

CONCENTRAÇÃO E INTENSIDADE DO CONHECIMENTO NOS SETORES E SEUS EFEITOS SOBRE OS RETORNOS DA EDUCAÇÃO BRASIL

Michele Aparecida Nepomuceno Pinto*
Joilson Dias**

RESUMO

Os objetivos deste trabalho consistem nos seguintes: 1) verificar se os investimentos e educação em nível setorial são crescentes ou decrescentes; 2) se ocorre o efeito espraiamento do conhecimento dos setores de alta tecnologia para os demais setores; 3) se existe o efeito *threshold* educacional em nível setorial. A primeira hipótese decorre do fundamento proposto por Acemoglu (1996) e dos modelos de crescimento econômico de Lucas (1988) e Romer (1990). A segunda hipótese é derivada do trabalho de Dias *et al.* (2014). A terceira foi proposta por Dias e McDermott (2012) e Dias (2018) onde os benefícios dos retornos crescentes ocorrem somente após um determinado nível educacional na América Latina. Os dados utilizados são da PNAD de 2006 e 2015, o que permitiu comparar os efeitos no tempo. As estimativas demonstraram que os setores apresentam retornos crescentes e o efeito espraiamento está presente em quase todos eles. A hipótese de que existe um *threshold* educacional foi confirmada e o valor é em torno de 9,0 anos de escolaridade em média nos setores. Em suma, os benefícios de ganhos de produtividade crescente advindo da acumulação de educação nos setores ainda estão por ocorrer na maioria dos setores analisados.

Palavras-chave: Capital humano; diferenciais de rendimentos; retorno da escolaridade; modelo não linear.

ABSTRACT

The objective of this study is three folds. First, estimate the returns to education at sectoral level to verify the increasing returns to education hypothesis. Second, use the stock of high knowledge present in the high tech service sectors to test the spill-over effect hypothesis. Third, the threshold effect of the education is verified at sectoral level. The first hypothesis is linked to the work done by Acemoglu (1996), Lucas (1988) and Romer (1990). The second one is due to the paper by Dias *et al.* (2014). The third one was proposed by Dias and McDermott (2012) and Dias (2017) for whom the increasing returns to education have to cross a threshold level. The PNAD 2006 and 2015 data were used to verify the hypotheses. The estimates showed that the increasing returns to education are present in all the sectors. It also finds that high tech sectors' knowledge do matter for the productivity gains in the remaining sectors, spill-over effect. Unfortunately, not all workers are taking advantage of the increasing returns to education present in all sectors. The reason is that not all sectors have crossed the 9.0 years of average education threshold. Therefore, there is productivity gain to be made over the long run once most of the sectors surpass the required average education that lead to increasing returns to gains from education investment.

Keywords: Human capital; income differentials; return to schooling; nonlinear model.

Área ANPEC: 6 – Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

Classificação JEL: I28; O41; O47.

* Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: mi_nepomuceno@hotmail.com

** Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: jdias@uem.br.

1 INTRODUÇÃO

O efeito da educação sobre o crescimento econômico tem sido objeto de diversos estudos e remontam à década de 1960¹. A importância do capital humano para o crescimento econômico, no entanto, galgou novo estágio com o trabalho de Lucas (1988). O autor demonstrou que a média educacional do país afeta sua produtividade dos trabalhadores de forma positiva, efeito espalhamento. Romer (1990) demonstrou a importância do capital humano em gerar ideias que levam às inovações que causam redução de custos e/ou aumentos de produtividade no longo prazo na economia.

Apesar da importância do capital humano em aumentar a produtividade em nível macroeconômico havia a necessidade de um fundamento microeconômico que explicasse retornos crescentes em nível microeconômico, este fundamento microeconômico somente apareceu com o trabalho de Acemoglu (1996). Segundo o autor, a decisão dos indivíduos de investir em educação ocorre *a priori*, ou seja, eles observam o mercado de trabalho e tomam suas decisões de acumular capital humano e em qual nível educacional parar. As empresas, por seu lado, investem em capital físico, visando captar os melhores capitais humanos. Esse processo não walrasiano, denominado *matching*, leva os investimentos realizados a se tornarem atrativos o suficiente para captar o capital humano desejado, ocorrendo então o *match*. Esse processo de *matching* leva à ocorrência de retornos crescentes no mercado de capital humano, beneficiando a economia como um todo (DIAS *et al.*, 2013). Este mecanismo não Walrasiano foi substituído por um Walrasiano em Dias e McDemortt (2012) onde os empreendedores geram a demanda por capital humano e estabelecem os incentivos à acumulação de capital humano no longo prazo.

Assim os estudos empíricos iniciados por Mincer (1958, 1974), o qual propôs um modelo empírico para calcular as taxas de retornos sociais e privadas a partir de uma equação de salários, não tinham um suporte microeconômico inicialmente, mas os resultados empíricos eram robustos. Portanto, os modelos foram inicialmente testados de forma empírica e linear. Um dos primeiros trabalhos a perceber que os retornos não eram lineares, mas sim crescentes para alguns países foi feito para o Brasil por Psacharopoulos (1987). O autor encontrou que os retornos da educação para o Brasil não obedeciam aos padrões internacionais que eram decrescentes, ao contrário, utilizando os dados do Censo de 1980, o autor demonstrou que os retornos eram crescentes e a taxa estimada foi de 15%. Lam e Schoeni (1993) também fizeram estimativas para o Brasil, usando a PNAD de 1982 e obtiveram que os retornos da educação eram crescentes.

O interessante é que vários trabalhos posteriores, que consideraram o viés de seleção proposto por Heckman, investigaram a hipótese de retornos crescentes para o Brasil. Dentre os trabalhos destacam-se Kassouf (1998), primeira autora a considerar esse método para a estimação dos retornos educacionais brasileiros, a qual foi seguida por Soares e Gonzaga (1999), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), entre outros. Esses estudos, em sua maioria, fizeram análises para o Brasil como um todo, controlando para algumas características individuais, sem considerar as especificidades regionais, setoriais e/ou de retornos crescentes. O trabalho de Blom, Holm-Nielsen e Verner (2001), cujo objetivo primordial era o problema da desigualdade de renda, em suas estimativas usando dados da PNAD de 1982-1998, acabou por encontrar convexidade para a educação em nível superior, ou seja, retornos crescentes.

Retornos crescentes em nível agregado de país e de estados significam que aumentos dos níveis de escolaridade estão associados a aumentos crescentes de renda. Em simples palavras, as empresas empregam indivíduos com níveis educacionais mais elevados que traduzem em aumento de produtividade que por sua vez acabam por receber aumentos salariais compatíveis. As estimativas dos retornos da educação nas funções salariais está avaliando se esta hipótese está presente no

¹ Schultz (1962) e Uzawa (1965) são exemplos.

mercado de trabalho. Esta preocupação em medir os retornos crescentes na literatura retornou de forma efetiva em nível internacional com o trabalho de Trostel (2004). O autor confirmou a hipótese de retornos crescentes para vários países europeus e para os Estados Unidos.

Dias *et al.* (2013) preocupados em validar a hipótese de retornos crescentes para o Brasil estimaram funções de capital humano para o Brasil e seus Estados, tendo como base fundamento microeconômico proposto por Acemoglu (1996). Utilizando dados da PNAD de 2009, os autores encontram que, em nível de Brasil, a taxa de retorno da escolaridade se torna crescentes a partir de 4,7 anos de escolaridade. Esses retornos crescentes se tornam ainda maiores a partir da obtenção de graus mais elevados de educação, especialmente a conclusão do segundo e terceiro graus. Os resultados claramente indicam uma sub-oferta de capital humano em níveis superiores.

Este efeito de retornos crescentes também aparece no trabalho de Russo e Dias (2016), onde foi considerado o efeito da qualidade da saúde nas estimativas empíricas dos retornos de educação. Os retornos da educação se mantiveram crescentes nas estimativas, mesmo considerando este efeito da qualidade da saúde.

Mais recentemente, Dias (2018) refez uma análise histórica de crescimento e desenvolvimento comparando o Brasil e os EUA. Segundo o autor, os dados demonstram que os ganhos de escala nos EUA ocorreram entre 1820 e 1900 quando o país cresceu acima de todos os demais países e cruzou 4,5 anos de escolaridade. Ainda segundo o autor, o Brasil vai se beneficiar dos retornos crescentes quando cruzar 9,0 anos de escolaridade em média, sendo que atualmente esta média é de 8,0 anos. Um dos objetivos deste trabalho é de testar esta hipótese para os setores da economia brasileira.

