

## **Educação e Retorno no Rendimento: Análises Iniciais Para o Brasil e Santa Catarina para o Ano de 2015**

Marilei Kroetz – [marilei.kroetz@udesc.br](mailto:marilei.kroetz@udesc.br)  
UDESC – Universidade do Estado de Santa Catarina

Lara Fabiana Dallabona – [lara.dallabona@udesc.br](mailto:lara.dallabona@udesc.br)  
UDESC – Universidade do Estado de Santa Catarina

Valkyrie Vieira Fabre – [valkyrie.fabre@udesc.br](mailto:valkyrie.fabre@udesc.br)  
UDESC – Universidade do Estado de Santa Catarina

Área Temática: Gestão de Pessoas

### **Resumo:**

O presente artigo tem por objetivo analisar o impacto do nível de escolaridade sobre o rendimento dos trabalhadores do sexo feminino e masculino no Brasil e no estado de Santa Catarina no ano de 2015. Para realizar a análise foram utilizados dois métodos econométricos: a tradicional equação criada por Mincer e o Método das Variáveis Instrumentais. Os resultados obtidos das regressões da equação de Mincer revelaram a forte relação entre anos de escolaridade e os retornos sobre os salários. Os resultados das regressões pelo Método das Variáveis Instrumentais em Dois Estágios confirmaram novamente que o fator educação é de suma importância para o retorno nos rendimentos.

**Palavras-chave:** Educação, Rendimento, Equação de Mincer, Variáveis Instrumentais.

### **Education and Return on Income: Initial Analyzes For Brazil and Santa Catarina for the Year 2015**

#### **Abstract:**

The objective of this paper is to analyze the impact of educational level on workers' income in Brazil and the state of Santa Catarina in 2015. Two econometric methods were used to perform the analysis: the traditional equation created by Mincer and the Method of Instrumental Variables. The results obtained from the regressions of the Mincer equation revealed the strong relation between years of schooling and returns on wages. The results of the regressions by the Method of the Instrumental Variables in Two Stages confirmed once again that the education factor is of utmost importance for the return on the income.

**Key-words:** Education, Income, Mincer Equation, Instrumentals Variables.

## **1 Introdução**

A literatura que aborda o tema referente educação e retorno na renda dos indivíduos é ampla e debatida em diferentes abordagens nos estudos publicados internacionalmente. Estas discussões estão assentadas nos preceitos da Teoria do

Capital Humano que trata sobre a importância do nível educacional e da experiência no trabalho como fatores para a elevação da produtividade econômica e os consequentes retornos do capital (lucros) e ganhos na remuneração do trabalho do indivíduo (Becker, 1964).

Os estudos não econométricos caracterizam-se pelas pesquisas que relacionavam o ciclo de vida dos indivíduos e os seus investimentos em estudos e capacitação profissional. Além desta abordagem haviam os estudiosos que investigavam a relação entre desigualdade de renda e as habilidades profissionais dos trabalhadores. Estas abordagens utilizavam-se apenas de estatísticas descritivas, sem valerem-se de modelos de regressão para explicar a relação entre escolaridade, experiência de trabalho e a renda dos indivíduos. Cabe ressaltar que os principais expoentes desta teoria foram Jacob Mincer (1958;1962), Gary Becker( 1964) e Theodor Schultz (1967).

A partir destes estudos surgiram uma gama de artigos, livros e ensaios publicando estudos sobre a importância da educação para o desenvolvimento dos países, assim como trabalhos demonstrando o impacto no nível educacional das pessoas sobre os seus rendimentos, introduzindo métodos econométricos para explicar as relações entre as variáveis. O primeiro deles foi construído por Mincer (1974), do qual derivaram outros modelos que são utilizados amplamente nos estudos no Brasil e internacionalmente.

Este trabalho tem por objetivo realizar uma análise inicial sobre o impacto do nível educacional das pessoas em seus rendimentos. Para tal, serão utilizados dois métodos econométricos: a tradicional equação criada por Mincer e o Método das Variáveis Instrumentais. Com as inferências procura-se responder questões relacionadas ao comportamento das variáveis selecionadas mediante o aumento do nível de escolaridade. A questão-chave é: qual é o efeito do aumento do nível de escolaridade sobre o rendimento salarial individual?

