceriana ampliada. Para decidir qual das duas notas deve ser pareada com cada pessoa adotou-se uma regra arbitrária. A regra é que se o indivíduo cursou entre dois anos do ensino médio e um ano do superior quando observado pelo Censo de 2000, a nota a ser pareada é a do ENEM e se tinha dois anos ou mais de educação superior, a nota a ser pareada é a do Provão. O uso de indivíduos que trabalham em diversos mercados de trabalho seria possível, mas enfraqueceria a estratégia de identificação uma vez que o efeito das quantidades de habilidades cognitivas poderia se confundir com efeitos idiossincráticos de valoração de mercados específicos.

O pareamento por médias aqui proposto é, evidentemente, um procedimento com diversas falhas e uma montanha de hipóteses identificadoras. Mas para identificar estas falhas e hipóteses é necessário conhecer o procedimento. Segue sua descrição pormenorizada.

##### **O Provão**

Para quem tinha entre 25 e 30 anos quando foi entrevistado pelo Censo e cursou pelo menos dois anos do ensino superior, a nota a ser pareada é o Exame Nacional de Cursos (Provão). O

Provão foi ministrado de 1997 a 2003 de modo censitário para avaliar um número crescente de cursos. Em 1997 foram apenas quatro, mas em 2003 foram 26 áreas. Há uma nota discursiva e outra objetiva, sendo que a objetiva é dividida em conhecimentos gerais e conhecimentos específicos à carreira sob exame. O Provão foi sempre cercado de controvérsia e em 2004 foi substituído pelo Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (ENADE).

A chave de pareamento é construída usando o município no qual cada migrante estava em 1995, seu sexo e o curso que fez. Por exemplo, a uma pessoa do sexo feminino que estava morando no município de Londrina em julho de 1995 e estudou Administração (em algum lugar, não necessariamente Londrina) é outorgada a nota média no Provão de todas as mulheres que estudaram em faculdades de Administração em Londrina.

Qual nota? O Provão contém duas notas: uma objetiva e uma discursiva. Há na nota objetiva itens de conhecimentos tanto gerais quanto específicos. Não há equivalência de escala nas notas de conhecimentos específicos, o que quer dizer que as notas de Medicina e Direito, por exemplo, são incomparáveis. A nota discursiva se refere exclusivamente aos conhecimentos específicos, mas a própria capacidade de escrever é – sem qualquer sombra de dúvida – um conhecimento geral. Portanto, tanto as notas objetivas quanto as discursivas contêm conhecimentos gerais e específicos àquela carreira. Para tornar as notas comparáveis entre cursos, as estimações sempre incluíram *dummies* (variáveis indicatrizes) de curso para permitir um grau de liberdade na dificuldade das diferentes provas.

Para os cursos que não faziam parte do Provão, foi usada a nota média de todos os indivíduos (de todos os cursos) de um dado sexo em um dado município. A hipótese identificadora é que as dificuldades das provas de distintos cursos diferem apenas no nível e não na inclinação como medida de habilidades cognitivas.

TABELA 4.1 COMBINAÇÕES DE CURSO MUNICÍPIO E SEXO, POR ANO

	1997	1998	1999	Empilhado
Carreiras	4	6	7	7
Municípios	258	378	414	430
Combinações Possíveis	2064	4536	5796	6020
Combinações de Fato	975	1922	2376	2540

FONTE: Microdados do Exame Nacional de Cursos (Provão) de 1997, 1998 e 1999. Elaboração própria.

De qual ano? O primeiro Provão foi a campo em 1997, mas eram apenas 258 municípios e os cursos cobertos se limitavam a Administração, Direito, Engenharia, Medicina e Odontologia. Limitar-se aos dados de 1997 foi tentado, mas restringiu demasiadamente a amostra utilizável, levando a poucas observações por estimação. Optou-se então por incluir também os anos de

1998 e 1999. Esta inclusão aumentou o número de municípios para 430 e os cursos cobertos passaram a incluir também Física, Economia, Matemática e Jornalismo, aumentando o número de combinações possíveis para 2540, como mostra a Tabela 4.1.

O custo a ser pago pela inclusão de 1998 e 1999 é que as notas se afastam cada vez mais do ano de residência, 1995. A hipótese identificadora é que os conhecimentos acadêmicos dos egressos de diferentes cursos em diferentes municípios sejam estáveis ao longo do tempo. A Tabela 4.2 mostra que isso é apenas parcialmente verdadeiro: os coeficientes de correlação são relativamente baixos.

A consequência dos coeficientes de correlação baixos é a introdução de um ruído adicional a uma medida já ruidosa (a própria prova) de habilidades cognitivas, o que leva a um viés em direção ao zero nos coeficientes que serão estimados. Se o ruído não se correlaciona com nenhuma das variáveis explicativas, então é um ruído independente de média zero, que leva os coeficientes em direção ao zero. Ou seja, qualquer coisa estimada neste capítulo é uma estimativa mínima do conteúdo econômico das habilidades cognitivas.

TABELA 4.2 COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO DE NOTAS MÉDIAS DO PROVÃO

	Medicina	Direito	Odontologia	Administração
Correlação 97-98	0,817	0,741	0,756	0,691
Correlação 97-99	0,611	0,737	0,648	0,703
Correlação 98-99	0,638	0,634	0,702	0,709

FONTE: Microdados do Exame Nacional de Cursos (Provão) de 1997, 1998 e 1999. Elaboração própria.

As médias por célula sexo-município-curso são então pareadas com os migrantes com idade entre 25 e 30, com no mínimo dois anos de ensino superior e com rendimentos positivos trabalhando na Região Metropolitana de São Paulo. O resultado são 356 valores, distribuídos entre 778 migrantes, o que garante uma boa variabilidade.

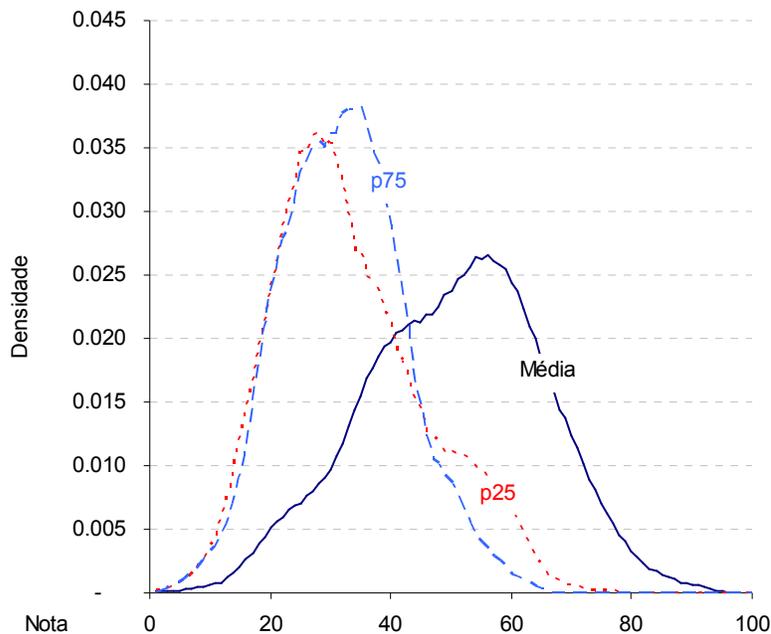
Talvez seja importante dar mais peso às observações cuja resolução é maior. Um migrante que estudou Administração no Rio de Janeiro pode ter estudado em instituições de primeira linha como o IBMEC ou FGV, ou em instituições sem a menor seriedade cujo nome é melhor omitir. Já o município de Jacareí tem apenas uma faculdade de Administração e seus alunos tiraram notas semelhantes. Para levar isso em conta, o desvio padrão das notas em cada célula de sexo-município-curso foi usado para criar pesos de acordo com a fórmula:

$$(1) \quad P_{ijc} = (1 + 1/\sigma_{ijc}) \quad \text{onde } \sigma_{ijc} \text{ representa o desvio-padrão das notas das pessoas de sexo } i \text{ no município } j \text{ no curso } c.$$

Mas o uso dos pesos não exerceu qualquer influência nas estimações.

O Gráfico 4.1 mostra como é a distribuição das notas para um município médio (em termos de número de observações), em um município pequeno (no percentil 25) e um município grande (no percentil 75).

GRÁFICO 4.1 DENSIDADES DE PROBABILIDADE PARA TRÊS MUNICÍPIOS EM 1997



FONTE: Microdados do Exame Nacional de Cursos (Provão) de 1997. Elaboração própria.

O Gráfico deixa claro que a apesar da distribuição de notas do Provão não ser “esquisita” – as distribuições têm um único máximo, não há descontinuidades, não há pontos de acumulação – tampouco é normal e a hipótese de normalidade, quando feita, deve ser feita com cautela.

Quais são as fontes de erro desta metodologia? Há pelo menos cinco.

O uso de médias. A primeira, evidente, é que há grande variação nas notas dentro de cada célula sexo-município-curso e, portanto, a nota média não necessariamente corresponde à nota do indivíduo. Isso se faz mais grave quando há uma célula para cada par sexo-município que corresponde ao curso “outras formações” que corresponde a todos os cursos que não fizeram parte do Provão até 1999. Paradoxalmente, o uso de médias pode ter também uma conseqüência benéfica. Se o domínio de conteúdos é medido com erro, o uso de médias pode

instrumentar a variável ruidosa, reduzindo o viés em direção ao zero associado a um erro de medida.

A migração é endógena. A segunda fonte de erro é que a migração é endógena. Os migrantes não são uma amostra aleatória da população do município de origem e isso tem duas possíveis conseqüências negativas. A primeira é que se são os indivíduos com melhores (ou piores) habilidades cognitivas os que migram, então a nota média *dos estudantes do município* será uma sub-estimativa (ou sobre-estimativa) da nota média *dos estudantes migrantes*. A segunda conseqüência negativa é que se a migração é determinada por alguma variável excluída da equação de rendimentos, mas que também determina os rendimentos dos indivíduos, então a estimação do impacto das habilidades cognitivas sobre os rendimentos sofrerá um viés de seletividade e não sabemos a direção do viés. Usualmente, usa-se a correção de Heckman para corrigir este viés, mas esta também depende de uma série de hipóteses fortes, inclusive a existência de uma boa variável instrumental que exerça influencia sobre a probabilidade de migração, mas não sobre os rendimentos.

Residência em julho de 1995 não implica necessariamente em formação. O Censo nos diz que um indivíduo residia em julho de 1995 em um dado município. Se indivíduos com idade entre 25 a 30 anos com pelo menos dois anos de ensino superior em 2000 são escolhidos, é provável que tenham feito sua formação superior no município de residência em julho de 1995, mas não é certo. É possível que tenham migrado antes para a Região Metropolitana de São Paulo ou que, entre 1995 e 2000, tenham se mudado para, e estudado em, um terceiro município. Há uma variável no Censo de 2000 que indaga há quantos anos cada indivíduo já mora no município em que mora, mas não foi útil. Ao escolher, por exemplo, indivíduos que moravam na RMSP há menos que dois anos, a amostra fica demasiadamente pequena e nenhum resultado é significativo. Outro erro correlato é a possibilidade de que um indivíduo more em um município, mas se eduque em outro – principalmente em municípios de regiões metropolitanas.

As médias municipais do provão variam no tempo. A Tabela 4.2 mostra que os coeficientes de correlação variam entre 0,634 e 0,709. Não chega a ser catastrófico, mas tampouco é excelente. Se os coeficientes fossem de 0,9 ou maior, o argumento em favor da estabilidade das notas seria muito mais forte.

TABELA 4.3 MÉDIAS E DESVIOS-PADRÃO ANUAIS DO PROVÃO

Ano	Média Objetiva	Média Discursiva	Desvio Padrão Objetiva	Desvio Padrão Discursiva
1997	47,93	34,90	13,62	16,28
1998	44,01	31,09	14,90	17,13
1999	41,43	35,14	14,89	19,88

FONTE: Microdados do Exame Nacional de Cursos (Provão) de 1997, 1998 e 1999. Elaboração própria.

As notas de diferentes anos não se encontram na mesma escala. O Provão e o ENEM, ao contrário do SAEB e da Prova Brasil, não são construídos usando a Teoria de Resposta ao Item (TRI). Isto quer dizer que não há perguntas-âncora que garantam a comparabilidade de notas entre diferentes anos. A rigor, as notas de um ano em uma matéria são comparáveis apenas com as notas do mesmo ano da mesma matéria. A tabela 4.3 mostra que as médias variam um pouco de ano para ano, mas não muito. A hipótese identificadora é que o domínio de conteúdo varia muito pouco em três anos.

## **Pareamento Usando o ENEM**

Para quem tinha entre 20 e 29 anos quando foi entrevistado pelo Censo e cursou entre dois anos de ensino médio e um ano de ensino superior (cujos anos de estudo cai no intervalo [10,12]), a nota a ser pareada é a do ENEM.

O ENEM é levado a campo desde 1998, mas somente em 2001, com o fim da taxa de inscrição, ele se massifica. Por isso, foram usados os Exames de 1998 a 2001 na construção da variável média municipal de cognição. A chave de pareamento é construída usando o sexo de um indivíduo e o município do qual ele ou ela migrou.

Comparado com o uso do Provão, o uso do ENEM acarreta três vantagens e duas desvantagens sérias. A primeira vantagem é que há muito mais municípios com notas do ENEM válidas que com notas do Provão válidas, o que facilita o pareamento. A segunda vantagem é que todos fazem exatamente a mesma prova, portanto não há dúvidas quanto à equivalência entre a prova de conhecimentos gerais de Medicina e de Direito, por exemplo. Finalmente, enquanto o ENEM é um exame construído com muito cuidado, seguindo de modo fiel a filosofia de construção do aclamado PISA, o Provão sempre foi uma prova cuja construção foi cercada de polêmica. Hoje, o ENEM começa a substituir o vestibular e o Provão foi extinto.

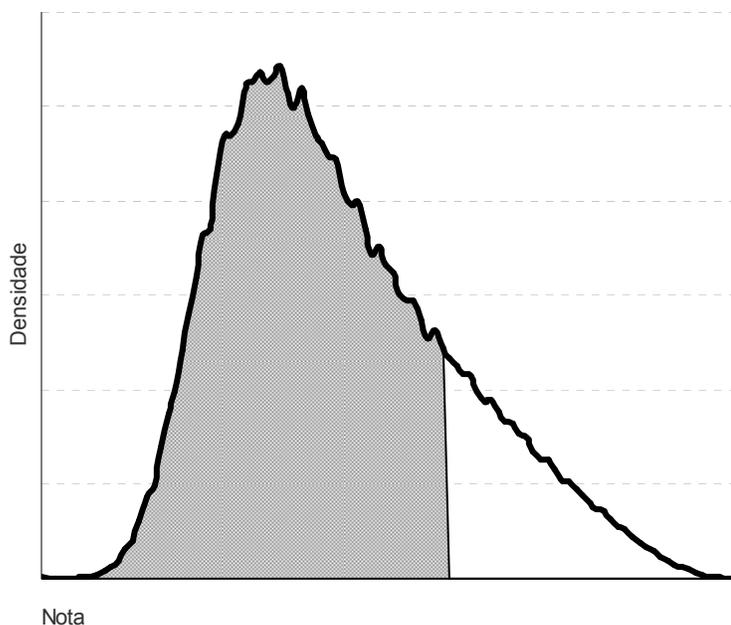
As desvantagens são fruto de viés de seleção. A primeira é que até 2001 o ENEM era pago, o que gerava um viés de seleção bastante grande. Por exemplo, segundo o Censo Escolar de 1998, 1,5 milhões de jovens se formaram no ensino médio, mas apenas 157 mil (10%) fizeram o ENEM. Um fator de seleção não aleatória de 10% é completamente inaceitável. Apenas em 2001, com a isenção da taxa de inscrição para alunos da rede pública é que o ENEM passou a ser quase censitário entre os formandos do ensino médio. A solução encontrada neste trabalho foi usar a média das notas de 1998 a 2001.

Essa é uma solução que acarreta outro problema: a maior parte das notas advém justamente do ano de 2001, seis anos após 1995, quando se supõe que os indivíduos estavam estudando no município cuja nota média lhes atribuímos e um ano após 2000, quando foram entrevistados pelo

Censo Demográfico. Ou seja, a hipótese de estabilidade nos sistemas educacionais torna-se muito mais forte. Felizmente, de todos os erros, este é um dos mais conhecidos. Um afastamento aleatório de uma tendência provavelmente se assemelha a um erro (aproximadamente) idêntico e independente com média zero e variância constante. O resultado de um erro assim é o clássico viés em direção ao zero.

O segundo viés de seleção advém da promoção. Algumas pessoas, possivelmente justamente aquelas cujas notas eram as maiores, seguem para o ensino superior e, portanto, não são encontradas cinco anos mais tarde com escolaridade inferior a dois anos de estudos superiores. A solução encontrada foi supor que estes indivíduos são justamente aqueles cujas notas são as mais elevadas e ajustar a distribuição da forma descrita a seguir.

GRÁFICO 4.2 DENSIDADES DE PROBABILIDADE PARA TRÊS MUNICÍPIOS EM 1997



FONTE: Microdados ENEM 2001. Elaboração própria.

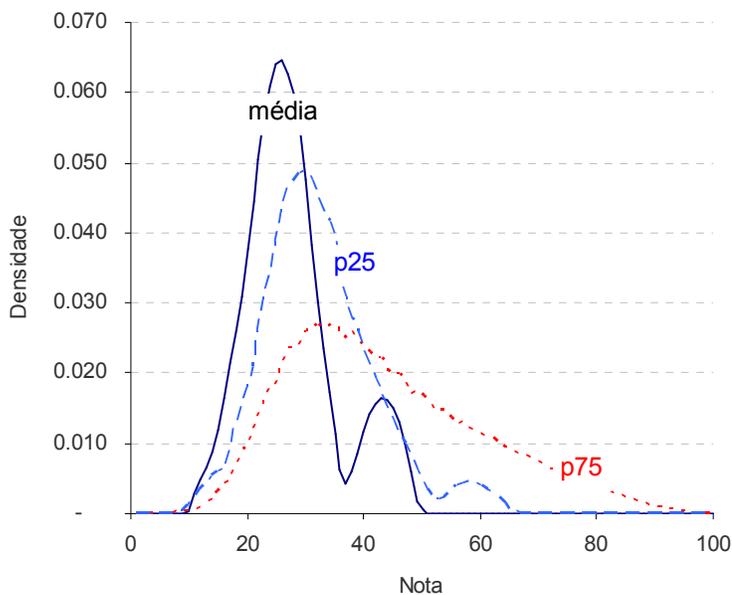
O procedimento foi agrupar todas as pessoas, migrantes e não-migrantes, com idade entre 20 e 29 anos em 2000 e pelo menos um ano de ensino médio entrevistadas no Censo de 2000, nos municípios nos quais estas pessoas se encontravam em 1995. Para cada um destes municípios foi calculada a porcentagem destas pessoas que passou ao ensino superior (de acordo com a definição usada aqui – pelo menos dois anos de estudos superiores),  $P_s$ . Fez-se a hipótese de

que estes indivíduos são justamente aqueles que tinham as melhores notas no ENEM. A nota média usada foi a média das 1-  $P_s$  menores notas.

O Gráfico 4.2 ilustra o procedimento. Ao invés da média da distribuição original e completa, ilustrada pela área abaixo da linha preta, usou-se a distribuição truncada superiormente, ilustrada pela área em cinza. As médias e desvios-padrão foram calculados de acordo com esta nova distribuição truncada.

Não é claro que esse procedimento seja um bom modo de estimar a distribuição de notas daqueles que não passaram ao ensino superior. Os estudiosos que investigaram as causas da repetência deixam claro que o domínio de conteúdos é apenas um dentre muitos determinantes da promoção – um determinante talvez menos importante que a origem social, a cor, o sexo e, principalmente, o comportamento.<sup>12</sup> No procedimento acima, o domínio de conteúdos é modelado como a única causa da progressão ao ensino superior. Felizmente, este procedimento se mostrou completamente inócuo e em nada muda os resultados.

GRÁFICO 4.3 DENSIDADE DE PROBABILIDADE DAS NOTAS DO ENEM



FONTE: Microdados do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) de 2001.

12 Ver Barbosa (1999).

O Gráfico 4.3 é o análogo para o ENEM do Gráfico 4.1 para o Provão. A maior diferença é que alguns municípios apresentam uma distribuição bimodal. O segundo máximo local possivelmente corresponda às pessoas que continuarão seus estudos além do ensino médio enquanto o máximo global possivelmente corresponda às pessoas que não continuarão até a educação superior.

As fontes de erro para o pareamento com o ENEM são as seguintes:

O uso de médias. O fato de usar médias leva à mesma perda de variância e à mesma possibilidade de amenizar o viés por erro de medida que no caso do Provão. A hipótese de estabilidade das médias municipais é muito mais forte, conforme explicado a seguir.

A migração é endógena. Situação idêntica com relação ao pareamento com o Provão.

Residência em julho de 1995 não implica necessariamente em formação. Situação idêntica com relação ao pareamento com o Provão.

As médias municipais do ENEM variam no tempo. Esta fonte de viés é mais grave que no caso do Provão, uma vez que o período sobre o qual as médias são calculadas é 1998-2001 e não 1997-1999. Pior: a Tabela 4.4 mostra que os coeficientes de correlação entre os anos são ainda menores que no caso do Provão. Uma explicação salvadora seria que isso é consequência da redução do viés de seleção e do aumento do número de locais nos quais as provas são oferecidas e não uma real variação de qualidade da educação oferecida.

TABELA 4.4 COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO ENTRE MÉDIAS MUNICIPAIS DO ENEM

Ano	1998	1999	2000	2001
1998	1			
1999	0.47	1		
2000	0.43	0.54	1	
2001	0.47	0.65	0.58	1

FONTE: Microdados ENEM de 1998, 1999, 2000 e 2001. Elaboração própria.

redução do viés de seleção positivo que levou a uma queda na nota da prova, principalmente em 2001.

Em qualquer caso, um erro de medida como o sugerido na Tabela 4.4 quer dizer que os coeficientes estimados serão um limite inferior do efeito real das habilidades cognitivas sobre rendimentos. As Tabelas 4.4 e 4.5 mostram que há mais variação nas médias do ENEM que naquelas do Provão. Mais uma vez, uma explicação é a

Tabela 4.5 Médias e Desvios-Padrão Anuais do ENEM

Ano	Média Objetiva	Média Discursiva	Desvio Padrão Objetiva	Desvio Padrão Discursiva
1998	41,51	47,66	15,51	28,03
1999	50,79	48,67	17,68	21,90
2000	49,78	59,21	17,71	15,95
2001	39,90	52,11	14,59	16,60

Fonte: Microdados ENEM de 1998, 1999, 2000 e 2001.

As notas de diferentes anos não se encontram na mesma escala. Embora as notas do ENEM não sejam TRI, comparações com o SAEB mostram que os itens são de dificuldade mais ou menos constante ao longo do tempo,<sup>13</sup> principalmente após 2001. Ou seja, esse é um problema menor.

Se nenhuma das fontes de erro acima for séria e se todas as hipóteses identificadoras forem verdadeiras, então o restante deste capítulo faz sentido. Caso contrário, não faz tanto sentido. Como é usual em investigação econômica, não há como testar hipóteses. Então vamos proceder aos resultados como se verdadeiras fossem. Antes disso, no entanto, é preciso calcular o valor cognitivo agregado por ano de escolaridade concluído com sucesso.

## 4.2 O Valor Cognitivo Agregado por Ano de Escolaridade Concluído com Sucesso

Não é possível calcular o valor cognitivo agregado por ano na escala do Provão uma vez que há uma única medição feita no final do curso. Já na escala ENEM isso é possível – claro que com algumas hipóteses. Calcular o valor cognitivo agregado médio por ano de estudo no Brasil requer dois passos. O primeiro é o cálculo do valor agregado em si, que pode ser feito apenas indiretamente e apenas usando o SAEB. Isto por que nenhuma outra avaliação no Brasil mede aprendizado em diversas séries com uma mesma métrica e nenhuma segue as mesmas crianças de um ano para o próximo.

O segundo passo é fazer uma tradução da escala do SAEB para a escala do ENEM, que é a escala usada em todas as estimações do conteúdo econômico da educação básica feitas neste capítulo e o seguinte. Este passo permite mais margem de manobra e várias abordagens são possíveis.

<sup>13</sup> As médias do ENEM sobem e descem mais o menos *pari passu* com as médias do SAEB para o final do ensino médio.