A literatura sobre avaliação de retornos da educação individuais em nível setorial da economia e o efeito espraiamento são escassas. Heuermann (2009) é um dos poucos autores que buscaram analisar os retornos da educação por setor. Utilizando dados da Alemanha, o autor encontrou que os retornos à acumulação de capital humano são mais elevados na indústria do que nos serviços. O autor estimou retornos de 1,8% para um aumento de um ponto percentual na proporção de trabalhadores altamente qualificados e de 0,6% para um aumento equivalente na proporção de trabalhadores que não são altamente qualificados e que trabalhadores altamente qualificados tendem a se beneficiar dos efeitos intra-setoriais de espraiamento do capital humano, enquanto trabalhadores não altamente qualificados tendem a se beneficiar, sobretudo, das externalidades pecuniárias que surgem entre setores.

Este efeito intra-setorial e de espraiamento em nível internacional foi investigado também por Schumacher *et al.* (2014). Os autores inovaram ao comparar os retornos da educação no Brasil e Estados Unidos. Os autores construíram duas variáveis: *SKC – Sectoral Knowledge Concentration* e *KSI – Knowledge Spread Intensity*. O objetivo era avaliar além dos retornos da educação, os efeitos destas duas variáveis no espraiamento do conhecimento na economia em consonância com a hipótese proposta por Lucas (1988) e Romer (1990). Os resultados demonstraram que os efeitos espraiamento das variáveis *SKC* e *KSI* ocorrem no Brasil e nos EUA. A variável *SKC* quando testada para interação com nível educacional demonstrou ser significativa e afetar de forma positiva o retorno da educação nos dois países. Já a variável *KSI* foi significativa, mas com efeito contrário para os dois países. Para o Brasil esta variável demonstrou possuir um efeito negativo com nível de educação e positivo para os EUA. Portanto, a intensidade do espraiamento do conhecimento setorial nos EUA influencia de forma positiva os ganhos dos demais trabalhadores da economia. No Brasil temos um efeito inverso. A razão provavelmente é devido ao fato de que a intensidade do conhecimento ainda não exerce melhoria nos ganhos de produtividades dos demais trabalhadores. Esta é outra hipótese que este trabalho vai investigar para os setores da economia brasileira.

Assim, o presente estudo procura complementar a literatura existente ao estimar funções de capital humano por setor utilizando a metodologias presentes nos trabalhos de Dias *et al.* (2013) e Schumacher *et al.* (2014) para dois pontos no tempo utilizando dados da PNAD de 2006 e 2015. A

principal inovação está em considerar o efeito espraiamento como advindo dos sub-setores: telecomunicações, serviços de consultoria e pesquisa. A hipótese consiste em verificar se estes setores, ao empregar pessoas com escolaridade em nível de mestrado e superior causam um aumento de produtividade nos demais setores da economia com o qual mantêm relacionamento.

Além desta introdução, o trabalho apresenta mais quatro seções. Na seção 2 é apresentada a metodologia utilizada neste trabalho, bem como a base de dados. A seção 3 apresenta a estatística descritiva das variáveis e faz-se também uma discussão do perfil dos grandes setores da economia de acordo com algumas características individuais de cada trabalhador. A Seção 4 apresenta as estimativas empíricas do trabalho. Por fim, na última seção, são feitas as considerações finais.

2 METODOLOGIA

2.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), coletada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas), nos anos de 2006 e 2015. O procedimento metodológico adotado pelo IBGE implica que cada pessoa da amostra representa um determinado número de pessoas da população. Assim, a população estimada nesse trabalho é obtida com o peso ou fator de expansão de cada indivíduo disponibilizado na pesquisa, que permite que os dados sejam elaborados se ponderando cada observação pelo respectivo peso.

O ano de 2006 contém um total de 410.241 observações, que representam uma população de 187 milhões. Já o volume de 2015 contém um total de 356.904 observações, que representam uma população de 204 milhões. Desse total, acabou-se usando 200.970 observações do ano de 2006 e 191.103 observações de 2015 que se referiam a indivíduos com idade entre 18 e 64 anos e com salário horário inferior a R\$ 600,00. Foram retiradas de ambas as amostras os indivíduos que se declararam empregadores, bem como os servidores públicos. A renda do ano de 2006 foi deflacionada utilizando o deflator para rendimentos da PNAD disponível no site do IPEADATA, o que permite que se façam comparações entre os períodos.

As variáveis utilizadas na pesquisa foram: logaritmo do rendimento mensal do trabalho principal do indivíduo por hora como variável dependente, e educação, raça, localização (urbano ou rural), gênero, trabalho formal, região e os 10 setores da economia como variáveis explicativas. Também foram criadas as variáveis experiência e experiência ao quadrado, que captura a depreciação do capital humano e SKC e KSI , as quais estimam a concentração setorial de conhecimento e a intensidade de difusão do conhecimento, respectivamente.

2.2 Um modelo teórico para o retorno da educação

O modelo econométrico utilizado neste trabalho parte da ideia da equação salarial genérica caracterizada pelo equilíbrio não-Walsariano de Acemoglu (1996), acrescida por variáveis que captam os efeitos de transbordamento do conhecimento propostas por Schumacher *et al.* (2014), os quais se inspiraram nos trabalhos de Romer (1990) sobre externalidades setoriais e de Lucas (1988) sobre externalidades do capital humano.

Assim, seguindo a metodologia proposta por Schumacher *et al.* (2014), supõe-se uma equação de salário genérica caracterizada pelo equilíbrio não-Walsariano em que o salário seja uma proporção do produto,

$$w_{ij} = \rho f[H_i(S, X), A_j(R_j), Z] \quad (1)$$

que descreva o salário real do indivíduo i , empregado no setor j , como função do seu capital humano, H_i , do nível de conhecimento no setor onde ele é empregado, A_j , e de um vetor de variáveis que descrevem o mercado de trabalho, Z . O nível de capital humano de cada indivíduo é uma função da escolaridade do indivíduo, S , e de sua experiência no mercado de trabalho, X . O nível de conhecimento no setor j é uma função da proporção de pessoas envolvidas em atividades de pesquisa nesse setor, R_j . As derivadas parciais de primeira ordem $\partial f/\partial H_i$ e $\partial f/\partial A_j$ são ambas positivas.

O crescimento do conhecimento setorial ocorre conforme proposto por Romer (1990): $g_A = \delta R_j$. O nível de conhecimento em qualquer setor no tempo t é dado pela equação exponencial $A_j = A_0 e^{g_A t}$, onde A_0 é o nível de conhecimento inicial. O capital humano individual é igual a $H_i = \gamma e^{\Omega(S) + \Phi(X)}$.

Assumindo a forma funcional

$$f[H_i(S, X), A_j(R_j), Z] = A_j^\alpha H_i^\beta e^{\chi Z} \quad (2)$$

para a função de produção, tem-se que o salário do indivíduo i , empregado no setor j , é

$$w_{ij} = \rho A_j^\alpha H_i^\beta e^{\chi Z} \quad (3)$$

A partir dessa equação de salário é possível chegar a uma equação de (log-) rendimentos estimável da forma

$$\ln w_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 S + \gamma_2 X + \gamma_3 Z + \gamma_4 R_j \quad (4)$$

Para que as hipóteses assumidas sejam válidas, algumas proposições devem ser assumidas:

$$w_{ij} = f[H_i(S, X), A_j(R_j), Z] \text{ com } \frac{\partial f}{\partial H_i} > 0 \text{ e } \frac{\partial f}{\partial A_j} > 0 = \rho A_j^\alpha H_i^\beta e^{\chi Z} \quad (5)$$

$$A_j = A_0 e^{g_A t} \quad (6)$$

$$g_A = \delta R_j \quad (7)$$

$$H_i = \gamma e^{\Omega(S) + \Phi(X)} \quad (8)$$

Substituindo (7) em (6), aplicando o logaritmo e suprimindo o indicador de tempo:

$$\ln A_j = \ln A_0 + \delta R_j \quad (9)$$

Aplicando logaritmo em (8) e (5):

$$\ln H_i = \ln \gamma + \Omega(S) + \Phi(X) \quad (10)$$

$$\ln w_{ij} = \ln \rho + \alpha \ln A_j + \beta \ln H_i + \chi Z \quad (11)$$

Substituindo (9) e (10) em (11):

$$\begin{aligned} \ln w_{ij} &= \ln \rho + \alpha (\ln A_0 + \delta R_j) + \beta [\ln \gamma + \Omega(S) + \Phi(X)] + \chi Z \\ &= (\ln \rho + \alpha \ln A_0 + \beta \ln \gamma) + \alpha \delta R_j + \beta \Omega(S) + \beta \Phi(X) + \chi Z \\ &= a + bS + cX + dZ + eR_j \end{aligned} \quad (12)$$

