

# O IMPACTO DA EDUCAÇÃO NOS RENDIMENTOS DO TRABALHADOR: UMA ANÁLISE PARA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE

Márcio Antônio Salvato<sup>♦</sup>

Denis Gomes Silva<sup>♦</sup>

## Resumo:

Este trabalho aborda as principais contribuições teóricas dadas por Schultz, Becker e Mincer referente aos efeitos da educação nos rendimentos dos indivíduos. Para quantificar o retorno da educação faz-se uso da equação de Mincer simples e adaptada para fatores de discriminação no mercado de trabalho e efeito limiar (*threshold effect*), usando MQO, MVI e procedimento de Heckman. As estimações são feitas a partir da base de dados da PNAD, ano 2005, para a RMBH. Resultados: *i*) retornos positivos para educação diferenciados por atividade na economia; *ii*) discriminação; *iii*) presença de *Threshold effect*; *iv*) há viés no uso simples de MQO.

**Palavras-chave:** capital humano, retorno da escolaridade, efeito limiar, endogeneidade, viés de seleção

## Abstract:

This work approaches the main theoretical contributions given by Schultz, Becker and Mincer referring to the effect of the education in the incomes of the individuals. To quantify the return of the education one becomes use of the equation of Mincer and adapted for factors of discrimination in the work market and threshold effect, using OLS, IV estimators and Heckman procedure. The estimation model use the database of the 'Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios' (PNAD) referring to the year of 2005 for Belo Horizonte metropolitan region. The main results had been: *i*) positive returns for education differentiated for activity in the economy; *ii*) discrimination; *iii*) there is threshold effect; *iv*) there is bias in use of MQO.

**Keywords:** human capital, education return, threshold effect, endogeneity, selection bias.

**Classificação JEL:** C21, E24, J71

**Área de Submissão para o XIII Seminário sobre Economia Mineira de Diamantina:**

E4 – Economia Social: Trabalho, Educação e Saúde em Minas Gerais

---

<sup>♦</sup> Doutor em Economia pela EPGE-FGV/RJ, professor adjunto da PUC Minas e IBMEC Minas.

<sup>♦</sup> Graduado em Economia pela PUC Minas.

# O IMPACTO DA EDUCAÇÃO NOS RENDIMENTOS DO TRABALHADOR: Uma análise para região metropolitana de Belo Horizonte

## 1. INTRODUÇÃO

Dos diversos fatores que determinam a remuneração do trabalhador, a educação é uma das variáveis que mais tem sido alvo de pesquisa, conforme aponta Coelho e Corseuil (2002). Sua importância consiste no fato de que ao adquirir educação o indivíduo obtém mais conhecimento, o que leva a desenvolver sua capacidade de raciocínio e conseqüentemente permite a ele executar de forma mais eficiente as tarefas que lhe forem conferidas no trabalho. Neste sentido, ao executar com maior habilidade o seu serviço, a sua remuneração deve ser maior, uma vez que os indivíduos devem ser remunerados segundo a sua contribuição marginal à produção da empresa.<sup>1</sup> A educação é, portanto, entendida como uma forma de investimento. Esse argumento ficou comumente conhecida, a partir da década de 1960, como a teoria do capital humano, onde se destacam as contribuições de Theodore Schultz, Gary Becker e Jacob Mincer.

Conforme Ioschpe (2004), Schultz aborda a relação entre educação e rendimento, a partir da idéia de que o investimento em educação é realizado conscientemente pelo indivíduo, a fim de aumentar sua produtividade e conseqüentemente seu salário futuro. Portanto, o autor sugere que o nível desses rendimentos é determinado em boa parte pelo nível educacional do trabalhador. As contribuições de Becker, segundo Loureiro e Carneiro (2001), estão relacionadas ao treinamento no trabalho e as possíveis discriminações que possam existir no mercado de trabalho. O autor sugere que o investimento em educação e o treinamento no trabalho aumentam os rendimentos mesmo quando se considera possíveis fatores discriminatórios que possam reduzir o salário, como por exemplo, raça e gênero. Os estudos de Mincer, segundo Ioschpe (2004), foram o marco inicial para uma série de estudos de como quantificar o impacto do incremento de mais anos de estudo nos salários dos indivíduos.