### O Valor Agregado na Métrica SAEB

O cálculo do valor agregado em si é simples e lamentavelmente imperfeito. É imperfeito por que não há no Brasil nenhum conjunto de dados longitudinais que cubra o país e que acompanhe crianças de um ano ao próximo. O SAEB testa crianças na oitava série do primário (ano 8 de um percurso escolar sem repetência) e na terceira do secundário (ano 11 de um percurso escolar sem repetência). Um modo imperfeito de estimar o valor cognitivo agregado é fazer a diferença na média das provas das duas séries em uma única aplicação – ou seja, fazer uma diferença transversal. Um segundo modo, igualmente imperfeito, é calcular a diferença na média das provas das duas séries em aplicações com quatro anos de diferença – uma diferença pseudo-longitudinal. A diferença entre as duas operações se encontra na Tabela 4.6. A diferença transversal para 2003 é ilustrada pelas flechas e pelos números em vermelho e a diferença longitudinal usando os números de 1997 e 2001 é ilustrada pelas flechas e pelos números em azul.

TABELA 4.6 MÉDIAS SAEB POR ANO E SÉRIE

Aplicação	Nota Média SAEB		Diferença ano a ano		Diferença anualizada	
	Ano 8	Ano 11	Transversal	Longitudinal	Transversal	Longitudinal
<b>Português</b>						
1995	256.9	289.7	32.8		10.9	
1997	<b>250.7</b>	283.9	33.2		11.1	
1999	232.9	266.6	33.7	9.7	11.2	3.2
2001	235.2	<b>262.3</b>	27.1	<b>11.6</b>	9.0	<b>3.9</b>
2003	<b>231.9</b>	<b>266.2</b>	<b>34.3</b>	33.3	<b>11.4</b>	11.1
2005	231.7	257.1	25.4	21.9	8.5	7.3
Média					10.4	6.4
<b>Matemática</b>						
1995	253.7	280.7	27.0		9.0	
1997	250.7	288.7	38.0		12.7	
1999	246.4	280.3	33.9	26.6	11.3	8.9
2001	243.4	276.7	33.3	26.0	11.1	8.7
2003	244.8	278.0	33.2	31.6	11.1	10.5
2005	239.4	270.7	31.3	27.3	10.4	9.1
Média					10.9	9.3

Fontes: SAEB microdados.

Se o aprendizado se encontra em um estado estacionário, as duas abordagens terão o mesmo resultado. No caso do Brasil, principalmente em português, as duas abordagens não dão o mesmo resultado. Isto ocorre por que no final da década de noventa, os números do SAEB

estavam em queda devido à entrada das crianças nas escolas cuja origem social era menos favorecida. Já na primeira década do século atual, as duas abordagens chegam, grosso modo, aos mesmos números, principalmente em português. Pode-se afirmar que tanto em matemática como em português o valor agregado por ano de estudo é da ordem de 10 a 11 pontos na escala do SAEB.

### **A Taxa de Conversão entre a Métrica SAEB e a Métrica ENEM<sup>14</sup>**

Este resultado nos leva ao segundo problema, que é como traduzir a escala do SAEB para a escala do ENEM. Nesta seção exploraremos três modos de fazer isto: uma abordagem *naïf* usando uma regra de três com as médias, uma abordagem um pouco menos inocente usando a variância e uma análise de regressão.

A primeira abordagem é simplesmente dividir a média do ENEM pela média do SAEB. A Tabela 4.7 mostra esta operação usando a nota objetiva do ENEM e a nota de matemática do SEAB (usar a nota de português não muda significativamente os resultados). A taxa de conversão ENEM/SAEB fica entre 5,5 e 7,1, o que deixaria o valor cognitivo agregado por ano entre 1,4 e 1,8 pontos de ENEM por série.

TABELA 4.7 TAXA DE CONVERSÃO CALCULADA USANDO MÉDIAS

Ano	ENEM Objetiva	SAEB Matemática	Razão	Valor Agregado
2005	49.5	271.4	5.5	1.8
2003	39.4	278.7	7.1	1.4
2001	49.5	276.7	5.6	1.8

Fontes: ENEM, SAEB microdados.

Esta abordagem, no entanto, parte da hipótese de que a nota de quem nada sabe tanto no ENEM como no SAEB é zero. E não há nada nem na Teoria Clássica nem na Teoria de Resposta ao Item que apóie esta hipótese. Ao contrário, na Teoria Clássica, que embasa a nota ENEM, o indivíduo que não sabe nada acerta em média o que seria esperado de respostas aleatórias. Na Teoria de Resposta ao Item, que embasa o SAEB, há formulações para todos os gostos.

Um modo com hipóteses menos heróicas de fazer a taxa de conversão é usar os desvios-padrão. O resultado desta operação se encontra na Tabela 4.8. As taxas de conversão são mais

<sup>14</sup> O autor e seu orientador gostariam de agradecer os comentários de Ricardo Paes de Barros e, especialmente, José Francisco Soares com relação a esta seção.

ou menos metade daquelas estimadas usando as médias, indo de 3,2 a 3,8. Portanto, o valor agregado mais ou menos dobra e fica entre 2,6 e 3,1.

TABELA 4.8 TAXA DE CONVERSÃO CALCULADA USANDO DESVIO-PADRÃO

Ano	ENEM Objetiva	SAEB Matemática	Razão	Valor Agregado
2005	15.6	59.0	3.8	2.7
2003	17.9	57.5	3.2	3.1
2001	15.4	56.0	3.6	2.8

Fontes: ENEM, SAEB microdados.

A hipótese identificadora, bem menos forte, é que as populações que fizeram a prova são as mesmas.

Finalmente, é também possível estimar a taxa usando uma análise de regressão. O procedimento é simples: dividir as notas tanto do ENEM como do SAEB em uma partição exaustiva da população e estimar uma regressão na qual a nota do ENEM é variável explicativa da nota do SAEB. A partição feita foi entre células de UF\*ano para os anos de 2001, 2003 e 2005 o que perfaz 79 observações (algumas UFs não têm notas válidas para todos os anos). Para mostrar que não se trata de efeito idiossincrático de um modelo estimado usando um determinado conjunto de dados, quatro especificações foram estimadas. As quatro especificações foram: (i) apenas a nota ENEM como explicativa da nota SEAB; (ii) nota ENEM e variáveis indicatrizes de ano; (iii) nota ENEM e variáveis indicatrizes de UF; e (iv) nota ENEM e variáveis indicatrizes de ano e UF.

TABELA 4.9 TAXA DE CONVERSÃO CALCULADA USANDO ANÁLISE DE REGRESSÃO

Especificação	Coefficiente	Valor Agregado
So ENEM	3.3	3.0
ENEM, ano	3.3	3.1
ENEM, UF	3.4	3.0
Tudo	2.6	3.9

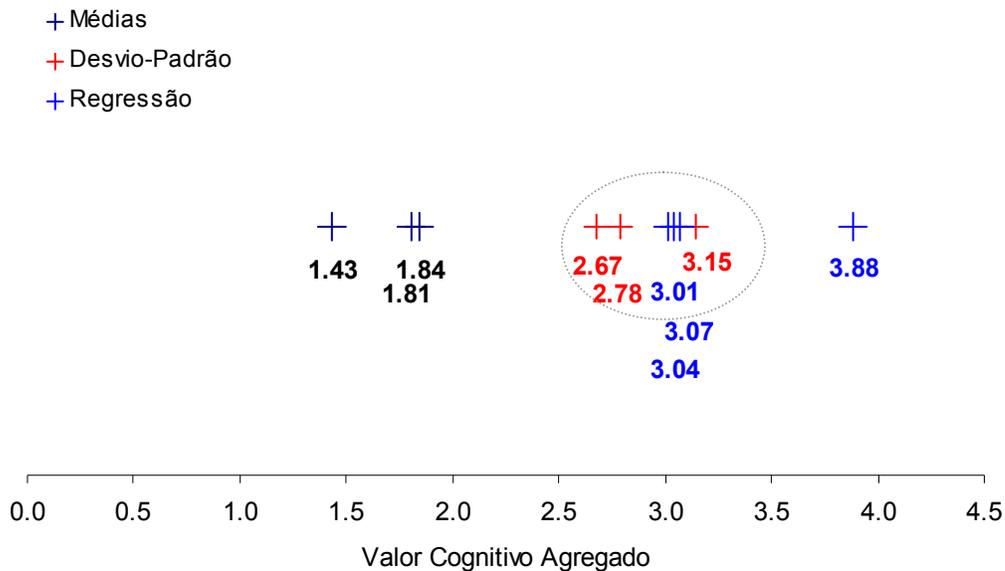
Fontes: ENEM, SAEB microdados.

As taxas de conversão situam-se entre 2,6 e 3,3 – o que as coloca muito mais próximas das estimadas feitas usando os desvios-padrão que as feitas usando as médias. O Valor cognitivo agregado por ano situa-se entre 3,0 e 3,9.

O Gráfico 4.4 mostra as diferentes estimativas taxas de conversão entre o valor agregado na escala SEAB e o mesmo na escala ENEM. Vê-se que há um grupo de estimativas próximas

composto por aquelas feitas usando o desvio-padrão e aquelas feitas usando análise de regressão.

GRÁFICO 4.4 TAXAS DE CONVERSÃO ENTRE ENEM E SAEB



Fontes: ENEM, SAEB microdados.

Para fins desta tese, serão descartadas, por serem metodologicamente indefensáveis, as estimativas feitas usando razão de médias. Será usada como melhor estimativa a média das demais, ou seja, 3,01 pontos de ENEM por ano do ensino médio concluído com sucesso.

### 4.3 Resultados para a Região Metropolitana de São Paulo

As primeiras estimações foram feitas para a Região Metropolitana de São Paulo. Uma vez feitos todos os pareamentos, calculados os pesos e as médias, a estimação é simples: uma equação de rendimentos ampliada com a inclusão de um parâmetro de domínio de conteúdos. A primeira equação estimada, apenas para fins de comparação, é a equação de rendimentos tradicional, sem domínio de conteúdos, seguindo as mesmas especificações que foram seguidas até este ponto:

$$(1) \quad Y_i = \beta_B S_{Bi} + \beta_S S_{Si} + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

Onde  $S_{Bi}$  representa a escolaridade básica (até 11 anos) do indivíduo  $i$ ,  $\beta_S$  a escolaridade superior e  $X_i$  um conjunto de variáveis não-educacionais. Ou seja, trata-se de um *spline* educacional com *pivot* no último ano do ensino médio. Nas variáveis  $X$  encontra-se um termo linear para a idade, além de variáveis indicatrizes para apontar as dificuldades enfrentadas por mulheres e negros na obtenção de rendimentos elevados no mercado de trabalho.

TABELA 4.10 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS PARA RMSP

Especificação	Migrantes		Não Migrantes		Todos	
N	22 224		255 602		277 826	
R2	50,3%		44,7%		45,3%	
Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
Escolaridade até 11	0,064	0,0%	0,076	0,0%	0,075	0,0%
Escolaridade 11 e mais	0,287	0,0%	0,220	0,0%	0,225	0,0%
Negro	-0,169	0,0%	-0,194	0,0%	-0,193	0,0%
Sexo	-0,335	0,0%	-0,315	0,0%	-0,317	0,0%
Idade em anos	0,032	0,0%	0,047	0,0%	0,046	0,0%
Migrante					0,027	0,0%
Constante	5,270	0,0%	4,806	0,0%	4,844	0,0%

FONTE: Microdados Censo Demográfico de 2000. Elaboração própria.

NOTA: Apesar de a especificação com um polinômio quadrático (ou até de ordem superior) na idade ser usual nas equações mincerianas, tais estimações – como todas as que seguem – serão feitas apenas entre jovens com idades que não diferem mais que cinco anos, o que quer dizer que a especificação linear é adequada.

Os coeficientes para escolaridade são os usuais: não muito altos para escolaridade até onze anos, muito altos para escolaridade além de onze anos. Os termos de discriminação para mulheres e negros estão em linha com a literatura. É claro que não será possível ampliar essas equações de rendimentos uma vez que foi possível construir medidas de habilidades cognitivas (ou domínio de conteúdos) apenas para migrantes jovens com escolaridade próxima do ensino médio completo ou superior completo. A principal diferença na especificação que será usada é que o *spline* educacional será substituído por um termo linear em cada uma das duas estimações – ensino médio e ensino superior.

### Resultados Provão

O próximo passo é estimar uma equação de rendimentos apenas para o mesmo grupo populacional ao qual foram imputadas medidas de habilidades cognitivas a partir do Provão

(migrantes para a RMS, com rendimento do trabalho positivo, idade entre 25 e 30 anos e escolaridade superior ou igual a 14 anos de estudo). Em seguida, pode-se introduzir as duas medidas que foram construídas de habilidades cognitivas: a média municipal da nota objetiva geral e a média municipal da nota discursiva do Provão. Ou seja, a especificação passa a ser:

$$(2) \quad Y_i = \beta_S S_{Si} + \lambda_N N_i + \gamma X_i + \sum_k \kappa_k I_{ik} + \varepsilon_i$$

Onde  $S_{Si}$  representa a escolaridade do indivíduo  $i$ ,  $N_i$  sua nota imputada do Provão e  $I_{ik}$  é uma variável indicatriz que vale 1 se o indivíduo  $i$  seguiu o curso  $k$  na faculdade e 0 caso contrário.  $X_i$  representa mesmo conjunto de variáveis não-educacionais que na equação (1) na página anterior a esta. Note que  $S_{Si}$  varia apenas de 14 anos de estudo até no máximo 17 anos de estudo (máximo codificável no Censo sem hipóteses fortes sobre a duração de pós-graduações). Vale ressaltar que as variáveis indicatrizes de curso não são de fácil interpretação, uma vez que representam tanto o rendimento a uma profissão quanto variações no nível de dificuldade da prova de cada curso. Dado que são apenas variáveis de controle e não-interpretáveis, seus coeficientes serão sempre omitidos. Finalmente, coerente com o exposto na seção 2.3, todas as equações serão estimadas com e sem a variável escolaridade. Quando estimadas com a escolaridade, os coeficientes são um limite inferior do impacto da cognição sobre os rendimentos e quando estimados sem a escolaridade, são um limite superior.

TABELA 4.11 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA – NÍVEL SUPERIOR (PROVÃO)

	Sem Cognitivo		Nota Objetiva		Nota Discursiva		Nota Objetiva		Nota Discursiva	
R <sup>2</sup>	14,26%		16,9%		16,9%		14,7%		14,5%	
N	777		777		777		777		777	
N <sub>nota</sub>			356		356		356		356	

Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
<b>Prova Objetiva</b>			<b>0,022</b>	<b>0%</b>			<b>0,024</b>	<b>0%</b>		
<b>Prova Discursiva</b>					<b>0,020</b>	<b>0%</b>			<b>0,020</b>	<b>0%</b>
Sexo (homem)	0,369	0%	0,324	0%	0,366	0%	0,360	0%	0,405	0%
Negro	-0,225	2%	-0,207	4%	-0,213	3%	-0,220	3%	-0,226	3%
Escolaridade	0,161	0%	0,152	0%	0,159	0%				
Constante	4,989	0%	4,137	0%	4,332	0%	6,418	0%	6,752	0%

FONTE: Microdados Censo Demográfico de 2000., microdados Provão 1997, 1998 e 1999. Elaboração própria.

Na especificação sem habilidades cognitivas, os termos de discriminação contra negros ( $\beta = -0.225$ , o que equivale a uma diferença salarial de uns 25%) e mulheres são um pouco mais

elevados e o coeficiente de anos de estudo um pouco mais baixo que os resultados da equação base de rendimentos na Tabela 4.10. Mas, em geral, os resultados estão dentro do esperado. Os coeficientes estimados com (estimativa inferior) e sem (estimativa superior) a variável escolaridade pouco diferem.

Como alguns indivíduos têm em comum o sexo, o curso e o município do qual migraram, há apenas 356 valores distintos nas notas objetiva e discursiva. É menor que o número de indivíduos, mas ainda é um número relativamente grande.

Finalmente, não há qualquer diferença substantiva entre as estimações feitas com e sem pesos que refletem a variância de origem, e por isso apenas as estimativas feitas sem pesos foram apresentadas.

As notas objetivas e discursivas do Provão são significativamente diferentes de zero com p-valor de 0%. Os coeficientes são substantivos? Em outras palavras, são grandes? Não é possível comparar, como foi feito no caso do Chile, a magnitude dos coeficientes com o valor agregado por ano de escolaridade. O Provão, ao contrário do ENADE, não oferece nenhuma medida de valor agregado pelas instituições de ensino superior: ele apenas a compara os egressos de diferentes instituições uns com os outros. A única alternativa é usar um procedimento a la Hanusheck e Zhang (2006) e usar a própria distribuição das notas para fins de comparação. A Tabela 4.3 mostra que o desvio-padrão da nota objetiva do Provão é em torno de 15 pontos,  $15 \times 0,022 = 0,33$ . Ou seja, um desvio padrão no aprendizado de conteúdos leva a um aumento de rendimento na ordem 1/3.

Finalmente, a queda no coeficiente associado à educação com a introdução da medida cognitiva é bastante modesta. Da especificação sem medida cognitiva para a especificação com a Prova Objetiva, a queda é de apenas 12% do valor sem cognição.

## **Resultados ENEM**

Com relação aos indivíduos com escolaridade em torno do nível médio, o grupo demográfico relevante são os migrantes da RMS, com idade entre 20 e 29 anos e escolaridade entre 10 e 13 anos. Fora isso e a inexistência de variáveis de curso, a especificação é a mesma que no caso do Provão.

Todos os coeficientes são significativos a 1% e também são grandes. Possivelmente a significância se deva ao grande número de observações; são 3 638 indivíduos e 1 635 notas. Tal como no caso do Provão, os coeficientes estimados com e sem a escolaridade pouco diferem.

TABELA 4.12 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA – NÍVEL MÉDIO (ENEM)

	Sem Cognitivo	Nota Objetiva	Nota Discursiva	Nota Objetiva	Nota Discursiva
R <sup>2</sup>	16,9%	23,1%	19,6%	19,2%	14,9%
N	3 638	3 638	3 636	3 638	3 636
N <sub>nota</sub>		1635	1635	1635	1635

Variável	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor
<b>ENEM Objetiva</b>			<b>0,032</b>	<b>0%</b>			<b>0,036</b>	<b>0%</b>		
<b>ENEM Discursiva</b>					<b>0,023</b>	<b>0%</b>			<b>0,026</b>	<b>0%</b>
Sexo	0,351	0%	0,196	0%	0,393	0%	0,181	0%	0,402	0%
Negro	-0,289	0%	-0,246	0%	-0,269	0%	-0,288	0%	-0,318	0%
Anos de estudo	0,250	0%	0,212	0%	0,233	0%				
Constante	3,430	0%	2,755	0%	2,488	0%	4,983	0%	4,913	0%

FONTE: Microdados Censo Demográfico de 2000., microdados ENEM 1998, 1999, 2000 e 2001. Elaboração própria.

Quão grandes são os coeficientes de habilidades cognitivas? Dados os erros de medida, inesperadamente e surpreendentemente grandes. Um desvio-padrão de ENEM de 15 pontos leva a um aumento de  $15 \times 0,032 = 0,48$  (uns 61% de aumento de rendimentos).

No caso do ENEM, é possível fazer uma comparação com a escala do SAEB e, portanto, com o aprendizado médio de domínio de conteúdos de um ano de escolaridade. Conforme calculamos na seção 4.2, cada ano de estudo do ensino médio leva a um aumento de três pontos na escala do ENEM.

Voltando aos resultados de regressão, o conteúdo educacional de um ano de escolaridade é:  $0,032 \times 3,0 = 0,096$ . Isto é superior aos  $\beta = 0,064$  que são o rendimento à escolaridade até onze anos de estudo (Tabela 4.6) entre migrantes. É apenas dois quintos dos  $\beta = 0,25$  que traduzem o rendimento à escolaridade de migrantes com entre 10 e 13 anos de estudo. Este intervalo de escolaridade, entretanto, já inclui alguma educação superior.

A redução no coeficiente de anos de escolaridade quando habilidades cognitivas são introduzidas é de  $0,250 - 0,212 = 0,038$ , o que é inferior aos 0,096 estimados como retornos à cognição aprendida em um ano de escola.

## Capital Cultural

Há, é claro, um problema muito mais grave com as estimações acima. A única variável relativa ao município de onde o indivíduo migrou são justamente as notas do Provão e do ENEM. Isso quer dizer que a especificação utilizada está canalizando todas as diferenças entre dois municípios através do domínio de conteúdos. Como consequência, o efeito de qualquer variável

municipal diferente de, mas correlacionada com, o domínio de conteúdos, exerce influencia sobre os rendimentos apenas através do domínio de conteúdos. Isto é visível comparando dois municípios dos quais saíram vários migrantes para o mercado de trabalho da RMSP: Londrina e Ipojuca.

As diferenças entre os municípios de Londrina no Paraná e Ipojuca na Região Metropolitana de Recife não são apenas que a nota média no ENEM de 2001 do primeiro foi dez pontos a mais que a do segundo. Enquanto, em média, os chefes de família de Londrina contam com 6,7 anos de escolaridade, o número equivalente em Ipojuca não chega aos três anos. Em Londrina, apesar de ser o centro de uma região agrícola, apenas 7% da População Economicamente Ativa (PEA) se encontra ocupada na agricultura; em Ipojuca são 32%.

Essas diferenças sócio-econômicas levam a diferenças entre migrantes que vão além das habilidades cognitivas. É provável que os migrantes de Londrina para São Paulo contem com referências culturais mais valorizadas no mercado de trabalho paulista que aquelas que os migrantes de Ipojuca carregam. O sotaque, o tipo de música apreciada, a forma de se vestir e de tratar os outros não são habilidades cognitivas. Não ajudam na resolução de problemas ou na leitura de um manual técnico, mas há pouca dúvida que possam influenciar o resultado de uma entrevista de emprego e possivelmente até a obtenção de uma promoção. Os migrantes carregam consigo também esse capital cultural e se não há outra variável ligando o migrante com seu município de origem, seus efeitos acarretarão um viés de variável omitida na estimação do impacto de habilidades cognitivas.

Igualmente, é possível que os migrantes de uma área predominantemente urbana próxima do Sudeste como Londrina contem com atitudes e valores mais alinhados com as atitudes e valores predominantes na RMSP que os migrantes de um município na periferia de Recife, como Ipojuca.

O próximo passo lógico é incluir uma série de variáveis de controle para tentar canalizar os efeitos do capital cultural. Para tanto, foram escolhidas três variáveis a serem acrescentadas à equação de rendimentos: (i) a escolaridade média dos chefes de famílias (indivíduos que responderam ser pessoa de referência ou cônjuge); (ii) a taxa de analfabetismo dos adultos (maiores que 16 anos); e (iii) a porcentagem da PEA trabalhando na agricultura. A média municipal de cada uma das três variáveis foi calculada em 1991 e 2000. Estas médias foram posteriormente combinadas pró-rata e incluídas na equação de rendimentos. A fórmula usada foi:  $X_{1995} = (5 \cdot X_{1991} + 4 \cdot X_{2000}) / 9$ . Os pesos 5 e 4 são usados por que o ano da pergunta de migração, 1995, não fica a meio caminho entre 1991 e 2000.

Os resultados seguem nas tabelas 4.13 (Provão) e 4.14 (ENEM).

O principal resultado no caso do Provão é uma redução de 1/3 nos coeficientes das notas. As notas objetiva e a discursiva ambas continuam estatisticamente diferentes de zero, mas caem de 0,022 para 0,015, no caso da objetiva, e de 0,020 para 0,014 no caso da discursiva. Um terço dos efeitos das habilidades cognitivas foi absorvido pelas variáveis de capital cultural. O acréscimo nos rendimentos proveniente de um aumento de um desvio-padrão na nota cai de 1/3 para 1/4.

Mais uma vez, a omissão como variável explicativa na equação da escolaridade pouco muda os coeficientes das habilidades cognitivas.

TABELA 4.13 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA COM CAPITAL CULTURAL (PROVÃO)

Especificação	Objetiva	Discursiva	Objetiva	Discursiva
R <sup>2</sup>	18,45%	18,68%	0.1648	0.1663
N	777	777	777	777
N <sub>nota</sub>	356	356	356	356
N <sub>capital cultural</sub>	253	253	253	253

Variável	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor
<b>Prova Objetiva</b>	<b>0,015</b>	<b>0%</b>			<b>0,015</b>	<b>0%</b>		
<b>Prova Discursiva</b>			<b>0,014</b>	<b>0%</b>			<b>0,014</b>	<b>0%</b>
Sexo (homem)	0,346	0%	0,373	0%	0,382	0%	0,411	0%
Negro	-0,194	5%	-0,196	5%	-0,208	4%	-0,210	4%
Escolaridade	0,145	0%	0,148	0%				
% analfabeto	0,174	86%	0,283	78%	0,494	63%	0,615	54%
% agricultura	-1,531	1%	-1,353	3%	-1,595	1%	-1,427	3%
Escolaridade média pais	0,040	35%	0,061	14%	0,054	22%	0,076	7%
Constante	4,353	0%	4,321	0%	6,445	0%	6,471	0%

FONTE: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991, microdados Provão 1997, 1998 e 1999. Elaboração própria.