Para responder esta questão e outras que são detalhadas ao longo do artigo, este trabalho está dividido em 5 seções, incluindo esta. Na seção 2 apresenta-se o referencial teórico. Na seção 3 são apresentados os aspectos metodológicos da pesquisa. Na seção 4

demonstra-se os resultados das inferências. E, por fim, são realizadas as considerações finais e algumas sugestões de continuidade do estudo.

## 2 Referencial Teórico

O precursor da fase econométrica da Teoria do Capital Humano foi Mincer (1974), quando desenvolveu a equação “função salário do capital humano”, também conhecida como “equação minceriana”. A equação enfatiza o poder explicativo de variáveis que capturam o efeito do nível de escolaridade e experiência de trabalho dos indivíduos como forma de dimensionar os rendimentos individuais. Esta equação foi especificada da seguinte forma:

$$\ln y = \alpha + \beta_1 S + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + u \quad (1)$$

Onde:  $\ln y$  = logaritmo natural do rendimento salarial do indivíduo;

$S$  = número de anos de estudo do indivíduo;

$x$  = número de anos de experiência do indivíduo;

( $x = \text{idade} - S - 6$ )<sup>1</sup>

$x^2$  = experiência do indivíduo ao quadrado;

(termo que captura a concavidade do perfil salário-idade)

$u$  = termo de erro estocástico.

Os coeficientes  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  medem, respectivamente, a taxa de retorno da educação, taxa de retorno da experiência e da experiência ao quadrado, que medem a importância do treinamento no trabalho e do estoque do capital humano do trabalhador. O método utilizado para estimar a “equação minceriana” é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O modelo econométrico proposto por Mincer (1974) foi sendo gradualmente modificado em virtude de problemas que foram identificados. A estimação por meio de MQO pode apresentar problemas de viés de seleção, sejam os quais: a) omissão de variáveis relevantes ao modelo; b) erro de medida da variável educação; c) endogeneidade da escolaridade (Wooldridge, 2002; Cameron e Trivedi, 2005).

Considerando a equação (1), anteriormente descrita, é possível deduzir que o salário de um indivíduo não dependa somente do seu nível educacional e da sua experiência. Existem outras variáveis que podem influenciar, como por exemplo a

---

<sup>1</sup> Mincer (1974) assumiu que o indivíduo inicia seus estudos, em média, aos 06 anos de idade e que começa a trabalhar após completar o seu nível educacional. Desta forma, a equação considera a idade do indivíduo, menos o seu nível de escolaridade, menos 06 anos de idade.

habilidade (criatividade, capacidade de adaptação a mudanças, entre outras), condições socioeconômicas da família e a decisão de pertencer ao mercado de trabalho ou não<sup>2</sup>. Uma vez que estas variáveis afetam diretamente a renda do indivíduo, a omissão das mesmas pode provocar vieses ao modelo estimado por MQO. Para ilustrar esta proposição, supõe-se que deseja-se estimar o seguinte modelo:

$$\ln y_i = \alpha + \beta S_i + \varphi H_i + u_i \quad (2)$$

Onde:  $\ln y_i$  = logaritmo natural do rendimento salarial do indivíduo;

$S_i$  = número de anos de estudo do indivíduo;

$H_i$  = habilidade;

$u_i$  = termo de erro

Supondo que a equação seja estimada por MQO e não seja considerada a variável  $H_i$ , o viés do estimador  $b$  de  $\beta$  é observado na seguinte equação:

$$plimb - \beta = \frac{\varphi \text{cov}(S_i, H_i)}{\text{var}(S_i)} \quad (3)$$

Se  $\varphi$  for positivo e a covariância de  $S_i, H_i$  também o for,  $b$  será superestimado, pois a magnitude e o sinal do viés dependem de  $\varphi$  e da  $\text{cov}(S_i, H_i)$ . Como a variável  $H_i$  foi suprimida, a inferência realizada por MQO não captou qualquer relação entre ela e a variável dependente, desta forma  $b$  será superestimado.

Outro problema comum quando utilizado o MQO para as inferências relacionadas à “equação minceriana” é o erro de medida. A omissão ou superestimação de variáveis pode causar superestimação dos parâmetros, apresentando tendenciosidade. Wooldridge (2002) e Cameron e Trivedi (2005), descrevem que tentativas de melhorar a especificação do modelo, podem piorar o viés.

