

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

O EFEITO DIPLOMA E SUA RELAÇÃO COM SALÁRIOS NO BRASIL DE
1992 A 2011

Ana Carolina Camara Leal de Sá Lucas

Nº Matrícula: 0912709

Orientador: José Marcio Camargo

Novembro de 2013

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

O EFEITO DIPLOMA E SUA RELAÇÃO COM SALÁRIOS NO BRASIL DE
1992 A 2011

Ana Carolina Camara Leal de Sá Lucas

Nº Matrícula: 0912709

Orientador: José Marcio Camargo

Novembro de 2013

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

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

AGRADECIMENTOS

Eu gostaria de agradecer ao professor José Marcio de Camargo, por me orientar nessa monografia, tirando sempre minhas dúvidas, com muita disposição e inteligência.

Gostaria de agradecer aos meus colegas de faculdade que me deram incentivo à concluir esse trabalho, como Guilherme Teixeira, Maria Clara Ferrer e Antonia Trompieri, assim como me ajudaram em vários momentos ao longo da minha graduação e da minha formação como um todo.

Um agradecimento especial para meu sogro, Edmar Bacha, que sugeriu inúmeras melhorias e se mostrou sempre disposto a me ajudar, me enriquecendo com seu vasto conhecimento sobre Economia e me estimulando a buscar meu diploma da faculdade tão próxima do seu coração.

Um agradecimento também à minha mãe e meu pai, que fizeram dessa conquista possível e sempre me incentivaram a ser melhor. Obrigada por todo carinho, compreensão e ajuda durante não só essa etapa como em toda a minha vida. Vocês são minha fonte de inspiração e meus modelos.

Índice:

I – Introdução	7
II – Relação entre escolaridade e rendimentos.....	10
III – Assimetria de Informação e o Mercado de Trabalho Brasileiro.....	12
IV – O Efeito Diploma	15
IV.1. Framework Empírico	18
IV.2. Evidências Empíricas	22
V – Conclusão	29
VI – Apêndice	33
VII – Referências Bibliográficas	40

ÍNDICE DE TABELAS E GRÁFICOS

Gráfico 1: “Wage-schooling locus”	8
Gráfico 2: % de crianças de 0 a 8 anos estudando	16
Gráfico 3: Distribuição Educacional da Força de Trabalho	21
Tabela 1: Resultado da Regressão (1)	22
Tabela 2: Resultado da Regressão (2)	23
Tabela 3: Resultado da Regressão (3)	24
Gráfico 4, 5 e 6: Mudança na convexidade das regressões	26

I. Introdução

Todos trazemos para o mercado de trabalho habilidades adquiridas ao longo de nossas vidas. Essas habilidades são adquiridas por meio de acúmulo de capital humano. A maior parte do capital humano é adquirido através da educação e de treinamento no seu local de trabalho.

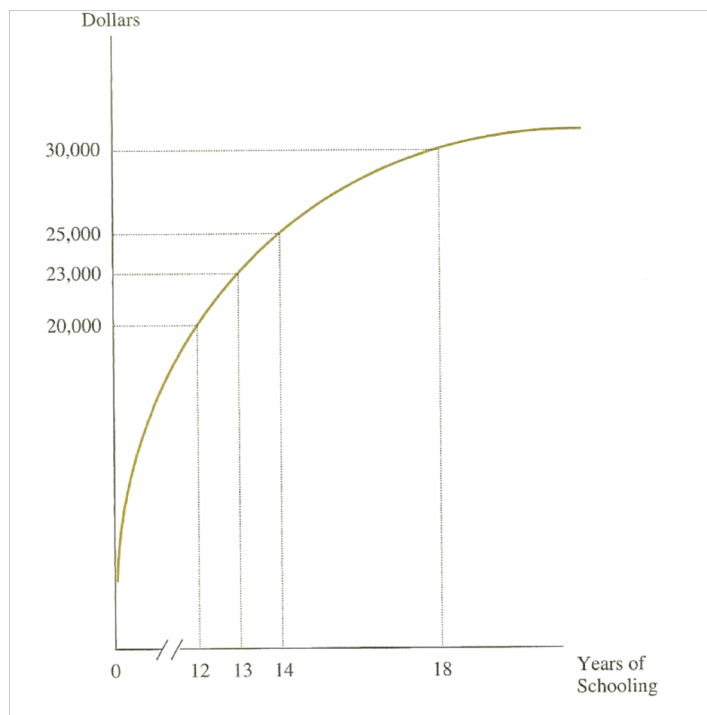
Trabalhadores que investem hoje na sua educação estão abrindo mão de rendimentos presentes para receber retornos maiores no futuro. As pessoas esperam recolher seu retorno do investimento na educação por meio de salários maiores quando a sua experiência de trabalho efetivamente começar. O *trade-off* proposto pelo acúmulo de capital humano vai determinar qual o nível educacional a população vai decidir atingir.

Uma hipótese para determinar qual é o nível de escolaridade ótimo foi proposta por PSACHARAPOULOS (1985)¹ e é chamado de “wage-schooling locus”, que nos mostra o salário que empregadores estariam dispostos a pagar para um trabalhador para cada nível de escolaridade. No Gráfico 1 vemos que com um diploma de ensino médio (11 anos de estudo) o salario anual seria de US 20,000 comparado com US 25,000 se ele tivesse 14 anos de estudo. O “wage-schooling locus” tem três importantes propriedades:

1. É positivamente inclinado, ou seja, trabalhadores com maior nível de escolaridade ganham salários maiores no futuro. Empregadores necessariamente precisam compensar o trabalhador pelos custos de se educar.
2. A inclinação nos dá o acréscimo no salário dado um ano a mais de escolaridade, ou seja, nos dá algo como a taxa de retorno da escolaridade.
3. A curva é côncava, ou seja, os ganhos financeiros de cada ano adicional de escolaridade diminuem com o acúmulo de educação. Cada ano a mais de estudo gera menos acréscimo de conhecimento e menos aumento de salário do que os anos anteriores.

¹ PSACHARAPOULOS, G. Returns to Education: A Further International Update and Implications, *Journal of Human Resources*, 1985, 583-604 p.

Gráfico 1: “Wage-schooling locus”



Fonte: George J. Borjas. Labor Economics, McGraw-Hill Education, 1996.

O custo da educação determina qual nível “ótimo” os estudantes estão dispostos a se educar. Na hipótese que o custo marginal não varie com o nível educacional, o custo seria determinado por um raio saindo da origem no gráfico acima, cuja inclinação indica o custo de obter anos adicionais de educação. O nível “ótimo” de escolaridade seria determinado pelo ponto onde o “wage-schooling locus”, ou seja, o rendimento futuro esperado cruzasse com o custo marginal de se educar. Contudo, outros fatores como condições econômicas e sociais (como crises, por exemplo) são imprevisíveis e também afetam os retornos de diferentes carreiras, influenciando a escolha do nível de escolaridade dos trabalhadores.

Também é de se esperar que o treinamento no mercado de trabalho - investimentos consideráveis nas habilidades de seus funcionários através de treinamentos internos a fim de se adaptar mais rapidamente a situações de mudança econômica e desenvolvimentos tecnológicos - seja um adicional importante do salário, visto que prepara melhor o trabalhador para a função a ser exercida.

Este estudo tem como objetivo identificar se existe (e quantificá-la caso exista) alguma relação entre anos de estudo associados a um diploma e diferença em

rendimentos, testando a validade da hipótese do chamado efeito diploma. A hipótese do efeito diploma é de que um ano adicional de escolaridade tem um impacto ainda maior sobre o salário se corresponde a uma conclusão de grau ou obtenção de diploma.

Pretende-se fazer um simples exercício com regressões para verificar se no Brasil anos a mais de escolaridade associados a obtenção de um diploma contribuem para diferenças nos salários dos trabalhadores ao atuar como uma indicação ou “sinalização” da produtividade inata do trabalhador, diminuindo assim a assimetria de informação existente no mercado de trabalho brasileiro. Mas a principal finalidade deste estudo é definir se o efeito diploma vem perdendo seu valor como dispositivo de “sinalização” com base no seu efeito sobre os rendimentos na ocupação principal do trabalhador brasileiro de 1992 a 2011, devido ao fato que, segundo DIAZ e MACHADO (2008)², “o país vem passando por uma expansão tanto no número de matrículas no ensino superior, que entre 1996 e 2005 aumentou mais de 138%, como do número de concluintes, que no mesmo período cresceu aproximadamente 176%”. A ampliação do número de concluintes de ensino superior nos levaria a crer que a obtenção de um diploma desse grau poderia ser um sinal positivo de habilidade em 1992, já que muitos trabalhadores nem sequer chegavam a esse nível de escolaridade, mas oferece pouco em termos de “sinalização” para empregadores em 2011.

Este trabalho está dividido da seguinte maneira. A seção II busca resumir a literatura sobre a relação entre rendimentos e escolaridade. A seção III explora o problema da assimetria de informação no caso do mercado de trabalho brasileiro. A seção IV explica o efeito diploma e como ele pode ter se comportado no caso brasileiro e apresenta os resultados empíricos das regressões. A seção V conclui o trabalho interpretando os resultados empíricos para a hipótese do efeito diploma e ponderando que tal efeito pode ter contribuído para a diferença entre rendimentos e consequentemente para a diminuição da assimetria de informação no mercado de trabalho brasileiro.

² DIAZ, M. E MACHADO, L. Overeducation e Undereducation no Brasil: Incidência e Retornos . Est. econ., São Paulo, V 38 N. 3, 2008, 431-460 p.

II. Relação entre escolaridade e rendimentos

A literatura econômica apresenta um grande debate sobre as causas da relação positiva entre escolaridade e salários. De acordo com a teoria do capital humano de MINCER (1958)³, habilidades adquiridas na escola diretamente aumentam a produtividade, o que por sua vez resulta em salários mais elevados. Do ponto de vista da teoria do capital humano, não importa como a produtividade do aluno é aumentada, mas supõe-se que o aluno adquire habilidades cognitivas por meio da educação recebida em sala de aula. A teoria prevê que o aluno consegue por em prática as habilidades adquiridas na escola para aumentar seu desempenho no mercado de trabalho.

Outra teoria foi proposta por Kenneth J. Arrow de que as habilidades adquiridas na escola não contribuem para o aumento do desempenho dos trabalhadores. De acordo com a teoria de ARROW (1973)⁴ de “screening” ou sinalização, a escolaridade aumenta rendimentos porque ela é utilizada como um dispositivo (imperfeito) de sinalização onde o nível de escolaridade adquirida pelos potenciais empregados permite aos empregadores avaliar a habilidade inata e não observável, e não necessariamente porque escolaridade torna os indivíduos mais produtivos.