Onde

$$a \equiv \ln \rho + \alpha \ln A_0 + \beta \ln \gamma$$

$$b \equiv \beta\Omega$$

$$c \equiv \beta\Phi$$

$$d \equiv \chi$$

$$e \equiv \alpha\delta$$

Para estimar a equação (4) definiu-se S como sendo um vetor dos anos de escolaridade² e sua variação quadrática e ao cubo, X como sendo um vetor da experiência no mercado de trabalho e de sua variação quadrática³ e Z como um vetor das variáveis indicativas do tipo de trabalho (*formal*), cor (*raça*), área urbana (*urbano*), gênero (*sexo*), região (*Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste*), mulher com filho menor de 14 anos (*mulherfilho14*) e das variáveis discretas: número de membros da família (*nmembros*) e renda familiar *per capita* (*rendapc*). Para aproximar R_j usou-se a fração (em log) de pessoas em cada setor que tem pelo menos um mestrado (a partir de agora “concentração setorial de conhecimento”, representada por SKC), e a fração (em log) de pessoas em cada estado empregadas no setor de serviços às empresas (a partir de agora “intensidade de difusão do conhecimento”, representada por KSI ⁴), as quais seguiram a construção proposta por Schumacher *et al.* (2014).

Desta forma, a equação a ser estimada é

$$\ln w_{ij} = \gamma_0 + \Gamma_1 S + \Gamma_2 X + \gamma_3 SKC + \gamma_4 KSI + \Gamma_5 Z + \epsilon, \quad (13)$$

onde o último termo é o termo de erro. Estimam-se os parâmetros $\gamma_0, \gamma_3, \gamma_4$ e os vetores de coeficientes Γ_1, Γ_2 e Γ_5 .

Entretanto, pode ocorrer um viés de seleção da amostra ao se observar apenas os salários dos indivíduos que trabalham, com o objetivo de corrigir esse viés, utiliza-se o procedimento de Heckman (1979), o qual estima a regressão com todos os indivíduos da amostra e não apenas os que estão trabalhando e considera os seguintes aspectos dos participantes ou não no mercado de trabalho na semana de referência (y_i): escolaridade (*Educ*); número de membros da família (*nmembros*); renda *per capita* familiar (*rendapc*). As demais são variáveis *dummies*: se o indivíduo é branco (*raça*); se mulher com filho(s) menor(es) de 14 ano(s) (*mulherfilho14*) e se o indivíduo mora em área urbana (*urbano*).

As estimativas consideraram os pesos e a estratificação das unidades amostrais. Os resultados, em nível de Brasil, serão apresentados constando o teste estatístico *rho*, o qual verifica a existência de correlação serial entre a equação salário e a equação de seleção. Caso essa estatística se mostre significativa, ela aponta a existência de viés de seleção amostral em todas as especificações, o que justifica o uso do método proposto por Heckman (1974, 1979).

Para calcular as estimativas da taxa de retorno, ρ , utiliza-se o seguinte modelo proposto por Trostel (2004): o vetor Γ_1 da equação de salários retornará os coeficientes para a variável educação, educação ao quadrado e ao cubo. Assim, o vetor pode ser estabelecido como:

² O levantamento da PNAD não permite discriminar entre diferentes níveis de estudos de pós-graduação. A pergunta 4803 da pesquisa assume valores da faixa 1-17, onde 1 significa menos de um ano de escolaridade, 2 significa um ano de escolaridade e assim por diante até o valor 16, que significa 15 anos ou mais, e 17, que significa não determinado. A variável educação foi, portanto, combinada com a questão 6003, que é sobre o nível de educação atual do indivíduo, e 6007, que é sobre o nível de educação mais alto que o indivíduo tenha alcançado.

³ Seguindo a literatura, a variável foi calculada da seguinte forma: $exp = (Idade) - (escolaridade) - (6)$. Em que o número 6 se refere à idade média com que o indivíduo inicia os estudos e a variável exp^2 é a experiência elevada ao quadrado, a qual busca captar a depreciação do capital humano.

⁴ SKC é a abreviatura para concentração setorial de conhecimento, o logaritmo da fração de pessoas em cada setor que possuam pelo menos um mestrado. KSI é a abreviatura para intensidade de difusão do conhecimento, o logaritmo da fração de pessoas em cada estado que estão empregadas no setor de serviços às empresas.

$$\Gamma_1 = \theta_1 S + \theta_2 S^2 + \theta_3 S^3 \quad (14)$$

A estimativa da taxa de retorno, ρ , é a seguinte:

$$\hat{\rho}(S) = \hat{\theta}_1 + 2\hat{\theta}_2 S + 3\hat{\theta}_3 S^2 \quad (15)$$

Sendo a taxa marginal a seguinte:

$$\frac{\partial^2 \ln(w)}{\partial S^2} = \frac{\partial \hat{\rho}}{\partial S} = 2\hat{\theta}_2 + 6\hat{\theta}_3 S \quad (16)$$

Nesse caso, se $\partial \hat{\rho} / \partial S > 0$ (ou < 0), o resultado indica retornos crescentes (ou decrescentes) das taxas de retorno da escolaridade. Os coeficientes estimados sobre a educação são polinômios, coma a taxa marginal de retorno implícita e sua mudança para vários anos de escolaridade. As estimativas desses coeficientes se darão de acordo com o modelo de Heckman (1974, 1979). Dessa forma, este artigo utiliza esse modelo teórico, o qual apresenta a forma adequada de medir os ganhos advindos para cada ano de escolaridade adicional (DIAS *et al.*, 2013). A estimativa desse modelo permite testar as características dos retornos nos setores e, de forma agregada, para o Brasil.

3 RESULTADOS

3.1 Análise descritiva dos dados

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da amostra para os anos de 2006 e 2015. Os dados mostram que as estatísticas, em geral, melhoram no período. O logaritmo do salário hora aumentou 20%, em média. A escolaridade média aumentou 15% nos 10 anos analisados. Os resultados indicam que os indivíduos da amostra tinham, em média, 22,8 anos de experiência no mercado de trabalho em 2006 e que esta aumentou para 23,8 anos em 2015, o que mostra que os indivíduos de maior experiência estão permanecendo no mercado de trabalho, fazendo, logo, com que a média aumente.

Em 2015, a fração de pessoas em cada setor com escolaridade acima da graduação (*SKC*) varia de 0,3% no setor agrícola a 3,5% no setor de serviços de alta tecnologia, que envolve atividades de correios, telecomunicações, intermediação financeira, informática, pesquisa e desenvolvimento, educação, serviços às empresas, lazer e atividades associativas. A fração de pessoas em cada estado empregadas no setor de serviços às empresas (*KSI*) varia de 0,89% no estado do Maranhão a 6,01% no Distrito Federal.

Quanto às variáveis *dummies* de categoria, que assumem o valor 1 para quando o indivíduo possui aquela característica e 0 para quando não a possui, vê-se que houve uma redução dos indivíduos que se declararam brancos no período (47% da população em 2006 contra 41% em 2015) e manteve-se inalterada a proporção de homens e mulheres (51% da população é composta por mulheres), os que declararam que moravam em domicílios urbanos tiveram um redução de 1 ponto percentual: de 89% da população em 2006 para 88% em 2015.