O terceiro problema foi apontado por Becker (1975) que demonstrou a preocupação com o problema da endogeneidade da variável “S” – anos de estudo -, isto

---

<sup>2</sup> Estudos relacionados a este tema foram realizados por Heckman (1974, 1979), Card (1993, 1999), Resende e Wyllie (2005), entre outros autores que abordaram a temática do problema de omissão de variáveis.

porque defendia que a decisão individual de investir em escolaridade está diretamente associado ao retorno salarial esperado. Isto é, deduz-se que quanto mais escolarizado é o indivíduo, maior será o seu salário no mercado de trabalho, pois apresentará melhores condições para exercer postos de trabalho que exigem alta qualificação. Se torna um indivíduo com capacidades/habilidades diferenciadas aos demais e, por isso, tem retornos de rendimentos maiores.

Frente aos problemas de consistência de estimação da “equação minceriana” por MQO, foram apresentadas soluções para sanar os problemas e obter-se resultados mais robustos dos modelos que relacionam educação e rendimento. Os métodos mais utilizados para pelos estudiosos para este fim são: Método de Variáveis Instrumentais (MVI) e o Procedimento de Heckman.

O Método de Variáveis Instrumentais é utilizado para estimar de forma consistente os parâmetros da equação de rendimento, levando em consideração problemas de erro de medida e da endogeneidade. As hipóteses básicas de estimação por MQO são violadas (estimadores viesados e inconsistentes), em virtude da correlação existente entre os regressores e o termo de erro da equação.

Na função de rendimentos proposta por Mincer, por exemplo, a variável educação possui várias outras variáveis correlacionadas a ela que ajudam explicar a sua influência sobre o resultado dos rendimentos, tais como escolaridade dos pais, local de nascimento, idade da pessoa, entre outras. Essas variáveis são chamadas de instrumentos e são utilizadas para melhorar o poder de predição da regressão por MQO.

A inserção de variáveis instrumentais é feita por meio variáveis adicionais que estejam correlacionadas com variáveis que apresentam problema de endogeneidade, porém não estejam correlacionadas com o termo de erro. Supondo um modelo de regressão linear múltipla:

$$y_i = \alpha + X_i\beta_i + u_i \quad (4)$$

Neste modelo, acredita-se que  $X_i$  e  $u_i$  são correlacionados, então:

$$E[X_i' u_i] \neq 0 \quad (5)$$

Isto significa que hipóteses básicas do MQO são violadas. Os estimadores serão viesados e inconsistentes. Para solucionar este problema, pode-se introduzir variáveis instrumentais “Z”, que acrescentam informações adicionais à “X” e aumentem o poder de explicação do modelo. Lembrando que estas variáveis “Z” devem obedecer alguns parâmetros:

- a) Serem correlacionadas com “X”:  $p \lim [(1/n)Z's] \neq 0$ ; e,
- b) Não serem correlacionadas com o erro “u”:  $p \lim [(1/n)Z'u] = 0$

Assim, cria-se uma matriz de variáveis instrumentais e os estimadores obtidos a partir dela serão consistentes:

$$\beta = (Z' X)^{-1} Z'y \quad (6)$$

Na prática, Cameron e Trivedi (2005) alertam que os estimadores MVI podem não ser apropriados quando a correlação entre X e Z for fraca.

A outra maneira amplamente difundida para resolver o problema da endogeneidade e do erro de estimação é o Procedimento de Heckman. Heckman (1976), percebeu que o problema que surge ao usar MQO em equações “*mincerianas*” é que o  $\beta$  (estimado) em geral é viesado. Identificou que existem variáveis omitidas na proporção “ $\lambda$ ”, sendo “ $\lambda$ ” a razão inversa de Mills. Uma variável omitida é representada pela equação:

$$\frac{\phi (Z_i\gamma/\sigma_0)}{\Phi (Z_i\gamma/\sigma_0)} \lambda \quad (7)$$

Incluindo a variável omitida na regressão MQO, o cálculo de estimativas consistentes torna-se imediato. Com a variável omitida o modelo passa a ser descrito conforme o exemplo a seguir:

$$w_i = X_i\beta + \frac{\phi (Z_i\gamma/\sigma_0)}{\Phi (Z_i\gamma/\sigma_0)} \lambda \quad (8)$$

Este modelo é estimado em dois passos. O primeiro consiste em estimar um Probit do tratamento sobre o vetor da variável “Z”, para obter as estimativas sobre  $\gamma/$

$\sigma_0$ , utilizando estas estimativas para construir a razão inversa de Mills “ $\lambda$ ”. A partir disto, faz-se uma regressão MQO, conforme a equação (8), anteriormente caracterizada<sup>3</sup>.