A expectativa de que um empregado permaneça em uma empresa por um longo tempo deve dar incentivos para as empresas fazerem esforços consideráveis de “screening” antes de contratar um indivíduo, através de exames escritos e entrevistas. Segundo a teoria, se empresas têm como objetivo contratar os melhores trabalhadores, devem investir em mecanismos que permitam identificá-los e conseqüentemente diminuam a assimetria de informação.

Por sua vez, os alunos levam em conta esses critérios de contratação ao decidir quanto tempo ficar na escola. Os alunos irão escolher um nível de escolaridade ótimo para “sinalizar” a sua capacidade/habilidade, e os empregadores vão exigir um nível mínimo de escolaridade dos seus candidatos.

Se o mercado de trabalho funcionar segundo a teoria de ARROW, é de se esperar que os trabalhadores bons consigam se “separar” dos ruins e diminuir o problema de assimetria de informação no mercado de trabalho. O objetivo desse estudo é testar se o

³ MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy*, 1958, 348 p.

⁴ ARROW, K. Higher Education as a Filter. *Journal of Public Economics* 2, 1973, 193 – 216 p.

efeito diploma pode ser usado como mecanismo de sinalização no mercado de trabalho, assim diminuindo a taxa de desemprego decorrente da assimetria de informação e a diferença nos rendimentos.

III. Assimetria de Informação e o Mercado de Trabalho Brasileiro

A assimetria de informação no mercado de trabalho decorre do fato de empregadores não possuírem informações suficientes para auferir sobre a produtividade inata dos trabalhadores ao contratá-los. Segundo CAMARGO e REIS (2005)⁵, “o argumento não é novo e foi inicialmente desenvolvido por George Akerlof para explicar de que forma a incerteza dos agentes sobre a qualidade dos bens transacionados nos mercados tende a gerar um equilíbrio ineficiente, ou no limite, até mesmo o desaparecimento do mercado de um determinado bem”. A ideia era a de que se existe mais informação sobre a qualidade do bem transacionado para a parte que o valoriza menos (o trabalhador não produtivo, por exemplo), os ganhos com a transação do bem não serão tão elevados quanto seriam se o mercado tivesse informação completa e simétrica, ou seja, se todos envolvidos soubessem a qualidade do bem.

Para ajudar a reduzir o problema de assimetria de informação, é preciso existir instituições nos mercados de trabalho que busquem transmitir informações entre trabalhadores e empregadores da forma mais transparente e eficiente possível. No caso do mercado de trabalho brasileiro, ainda segundo CAMARGO e REIS (2005)⁶, “a legislação trabalhista, devido à sua complexidade ou por razões legais, inibe a formulação de contratos de trabalho capazes de gerar mecanismos que transmitam as informações sobre a qualidade do trabalhador para o empregador”. A rigidez do mercado de trabalho no Brasil no que tange a contratação e demissão de trabalhadores tende a acentuar o problema da assimetria de informação e é de se esperar que a taxa de desemprego entre trabalhadores brasileiros seja maior do que em outros países dado a dificuldade de inferir a produtividade inata dos mesmos.

Empresas brasileiras tendem a fazer um processo seletivo de entrevistas e exames de inglês, por exemplo, ao contratar o empregado para tentar auferir a produtividade do candidato. Geralmente o processo seletivo dos trabalhadores começa durante o período da universidade na forma de programas de estágio. Contudo, devido à assimetria de informação, não se sabe até que ponto os empregadores brasileiros possuem informações sobre a produtividade dos seus empregados no momento da admissão. Se a empresa já possuir informações consideráveis sobre o trabalhador durante a admissão,

⁵ CAMARGO, J.M. e REIS, M.C. Desemprego: O custo de desinformação. Rio de Janeiro: RBE, 2005, 383 p.

⁶ CAMARGO, J.M. e REIS, M.C. Desemprego: O custo de desinformação. Rio de Janeiro: RBE, 2005, 383 p.

implicando que diplomas universitários exercem uma função secundária como dispositivo de “screening”, esperamos que o efeito diploma no mercado de trabalho seja menor.

A diferença na produtividade entre trabalhadores qualificados (neste estudo considero ser trabalhadores com mais de 11 anos de estudo ou o ensino médio completo) e semiqualeificados (trabalhadores com algum grau de educação formal, de 4 a 11 anos de estudo ou com o ensino primário e secundário completos) pode ser importante em um país onde o problema da assimetria de informação é crucial como no Brasil, dadas certas características comumente associadas à trabalhadores semiqualeificados. Segundo WEISS (1995)⁷, “trabalhadores com um nível maior de escolaridade não são uma amostra aleatória de trabalhadores: eles têm menor propensão para serem demitidos ou se ausentarem, tem menos propensão a beber ou usar drogas ilícitas, e são geralmente saudáveis”. Essas características ou propensões não são diretamente observáveis, mas se os níveis mais baixos de educação estão associados com essas características desfavoráveis e os empregadores estão autorizados a tomar decisões ao contratar trabalhadores, é de se esperar que os empregadores favorecessem níveis mais altos de escolaridade dos trabalhadores como um meio de reduzir os custos de rotatividade do emprego.

No caso brasileiro, segundo CAMARGO e REIS (2005)⁸, “as consequências do problema de assimetria de informação tendem a ser mais graves para os trabalhadores semiqualeificados por dois motivos. Em primeiro lugar, os empregadores têm mais dificuldades para inferir sobre as características produtivas com base nas informações sobre a escolaridade (sic). Segundo, a maior proporção de jovens acentua ainda mais o problema, na medida que informações sobre as características produtivas do trabalhador costumam ser reveladas com a experiência no mercado de trabalho.”

Dada a rigidez do mercado de trabalho brasileiro e a dificuldade de jovens conseguirem mostrar sua habilidade no mercado de trabalho, é de se esperar que a posse de um diploma aumente as chances de empregadores conseguirem identificar os trabalhadores mais qualificados e contratá-los, consequentemente aumentando a taxa de desemprego para trabalhadores semiqualeificados que não possuem o mesmo grau de

⁷ WEISS, A. Human Capital vs. Signalling Explanation of Wages. Boston: The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, 1995, 133 p.

⁸ CAMARGO, J.M. e REIS, M.C. Desemprego: O custo de desinformação. Rio de Janeiro: RBE, 2005, 383 p.

escolaridade e as mesmas habilidades que o anterior. As hipóteses do estudo são de que a posse do diploma deveria então mudar drasticamente o coeficiente de rendimento para os trabalhadores que possuem aquele grau de escolaridade, principalmente para os trabalhadores com 4 a 11 anos de estudo (semiqualificados) já que esse é o grupo onde se encontra a maior dificuldade de estimação da habilidade do candidato. Para testar essa hipótese, regressões semi-paramétricas serão testadas contendo todos os quinze anos de escolaridade, flexibilizando assim a relação entre rendimentos e anos de estudo e permitindo uma análise mais completa do efeito diploma.

IV. O Efeito Diploma

Uma abordagem para avaliar a validade da hipótese de “screening” é testar a existência do “sheepskin effect” ou efeito diploma nos retornos à escolaridade. O argumento é que os empregadores podem usar a informação oferecida pela posse de um diploma para estimar a produtividade não observável dos trabalhadores.

Portanto, o efeito diploma implica uma relação não linear e descontínua entre a educação e o logaritmo dos salários, em oposição à função padrão linear estabelecida por Mincer em 1974. O “método básico” da função de salário derivado por MINCER (1974)⁹ envolve uma regressão por mínimos quadrados ordinários usando o logaritmo dos salários como variável dependente, e os anos de escolaridade e anos potenciais de experiência no mercado de trabalho como variáveis independentes. O coeficiente de anos de escolaridade pode ser interpretado como a taxa média de retorno a um ano adicional de educação, independente do nível de ensino ao qual este ano a mais de escolaridade se refere.

O “método estendido” proposto por PSACHARAPOULOS (1985)¹⁰ da função de ganhos pode ser usado para estimar retornos da educação em diferentes níveis, convertendo os anos de escolaridade em uma série de variáveis dummy referentes à conclusão dos principais ciclos de escolaridade, ou seja, educação primária, secundária, média e superior. Com a inclusão dessas variáveis dummy, as taxas de retorno de diferentes níveis de ensino podem ser obtidas através da comparação dos coeficientes dessas variáveis. A inclusão das variáveis dummy também busca solucionar o problema de viés de variável omitida que seria causado pela não inclusão de uma variável que tentasse medir a habilidade do indivíduo, como aponta GRILICHES (1977)¹¹.

Coeficientes positivos condicionados à obtenção de diploma indicam que anos completos de escolaridade agem como um dispositivo de “screening” que sinaliza maior produtividade inata, além de possíveis efeitos de produtividade oriundos diretamente da educação. Segundo WEISS (1995)¹², a conclusão de um grau pode aumentar o valor da

⁹ MINCER, J. *Schooling, Experience and Earnings*. New York, Columbia University Press, 1974, 247-253 p.

¹⁰ PSACHARAPOULOS, G. *Returns to Education: A Further International Update and Implications*, *Journal of Human Resources*, 1985, 583-604 p.

¹¹ GRILICHES, Z. *Estimating the returns to schooling Some econometrics problems*. *Econometrica*, 1977, 45(1) 1-22 p.

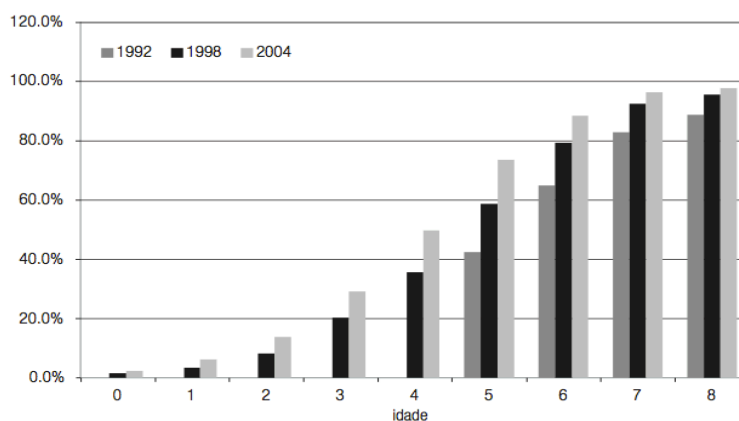
¹² WEISS, A. *Human Capital vs. Signalling Explanation of Wages*. Boston: *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, 133 p.

sinalização, uma vez que deve indicar, por exemplo, perseverança e motivação dos trabalhadores.