A porcentagem da população que possuía trabalho formal aumentou de 46% no ano de 2006 para 52% dos indivíduos da amostra em 2015. Já a distribuição da amostra por região mostra que não houve grandes migrações no período, pois apenas a região Norte apresentou um certo crescimento na década, assim, vê-se que a maior parte da população se encontra nas regiões Sudeste

e Nordeste (concentrando aproximadamente 60% da população total em 2015) e a menor população está na região Centro-Oeste.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis– 2006 e 2015

Variável	2006			2015		
	N	Média	Desvio Padrão	N	Média	Desvio Padrão
<i>Lnsalhora</i>	126.593	1,61	0,76	118.482	1,94	0,76
<i>Educ</i>	200.970	7,43	4,25	191.103	8,56	4,22
<i>Educ²</i>	200.970	73,31	63,46	191.103	91,00	67,47
<i>Educ³</i>	200.970	802,78	914,28	191.103	1051,01	1027,93
<i>Exp</i>	200.970	22,83	14,57	191.103	23,82	14,89
<i>Exp²</i>	200.970	733,73	781,22	191.103	789,30	805,46
<i>SKC</i>	125.475	-5,24	0,47	116.435	-4,96	0,83
<i>KSI</i>	200.970	-3,75	0,47	191.103	-3,62	0,44
<i>Raça</i>	200.970	0,47	0,50	191.103	0,41	0,49
<i>Gênero</i>	200.970	0,48	0,50	191.103	0,48	0,50
<i>Formal</i>	126.590	0,46	0,50	118.482	0,52	0,50
<i>Urbano</i>	200.970	0,89	0,31	191.103	0,88	0,32
<i>Norte</i>	200.970	0,12	0,46	191.103	0,15	0,36
<i>Nordeste</i>	200.970	0,29	0,36	191.103	0,28	0,45
<i>Sul</i>	200.970	0,16	0,46	191.103	0,16	0,37
<i>Sudeste</i>	200.970	0,31	0,32	191.103	0,31	0,46
<i>Centro-Oeste</i>	200.970	0,11	0,46	191.103	0,11	0,31
<i>Agricultura</i>	126.593	0,11	0,30	118.482	0,09	0,29
<i>Energia e Mineração</i>	126.593	0,03	0,18	118.482	0,03	0,16
<i>Indústria</i>	126.593	0,10	0,29	118.482	0,07	0,26
<i>Indústria de alta tecnologia</i>	126.593	0,05	0,21	118.482	0,04	0,19
<i>Serviços de utilidade pública</i>	126.593	0,04	0,19	118.482	0,04	0,20
<i>Construção</i>	126.593	0,09	0,29	118.482	0,11	0,32
<i>Comércio</i>	126.593	0,26	0,18	118.482	0,29	0,20
<i>Transporte</i>	126.593	0,05	0,23	118.482	0,06	0,25
<i>Serviços de alta tecnologia</i>	126.593	0,14	0,36	118.482	0,15	0,35
<i>Outros serviços</i>	126.593	0,13	0,33	118.482	0,11	0,31

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

As variáveis de setor foram construídas a partir da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE/IBGE), edição *Domiciliar*, e suas definições são apresentadas na Tabela 6 do Apêndice. As estatísticas descritivas para os setores mostram que a maior porcentagem da população está alocada nos setores de comércio e serviços (tanto os de alta tecnologia quanto os outros, que compreendem serviços domésticos e limpeza urbana, por exemplo). Os setores de indústria e outros serviços foram os que mais perderam trabalhadores, comparativamente aos demais, enquanto que o setor de Construção foi o que mais aumentou sua população (crescimento de 28% no período).

3.2 A composição do emprego nos setores brasileiros

Os dados disponibilizados na PNAD acerca dos trabalhadores brasileiros permite ao pesquisador uma análise detalhada das características dos indivíduos que estão no mercado de trabalho. Visto que o objetivo deste trabalho é fazer uma análise das características dos retornos da escolaridade dos setores brasileiros e dos diferenciais de rendimentos destes setores, é importante que se analise como está composta a amostra de acordo com as características individuais de cada trabalhador por setor. A partir disso, a Tabela 2 apresenta a composição setorial dos trabalhadores nos dez setores brasileiros que estão sendo analisados no presente trabalho para os anos de 2006 e 2015.

Tabela 2 – Composição do emprego nos setores brasileiros – 2006 e 2015 (%)

Setor	Amostra		Lnsalhora		Educ		SKC		Exp	
	2006	2015	2006	2015	2006	2015	2006	2015	2006	2015
Agricultura	14.444	11.146	1,16	1,49	3,61	5,02	-6,13	-5,76	29,05	30,15
Energia e Mineração	3.914	3.037	1,84	2,17	7,96	9,11	-4,86	-5,13	20,89	21,69
Indústria	12.087	8.727	1,50	1,81	7,50	8,69	-5,16	-5,05	22,13	23,54
Ind. alta tecnologia	5.788	4.656	2,01	2,27	9,74	10,52	-5,13	-4,30	17,55	19,60
Serv. utilidade pub.	4.615	4.737	2,06	2,30	10,98	11,85	-4,95	-3,47	18,83	19,31
Construção	11.162	13.435	1,51	1,93	5,80	7,09	-5,08	-5,37	25,55	25,57
Comércio	32.766	34.687	1,58	1,86	8,50	9,38	-5,12	-5,32	19,68	20,69
Transporte	6.819	7.621	1,82	2,09	7,70	8,80	-5,40	-5,67	23,84	25,08
Serv. alta tecnologia	18.110	17.492	2,07	2,34	10,86	11,91	-5,47	-3,58	17,57	18,37
Outros serviços	16.888	12.944	1,31	1,70	6,03	7,04	-4,79	-5,13	25,55	28,63

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

As linhas da tabela chamadas de *Amostra* apresentam a divisão setorial da amostra de acordo com o número de trabalhadores empregados em cada setor. No ano de 2006, mais de 25,88% da amostra se encontrava alocada no setor de comércio, seguida pelos serviços de alta tecnologia (14,31% da amostra), pelos outros serviços (13,34%) e pela Agricultura (11,41%). Já em 2015, os setores de Comércio e serviços de alta tecnologia tiveram aumento do percentual de trabalhadores alocados nestes setores, passando para 29,28% e 14,76%, respectivamente; enquanto os setores de outros serviços e Agricultura viram seus percentuais diminuir (10,92% e 9,40%, respectivamente). Analisando a variação na década, vê-se que o setor que mais perdeu trabalhadores no período foi o industrial (redução de 22%), enquanto o que mais cresceu foi o de Construção (22% de aumento no período).

Quanto à variável *Lnsalhora*, que apresenta o logaritmo do salário hora por setor, é possível verificar uma grande disparidade de rendimento entre os setores. Em 2006, o maior salário médio estava no setor de serviços de alta tecnologia – que envolve setores como correio, telecomunicações, intermediação financeira, informática, pesquisa e desenvolvimento – e o menor no setor agrícola, com a diferença entre os dois setores chegando a 44%. Em 2015, houve crescimento na variável em todos os setores, sendo que os maiores aumentos se deram nos setores Agricultura e Outros Serviços (aproximadamente 29%). O setor de serviços de alta tecnologia, apesar de não ter apresentado grande crescimento no período, continuou tendo o maior salário médio entre todos os setores, entretanto, a diferença entre este setor e o setor que apresenta o menor rendimento (Agricultura) diminuiu no ano de 2015, passando a ser de 36%.

As variáveis *Educ* e *Exp*, que representam os anos médios de escolaridade e experiência, respectivamente, apresentaram crescimento no período. A escolaridade média cresceu 13% no período, sendo que os setores que apresentam maiores níveis de escolaridade média são os de Serviços de utilidade pública e Serviços de alta tecnologia (mais de 11 anos de

estudo, em média, em 2015), enquanto que o setor com menor nível de alfabetização é o da Agricultura que, apesar de ter aumentado sua média em 38% no período, em 2015 apresentou média de 5 anos de escolaridade. Já a experiência também apresentou crescimento, na média, em todos os setores, sendo que as maiores taxas de experiência estão no setores de Agricultura e Outros Serviços, mostrando que os indivíduos que pertencem a esses setores começam cedo na atividade e permanecem na mesma por muito tempo, combinando esse fator à baixa escolaridade e às baixas remunerações, é possível verificar que há muito a se melhorar nesses setores.

Por fim, a variável *SKC*, que estima a concentração setorial de conhecimento através do logaritmo da fração de pessoas em cada setor que possuem pelo menos um mestrado, varia, no ano de 2015, de -5,76 (ou 0,3%) no setor agrícola a -3,47 (ou 3,12%) no setor de serviços de utilidade pública.