É importante ressaltar que para este trabalho serão utilizadas para as estimativas de retorno de rendimento a equação proposta por Mincer e o Método das Variáveis Instrumentais.

### **3 Metodologia**

Nesta seção são apresentados os procedimentos adotados para a construção do modelo econométrico para a análise dos dados referentes educação e retorno da escolaridade.

#### **3.1 Descrição da amostra da pesquisa**

Este estudo utiliza os microdados da PNAD (Pesquisa por Amostra de Domicílios) do ano de 2015. Estes dados são disponibilizados pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Para compor as equações utilizadas nas regressões foram selecionadas as seguintes variáveis:

- ✓ Renda do trabalho (principal, secundário, outros);
- ✓ Renda do não trabalho (aposentadoria, pensões, juros, alugueis e doações);
- ✓ Horas trabalhadas por semana;
- ✓ Escolaridade da pessoa de referência;
- ✓ Gênero;
- ✓ Raça;
- ✓ Estado civil
- ✓ Idade da pessoa de referência;
- ✓ Unidades da Federação.

As variáveis apresentadas serviram de base para a composição daquelas necessárias para os modelos de regressões utilizados para analisar educação e retorno nos rendimentos dos indivíduos que fazem parte da amostra.

---

<sup>3</sup> Para maiores detalhes sobre o Procedimento de Heckman, ver Wooldridge (2002).

A amostra selecionada é composta por pessoas que tiveram rendimentos no ano de 2015 provindos do trabalho ou de outra fonte como, por exemplo, aposentadoria, juros e alugueis. Foram selecionadas somente as pessoas que estavam trabalhando na época da pesquisa.

### 3.2 Procedimentos para a análise dos dados

Os dados serão estimados por meio de duas regressões: pela “equação minceriana” e pelo Método das Variáveis Instrumentais (MVI). O objetivo é avaliar a influência do nível de escolaridade sobre os rendimentos individuais desta variável a partir do momento que são incluídos instrumentos que ajudam a explicar o nível de escolaridade do indivíduo, tais como gênero, raça e a escolaridade do chefe da família. Estas variáveis instrumentais servem para corrigir os problemas de endogeneidade e erro de medida.

A “equação minceriana”, definida e descrita na seção 2, é estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), por meio de uma regressão linear múltipla, onde espera-se que os coeficientes para educação e experiência sejam positivos, pois quanto maior a escolaridade e a experiência, maior será a produtividade do trabalhador e consequentemente maior será a sua remuneração. Para o coeficiente da experiência ao quadrado espera-se resultado negativo, isto porque, segundo a teoria, os anos de experiência são fortemente determinados pela idade do indivíduo. Quanto maior a idade maior a experiência, porém há um ponto de saturação desta condição, onde o trabalhador perde produtividade e consequente rendimento.

Para a estimação pelo Método das Variáveis instrumentais será utilizado o procedimento da regressão MQO em dois estágios. Serão estimadas as seguintes equações, para o Brasil e para o estado de Santa Catarina:

$$\ln y = \alpha + \beta_{1\text{edu}} + \beta_{2\text{exp}} + \beta_{3\text{exp}}^2 + \beta_{4\text{gen}} + \beta_{5\text{sind}} + \beta_{6\text{local}} + u \quad (9)$$

$$\text{edu} = \alpha + \Theta_{1\text{raça}} + \Theta_{2\text{condição}} + v \quad (10)$$

Onde:

✓  $\ln y$  = logaritmo natural do rendimento salarial do indivíduo;



(Salário equivalente da pessoa  $(40 \cdot \text{salário})/x$  horas)

- ✓ Edu = número de anos de estudo do indivíduo;
- ✓ Exp = número de anos de experiência do indivíduo;
- ✓  $\text{Exp}^2$  = experiência do indivíduo ao quadrado;
- ✓ Gênero: variável *dummy*: (1) para homem, (0) mulher;
- ✓ Sind = variável *dummy*: (1) se é sindicalizado, (0) caso contrário;
- ✓ Local = variável *dummy*: (1) se mora nos estados das regiões Sudeste e Sul do Brasil e na capital Brasília, (0) se mora nas regiões Norte Nordeste e Centro-Oeste;
- ✓  $u$  = termo de erro estocástico.