No caso do ENEM, há uma pequena queda de amostra de 3638 para 3594 – queda que se deve à inexistência, em 1991, de alguns municípios com notas do ENEM em 1998 ou ano posterior. Como as notas do ENEM foram calculadas por município e sexo, esta variável conta com mais valores (1626) que a variável Capital Cultural (1249), calculada apenas por município. No entanto, 1249 ainda é um número de observações bom e bem maior que os 253 do pareamento do Provão.

TABELA 4.14 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA COM CAPITAL CULTURAL (ENEM)

Especificação	Sem seleção		Com Seleção	
N	3594	3592	3594	3592
N <sub>nota</sub>	1626	1626	1626	1626
N <sub>capital cultural</sub>	1249	1249	1249	1249

## COM ESCOLARIDADE

Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
R <sup>2</sup>	25,4%		25,3%		25,7%		25,1%	
<b>ENEM Objetiva</b>	<b>0,012</b>	<b>0%</b>			<b>0,014</b>	<b>0%</b>		
<b>ENEM Discursiva</b>			<b>0,009</b>	<b>0%</b>			<b>0,006</b>	<b>1%</b>
Sexo	0,278	0%	0,348	0%	0,266	0%	0,343	0%
Negro	-0,226	0%	-0,226	0%	-0,221	0%	-0,230	0%
Anos de estudo	0,190	0%	0,189	0%	0,189	0%	0,190	0%
% analfabeto	-0,654	0%	-0,592	0%	-0,633	0%	-0,638	0%
% agricultura	0,093	31%	0,108	24%	0,074	42%	0,120	19%
Escolaridade média país	0,043	1%	0,064	0%	0,030	8%	0,068	0%
Constante	3,597	0%	3,441	0%	3,550	0%	3,580	0%

## SEM ESCOLARIDADE

Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
R <sup>2</sup>	22,4%		22,3%		22,7%		22,0%	
<b>ENEM Objetiva</b>	<b>0.012</b>	<b>0%</b>			<b>0.015</b>	<b>0%</b>		
<b>ENEM Discursiva</b>			<b>0.009</b>	<b>0%</b>			<b>0.006</b>	<b>1%</b>
Sexo	0.278	0%	0.350	0%	0.265	0%	0.344	0%
Negro	-0.259	0%	-0.259	0%	-0.254	0%	-0.263	0%
% analfabeto	-0.807	0%	-0.729	0%	-0.782	0%	-0.783	0%
% agricultura	0.100	28%	0.116	21%	0.080	39%	0.128	17%
Escolaridade média país	0.045	1%	0.067	0%	0.032	7%	0.071	0%
Constante	5.728	0%	5.524	0%	5.663	0%	5.698	0%

FONTE: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991, microdados Provão 1997, 1998 e 1999. Elaboração própria.

Os resultados continuam significativos e substantivos, mas caem a pouco menos da metade do valor estimado sem as variáveis de capital social. Tal queda significa que os 3,0 pontos de ENEM de valor agregado médio por ano do ensino médio passam a levar a um acréscimo de uns 4,3% nos rendimentos – um pouco menos que dois terços do valor do rendimento à educação até 11 anos de escolaridade. Isso estaria em linha com, ou até um pouco superior a, boa parte dos resultados para países de primeiro mundo, onde as variáveis que representam habilidades cognitivas são responsáveis por algo entre um terço e metade dos rendimentos à escolaridade.

Se comparados aos 0,25 estimados na Tabela 4.8, os retornos à cognição não passam de 18% dos retornos à educação.

Foram feitas estimações com e sem seleção para controlar o fato de que os melhores alunos foram para o nível superior. Os resultados são quase idênticos. Tampouco o fato de omitir a variável escolaridade muda os coeficientes cognitivos.

#### 4.4 Resultados para Outros Mercados de Trabalho

A Região Metropolitana de São Paulo foi escolhida para iniciar as estimações uma vez que se trata do maior mercado de trabalho do país, garantindo o maior número possível de observações. Mas resultados para outros mercados de trabalho serão também importantes para mostrar que os resultados obtidos para a RMSP não são idiossincráticos. A Tabela 4.15 mostra o número de pessoas jovens na amostra do Censo de 2000 que migraram para os maiores mercados de trabalho metropolitanos nos cinco anos anteriores a 2000, com escolaridade em torno do médio completo e em torno de superior completo.

TABELA 4.15 MIGRANTES JOVENS NOS ÚLTIMOS CINCO ANOS POR MERCADO DE TRABALHO

Mercado de Trabalho	Secundário	Superior	Total
São Paulo	5223	1052	6275
Rio de Janeiro	2784	567	3351
Brasília	2372	613	2985
Curitiba	1341	318	1659
Goiânia	1210	153	1363
Belo Horizonte	816	176	992
Fortaleza	777	134	911
Recife	641	173	814
Salvador	647	159	806
Florianópolis	540	165	705

FONTE: Microdados Censo Demográfico de 2000. Elaboração própria.

Os números acima são limites superiores, sem pareamento. No caso de São Paulo, há uma queda de uns 30% devido a problemas de pareamento. É de se supor que o mesmo aconteça em outros mercados de trabalho. Para verificar se os resultados para a RMSP são idiossincráticos, foram escolhidas a Região Metropolitana do Rio de Janeiro e o mercado de trabalho do Distrito Federal. Esses foram os mercados de trabalho que receberam o maior número de migrantes com o perfil desejado, após a RMSP. Estimações foram feitas para Curitiba e Goiânia, mas o número de observações após o pareamento era muito reduzido.

TABELA 4.16 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA – MERCADO DE TRABALHO DA RMRJ

Especificação	Provão - Objetiva		Provão - Discursiva		ENEM - Objetiva		ENEM - Discursiva	
R <sup>2</sup>	13,0%		12,8%		20,8%		20,9%	
N	221		221		1548		1547	
N <sub>nota</sub>	142		142		663		663	
N <sub>capital social</sub>	124		124		521		521	
Variável	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor	β	p-valor
COM ESCOLARIDADE								
<b>Objetiva</b>	<b>0,008</b>	<b>30%</b>			<b>-0,003</b>	<b>46%</b>		
<b>Discursiva</b>			<b>-0,006</b>	<b>45%</b>			<b>0,004</b>	<b>30%</b>
Sexo	0,421	0%	0,445	0%	0,469	0%	0,467	0%
Negro	-0,136	37%	-0,154	31%	-0,149	0%	-0,147	0%
Anos de estudo	0,098	10%	0,125	5%	0,165	0%	0,164	0%
% analfabeto	-3,118	9%	-3,037	10%	-0,911	1%	-0,713	5%
% agricultura	0,127	90%	-0,014	99%	0,014	94%	-0,005	98%
Escolaridade média pais	-0,071	39%	-0,054	52%	0,033	25%	0,034	23%
Constante	6,049	0%	6,100	0%	4,263	0%	3,899	0%
SEM ESCOLARIDADE (APENAS HABILIDADES COGNITIVAS)								
R <sup>2</sup>	11.8%		11.1%		18.4%		18.5%	
<b>Objetiva</b>	<b>0.010</b>	<b>20%</b>			<b>-0.003</b>	<b>53%</b>		
<b>Discursiva</b>			<b>0.000</b>	<b>97%</b>			<b>0.005</b>	<b>26%</b>
Sexo	-0.437	0%	-0.470	0%	-0.457	0%	-0.458	0%
Negro	-0.156	30%	-0.160	30%	-0.181	0%	-0.179	0%
% analfabeto	-2.962	11%	-2.815	13%	-0.986	0%	-0.778	3%
% agricultura	0.283	79%	0.136	90%	0.093	62%	0.072	70%
Escolaridade média pais	-0.056	50%	-0.042	62%	0.045	13%	0.047	11%
Constante	8.241	0%	8.677	0%	6.942	0%	6.552	0%

FONTE: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991, microdados Provão 1997, 1998 e 1999; microdados ENEM de 1998, 1999, 2000, e 2001. Elaboração própria.

Considerando que o modelo com a inclusão das três variáveis que servem como *proxies* de capital social é a melhor descrição da realidade, apenas esse modelo será reportado. Os outros modelos foram estimados, mas seus resultados não trazem informações relevantes. Vamos aos resultados para os mercados de trabalho da RMRJ e Distrito Federal.

Os resultados para o mercado de trabalho de nível superior da RMRJ estimados com a presença da variável escolaridade não são significativamente diferentes de zero. O número de observações é menos que um terço do número para a RMSP. Portanto, a falta de significância estatística não é uma surpresa. Quando a escolaridade é omitida da equação de rendimentos

ampliada, os coeficientes aumentam um pouco (como seria de se esperar), mas continuam não significativos.

No caso do mercado de trabalho de ensino médio, tampouco se pode dizer que os coeficientes estimados com escolaridade na equação de rendimentos ampliada sejam diferentes de zero. Mais uma vez, há uma redução no número de observações a menos de metade do número encontrado para a RMSP, o que pode explicar parte ou toda a redução de significância. Novamente, há algum aumento dos coeficientes com a omissão da escolaridade como variável explicativa, mas os mesmos continuam não significativos.

TABELA 4.17 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA – MERCADO DE TRABALHO DO DF

Especificacao	Provão - Objetiva	Provão - Discursiva	ENEM – Objetiva	ENEM - Discursiva
N	352	352	1371	1372
N <sub>nota</sub>	210	210	628	628
N <sub>capital social</sub>	132	132	506	506

COM ESCOLARIDADE								
Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
R <sup>2</sup>	13,3%		12,8%		30,0%		29,7%	
<b>Objetiva</b>	<b>0,011</b>	<b>3%</b>			<b>0,015</b>	<b>0%</b>		
<b>Discursiva</b>			<b>0,001</b>	<b>75%</b>			<b>0,010</b>	<b>1%</b>
Sexo	0,247	0%	0,273	0%	0,401	0%	0,487	0%
Negro	-0,051	56%	-0,044	62%	-0,163	0%	-0,174	0%
Anos de estudo	0,037	37%	0,047	27%	0,273	0%	0,271	0%
% analfabeto	-2,151	4%	-2,255	3%	-0,517	15%	-0,541	13%
% agricultura	1,207	10%	0,974	18%	-0,034	85%	-0,016	93%
Escolaridade média país	0,109	10%	0,109	10%	0,041	19%	0,060	5%
Constante	5,813	0%	6,096	0%	2,405	0%	2,327	0%

SEM ESCOLARIDADE (APENAS HABILIDADES COGNITIVAS)								
R <sup>2</sup>	13.1%		12.3%		25.1%		24.9%	
<b>Objetiva</b>	<b>0.011</b>	<b>2%</b>			<b>0.015</b>	<b>0%</b>		
<b>Discursiva</b>			<b>0.003</b>	<b>50%</b>			<b>0.011</b>	<b>1%</b>
Sexo	0.251	0%	0.278	0%	0.409	0%	0.495	0%
Negro	-0.049	58%	-0.039	66%	-0.220	0%	-0.230	0%
% analfabeto	-2.149	4%	-2.244	3%	-0.545	14%	-0.561	13%
% agricultura	1.178	11%	0.924	21%	0.081	66%	0.090	63%
Escolaridade média país	0.108	10%	0.105	12%	0.069	3%	0.087	1%
Constante	6.360	0%	6.815	0%	5.292	0%	5.170	0%

FONTE: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991, microdados Provão 1997, 1998 e 1999; microdados ENEM de 1998, 1999, 2000, e 2001. Elaboração própria.

E o Distrito Federal? A princípio, seria de se esperar que os resultados sejam ainda piores já que o número de observações é menor. Mas, *au contraire*, a nota objetiva do Provão e as duas do ENEM são significativamente diferentes de zero e com magnitudes comparáveis às observadas em São Paulo. Isto ocorre mesmo com a inclusão das variáveis que representam o capital cultural. A exclusão da escolaridade como variável explicativa tampouco muda os resultados.

Qual a explicação da significância brasileira? Uma primeira possibilidade é que um mercado de trabalho no qual metade das vagas é oferecida pelo setor público é diferente dos outros mercados de trabalho. No período 1995 a 2000 já não havia mais ingresso no setor público permanente (apesar de muita contratação temporária) sem concurso público e um concurso público é essencialmente uma versão modificada do Provão ou do ENEM. Não apenas o ingresso no setor público depende de domínio de conteúdos como o modo de medi-los é essencialmente o mesmo das duas provas acima.

Uma segunda possibilidade é que o padrão de migração para o DF seja diferente do padrão para outros estados, atraindo indivíduos em função de suas qualificações e não de acordo com outras variáveis, como possuir uma rede social no local de origem. Se for assim, o modelo de pareamento por médias minimiza o viés de seleção inerente à migração.

Ainda sobre migração, é também possível que o setor público atraia um tipo de migrante bastante específico – aquele que passa em um concurso público e depois migra. Se assim for, é claro, o viés de seleção será bem grave.

#### 4.5 Migração Endógena

Um dos pontos criticáveis da metodologia acima é que a migração não é aleatória. Um indivíduo de um município qualquer migra para a Região Metropolitana de São Paulo por que espera obter algo da decisão. Normalmente, espera uma remuneração pelo seu trabalho superior ao que obteria no município no qual nasceu. Ou seja, é um problema com seleção endógena. Se a seleção é função da variável dependente, a solução é a correção de Heckman.

A correção de Heckman consiste na estimação de uma equação auxiliar, normalmente um Probit, que determina a probabilidade de seleção. A esperança de uma distribuição normal truncada se escreve:

$$E[x | x > a] = \mu + \sigma \frac{-\phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right)} \quad \text{onde } \mu \text{ e } \sigma \text{ representam a média e o desvio-padrão de}$$

uma dada distribuição normal e  $\Phi$  representa a normal acumulada e  $\phi$  a densidade normal. Para

obter uma estimativa sem viés de  $\mu$ , insere-se o inverso da razão de Mills,  $\phi(z)/\Phi(z)$ , como variável explicativa na equação de rendimentos, onde  $z$  é o argumento da probabilidade estimada com o Probit mencionado acima.

A correção de Heckman funciona melhor quando se tem uma variável instrumental crível – no nosso caso, uma variável que não seja correlacionada com o rendimento esperado na RMSP, mas que seja correlacionada com a probabilidade de migrar. Uma possibilidade são as variáveis que compõem o modelo gravitacional de migração: a distância entre o município e a RMSP e a razão entre a renda média do trabalho na RMSP e a renda média no município no qual cada indivíduo vivia cinco anos antes. Incluiu-se também a idade, já que é fato notório que os jovens migram mais que os velhos.

A distância foi calculada supondo que cada indivíduo migra primeiro para a capital estadual e posteriormente da capital para a RMSP. As distâncias entre um município e a capital do seu estado se encontra disponível no IPEADATA e as distâncias entre as capitais de estado e a Praça da Sé são facilmente obtidas no Google Maps.

TABELA 4.18 PROBIT DE MIGRAÇÃO

N		1,180,807
Log-verossimilhança		-1893,8367
Pseudo-R2		0,035
Variável	$\beta$	p-valor
Distância	-0,0003	0%
Renda Relativa	-0,5774	0%
Idade	0,0141	2%
Constante	-3,2438	0%

FORNTE: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991; IpeaDATA; Google Maps. Elaboração própria.

Fora a idade, os coeficientes estimados no Probit de migração são os esperados. Quanto mais longe, menor a probabilidade de migrar. Quanto mais próxima da renda municipal da renda média da RMSP, menor a probabilidade de migrar. O coeficiente da idade é um pouco paradoxal, mas visto que a equação foi estimada apenas para o público-alvo do pareamento que são jovens com entre 16 e 30 anos, talvez não o seja tanto. Ou seja, o coeficiente positivo da idade nos diz que os muito jovens esperam um pouco antes de migrar.

As equações de rendimentos ampliadas são idênticas às equações sem seleção cujos coeficientes se encontram nas Tabelas 4.13 e 4.14, mas com a Razão Inversa de Mills como

variável explicativa. Tampouco se encontra qualquer efeito de omitir a escolaridade na equação com a correção de Heckman.

TABELA 4.19 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA COM CORREÇÃO DE HECKMAN (PROVÃO)

	Com Escolaridade		Sem Escolaridade	
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
N	762		762	
N <sub>nota</sub>	357		356	
R <sup>2</sup>	20,5%		20,4%	
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
<b>Prova Objetiva</b>	<b>0,015</b>	<b>0%</b>	<b>0,012</b>	<b>1%</b>
<b>Prova Discursiva</b>				
Sexo (homem)	0,325	0%	0,357	0%
Negro	-0,126	22%	-0,137	18%
Escolaridade	0,154	0%	0,156	0%
% analfabeto	2,790	3%	2,596	4%
% agricultura	-1,981	0%	-1,801	1%
Escolaridade média país	0,169	0%	0,178	0%
Razão Inversa de Mills	-0,618	0%	-0,547	0%
Constante	5,104	0%	5,037	0%

FONTE: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991, microdados Provão 1997, 1998 e 1999; IpeADATA; Google Maps. Elaboração própria.

NOTA: Coeficientes associados a *dummies* de curso não são mostrados devido à dificuldade de interpretação.

Os resultados pouco mudam com a correção de Heckman. No caso da nota objetiva do Provão, os resultados são quase idênticos aos estimados sem a correção de Heckman; já para a nota discursiva, há uma pequena queda. No caso do ENEM, ha uma pequena redução do coeficiente de 0,012 para 0,009. Em todos os casos, o coeficiente da Razão Inversa de Mills é negativo, mostrando que os migrantes são negativamente selecionados. Em outras palavras, os migrantes que têm uma probabilidade baixa de migrar (que vem de locais mais distantes ou cuja renda é próxima à da RMSP), e ainda assim migram, têm rendimentos menores na RMSP.

TABELA 4.20 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA COM CORREÇÃO DE HECKMAN (ENEM)

	Com Escolaridade		Sem Escolaridade		Com Escolaridade		Sem Escolaridade	
	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
N	3574		3574		3574		3574	
N <sub>nota</sub>	1618		1478		1618		1478	
R <sup>2</sup>	27%		27%		24.8%		24.8%	
<b>ENEM Objetiva</b>	<b>0,009</b>	<b>0%</b>			<b>0.009</b>	<b>0%</b>		
<b>ENEM Discursiva</b>			<b>0,007</b>	<b>0%</b>			<b>0.007</b>	<b>0%</b>
Sexo	0,281	0%	0,335	0%	0.282	0%	0.335	0%
Negro	-0,219	0%	-0,218	0%	-0.248	0%	-0.247	0%
Escolaridade	0,180	0%	0,178	0%				
% analfabeto	0,869	0%	0,947	0%	0.879	0%	0.970	0%
% agricultura	0,070	44%	0,082	37%	0.074	42%	0.087	34%
Escolaridade média país	0,153	0%	0,172	0%	0.167	0%	0.185	0%
Razão Inversa de Mills	-0,518	0%	-0,527	0%	-0.570	0%	-0.578	0%
Constante	4,685	0%	4,582	0%	6.792	0%	6.640	0%

FONTES: Microdados Censos Demográfico de 2000. e 1991; microdados ENEM de 1998, 1999, 2000, e 2001; IpeaDATA; Google Maps. Elaboração própria.

No entanto, o principal resultado é que os resultados pouco mudam. Ou seja, mesmo controlando por migração endógena persiste o rendimento relativamente elevado ao domínio de conteúdos.

#### 4.5 O que se pode concluir?

A variável de cognição imputada à equação de rendimentos ampliada é medida com diversos erros. Diferentes erros têm diferentes efeitos e, portanto, merecem tratamentos diferentes.

Boa parte das fontes de erro, tais como o fato das médias municipais variarem no tempo e a própria medida ser ruidosa, levam a erros independentes na variável explicativa. Como é sabido desde 1886 (Galton, 1886), erros de medida na variável explicativa levam a um viés nos coeficientes estimados em direção ao zero. Isso quer dizer que coeficiente estimado provavelmente será um limite inferior do efeito real. Outras fontes de erro, como o uso de médias municipais, podem até amenizar o efeito de erros de medida nas provas, mas não invertem seu sinal. Nada foi feito para controlar o efeito destes erros uma vez que um limite inferior significativo e substantivo já é um resultado altamente relevante.

Outra fonte de erros são os diversos tipos de seleção. Pessoas com maiores habilidades cognitivas provavelmente irão mais longe no percurso educacional e a migração para a Região metropolitana de São Paulo é endógena. Esses são erros cujos efeitos provavelmente não se

assemelham a um ruído independente cujo resultado é viés em direção ao zero. Têm caráter mais estrutural e, portanto, não levam a conseqüências tão previsíveis. Tentou-se controlar os efeitos dos erros estruturais mediante o uso de distribuições cognitivas truncadas e o procedimento de Heckman. Esses procedimentos pouco mudaram os resultados.

Há ainda outros erros, como a possibilidade de percursos migratórios que não levam à formação no local de moradia em 1995. São os mais difíceis, uma vez que não são ruídos independentes e identicamente distribuídos, mas tampouco há procedimentos para sua correção. No entanto, nada indica que tenham impactos maiores que os erros de seleção cuja correção em nada mudou os resultados.

Os efeitos estimados para tanto para o Provão como o ENEM são fortes e estatisticamente significativos. Pode-se inferir que o resultado real, sem a atenuação dos coeficientes causada pelos erros de medida nas variáveis explicativas, é ainda mais forte. Para pessoas com escolaridade em torno de onze anos, o domínio de conteúdos medido pelo ENEM é economicamente relevante e equivale a algo entre dois terços e a totalidade do rendimento à escolaridade até esse nível de estudo. Estes coeficientes situam-se no limite superior daquilo encontrado na literatura. Trata-se de um resultado novo até hoje não encontrado na literatura brasileira.

A inexistência de medida de valor agregado impossibilita esta conta para o Provão, mas os coeficientes também são fortes e significativos, mostrando que as habilidades cognitivas levam, sem dúvida, a rendimentos significativamente mais altos para os que os detêm.

## Quinto Capítulo

### Pareamento Exato Não-Identificado

Dado que os indivíduos das pesquisas do IBGE e INEP não são identificados, a primeira impressão é que o pareamento por médias é a única possibilidade de fazer a ponte entre os dois tipos de informação. Nas bases publicamente disponíveis do IBGE e do INEP, não há nem nomes, nem número de identidade, nem CPF, nem PIS. Isto leva à impressão que o melhor que se pode fazer é outorgar médias estaduais ou municipais, ou, no melhor dos mundos, médias por algum tipo de célula finamente definida.

Mas esta impressão está errada. É possível fazer pareamento exato (ou quase exato) entre indivíduos mesmo sem nomes ou outro registro que os identifiquem. O modo de fazer isto é mediante uma chave de pareamento construída a partir da data de nascimento de cada indivíduo. É claro que este tipo de pareamento é possível apenas em algumas circunstâncias: é preciso que uma das bases que se deseja parear seja censitária ou quase-censitária entre a população-alvo. Uma das bases pode ser amostral ou censitária, mas a outra tem que ser censitária.

A idéia é a seguinte. Suponhamos que a segunda base é amostral e a primeira censitária. Identifica-se a população-alvo na base amostral e para cada um destes, busca-se na base censitária um indivíduo com a mesma data de aniversário (possivelmente acrescida de outras informações). É necessário garantir que a pessoa seja, de fato, a mesma. O modo de garantir isto é escolher na base censitária apenas as pessoas que não compartilham sua data de nascimento com nenhuma outra (por isto a exigência que uma das bases seja censitária). Se a primeira base for amostral, não há nenhuma garantia que as duas pessoas sejam, de fato, as mesmas. Alias, em geral, não serão.

Outra exigência é um grande numero de observações no universo. Perdem-se muitas observações neste tipo de pareamento e se não houver muita gente na base censitária, não sobram observações na hora de estimar a equação de rendimentos.

O restante deste capítulo esta dividido em quatro seções. A seção 5.1 explica em detalhe como foi feito o pareamento entre a PME e o ENEM, com especial ênfase na perda de observações ao longo do processo. A seção seguinte, 5.2, explica como os indivíduos observados na PME do ano no qual foram pareados são seguidos até o próximo ano, quando são observados no mercado de trabalho. A seção 5.3 apresenta os impactos da cognição sobre a empregabilidade e a seção 5.4 os impactos sobre rendimentos. Na conclusão se discutem os principais resultados.

## 5.1 Pareamento do ENEM com a PME

Há apenas uma combinação de fontes de informações no conjunto de bases do IBGE e do INEP que permite a operação de pareamento descrita acima. Do lado do INEP, apenas o Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) é censitário e, do lado do IBGE, apenas a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) permite parear indivíduos no último ano do ensino médio e depois encontrá-los no mercado de trabalho um ano depois.

Como já foi colocado antes, o ENEM, após a abolição da taxa de inscrição em 2001, tem se tornado quase censitário entre formandos do Ensino Médio. A partir de 2005, com a implementação do Prouni, ainda mais. Todas as outras pesquisas do INEP, salvo o Provão, são amostrais. O Provão, apesar de censitário, não contém informações sobre a data de nascimento de quem o respondeu.