4 ESTIMATIVAS EMPÍRICAS

A partir da análise da composição setorial dos trabalhadores nos dez setores brasileiros, esta subseção busca atender ao segundo objetivo deste artigo, que é encontrar os retornos da educação segundo os diferentes setores brasileiros no período de 2006 e 2015. Para isso, foram realizadas algumas regressões através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários e máxima verosimilhança utilizando o procedimento desenvolvido por Heckman (1979). Inicialmente foi verificado se havia correlação entre as variáveis explicativas do modelo e foram testadas algumas especificações do modelo utilizando o teste de Hausman (1978) para verificar qual seria a mais correta e que melhor explicasse o modelo.

A Tabela 3 apresenta os coeficientes estimados das regressões do logaritmo do salário para o Brasil nos anos de 2006 e 2015, com as estimativas dos erros padrão apresentadas entre parênteses. As colunas OLS referem-se aos coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários. As colunas Heckman apresentam os coeficientes estimados por máxima verosimilhança utilizando o procedimento desenvolvido por Heckman (1979). A utilização de duas técnicas de estimação visa trazer robustez aos resultados.

A primeira análise que deve ser feita diz respeito ao teste estatístico *rho*, o qual verifica a existência de correlação serial entre a equação de salários e a equação de seleção, apontando ou não a existência de viés de seleção amostral em todas as especificações. Como essa estatística se mostrou significativa em ambos os anos, o uso do método proposto por Heckman (1974, 1979) se mostra pertinente, logo todas as análises a seguir se darão considerando este modelo.

As variáveis *Educ*, *Educ*² e *Educ*³ apresentaram coeficientes significativos em ambos os períodos, o que é importante, pois implica a existência de retornos devido à acumulação de capital humano individualmente. As estimativas das variáveis *Exp* e *Exp*² também apresentaram significância, entretanto, enquanto a variável *Educ* apresentou aumento do seu grau de explicação sobre o logaritmo de salários no período, a variável *Exp* apresentou redução. A variável *Exp*² apresentou sinal negativo conforme esperado, pois ao longo do tempo a remuneração tende a não se elevar mais de maneira significativa.

As variáveis *SKC* e *KSI* foram definidas por meio de logaritmo, logo, seus coeficientes apresentam a sua elasticidade do salário. Os resultados mostram que ambas as variáveis são estatisticamente significativas e possuem importância na explicação dos salários. A variável *SKC* apresentou coeficientes positivos em 2006 e em 2015. Em 2006, o aumento de um por cento na fração de pessoas muito educadas em um determinado setor estava associado com o aumento de 6,26% no salário desse setor. Já em 2015 o efeito é menor: o aumento de um por cento na fração de pessoas muito educadas estava associado com o aumento de 2,53% no salário do setor, isso muito se explica em virtude do aumento da escolaridade média do setor como um todo, que tende a compensar menos os anos de estudo adicionais individuais.

Tabela 3 - Regressões do logaritmo do salário - 2006 e 2015

Variável	2006		2015	
	OLS	Heckman	OLS	Heckman
<i>Educ</i>	0,041*** (0,00310)	0,0399*** (0,00311)	0,0415*** (0,00373)	0,0408*** (0,00374)
<i>Educ</i> ²	-0,00249*** (0,00046)	-0,00250*** (0,00046)	-0,00603*** (0,00052)	-0,00602*** (0,00052)
<i>Educ</i> ³	0,00041*** (0,00002)	0,00041*** (0,00002)	0,00052*** (0,000021)	0,00052*** (0,00002)
<i>Exp</i>	0,038*** (0,00048)	0,038*** (0,00048)	0,02590*** (0,00052)	0,02590*** (0,00052)
<i>Exp</i> ²	-0,00047*** (0,00001)	-0,00047*** (0,0000)	-0,00033*** (0,00001)	-0,00033*** (0,00001)
<i>SKC</i>	0,0627*** (0,00571)	0,0626*** (0,00571)	0,02530*** (0,00502)	0,02530*** (0,00502)
<i>KSI</i>	0,0722*** (0,00466)	0,0722*** (0,00466)	0,113*** (0,00666)	0,112*** (0,00666)
<i>Sexo</i>	0,215*** (0,00395)	0,215*** (0,00395)	0,223*** (0,00435)	0,222*** (0,00435)
<i>Raça</i>	0,117*** (0,00369)	0,117*** (0,00370)	0,09390*** (0,00415)	0,09380*** (0,00415)
<i>Urbano</i>	0,0547*** (0,00626)	0,0631*** (0,00658)	0,118*** (0,00717)	0,118*** (0,00718)
<i>Formal</i>	0,0768*** (0,00369)	0,0767*** (0,00369)	0,0355*** (0,00409)	0,0355*** (0,00409)
<i>Norte</i>	0,217*** (0,00636)	0,217*** (0,00636)	0,192*** (0,00708)	0,193*** (0,00708)
<i>Sul</i>	0,252*** (0,00569)	0,252*** (0,00569)	0,305*** (0,00666)	0,305*** (0,00666)
<i>Sudeste</i>	0,235*** (0,00477)	0,235*** (0,00477)	0,276*** (0,00582)	0,276*** (0,00582)
<i>Centro-Oeste</i>	0,274*** (0,00610)	0,274*** (0,00610)	0,332*** (0,00685)	0,332*** (0,00685)
<i>Agricultura</i>	-0,228*** (0,00959)	-0,228*** (0,00959)	-0,16*** (0,00908)	-0,16*** (0,00908)
<i>Energia e Mineração</i>	0,172*** (0,0103)	0,172*** (0,0103)	0,177*** (0,0121)	0,177*** (0,0121)
<i>Indústria</i>	-0,0450*** (0,00635)	-0,0405*** (0,00635)	-0,054*** (0,00805)	-0,054*** (0,00805)
<i>Indústria de alta tecnologia</i>	0,208*** (0,0086)	0,208*** (0,0086)	0,158*** (0,0112)	0,158*** (0,0112)
<i>Serviços de utilidade pública</i>	0,203*** (0,00958)	0,203*** (0,00958)	0,154*** (0,0134)	0,154*** (0,0134)
<i>Construção</i>	-0,0121** (0,00684)	-0,012** (0,00683)	0,0799*** (0,00688)	0,0799*** (0,00688)
<i>Transporte</i>	0,134*** (0,00817)	0,134*** (0,00817)	0,133*** (0,00839)	0,133*** (0,00838)

Continua

	Continuação			
<i>Serviços de alta tecnologia</i>	0,178*** (0,006)	0,178*** (0,006)	0,15*** (0,0104)	0,15*** (0,0104)
<i>Outros serviços</i>	-0,041*** (0,00629)	-0,041*** (0,00629)	-0,00836 (0,00696)	-0,00833 (0,00696)
<i>Constante</i>	0,0855** (0,0362)	0,125*** (0,0375)	1,2*** (0,0396)	1,22*** (0,041)
<i>Equação de seleção</i>				
<i>Educ</i>		0,0304*** (0,0007)		0,0315*** (0,00073)
<i>Nmembros</i>		-0,0271*** (0,00198)		-0,0434*** (0,00213)
<i>Mulherfilho14</i>		-0,178*** (0,0147)		-0,157*** (0,0179)
<i>Raça</i>		0,0157*** (0,0059)		0,00011 (0,00610)
<i>Urbano</i>		-0,254*** (0,00935)		-0,0361*** (0,00938)
<i>Rendapc</i>		-4,63E-12*** (2,54E-14)		-4,59E-13*** (2,65E-14)
<i>Constante</i>		0,432*** (0,0124)		0,215*** (0,0125)
<i>Athrho</i>		-0,104*** (0,0248)		-0,0527** (0,0223)
<i>Lnsigma</i>		-0,522*** (0,00246)		-0,458*** (0,00218)
N	125.472	199.849	116.435	189.056

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

Nota:*** significante a 1%, ** significante a 5%.N refere-se ao número de observações.

Já o efeito da variável *KSI* (intensidade de difusão do conhecimento) é maior e positivo em ambos os períodos. Um aumento de um por cento na fração estadual de pessoas envolvidas no setor de serviços às empresas está associado com um aumento no logaritmo do salário de, aproximadamente, 7,22% em 2006 e 11,20% em 2015. Conforme destacam Schumacher *et al.* (2014), estes efeitos são, respectivamente, evidência para externalidades setoriais do capital humano e para o papel de difusão do conhecimento desempenhado pelo setor de serviços às empresas.