Mais recentemente, os modelos de desenvolvimento endógeno sugerem que o nível de renda per capita dos países depende não apenas do nível de capital físico disponível, mas também do montante de capital humano, no qual a variável 'anos médios de escolaridade' é normalmente utilizada como *proxy*. Assim, na decomposição das fontes de crescimento o fator capital é decomposto em duas partes, destacando-se a expansão do nível educacional dos países.

O Brasil encontra-se recentemente, conforme destaca Castro (2006), em um processo de mudanças rápidas em seu nível tecnológico, sugerindo que o papel da educação deve ganhar ainda maior relevância. Ou seja, ao adquirir maiores habilidades ao se educar, o indivíduo consegue absorver melhor as rápidas mudanças tecnológicas, conseguindo assim aprender o novo em tempo hábil e protegendo assim do possível desemprego. Neste sentido, uma questão relevante é entender e quantificar o retorno desse investimento em educação para o nível de rendimento dos trabalhadores, principalmente nos grandes centros urbanos, nos quais a ameaça do desemprego e o avanço tecnológico parecem mais evidente.

Para tentar responder essa pergunta, este trabalho procura estimar os retornos da escolaridade a partir do modelo de Mincer para a região metropolitana de Belo Horizonte. Devido ao possível problema de discriminação de gênero e raça, a equação minceriana é adaptada para essas variáveis, bem como adaptada para o efeito limiar (*threshold effect*) e participação dos indivíduos no sindicato. Além disso pretende-se avaliar se a existência de um viés de seleção interfere na estimação dos retornos da educação. A estimação será feita usando os métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO), variáveis instrumentais (MVI) e procedimento de Heckman para correção do viés de seleção.

---

<sup>1</sup> Ver Chaves (2002).

A base de dados que será utilizada para a estimação das equações de rendimentos será a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referente ao ano de 2005.

Como principais resultados obtidos têm-se: *i*) efeito positivo da educação e da experiência nos rendimentos do indivíduo, sendo esses ganhos decrescentes com o acúmulo de experiência; *ii*) retornos da educação são diferenciados por atividade de trabalho; *iii*) discriminação no mercado de trabalho devido a cor, gênero e filiação ao sindicato; *iv*) efeito limiar (*threshold effect*) significativo corroborando os resultados de Hoffmann e Simão (2005); *v*) uso de variáveis instrumentais (MVI) aumenta o retorno da escolaridade; *vi*) procedimento de Heckman mostra que há viés de seleção na estimação da equação de Mincer adaptada para região metropolitana de Belo Horizonte.

Além desta seção introdutória, este trabalho segue na seção 2 apresentando as principais construções teóricas a respeito da influência da educação nos rendimentos do trabalhador. Segue na seção 3 discutindo as principais questões metodológicas, desde a equação básica do modelo de Mincer e suas alterações pela inclusão de variáveis de controle para efeito discriminação no mercado de trabalho, discussão do problema de endogeneidade e sua instrumentalização e o tratamento de viés de seleção a partir do procedimento de Heckman. Na seção 4 estão apresentados os principais resultados da aplicação empírica do modelo para a região metropolitana de Belo Horizonte. Por fim, uma seção conclusiva encerra este trabalho.

## **2. EDUCAÇÃO: INVESTIMENTO EM CAPITAL HUMANO E DETERMINANTE DOS RENDIMENTOS**

Desde Adam Smith em ‘A riqueza das Nações’, de 1776, já se percebia as diferenças no mercado de trabalho por fatores ligados a educação. No entanto, as pesquisas empíricas só tiveram vigor a partir da década de 1960 com as contribuições feitas por Theodore Schultz, Gary Becker e Jacob Mincer, nascendo assim a teoria do capital humano.

Para Schultz (1973), boa parte das capacitações econômicas de um povo é desenvolvida por meio de atividades que tenham características de investimento. Esses investimentos são de “[...] uma magnitude tal que alteram radicalmente as medidas usuais do quantitativo de poupanças e de formação de capital. Alteram também a estrutura dos ordenados e dos salários e a quantia dos rendimentos relativa à renda advinda da propriedade.” (SCHULTZ, 1973, p.65).