A inclusão da variável *dummy* “Local” deve-se ao fato de se acreditar que há grande disparidade entre o rendimento das pessoas nas regiões Sudeste (São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo), Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) e na capital do país – Brasília-, com relação às demais regiões do país. O fato do Sudeste e Sul serem mais desenvolvidos economicamente que as demais espera-se que as pessoas sejam mais escolarizadas e recebam salários melhores. A capital Brasília enquadra-se neste raciocínio em virtude de possuir uma demanda elevada de servidores públicos com alta escolaridade.

As variáveis instrumentais utilizadas para explicar o fator educação em relação aos rendimentos são:

- ✓ Raça: variável *dummy*: (1) brancos, (0) não-brancos (pardos, negros, índios, amarelos, etc.);
- ✓ Condição: variável *dummy*: (1) para pessoa de referência na família, (0) caso contrário;
- ✓  $v$  = termo de erro estocástico.

A escolha destas variáveis deve-se pelas seguintes razões: a) Raça: o Brasil apresenta significativas diferenças de acesso à educação por parte dos brancos e não-branco, sendo que geralmente os brancos possuem níveis de instrução maiores que as demais raças. Isto causa distorções nos rendimentos; e, b) Condição: esta variável foi criada entendendo-se que a condição de escolaridade da pessoa de referência da família afeta o nível de escolaridade dos demais membros que a compõem. Se o pai ou mãe que são referência na família têm alto grau de instrução, espera-se que os filhos sigam o exemplo. A variável estado civil não foi incluída como instrumento, pois apresenta multicolinearidade. Assim, foi descartada do modelo.

Espera-se que os sinais dos parâmetros das regressões sigam o seguinte comportamento: educação e experiência: positivo; experiência quadrática: negativo<sup>4</sup>; gênero: positivo (espera-se que o gênero masculino tenha rendimentos maiores que o feminino em virtude da discriminação salarial existente); sindicato: positivo (o fato de pertencer a um sindicato melhora as condições de negociação de salários); local: positivo (espera-se melhores rendimentos àqueles que moram nas regiões Sudeste, Sul e na capital).

#### 4 Resultados

Os primeiros resultados para a equação de rendimento foram obtidos ao estimar a “equação minceriana” para o Brasil, pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Pela Figura 1, observa-se que o resultado dos coeficientes estão de acordo com o esperado, educação e experiência positivos e experiência quadrática com sinal negativo. O valor-p = 0.0000 para todos os parâmetros e o resultado da Prob > F = 0,0000, dão estabilidade ao modelo e confirmam que os desvios-padrões são robustos à heterocedasticidade.

Por meio da regressão, pode-se verificar que a estimativa da taxa de retorno de escolaridade em relação ao logaritmo do salário equivalente é positivo e apresenta um valor de incremento de 15,84% nos salários para cada ano de escolaridade a mais que o indivíduo possuir. Cada ano de experiência a mais no trabalho que a pessoa tiver acrescenta 4,45% no rendimento salarial.

**Figura 01: Estimação MQO da Equação de Mincer para o Brasil**

. regress lny EDUCACAO EXPER EXPER2, level(99)						
Source	SS	df	MS	Number of obs	= 160,537	
Model	72720.1248	3	24240.0416	F(3, 160533)	= 1652.13	
Residual	2355338.43	160,533	14.6719891	Prob > F	= 0.0000	
				R-squared	= 0.0299	
				Adj R-squared	= 0.0299	
Total	2428058.56	160,536	15.1246983	Root MSE	= 3.8304	
lny	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]	
EDUCACAO	.1584409	.0023698	66.86	0.000	.1523366	.1645451
EXPER	.0445438	.002117	21.04	0.000	.0390907	.0499968
EXPER2	-.0004182	.0000389	-10.74	0.000	-.0005186	-.0003179
_cons	5.367787	.0367508	146.06	0.000	5.273122	5.462452

<sup>4</sup> Razões já explicadas anteriormente.