Quanto às variáveis qualitativas, as estimativas dos coeficientes associados à variável *Sexo* mostram que, em 2006, um homem tendia a auferir rendimentos 23,98% maiores do que uma mulher, diferença que apresentou um pequeno aumento em 2015, passando para 24,85%⁵. Os indivíduos que se declaram de cor branca recebiam 12,41% a mais do que os que se declaram não brancos em 2006 e 9,83% a mais em 2015, ou seja, a diferença salarial desta categoria diminuiu no período. Já quanto às regiões, a região considerada como base foi a Nordeste, assim, como todos os coeficientes das regiões foram positivos, isso significa que todas apresentaram efeitos maiores sobre o salário do que a região Nordeste, sendo que os destaques ficam com as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, que, em 2015, foram superiores em 32%, aproximadamente, nos retornos em relação à região base.

⁵ Os valores em percentual são calculados seguindo $[(e^{\beta_i}-1) \times 100]$.

No que se refere aos coeficientes setoriais, o setor base foi o de comércio. Destaca-se que apenas três setores apresentam coeficientes negativos em 2015: agricultura, indústria e outros serviços, o que significa que estes setores têm impactos menores sobre os salários do que o setor base. O setor de indústria de alta tecnologia se destaca por ter apresentado a maior variação percentual, ou seja, em 2015, um indivíduo desse setor tendia a receber, em média, 17% a mais dos que os pertencentes ao setor base, enquanto um indivíduo pertencente ao setor agrícola tendia a receber 14,78% a menos. Destaca-se que a *dummy* do setor Outros serviços não foi significativa em 2015 em ambas as especificações.

Os resultados da equação de seleção são apresentados na segunda parte da Tabela 3. Com exceção da *dummy* de raça, todos os demais coeficientes das variáveis da equação de seleção foram significativos em ambos os períodos. Os sinais das variáveis *nmembros* e *mulherfilho14* mostram que essas variáveis possuem um efeito negativo sobre o salário de reserva, ou seja, elas afetam negativamente a decisão individual de migrar para um trabalho pago.

Destaca-se que, após as estimações, foram realizados alguns testes. O teste para heterocedasticidade proposto por Breusch-Pagan (1979) e Cook-Weisberg (1983) não indicou a existência desse problema nos dados, o qual foi corroborado pelo teste de White (1980). O teste de multicolinearidade, desconsiderando as variáveis quadráticas, indicou ausência desse problema. A especificação do modelo também foi testada, a qual se mostrou correta. O teste para variáveis omitidas de Ramsey (1969) não foi rejeitado. Os testes de normalidade dos resíduos propostos por Shapiro e Wilk (1965) e D'Agostino, Belanger e D'Agostino (1990), mostraram que não é possível concluir pela não normalidade dos mesmos.

A Tabela 4 foi elaborada com base na Tabela 3, a qual permite analisar a taxa de retorno no Brasil por anos de escolaridade, seguindo a metodologia proposta, bem como apresenta os anos de escolaridade que mostram o início dos retornos crescentes à escolaridade (@). As colunas $\partial\hat{\rho}(S)$ mostram que há retornos crescentes à educação no Brasil, sendo que isso acontecia a partir de 2,03 anos de escolaridade em 2006 e 3,84 anos de escolaridade em 2015. Esse seria o efeito *threshold* do nível de educação proposto por Dias e McDermott (2012), o qual consiste em, a partir de um determinado nível médio de educação da população, começar a se observar a presença de retornos crescentes em nível individual.

Considerando o ano de 2006, vê-se que os retornos são de 7,86% para quem possui ensino fundamental, 13,37% para os que concluíram o ensino médio, 24,16% para quem possui ensino superior e de 31,04% para quem possui pelo menos mestrado. As colunas $\partial\hat{\rho}/\partial S$ apresentam as derivadas de segunda ordem do logaritmo do salário em relação à anos de escolarização e é zero no ponto que os retornos se tornam crescentes.

Tabela 4 - Retorno da escolaridade no Brasil - 2006 e 2015

2006			2015		
Anos S	$\partial\hat{\rho}(S)$	$\partial\hat{\rho}/\partial S$	Anos S	$\partial\hat{\rho}(S)$	$\partial\hat{\rho}/\partial S$
4	0,0396	0,0048	4	0,0176	0,0004
8	0,0786	0,0014	8	0,0447	0,0130
11	0,1337	0,0220	11	0,0978	0,0147
15	0,2416	0,031	15	0,2125	0,0224
17	0,3104	0,0368	17	0,2886	0,0349
7,34	0,0707	0,0132	8,55	0,0524	0,0412
@	2,03	0,00	@	3,84	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

Analisando o ano de 2015, vê-se que os retornos são de 4,47% para quem possui ensino fundamental, 9,78% para os que concluíram o ensino médio, 21,25% para quem possui ensino superior e de 28,86% para quem possui pelo menos mestrado. As colunas $\partial\hat{\rho}/\partial S$ apresentam as derivadas de segunda ordem do logaritmo do salário em relação à anos de escolarização e é zero no ponto que os retornos se tornam crescentes.

A partir desses resultados, é possível ver claramente que o crescimento da taxa de retorno é exponencial conforme os anos de estudo vão aumentando, levando à uma importante constatação: a de que a relação entre anos de escolaridade e renda individual não é linear. Comparando os dois anos de análise, vê-se que há uma tendência de diminuição dos retornos, isso pode ser devido ao aumento da escolaridade média dos brasileiros pois, com o passar dos anos, ao se aumentar a escolaridade média da população como um todo, o prêmio pelo aumento de um ano na escolaridade passa a ser menor. Dias *et al.* (2014), ao comparar os retornos à educação do Brasil com os Estados Unidos, verificaram que, de fato, nos Estados Unidos os retornos são menores pois, segundo eles, esse país parece estar em um ponto do estágio de desenvolvimento onde maior escolaridade tem um impacto limitado sobre a produtividade e os salários, enquanto no Brasil ainda há ganhos por se aumentar a escolaridade média em geral. Portanto, os resultados encontrados nesse trabalho parecem apontar para uma direção de aumentos gerais do nível de escolaridade do país gerando, conseqüentemente, menores retornos à níveis maiores de educação.

Como o objetivo maior do presente trabalho era analisar os retornos setoriais à educação, foi rodada uma nova especificação da regressão do ano de 2015 onde variáveis binárias de setor foram interagidas com as variáveis de escolaridade. A partir dos coeficientes encontrados na regressão, foram estimados os retornos da educação setoriais, os quais são apresentados na Tabela 5e na Figura 2.

Os resultados mostram que alguns setores possuem retornos decrescentes para os primeiros anos de escolaridade, ou seja, não há interesse por parte desses setores em contratar mão de obra com pouca escolarização. Para 4 anos de estudos, o maior retorno se encontra no setor agrícola pois os retornos nesse setor passam a ser positivos com 2,18 anos de educação. Muito disso se deve à baixa escolaridade média do setor, que é de apenas 5 anos de estudo, conforme verificado na Tabela 1.

Os maiores retornos são encontrados nas faixas de educação superior ou mais, com destaque para os setores de energia e mineração, indústria de alta tecnologia, serviços de utilidade pública e serviços de alta tecnologia. É preciso destacar que são encontrados retornos muito mais baixos do que a média para o setor outros serviços, devido em muito à característica do tipo de trabalho desse setor: serviços domésticos, reciclagem, limpeza de ruas, ou seja, são trabalhos manuais e mecânicos, onde ter um diploma de nível superior, por exemplo, não traz um grande retorno ao indivíduo no sentido de melhorar sua produtividade do trabalho, por exemplo.

A coluna $\frac{\partial \ln w^2}{\partial^2 S} = 0$ traz os anos de escolaridade mínimos para obter retornos crescentes de escala à educação. Desconsiderando a agricultura que, conforme já destacado, possui características atípicas, os demais setores requerem, no mínimo, 5 anos e meio de estudo para que o indivíduo do setor obtenha retornos crescentes à educação. Por fim, a coluna Mest apresenta a fração percentual de pessoas com pelo menos um mestrado no setor. Apenas 0,3% dos indivíduos que trabalham no setor Agrícola possuem esse grau de instrução, enquanto 3,12% das pessoas alocadas no setor de Serviços de utilidade pública e 3,50% dos que trabalham em Serviços de alta tecnologia possuem pelo menos um mestrado, o que justifica serem esses setores os que apresentaram maior escolaridade média, conforme visto na Tabela 2.