A existência do efeito diploma no retorno à educação tem sido investigada em muitos países em desenvolvimento como o Brasil, pois a questão do capital humano versus sinalização é de enorme importância para esses países que debatem se investimentos em educação são a estratégia correta de crescimento, face a orçamentos governamentais limitados e dificuldades de investimento na educação de base.

Esta é uma decisão difícil pela qual o país passa atualmente, pois existem tanto casos de sobre-educação quanto de subeducação. SCHWARTZMAN (2004)¹³ apresenta evidências de que “no final da década de 1990, o Brasil conseguiu completar o acesso de quase todas as crianças à escola, sobretudo entre os 0 e os 8 anos de idade (mostrado no gráfico 2). Com isso, a questão do acesso à escola neste nível deixou de ser prioritária (sic). Os problemas fundamentais da educação básica no Brasil não são a ausência de escolas, ou que as crianças não vão à escola por falta de dinheiro, mas as elevadas taxas de reprovação e repetência e a má qualidade da educação, que afetam, sobretudo, as populações de mais baixa renda”. Dado o problema da má qualidade da educação no ensino público brasileiro quando comparado ao ensino privado, alguns estudantes de baixa renda acabam abandonando a escola e criando assim uma base de trabalhadores semiquilificados que não conseguem se posicionar no mercado de trabalho.

Gráfico 2. % de crianças de 0 a 8 anos estudando



Fonte: PNAD 1992, 1998, 2004

Fonte: Simon Schwartzman. Educação e Pobreza no Brasil. Canais da academia Brasileira de ciências, v. 76, n. 1, 2004, 184 p.

¹³ SCHWARTZMAN, S. Educação e Pobreza no Brasil. Canais da academia Brasileira de ciências, v. 76, n. 1, 2004, 173-188 p.

A estrutura do mercado de trabalho no Brasil vem mudando ao longo das décadas, o que explicaria mudanças nas taxas de retorno à educação. Taxas de retorno divergentes podem ter diversos motivos, como explicado no artigo de AUTOR e KATZ (1998)¹⁴ sobre maior demanda por trabalhadores com formação universitária, devido à computadorização de tarefas rotineiras em indústrias intensivas em tecnologia, servindo como um complemento para o trabalho dos empregados qualificados e com formação universitária e conseguindo substituir as tarefas dos trabalhadores semiquualificados. Como os empregados qualificados supostamente teriam sido treinados para operar computadores durante sua educação formal, no momento da contratação empregadores levariam esse fator em consideração e a posse de um diploma de ensino superior serviria como um credenciamento desse tipo de habilidade.

Segundo REIS e CRESPO (2009)¹⁵, outras importantes mudanças também aconteceram na demanda por trabalho, especialmente depois dos anos 1990, quando se intensificou o processo de abertura comercial no país e a computadorização possibilitou que o progresso tecnológico fosse ampliado, o que por sua vez aumentou a demanda por trabalhadores qualificados e contribuiu para o aumento da convexidade na relação entre o rendimento e anos de estudo, na medida que salários ainda maiores passavam a ser oferecidos à quem possuísse um diploma de ensino superior.

É possível também que a ampliação do progresso tecnológico e a crescente computadorização das tarefas tenha aumentado a importância do efeito diploma para níveis mais altos de escolaridade (ensino superior), porém diminuído a importância para níveis mais baixos de escolaridade. Isso quer dizer que a obtenção de um diploma de grau primário poderia ser um sinal positivo de habilidade em 1992, já que o número de trabalhadores que conseguiam completar esse nível educacional era baixo, mas oferece pouco em termos de sinalização para empregadores em 2011 já que a maioria dos trabalhadores tinha posse desse diploma.

¹⁴ AUTOR, D., KATZ, L., & KRUEGER, A. "Computing inequality: Have computers changed the labor market?", *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(4), 374 p.

¹⁵ REIS, M. e CRESPO, A. "Sheepskin Effects and the Relationship between Earnings and Education : Analyzing their Evolution over time in Brazil". *Revista Brasileira Economia*, Volume 63, Número 3, 2009, 210 p.

IV.1 Framework Empírico

Para testar a validade do efeito diploma usamos a aproximação baseada em HUNGERFORD e SOLON (1987)¹⁶ e BELMAN e HEYWOOD (1991)¹⁷, que consiste em estimar equações do logaritmo dos rendimentos/salários que medem as mudanças de inclinação (“splines”) e permitem ver a variação descontínua de anos de escolaridade completos correspondentes a uma obtenção de diploma.

A variável dependente usada é o logaritmo dos salários/rendimentos mensais na ocupação principal. As variáveis independentes incluem anos de estudo (anosest), experiência potencial (expt), experiência ao quadrado (expt²) e um termo interativo entre experiência e anos de estudo (expt*anosest).

Quatro diplomas são considerados neste trabalho. O primeiro grau (ensino primário) corresponde a 4 anos de escolaridade concluídos. O segundo grau é a escola secundária, o que corresponde a 8 anos de estudo concluídos. O próximo grau (ensino médio) é obtido com 11 anos de escolaridade e, finalmente, o quarto grau (faculdade) é adquirido com 15 anos de escolaridade concluídos. A PNAD não faz distinção entre diplomas de mestrado e doutorado, e atribui 15 anos ou mais de escolaridade para esses graus. Apesar de estes grupos de trabalhadores estarem incluídos na amostra, estes graus não são usados para contabilizar os efeitos diploma. Além disso, há um número muito pequeno de pessoas com esses níveis de escolaridade (PhD e mestrado) na amostra.

Os efeitos diploma foram calculados usando dummies correspondentes a obtenção de um diploma. A dummy D4 é igual a 1 se anosest \geq 4 anos de estudo, a dummy D8 é igual a 1 se anosest \geq 8 anos de estudo, a dummy D11 é igual a 1 se anosest \geq 11 anos de estudo, e a dummy D15 é igual a 1 se anosest \geq 15 anos de estudo. Para permitir mudanças na inclinação nos retornos ao ensino primário inferior, D4 é interagido com uma variável igual a (anosest-4), e assim para todas as outras dummies de ensino primário superior, ensino secundário e faculdade. As regressões também controlam para sexo, raça e região (uf), representados por Xi.

¹⁶ HUNGERFORD, T. & SOLON, G. (1987): “Sheepskin effects in the return to education”, *Review of Economics and Statistics*, 69:175–177 pp.

¹⁷ BELMAN, D. & HEYWOOD, J. (1991): “Sheepskin effects in return to education: An examination of women and minorities”, *Review of Economics and Statistics*, 73:720–724 pp.

Primeiramente foi estimada uma equação mais flexível onde a variável dependente é logaritmo de rendimentos e as variáveis independentes são as dummies para cada ano de estudo ($s_1, s_2, s_3, s_4, \dots$) para analisarmos a evolução do retorno a escolaridade para cada ano de estudo.

$$(1) \ln(w_i) = \beta_0 + (\text{soma de 1 a 15})\beta_j S_{ji} + \beta_{18} \text{Expt}_i + \beta_{19} \text{Expt}_i^2 + \beta_{20} \text{Expt}_i * S_i + \gamma X_i + E_i$$

onde S_{ji} representa dummies de anos de educação ($j=1, \dots, 15$).

BELMAN e HEYWOOD (1997)¹⁸ argumentam que os efeitos diploma são importantes para sinalização para trabalhadores mais novos e sem experiência, mas que a medida que eles entram no mercado de trabalho e adquirem experiência o retorno para esse sinais de diplomas mais altos diminui, pois os empregadores já possuem mais informações sobre as habilidades dos seus empregados. Para testar esse efeito, as dummies D_4, D_8, D_{11} e D_{15} são multiplicadas pela experiência potencial dos trabalhadores ($\text{expt} = \text{idade} - \text{idade com que começou a trabalhar}$), na segunda regressão:

$$(2) \ln(\text{rendimento}) = \beta_0 + \beta_1 \text{anosest} + \beta_2 \text{Expt} + \beta_3 \text{Expt}^2 + \beta_4 \text{Expt} * \text{anosest} + \beta_5 D_4 + \beta_6 D_8 + \beta_7 D_{11} + \beta_8 D_{15} + \beta_9 \text{Expt} * D_4 + \beta_{10} \text{Expt} * D_8 + \beta_{11} \text{Expt} * D_{11} + \beta_{12} \text{Expt} * D_{15} + \gamma X_i + E_i$$

A terceira regressão consiste em permitir mudanças na inclinação nos retornos (“splines”) com as variáveis de interação explicadas anteriormente:

$$(3) \ln(\text{rendimento}) = \beta_0 + \beta_1 \text{anosest} + \beta_2 \text{Expt} + \beta_3 \text{Expt}^2 + \beta_4 \text{Expt} * \text{anosest} + \beta_5 D_4 + \beta_6 D_8 + \beta_7 D_{11} + \beta_8 D_{15} + \beta_9 D_4 * (\text{anosest} - 4) + \beta_{10} D_8 * (\text{anosest} - 8) + \beta_{11} D_{11} * (\text{anosest} - 11) + \beta_{12} D_{15} * (\text{anosest} - 15) + \gamma X_i + E_i$$

Neste estudo serão usados dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) dos anos de 1992, 2001 e 2011, onde são estimadas equações de

¹⁸ BELMAN, D. & HEYWOOD, J. (1997): “Sheepskin effects by Cohorts: Implications of job matching in a signaling model”, *Oxford Economic Papers*, 49(4):623–637 pp.