Conforme Schultz (1973), a decisão das pessoas de investimento ‘em si mesmas’ vai ao encontro da teoria de escolha ótima numa busca por maximização do bem-estar. Essa decisão de investimento pode ser através da educação, como ressalta o mesmo autor. Além disso, um maior nível de escolarização pode “[...] fazer progredir as capacitações das pessoas e, desta forma, incrementar os seus futuros rendimentos” (SCHULTZ, 1973, p.57), aumentando assim a possibilidade de escolhas no futuro.

Com base nos argumentos de Schultz, Ioschpe (2004) acrescenta que o nível de escolaridade do indivíduo é, não apenas um fator de acréscimo nos rendimentos, mas sim, um dos principais fatores para poder compreender o perfil de renda de um trabalhador ao longo de sua vida. Ou seja, das diversas variáveis que influenciam o salário de um indivíduo, o nível de escolaridade é um dos que tem maior importância.

A teoria do capital humano foi expandida ainda mais com as contribuições de Gary Becker. As idéias iniciais de Becker referem-se sobre o treinamento no trabalho. Conforme Schultz (1973), Becker faz distinção entre as capacidades técnicas gerais e específicas, que são adquiridas nos treinamentos genéricos e específicos fornecido pelas empresas. De uma forma geral, o treinamento, independente se é custeado pelo empregado ou empregador, produz expansão das capacidades individuais e maior produtividade. Desta forma, o autor mostra que a remuneração do indivíduo que está recebendo certo treinamento é menor do que a remuneração do trabalhador que não está sujeito a este treino: “[...] aquele sem treinamento recebe de acordo com sua produtividade, mas o funcionário em treinamento leva um abatimento de acordo com o custo e a generalidade de seu

treinamento.” (IOSCHPE, 2004, p. 32). No decorrer da carreira, a partir de certo ponto, o salário do indivíduo que recebeu treinamento será maior do que o do indivíduo destreinado, pois o treinado passa a produzir mais.

Gary Becker também faz contribuições para teoria do capital humano através da hipótese de existência de discriminação no mercado de trabalho.<sup>2</sup> Segundo Loureiro e Carneiro (2001), Becker verifica que a discriminação gera salários desiguais e um tratamento diferenciado do trabalhador. Essa discussão remete ao fato de que numa equação de determinantes da renda, conforme será visto nos próximos capítulos, além da educação é necessário controlar a influência da discriminação no mercado de trabalho.

Outra importante contribuição para a teoria do capital humano foi feita por Jacob Mincer. Conforme Senna (1976) e Ioschpe (2004), o trabalho de Mincer, em 1974, iniciou os estudos de como medir o impacto do incremento de mais um ano de estudo no salário dos indivíduos, ou seja, a idéia de mensurar o retorno do investimento em educação. Era com isso “a última ponta do tripé – junto com Schultz e Becker” (IOSCHPE, 2004, p.40). Conforme Chaves (2002, p.3), “Ele [Mincer] integrou a teoria do investimento em capital humano dentro de um contexto empírico compatível com os modelos mais formais da teoria econômica.” Estes estudos resultaram na chamada função salário do capital humano que relaciona o logaritmo dos ganhos do trabalhador (salário) com o investimento em capital humano, através da escolaridade do indivíduo (medida em anos de estudo) e da experiência do mesmo após o término dos estudos (medida em anos de trabalho).

### 3 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DOS RENDIMENTOS

O trabalho pioneiro para avaliar o impacto da educação nos rendimentos do trabalhador é atribuído a Jacob Mincer. Diversas outras proposições foram feitas inspiradas nesse primeiro trabalho levando-se em consideração outras técnicas econométricas, segundo Resende e Wyllie (2006).

Para melhor análise dos modelos propostos para determinação dos rendimentos, esta seção está dividida em duas seções. A primeira aborda a equação proposta por Mincer e a segunda os outros modelos derivados da equação minceriana: a metodologia de Heckman, o uso de variáveis instrumentais, o efeito limiar (*threshold effect*) e o efeito discriminação no mercado de trabalho.