Os resultados encontrados para os setores brasileiros provam que a teoria proposta por Dias (2017) está correta: de fato os retornos positivos e exponenciais ocorrem quando o setor passa a barreira dos nove anos de escolaridade em média, fato verificado nos setores de energia e mineração, indústria de alta tecnologia, serviços de alta tecnologia, comércio e serviços de utilidade

pública. Os demais setores precisam ser incentivados para que se aumente o nível de escolarização dos seus trabalhadores com o objetivo de equipará-los aos setores já avançados no que se refere aos retornos à educação.

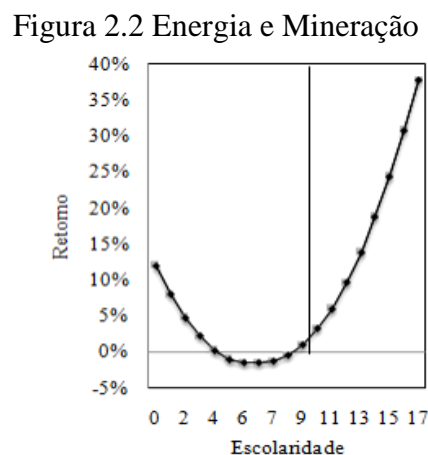
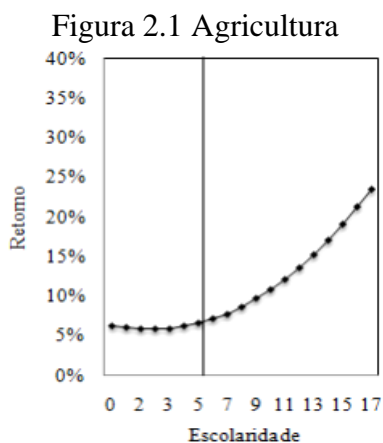
Tabela 5 - Retornos setoriais à escolarização em 2015 (%)

Setor	N	4	8	11	15	17	$\frac{\partial \ln w^2}{\partial^2 S} = 0$	Mest
Agricultura	11.146	6,29	8,75	12,28	19,25	23,70	5,0	0,30
Energia e Mineração	3.037	0,37	-0,41	6,18	24,55	37,84	9,1	0,91
Indústria	8.727	-0,70	-1,46	1,61	10,59	17,17	8,7	0,58
Ind. de alta tecnologia	4.656	0,17	-1,73	4,34	22,43	35,75	10,5	1,45
Serv. de utilidade pública	4.737	-1,38	-0,38	6,85	25,15	38,00	11,9	3,12
Construção	13.435	0,02	-2,58	2,26	17,80	29,46	7,1	0,47
Comércio	34.687	-0,50	-1,60	1,92	12,41	20,13	9,4	0,51
Transporte	7.621	1,09	-3,45	0,01	13,78	24,58	8,8	0,40
Serv. de alta tecnologia	17.492	-0,61	-0,46	5,61	21,62	33,02	11,9	3,50
Outros serviços	12.944	0,05	-4,32	-3,81	1,94	6,97	7,0	0,60

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD de 2015.

Nota: N é o número de observações.

Os retornos crescentes da Agricultura se iniciam a partir de 3,0 anos em média de escolaridade, enquanto que no Setor de Energia e Mineração somente a partir dos 8,0 anos. Nas Figuras 2.1 e 2.2 observa-se que a escolaridade média, representada pela linha vertical, está acima destes valores, mas as taxas de remuneração da educação em média são bem inferiores a 10%, mais especificamente de 6% e 4% respectivamente. Ou seja, o mecanismo de retorno crescente está presente nos setores, mas o estímulo à acumulação de conhecimento para emprego nestes setores não é muito grande.



Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

Nas Figuras 2.3 e 2.4 acima observa-se que os setores da indústria também possuem retornos crescentes associados a níveis de educação mais elevados. Mas a indústria em geral, Figura 2.3, com escolaridade média de 8,0 anos possui a taxa de retorno negativa até os 10 anos. Já na indústria de alta tecnologia este fato foi superado com a escolaridade média 11,2 anos, mas a taxa de retorno por ano de escolaridade é próxima de 3%. As pessoas empregadas

nestes setores somente se beneficiariam de ganhos salariais crescentes e acima de 10%, se seus níveis educacionais forem acima 13 anos.

Figura 2.3 Indústria

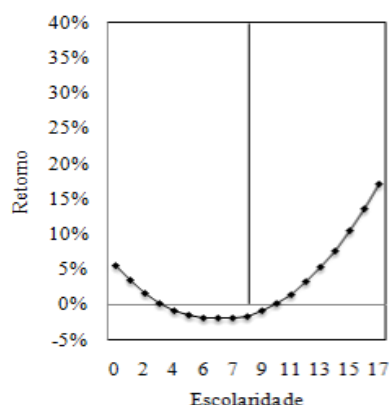


Figura 2.4 Indústria de Alta Tecnologia

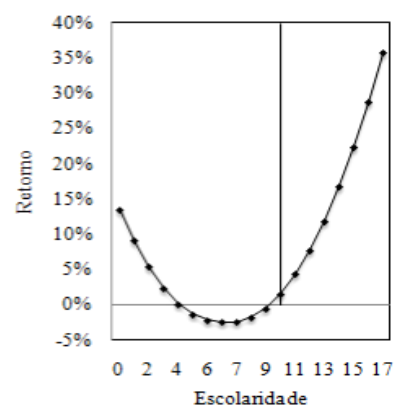


Figura 2.5 Serviços de Utilidade Pública

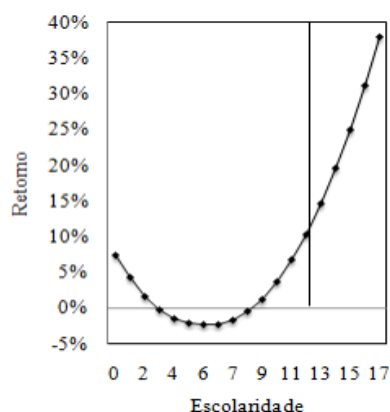
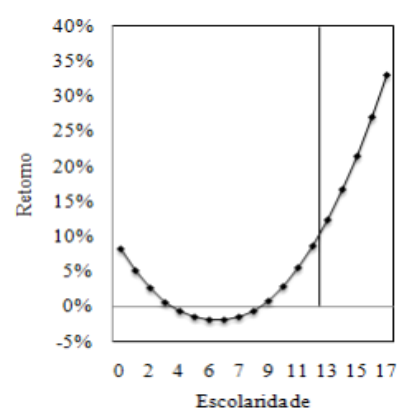


Figura 2.6 Serviços de Alta Tecnologia



Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

As Figuras 2.5 e 2.6 acima demonstram que nos setores de serviços de utilidade pública e alta tecnologia os ganhos são crescentes para a média dos trabalhadores. Nestes setores, a escolaridade média de 13 anos geram ganhos acima de 10% e crescentes para nível educacional mais elevado. Estes setores demonstram o ganho potencial a ser aferido para os demais com a melhora da escolaridade média dos trabalhadores.

Dois setores importantes da economia na absorção de mão de obra com níveis educacionais abaixo de segundo grau são os de transporte e construção. As figuras 2.7 e 2.8 demonstram que o mecanismo de retornos crescentes está presente, mas as médias da escolaridade dos dois setores estão na região onde maior nível educacional imediato, até 11 anos, não leva a aumento nos ganhos salariais.

Por fim, as figuras 2.9 e 2.10 mostram que a escolaridade média do setor de comércio está cruzando a faixa onde mais educação significa aumentos nos ganhos positivos na produtividade e nos salários, enquanto que o setor outros serviços ainda está longe deste fato se realizar.