Do lado do IBGE, teoricamente se poderia parear a PNAD, ou até a POF, com o ENEM, mas há um problema: grande parte dos indivíduos que está no último ano do ensino médio tem engajamento nulo ou marginal no mercado de trabalho. Há, é claro, muitos indivíduos que trabalham tempo completo e estudam à noite, mas há um número igualmente grande de indivíduos que não trabalham ainda ou trabalham apenas tempo parcial. Na PME de 2007, por exemplo, 67% dos entrevistados no último ano do ensino médio<sup>15</sup> não trabalhavam, 7% trabalhavam menos que 30 horas e apenas ¼ trabalhava tempo completo (30 horas ou mais). Na PNAD os números não são muito diferentes.

Mas PME oferece uma saída: segue os indivíduos por um ano e quatro meses. Ou seja, é possível saber se estão trabalhando e quanto ganham após um ano, quando já terão terminado seus estudos no ensino médio. Deste modo é possível imputar, por exemplo, a um conjunto de pessoas trabalhando em 2008 suas notas no ENEM de 2007. Para manter a maior homogeneidade possível, serão usadas apenas as PMEs de 2003 em diante, quando a pesquisa foi reformulada<sup>16</sup>.

A PME, no entanto, conta com uma amostra não tão grande e é possível que problemas de amostra levem a uma relação sinal-ruído que impeça qualquer conclusão. Se os números da PME serão suficientes dependerá também de quantos indivíduos com chave de pareamento única existem no ENEM e isto vai depender, novamente, do número de observações.

---

<sup>15</sup> A PME não identifica indivíduos no último ano do ensino médio. A hipótese identificadora é que indivíduos no terceiro ano do ensino médio estão no último ano. Esta hipótese não é forte, uma vez que no Brasil os cursos de ensino médio com quatro anos existem, mas são raros.

<sup>16</sup> A PME existe desde 1980, mas somente até 2003 o painel permitia seguir os indivíduos apenas de anos pares para anos ímpares. Em 2003, a pesquisa foi reformulada, o questionário melhorado e o painel desincronizado para permitir que indivíduos sejam seguidos de qualquer ano para qualquer ano.

TABELA 5.1 NÚMERO DE OBSERVAÇÕES APÓS REDUÇÕES DO UNIVERSO DO ENEM

Etapa	2003	2004	2005	2006	2007
Valores Absolutos (1 000 indivíduos)					
Todas observações no ENEM	1,882	1,552	3,004	3,720	3,585
Concluintes	1,331	1,191	1,577	1,633	1,266
RMs da PME (População-Alvo)	554	340	463	451	316
Responderam Questionário SES	241	206	239	259	208
Casos Únicos	14	13	44	44	37
Porcentagens da População-Alvo					
Todas observações no ENEM	340%	456%	649%	824%	1133%
Concluintes	240%	350%	341%	362%	400%
RMs da PME (População-Alvo)	100%	100%	100%	100%	100%
Responderam Questionário SES	43.60%	60.50%	51.60%	57.40%	65.80%
Casos Únicos	2.60%	3.70%	9.50%	9.70%	11.80%

FONTE: Microdados ENEM: 2003 a 2007. Elaboração própria.

A Tabela 5.1 mostra o processo de redução do número de observações do ENEM a cada etapa. A primeira redução é selecionar apenas os indivíduos cursando o último ano do ensino médio. As demais pessoas que fizeram o ENEM são indivíduos já engajados no mercado de trabalho fazendo o ENEM para obter uma bolsa do Prouni ou entrar em uma universidade qualquer. Não fazem parte da população-alvo para o pareamento e a verdade é que não interessam. A segunda redução é a seleção dos indivíduos que vivem nas seis Regiões Metropolitanas da PME: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre<sup>17</sup>. Quem vive em Pindamonhangaba ou Anápolis não nos interessa.

Isto deixa uma população-alvo de um pouco menos que meio milhão de pessoas a cada ano e é a partir desta população que as reduções do universo utilizável começam a preocupar. O próximo corte são os indivíduos que não responderam o questionário sócio-econômico (SES) do ENEM ou cujas respostas não são válidas – indivíduos cujo ano de nascimento é 1901 ou que não sabem quantas pessoas moram na sua casa, por exemplo. Estes são um pouco mais que um terço da população-alvo. Talvez este seja o ponto mais preocupante do processo, uma vez que neste terço pode estar um indivíduo entrevistado pela PME. Além disso, pode haver um viés de seleção no comportamento de não resposta.

<sup>17</sup> As Regiões Metropolitanas da PME não coincidem com a divisão da Divisão Territorial Brasileira nem com as RMs das PNADs. Veja o Relatório Metodológico 23 do IBGE (2002) para a lista dos municípios que compõem as RMs da PME.

Finalmente, há os indivíduos cuja data de aniversário não os identifica unicamente entre os indivíduos da pesquisa. Este seria um corte profundo, deixando entre 1% e 4% da população-alvo, e inviabilizando o pareamento com a PME<sup>18</sup>. Ou seja, são necessárias algumas informações adicionais para o pareamento. Foram acrescentados o sexo, o número de pessoas na família<sup>19</sup> e a Região Metropolitana como variáveis de pareamento, o que elevou o número de pessoas identificáveis para algo próximo a um décimo do universo, conforme a Tabela 5.1.

Por que o sexo e o número de pessoas na família? O sexo é fácil: não há *missings*, é muito difícil de errar e não muda (na imensa maioria dos casos). Já para selecionar o número de pessoas na família como variável de pareamento, o procedimento foi testar a qualidade e coerência das informações das duas pesquisas mediante comparação de algumas variáveis comuns aos dois questionários. O ano ao qual se refere a Tabela 5.2 é 2007, mas os resultados são semelhantes para outros anos. A distribuição de algumas variáveis é muito próxima nas duas bases de dados, mas outras não.

TABELA 5.2 COMPARAÇÃO DE DISTRIBUIÇÕES DE ALGUMAS VARIÁVEIS COMUNS AO ENEM E À PME (2007)

	PME		ENEM		Significante
	N	%	N	%	
<b>Sexo</b>					
Homens	670	47%	77,276	40%	Diferente
Mulheres	746	53%	118,176	60%	Diferente
Total	1,416	100%	195,452	100%	
<b>Região Metropolitana</b>					
Recife	199	14%	13,173	7%	Diferente
Salvador	190	13%	9,775	5%	Diferente
Belo Horizonte	308	22%	22,559	12%	Diferente
Rio de Janeiro	234	17%	37,266	19%	Igual
São Paulo	299	21%	101,897	52%	Diferente
Porto Alegre	186	13%	10,782	6%	Diferente
Total	1,416	100%	195,452	100%	

<sup>18</sup> De fato e primeira tentativa foi identificando os indivíduos apenas com data de nascimento e RM, mas após todos os pareamentos, não restou um único caso para a maior parte dos anos.

<sup>19</sup> No questionário da PME, como na maior parte das pesquisas do IBGE, a unidade básica de análise é o *domicílio* e não a *família*, e pode haver várias famílias em um único domicílio. No entanto, a definição de domicílio do IBGE corresponde à definição intuitiva que temos de família. Pela definição do IBGE, se uma filha engravidar e tem um filho que é neto da pessoa de referência do domicílio, constitui-se uma segunda família. Na PME de 2007, 95,5% dos domicílios têm apenas uma família. Dos domicílios com duas famílias, 98,3% são na verdade uma única família ampliada, com a presença avós ou netos, por exemplo. Ou seja, apenas em 0,077% dos casos o domicílio da PME não corresponde ao que se entende por família. No questionário do ENEM pergunta-se sobre famílias diretamente. Para evitar confusão, neste texto será usado sempre o termo famílias, mesmo quando se refere a um domicílio na definição do IBGE.

<b>Trabalha</b>					
Nunca trabalhou	651	46%	68,456	35%	Diferente
Nunca e procurando	148	11%	49,424	25%	Diferente
Ja trabalhou	151	11%	24,509	13%	Igual
Trabalha	456	32%	51,632	27%	Diferente
<b>Total</b>	<b>1,406</b>	<b>100%</b>	<b>194,021</b>	<b>100%</b>	

<b>Cor/Raça</b>					
Branca	687	49%	96,035	49%	Igual
Preta	129	9%	22,869	12%	Igual
Amarela	4	0%	6,700	3%	Diferente
Parda	593	42%	67,671	35%	Igual
Indígena	3	0%	1,426	1%	Diferente
Ignorado			751		Diferente
<b>Total</b>	<b>1,416</b>	<b>100%</b>	<b>194,701</b>	<b>100%</b>	

		PME		ENEM		Significante
		N	%	N	%	

<b>Com quem mora</b>					
Com família	1,365	96%	188,620	97%	Igual
Sozinho	51	4%	6,832	3%	Igual
<b>Total</b>	<b>1,416</b>	<b>100%</b>	<b>195,452</b>	<b>100%</b>	

		PME		ENEM		Significante
		N	%	N	%	

<b>Moradores na família</b>						
	1	1	0%	965	0%	Diferente
	2	100	7%	15,983	8%	Igual
	3	293	21%	40,504	21%	Igual
	4	515	36%	67,960	35%	Igual
	5	303	21%	40,652	21%	Igual
	6	119	8%	17,404	9%	Igual
	7	85	6%	11,707	6%	Igual
<b>Total</b>	<b>1,416</b>	<b>100%</b>	<b>195,175</b>	<b>100%</b>		

FONTE: Microdados ENEM de 2007; Microdados da PME de 2007. Elaboração própria.

A distribuição da variável Região Metropolitana na PME amostral difere muito da sua distribuição no ENEM censitário. Nenhum mistério aqui uma vez que a teoria amostral orienta para que se amostra mais pesadamente RMs com menor população e os técnicos do IBGE conhecem a teoria amostral. Além disso, a RM é muito difícil de errar uma vez que o ENEM registra sem erro onde cada indivíduo fez a prova.

A variável sobre inserção no mercado de trabalho não serve para chave de pareamento. Isso não deveria ser uma surpresa uma vez que a pergunta é estruturada de modo muito diferente no

ENEM e na PME. A pergunta no ENEM é bastante ruim e nem sequer gera uma partição claramente exaustiva.

Cor também é bem diferente. Novamente, o padrão de resposta de cor depende fortemente de como a pergunta é feita (ver Osório (2003)), então não é surpresa que não seja aproveitável na construção da chave.

Já as variáveis com quem mora e número de pessoas na família são estatisticamente indistinguíveis a 5% na PME e no ENEM. Como 96% do público-alvo mora com a família sem ser chefe, esta variável pouco ajuda a identificar indivíduos univocamente. Já o número de pessoas na família é bem distribuída entre sete valores, difícil de errar, e então serve para complementar a data de nascimento, RM e sexo para compor a chave de identificação. São os indivíduos que não compartilham esta chave com mais ninguém que estão contados na última linha da Tabela 5.1.

Uma vez definida a chave de pareamento como pessoas na mesma RM, que nasceram na mesma data com o mesmo sexo e que moram em famílias com o mesmo número de pessoas, esta chave foi usada para parear os indivíduos no ENEM com os da PME cursando o último ano do ensino médio com informações relevantes válidas. Como a amostra da PME é pequena, há muito poucos indivíduos compartilhando data de nascimento, sexo, RM e que moram em famílias com o mesmo número de pessoas. O resultado do pareamento foi algo próximo de mil a duas mil pessoas por ano, menos que 1% do universo original da população-alvo no ENEM, mas ainda um número razoável para estimar uma equação de salários.

TABELA 5.3 NÚMERO DE OBSERVAÇÕES APÓS REDUÇÕES DA AMOSTRA DA PME

Etapa	2003	2004	2005	2006	2007
Valores Absolutos					
Total de observações	1,207,015	1,207,015	1,208,189	1,223,796	1,225,931
Indivíduos observados (2º semestre)	150,744	150,744	152,327	154,282	155,210
Matriculados último ano do ensino médio	2,385	2,385	2,344	2,310	2,142
Porcentagens da Amostra					
Indivíduos observados (2º semestre)	12.50%	12.50%	12.60%	12.60%	12.70%
Matriculados último ano do ensino médio	0.20%	0.20%	0.20%	0.20%	0.20%

FONTE: Microdados ENEM 2003 -2007; Microdados da PME 2003 -2007. Elaboração própria.

O próximo problema veio do painel da PME, por que se perdem muitos casos de um ano para o próximo. Como a PME é uma pesquisa de painel, cada observação não corresponde necessariamente a uma pessoa diferente. Isto por que a mesma pessoa é geralmente

entrevistada várias vezes. A existência de um painel é uma ótima característica, mas há um preço em termos de amostra. Como cada indivíduo é entrevistado oito vezes a amostra de pessoas é 1/8 da amostra de observações. Por exemplo, a PME de 2007 contém 1,2 milhões de observações, mas apenas 153 mil pessoas.<sup>20</sup>

Selecionando apenas indivíduos no último ano do segundo grau entrevistados entre setembro e dezembro (formando um intervalo de dois meses em torno de novembro, o mês do ENEM), a amostra a ser pareada com o ENEM cai para 2142 indivíduos em 2007. A Tabela 5.3 mostra que há uma redução semelhante em todos os anos. No final, restam em torno de 0,2% das observações da PME. Somando todos os anos, há 11 mil indivíduos utilizáveis, o que é mais que suficiente para estimar uma equação de mincer ampliada. O problema é que ainda se perderão muitas observações com os processos de pareamento entre PME e ENEM e entre PMEs de anos sucessivos.

Maiores informações sobre a PME e seu painel se encontram no Anexo A.

## **5.2 Os Alunos no Último Ano do Ensino Médio Um Ano Depois**

O próximo passo é encontrar os indivíduos para quem temos uma nota do ENEM, so que um ano mais tarde e trabalhando. Para tanto, seguiu-se o painel descrito no Anexo A. As perdas, no entanto, foram bastante grandes. A Tabela 5.4 mostra que ao fazer o pareamento entre a PME e o ENEM ficam entre 212 e 1222 observações por ano. Nesta fase, o pareamento incluiu indivíduos que compartilhavam sua chave com alguém mais no ENEM. Estes indivíduos que não são univocamente identificados por sua chave de pareamento serão chamados de casos duplicados. Apenas um deles, escolhido aleatoriamente, foi pareado com uma observação na PME. Os casos únicos (não duplicados no ENEM) foram pareados com a observação na PME que compartilhava sua chave de pareamento. O objetivo de incluir estes casos duplicados será explicado na discussão das hipóteses identificadoras.

Ao parear com os grupos rotacionais um ano depois e eliminar casos duplicados, restam, para os cinco anos utilizados, meros 229 casos. Para 2004, não fica uma única observação. Tal como no caso do uso das PNADs no final do Capítulo 4, os prognósticos são pouco auspiciosos em termos de número de observações. Por outro lado, se a metodologia descrita aqui faz sentido, haverá pouco ruído e a nota do ENEM na linha de informações de cada trabalhador será de fato a nota dele na prova.

---

<sup>20</sup> Quando uma nova família se muda para um domicílio na PME, o número de indivíduos de fato aumenta, mas isso não nos ajuda, uma vez que se perde o painel.

TABELA 5.4 REDUÇÃO DA AMOSTRA VIA PAREAMENTO

Etapa	2003	2004 <sup>21</sup>	2005	2006	2007	Total
Merge PME-ENEM	250	212	1,385	1,416	1,222	4,485
Merge PME com PME t+12	71	303	211	411	318	1,314
Não duplicados	20	0	49	93	67	229

FONTE: Microdados ENEM (2003-2007) e PME (2003-2008). Elaboração própria.

Quais as limitações da metodologia e as hipóteses identificadoras?

A chave com base na data de nascimento identifica univocamente as pessoas. É claro que a principal hipótese é que a chave usada (data de aniversário, RM, sexo e número de pessoas na família) de fato identifica uma única pessoa. Um modo de testar a hipótese da chave única identificador é incluir junto com as observações únicas observações duplas pareadas. Em outras palavras, incluir observações de indivíduos que compartilham a mesma chave com alguém mais no ENEM, mas que foram pareados com sucesso na PME. Se a hipótese identificadora for correta, a inclusão das observações duplas pareadas introduziria puro ruído e levaria os coeficientes a zero.

As perdas são aleatórias. Não há dúvida que o método perde um grande número de pessoas (algo superior a 99% da população-alvo), mas se isto for aleatório e no final ainda houver um número suficientemente grande para fornecer coeficientes significativamente diferentes de zero, não deve ser um problema. Seria um problema se as perdas de observações fossem não-aleatórias. Considerando que a grande maioria das perdas ocorre quando se exige a unicidade da chave identificadora, a hipótese de aleatoriedade na perda de observações parece muito razoável.

As Perguntas do ENEM não variam de dificuldade de ano para ano. Por razões de amostra, foi necessário empilhar cinco anos, o que gera a possibilidade das notas de cada ano não serem inteiramente comparáveis. É a mesma hipótese usada por razões diferentes no capítulo anterior e vale a mesma argumentação. Conforme explicado no Capítulo 4, comparações com o SEAB mostram pouca variação no grau de dificuldade do ENEM.

Esta estratégia identificadora tem menos hipóteses fortes que as hipóteses no Capítulo 4, mas ainda assim há que refletir sobre sua validade. Esta reflexão será muito mais fácil à luz dos resultados.

<sup>21</sup> Há um padrão de pareamento melhor nos anos 2005 a 2007 que no anos 2003 e 2004. Como a PME é idêntica em todos estes anos, é provável que mudanças no ENEM sejam responsáveis por esta diferença. Todas as análises foram feitas também usando apenas as observações de 2005 a 2007 e os resultados não mudaram qualitativamente.

### 5.3 Resultados – Conseguir um Emprego

Jovens recém saídos do ensino médio sofrem as taxas de desemprego e desalento mais elevadas de qualquer outro grupo demográfico. A Tabela 5.5 mostra estas taxas, de acordo com a PME de 2008, para alguns grupos demográficos específicos: a população em idade ativa de 16 anos ou mais, jovens de 16 a 25 com ensino médio e o grupo usado neste trabalho de graduandos do ensino médio no ano anterior. Embora 36% sejam inativos de todos os tipos que declararam não querer trabalhar, um em cada quatro jovens está desempregado, desalentado ou trabalhando sem rendimento ou tempo parcial. A taxa na PIA de 16 ou mais é pouco mais que 15%.

TABELA 5.5 TAXAS DE DESEMPREGO E DESALENTO POR TRÊS GRUPOS POPULACIONAIS EM 2008

	População Adulta (16+)	Jovens 16-25 (ensino médio)	Formados no ano anterior
Inativos (não desejam trabalhar)	31%	18%	36%
Desempregados	5%	11%	10%
Desalentados	5%	7%	10%
< 30 horas ou sem rendimento	6%	6%	5%
> 30 horas com rendimento	54%	58%	39%

FONTE: Microdados PME 2007 e 2008. Elaboração própria.

Dadas estas taxas de desemprego e desalento extremamente elevadas, se alguém é um jovem recém diplomado do ensino médio, talvez seja mais importante conseguir um emprego que necessariamente um rendimento elevado condicional ao fato de ter um emprego. Talvez lhes seja mais relevante a relação entre habilidades cognitivas e empregabilidade que entre estas habilidades e rendimento. O primeiro resultado investigado aqui, portanto, será a relação entre empregabilidade e a nota do ENEM.

Antes de continuar, uma palavra adicional sobre as estimações a serem apresentadas a seguir é cabível. Como já foi dito, um teste da metodologia de pareamento utilizada é fazer estimações utilizando também observações duplicadas nas quais a chave de pareamento é compartilhada entre duas ou mais pessoas no ENEM. Nestes casos, uma das duas ou mais foi aleatoriamente selecionada e pareada com uma observação na PME. Se a metodologia utilizada for válida, observações duplicadas introduzirão um ruído identicamente distribuído e independente (para cada observação duplicada, não para as observações únicas) e o resultado deveria ser uma atenuação em direção ao zero dos coeficientes tanto da nota do ENEM quanto de todas as

variáveis com ela correlacionadas. Todas as estimações feitas neste capítulo serão, portanto, feitas duas vezes, uma usando observações únicas e outra usando observações duplicadas.

TABELA 5.6 REDUÇÃO DA AMOSTRA VIA PAREAMENTO

Categoria	Número
Trabalhando 30 horas ou mais com rendimento positivo	53
Estudando para o vestibular ou na faculdade	35
Desempregados, desalentados, desinteressados, repetiram o segundo grau trabalhando em tempo parcial e todos os demais	141
Total	229

FONTE: Microdados ENEM (2003-2007) e PME (2003-2008). Elaboração própria.

Voltando aos jovens, o modo mais evidente de investigar engajamento no mercado de trabalho seria um simples probit de participação, mas o modo mais evidente não necessariamente é o melhor. Há duas razões para não estar trabalhando após o término do ensino médio. A primeira é que não se conseguiu um emprego e espera-se que esta esteja associada a notas baixas e situação socioeconômica desfavorável. A segunda é que se está estudando para o vestibular ou já no ensino superior e espera-se que esteja associada a notas altas e uma situação socioeconômica favorável.

Coerente com a interpretação acima, as 229 observações foram divididas em três categorias. A primeira são aqueles que se encontram trabalhando 30 horas ou mais com rendimento positivo, a segunda é composta por quem está estudando no ensino superior ou para o vestibular (esteja ou não trabalhando) e a categoria final são os demais. Entre os demais se encontram desempregados, desalentados, indivíduos que repetiram o último ano do segundo grau então ainda se encontram no ensino médio, aqueles que trabalham habitualmente menos que 30 horas, os que trabalham sem rendimento ou qualquer outra categoria de indivíduo que não esteja nas primeiras duas. Se um jovem se encontra trabalhando mais que 30 horas e estudando no ensino superior ou para o vestibular, entra na categoria dos estudantes.

Dado que são três categorias com peculiaridades distintas, a técnica apropriada de estimação seria uma regressão logística multinomial (logit multinomial) ou um probit multinomial. A opção entre as duas não é trivial uma vez que o logit multinomial respeita a irrelevância das alternativas independentes e o probit multinomial não (ver Maddala (1997), p. 62). No nosso caso, isto quer dizer que as taxas marginais de substituição entre a probabilidade de estar estudando na faculdade ou para o vestibular e a probabilidade de estar trabalhando 30 horas ou mais, estimadas mediante um probit multinomial, dependem também da probabilidade de estar na

categoria residual. Já no logit multinomial, as taxas marginais de substituição de quaisquer duas alternativas não dependem de terceiras alternativas. Adicionalmente, o probit multinomial sofre problemas de convergência sérios que não afligem seu equivalente logístico e algumas especificações simplesmente não convergiram. No entanto, o probit multinomial tem uma vantagem: a Razão Inversa de Mills pode ser diretamente calculada de seus resultados para fins da Correção de Heckman. A metodologia adotada foi rodar ambas as especificações, dando preferência ao probit multinomial na interpretação dos resultados e, é claro no cálculo da Razão Inversa de Mills.

Normalmente, quando se quer estimar uma Razão Inversa de Mills para fins de uma Correção de Heckman é desejável ter uma variável instrumental correlacionada com a probabilidade de trabalhar, mas não com o salário. Quando não se tem tal variável instrumental, é possível argumentar que o modelo está identificado usando a forma funcional normal, mas o melhor é ter uma variável instrumental. Como foram construídas três categorias de engajamento no mercado de trabalho, o ideal é contar com duas ou mais variáveis instrumentais. As três variáveis instrumentais escolhidas foram a educação da mãe de cada jovem recém-formado (ou recém-reprovado no último ano) e se há ou não um celular e/ou um aparelho de DVD na casa do indivíduo<sup>22</sup>. Supõe-se que a presença do celular e do DVD sejam indicadores de riqueza e que filhos cujas mães são mais educadas seriam mais propensos a estudar que a trabalhar. Pode-se argumentar que nas áreas urbanas do Brasil de hoje a presença de celulares e DVDs é tão difundida que são indicadores pobres de riqueza. Deve-se lembrar, no entanto que os dados se referem aos anos 2003 a 2007; se em 2009 havia 152 milhões de celulares no Brasil, em 2004 eram apenas 61 milhões<sup>23</sup>. Não há dúvida, no entanto que celulares e DVDs são variáveis cujo poder de identificação deve ser maior na parte inferior da distribuição de renda. Em todo caso, as duas variáveis foram testadas na equação de rendimentos, onde se mostraram não significativas com p-valores de 84% (escolaridade das mães), 89% (presença de celular na casa) e 20% (DVD na casa), antes de serem empregadas na equação de seleção.

A Tabela 5.7 mostra os resultados tanto do probit como do logit multinomial. Dois comentários iniciais são cabíveis.

Um primeiro comentário é que os resultados dos dois métodos não diferem substantivamente. Não há nenhum coeficiente significativo estimado entre os casos únicos que difira mais que 30% entre os dois métodos de estimação e não há nenhum coeficiente significativo que mude de sinal. Ou seja, doravante é permitido concentrar-se apenas nos resultados do probit multinomial.