Fonte: Microdados PNAD – IBGE, 2015 – Elaboração própria.

A acumulação de experiência, representada pela experiência na forma quadrática, reduz o retorno do salário ao longo do tempo. Entretanto, esta redução é muito pequena -0,041% por ano, o que significa, segundo a teoria, que há baixa perda de produtividade do trabalhador, por isso há pouca perda de retorno salarial.

Fazendo a mesma regressão para o estado de Santa Catarina – Figura 2-, percebeu-se que os resultados obtidos são semelhantes em termos de retorno dos sinais dos parâmetros e de ajustamento do modelo. A Prob > F = 0,000 e os valores-p = 0,000, indicam estabilidade ao modelo e os desvios-padrões são robustos à heterocedasticidade.

**Figura 02: Estimação MQO da Equação de Mincer para Santa Catarina**

. regress lny EDUCACAO EXPER EXPER2, level(99)						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	5,020
Model	1431.22152	3	477.07384	F(3, 5016)	=	25.64
Residual	93337.1044	5,016	18.6078757	Prob > F	=	0.0000
Total	94768.3259	5,019	18.8819139	R-squared	=	0.0151
				Adj R-squared	=	0.0145
				Root MSE	=	4.3137

  

lny	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]	
EDUCACAO	.1177329	.0164042	7.18	0.000	.0754625	.1600034
EXPER	.0518041	.0136807	3.79	0.000	.0165516	.0870565
EXPER2	-.0004982	.0002567	-1.94	0.052	-.0011595	.0001632
_cons	6.102332	.2449063	24.92	0.000	5.471255	6.733408

Fonte: Microdados PNAD – IBGE, 2015 – Elaboração própria.

Para o estado de Santa Catarina, cada ano a mais de escolaridade que o trabalhador possuir, haverá um retorno de 11,77% sobre o rendimento salarial. Cada ano de experiência extra contribuiu com 5,18% de aumento no salário individual. O acúmulo de experiência, assim como para o país, reduz de forma pouca significativa o retorno salarial (-0,049%).

Para resolver o problema da endogeneidade da educação e de erro de medida do modelo foi realizada a regressão por meio do Método das Variáveis Instrumentais. Fez-se a regressão por MQO em dois estágios. Foram feitos testes de normalidade das variáveis, para confirmar a endogeneidade da variável educação e para verificar se os instrumentos utilizados eram fortes para o modelo.

A Figura 3 demonstra o teste de verificação da endogeneidade da variável educação. Os resultados dos valores- $p = 0,0000$  encontrados rejeitam a hipótese  $H_0$  de que as variáveis são exógenas, confirmando a endogeneidade de educação.

**Figura 03: Teste de Endogeneidade da Variável Educação**

```
. estat endog, forceweights forcenonrobust

Tests of endogeneity
Ho: variables are exogenous

Durbin (score) chi2(1)          = 242.262 (p = 0.0000)
Wu-Hausman F(1,160529)         = 242.616 (p = 0.0000)
Robust score chi2(1)           = 239.635 (p = 0.0000)
Robust regression F(1,160529)  = 240.165 (p = 0.0000)
```

Fonte: Elaboração própria.

Foi realizado o teste para verificar se os instrumentos utilizados para ajudar a explicar o efeito da variável educação sobre os salários eram fracos ou fortes. O resultado do F para educação (2507,94) muito superior às probabilidades do Teste Wald para nível de significância de 5%, rejeita a  $H_0$  de que os instrumentos são fracos. A  $\text{Prob} > F = 0,000$ , confirma a robustez do modelo para a regressão no primeiro estágio. Portanto, há correlação entre as variáveis “raça” e “condição” com “educação”, entretanto, não estão correlacionadas com o erro, apesar de terem um poder de explicação baixo ( $R\text{-sq.} = 19,67\%$ ). Por fim, o teste de normalidade dos parâmetros confirma que o modelo foi corretamente especificado, com os valores- $p = 0,000$ .

Após a verificação das condições de especificação e estabilidade do modelo, foi realizada a regressão por MQO do segundo estágio para o Brasil. Observou-se alterações no resultado da variável educação. A partir da introdução das variáveis instrumentais “raça” e “condição”, esta elevou significativamente o poder de explicação da escolaridade sobre o retorno dos salários individuais, correspondendo a 37,83%. Os anos de experiência contribuem com 4,55% de retorno sobre o salário.