Figura 2.7 Transporte

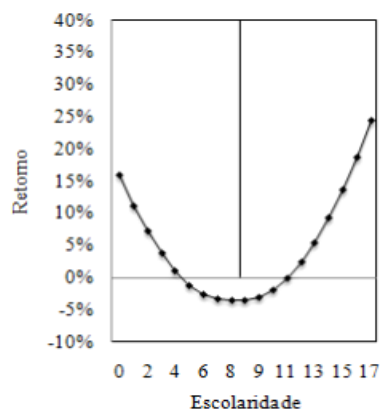


Figura 2.8 Construção

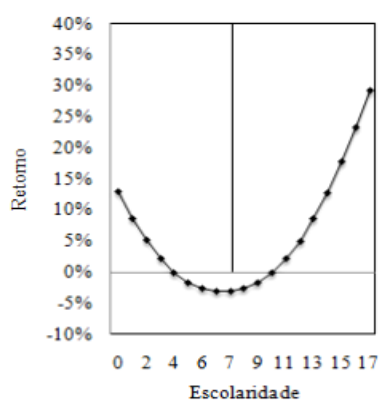


Figura 2.9 Comércio

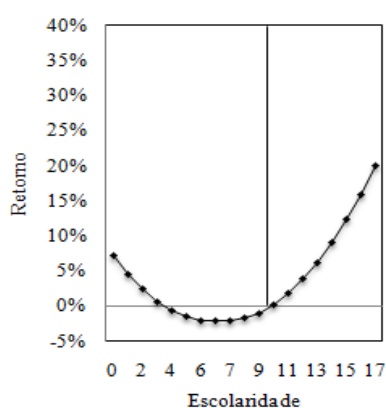
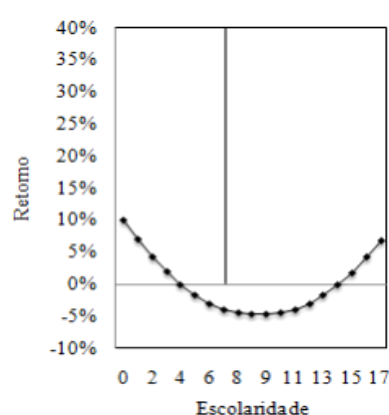


Figura 2.10 Outros Serviços



Fonte: Elaboração própria a partir das PNADs de 2006 e 2015.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O efeito espraiamento é verificado no setor de serviços de apoio às empresas. A hipótese desse trabalho consistiu em verificar se estes setores, ao empregar pessoas com escolaridade em nível de mestrado e superior, produzem como resultado um aumento de produtividade nos demais setores. Os resultados mostraram que essa variável (*SKC*) foi estatisticamente significativa e possui importância na explicação dos salários. Já o efeito da variável *KSI* (intensidade de difusão do conhecimento) é maior e positivo em ambos os períodos, ou seja, a intensidade de difusão do conhecimento exerce um efeito positivo e significativo sobre o salário dos indivíduos de determinado estado. Um aumento de um por cento na fração estadual de pessoas envolvidas no setor de serviços às empresas estava associado com um aumento no logaritmo do salário de, aproximadamente, 11,20% em 2015, mostrando que estes efeitos são, respectivamente, evidência para externalidades setoriais do capital humano e para o papel de difusão do conhecimento desempenhado pelo setor de serviços às empresas.

As variáveis *SKC* e *KSI* que foram adicionadas à regressão mostram que, de fato, há externalidades setoriais do capital humano, ou seja, uma maior fração de pessoas educadas em nível de mestrado e doutorado nos setores tende a aumentar o salário médio destes setores.

Uma hipótese a ser testada no futuro é a interação dessas variáveis com o nível educacional médio dos setores.

Os retornos à educação mostraram que há retornos crescentes à educação no Brasil, sendo que isso acontecia a partir de 2,03 anos de escolaridade em 2006 e 3,84 anos de escolaridade em 2015. Esse seria o efeito *threshold* do nível de educação proposto por Dias e McDermott (2012). Mas, quando estimados em nível setorial, verificou-se que, em geral, a escolaridade, para beneficiar ganhos salariais crescentes, deve estar acima de 9,0 anos, como bem observado em Dias (2017).

Quanto aos retornos à educação por setores, os resultados mostraram que esses são, em geral, crescentes. Os maiores retornos são encontrados nas faixas de educação superior ou mais, com destaque para os setores de energia e mineração, indústria de alta tecnologia, serviços de utilidade pública e serviços de alta tecnologia. Esses resultados, em geral, também corroboram com a teoria proposta por Dias (2017).

No geral, os resultados mostram que os retornos da educação ocorrem de formas diferenciadas nos vários setores da economia, mostrando a importância de se analisar os mesmos separadamente, pois assim, ficam visíveis as necessidades de investimentos educacionais de cada setor, de forma que as políticas públicas podem visar melhorar os setores que mais precisam de aumento dos níveis educacionais médios. Como os ganhos crescentes ocorrem em geral a partir de 9,0 anos de escolaridade média nos setores, as políticas educacionais devem ser ter como foco este patamar de escolaridade a ser alcançada.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D. A Microfoundation for a social increasing returns in human capital accumulation. **The quarterly journal of economics**, v. 111, n. 3, 1996

BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings, and inequality in Brazil, 1982-1998: implications for education policy. **Peabody journal of education**, v. 76, n. 3, p. 180-221, 2001.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, v. 47, p. 1287-1294, 1979.

COOK, R. D.; WEISBERG, S. Diagnostics for heteroscedasticity in regression. **Biometrika**, v. 70, p. 1-10. 1983.

D'AGOSTINO, R. B.; BELANGER A. J.; D'AGOSTINO, Jr. R. B. A suggestion for using powerful and informative tests of normality. **American Statistician**, v. 44, p. 316-321, 1990.

DIAS, J.; MCDERMOTT, J. Aggregate threshold effects in the generation of human capital: the cases of Latin America and Europe. In: PUNZO, L. F.; FEIJO, C. A.; ANYUL, M. P. (Ed.). **Beyond the global crisis: structural adjustments and regional integration in Europe and Latin America**. Londres: Routledge, 2012.

_____.; MONTEIRO, W. F.; DIAS, M. H. A.; RUSSO, L. X. Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? **Pesquisa e Planejamento Econômico** (Rio de Janeiro), v. 43, p. 333-380, 2013.

_____.; SCHUMACHER, F. I.; TEBALDI, E. Geographic and Sector Externalities from Highly Qualified Human Capital: The Importance of the Business Service Sector. **Applied Economics Letters (Print)**, v. 21, p. 329-334, 2014.

_____. Can human capital alone close the Brazil-US income gap? Expected contributions of human capital to economic development in Brazil and the US. *In*: Margaret Lawrence; Felicia Murray. (Org.). **Human Capital: Perspectives, Challenges and Future Directions**. 1ed., New York: Nova Science Publisher, v. 1, p. 70-90, 2017.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p. 1251-1272, 1978.

HECKMAN, J. Shadow prices, market wages, and labor supply. **Econometrica: journal of the econometric society**, p. 679-694, 1974.

_____. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HEUERMAN, D. F. **Human Capital Externalities in Western Germany**. Trier: Institute of Labour Law and Industrial Relations in the European Community (IAAEG), 2009. (Discussion Papers, 03/2009).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa nacional por amostra e domicílios (2006 e 2015)** - Notas Metodológicas.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE/IBGE). Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/concla/>.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEADATA. Deflator para rendimentos da PNAD: INPC. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br>.

KASSOUF, A. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

LAM, D.; ROBERT, F. S. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 4, p. 710-740, 1993.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, jul. 1988.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **The journal of political economy**, p. 281-302, 1958.

_____. Schooling, experience, and earnings. **National Bureau of Economic Research**, distributed by Columbia University Press New York, 1974.

PSACHAROPOULOS, G. **Earnings and education in Brazil: Evidence from the 1980 census**. The World Bank, 1987 (EDT Discussion Paper Series, v. 90).

RAMSEY, J. B. Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B** 31, p. 350-371, 1969.

- ROMER, P. M. Endogenous technological change. **The Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. S71–S102, out. 1990.
- RUSSO, L. X.; DIAS, J. The health influence on returns to education in Brazil: A nonlinear approach. **Economia (Brasília)**, v. 17, p. 210-220, 2016.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.; MENDONÇA, M. Um estudo sobre retorno em escolaridadeno Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 58, p. 249-265, 2004.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v. 52, p. 591–611, 1965.
- SCHULTZ, T. W. Reflections on investment in man. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 1-8, 1962.
- SCHUMACHER, F. I. DIAS, J.; TEBALDI, E. Two tales on human capital and knowledge spillovers: the case of the US and Brazil. **Applied Economics (Print)**, v. 46, p. 1-11, 2014.
- SOARES, R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: dualidade ou não linearidade no retorno à educação. **Revista de econometria**, v. 19, n. 2, p. 367-404, 1999.
- TROSTEL, P. A. Returns to scale in producing human capital from schooling. **Oxford Economic Papers**, v. 56, n. 3, p. 461–484, jul. 2004.
- UZAWA, H. Optimum technical change in an aggregative model of economic growth. **American Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 18-31, 1965.
- WHITE, H. A. Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1980.