---

<sup>22</sup> Outros indicadores de riqueza familiar foram testados, tais como presença de microcomputador, de telefone fixo e de TV por assinatura, mas foram a presença do celular e do DVD que mostraram os p-valores mais baixo no probit multinomial e mais altos na equação de rendimentos.

<sup>23</sup> Fonte: Wikipedia.

O segundo comentário importante é que os resultados parecem validar o método de pareamento. Quando o modelo é estimado usando os casos duplicados, apesar do número de observações ser mais que três vezes maior, o coeficiente da Nota ENEM cai essencialmente a zero. Ademais, há reduções nos coeficientes das variáveis a ele correlacionados. Os coeficientes estimados para o sexo, a idade e o fato de ser negro todos caem a valores inferiores em módulo aos estimados usando casos únicos. É exatamente o comportamento esperado quando se acrescenta um forte ruído ao sinal de uma dada variável. Note que os efeitos acima também ocorrem com o logit multinomial.

TABELA 5.7 DETERMINANTES DAS PROBABILIDADES DE TRABALHAR E ESTUDAR

	Probit Multinomial				Logit Multinomial			
	Únicos		Duplicados		Unicos		Duplicados	
N	214		748		214		748	
Wald chi2	47.32		77.23		63.07		86	
P(chi2)	0%		0%		0%		0%	
<b>P(Trabalhar)</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>
<b>Nota Enem</b>	<b>0.031</b>	<b>0%</b>	<b>-0.003</b>	<b>58%</b>	<b>0.039</b>	<b>0%</b>	<b>-0.004</b>	<b>55%</b>
Sexo (mulher)	-0.770	2%	-0.323	4%	-0.921	2%	-0.432	3%
Idade	0.358	0%	0.286	0%	0.444	0%	0.364	0%
Educação Mãe	0.011	81%	-0.008	71%	0.010	87%	-0.011	71%
Negro	-0.087	81%	0.078	62%	0.015	97%	0.156	44%
Recife	0		0		0		0	
Salvador	1.610	4%	-0.296	50%	2.130	6%	-0.403	52%
Belo Horizonte	1.669	3%	0.961	0%	2.283	4%	1.270	1%
Rio de Janeiro	1.503	5%	0.452	18%	2.045	7%	0.628	17%
São Paulo	1.999	2%	1.049	0%	2.750	2%	1.376	0%
Porto Alegre	2.725	0%	0.120	79%	3.657	0%	0.151	81%
Celular	-0.735	10%	0.196	42%	-0.861	12%	0.214	48%
DVD	-0.349	33%	0.112	60%	-0.443	32%	0.128	64%
Constante	-8.779	0%	-6.278	0%	-11.20	0%	-7.923	0%
<b>P(Estudar)</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>	<b>β</b>	<b>p-valor</b>
<b>Nota Enem</b>	<b>0.007</b>	<b>54%</b>	<b>-0.001</b>	<b>91%</b>	<b>0.008</b>	<b>61%</b>	<b>0.000</b>	<b>99%</b>
Sexo (mulher)	-0.851	3%	0.007	97%	-1.032	6%	0.050	82%
Idade	-0.011	93%	-0.084	47%	-0.130	51%	-0.147	36%
Educação Mãe	0.103	6%	0.041	10%	0.153	5%	0.052	11%
Negro	-1.217	1%	-0.866	0%	-1.653	1%	-1.217	0%
Recife	0		0		0		0	
Salvador	-0.538	42%	-0.308	44%	-0.825	38%	-0.358	51%
Belo Horizonte	-0.736	24%	0.070	81%	-1.067	21%	-0.021	96%
Rio de Janeiro	-0.220	71%	-0.340	25%	-0.304	69%	-0.506	19%
São Paulo	-0.776	32%	-0.194	50%	-1.692	18%	-0.346	36%
Porto Alegre	-0.658	31%	-0.664	8%	-1.080	22%	-0.917	6%

Celular	-0.103	87%	-0.033	90%	-0.237	79%	-0.074	84%
DVD	-0.043	93%	0.021	93%	-0.134	86%	0.045	89%
Constante	-0.285	92%	0.433	85%	1.794	67%	1.249	68%

FONTE: Microdados ENEM (2003-2007) e PME (2003-2008). Elaboração própria.

A análise dos resultados em si é um pouco surpreendente. A nota do ENEM mostra ter um efeito significativamente diferente de zero para ajudar um jovem recém-formado no ensino médio a obter um emprego, mas não tem efeito sobre o fato deste jovem estar estudando para entrar no ensino superior ou já cursando o ensino superior. Já a escolaridade da mãe não exerce influência sobre a probabilidade de emprego, mas é fundamental para a continuidade dos estudos.

Outros coeficientes são menos surpreendentes. Negros (pretos e pardos) dão continuidade aos estudos com menor frequência que não-negros. O coeficiente, além de significativo é elevado: ser negro quase zera as probabilidades de dar continuidade aos estudos para um indivíduo médio nas outras variáveis. A probabilidade de um negro conseguir trabalho não difere significativamente daquela de um branco.

Mulheres obtêm emprego com menor frequência que homens, o que está de acordo com a literatura. O que não está de acordo é que também dão continuidade aos estudos com menor frequência. A idade é muito relevante como determinante da probabilidade de trabalhar, mas irrelevante como determinante de estar estudando para o vestibular ou já no ensino superior, o que está de acordo com o esperado.

O coeficiente da nota do ENEM é significativo para prever o emprego, mas qual é a magnitude? Depende de como se mede. Se o padrão de variação é quanto é aprendido na escola, os 3,0 pontos de ENEM que se aprende em média por ano de estudo no ensino médio aumentam a probabilidade de trabalhar em 2,6 pontos de 23,1% para 25,7%. Não é muito impressionante. Se medido usando a distribuição observada das notas como padrão, é um pouco mais impressionante: a probabilidade de trabalhar aumenta 14 pontos de 23,1% para 37,4% com um aumento de 15 pontos na nota do ENEM. Quinze pontos é aproximadamente um desvio-padrão da nota do ENEM tanto no universo inicial do ENEM quanto na sub-amostra de 229 pessoas nestas estimações.

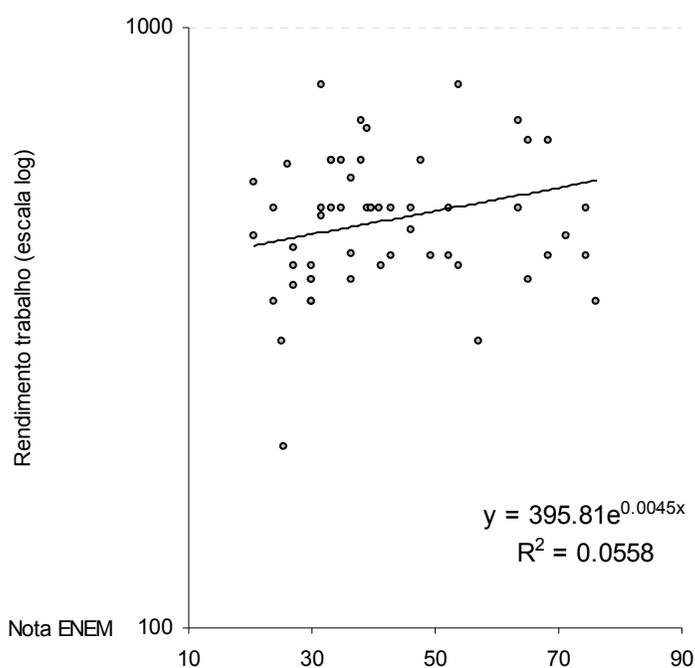
## 5.4 Resultados – Ganhar Bem

Resta agora estimar os impactos das habilidades cognitivas sobre os rendimentos do trabalho, que foram deflacionados usando o método proposto por Corseuil e Foguel (2002).

O Gráfico 5.1 mostra a relação bivariada entre nota ENEM e rendimentos para fins ilustrativos. Não se pode esperar concluir demais de um gráfico bivariado, mas pelo menos o gráfico mostra que a relação existe, apesar de não parecer muito forte.

Uma vez que todos os recém-formados do ensino médio contam com o mesmo número de anos de estudo, a equação estimada não contém a escolaridade, mas as demais variáveis são as usuais: idade, sexo, cor e *dummies* de RM, além da nota no ENEM. Seguindo a abordagem usual quando há seleção, dois conjuntos de estimativas foram feitos – um com e outro sem a Razão Inversa de Mills como variável explicativa. Os resultados sem e com a correção de Heckman se encontram, nesta ordem, nas Tabelas 5.8 e 5.9.

GRÁFICO 5.1 RELAÇÃO BIVARIADA ENTRE NOTA ENEM E RENDIMENTOS



FONTE: Microdados ENEM (2003-2007) e PME (2003-2008). Elaboração própria.

Novamente, o primeiro comentário a ser feito é que a comparação das estimativas feitas usando casos únicos e duplicados parece validar a metodologia. Apesar do número de observações de indivíduos duplicados trabalhando com rendimentos ser quase o triplo do número de indivíduos únicos, o coeficiente da nota do ENEM é muito menor e seu p-valor muito maior. Isto ocorre nas duas especificações (com e sem correção de Heckman).

Os efeitos das variáveis indicatrizes de RM são mais ou menos os esperados: trabalhar em Recife, Salvador ou no Rio paga mal relativo a trabalhar em São Paulo. Os p-valores, no entanto,

são altos, e não se deve dar muita importância aos resultados. Um resultado não padrão levemente inquietante é que não parece haver efeito do sexo ou da raça sobre o rendimento. Por outro lado, sabemos que a penalidade salarial das mulheres e negros vem caindo nas coortes mais jovens (ver Reis e Crespo (2005)). São, também, poucas observações.

TABELA 5.8 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA SEM CORREÇÃO DE HECKMAN

	Únicos		Duplicados	
N	53		155	
R <sup>2</sup>	28.3%		17.1%	

Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor
<b>Nota Enem</b>	<b>0.0041</b>	<b>11%</b>	<b>0.0007</b>	<b>66%</b>
Sexo (mulher)	-0.0021	98%	-0.1070	4%
Idade	0.0531	3%	0.0325	23%
Negro	0.0337	71%	-0.0136	78%
Recife	0		0	
Salvador	-0.2491	42%	0.2337	15%
Belo Horizonte	-0.0680	82%	0.4387	0%
Rio de Janeiro	-0.0750	80%	0.4183	0%
São Paulo	0.1975	51%	0.5154	0%
Porto Alegre	0.1022	73%	0.4794	1%
Constante	5.0114	0%	5.2966	0%

FONTE: Microdados ENEM (2003-2007) e PME (2003-2008). Elaboração própria.

A idade, que é um *proxy* de experiência e, portanto, uma variável de capital humano, é significativa e positiva. Isto está de acordo com o esperado.

Para quem está procurando algum rendimento ao domínio de habilidades cognitivas, os resultados são bons, *ma non troppo*. O efeito da nota do ENEM é significativamente diferente de zero (a 11%), mas não parece muito grande. Os retornos à cognição são maiores quando estimados com a correção de Heckman. O coeficiente da Razão Inversa de Mills, apesar de pouco significativo, é positivo, o que indica a presença de seleção positiva. Isto quer dizer que os jovens recém-formados que não conseguiram um emprego ganhariam menos, se o obtivessem, que os de fato observados trabalhando. Este efeito que explica por que o impacto corrigido é maior que o impacto não corrigido. Isto, é claro, supondo que a Correção de Heckman seja válida neste caso.

Quão grandes são os efeitos? A taxa de retorno à educação estimada na PME de 2008 para níveis de instrução entre oito e onze anos de estudo é de 0,052. Conforme já visto no Capítulo 4,

um ano de escolaridade equivale, em média e um tanto grosseiramente, a 3,0 pontos na escala do ENEM. Os retornos cognitivos a um ano de escolaridade na especificação preferida (com correção de Heckman) são  $0,0080 \times 3,0 = 0,024$ , o que é quase metade 0,052. Ou seja, os retornos estimados às habilidades cognitivas existem, e estão na metade inferior da distribuição encontrada na literatura para países em desenvolvimento. Se a mesma conta é feita usando os retornos estimados na especificação sem correção de Heckman, a medida cognitiva explica 24% do conteúdo econômico da educação, o que fica no limite inferior daquilo que é encontrado para países desenvolvidos.

TABELA 5.9 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA COM CORREÇÃO DE HECKMAN

	Únicos		Duplicados	
N	48		147	
R <sup>2</sup>	31.7%		16.7%	
Variável	β	p-valor	β	p-valor
<b>Nota Enem</b>	<b>0.0080</b>	<b>6%</b>	<b>0.0003</b>	<b>93%</b>
Sexo (mulher)	-0.0837	52%	-0.0925	29%
Idade	0.0992	5%	0.0311	49%
Negro	0.0662	51%	-0.0177	73%
Recife	0		0	
Salvador	-0.1197	73%	0.2594	27%
Belo Horizonte	0.1085	76%	0.4622	3%
Rio de Janeiro	0.0482	89%	0.4480	2%
São Paulo	0.3838	29%	0.5351	2%
Porto Alegre	0.3836	36%	0.4899	12%
Razão Inversa de Mills	0.2012	31%	-0.0174	87%
Constante	3.6384	1%	5.3271	0%

FONTE: Microdados ENEM (2003-2007) e PME (2003-2008). Elaboração própria.

A literatura resenhada no Capítulo 2 conclui que em países desenvolvidos a cognição explica de ¼ a metade dos retornos à educação, mas nos países em desenvolvimento varia de 1/3 a 2/3. Se os retornos decrescentes valem para a relação entre habilidades cognitivas e rendimento, seria de se esperar que no Brasil os resultados fossem mais próximos dos resultados para Tanzânia ou África do Sul que Alemanha ou Hungria. Isto por que o domínio de conteúdo dos diplomados do ensino médio no Brasil está mais em linha com aquele observado em países bem mais pobres que nos países desenvolvidos.<sup>24</sup> É justamente o que ocorre com as estimações feitas usando a correção de Heckman.

No entanto, se a correção não for válida, então os valores estimados se encaixam na distribuição dos países desenvolvidos. Ou seja, estão abaixo do esperado.

Há pelo menos duas fontes possíveis de viés.

<sup>24</sup> Resultados do PISA.

Uma possibilidade é que o probit multinomial não captou com eficácia o efeito de seleção para o mercado de trabalho relacionado à nota e, portanto, às habilidades cognitivas. A correção de Heckman é válida quando a seleção ocorre sobre a variável dependente da equação corrigida. A história coerente com este procedimento seria que pessoas que receberam ofertas ruins de salário não as aceitaram, configurando uma seleção na variável dependente. Se a seleção for diretamente sobre uma variável independente, tal como a própria nota, então a Correção de Heckman não é válida. Então uma história na qual empregadores não fazem oferta alguma para indivíduos com habilidades cognitivas baixas não se corrige usando Heckman. Por outro lado, se este for o caso, os mínimos quadrados sem correção são sem viés e o rendimento à cognição torna-se baixo. Se houver seleção sobre os dois tipos de variável, não há técnica sem viés.

Outro possível viés é que muitos jovens estão nos seus primeiros anos de vida laboral. Apenas 15% das 48 pessoas cujas informações permitiram a estimação da equação de salários estavam no emprego atual há um ano ou mais. Supondo que a credencial – anos de educação – é fácil e imediatamente observável pelos empregadores, mas que a produtividade leva tempo para ser conhecida, conclui-se que o rendimento às habilidades cognitivas deve crescer com o tempo no emprego. Ou seja, se houvesse um painel de dois anos, é possível que o coeficiente estimado no segundo ano fosse maior.

## **5.5 Discussão e Conclusão**

Os valores estimados acima para os retornos às habilidades cognitivas são positivos e mais ou menos em linha com o baixo domínio de habilidades cognitivas de nossos jovens, conforme a medição do PISA. Além de contar com uma média baixa, a distribuição de habilidades cognitivas no Brasil também é muito desigual, segundo tanto o PISA quanto o ENEM. Isso sugere que o rendimento às habilidades cognitivas básicas deve explicar boa parte do rendimento à escolaridade, o que de fato ocorre se a correção de Heckman é válida. No entanto, o próprio rendimento à escolaridade é baixo para o ensino médio. Que conclusões se podem tirar desta combinação de fatos?

Uma primeira é que habilidades cognitivas não são muito relevantes. Sim, tem o seu impacto, mas não é grande. Os impactos da educação viriam mediante habilidades não-cognitivas ou formação de redes sociais e a massificação do ensino médio as reduziu, levando a baixos retornos à escolaridade média. Se for esta a explicação, então a conclusão de política é todo o barulho em favor da qualidade da educação, medida por provas padronizadas, é mal direcionada. Os objetivos distributivos da política educacional deveriam ser coisas como dar um diploma para o maior número de pessoas, sem reduzir a credibilidade da credencial em si, ou

juntar alunos de origem socioeconômica alta com aqueles cuja origem é baixa para incentivar redes sociais.

A segunda conclusão é que não são os rendimentos à qualidade das habilidades cognitivas que são baixos e sim as próprias habilidades cognitivas. Se, como foi visto, o acréscimo médio de um ano de estudo é algo próximo a 3,0 pontos ao ano de uma prova cuja pontuação vai de 0 a 100 e cuja média situa-se próxima a 40 pontos com desvio-padrão próximo de 15. Isto quer dizer que 5 anos médios de estudo seriam necessários para elevar a nota de um indivíduo em um desvio-padrão. É pouco aprendizado. Se for esta a explicação, então todo o clamor por maior qualidade educacional é pouco.

## Conclusão

O objetivo desta tese foi investigar a contribuição dos retornos às habilidades cognitivas para a explicação dos retornos econômicos à escolaridade. Isso nunca foi feito antes para o Brasil devido à inexistência de conjuntos de dados que reunissem informações tanto sobre rendimentos quanto sobre habilidades cognitivas – informações que são hoje coletadas separadamente em pesquisas distintas. Essa dificuldade foi superada mediante o uso de dois esquemas de pareamento e da investigação dos retornos às habilidades cognitivas em um país no qual o perfil rendimentos-escolaridade se assemelha ao brasileiro.

Após um capítulo introdutório, foi feita uma revisão bibliográfica sobre os retornos às habilidades cognitivas. Neste segundo capítulo faz-se uma revisão (parcial, é claro) da literatura sobre o conteúdo econômico da educação produzida nos últimos dois séculos. Apesar da antiguidade de parte da literatura revista, as principais conclusões advêm da revisão dos artigos dos últimos trinta anos, que descrevem os resultados de equações de rendimento ampliadas com medidas cognitivas. A primeira é que as habilidades cognitivas explicam, de fato, uma parte dos retornos à educação. O percentual exato varia segundo a qualidade da medida cognitiva e as características do mercado de trabalho sendo analisado. Em geral, estudos com medidas cognitivas com mais itens chegam a estimativas maiores. A segunda conclusão, muito importante para a interpretação dos resultados desta tese, é que as habilidades cognitivas são claramente menos relevantes em mercados de trabalho cujos trabalhadores contam com boas habilidades cognitivas. Os retornos cognitivos nos países campeões de cognição como a Suécia, a Dinamarca e a Noruega, são menos que 0,05 por 100 pontos IALS. Já os retornos nos Estados Unidos, cuja performance no PISA é menos que estelar e também desigual, são próximos de 0,25 a cada 100 pontos IALS. As estimativas críveis de conteúdo cognitivo da educação para o primeiro mundo vão de um pouco mais de 10% dos retornos à educação a, no máximo, metade. Já no terceiro mundo essas estimativas vão de um terço a dois terços. Tais resultados são facilmente explicáveis usando o conceito de retornos decrescentes.

O capítulo três desta tese investiga a relação entre habilidades cognitivas e rendimentos no Chile. A escolha do Chile se deu por que a relação entre escolaridade e rendimentos é muito próxima à observada no Brasil e por que conta com dados sobre rendimentos e cognição para os mesmos indivíduos. Os resultados são que as habilidades cognitivas, tal como medidas pelo IALS, explicam grande parte dos modestos retornos à educação básica, mas explicam muito pouco dos elevados retornos à educação superior.

O quarto capítulo usa as informações sobre migração no Censo Demográfico do ano 2000 para parer notas de dois exames padronizados, o ENEM e o Provão, com rendimentos de migrantes jovens para a Região Metropolitana de São Paulo. Os rendimentos às habilidades cognitivas segundo o ENEM são relativamente altos e respondem por algo entre dois-terços e a totalidade

da modesta taxa de retorno à educação básica. No caso da taxa de retorno à educação superior, as habilidades cognitivas são menos impressionantes e a queda no coeficiente associado à escolaridade é pequena. Há pouca mudança nos resultados quando se usam metodologias para controlar os efeitos de vieses de seleção e a exclusão da variável anos de estudo em nada muda os resultados.

No quinto capítulo, informações sobre rendimentos levantadas pela PME são pareadas com medidas cognitivas individuais levantadas pelo ENEM usando uma chave de pareamento construída a partir da data de nascimento de cada pessoa. Os resultados são um pouco menores que no caso do pareamento por médias e as medidas cognitivas respondem por algo entre um quarto e metade da taxa de retorno à educação básica. Esta estimativa um pouco mais baixa que a do capítulo anterior possivelmente se deva ao fato de em geral observarmos os jovens no primeiro ano de seus empregos, quando os empregadores ainda não puderam observar plenamente sua produtividade.

Os resultados dessa tese deixam claro que, apesar de não explicarem a totalidade dos retornos econômicos à educação formal, as habilidades cognitivas são positivamente remuneradas no mercado de trabalho brasileiro. Apesar das deficiências de cada um dos métodos usados para estimar tais retornos à cognição, resta pouca dúvida de que os mesmos existem.

A maior parte das deficiências são erros em variáveis que levam a um viés em direção ao zero – o que quer dizer que a remuneração das habilidades cognitivas é provavelmente maior que o estimado ao longo desta tese. Uma estimativa da magnitude destes erros não foi possível e, portanto, tampouco será possível oferecer uma estimativa precisa do viés. No entanto, é claro que os números representam um limite inferior. Dito de outro modo, a conclusão é que o conteúdo econômico da educação não se resume à aquisição de capital cultural, montagem de redes sociais ou puro credencialismo. Estes podem ser parte da história dos retornos à educação, mas não são a história toda. As habilidades cognitivas aprendidas na escola têm conteúdo econômico substantivo.

Outra conclusão é que as habilidades cognitivas parecem explicar uma porcentagem maior dos retornos à educação básica, que não são muito altos, que dos retornos à educação superior, que são muito altos. Não se sabe se isto ocorre por que as habilidades cognitivas relevantes ao rendimento à educação superior estão sendo imperfeitamente medidas ou se redes sociais ou habilidades não cognitivas são mais relevantes para o conteúdo econômico deste nível de escolaridade.

Quão importantes são estes rendimentos? Estimativas dos retornos à nota do ENEM (educação básica), por exemplo, variam de 0,008 (Tabela 5.9) a 0,032 (Tabela 4.12). Estes valores cobrem

um espectro amplo: as habilidades cognitivas representam algo entre um quarto e a totalidade dos retornos à escolaridade básica. Estes valores estão em linha com o que a literatura internacional nos levaria a esperar no Brasil.

A revisão da literatura no capítulo dois deixa claro que a remuneração das habilidades cognitivas sofre de retornos decrescentes. Em países com alto nível de habilidades cognitivas, tais habilidades explicam perto de um terço do rendimento à educação. Já em países onde o nível é baixo, elas explicam até dois terços. Medidas das habilidades cognitivas dos jovens brasileiros, como o PISA, mostram uma distribuição cuja média é baixa. Isso sugere que seria de se esperar que aqui as habilidades cognitivas explicassem entre metade e dois-terços dos retornos educacionais. Tirando os valores mais extremos encontrados, é justamente isso que acontece.

Um caso a parte é o pouco poder explicativo da cognição para os elevados retornos à educação superior. A nota do Provão, que é a medida usada aqui, não permite fazer uma estimativa de valor agregado e – portanto – um bom cálculo do poder explicativo da cognição. No entanto, a pequena redução no coeficiente associado à escolaridade com a introdução da nota do Provão sugere que as medidas cognitivas do Provão, por mais que gerem coeficientes significativos, provavelmente explicam bem menos que no caso do ensino médio. Também no Chile as habilidades cognitivas pouco explicam dos também elevados rendimentos à educação superior. Isto quer dizer que se o domínio de habilidades cognitivas básicas explica os modestos retornos à educação básica, não explicam os elevados retornos à educação superior.

Apesar do sucesso contábil dos resultados, fica uma leve frustração com o resultado: as habilidades cognitivas explicam fortemente apenas retornos baixos. Como interpretar?

Uma primeira possibilidade é o instrumento. Claudio Moura Castro (1990) argumenta que as habilidades cognitivas gerais são fundamentais no mercado de trabalho para egressos do ensino superior, mas que estas habilidades gerais são adquiridas mediante estudos específicos. Não é claro como estas mesmas habilidades devam ser medidas. Provavelmente, provas orientadas para habilidades básicas como o PISA não medem bem as habilidades gerais aprendidas no ensino superior, mas é possível que provas por disciplina tampouco seja adequadas, além de introduzir o problema de incomensurabilidade das medidas. Além disso, o Provão sempre foi uma prova com deficiências técnicas sérias.