Nesta análise chamaram a atenção os parâmetros experiência ao quadrado, gênero e sindicato. Apesar a variável “exp2” ter o sinal esperado, ela não apresentou poder de explicação sobre o retorno salarial. Já a variável “gênero” demonstrou que o fato de ser do sexo masculino, há um retorno de 87,92% nos rendimentos individuais. É um valor bastante discrepante, mesmo para uma sociedade que apresenta discriminação salarial.

Para a variável “sindicato”, esperava-se que o fato do indivíduo ser pertencer a um sindicato, teria retornos maiores nos salários, pois estes têm poder de negociação nas épocas dos dissídios. Entretanto, o que foi observado é que o retorno reduz - 36,89%, um valor muito elevado. O que contradiz totalmente a teoria.

Já para a variável “local”, o resultado confirmou o esperado. O fato de o trabalhador estar localizado nas regiões Sudeste, Sul e Brasília, há retorno de 16,99% para os rendimentos a cada ano de estudo.

A regressão realizada para o estado de Santa Catarina demonstra similitudes aos resultados do Brasil. Para esta regressão também foram realizados aos testes de normalidade das variáveis, para confirmar a endogeneidade da variável educação e para verificar se os instrumentos utilizados eram fortes para o modelo. Os resultados dos testes confirmaram a endogeneidade da variável “educação”, que os instrumentos utilizados não são fracos e que o modelo foi corretamente especificado. As tabelas com os resultados dos testes estão no apêndice deste trabalho.

Avaliando os dados constantes na regressão das variáveis instrumentais para o estado de Santa Catarina, em 2015, denotou-se que a partir da inclusão dos instrumentos “raça” e “condição” à variável “educação”, o retorno sobre o salário de cada ano extra de instrução se eleva em 31,37%. Cada ano de experiência a mais do trabalhador contribui em 4,28% de aumento nos salários individuais.

Também chamaram a atenção as variáveis “exper2”, “gênero” e “sindicato”, que apresentaram as mesmas discrepâncias observadas para o Brasil. Vale ressaltar que para esta regressão não foi incluída a variável “local”, uma vez que o estado faz parte da região selecionada anteriormente como parâmetro para a diferenciação de retorno salarial para o Brasil. Se fosse incluída, seria automaticamente descartada pela regressão.

## **5 Considerações Finais**

Sob a ótica da Teoria do Capital Humano, a educação é tida como um instrumento de grande relevância para explicar as desigualdades de renda e

consequentes disparidades sociais, especialmente em países como o Brasil, que apresenta enormes diferenças educacionais, sociais e econômicas entre as suas regiões.

Neste trabalho, procurou-se analisar o quanto o nível de escolaridade influencia nos retornos salariais individuais utilizando-se de metodologia amplamente difundidas na literatura internacional. Iniciou-se a investigação via regressão da equação de Mincer para o Brasil e para o estado de Santa Catarina e, posteriormente, fez-se a regressão por meio do Método das Variáveis Instrumentais para ambos os casos.

Os resultados obtidos das regressões da equação de Mincer revelaram a forte relação entre anos de escolaridade e os retornos sobre os salários. Para o Brasil, cada ano a mais de estudo representa um acréscimo de 15,84% e para Santa Catarina de 11,77%. A experiência também é importante, pois cada ano extra de trabalho contribui em 4,45% no aumento do salário individual para o Brasil e 5,18% para o estado de Santa Catarina. Observou-se também que, para ambos os casos, a experiência na forma quadrática, não reduz significativamente os retornos salariais. Segundo a teoria, quanto maior a experiência, maior a idade do trabalhador, e conforme a idade avança o trabalhador tende a ficar menos produtivo, redundando em queda nos rendimentos. Diante dos resultados obtidos este decréscimo é pequeno, isto pode estar associado ao fato da média de idade do trabalhador brasileiro ser baixa e de o mesmo começar a trabalhar muito jovem.