#### 3.1 Equações Mincerianas

A fim de medir o retorno da educação, Mincer (1974) propôs um tipo de equação que leva em conta a influência da educação no salário dos indivíduos juntamente com impacto que é causado nesses ganhos através do aprendizado que lhe é transmitido pela experiência no trabalho. Com isso o salário de um indivíduo é dado por:

$$\ln Y_j = a + b_1 s + b_2 j + b_3 j^2 + v \quad (1)$$

em que  $\ln Y_j$  é o logaritmo da renda advinda de  $j$  anos de experiência no trabalho,  $s$  são os anos de escolaridade desse indivíduo,  $j$  os anos de experiência no mercado de trabalho e  $v$  é o termo estocástico.

A idéia básica desta equação é que anos adicionais de escolaridade e de experiência no trabalho acarretam aumento nos salários (coeficientes  $b_1$  e  $b_2$  são positivos). No entanto aumentos causados pelo acúmulo de experiência estão sujeitos a retornos decrescentes (coeficiente  $b_3$  é negativo), implicando em uma função parabólica, côncava em  $j$ . Isso quer dizer que os

<sup>2</sup> Ver Becker, Gary. **The economics of Discrimination: An Economic View of Racial Discrimination**. Chicago: The University of Chicago Press, 1957.

incrementos salariais causados por aumento da experiência tendem a ser positivos, mas cada vez menores com o decorrer do tempo.

Usualmente a literatura de capital humano emprega uma *proxy* para mensurar a variável experiência da equação minceriana:  $j = idade - s - 6$ . Segundo Chaves (2002) ao fazer uso dessa *proxy* a equação minceriana tem como hipótese que o indivíduo começa a trabalhar logo após terminar seus anos de estudo, e que esse termina o período escolar no tempo  $s$  mais seis anos de idade, em que esse último é a idade em que o indivíduo, geralmente, começa a estudar.

O resíduo ( $v$ ) na equação 1, são componentes que Mincer admitiu influenciar na renda, como por exemplo as habilidades individuais e qualidade da educação, que são de difícil mensuração, conforme França, Gaspari e Loureiro (2005).

Na aplicação desse modelo, Senna (1976) propõe que para uma melhor estimação da equação de rendimentos deve-se fazer a desagregação por atividade econômica. Segundo o autor, a desagregação por setor ajuda a contornar os possíveis problemas de estimação causados por desequilíbrios na economia, imperfeições de mercado e, em especial, a heterogeneidade da mão-de-obra.

Este modelo mostrado nesta seção, tradicionalmente é realizado usando-se o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). No entanto a aplicação desta metodologia pode causar um viés nos coeficientes estimados devido a não inclusão de mais variáveis que podem afetar a renda do indivíduo e da endogeneidade da educação. A próxima seção trata deste problema.

### 3.2 Correções e incrementos no modelo de determinação da renda do indivíduo

Apesar do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) ser bastante utilizado, o seu uso deve ser feito observando os possíveis problemas de viés nos coeficientes estimados. Segundo Ueda e Hoffmann (2002), as estimativas dos coeficientes da regressão podem sofrer problemas de viés causado por: omissão de variáveis relevantes no modelo, de erros de medida na variável educação e por causa da endogeneidade da escolaridade.

Os métodos que serão empregados neste trabalho para corrigir os possíveis problemas da equação minceriana serão: metodologia de Heckman, estimação por variáveis instrumentais, inclusão de uma variável que leve em conta o efeito limiar (*threshold effect*) e o uso de variáveis de controle para o efeito discriminação no mercado de trabalho.

#### 3.2.1 Metodologia de Heckman

O viés causado nos coeficientes estimados por MQO, segundo Figueiredo Neto (1998), pode ser devido ao problema de seletividade amostral. Segundo o autor, esse problema consiste em considerar na estimação da equação apenas os indivíduos que estão no mercado de trabalho, ou seja, não leva em conta as pessoas que não estão auferindo renda. Conforme Sachsida, Loureiro e Mendonça (2002) um indivíduo qualquer tem implícito um determinado salário de reserva, sendo que abaixo desse valor ele recusa-se a entrar no mercado de trabalho. Com isso, pode-se dizer que se existe uma regra por trás da decisão de aceitar ou não um determinado emprego e, portanto, deve-se levar em conta este fato para não causar um viés de seleção na estimação.