Outra posição é procurar o problema dos baixos rendimentos à escolaridade básica no valor cognitivo agregado. É possível argumentar que baixos rendimentos educacionais advindos de baixos rendimentos cognitivos são o problema. Se o conteúdo econômico das habilidades cognitivas é o produto do valor agregado por ano médio e da taxa de retorno estimada em uma equação de rendimentos ampliada, então o problema pode estar em qualquer um dos dois termos. Se o culpado é o valor agregado, então não há problema no mercado de trabalho, que remunera ricamente as habilidades cognitivas, e sim nas escolas, que são incapazes de ensiná-

las de forma massiva a seus alunos. Uma evidência a favor desta hipótese é a comparação entre o desvio-padrão do ENEM, algo próximo a 15 pontos, e o valor agregado anualmente pela escola ao domínio de conteúdo de cada coorte escolar, que se aproxima de 3,0 pontos. Usando a mediana das estimativas de retornos nesta tese, um aumento de um desvio-padrão em cognição leva a um aumento de 23% no rendimento; já um aumento do valor cognitivo agregado médio de um ano de estudo leva apenas a um aumento de menos que 5%.

Uma terceira posição é enfatizar os demais aspectos dos retornos à educação. Sim, os retornos às habilidades cognitivas são baixos mesmo e o são por que as habilidades não-cognitivas e as redes sociais são as variáveis mais importantes na determinação dos rendimentos à educação no mercado de trabalho. A história padrão à Gary Becker é que indivíduos brutos freqüentam a escola, onde aprendem habilidades cognitivas, habilidades essas que os tornam mais produtivos e, portanto, mais bem remunerados. Mas esta história particular pode ser apenas uma parte minoritária da história geral. A parte majoritária pode ser que um indivíduo sem rede social freqüenta a escola, onde faz amizade com indivíduos que estarão bem-posicionados na estrutura social, e essas amizades o garantem um bom emprego e, portanto, uma boa remuneração. Isto estaria de acordo com os resultados para países desenvolvidos onde as habilidades cognitivas básicas não passam de metade dos retornos à educação, também modestos. Nossos elevados retornos à educação superior seriam fruto da seleção praticada pelas universidades ou então da escassez relativa de diplomados.

As conclusões de política das duas últimas posições são completamente divergentes. Se um forte rendimento à cognição e fraco sistema de ensino são vistos, então a conclusão é que escolas ruins estão arruinando o futuro de gerações de jovens e, em última instância, as possibilidades de crescimento econômico. Escolas melhores tornam-se então um imperativo distributivo e até questão estratégica e de segurança nacional.

Se o que é visto é um pequeno papel da cognição na explicação dos retornos à educação, então as opções são menos claras. Escolas cujo acesso é mais democrático passam a ser tão importantes quanto escolas melhores. O problema distributivo passa a ser mais um problema da estrutura ocupacional que um problema do sistema educacional. A distribuição passa a ser um problema melhor enfrentado no mercado de trabalho do que no processo educacional.

O dilema é muito anterior a esta tese, que não tem a pretensão de resolvê-lo. Não há dúvida que mais pesquisa é necessária para sua resolução.

Quais são os caminhos de pesquisa futura vislumbráveis?

Antes de tudo, a expressão “habilidades cognitivas” carece de maior clareza conceitual, especialmente quando se trata da bem-remunerada educação superior. A medida de habilidades

cognitivas do ensino básico não parece muito misteriosa. Trata-se de saber ler e interpretar textos e utilizar conceitos matemáticos para resolução de problemas. São habilidades cuja mensuração é bem-feita, pelo menos entre indivíduos jovens que sabem responder um teste de escolha múltipla, por provas como o PISA ou o ENEM.

Já a medida de habilidades cognitivas adquiridas ao longo do ensino superior é outra história. Conforme o argumento de Moura Castro (1990), é o estudo de matérias específicas que leva ao domínio das habilidades gerais no ensino superior. No início do século passado, as boas famílias enviavam seus filhos para os seminários não porque desejavam que se tornassem teólogos, mas por que ao longo do estudo de teologia desenvolveriam habilidades cognitivas gerais que depois seriam de grande valia em quase qualquer atividade. Hoje, encontram-se engenheiros nos mercados financeiros e entre auditores da Receita Federal não porque sejam setores que exigem conhecimentos de engenharia, mas porque o estudo de engenharia propicia habilidades cognitivas gerais bem-remuneradas nessas atividades. Se assim for, não é claro como as mesmas devem ser medidas, já que não são as habilidades cognitivas gerais facilmente medidas usando itens do ENEM ou PISA.

Mesmo com a atual confusão conceitual, é possível fazer melhores estimativas dos retornos às habilidades cognitivas. Os métodos criados nesta tese poderão trazer novos resultados com a disponibilidade de novos dados. O pareamento por médias levará a resultados muito melhores usando o Censo de 2010. Em 2005 houve um ENEM censitário e sem qualquer viés de seleção, um ENADE censitário entre as instituições de ensino superior cobrindo 20 cursos e uma Prova Brasil censitária entre as escolas públicas. A metodologia do quarto capítulo desta tese aplicada aos dados do Censo de 2010 certamente trará resultados interessantes.

A metodologia do quinto capítulo também promete. O pareamento, usando a data de nascimento, de dados da Prova Brasil e do ENEM com a nova pesquisa domiciliar em painel em todo o Brasil a ser iniciada em 2011 permitirá estimações que, por serem válidas para todo o Brasil, serão melhores que as apresentadas nesta tese, válidas apenas para seis Regiões Metropolitanas.

Mas são os dados identificados que apresentam a maior promessa. Todas as estimativas nesta tese, sem exceção, foram feitas com dados livremente disponíveis. Nem o autor nem seu orientador usaram seu acesso a dados sigilosos para fazer estimações do rendimento às habilidades cognitivas. Um exemplo: o pareamento, das notas no ENEM ou ENADE com os dados da Relação Anual de Informações Sociais permitirá seguir a trajetória de indivíduos com erros de pareamento mínimos. As estimativas resultantes poderiam servir como resposta às dúvidas de política expressas acima. O pareamento dessas estimativas com a Pesquisa Industrial Anual permite estimar diretamente a contribuição da cognição à produtividade das firmas. Estas são linhas de pesquisa inteiramente possíveis com os dados hoje disponíveis.

Outra linha de pesquisa, que não é possível com os dados hoje disponíveis, é a investigação de habilidades não-cognitivas. Cabe ao IBGE, o INEP ou algum outro instituto introduzir itens que medem atitudes e valores – e, por que não, capital cultural. Os resultados na literatura mundial são poucos, incipientes e um pouco frustrantes, mas se não houver esforço na mensuração, assim continuarão.

O mesmo se aplica às redes sociais. No Brasil, há alguma pesquisa nessa área usando redes egocentradas onde cada indivíduo diz para o pesquisador quantas pessoas conhece e de onde. Embora esses resultados não possam ser usados em uma equação de rendimentos, eles mostram que a complexidade e variedade das redes é muito importante na determinação dos rendimentos do trabalho. No estudo de redes, o uso de registros administrativos identificados também promete. É possível saber com quem cada indivíduo estudou ou com quem trabalhou e construir uma equação de rendimentos ampliada com alguma medida, evidentemente imperfeita, da rede social de cada indivíduo.

Dada a importância da escolaridade na determinação da desigualdade de renda do trabalho e até no crescimento geral dos rendimentos do trabalho em um país, é curioso que tão pouca atenção tenha sido dada aos conteúdos econômicos da mesma. Esta tese fornece as primeiras estimativas de remuneração de habilidades cognitivas no Brasil. No entanto, ainda é necessário aprender muito mais. Os resultados aqui são demasiadamente provisórios para permitir conclusões que direcionem a política educacional – conclusões que seriam importantes em um momento no qual o país retoma o crescimento econômico e terá recursos para investir em melhores políticas educacionais. Espera-se, por isso, que essa tese ao menos tenha convencido o leitor que se trata de uma questão importante que merece muito mais atenção.

## Anexo A- Fontes de Dados

O objetivo deste anexo é descrever as fontes de dados usadas ao longo da tese. Adicionalmente, há uma descrição da Teoria de Resposta ao Item, dada sua relevância para algumas destas mesmas fontes de dados.

### A Teoria de Resposta ao Item

Antes dos anos cinqüenta, a única forma de trabalhar com medidas cognitivas (ou outros tipos de testes) era simplesmente contar itens certos e errados. Duas provas nunca poderiam ser comparadas, uma vez que eram incomensuráveis. Durante os anos cinqüenta, surgiu a Teoria de Resposta ao Item (TRI), que revolucionou o desenho de provas cognitivas ou outros tipos de teste.

O princípio básico que dá suporte à TRI é bastante simples: cada indivíduo possui uma habilidade latente e não-observável, que se convencionou chamar de proficiência, cujo valor determina a probabilidade de acerto de uma pergunta, ou item, que mede essa mesma habilidade. Tanto a dificuldade de um item como a proficiência de uma pessoa podem ser expressos em uma única escala. É usual modelar essa relação usando uma função logística de três parâmetros, mas isso ocorre apenas por conveniência matemática<sup>25</sup>. Nessa modelagem, a probabilidade de acerto de um item por parte de um indivíduo depende apenas de três parâmetros associados ao item e um associado ao indivíduo:

$$P(P_i = 1) = c_i + \frac{1 - c_i}{1 + \exp[-b_i(\theta_k - a_i)]}$$

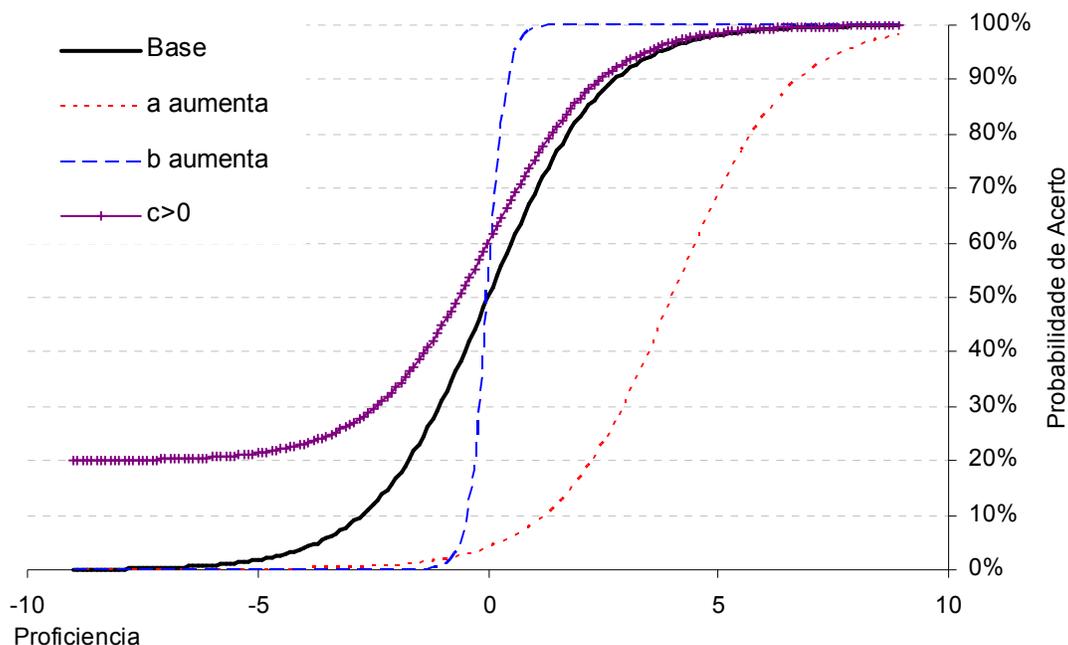
onde  $\theta_k$  representa a habilidade, ou proficiência, de um determinado indivíduo;  $a_i$  representa a dificuldade do item; o parâmetro  $b_i$  representa o poder de discriminação do mesmo; e  $c_i$ , a probabilidade de acerto aleatória. O gráfico A.1 seguir ilustra o efeito de cada parâmetro sobre a probabilidade de resposta de um item hipotético.

A curva “base” representa uma curva para um item qualquer. A curva “a aumenta” foi desenhada com os mesmos parâmetros que a “base”, salvo o parâmetro de localização  $a_i$ , que é maior. Trata-se de um item mais difícil, mas com o mesmo poder de resolução e a mesma probabilidade de acerto aleatória. Na curva “b aumenta,” o que muda é o parâmetro  $b_i$ , caracterizando um item mais resolutivo. Finalmente, a curva “c > 0” mostra um item cuja probabilidade de acerto basal é maior que zero.

---

<sup>25</sup> É possível fazer TRI com uma função normal ou até não paramétrica.

**Gráfico A.1** – Funções de Resposta a Diferentes Itens



A diferença entre os itens 1 e 2 no gráfico é apenas o parâmetro  $a$ , que expressa a dificuldade do item. Pode-se ver que as duas curvas são paralelas, mas que a 2 se encontra deslocada em direção à direita (em direção às proficiências mais altas), o que denota um item cuja probabilidade de acerto é menor. Já o item 3 tem o mesmo grau de dificuldade que o 2, mas tem menor poder de discriminação (o parâmetro  $b$  é menor). O resultado é que as duas atingem a probabilidade de 50% na mesma proficiência, mas o item 3 tem maior probabilidade para as proficiências baixas e menor para as altas.

A grande vantagem da TRI é que, como reduz tudo à escala de dificuldade em que se encontram tanto  $\theta$  como os itens, ela permite que se façam comparações entre diferentes provas ou populações com apenas alguns itens em comum. Esses itens são chamados de questões-âncora e permitem comparações entre anos, séries, unidades geográficas ou qualquer outra dimensão que se queira.

A TRI também sofre de algumas desvantagens. A hipótese de que toda informação relevante sobre a habilidade do indivíduo se encontra no parâmetro  $\theta$  é absolutamente crucial para o uso da Teoria. Em outras palavras, supõe a unidimensionalidade das proficiências. Se esta variável subjacente não existir ou se os itens desenhados não a medirem, uma prova elaborada com base na TRI não tem validade.<sup>26</sup> Se meninas tiverem uma probabilidade de resposta correta a

<sup>26</sup> 7. Isso quer dizer que uma prova elaborada para ser coerente com a TRI precisa de bons itens, o que não chega a ser uma surpresa.

um dado item superior ao de meninos, então o item não é válido em uma escala TRI. Outra desvantagem da Teoria é que não oferece uma estimativa do erro de medida, apenas a nota. Isso é um problema quando se usa a nota em uma regressão por que não se sabe o tamanho do viés causado pelo erro de medida da habilidade.

No Brasil, o principal instrumento de avaliação nacional que usa a TRI são as provas do SAEB e a Prova Brasil, que se encontram na mesma escala. O Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), não é feito usando esta Teoria, embora seja relativamente fácil colocá-lo em uma escala TRI.

### **O International Adult Literacy Survey (IALS)**

O *International Adult Literacy Survey* (IALS) é uma pesquisa levada a cabo por 23 governos nacionais e três instituições multilaterais ao longo de quatro anos, investigando tanto domínio de conteúdo educacional nas populações adultas quanta inserção no mercado de trabalho, incluindo rendimentos do trabalho. As três ondas de investigação do IALS foram 1994 (nove países), 1996 (cinco países) e 1998 (outros nove países). A lista dos países, a língua da prova e o tamanho da amostra se encontram na tabela a seguir.

**Tabela A.1** – Informações Básicas sobre IALS

País	Língua	População 16 a 65	Amostra	Ano de Pesquisa
Alemanha	Alemão	53.800.000	2.062	1994
Bélgica	Flamengo	4.500.000	2.261	1996
Canadá	Inglês	13.700.000	3.130	1994
	Frances	4.800.000	1.370	1994
Chile	Espanhol	9.400.000	3.502	1998
Dinamarca	Dinamarquês	3.400.000	3.026	1998
Eslovênia	Esloveno	1.400.000	2.972	1998
Estados Unidos	Inglês	161.100.000	3.038	1994
Finlândia	Finlandês	3.200.000	2.928	1998
Hungria	Húngaro	7.000.000	2.593	1998
Irlanda	Inglês	2.200.000	2.423	1994
Itália	Italiano	38.700.000	2.974	1998
Noruega	Norueguês	2.800.000	3.307	1998
Nova Zelândia	Inglês	2.100.000	4.223	1996
Países Baixos	Holandês	10.500.000	2.837	1994
Polônia	Polonês	24.500.000	3.000	1994
Reino Unido	Inglês	37.000.000	6.718	1996
República Tcheca	Tcheco	7.100.000	3.132	1998
Suíça	Frances	1.000.000	1.433	1994
	Italiano	200.000	1.302	1998

	Alemão	3.000.000	1.393	1994
Suécia	Sueco	5.400.000	2.645	1994

FONTE: IALS Microdados e documentação.

O objetivo do IALS é testar domínio de conteúdo acadêmico na população adulta de cada país e sua relação com diversos aspectos da vida. Para tanto, ao invés de usar uma prova referenciada em um dado currículo nacional – com perguntas de literatura, biologia, matemática e assim por diante – optou-se por investigar três dimensões do domínio de conteúdos que se supõe têm forte relação com as demandas do mercado de trabalho. As três dimensões de domínio de conteúdo são domínio da língua (*Prose Literacy*), domínio de operações quantitativas (*Quantitative Literacy*) e habilidade com documentos (*Document Literacy*). As provas são desenhadas usando a Teoria de Resposta ao Item e as três dimensões de domínio de conteúdo são expressas em uma escala de 0 a 500 pontos.

Os itens foram feitos originalmente em inglês e depois traduzidos para as outras línguas usadas no teste. O uso de provas em idiomas múltiplos em contextos culturais múltiplos será sempre criticável uma vez que o único modo de saber ao certo se há viés de tradução nos itens seria aplicar a prova a um conjunto de alunos perfeitamente bilíngües para cada uma das línguas além do inglês, que é a língua na qual todos os itens foram formulados. Isto não sendo possível, a única solução é acreditar que eventuais vieses de tradução serão pouco importantes face às grandes diferenças de habilidade cognitiva entre e dentro de países.

O IALS é uma iniciativa da Organização para Cooperação e Desenvolvimento (OECD) e foi tecnicamente coordenado por *Statistics Canada* e pelo *Educational Testing Service*. Maiores informações sobre o IALS se encontram disponíveis no International Adult Literacy Survey Microdata User's Guide, distribuído pelo *Statistics Canada*, ou no site do *Statistics Canada* (<http://www.statcan.gc.ca/dli-ild/data-donnees/ftp/ials-eiaa-eng.htm>).

Apesar de o IALS contar com 43 perguntas sobre inserção no mercado de trabalho, nos microdados distribuídos pelo *Statistics Canada*, o rendimento do trabalho é disponibilizado apenas para os oito países da rodada de 1998: Finlândia, a República Tcheca, Dinamarca, Hungria, Noruega, Suíça Italoófona, Itália e Chile. Os microdados para os demais países disponibilizam apenas o quinto de renda no qual cada indivíduo se encontra, o que é pouco útil para quem quer estimar uma equação de salários.

Existem duas publicações bastante detalhadas explicando as minúcias da coleta de dados da pesquisa. Irwin Kirsch (2001) explica os detalhes de como foram formuladas os itens e os construtos subjacentes sendo medidos. Já Blum, Goldstein e Guerin-Pace (2001) criticam o uso de escalas unidimensionais na estimação da proficiência e, principalmente, possibilidade de transpor as perguntas de uma língua ou contexto cultura para outro.

## **A Pesquisa Mensal de Emprego**

A PME é a pesquisa domiciliar com a maior série ininterrupta no Brasil. A primeira PME foi a campo em janeiro de 1980, nas RMs do Rio de Janeiro e de São Paulo e as RMs de Porto Alegre e de Belo Horizonte foram incorporadas à pesquisa em abril de 1980, enquanto as RMs de Recife e de Salvador ingressaram em junho do mesmo ano. O questionário permaneceu inalterado de fevereiro de 1982 a dezembro de 2002, o que gera uma série de 248 meses com a mesma metodologia de pesquisa. Em março de 2002, uma nova PME, com um questionário mais amplo, foi a campo com 14 quesitos de identificação e 6 questões sociodemográficas, 14 sobre educação, 67 sobre emprego e desemprego. Este questionário permanece até os dias de hoje.

O painel da PME segue um esquema de rotação, chamado 4-8-4, que determina que cada domicílio<sup>27</sup> seja entrevistado por quatro meses consecutivos, depois saia da amostra, retornando no décimo terceiro mês e sendo entrevistado por mais quatro vezes. Os domicílios saem da amostra definitivamente dezesseis meses depois de sua entrada. Há oito grupos rotacionais mensais, dois dos quais rodam a cada mês. O Quadro A.1 ilustra o sistema.

O grupo E1 em vermelho, por exemplo, é entrevistado de fevereiro a maio de 2003 (quatro meses) e novamente de fevereiro a maio de 2004. A cada mês dois grupos, cada um equivalente a um oitavo da amostra, saem. Isto fica claro de janeiro a fevereiro de 2003, período quando os grupos C1 e D5 são trocados pelo E1 e C5. Há uma sobreposição de 75% da amostra de um mês para o outro. A cada 12 meses, metade da amostra é sempre comum. Repare que os meses de junho em 2003 e em 2004 compartilham os grupos E2, E3, E4 e E5. Da mesma forma, os meses de junho em 2004 e em 2005 compartilham os grupos G1, F6, F7 e F8.

O resultado disso tudo é que é possível seguir metade dos indivíduos observados em um dado mês após um ano. É possível seguir metade, isto é, se não houver atrito na amostra da pesquisa.

---

<sup>27</sup> Esta seção é uma exceção à regra no capítulo de sempre usar o termo “família” para se referir a um grupo de pessoas compartilhando recursos sobre um mesmo teto. Como é uma descrição da PME, o termo “domicílio” será usado.

**Quadro A.1 – Esquema Rotacional do Painel da PME**

Mês/ano	2003								2004								2005							
Janeiro	C1	C2	C3	C4	D5	D6	D7	D8	F1	F2	F3	F4	D5	D6	D7	D8	F1	F2	F3	F4	G5	G6	G7	G8
Fevereiro	E1	C2	C3	C4	C5	D6	D7	D8	E1	F2	F3	F4	F5	D6	D7	D8	H1	F2	F3	F4	F5	G6	G7	G8
Março	E1	E2	C3	C4	C5	C6	D7	D8	E1	E2	F3	F4	F5	F6	D7	D8	H1	H2	F3	F4	F5	F6	G7	G8
Abril	E1	E2	E3	C4	C5	C6	C7	D8	E1	E2	E3	F4	F5	F6	F7	D8	H1	H2	H3	F4	F5	F6	F7	G8
Maior	E1	E2	E3	E4	C5	C6	C7	C8	E1	E2	E3	E4	F5	F6	F7	F8	H1	H2	H3	H4	F5	F6	F7	F8
Junho	D1	E2	E3	E4	E5	C6	C7	C8	G1	E2	E3	E4	E5	F6	F7	F8	G1	H2	H3	H4	H5	R6	F7	F8
Julho	D1	D2	E3	E4	E5	E6	C7	C8	G1	G2	E3	E4	E5	E6	F7	F8	G1	G2	H3	H4	H5	H6	F7	F8
Agosto	D1	D2	D3	E4	E5	E6	E7	C8	G1	G2	G3	E4	E5	E6	E7	F8	G1	G2	G3	H4	H5	H6	H7	F8
Setembro	D1	D2	D3	D4	E5	E6	E7	E8	G1	G2	G3	G4	E5	E6	E7	E8	G1	G2	G3	G4	H5	H6	H7	H8
Outubro	F1	D2	D3	D4	D5	E6	E7	E8	F1	G2	G3	G4	G5	E6	E7	E8	I1	G2	G3	G4	G5	H6	H7	H8
Novembro	F1	F2	D3	D4	D5	D6	E7	E8	F1	F2	G3	G4	G5	G6	E7	E8	I1	I2	G3	G4	G5	G6	H7	H8
Dezembro	F1	F2	F3	D4	D5	D6	D7	E8	F1	F2	F3	G4	G5	G6	G7	E8	I1	I2	I3	G4	G5	G6	G7	H8

FONTE: Soares e Ribas (2008).

A Tabela A.2 apresenta a sobreposição da amostra na PME. Para os domicílios, essa sobreposição é calculada a partir das variáveis v035 (Região Metropolitana), v040 (Número de controle), v050 (Número de série), v060 (Painel) e v063 (Grupo rotacional). Para os indivíduos, o emparelhamento é mais complicado. A PME não reporta um código que possibilite identificar com certeza a mesma pessoa em períodos distintos<sup>28</sup> e, como já foi dito, a pesquisa não coleta

<sup>28</sup> Apesar de alguns pensarem que o número de ordem da pessoa (v201) no domicílio não muda entre as entrevistas, esta variável não possui o propósito de identificador no painel. Este número é atribuído independentemente a cada mês de acordo com a condição das pessoas no domicílio naquele instante. Basta

informações sobre números de registros (PIS, NIS, RG, CPF, Título de Eleitor) e nem divulga os nomes das pessoas entrevistadas, por razões óbvias de confidencialidade.