Os resultados das regressões pelo Método das Variáveis Instrumentais em dois estágios, confirmaram novamente que o fator educação é de suma importância para o retorno nos rendimentos. Nestas regressões, a inclusão dos instrumentos “raça” e “condição” potencializaram ainda mais a importância da instrução como mecanismo para elevação dos rendimentos salariais. Segundo a literatura, o fato da pessoa ser branca lhe dá vantagens em relação às demais raças. Isto porque possuem mais acesso aos meios educacionais, os pais já são mais escolarizados e possuem renda superior, o que garante condições favoráveis para estas pessoas acessarem as melhores escolas, sem contar que residem em locais com infraestrutura educacional disponível.

A regressão demonstrou que, neste caso, considerando a raça e as condições educacionais dos responsáveis pela família, a oportunidade de anos extras de estudo

vão-lhes retornos salariais superiores em 37,83% e 31,37% para o Brasil e Santa Catarina, respectivamente.

A variável “local” apresentou o resultado de acordo com o esperado. Foi definido que os indivíduos que moram nas regiões Sudeste, Sul e Brasília teriam retornos salariais maiores em relação às demais regiões do país. Isto, em virtude das condições econômicas e de acesso à educação que estes locais apresentam. Observou-se que os trabalhadores que residem nas regiões definidas como referência, possuem um retorno salarial 16,99% superior.

Os resultados dos regressores de gênero apresentaram números relativamente altos. Demonstraram que se o indivíduo for do sexo masculino, terá ganhos nos rendimentos de 87,92% (Brasil) e 77,72% (Santa Catarina) superiores em relação às mulheres no mercado de trabalho. Estes resultados devem ser olhados com cuidado, pois, apesar, da discriminação salarial existente no país, estas distorções não são tão elevadas. Para evitar este tipo de discrepância na regressão dos modelos, alguns pesquisadores separam as amostras entre mulheres e homens. Além disto, fazem estudos de discriminação salarial entre gênero e raça.

A variável “sindicato” não demonstrou retorno do sinal conforme o esperado. Supõe-se que as pessoas que são sindicalizadas obtenham maiores rendimento, isto devido ao poder de negociação que possuem em termos salariais e benefícios ao trabalhador. O que observou-se que em nível nacional, para o ano de 2015, pertencer a um sindicato impactou numa redução de -36,89% nos salários e em Santa Catarina 8,77%. Não há uma explicação objetiva sobre este caso, pois em outros estudos realizados o resultado sempre foi positivo. Teria-se que fazer uma investigação mais acurada sobre os dados estaduais e sobre eventuais problemas econômicos pontuais que possam explicar este fato.

Por fim, é importante destacar que este estudo não é definitivo e que pode ser ampliado, inserindo-se outras variáveis, ou analisando-se com modelos mais robustos, tais como o Procedimento de Heckman. Outras inferências podem ser realizada a partir da utilização da base de microdados da PNAD. Este trabalho o teve apenas objetivo de realizar inferências básicas à luz de teorias consagradas sobre o Capital Humano.

## 6 Referências

Becker, G. (1964). Human Capital - A Theoretical and Empirical Analysis, with special reference to Education. **NBER**, n. 80.

Cameron, A. C. (2005). Trivedi, P. K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press.

Card, D. (1993). Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling. Cambridge, MA: **NBER**, n. 4483.

Card, D. (1999). The casual effect of education on earnings. In: O. Ashenfelter & D. Ca (Eds.), **Handbook of labor economics**, vol. 3A. Holland.

Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as Specification Error. **Econometrica**, 47, p. 153-161.

Ibge – Instituto Brasileiro de Geografia e Pesquisa – **Microdados da PNAD 2015**.

Disponível em:

<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/microdados.shtm>; Acesso em: 28 de outubro de 2018.

Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution **Journal of Political Economy**. Vol. 66, No. 4 (Aug.), pp. 281-302.

Mincer, J. (1962). Labor force participation of married women: a study of labor supply. In: **Aspects of Labor Economics**. National Bureau of Economic Research, Inc, p. 63-105.

Mincer, J. (1974). Schooling, Experience and Earnings. **NBER**.

Resende, M. e Wyllie, R. (2006). Retorno para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. **Economia Aplicada**, v.10, n.3 p. 349-365, julho/setembro.

Schultz, T. W. (1967). **O valor econômico da educação**. Trad.de P.S. Werneck. Rev. Técnica de C.A. Pajuaba. Rio de Janeiro: Zahar.

Wooldridge, J. (2002) **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2 Edition, MIT Press.