Heckman, citado em Figueiredo Neto (1998), desenvolveu um procedimento para estimar a equação de rendimentos de modo que se evitasse o problema de seletividade amostral. Nesse procedimento, considera-se uma função principal de rendimento como a equação (1) proposta por Mincer e monta-se uma função auxiliar denominada equação de participação no mercado de trabalho, que como o próprio nome diz, leva em consideração as variáveis que determinam a participação do indivíduo no mercado de trabalho. Ao estimar a equação de rendimentos, levando em consideração o procedimento de Heckman, a equação minceriana modifica-se, segundo Resende e Wyllie (2006), para:

$$\ln Y_j = a + b_1s + b_2j + b_3j^2 + b_4\lambda + v \quad (2)$$

em que variável explicativa  $\lambda$  na equação (2) é denominada razão inversa de Mills, e é usada para resolver o possível problema do viés de seletividade amostral. Esta variável é uma função que leva em consideração a probabilidade dos indivíduos em participarem do mercado de trabalho e é dada por:<sup>3</sup>

$$\lambda_i = \phi\left(\frac{\gamma Z_i}{\sigma_u}\right) / \Phi\left(\frac{\gamma Z_i}{\sigma_u}\right) \quad (3)$$

em que  $\phi$  é a função de densidade de probabilidade,  $\Phi$  = função de distribuição cumulativa,  $Z_i$  = vetor de variáveis que determinam a participação do indivíduo  $i$  no mercado de trabalho,  $\gamma$  = conjunto de parâmetros das variáveis em  $Z_i$  e  $\sigma_u$  = desvio padrão do resíduo  $u$  da equação de participação no mercado de trabalho.

Para proceder a estimação do modelo de Heckman deve-se, segundo Figueiredo Neto (1998), estimar a equação de participação no mercado de trabalho pelo método da máxima verossimilhança utilizando um modelo *probit*.<sup>4</sup> Com base na estimação desse primeiro estágio é possível gerar as estimativas de  $\lambda_i$ , conforme Resende e Wyllie (2006). Obtendo esse último, pode-se estimar a equação (2) por MQO.

Para verificar a relevância do procedimento de Heckman deve-se analisar a significância do coeficiente da variável *lambda* que é incluída na equação minceriana e o teste do *qui-quadrado* ( $\chi^2$ ) que testa a consistência do modelo de Heckman como um todo.

### 3.2.2 Estimação por variáveis instrumentais

Um outro problema que pode surgir na estimação por MQO pode ser derivado da endogeneidade da variável educação. Esse problema, conforme destacam Ueda e Hoffmann (2002), produz viés nas estimações de mínimos quadrados por causa da correlação entre os resíduos e a parte explicativa do modelo. Neste caso, sugere-se utilizar o método de variáveis instrumentais (MVI) que consiste em escolher um instrumento que seja não-correlacionado com o erro e altamente correlacionada com a variável instrumentalizada.

Deve-se ressaltar que o método está sujeito à escolha adequada do instrumento, uma vez que caso a correlação entre a variável educação e instrumento seja fraca, uma pequena correlação entre o erro e o instrumento pode resultar em estimadores mais inconsistentes que os obtidos por MQO.<sup>5</sup>

### 3.2.3 O efeito limiar (*threshold effect*)

O efeito limiar ou *threshold effect* ocorre, segundo Hoffmann e Simão (2005), quando a taxa de retorno da escolaridade torna-se relativamente maior a partir de certo ponto. Usando como base a equação (1) proposta por Mincer, o efeito limiar pode ser estimado pela seguinte equação:

$$\ln Y_j = a + b_1 s + b_2 j + b_3 j^2 + b_4 H(s - \theta) + v \quad (4)$$

em que  $H$  = variável binária que assume valor zero, caso  $s \leq \theta$  e valor um quando  $s > \theta$ ;  $\theta$  = limiar, valor da escolaridade a partir do qual a taxa de retorno da escolaridade torna-se maior.