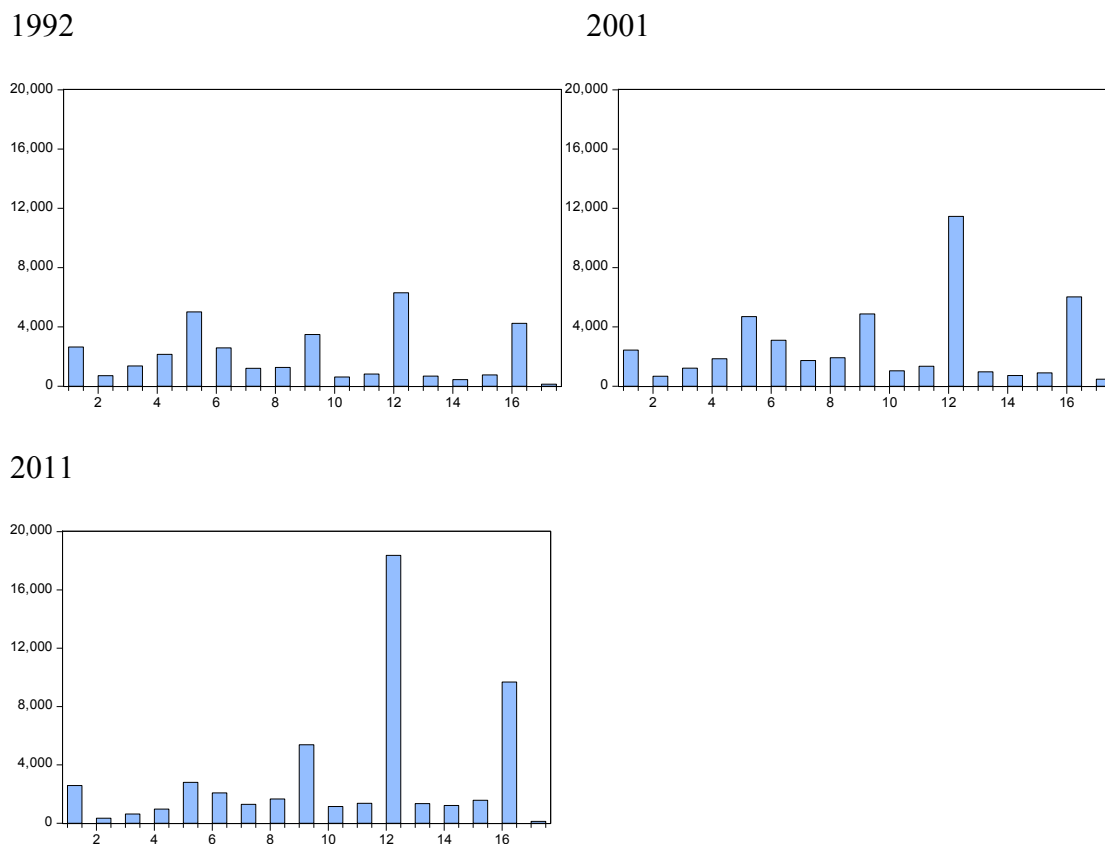
rendimentos usando, além de um termo linear para os anos de escolaridade, mudanças de inclinação e saltos para graus completos do ciclo educacional, usando como controle variáveis demográficas, de sexo, de cor e de experiência. A amostra utilizada inclui trabalhadores entre 25 e 60 anos, morando em áreas urbanas, incluindo o chefe da família e a esposa do chefe (cônjuge) e excluindo empregadores e conta-própria (somente empregados). Também são estimadas regressões semi-paramétricas, permitindo uma maior flexibilização entre rendimentos e anos de estudo e favorecendo a análise do efeito diploma dado a inclusão de todos os graus de escolaridade dos indivíduos da amostra.

Para cada indivíduo da amostra são coletadas as informações de rendimento mensal no trabalho principal, idade, raça/cor, região, anos de estudo e experiência potencial no mercado de trabalho. O tamanho grande da amostra (8,828 observações em 1992, versus 10,901 em 2001 e 11,439 em 2011) permite uma estimativa relativamente precisa de retornos não-lineares para a educação.

A Figura 3 mostra a fração dos trabalhadores na força de trabalho com cada ano completo de estudo em 1992, 2001 e 2011. Os anos de diplomas completos são representados pelos anos 5, 9, 12 e 16 nos gráficos (defasados em 1 pois $D4 = \text{anos} \geq 5$, dado o código da PNAD). Pode-se notar que o nível educacional dos brasileiros era muito baixo em 1992, com menos de metade da amostra possuindo qualquer diploma considerado no estudo. De 1992 a 2011 o nível educacional subiu consideravelmente, com a maioria dos trabalhadores concentrados nos níveis mais altos de escolaridade.

Pode-se notar picos em anos correspondendo a uma obtenção de grau em todos os períodos. Em 1992 o pico de anos de escolaridade se concentrava em 11 anos de estudo mas com poucas diferenças entre os diferentes níveis de escolaridade. Já 2001 e 2011 a concentração continua na obtenção de diploma do ensino fundamental, ou 11 anos de estudo completo, mas com saltos maiores nesse nível de escolaridade.

Gráfico 3 – Distribuição Educacional da Força de Trabalho (Número de trabalhadores na amostra (y) e anos de escolaridade (x))



Fonte: Baseado em dados da PNAD para trabalhadores entre 25 e 60 anos, morando em áreas urbanas, incluindo o chefe da família e a esposa do chefe (cônjuge).

O objetivo deste trabalho é encontrar a relação causal entre anos de estudo e rendimentos. Desta forma, os resultados pretendidos são os que exponham essa relação de forma consistente, seja ela significativamente maior do que zero ou não. Entretanto, espera-se uma redução mais drástica da causalidade entre as dummies de diplomas e rendimento para trabalhadores com diploma de ensino secundário e médio, ou seja, trabalhadores semi-qualificados com 4 a 11 anos de estudo, dado as hipóteses do estudo de que trabalhadores semi-qualificados tem mais dificuldade de mostrar sua habilidade inata para o empregador no momento da contratação. Para trabalhadores muito pouco qualificados (ensino primário) e qualificados (faculdade) é de se esperar que as reduções não sejam tão drásticas, dado a hipótese de que trabalhadores mais qualificados ainda consigam um adicional de rendimento por terem um diploma de faculdade. Nesta pesquisa haverá plena capacidade de refino dos dados, de forma que - caso exista - a causalidade seja encontrada.

IV.2 Evidências Empíricas

Os resultados das regressões (1), (2) e (3) são apresentados a seguir:

Tabela 1:

	1992		2001		2011	
C	13,3649 *		5,3700 *		6,5763 *	
	(0,0736)		(0,0661)		(0,0613)	
S1	0,1378 *		0,0612		-0,0474	
	(0,0515)		(0,0496)		(0,0643)	
S2	0,1716 *		0,0555		-0,0433	
	(0,0418)		(0,0423)		(0,0525)	
S3	0,2145 *		0,1896 *		-0,0148	
	(0,0391)		(0,0389)		(0,0462)	
S4	0,3297 *		0,2516 *		0,0212	
	(0,0366)		(0,0345)		(0,0345)	
S5	0,3152 *		0,3230 *		0,0330	
	(0,0465)		(0,0414)		(0,0417)	
S6	0,3932 *		0,3257 *		0,0466	
	(0,0579)		(0,0497)		(0,0497)	
S7	0,4467 *		0,3986 *		0,0487	
	(0,0579)		(0,0500)		(0,0482)	
S8	0,5514 *		0,5344 *		0,1040 **	
	(0,0516)		(0,0465)		(0,0423)	
S9	0,6122 *		0,5273 *		0,1072 ***	
	(0,0774)		(0,0618)		(0,0562)	
S10	0,7328 *		0,6100 *		0,1025 ***	
	(0,0756)		(0,0613)		(0,0566)	
S11	0,9595 *		0,9539 *		0,3349 *	
	(0,0589)		(0,0527)		(0,0482)	
S12	1,1524 *		1,2047 *		0,5670 *	
	(0,0810)		(0,0702)		(0,0628)	
S13	1,4426 *		1,3468 *		0,7401 *	
	(0,0911)		(0,0743)		(0,0653)	
S14	1,3925 *		1,4667 *		0,8182 *	
	(0,0813)		(0,0743)		(0,0649)	
S15	1,7232 *		1,9241 *		1,3186 *	
	(0,0731)		(0,0663)		(0,0602)	
EXPT	0,0218 *		0,0295 *		0,0114 *	
	(0,0041)		(0,0036)		(0,0032)	
EXPT^2	-0,0004 *		-0,0004 *		-0,0002 *	
	(0,0001)		(0,0001)		(0,0000)	
EXPT*ANOSEST	0,0003		0,0000		0,0004 *	
	(0,0002)		(0,0001)		(0,0001)	
MULHER	-0,5316 *		-0,4883 *		-0,4112 *	
	(0,0157)		(0,0133)		(0,0119)	
NEGRO	-0,1462 *		-0,0365		-0,0903 *	
	(0,0354)		(0,0280)		(0,0196)	
SE	0,0244		0,0037		0,1038 *	

	(0,0321)	(0,0270)		(0,0220)
NE	-0,0082	-0,0520	**	-0,0113
	(0,0318)	(0,0263)		(0,0210)
SUL	0,0394	-0,0043		0,1240 *
	(0,0353)	(0,0289)		(0,0238)
CO	-0,0995 **	-0,0528		0,0824 *
	(0,0429)	(0,0341)		(0,0276)
Núm. observações	8,828	10,901		11,439
R2	0,43	0,48		0,44
	*	Significante a 1%		
	**	Significante a 5%		
	***	Significante a 10%		

Tabela 2:

	1992		2001		2011	
C	13,2972 *		5,2873 *		6,3789 *	
	(0,0889)		(0,0817)		(0,0751)	
ANOSEST	0,0833 *		0,1125 *		0,1344 *	
	(0,0189)		(0,0179)		(0,0170)	
EXPT	0,0210 *		0,0275 *		0,0136 *	
	(0,0045)		(0,0041)		(0,0035)	
EXPT^2	-0,0004 *		-0,0004 *		-0,0002 *	
	(0,0001)		(0,0001)		(0,0000)	
EXPT*ANOSEST	0,0002		-0,0011 ***		-0,0021 *	
	(0,0007)		(0,0006)		(0,0006)	
D4	-0,1191		-0,3199 *		-0,6428 *	
	(0,0874)		(0,0868)		(0,0994)	
D8	-0,0997		-0,1838 **		-0,3358 *	
	(0,0924)		(0,0825)		(0,0798)	
D11	0,3327 *		0,1655 **		-0,1458 **	
	(0,0892)		(0,0739)		(0,0661)	
D15	0,3591 *		0,6906 *		0,5615 *	
	(0,0915)		(0,0834)		(0,0727)	
EXPT*D4	0,0029		0,0092 *		0,0143 **	
	(0,0031)		(0,0030)		(0,0032)	
EXPT*D8	0,0022		0,0058		0,0071 **	
	(0,0037)		(0,0031)		(0,0029)	
EXPT*D11	-0,0058		0,0034		0,0096 *	
	(0,0036)		(0,0029)		(0,0024)	
EXPT*D15	0,0015		-0,0046		0,0034 *	
	(0,0037)		(0,0032)		(0,0027)	
MULHER	-0,5302 *		-0,4883 *		-0,4051 *	
	(0,0158)		(0,0133)		(0,0119)	
NEGRO	-0,1524 *		-0,0381		-0,0885 *	
	(0,0355)		(0,0280)		(0,0197)	

SE	0,0300 (0,0321)	0,0043 (0,0270)		0,1090 (0,0221)	*
NE	-0,0063 (0,0319)	-0,0507 (0,0264)	**	-0,0089 (0,0211)	
SUL	0,0435 (0,0354)	-0,0011 (0,0289)		0,1301 (0,0239)	*
CO	-0,0924 (0,0429)	-0,0480 (0,0342)	**	0,0876 (0,0278)	*
Núm. observações	8,828	10,901		11,439	
R2	0,43	0,48		0,43	
	*	Significante a 1%			
	**	Significante a 5%			
	***	Significante a 10%			