**Tabela A.2** – Perdas por Atrito no Painel da PME

Intervalo de meses	Sobreposição		
	Máximo	Domicílios	Indivíduos
1	75.00%	72.00%	65.20%
2	50.00%	47.30%	41.00%
3	25.00%	23.20%	19.20%
04 a 08	0.00%	0.00%	0.00%
9	12.50%	11.10%	5.60%
10	25.00%	22.40%	11.40%
11	37.50%	33.60%	17.00%
<b>12</b>	<b>50.00%</b>	<b>44.50%</b>	<b>22.30%</b>
13	37.50%	30.50%	15.20%
14	25.00%	18.30%	9.00%
15	12.50%	8.10%	3.90%
16 ou mais	0.00%	0.00%	0.00%

FONTE: Soares e Ribas (2008).

A Tabela mostra que embora a perda de domicílios seja pequena, a perda de indivíduos é bem maior. Apenas 22% dos indivíduos são encontrados na PME um ano depois, quando deveriam ser metade. Ou seja, o atrito é superior a 50%.

As informações disponíveis para o emparelhamento de pessoas são dia, mês e ano de nascimento e sexo. Denomina-se esta combinação de variáveis de “emparelhamento básico”. Somada a essas características, alguns utilizam o número de ordem (v210) da pessoa como critério de emparelhamento. Porém, o número de ordem muda com o tempo, já que as pessoas nascem, morrem ou se mudam e, por consequência, alteram a composição domiciliar. Além do mais, acrescenta pouco rigor ao emparelhamento, pois, em geral o número de pessoas que compartilham data de nascimento e sexo com outro membro do domicílio não é alto. Na PME de 2007, por exemplo, apenas 0,9% dos indivíduos na pesquisa são gêmeos do mesmo sexo. Neste trabalho, usou-se o número de ordem, mas permitiu-se que fosse diferente do número de ordem do ano original em uma unidade. Ou seja, mudanças na composição domiciliar pequenas foram permitidas.

Cabe ressaltar que, se durante o período em que o domicílio permanece na amostra, a família mudar de endereço e outra família passar a ocupar a unidade domiciliar, a informação será obtida com a nova família pelo período restante. Ou seja, a PME contém um painel de domicílios

---

uma pessoa no domicílio alterar a sua condição, que o número de ordem dela e das demais não será o mesmo entre duas entrevistas.

e não pessoas. Portanto, é possível que a sobreposição de domicílio no painel não implique em sobreposição de famílias ou pessoas.

Maiores informações sobre o painel da PME podem ser obtidas em Soares e Ribas (2008) ou Relatório Metodológico 23 do IBGE (2002).

### **O Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM)**

O ENEM é levado a campo desde 1998 para avaliar as competências e habilidades desenvolvidas ao longo dos onze (agora doze) anos de escolarização básica, mas até 2001 havia uma taxa de inscrição que fazia com que apenas uma minoria dos formandos do ensino médio prestasse o exame. Outro problema é que os objetivos do exame não eram muito claros. Os objetivos oficiais eram coisas como “conhecer melhor suas possibilidades individuais para enfrentar os desafios do dia-a-dia.”<sup>29</sup> Em 2001 a taxa de inscrição foi abolida para alunos da rede pública, o que o levou a ser quase majoritário – quase 2/3 dos alunos formados se inscreveram – entre formados, uma vez que várias universidades privadas já o estavam usando nos seus processos de seleção. Em 2005 a nota do ENEM passou a ser pré-requisito para o ProUni e a porcentagem de formandos inscritos passou a quase 90%.

A filosofia do ENEM segue a do *Program for International Student Assessment (PISA)*. Esta é a seguinte: o que deve ser testado não é o volume de conhecimento adquiridos ao longo da escolarização e sim sua aplicação a problemas concretos. Apesar de não ser construída usando a Teoria de Resposta ao Item, e, portanto, não ser estritamente comprável de um ano ao próximo, triangulação com o SAEB mostra que a dificuldade média das perguntas varia pouco de ano para ano.<sup>30</sup>

---

29 Exame Nacional do Ensino Médio.

30 Esta afirmação é feita principalmente com base em conversas com formuladores tanto do ENEM como do SAEB no INEP. No entanto, uma comparação de médias mostra que é pelo menos aproximadamente verdadeira, como mostra a Tabela a seguir feita a partir dos microdados das duas provas. Não há grandes variações de um ano para o próximo.

Ano	ENEM (Objetiva)	SAEB (Matemática)	SAEB (Português)
2001	29.99	289.2	271.5
2003	30.56	297.2	280.7
2005	30.98	293.9	276.3

A Tabela deixa claro que não há muita variação nas notas de um ano para o próximo.

**Tabela A.3 – Universo ENEM**

Ano	Formandos Ensino Médio	Inscritos		Fizeram a Prova		Inscritos / Formandos	Participes / Formandos
		Todos	Formandos	Todos	Formandos		
1998	1,535,943	157,221		115,575		10.2%	7.5%
1999	1,786,827	346,953	215,690	315,960	201,104	12.1%	11.3%
2000	1,836,130	376,962	250,432	340,918	228,821	13.6%	12.5%
2001	1,855,419	1,624,130	1,092,672	1,200,882	821,720	58.9%	44.3%
2002	1,884,874			1,829,168	1,585,273		84.1%
2003	1,851,834	1,882,393	1,330,832	1,322,645	936,686	71.9%	50.6%
2004	1,879,044	1,552,316	1,191,356	1,035,642	785,617	63.4%	41.8%
2005	1,858,615	3,004,489	1,577,014	2,200,616	1,140,569	84.8%	61.4%
2006	1,858,615	3,720,249	1,633,087	2,768,590	1,243,496	87.9%	66.9%
2007	1,749,731	3,584,577	1,265,978	2,738,617	1,073,829	72.4%	61.4%

A Tabela A.3 mostra que o ENEM vem aumentando muito sua participação nos últimos anos. Em 1998, os inscritos no ENEM por pouco ultrapassaram um décimo dos formandos no ensino médio. Em 2001 a taxa de inscrição foi abolida para os alunos da rede pública e o público do ENEM saltou para quase 60% dos formandos. Quatro anos mais tarde, com a nota do ENEM como pré-requisito para o ProUni, houve outro salto para uns 85% dos formandos. No ano passado (2009) esperava-se que fosse usado também pelas universidades federais, mas isto ainda não se reflete nas estatísticas disponíveis. Desde 2005 mais que três milhões de indivíduos, entre formandos e já formados, fazem o ENEM anualmente.

## Anexo B - Fatos Básicos da Relação entre Rendimentos e Escolaridade no Brasil

Um primeiro modo ingênuo de descrever a relação entre escolaridade e rendimento do trabalho no Brasil é comparar médias de rendimento para cada ano de estudo. Um gráfico assim, no entanto, não mostraria muita coisa. O rendimento do trabalho das pessoas com 15 e 16 anos de estudo é tão maior que o das pessoas com escolaridade menor que oculta a variação nos rendimentos entre os que contam com 14 anos de estudo ou menos. Uma solução fácil para este problema é o uso de uma escala logarítmica. O Gráfico 1.1 nada mais é que o rendimento do trabalho médio das pessoas, por anos de escolaridade formal, usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios de 2007.

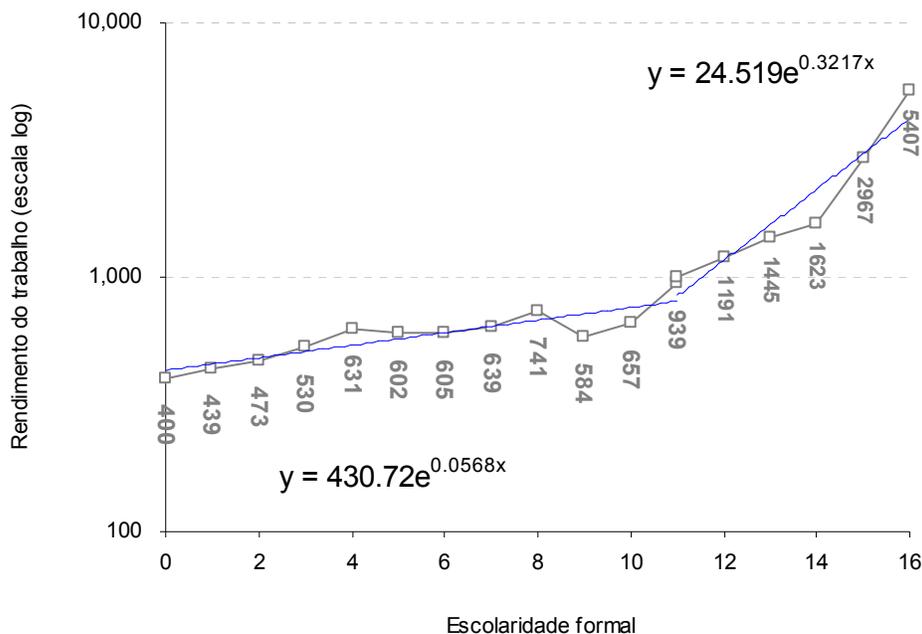
Duas importantes características da relação entre escolaridade e rendimentos no Brasil se encontram no Gráfico 1.1. A primeira, já mencionada exaustivamente acima, é que a relação é crescente. A segunda é que a relação não é crescente à mesma taxa para todos os anos de estudo. A inclinação média desta função é diferente para diferentes regiões de seu suporte, com uma clara aceleração a partir de 11 anos de escolaridade. Um modo de ver esta aceleração é estimar a reta de tendência para as duas regiões da função de rendimentos.

O Gráfico mostra que cada ano a mais de escolaridade entre zero e 11 anos está associado a um aumento no rendimento do trabalho, relativamente modesto, de 5,7% em média. Já cada ano a mais de escolaridade entre 11 e 16 anos está associado a um aumento, bem mais impressionante, de 32,2% no rendimento do trabalho. Esta não-linearidade não se observa com frequência em países desenvolvidos, sendo mais freqüente em países em desenvolvimento.<sup>31</sup> Este efeito será fundamental na definição das equações a serem estimadas nesta tese. Onde possível, um *spline* educacional como o mostrado no Gráfico 1.1 será a especificação preferida. Quando não for possível será feito um esforço de estimar retornos à cognição separadamente para a educação básica e superior.

---

<sup>31</sup> Veja, por exemplo, Schady (2000); Savanti e Patrinos (2005); Sapelli (2007).

**Gráfico B.1** Taxas de Retorno à Educação em 2007



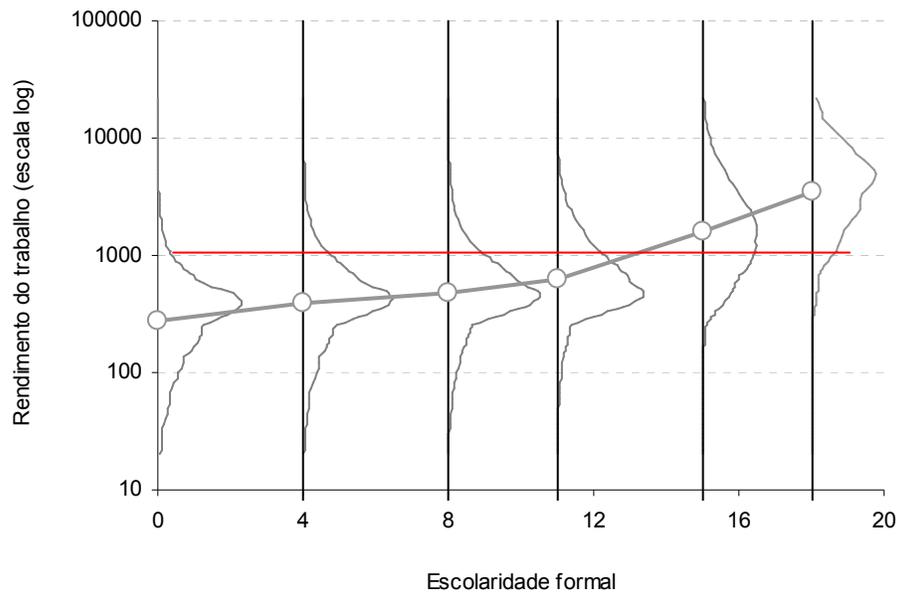
Fonte: Pnad 2007 microdados.

Nota: 16 anos de escolaridade formal se refere à pós-graduação. Como a Pnad não investiga número de anos passados em uma pós-graduação, todas são consideradas como 16 anos.

O uso de médias, no entanto, pode esconder a relevância ou falta de relevância da escolaridade como variável explicativa da distribuição de renda. É perfeitamente possível que trabalhadores mais educados ganhem mais, mas que estas diferenças sejam pequenas comparadas com outras variáveis que explicam diferenças de rendimentos. Um modo inicial de avaliar se as coisas são assim é mostrar em um mesmo gráfico a dispersão dos rendimentos para uma única categoria educacional e as diferenças entre categorias educacionais.

O Gráfico 1.2 mostra, para seis categorias educacionais agregadas (sem instrução, de um a quatro anos, de cinco a oito, de nove a onze, de doze a quinze e mais que quinze), a média dos logaritmos dos rendimentos de todos os trabalhos e a densidade da distribuição do logaritmo dos rendimentos, estimada usando o método *kernel*. A linha vermelha representa a cota de 95% na distribuição dos rendimentos dos indivíduos sem instrução alguma.

**Gráfico B.2** Distribuições e Médias de Rendimentos por Categoria Educacional



Fonte: Pnad 2007 microdados.

Nota: 16 anos de escolaridade formal se refere à pós-graduação. Como a Pnad não investiga número de anos passados em uma pós-graduação, todas são consideradas como 16 anos.

É visível que, mesmo entre as categorias extremas de escolaridade, nenhum estudo e pós-graduação de algum tipo, há sobreposição das distribuições de rendimentos. Os indivíduos no centil 95 da distribuição de rendimentos dos trabalhadores sem instrução auferem o mesmo rendimento que os indivíduos no centil 9 da distribuição dos trabalhadores com algum tipo de pós-graduação. A sobreposição entre categorias mais próximas é ainda maior: o rendimento no centil 95 da distribuição daqueles que nunca frequentaram a escola equivale ao rendimento no centil 91 daqueles que completaram de um a quatro anos de estudo.

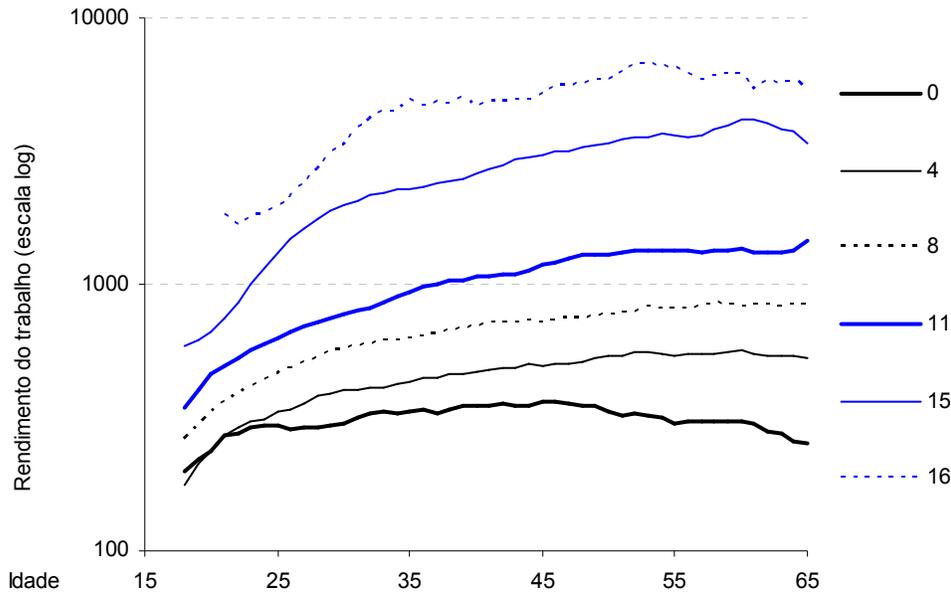
Ou seja, embora a escolaridade seja, sem dúvida, importante, está longe de ser a única determinante estatística dos rendimentos do trabalho.

Finalmente, se a educação formal é pensada como um investimento dos trabalhadores na sua própria produtividade, então vale a pena ver como se comporta o retorno a este investimento ao longo do tempo. Em se tratando de trabalhadores, ao longo do tempo quer dizer ao longo da sua idade. O Gráfico 1.3 mostra justamente isso.

O primeiro fato que se discerne do Gráfico 1.3 é que os rendimentos do trabalho dependem tanto da idade do trabalhador como de seu nível de instrução. As curvas de idade-rendimento são crescentes e côncavas com relação à origem, o que quer dizer que sua primeira derivada é

positiva, mas a segunda derivada é negativa. Normalmente, uma curva côncava com relação à origem pode ser aproximada por um polinômio de segunda ordem.

**Gráfico B.3** Rendimentos por Idade e Categoria Educacional



Fonte: Pnad 2007 microdados.

Coerente com o modelo de Becker a ser visto no próximo capítulo, o Gráfico 1.3 mostra que as curvas de idade-rendimento dos trabalhadores com maior instrução são, além de mais altas, mais íngremes e atingem seu pico em uma idade mais avançada. As curvas de idade-rendimento para pessoas com pouca instrução são relativamente planas. A curva de indivíduos sem qualquer instrução chega a decrescer após a idade de 45 anos. Já as curvas de indivíduos com instrução maior crescem de modo veloz e nunca atingem um máximo global claro.

Ou seja, os dados do ano de 2007 mostram alguns fatos sobre a relação entre escolaridade e rendimentos no Brasil que devem ser levados em conta ao se montar um modelo relacionado os dois:

1. O rendimento aumenta com o nível de escolaridade.
2. Esta relação é convexa, e anos elevados de escolaridade, principalmente, após o segundo grau, trazem consigo maiores aumentos de rendimento.
3. Os rendimentos dependem da idade dos trabalhadores e são côncavos com relação à origem.

4. Há muita variação não explicada pela escolaridade dos indivíduos.

Para modelar os fatos acima usando dados individuais, usarei uma variante da equação de rendimentos tradicional.

$$\ln(y) = \alpha + \beta_{SB}S_{Básico} + \beta_{SS}S_{Superior} + \beta_1 Idade + \beta_{12} Idade^2 + \varepsilon$$

onde  $S_{Básico}$  representa os anos de escolaridade formal até o final do ensino básico (11 anos de instrução sem reprovações),  $S_{Superior}$  representa os anos de escolaridade formal além do ensino básico. As duas taxas de rendimento são facilmente usando o comando *spline*. O resíduo  $\varepsilon$  é bastante relevante uma vez que há muito que a escolaridade não explica. Esta é a equação de rendimentos, ou de Mincer, que será ampliada com variáveis cognitivas ou de capital cultural.

## **Anexo C – Pareamento por Médias SEAB - PNAD**

O Censo Demográfico tem a vantagem de oferecer uma amostra muito maior que a de qualquer outra pesquisa. No entanto, não há variação no tempo. É um único Censo feito ao longo de um único ano. As Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) são levadas a campo todos os anos e é possível montar uma estratégia de pareamento por médias para estas pesquisas que faça uso da variação no tempo da qualidade da educação no Brasil.

Ao contrário do Censo, as Pnads não perguntam em qual município cada indivíduo estava cinco anos antes da pesquisa e sim em qual estado. O Brasil tinha, no ano 2000, 27 estados e 5507 municípios. A precisão municipal obviamente permite uma resolução muito maior que a precisão estadual. Junto com o número muito maior de observações, a precisão municipal pareceria colocar o Censo em uma posição de dominância com relação à Pnad.

As Pnads, no entanto, também têm algumas vantagens potenciais. A mais óbvia é que são anuais, o que permite usar a variação no tempo seja como estratégia identificadora, seja com fonte de variação. Como são anuais, há oito Pnads com dados disponíveis feitas após o Censo de 2000, o que também permite estimações retratando mercados de trabalho mais recentes. Dado que o primeiro SAEB utilizável data de 1995 e o primeiro ENEM quase censitário é de 2001, a existência de dados posteriores a 2000 torna-se uma vantagem considerável. O pareamento da Pnad será sempre com o SAEB do ano apropriado (cinco anos antes da Pnad em questão) e não com resultados até seis anos de defasagem, como no caso do pareamento do Censo Demográfico com o ENEM.

Finalmente, o pareamento da Pnad será com o SAEB, que também tem vantagens sobre o ENEM. As proficiências no SAEB seguem a Teoria de Resposta ao Item, o que permite que sejam completamente comparáveis ao longo do tempo e entre séries. Isto quer dizer que será possível estimar o conteúdo econômico daquilo que é aprendido em termos de domínio de conteúdos entre duas séries e comparar este número com o rendimento minceriano à educação. Dado que o SAEB é amostral é permite apenas resolução estadual, o fato da Pnad perguntar apenas de que estado cada indivíduo parece quase uma vantagem.

### **Estratégia de Pareamento**

Qual é a estratégia de pareamento por médias a seguir usando as Pnads? A exemplo do que foi feito usando o Censo, o primeiro passo é utilizar apenas migrantes recentes para um dado mercado de trabalho. Isto da credibilidade à hipótese de que foram educados em seus estados de origem, embora os mesmos poréns continuem valendo com relação à esta hipótese. No caso da Pnad a pergunta sobre migração recente se refere à Unidade da Federação na qual cada indivíduo se encontrava no mês de setembro cinco anos antes do setembro no qual foi entrevistado.

O segundo passo é calcular as notas médias do SAEB para o final do ciclo fundamental e o final do ciclo médio, por sexo e UF. O SAEB é um exame feito em todos os anos ímpares desde 1995, testando os conhecimentos adquiridos de meninos e meninas nas quarta e oitava séries do fundamental e na última série (usualmente a terceira) do ensino médio em uma amostra feita. Ao contrário do ENEM, a prova do SAEB mede conhecimentos diretamente e não sua aplicação a problemas concretos. O SAEB é amostral, mas oferece boa precisão por UF

As médias estaduais do SAEB foram calculadas sem e com seleção. O pareamento sem seleção foi simples: as notas são as médias por célula sexo-série-UF. Nas PNADs, foram pareadas com as notas da oitava série as pessoas que tinham atingido a sétima, oitava ou nona séries; foram pareadas com a nota da terceira série do ensino médio os que tinham de dez a doze anos de estudo. Não houve pareamento das notas da quarta série uma vez que grande maioria dos alunos ainda estaria estudando sem trabalhar cinco anos depois. Foram utilizados os SAEB dos anos 1995 a 2003.

As médias com seleção foram estimadas de modo análogo ao que foi feito com o Censo Demográfico. Para cada UF de residência cinco anos antes (incluindo na UF todos que não migraram e todos que migraram daquela UF para outra), calculou-se a porcentagem de pessoas que foram além de uma das três series do SEAB, usando o mesmo procedimento de truncar a distribuição usado para o ENEM. A distribuição das notas do SAEB em cada UF foi superiormente truncada mediante a retirada dos indivíduos com as  $1 - P_m$  maiores notas, onde

$P_m$  representa a porcentagem de indivíduos na UF que foi além da série  $m$ . As médias e desvios-padrão foram calculados de acordo com esta nova distribuição truncada. As mesmas objeções levantadas contra este procedimento no caso do ENEM valem também para o SAEB.

A última PNAD disponível é a de 2008 e o primeiro SAEB disponível é o de 1995. Com cinco anos de defasagem do exame com relação à pesquisa, os seguintes pares são possíveis: (PNAD de 2008, SAEB de 2003), (PNAD de 2006, SAEB de 2001), (PNAD de 2004, SAEB de 1999) e (PNAD de 2002, SAEB de 1997).

As variáveis de Capital Social foram as mesmas usadas no caso do pareamento usando o Censo: taxa de analfabetismo de adultos, escolaridade média dos chefes e cônjuges e porcentagem da PEA empregada na agricultura. No entanto, antecipando problemas com número de observações, também foi construída uma medida sintética usando análise fatorial.

## Resultados

Novamente foram estimadas equações mincerianas ampliadas usando migrantes em mercados de trabalho específicos para permitir identificação dos efeitos das habilidades cognitivas.

Os mercados de trabalho foram escolhidos usando o mesmo critério usado para o Censo Demográfico: o número de observações. O grupo demográfico alvo pode ser definido de modo um pouco mais abrangente: pessoas com entre oito e doze anos de escolaridade, trabalhando com renda positiva, com idade entre 16 e 27 anos e que residiam em outra UF cinco anos antes. A quantidade de indivíduos que se enquadra nesta categoria se encontra na amostragem da Pnad no anos pares de 2002 a pode ser visto na Tabela a seguir.