Segundo Hoffmann e Simão (2005) uma função de rendimentos deve especificar o efeito limiar, pois caso contrário, o modelo pode acabar por chegar a conclusões errôneas, ao analisar as

<sup>3</sup> Ver Loureiro e Carneiro (2001).

<sup>4</sup> O modelo probit, segundo Hill, Griffiths e Judge (2003), expressa a probabilidade da variável dependente em estudo (no caso o salário) tomar um valor igual a um.

<sup>5</sup> Ver Hill, Griffiths e Judge (2003). Para comparar o estimador de MQO e MVI usa-se o teste de Hausman.

taxas de retorno provenientes da educação.<sup>6</sup> Além disso, pode-se usar variáveis *dummies* para estimar isoladamente o retorno da educação distinto em cada ano a mais de escolaridade, ao invés de apenas considerar um ponto limiar.

### 3.2.4 Efeito discriminação no mercado de trabalho

Segundo Hoffmann e Simão (2005), para as equações de rendimento deve-se incluir variáveis *de controle* a fim de evitar o problema de viés de estimação por omissão de variáveis relevantes. Ou seja, além da educação e da experiência, deve-se incluir no modelo variáveis que possam de alguma maneira influenciar os ganhos do indivíduo. Nesse caso, segundo os autores, pode-se incluir variáveis *dummies* para gênero, raça, região, responsável pela família, dentre outras.

É comum interpretação uma possível significância das variáveis raça e sexo, por exemplo, como um efeito discriminação na determinação dos rendimentos do trabalho, conforme discutido na seção anterior através das idéias de Becker.

## 4 ANÁLISE EMPÍRICA

A fim de avaliar a validade da teoria e do modelo de capital humano, conforme exposto nas seções anteriores, serão utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referente a região metropolitana de Belo Horizonte, para o ano de 2005. A opção por trabalhar apenas com dados para uma região metropolitana se fez pela necessidade de desconsiderar os possíveis efeitos regionais, conforme também destaca Figueiredo Neto (1998).

A amostra relativa ao ano de 2005, para região metropolitana de Belo Horizonte, corresponde a um total de 6.785 pessoas.<sup>7</sup> Foram considerados na amostra apenas os indivíduos entre 21 e 60 anos, seguindo o procedimento de Figueiredo Neto (1998), a fim de ter uma amostra mais homogênea.

Neste trabalho considerou-se apenas o rendimento proveniente do trabalho, desconsiderando aqueles com origem em atividades do não-trabalho, como aluguéis, pensões, aposentadorias, abonos, doações e juros de aplicações financeiras. Por outro lado, conforme destaca Figueiredo Neto (1998), a renda do não-trabalho pode ser considerada como *proxy* para riqueza, e pode ser um instrumento para a escolaridade ao tratar o problema da endogeneidade.<sup>8</sup>

Em relação a escolaridade, a PNAD organizou os dados considerando a última série concluída com aprovação e reunindo as pessoas que têm exatamente 15 anos ou mais de escolaridade em um mesmo grupo. A tabela 1 mostra a média e desvio-padrão da escolaridade em Belo Horizonte para o ano de 2005 levando em consideração a participação ou não do indivíduo no mercado de trabalho, sexo, e cor.<sup>9</sup> Verifica-se que a média da escolaridade dos indivíduos que não participam do mercado de trabalho é mais baixa em quase um ano e meio quando comparada com

<sup>6</sup> Quando  $H = 1$  a equação (32) pode ser representada como  $\ln Y_j = a - b_4\theta + (b_1 + b_4)s + b_2j + b_3j^2 + v$  e cada ano adicional de escolaridade após o limiar, conforme Hoffman e Simão (2005), estará associado a um aumento de  $[\exp(b_1 + b_4) - 1] \cdot 100$ .

<sup>7</sup> Utilizou-se o peso associado a cada indivíduo para explodir a amostra, de modo que passam a representar um total de 2.617.237 indivíduos. Foram retirados da amostra os indivíduos que tinham como atividade principal a atividade agrícola, que possuíam salários maiores que R\$60.000,00 e que não declararam todas as informações necessárias para estimação da equação de rendimento, como por exemplo, escolaridade, sexo, cor e rendimento.