Tabela 3:

	1992		2001		2011	
C	13,2983 (0,0802)	*	5,3056 (0,0724)	*	6,5824 (0,0680)	*
ANOEST	0,0725 (0,0127)	*	0,0579 (0,0126)	*	-0,0084 (0,0145)	
EXPT	0,0221 (0,0041)	*	0,0295 (0,0036)	*	0,0113 (0,0032)	*
EXPT^2	-0,0004 (0,0001)	*	-0,0004 (0,0001)	*	-0,0002 (0,0000)	*
EXPT*ANOEST	0,0003 (0,0002)		0,0000 (0,0001)		0,0004 (0,0001)	*
D4	0,0568 (0,0354)		0,0430 (0,0346)		0,0419 (0,0447)	
D8	0,0380 (0,0539)		0,1024 (0,0431)	**	0,0532 (0,0409)	
D11	0,0802 (0,0573)		0,1825 (0,0417)	*	0,0606 (0,0361)	***
D15	0,1104 (0,0604)	***	0,2425 (0,0512)	*	0,2832 (0,0411)	*
D4*(ANOEST-4)	-0,0371 (0,0171)	**	-0,0113 (0,0159)		0,0178 (0,0188)	
D8*(ANOEST-8)	0,0514 (0,0310)	***	-0,0143 (0,0235)		-0,0099 (0,0224)	
D11*(ANOEST-11)	0,0754 (0,0322)	**	0,1485 (0,0246)	*	0,1745 (0,0214)	*
MULHER	-0,5320 (0,0157)	*	-0,4878 (0,0133)	*	-0,4108 (0,0118)	*
NEGRO	-0,1470	*	-0,0359		-0,0896	*

	0,0354	(0,0280)	(0,0196)	
SE	0,0255	0,0022	0,1037	*
	(0,0321)	(0,0270)	(0,0220)	
NE	-0,0078	-0,0528	-0,0118	**
	(0,0319)	(0,0263)	(0,0210)	
SUL	0,0408	-0,0055	0,1243	*
	(0,0353)	(0,0289)	(0,0238)	
CO	-0,0972	-0,0537	0,0822	*
	(0,0429)	(0,0341)	(0,0276)	
Núm. observações	8,828	10,901	11,439	
R2	0,43	0,48	0,44	

* Significante a 1%
 ** Significante a 5%
 *** Significante a 10%

A Tabela 3 mostra os resultados da equação (3) e a evolução dos efeitos diploma e o retorno rendimento-escolaridade na força de trabalho brasileira. O efeito do diploma de ensino primário é não significativo nos anos de 1992, 2001 e 2011. O efeito do diploma de ensino secundário era de quase 10,24% em 2001, sendo não significativo em 1992 e 2011. O efeito sobre o rendimento da obtenção de diploma de ensino médio cai de 18,25% em 2001 para 6,06% em 2011, e o de diploma de faculdade sobe de 11,04% em 1992 para 28,32% em 2011, sendo significativo nos três anos.

Os efeitos de mudança na inclinação nos retornos ao ensino com um diploma também foram diferentes nos períodos de 1992 a 2011. O “spline” relativo ao ensino primário não apresentou resultado significativo em 2001 e 2011, assim como o de ensino secundário. Por outro lado, no “spline” para ensino médio houve aumento de 7,54% em 1992 a 17,45% em 2011, indicando que o aumento no efeito do diploma de faculdade foi acompanhada de um aumento da não-linearidade do logaritmo de retornos da educação, ou seja, aumento da convexidade da curva de rendimentos e anos de estudo.

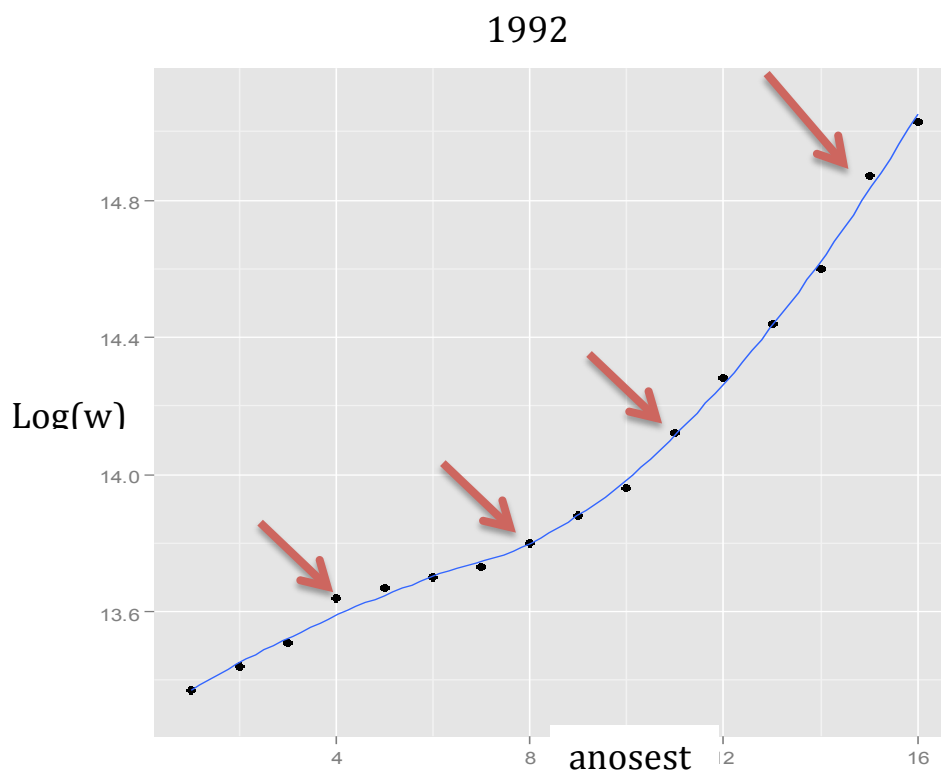
A Tabela 1 representa os resultados baseados na regressão (1) semi-paramétrica. Podemos ver que evidências a favor do efeito diploma existem nos três anos reportados. Para cada diploma (S=4, S=8, S=11 e S=15) vemos saltos grandes nos rendimentos em todos os anos, corroborando a hipótese do efeito diploma. Contudo, podemos ver que os coeficientes estimados são menores em 2011 do que em 1992, mostrando diminuição do efeito de todos os diplomas considerados no estudo no rendimento do trabalhador. Esse resultado pode se dever ao fato de que a proporção de trabalhadores com maior número

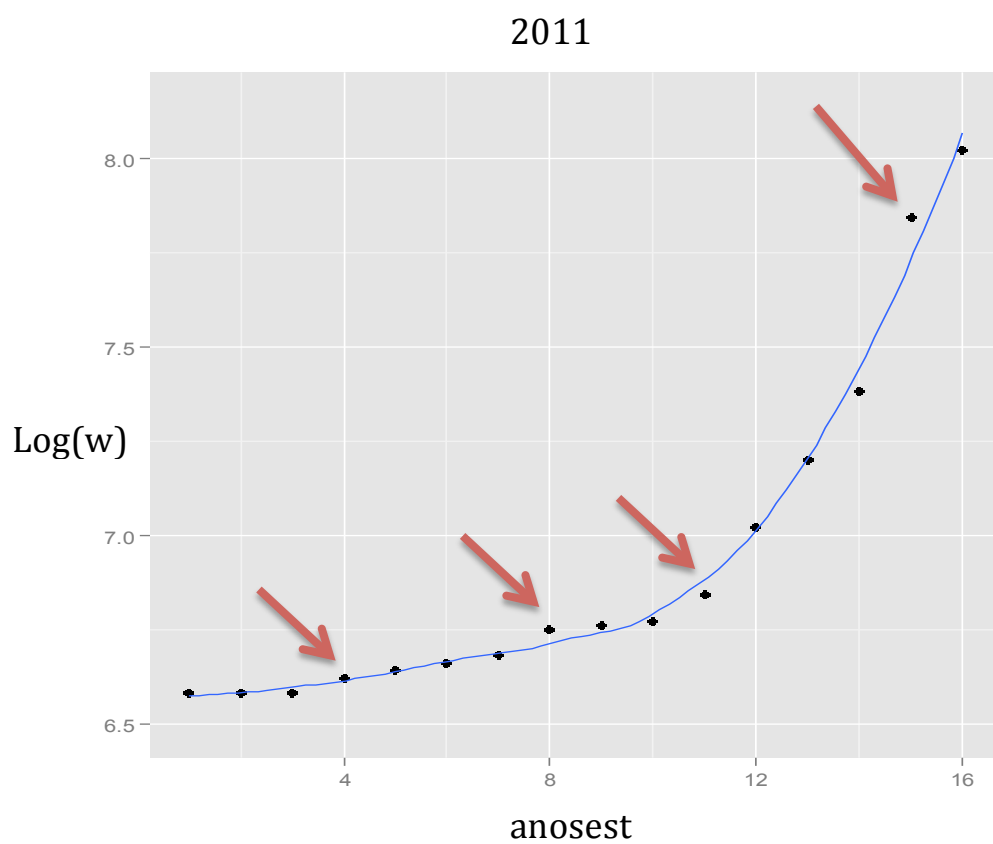
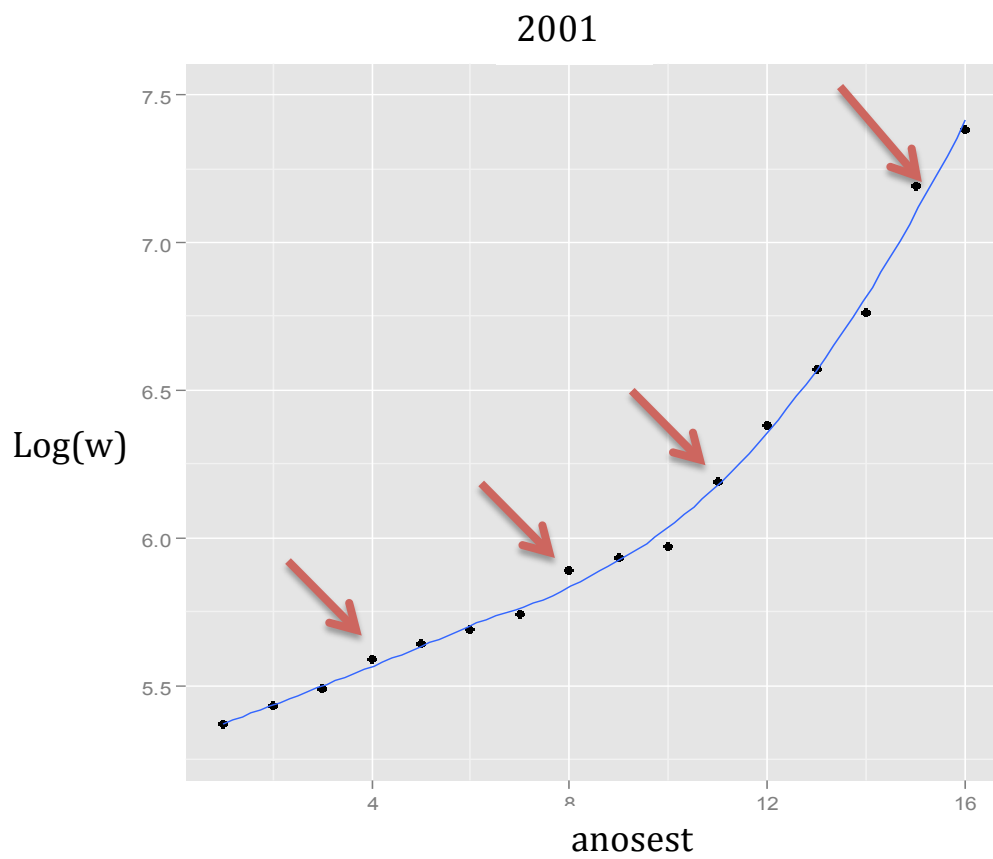
de anos de estudo aumentou com o tempo, o que pode ter contribuído para a redução do valor da “sinalização” de obtenção de um diploma.