TABELA C.1 NÚMERO DE OBSERVAÇÕES DE MIGRANTES COM IDADE ENTRE 16 E 27 TRABALHANDO COM RENDA POSITIVA

Mercado de Trabalho	Número de Observações
DF	434
RMSP	312
RMRJ	115
RM Curitiba	103
RM Fortaleza	97
RM Porto Alegre	91
RM Salvador	76
RM Belo Horizonte	59

FONTE: Microdados das Pnads 2002 a 2008.

A Tabela 4.16 mostra que o mercado de trabalho que mais recebeu migrantes nesta categoria foi o do Distrito Federal, seguindo de perto da Região Metropolitana de São Paulo. O único problema é que os números são muito inferiores aos obtidos usando o Censo de 2000. O décimo mercado de trabalho (Florianópolis) no Censo oferecia mais que o dobro de observações do primeiro nas Pnads empilhadas. As perspectivas são pouco auspiciosas.

TABELA C.2 EQUAÇÃO DE RENDIMENTOS AMPLIADA COM NOTA DE MATEMÁTICA DO SAEB

Nota SAEB Matemática sem Seleção por Promoção									
	Distrito Federal		RM São Paulo		RM Rio de Janeiro		RM Curitiba		
N	434		308		115		101		
N <sub>nota</sub>	174		160		79		61		
R <sup>2</sup>	27%		17%		29%		32%		
Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	
<b>Nota (COM seleção)</b>	<b>0.000</b>	<b>98%</b>	<b>-0.001</b>	<b>50%</b>	<b>-0.002</b>	<b>55%</b>	<b>0.005</b>	<b>3%</b>	
Escolaridade	0.082	4%	0.080	8%	0.105	17%	-0.099	17%	
Sexo	-0.137	0%	-0.175	0%	-0.149	4%	-0.153	1%	
Idade	0.043	0%	0.031	1%	0.054	2%	0.040	2%	
negro	-0.181	0%	-0.119	7%	0.125	30%	-0.167	18%	
Fator Capital Social	-0.086	0%	-0.054	15%	-0.037	57%	-0.056	55%	
Ano 2002	0.225	2%	0.037	73%	0.332	8%	0.257	11%	
Ano 2004	0.208	2%	0.143	19%	0.159	40%	0.403	2%	
Ano 2006	0.503	0%	0.165	11%	0.037	84%	0.386	4%	
Ano 2008	0.557	0%	0.293	1%	0.678	0%	0.250	20%	
Constante	0.897	1%	1.679	0%	0.740	31%	1.374	3%	

Nota SAEB Matemática sem Seleção por Promoção									
	Distrito Federal		RM São Paulo		RM Rio de Janeiro		RM Curitiba		
N	434		308		115		101		
N <sub>nota</sub>	174		160		79		61		
R <sup>2</sup>	27%		18%		29%		33%		
Variável	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	$\beta$	p-valor	
<b>Nota (SEM seleção)</b>	<b>-0.001</b>	<b>59%</b>	<b>-0.001</b>	<b>73%</b>	<b>-0.003</b>	<b>58%</b>	<b>0.009</b>	<b>2%</b>	
Escolaridade	0.097	0%	0.065	9%	0.094	14%	-0.078	21%	
Sexo	-0.143	0%	-0.167	0%	-0.137	3%	-0.189	0%	
Idade	0.041	0%	0.031	1%	0.055	1%	0.041	2%	
negro	-0.181	0%	-0.115	8%	0.108	36%	-0.172	16%	
Fator Capital Social	-0.098	1%	-0.061	16%	-0.059	47%	0.010	91%	
Ano 2002	0.255	1%	0.036	76%	0.359	6%	0.231	15%	
Ano 2004	0.217	1%	0.140	21%	0.164	36%	0.439	1%	
Ano 2006	0.510	0%	0.166	11%	0.038	83%	0.423	2%	
Ano 2008	0.566	0%	0.295	1%	0.689	0%	0.273	16%	
Constante	1.100	3%	1.777	0%	1.106	35%	0.083	92%	

A especificação é a mesma de sempre:  $Y_i = \beta_S S_i + \lambda_N N_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$

Onde  $S_i$  representa a escolaridade do indivíduo  $i$ ,  $N_i$  sua nota imputada do SAEB e  $X_i$  é um conjunto de variáveis não-educacionais que inclui um termo linear na idade, variáveis para sexo e indicando se um indivíduo é negro e uma variável de Capital Social construída usando análise fatorial. Há também um conjunto de variáveis indicatrizes para cada ano de observação para controlar tanto a inflação como as diferenças em atividade econômica de um ano para o próximo.

Ao contrário dos resultados fortes encontrados com o Censo, os resultados encontrados pareando a Pnad com o SAEB não dizem nada. Não são significativos e a maior parte é negativa. Curiosamente, apenas os resultados para a RM de Curitiba são significativos, mas até estes são muito pequenos e os outros coeficientes estimados para variáveis como anos de estudos são pouco ortodoxos. Enfim, as estimações são puro lixo.

É decepcionante mas não de todo surpreendente. Alguns resultados usando o Censo de 2000 estavam apenas no limiar da significância e esperava-se que os resultados usando as Pnads fossem piores. Primeiro, o número de observações é menos que um terço do observado usando o Censo. Segundo, e possivelmente mais importante, a resolução estadual é muito pior que a resolução municipal possível com o Censo.

## Referências

- Alderman, Harold; Behrman, Jere R.; Ross, David R.; Sabot, Richard H. The returns to endogenous human capital in Pakistan's rural wage labor market. In *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 113, No. 1. 1996.
- Altonji, Joseph G. e Pierret, Charles R. Employer Learning and Statistical Discrimination. In *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 1 (Fevereiro) 2001.
- Angrist, Joshua D. e Krueger, Alan B. Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? In *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 4. (Novembro) 1991.
- Angrist, Joshua D. e Krueger, Alan B. *Estimating the Payoff to Schooling Using the Vietnam-Era Draft Lottery*. NBER Working Paper no 4067. 1992.
- Antelius, Jesper. *Sheepskin Effects in the Returns to Education: Evidence on Swedish Data*. Working Paper Series, FIEF - Trade Union Institute for Economic Research No 158. Abril de 2000. Disponível em: <http://swopec.hhs.se/fiefwp/papers/WP158.pdf>. (acesso em 01/03/2010).
- Arrow, Kenneth. Higher Education as a Filter. In *Journal of Public Economics*, Vol. 2. 1973.
- Ashenfelter, Orley e Krueger, Alan. Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. In *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 5 (Dezembro) 1994.
- Ashenfelter, Orley e Rouse, Cecilia. Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins. In *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1 (Fevereiro) 1998.
- Barbosa Filho, Fernando de Holanda e Pessoa, Samuel. *Retorno da Educação no Brasil*. IBMEC: Mimeo. 2006. Disponível em: <http://ibmecsp.edu.br/pesquisa/modules/papers.php?page=4&topicid=63&type=>. (acesso em 01/03/2010).
- Barbosa, M. Ligia O. School Organization: Centralization/Decentralization for Primary School. In: Laura Randall e Joan Anderson. (Org.). *Schooling for Success: Preventing Repetition and Dropout in Latin American Primary Schools*. 1 ed. New York: M.E. Sharpe, 1999.
- Barros, Ricardo Paes de e Mendonça, Rosane Silva Pinto de. *Os Determinantes da Desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão no. 377. 1995. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/td/1995/td\\_0377.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/1995/td_0377.pdf). (acesso em 01/03/2010).
- Becker, Gary S. Schooling and Inequality from Generation to Generation: Comment. In *The Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 3, Part 2: Investment in Education: The Equity-Efficiency Quandary. (Maio – Junho) 1972.
- Becker, Gary. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago: The University of Chicago Press. 1993 (Primeira Edição: 1964).
- Bishop, John H. Is the Test Score Decline Responsible for the Productivity Growth Decline? In *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1 (Março) 1989.
- Blau, Francine D. e Kahn, Lawrence M. *Do Cognitive Test Scores Explain Higher U.S. Test Inequality?* NBER Working paper 8210. Abril de 2001. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8210> (acesso em 01/03/2010).
- Blum, Alain; Goldstein, Harvey; Guerin-Pace, France. International Adult Literacy Survey (IALS): an Analysis of International Comparisons of Adult Literacy. In *Assessment in Education*, Vol. 8, No. 2, 2001. Disponível em: [http://www.cmm.bristol.ac.uk/team/HG\\_Personal/international-comparisons-of-adult-literacy.pdf](http://www.cmm.bristol.ac.uk/team/HG_Personal/international-comparisons-of-adult-literacy.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Boissiere, Maurice; Knight, John B.; Sabot, R. H. Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills. In *The American Economic Review*, Vol. 75, No. 5 (Dezembro). 1985.

- Bonelli, Regis e Ramos, Lauro A. *Distribuição de Renda no Brasil: Avaliação das Tendências de Longo Prazo e Mudanças na Desigualdade desde Meados dos Anos 70*. Texto para Discussão no. 288. Janeiro de 1993. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/td/1993/td\\_0288.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/1993/td_0288.pdf). (acesso em 01/03/2010).
- Bonjour, Dorothe; Cherkas, Lyn; Jonathan, Haskel; Hawkes, Denise; Spector, Tim. *Estimating Returns to Education Using a New Sample of UK Twins*. CEPR. 2000. Disponível em: <http://cepr.org/meets/wkcn/3/3506/papers/Haskel.pdf>. (acesso em 01/03/2010).
- Bourdieu, Pierre. *La Distinction. Critique Sociale du Jugement*. Paris: Les éditions de Minuit. 1979.
- Bowles, Samuel, Gintis, Herbert, Osborne, Melissa. The Determinants of Earnings: a Behavioural Approach. In *Journal of Economic Literature* Vol. 34, No. 4, (Dezembro) 2001.
- Castro, Cláudio de Moura. A Educação Especializada para Empregos Gerais: O Mercado para a Educação Superior no Brasil. In *Planejamento e Políticas Públicas*, No. 3. (Junho). 1990.
- Contreras, Dante. Explaining Wage Inequality in Chile: Does Education Really Matter? In *Journal of Income Distribution*. Volume 11, Number 1-2. pp 53-76, Spring-Summer 2002.
- Corseuil, Carlos Henrique e Foguel, Miguel N. *Uma Sugestão de Deflatores para Rendas Obtidas a Partir de Algumas Pesquisas Domiciliares do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão no. 897. 2002. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td\\_0897.pdf](http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_0897.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Curi, Andréa Zaitune e Menezes-Filho, Naércio Aquino. *A Relação entre o Desempenho Escolar e os Salário no Brasil*. Mimeo. USP. 2009.
- Denny, Kevin e Doyle, Orla. *Returns to Basic Skills in Central and Eastern Europe: A Semi-parametric Approach*. CER Working Paper WP05/07. University College Dublin. Abril 2005. Disponível em: <http://www.ucd.ie/economics/research/papers/2005/WP05.07.pdf>. (acesso em 01/03/2010).
- Denny, Kevin; Harmon, Colm e O'Sullivan, Vincent. *Education, Earnings and Skills: A Multi-Country Comparison*. IFS Working Paper 03/16. Março de 2003. Disponível em: <http://www.ifs.org.uk/publications/1864> (acesso em 01/03/2010).
- Denny, Kevin; Harmon, Colm; e Redmond, Sandra. *Functional Literacy, Educational Attainment and Earnings: Evidence from the International Adult Literacy Survey*. IFS Working Paper 00/09. Abril de 2000. Disponível em: <http://www.ifs.org.uk/publications/2061>. (acesso em 01/03/2010).
- Devroye, Dan e Freeman, Richard B. *Does Inequality in Skills Explain Inequality in Earnings Across Advanced Countries?* NBER Working paper 8140. Fevereiro de 2001. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8140> (acesso em 01/03/2010).
- Dreeben, Robert. *On What Is Learned in School*. Reading, MA: Addison-Wesley. 1967.
- Duflo, Esther. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment. In *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 4 (Setembro). 2001.
- Dunifon, Rachel e Duncan, Greg J. Long-Run Effects of Motivation on Labor-Market Success. In *Social Psychology Quarterly*, Vol. 61, No. 1 (Março). 1998.
- Galton, Francis (1886). Regression towards mediocrity in hereditary stature. In *The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland* 15: 246–263. <http://galton.org/essays/1880-1889/galton-1886-jaigi-regression-stature.pdf> (acesso em 01/03/2010).
- Gibrat, R.. *Les Inégalités économiques*. Paris: Sirey. 1931.
- Gintis, Herbert. Education, Technology, and the Characteristics of Worker Productivity. In *The American Economic Review*, Vol. 61, No. 2, Papers and Proceedings of the Eighty-Third Annual Meeting of the American Economic Association (Maio). 1971.

- Glewwe, Paul. *Schooling, Skills, and the Returns to Government Investment in Education: An Exploration Using Data from Ghana*. Living Standards Measurement Survey Working Paper No. 76. Washington: World Bank. 1991.
- Goldin, Claudia e Lawrence F. Katz. *Education and Income in the Early 20th Century: Evidence from the Prairies*. NBER Working Paper No. 7217. Julho de 1999. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w7217> (acesso em 01/03/2010).
- Granovetter, Mark S. The Strength of Weak Ties. In *The American Journal of Sociology*, Vol. 78, No. 6 (Maio) 1973.
- Green, David A. e Riddell, W. Craig. Literacy and Earnings: An Investigation of the Interaction of Cognitive and Unobserved Skills in Earnings Generation. In *Labour Economics*, Vol. 10. 2003.
- Griliches, Zvi e Mason, William M. Education, Income, and Ability. In *The Journal of Political Economy*, Vol. 80, No. 3, Part 2: Investment in Education: The Equity-Efficiency Quandary (May-Junho). 1972.
- Griliches, Zvi. Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. In *Econometrica*, Vol. 45, No. 1 (Janeiro). 1977.
- Hanushek, Eric e Lavy, Victor. *School Quality, Achievement bias, and Dropout Behavior in Egypt*. Living Standards Measurement Survey Working Paper no. 107. Washington: World Bank. 1994.
- Hanushek, Eric e Zhang, Lei. *Quality-Consistent Estimates of International Returns to Skill*. NBER Working paper 12664. Novembro de 2006. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w12664> (acesso em 01/03/2010).
- Harmon, Colm e Walker, Ian. Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom. In *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 5 (Dezembro) 1995.
- Heckman, James J.; Stixrud, Jora; Urzua, Sergio. *The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior*. NBER Working Paper 12006. 2006. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w12006> (acesso em 01/03/2010).
- Hull, Charles Henry. *The Economic Writings of Sir William Petty* 2 vols. Cambridge: Cambridge University Press, 1899.
- IBGE, Departamento de Emprego e Rendimento. *Para Compreender a PME: (um texto simplificado)*, 4ª ed. Rio de Janeiro, 1998.
- IBGE, Departamento de Emprego e Rendimento. *Pesquisa Mensal de Emprego*. Rio de Janeiro, 2002. (Relatório Metodológico v. 23).
- Isacsson, Gunnar. Estimates of the Return to Schooling in Sweden from a Large Sample of Twins. In *Labour Economics*. Vol.6, No. 4. (Novembro) 1999.
- Jaeger, David A e Page, Marianne E. Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education. in *Review of Economics & Statistics*. Vol. 78, no 4. Novembro de 1996.
- Jolliffe, Dean. Skills, Schooling, and Household Income in Ghana. In *The World Bank Economic Review*, Vol. 12, No. 1. 1998.
- Kiker, Bill F. The Historical Roots of the Concept of Human Capital. In *The Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 5 (Outubro) 1966.
- Kirsch, Irwin. *The International Adult Literacy Survey (IALS): Understanding What Was Measured*. Educational Testing Service. Dezembro de 2001. Disponível em: [http://devdata.worldbank.org/phrd/imp\\_data/04\\_FRAMEWORK\\_ALL\\_Prose%20and%20Document%20Framework.pdf](http://devdata.worldbank.org/phrd/imp_data/04_FRAMEWORK_ALL_Prose%20and%20Document%20Framework.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Langoni, Carlos Geraldo. 2005. *Distribuição de Renda e Crescimento Econômico do Brasil – 3ª Edição*. Rio de Janeiro. Editora FGV. (1ª edição 1973).

- Larrañaga, Osvaldo e Valenzuela, Juan Pablo. *Why Hasn't Inequality Changed in Chile Since 1990?* Universidad de Chile. Departamento de Economía. Serie Documentos de Trabajo no 254. Agosto de 2007. Disponível em: <http://econ.uchile.cl/public/Archivos/pub/74f4ee01-c368-4d8a-a6ac-aa60cb6a6bcb.pdf> (acesso em 01/03/2010).
- Leal, Carlos Ivan Simonsen e Werlang, Sérgio R. da Costa. *Retornos em Educação no Brasil: 1976/89*. Vol. 21, no. 3. (Dezembro) 1991.
- Lemieux, Thomas e Card, David. *Education, Earnings and the "Canada G. I. Bill"*. NBER Working Paper no 6718. 1998.
- Long, Jason. *The Economic Return to Primary Schooling in Nineteenth-Century England*. Artigo Apresentado em conferencia no Atatürk Institute for Modern Turkish History, 2005. Disponível em: <http://www.ata.boun.edu.tr/ehes/Istanbul%20Conference%20Papers-%20May%202005/long-schooling%20england.pdf> (acesso em 01/03/2010).
- Maddala, Gangadharrao Soundalyarao. *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. New York: Cambridge University Press. 1997. (primeira edição 1983).
- Marques, Eduardo Cesar Leão. As redes sociais importam para a pobreza urbana? in *Dados*. Vol. 52, No. 2. (Junho) 2009.
- Marshall, Alfred. *Principles of Economics: An Introductory Volume*. Oitava edição. Londres: Macmillan & Co. 1961. (primeira edição: 1890).
- Marx, Karl. *O Capital, Volume I* 1ª Edição: 1867. Fonte da Presente Transcrição: Centelha - Promoção do Livro, SARL, Coimbra, 1974. Tradução de: J. Teixeira Martins e Vital Moreira.
- McIntosh, Steven e Vignoles, Anna. Measuring and Assessing the Impacto of Basic Skills on Labour Market Outcomes. In *Oxford Economic Papers*, vol 3, pp. 453-481. 2001.
- Meghir, Costas e Palme, Marten. *Assessing the Effect of Schooling on Earnings Using a Social Experiment*. Institute for Fiscal Studies Working Paper no. W99/10. 1999.
- Miller, Paul; Mulvey, Charles; Martin, Nick. What do Twins Studies Reveal About Economic Returns to Education? A Comparison of Australian and US Findings. In *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 3 (Junho). 1995.
- Mincer, Jacob. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. In *The Journal of Political Economy*, Vol. 66, No. 4. (Agosto) 1958.
- Mincer, Jacob. On-the-Job Training: Costs, Returns, and Some Implications. In *The Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, 1962.
- Mincer, Jacob. *Schooling, Earnings, and Experience*. Columbia University Press, New York. 1974.
- Mitch, David. Underinvestment in Literacy? The Potential Contribution of Government Involvement in Elementary Education to Economic Growth in Nineteenth-Century England. In *The Journal of Economic History*, Vol. 44, No. 2, The Tasks of Economic History. (Junho) 1984.
- Moll, Peter G. Primary Schooling, Cognitive Skills and Wages in South Africa. In *Economica*, New Series, Vol. 65, No. 258 (Maio). 1998.
- Murnane, Richard J.; Willett, John B.; Levy, Frank. The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination. In *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, No. 2 (Maio) 1995.
- Núñez, Javier e Tartakowsky, Andrea. *The Relationship Between Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in a High-Inequality Country: The case of Chile*. Universidad de Chile. Departamento de Economía. Serie Documentos de Trabajo no 292. Janeiro de 2009. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/udc/wpaper/wp292.html> (acesso em 01/03/2010).
- Osborne, Melissa. *The Power of Personality: Labor Market Rewards and the Transmission of Earnings*. Tese de PhD. U. Massachusetts. 2000.

- Osório, Rafael Guerreiro. *O Sistema Classificatório de Cor ou Raça do IBGE*. Brasília: IPEA. Texto para Discussão no. 996. 2003. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/td/2003/td\\_0996.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/2003/td_0996.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Parsons, Talcott. The School Class as a Social System. In *Harvard Education Review*. 1959.
- Patrinos, Harry Anthony e Sakellariou, Chris. *Quality of Schooling, Returns to Schooling and the 1981 Vouchers Reform in Chile*. World Bank Policy Research Working Paper 4617. 2008.
- Pigou, Arthur Cecil. *The Economics of Welfare*. London: Macmillan and Co., 1948. (primeira edição: 1932).
- Pons, Empar e Gonzalo, Maria Teresa. *Returns to Schooling in Spain. How Reliable are IV Estimates?* Queen Mary College Department of Economics Working Paper 446. (Novembro) 2001.
- Psacharopoulos, George. *Returns to Education: An International Comparison*. Amsterdam: Elsevier. 1973.
- Psacharopoulos, George. Returns to Education: A Further International Update and Implications. In *Journal of Human Resources*, Vol. 20, No. 4. 1985.
- Psacharopoulos, George. Returns to Investment in Education: A Global Update. In *World Development*, Vol. 22, No. 9. 1994.
- Psacharopoulos, George e Patrinos, Harry Anthony. *Returns to Investment in Education: A Further Update*. World Bank Policy Research Working Paper 2881. 2002. Disponível em: [http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/IW3P/IB/2002/09/27/000094946\\_02091705491654/additional/123523322\\_20041117181555.pdf](http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/IW3P/IB/2002/09/27/000094946_02091705491654/additional/123523322_20041117181555.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Ramos, Lauro e Barros, Ricardo Paes de. *A Note on Temporal Evolution of the Relationship between Wages and Education among Brazilian Prime - Age Males: 1976/1989*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão no. 279. 1992. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/td/1992/td\\_0279.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/1992/td_0279.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Reis, José Guilherme Almeida e Barros, Ricardo Paes de. Desigualdade salarial e Distribuição de Educação: a Evolução das Diferenças Regionais no Brasil. In *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol. 20, no. 3, (Dezembro) 1990.
- Reis, José Guilherme Almeida e Barros, Ricardo Paes de. *Um Estudo da Evolução das Diferenças Regionais da Desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro. IPEA. Texto para Discussão no. 178. 1989. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/td/1989/td\\_0178.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/1989/td_0178.pdf). (acesso em 01/03/2010).
- Reis, Maurício Cortez e Crespo, Anna Risi Vianna. Race Discrimination in Brazil: An Analysis of the Age, Period and Cohort Effects. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão no. 1114. 2005. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/td/2005/td\\_1114.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/2005/td_1114.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Resende, Marcelo e Wyllie, Ricardo Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. In *Economia Aplicada*, Vol. 10, No. 3, (Julho-Setembro) 2006.
- Rouse, Cecilia. Further Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. In *Economics of Education Review*. Vol. 8, No 2. 1999.
- Sachsida, Adolfo, Loureiro, Paulo Roberto Amorim e Mendonça, Mário Jorge Cardoso de Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Jun 2004, vol.58, no.2, p.249-265.
- Sapelli, Claudio. *A Cohort Analysis of the Income Distribution in Chile*. Documento de Trabajo N° 290. Instituto de Economía. PUC do Chile. Maio de 2007. Disponível em: [http://www.cuadernosdeeconomia.cl/Pdf/DT\\_290\\_nueva\\_version.pdf](http://www.cuadernosdeeconomia.cl/Pdf/DT_290_nueva_version.pdf) (acesso em 01/03/2010).

- Savanti, Maria Paula & Patrinos, Harry Anthony, 2005. *Rising returns to schooling in Argentina, 1992-2002 : productivity or credentialism?* Policy Research Working Paper Series 3714, The World Bank.
- Schady, Norbet. Convexity and Sheepskin Effects in the Human Capital Earnings Function: Recent Evidence for Filipino Men. In *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 2. (Maio) 2003.
- Schultz, Theodore W. Capital Formation by Education. In *The Journal of Political Economy*, Vol. 68, No. 6. (Dezembro) 1960.
- Schultz, Theodore W. Investment in Human Capital. In *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 1. (Março) 1961.
- Smith, Adam. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Oxford: Clarendon Press. 1976. (primeira edição: 1776).
- Soares, Sergei e Ribas, Rafael. *Sobre o Painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE*. Rio de Janeiro: IPEA. Texto para Discussão no. 1348. 2008. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td\\_1348.pdf](http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1348.pdf) (acesso em 01/03/2010).
- Spence, Michael. Job Market Signaling. In *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, No 3. (Agosto) 1973.
- Statistics Canada. *International Adult Literacy Survey Microdata User's Guide*. Mimeo.
- Wolfe, Dael e Smith, Joseph G. The Occupational Value of Education for Superior High-School Graduates. In *The Journal of Higher Education*, Vol. 27, No. 4 (Abril). 1956.