<sup>8</sup> Das 6.785 pessoas da amostra, 1.901 indivíduos estavam fora do mercado de trabalho. Com isso o número de pessoas que têm rendimentos oriundos de trabalho é de 4.884. Os indivíduos que não têm renda proveniente de trabalho não serão excluídos, pois, são necessários para a aplicação do procedimento de Heckman. No caso da amostra expandida, tem-se 1.868.500 indivíduos para rendimento positivo e 748.737 pessoas que não têm remuneração.

<sup>9</sup> Os indivíduos foram classificados como brancos e não-brancos (pardos, negros, índios e os amarelos (japoneses, chineses, coreanos, etc)).

as pessoas que estão no mercado de trabalho e a escolaridade média para mulheres e indivíduos brancos é maior do que para homens e pessoas não brancas.

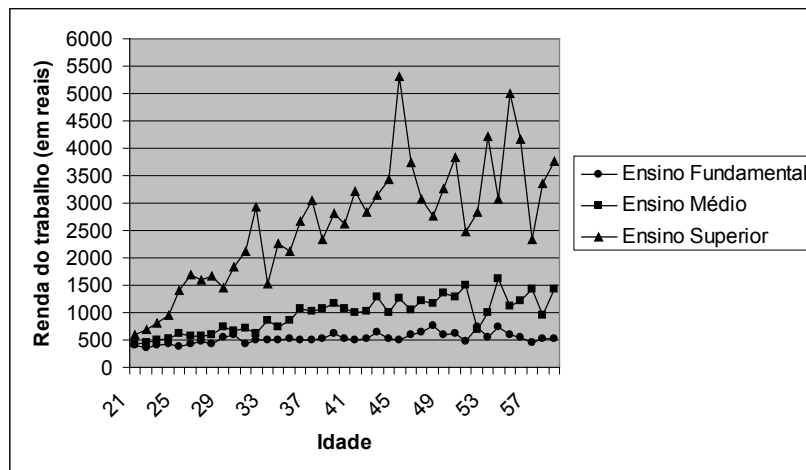
Em relação aos participantes do mercado de trabalho, a remuneração recebida por esses indivíduos parece ser influenciada pela escolaridade recebida e pela idade, como pode ser visto no gráfico 1.

**TABELA 1**  
**Estatísticas descritivas para variável educação segundo a característica do indivíduo na amostra – Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Características do indivíduo	Educação (em anos)	
	Média	Desvio-padrão
<u>Participa do mercado de trabalho</u>		
Todos indivíduos	8,9	3,9
Homem	8,6	3,9
Mulher	9,2	4,0
Branco	10,1	3,9
Não-branco	8,0	3,7
<u>Não participa do mercado de trabalho</u>		
Todos indivíduos	7,5	4,0
Homem	7,1	4,2
Mulher	7,7	4,0
Branco	8,7	4,1
Não-branco	6,8	3,8

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

É interessante notar no gráfico 1 que quanto maior o nível de escolaridade mais rapidamente aumenta o salário com o passar do tempo. O salário médio por idade para os indivíduos que possuem nível fundamental chega a pouco mais que duplicar, tendo como valor mínimo R\$358,39 e máximo R\$754,16. Já para as pessoas com nível médio, o salário aumenta quase quatro vezes o menor valor que é de R\$429,27 e chega a R\$1.620,46. E para o nível superior o menor valor médio é R\$588,47 e o maior de R\$5.320,19 aumentando assim nove vezes. A tabela 2 mostra os rendimentos por nível de escolaridade.



**Gráfico 1: Rendimento médio do trabalhador de acordo com o aumento da idade levando em consideração a escolaridade.**

Fonte: elaborado a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.