A Tabela 2 mostra os resultados da regressão (2). Pelos resultados podemos ver que a relação entre os termos interativos de experiência e diplomas não são negativos, o que não corrobora a hipótese de Belman e Heywood (1997) de que o efeito diploma decresce enquanto os trabalhadores ganham experiência no mercado de trabalho e seus empregadores conseguem observar sua produtividade.

A redução na diferença de rendimentos de 1992 a 2011 foi mais intensa para trabalhadores semiquualificados entre 4 e 11 anos de estudo, como era previsto pela hipótese do estudo. Contudo, ao analisarmos a Tabela 1, vemos que existem evidências de que a posse de um diploma serve como dispositivo de “sinalização” para esse grupo de trabalhadores dados os saltos dos coeficientes associados às dummies D4 e D8, diminuindo assim a assimetria de informação no mercado de trabalho brasileiro. Para trabalhadores qualificados com 11 ou mais anos de estudo (coeficientes associados às dummies D11 e D15), o aumento nos rendimentos foi significativo, porém não tão drástico.

Os gráficos a seguir mostram a mudança na convexidade das regressões para os anos de 1992, 2001 e 2011:





Fonte: Baseado em dados da PNAD para trabalhadores entre 25 e 60 anos, morando em áreas urbanas, incluindo o chefe da família e a esposa do chefe (cônjuge).

Dado o aumento dos coeficientes associados aos “splines” de cada diploma, podemos ver que existe uma acentuação da convexidade entre o logaritmo dos rendimentos e anos de estudo para o caso do Brasil de 1992 a 2011. Evidências encontradas por LEMIEUX (2006)¹⁹ nos Estados Unidos apontam que desde os anos 1980 o logaritmo de rendimentos tem se tornado uma função convexa de anos de escolaridade, o que poderia ser explicado pelo uso mais intensivo de computadores que acabam complementando as tarefas dos empregados mais qualificados e substituindo as tarefas mais rotineiras dos empregados semiqualeificados. Essa recente computadorização criaria então uma vantagem para quem passasse a possuir um diploma de ensino superior no país a partir da década de 80 e mecanizaria certas tarefas dos empregados menos qualificados, tornando-os passíveis de substituição por máquinas. As evidências reportadas nessa seção são consistentes com o argumento de Lemieux para o caso do Brasil.

¹⁹ LEMIEUX, T. (2006). The mincer equation thirty years after schooling, experience, and earnings. In Grossbard-Shechtman, S. & Jacob Mincer, A., editors, *A Pioneer of Modern Labor Economics*. Springer Verlag.

V – Conclusão

O propósito desse estudo é analisar a evolução do efeito diploma no Brasil de 1992 a 2011. Um dos meios de validar a teoria de “screening” é testando se indivíduos que possuem qualificações como um diploma recebem salários maiores do que indivíduos que possuem os mesmos anos de estudo mas não chegaram a completar a etapa do processo educacional onde receberiam um diploma e acabam desistindo de se educar (desistentes ou *drop-outs*). A ideia é que a posse do diploma poderia servir como uma credencial de produtividade alta e compromisso para com a empresa onde se almeja trabalhar, bem como sinal de persistência, motivação e ambição profissional. Evidências a favor do efeito diploma foram encontradas nas regressões, onde saltos grandes no logaritmo dos rendimentos foram reportados para os todos as dummies de anos que correspondiam a um diploma atingido (D=4, D=8, D=11 e D=15), levando a crer que a posse de um diploma ajudou a mitigar o problema de assimetria de informação no mercado de trabalho brasileiro de 1992 a 2011 e resultou em diferenças nos rendimentos para diferentes níveis de qualificação.

A dificuldade maior para testar o efeito diploma incide em formular testes consistentes para inferir se o ano adicional de estudo ou posse de um diploma aumenta a produtividade diretamente ou somente age como dispositivo de “sinalização”. Deve notar-se que a evidência de efeitos diploma não necessariamente corrobora a tese de “screening”. Uma interpretação alternativa de CHISWICK (1973)²⁰ é de que o grupo de desistentes ou *drop-outs* é, na sua maioria, composto por alunos ineficientes que abandonam a escola quando eles percebem o quão pouco a sua produtividade é aumentada pela educação. A fração dos graduados é, portanto, composta de aprendizes eficientes que completam seus estágios de diploma porque sua produtividade é influenciada diretamente pela educação. Comparações estatísticas dos salários dos graduados e desistentes parecem exibir efeitos diploma porque os alunos com posse do diploma são muito mais produtivos pois permaneceram na escola por mais tempo. Sob essa interpretação, o efeito da educação sobre os salários surge exclusivamente a partir de seu efeito sobre a produtividade e não a partir de qualquer função de “screening”.

Um outro ponto que surge é de que a análise da regressão pode ser tendenciosa por omissão de variáveis que consigam medir consistentemente a capacidade produtiva

²⁰ CHISWICK, B., "Schooling, Screening, and Income," in Lewis C. Solmon and Paul J. Taubman (eds.), *Does College Matter?* (New York: Academic Press, 1973).

ou outros fatores correlacionados com a conclusão do grau. De fato, alguns dos estudos destacados por LAYARD e PSACHAROPOULOS (1974)²¹ controlam para índices de QI e outras medidas de habilidade, que não estão disponíveis no conjunto de dados usado (PNAD). Considero duvidoso, no entanto, que isso explique a discrepância de resultados sobre o efeito diploma. As análises de outros conjuntos de dados como em OLNECK (1979)²² sobre efeitos diploma de ensino superior chegaram à conclusão de que esses efeitos estimados não foram reduzidos pelo controle de tais medidas de habilidade ou para medidas de *background* familiar.

Nos resultados das regressões podemos ver mudanças na inclinação nos retornos a educação. Para diplomas mais altos, funções que medem essas mudanças tiveram uma tendência positiva, indicando que a relação entre anos de estudo e rendimentos se tornou mais convexa ao longo do tempo, ou seja, os rendimentos associados a cada ano adicional de escolaridade diminuem com o acúmulo de educação para os níveis mais altos de escolaridade. Isso pode se dever ao fato de que educação é custoso para o trabalhador e estar se educando mais significa abrir mão de salário no presente, o que pode ser crucial na escolha do indivíduo continuar se educando depois do ensino médio. O retorno maior no salário futuro pode funcionar como um importante estímulo para completar a próxima etapa e conseguir um diploma de faculdade.

Outra explicação para esse resultado pode se dever ao fato de que durante o período de 1992 a 2011 muitas mudanças ocorreram na força de trabalho brasileira, como o aumento da computadorização das tarefas e conseqüente aumento da procura por trabalhadores mais qualificados que acabou forçando os potenciais empregados a buscar atingir diplomas mais altos de educação formal. A mudança na estrutura educacional da força de trabalho brasileira seria fruto do aumento de demanda por trabalhadores qualificados, forçando os estudantes a persistirem na escola por mais tempo e diminuindo o número de desistentes. A análise aponta que todos esses fatores podem ter alterado a relação entre rendimento e anos de estudo e tornado essa relação mais convexa.

Por um lado, uma demanda maior por trabalhadores qualificados na força de trabalho aumenta a importância de diplomas mais altos como um sinal de produtividade

²¹ LAYARD, R., and Psacharopoulos, G., "The Screening Hypothesis and the Returns to Education," *Journal of Political Economy* 82 (Sept./Oct. 1974), 985-998.

²² OLNECK, M., "The Effects of Education," in Christopher Jencks et al. (ed.), *WhoGetsAhead?* (New York: Basic Books, 1979).

e habilidade. Por outro lado, à medida que potenciais empregados conseguem atingir níveis mais elevados de educação, a oferta por trabalhadores qualificados aumenta e conseqüentemente o valor da “sinalização” desses diplomas diminui já que a maioria da população os possui. Como foi visto nos resultados empíricos, o aumento do coeficiente do efeito diploma de ensino superior foi mais modesto, mas mesmo os rendimentos associados a estes diplomas ainda eram consideravelmente altos em 2011, corroborando a tese de que a computadorização pode ter trazido rendimentos mais altos para diplomas de faculdade e assim estimulado mais estudantes a buscarem atingir esse diploma em 2011 face a 1992.

A redução mais drástica nos rendimentos foi para trabalhadores com diploma de ensino secundário e médio, ou seja, trabalhadores semiquualificados com 4 a 11 anos de estudo, o que corrobora a tese de que a posse de um diploma aumenta as chances de empregadores conseguirem identificar os trabalhadores mais qualificados e contratá-los, conseqüentemente aumentando a diferença nos rendimentos para trabalhadores semiquualificados. O coeficiente de rendimento associado a posse do diploma de ensino secundário ($D=8$) reduz drasticamente, corroborando a hipótese do estudo de que os empregadores, ao conseguirem distinguir os trabalhadores qualificados dos semiquualificados através do diploma, não oferecem adicionais de salário ao segundo grupo. Para trabalhadores muito pouco qualificados (ensino primário) e muito qualificados (faculdade) as mudanças foram mais modestas.

Era de se esperar que a maior proporção de trabalhadores mais novos e sem experiência no grupo dos semiquualificados gerasse uma mudança negativa no logaritmo dos rendimentos na segunda regressão, já que a medida que eles entrassem no mercado de trabalho e revelassem sua produtividade efetiva o retorno para esse sinais de diplomas mais altos na realidade diminuiria. Contudo, não foi o que se verificou nos resultados, com evidências empíricas de que na verdade a experiência no mercado de trabalho junto com a posse de diploma aumentou o logaritmo dos rendimentos para o grupo de trabalhadores semiquualificados. Para trabalhadores muito qualificados (faculdade) o aumento nos rendimentos foi mais modesto, porém significativo em 2011.

O Brasil vêm passando por uma constante transformação na estrutura da sua força de trabalho e enfrenta difíceis obstáculos no que tange a educação e a inexistente igualdade de oportunidades oferecida à população. O acréscimo nos salários para cada faixa de escolaridade pode mudar a forma como os brasileiros enxergam a necessidade

de se preparar para o seu futuro profissional. Existe uma necessidade de esforços no sentido de oferecer igualdade na qualidade da educação pública e privada em todos os níveis de escolaridade, para que a população possa ser estimulada à permanecer na escola e buscar se qualificar cada vez mais, diminuindo a expressiva desigualdade de renda que atinge o país há décadas.

VI. Apêndice:

Resultado das regressões:**1992:**

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 19:17

Sample: 1 317355 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)
 AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND
 (EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND
 IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 8828

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.29834	0.080170	165.8759	0.0000
ANOSEST	0.072462	0.012725	5.694433	0.0000
EXPT	0.022093	0.004081	5.414056	0.0000
EXPT^2	-0.000368	6.28E-05	-5.864101	0.0000
EXPT*ANOSEST	0.000260	0.000171	1.519775	0.1286
D4	0.056841	0.035445	1.603652	0.1088
D8	0.037958	0.053869	0.704639	0.4811
D11	0.080237	0.057301	1.400256	0.1615
D15	0.110436	0.060386	1.828849	0.0675
D4*(ANOSEST-4)	-0.037053	0.017139	-2.161852	0.0307
D8*(ANOSEST-8)	0.051371	0.030987	1.657831	0.0974
D11*(ANOSEST-11)	0.075392	0.032233	2.338942	0.0194
MULHER	-0.532042	0.015744	-33.79401	0.0000
NEGRO	-0.146991	0.035397	-4.152670	0.0000
SE	0.025504	0.032076	0.795126	0.4266
NE	-0.007800	0.031850	-0.244898	0.8065
SUL	0.040818	0.035337	1.155096	0.2481
CO	-0.097237	0.042863	-2.268579	0.0233
R-squared	0.431137	Mean dependent var	14.16542	
Adjusted R-squared	0.430040	S.D. dependent var	0.891025	
S.E. of regression	0.672686	Akaike info criterion	2.046960	
Sum squared resid	3986.577	Schwarz criterion	2.061407	
Log likelihood	-9017.280	Hannan-Quinn criter.	2.051880	
F-statistic	392.7669	Durbin-Watson stat	1.373992	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 19:20

Sample: 1 317355 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)
 AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND
 (EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND
 IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 8828

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.36492	0.073576	181.6472	0.0000
S1	0.137760	0.051537	2.673008	0.0075
S2	0.171584	0.041802	4.104690	0.0000
S3	0.214470	0.039136	5.480067	0.0000

S4	0.329652	0.036629	8.999757	0.0000
S5	0.315158	0.046476	6.781112	0.0000
S6	0.393177	0.057867	6.794502	0.0000
S7	0.446737	0.057931	7.711507	0.0000
S8	0.551391	0.051604	10.68510	0.0000
S9	0.612197	0.077383	7.911299	0.0000
S10	0.732764	0.075644	9.686993	0.0000
S11	0.959516	0.058921	16.28470	0.0000
S12	1.152393	0.081040	14.22009	0.0000
S13	1.442587	0.091067	15.84098	0.0000
S14	1.392512	0.081348	17.11802	0.0000
S15	1.723170	0.073110	23.56963	0.0000
EXPT	0.021765	0.004085	5.328349	0.0000
EXPT^2	-0.000363	6.28E-05	-5.783330	0.0000
EXPT*ANOSEST	0.000270	0.000171	1.577358	0.1147
MULHER	-0.531620	0.015745	-33.76535	0.0000
NEGRO	-0.146165	0.035395	-4.129547	0.0000
SE	0.024418	0.032072	0.761367	0.4465
NE	-0.008217	0.031844	-0.258040	0.7964
SUL	0.039357	0.035333	1.113876	0.2654
CO	-0.099462	0.042875	-2.319820	0.0204
<hr/>				
R-squared	0.431901	Mean dependent var	14.16542	
Adjusted R-squared	0.430352	S.D. dependent var	0.891025	
S.E. of regression	0.672501	Akaike info criterion	2.047202	
Sum squared resid	3981.224	Schwarz criterion	2.067268	
Log likelihood	-9011.348	Hannan-Quinn criter.	2.054036	
F-statistic	278.8559	Durbin-Watson stat	1.376206	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 19:21

Sample: 1 317355 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)

AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND

(EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND

IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 8828

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.29719	0.088851	149.6566	0.0000
ANOSEST	0.083282	0.018921	4.401593	0.0000
EXPT	0.021040	0.004535	4.639391	0.0000
EXPT^2	-0.000360	6.37E-05	-5.650888	0.0000
EXPT*ANOSEST	0.000201	0.000699	0.287189	0.7740
D4	-0.119111	0.087432	-1.362336	0.1731
D8	-0.099672	0.092437	-1.078264	0.2809
D11	0.332671	0.089218	3.728742	0.0002
D15	0.359076	0.091496	3.924478	0.0001
EXPT*D4	0.002940	0.003089	0.951861	0.3412
EXPT*D8	0.002209	0.003665	0.602826	0.5466
EXPT*D11	-0.005809	0.003627	-1.601790	0.1092
EXPT*D15	0.001532	0.003675	0.416779	0.6769
MULHER	-0.530190	0.015763	-33.63441	0.0000
NEGRO	-0.152438	0.035481	-4.296330	0.0000
SE	0.030044	0.032113	0.935596	0.3495
NE	-0.006257	0.031910	-0.196087	0.8445
SUL	0.043453	0.035392	1.227770	0.2196
CO	-0.092351	0.042937	-2.150865	0.0315

R-squared	0.428993	Mean dependent var	14.16542
Adjusted R-squared	0.427826	S.D. dependent var	0.891025
S.E. of regression	0.673990	Akaike info criterion	2.050948
Sum squared resid	4001.604	Schwarz criterion	2.066198
Log likelihood	-9033.886	Hannan-Quinn criter.	2.056143
F-statistic	367.6740	Durbin-Watson stat	1.373408
Prob(F-statistic)	0.000000		

2001:

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 19:38

Sample: 1 378837 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)

AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND

(EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND

IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 10901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.369974	0.066077	81.26831	0.0000
S1	0.061218	0.049564	1.235127	0.2168
S2	0.055508	0.042348	1.310768	0.1900
S3	0.189601	0.038863	4.878743	0.0000
S4	0.251564	0.034494	7.292960	0.0000
S5	0.322951	0.041365	7.807250	0.0000
S6	0.325707	0.049709	6.552229	0.0000
S7	0.398643	0.049966	7.978304	0.0000
S8	0.534395	0.046473	11.49904	0.0000
S9	0.527286	0.061794	8.532952	0.0000
S10	0.609991	0.061296	9.951569	0.0000
S11	0.953883	0.052700	18.10024	0.0000
S12	1.204697	0.070197	17.16171	0.0000
S13	1.346822	0.074288	18.12970	0.0000
S14	1.466707	0.074325	19.73363	0.0000
S15	1.924091	0.066258	29.03924	0.0000
EXPT	0.029506	0.003580	8.241086	0.0000
EXPT^2	-0.000438	5.43E-05	-8.062331	0.0000
EXPT*ANOSEST	4.89E-05	0.000145	0.337313	0.7359
MULHER	-0.488329	0.013262	-36.82122	0.0000
NEGRO	-0.036525	0.027966	-1.306041	0.1916
SE	0.003650	0.026961	0.135390	0.8923
NE	-0.052040	0.026348	-1.975109	0.0483
SUL	-0.004282	0.028890	-0.148219	0.8822
CO	-0.052792	0.034082	-1.548954	0.1214

R-squared	0.482109	Mean dependent var	6.325465
Adjusted R-squared	0.480966	S.D. dependent var	0.895040
S.E. of regression	0.644823	Akaike info criterion	1.962608
Sum squared resid	4522.200	Schwarz criterion	1.979342
Log likelihood	-10672.19	Hannan-Quinn criter.	1.968248
F-statistic	421.8561	Durbin-Watson stat	1.362287
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 19:39

Sample: 1 378837 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)
 AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND
 (EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND
 IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 10901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.305552	0.072357	73.32456	0.0000
ANOSEST	0.057929	0.012591	4.600970	0.0000
EXPT	0.029542	0.003578	8.256543	0.0000
EXPT^2	-0.000438	5.43E-05	-8.062134	0.0000
EXPT*ANOSEST	4.36E-05	0.000145	0.301350	0.7632
D4	0.042979	0.034577	1.242984	0.2139
D8	0.102354	0.043114	2.374054	0.0176
D11	0.182485	0.041666	4.379674	0.0000
D15	0.242546	0.051242	4.733334	0.0000
D4*(ANOSEST-4)	-0.011275	0.015924	-0.708056	0.4789
D8*(ANOSEST-8)	-0.014285	0.023485	-0.608255	0.5430
D11*(ANOSEST-11)	0.148548	0.024627	6.031962	0.0000
MULHER	-0.487760	0.013252	-36.80656	0.0000
NEGRO	-0.035929	0.027955	-1.285251	0.1987
SE	0.002192	0.026956	0.081326	0.9352
NE	-0.052802	0.026347	-2.004138	0.0451
SUL	-0.005456	0.028887	-0.188863	0.8502
CO	-0.053664	0.034079	-1.574713	0.1154
R-squared	0.481698	Mean dependent var	6.325465	
Adjusted R-squared	0.480889	S.D. dependent var	0.895040	
S.E. of regression	0.644871	Akaike info criterion	1.962115	
Sum squared resid	4525.783	Schwarz criterion	1.974164	
Log likelihood	-10676.51	Hannan-Quinn criter.	1.966176	
F-statistic	594.9664	Durbin-Watson stat	1.357906	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 19:40

Sample: 1 378837 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)
 AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND
 (EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND
 IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 10901

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.287280	0.081655	64.75126	0.0000
ANOSEST	0.112505	0.017853	6.301891	0.0000
EXPT	0.027512	0.004051	6.791291	0.0000
EXPT^2	-0.000408	5.51E-05	-7.403228	0.0000
EXPT*ANOSEST	-0.001126	0.000645	-1.746795	0.0807
D4	-0.319927	0.086762	-3.687416	0.0002
D8	-0.183770	0.082512	-2.227198	0.0260
D11	0.165466	0.073898	2.239133	0.0252
D15	0.690633	0.083431	8.277859	0.0000
EXPT*D4	0.009182	0.002975	3.086607	0.0020
EXPT*D8	0.005786	0.003101	1.865750	0.0621
EXPT*D11	0.003381	0.002865	1.180100	0.2380
EXPT*D15	-0.004608	0.003150	-1.462927	0.1435

MULHER	-0.488265	0.013282	-36.76133	0.0000
NEGRO	-0.038118	0.028013	-1.360713	0.1736
SE	0.004330	0.027015	0.160292	0.8727
NE	-0.050724	0.026406	-1.920938	0.0548
SUL	-0.001093	0.028944	-0.037763	0.9699
CO	-0.047994	0.034154	-1.405237	0.1600
<hr/>				
R-squared	0.479526	Mean dependent var	6.325465	
Adjusted R-squared	0.478665	S.D. dependent var	0.895040	
S.E. of regression	0.646251	Akaike info criterion	1.966483	
Sum squared resid	4544.756	Schwarz criterion	1.979200	
Log likelihood	-10699.31	Hannan-Quinn criter.	1.970769	
F-statistic	556.9915	Durbin-Watson stat	1.359274	
Prob(F-statistic)	0.000000			

2011:

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 20:19

Sample: 1 358919 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)

AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND

(EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND

IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 11439

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.576326	0.061299	107.2829	0.0000
S1	-0.047376	0.064299	-0.736809	0.4613
S2	-0.043337	0.052478	-0.825817	0.4089
S3	-0.014768	0.046178	-0.319809	0.7491
S4	0.021165	0.034501	0.613448	0.5396
S5	0.032972	0.041728	0.790172	0.4294
S6	0.046578	0.049675	0.937653	0.3484
S7	0.048673	0.048171	1.010425	0.3123
S8	0.104030	0.042255	2.461986	0.0138
S9	0.107227	0.056186	1.908416	0.0564
S10	0.102476	0.056629	1.809590	0.0704
S11	0.334922	0.048245	6.942053	0.0000
S12	0.566990	0.062811	9.026955	0.0000
S13	0.740144	0.065283	11.33741	0.0000
S14	0.818188	0.064890	12.60886	0.0000
S15	1.318641	0.060192	21.90712	0.0000
EXPT	0.011418	0.003210	3.557294	0.0004
EXPT^2	-0.000169	4.65E-05	-3.641472	0.0003
EXPT*ANOSEST	0.000434	0.000130	3.328180	0.0009
MULHER	-0.411182	0.011851	-34.69737	0.0000
NEGRO	-0.090285	0.019596	-4.607341	0.0000
SE	0.103766	0.021997	4.717171	0.0000
NE	-0.011324	0.021015	-0.538828	0.5900
SUL	0.123992	0.023818	5.205859	0.0000
CO	0.082401	0.027630	2.982362	0.0029
<hr/>				
R-squared	0.441450	Mean dependent var	7.163290	
Adjusted R-squared	0.440276	S.D. dependent var	0.803116	
S.E. of regression	0.600849	Akaike info criterion	1.821237	
Sum squared resid	4120.679	Schwarz criterion	1.837289	
Log likelihood	-10391.57	Hannan-Quinn criter.	1.826635	
F-statistic	375.8773	Durbin-Watson stat	1.433654	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 20:20

Sample: 1 358919 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)

AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND

(EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND

IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 11439

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.582430	0.068028	96.76066	0.0000
ANOSEST	-0.008360	0.014487	-0.577071	0.5639
EXPT	0.011315	0.003209	3.526457	0.0004
EXPT^2	-0.000169	4.64E-05	-3.638597	0.0003
EXPT*ANOSEST	0.000441	0.000130	3.392530	0.0007
D4	0.041877	0.044732	0.936174	0.3492
D8	0.053154	0.040944	1.298199	0.1942
D11	0.060571	0.036127	1.676595	0.0936
D15	0.283157	0.041139	6.882945	0.0000
D4*(ANOSEST-4)	0.017838	0.018791	0.949285	0.3425
D8*(ANOSEST-8)	-0.009946	0.022350	-0.445034	0.6563
D11*(ANOSEST-11)	0.174480	0.021405	8.151165	0.0000
MULHER	-0.410764	0.011846	-34.67387	0.0000
NEGRO	-0.089638	0.019588	-4.576135	0.0000
SE	0.103721	0.021994	4.715923	0.0000
NE	-0.011802	0.021011	-0.561715	0.5743
SUL	0.124271	0.023807	5.219851	0.0000
CO	0.082226	0.027622	2.976850	0.0029

R-squared	0.441140	Mean dependent var	7.163290
Adjusted R-squared	0.440308	S.D. dependent var	0.803116
S.E. of regression	0.600832	Akaike info criterion	1.820568
Sum squared resid	4122.965	Schwarz criterion	1.832126
Log likelihood	-10394.74	Hannan-Quinn criter.	1.824454
F-statistic	530.3088	Durbin-Watson stat	1.436272
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LOG(RENDIMENTO)

Method: Least Squares

Date: 11/29/12 Time: 20:21

Sample: 1 358919 IF (CONDICAOFAMILIA=1 OR CONDICAOFAMILIA=2)

AND (RENDIMENTO>0 AND RENDIMENTO<999999999) AND

(EMPREGADO=1) AND (IDADECOMTRAB<99) AND (IDADE>=25 AND

IDADE<=60) AND (URBANA=1)

Included observations: 11439

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.378885	0.075098	84.94047	0.0000
ANOSEST	0.134422	0.017036	7.890499	0.0000
EXPT	0.013622	0.003537	3.851083	0.0001
EXPT^2	-0.000169	4.69E-05	-3.596171	0.0003
EXPT*ANOSEST	-0.002066	0.000605	-3.412848	0.0006
D4	-0.642802	0.099403	-6.466641	0.0000
D8	-0.335763	0.079800	-4.207527	0.0000
D11	-0.145835	0.066087	-2.206719	0.0274

D15	0.561548	0.072694	7.724861	0.0000
EXPT*D4	0.014341	0.003218	4.457055	0.0000
EXPT*D8	0.007087	0.002860	2.477726	0.0132
EXPT*D11	0.009632	0.002415	3.989361	0.0001
EXPT*D15	0.003429	0.002666	1.286209	0.1984
MULHER	-0.405147	0.011909	-34.02066	0.0000
NEGRO	-0.088477	0.019704	-4.490388	0.0000
SE	0.109038	0.022125	4.928386	0.0000
NE	-0.008922	0.021137	-0.422088	0.6730
SUL	0.130082	0.023945	5.432448	0.0000
CO	0.087629	0.027784	3.153930	0.0016
<hr/>				
R-squared	0.434660	Mean dependent var	7.163290	
Adjusted R-squared	0.433769	S.D. dependent var	0.803116	
S.E. of regression	0.604331	Akaike info criterion	1.832271	
Sum squared resid	4170.770	Schwarz criterion	1.844471	
Log likelihood	-10460.68	Hannan-Quinn criter.	1.836373	
F-statistic	487.7911	Durbin-Watson stat	1.425198	
Prob(F-statistic)	0.000000			
<hr/>				

VII. Referências Bibliográficas:

1. ARROW, K. Higher Education as a Filter. *Journal of Public Economics* 2, 1973, 193 – 216 p.
2. AUTOR, D., KATZ, L., & KRUEGER, A. “Computing inequality: Have computers changed the labor market?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(4), 374 p.
3. BELMAN, D. & HEYWOOD, J. (1991): “Sheepskin effects in return to education: An examination of women and minorities”, *Review of Economics and Statistics*, 73:720–724 pp.
4. BELMAN, D. & HEYWOOD, J. (1997): “Sheepskin effects by Cohorts: Implications of job matching in a signaling model”, *Oxford Economic Papers*, 49(4):623–637 pp.
5. CAMARGO, J.M. e REIS, M.C. *Desemprego: O custo de desinformação*. Rio de Janeiro: RBE, 2005.
6. CHISWICK, B., "Schooling, Screening, and Income," in Lewis C. Solmon and Paul J. Taubman (eds.), *Does College Matter?* (New York: Academic Press, 1973).
7. DIAZ, M. E MACHADO, L. Overeducation e Undereducation no Brasil: Incidência e Retornos . *Est. econ., são Paulo*, V 38 N. 3, 2008, 431-460 p.
8. HUNGERFORD, T. & SOLON, G. (1987): “Sheepskin effects in the return to education”, *Review of Economics and Statistics*, 69:175–177 pp.
9. GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling Some econometrics problems. *Econometrica*, 1977, 45(1) 1–22 p.

10. JAEGER, D. & PAGE, M. (1996): "Degrees matter: New evidence on the sheepskin effects in the return to education", *Review of Economics and Statistics*, 78:733–740.
11. LAYARD, R., and Psacharopoulos, G., "The Screening Hypothesis and the Returns to Education," *Journal of Political Economy* 82 (Sept./Oct. 1974), 985-998.
12. LEMIEUX, T. (2006). The mincer equation thirty years after schooling, experience, and earnings. In Grossbard-Shechtman, S. & Jacob Mincer, A., editors, *A Pioneer of Modern Labor Economics*. Springer Verlag.
13. MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *The Journal of Political Economy*, 1958, 348 p.
14. MINCER, J. *Schooling, Experience and Earnings*. New York, Columbia University Press, 1974, 247-253 p.
15. PONS, E. (2006): "Diploma effects by gender in the spanish labour market. Labour", *Volume 20, Número 1*, pp. 139 – 157.
16. PSACHARAPOULOS, G. Returns to Education: A Further International Update and Implications, *Journal of Human Resources*, 1985, 583-604 p.
17. OLNECK, M., "The Effects of Education," in Christopher Jencks et al. (ed.), *WhoGetsAhead?* (New York: Basic Books, 1979).
18. SCHWARTZMAN, S. Educação e Pobreza no Brasil. *Canais da academia Brasileira de ciências*, v. 76, n. 1, 2004, 173-188 p.

19. REIS, M. e CRESPO, A. "Sheepskin Effects and the Relationship between Earnings and Education : Analyzing their Evolution over time in Brazil". *Revista Brasileira Economia*, Volume 63, Número 3, 2009, 210 p.

20. WEISS, A. *Human Capital vs. Signalling Explanation of Wages*. Boston: *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, 133 p.