**TABELA 2**  
**Estatísticas descritivas para variável rendimento segundo o nível de escolaridade**  
**Região Metropolitana de Belo Horizonte - 2005**

Nível de escolaridade	Rendimentos (em reais)	
	Média	Desvio-padrão
Fundamental	530,97	552,70
Médio	805,19	767,65
Superior	2.401,04	2.738,91

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Quando se investiga a remuneração por características do indivíduo, percebe-se rendimentos médios maiores para homens e indivíduos brancos, conforme tabela 3. O salário médio no ano de 2005 na região metropolitana de Belo Horizonte é de R\$958,71 ou 3,2 salários mínimos, sendo que esse tem um valor de R\$300,00 no ano em estudo, conforme IBGE (2006).<sup>10</sup>

**TABELA 3**  
**Estatísticas descritivas para variável rendimento segundo as características do indivíduo**  
**Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Característica do indivíduo	Rendimentos (em reais)	
	Média	Desvio-padrão
Todos indivíduos	958,71	1.460,95
Homem	1.107,96	1.621,28
Mulher	764,18	1.193,08
Branco	1.349,45	2.010,82
Não-branco	692,03	810,05

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Na estimação das equações de rendimento, a variável dependente é o salário/hora. Esse é calculado através da soma da renda advinda do trabalho dividido pela soma das horas em que o mesmo dedica nesses trabalhos. O rendimento por hora na região metropolitana de Belo Horizonte em 2005 é, em média, R\$6,10. Logo, um indivíduo que trabalha quarenta horas semanais durante o mês tem um salário médio de R\$975,80.

A base de dados da PNAD permite a desagregação dos trabalhadores em relação área de atuação do mesmo. Apesar dessa base de dados subdividir a amostra em inúmeros setores e atividades econômicas, neste trabalho foram escolhidas apenas nove áreas de emprego, que são o suficiente para mostrar como varia o poder de explicação da teoria proposta. As atividades escolhidas foram: 1) Militar (aeronáutica, exército e policiais e bombeiros militares); 2) Exata (profissionais das ciências exatas, físicas, engenharia e afins, que inclui analistas, técnicos, auxiliar-técnico e ajudantes); 3) Biológica (profissionais das ciências biológicas, bioquímicas, da saúde e afins, que inclui analistas, técnicos, auxiliar-técnico e ajudantes); 4) Educação (profissionais do ensino com formação de nível superior, médio e também por professores leigos); 5) Social e gerencial (profissionais das ciências sociais, humanas, gerenciais e administrativas); 6) Jurídica (profissionais das ciências jurídicas); 7) Vendas (vendedores e prestadores de serviços do comércio); 7) Construção Civil (trabalhadores da indústria extrativa e da construção civil) e 8) Direção de veículos (motoristas de táxi, de coletivo, caminhoneiros, motoristas particulares e outros do gênero). Na tabela 4 são mostradas as estatísticas descritivas para cada área de ocupação, sendo que em todas as áreas existem indivíduos com ensino fundamental, médio e superior.

<sup>10</sup> Cabe ressaltar que os valores muito grandes dos desvios-padrões ocorre por causa da grande assimetria à direita da distribuição de rendimentos.

TABELA 4

**Estatísticas descritivas para variável escolaridade e rendimento segundo a área de atuação do indivíduo - Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Área de atuação	Escolaridade (em anos)		Rendimento (em reais)	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Militar	10,8	2,5	1.830,12	904,86
Exata	12,1	3,1	2.258,00	2.495,29
Biológica	12,7	2,5	2.509,73	3.420,68
Educação	13,7	2,0	1.429,74	1495,99
Social	13,1	2,3	1.835,63	2.211,79
Jurídica	14,5	1,4	2.842,47	3.693,06
Vendas	8,8	3,3	678,95	851,99
Construção Civil	5,3	3,1	502,26	351,12
Direção de veículos	7,6	3,0	931,38	655,59

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

A base de dados PNAD-2005 possui uma variável que leva em conta o fato do indivíduo ser filiado ou não a um sindicato. Segundo Figueiredo Neto (1998) essa é uma variável importante que deve ser incluída no modelo ao estimar uma equação de rendimentos, pois, um trabalhador que é filiado ao sindicato tem um poder maior de barganha. Portanto devido a relevância dessa variável ela também será utilizada para o teste empírico da teoria do capital humano.

Além das variáveis citadas será útil utilizar, para estimar a equação pelo procedimento de Heckman, variáveis que indiquem se o indivíduo é chefe do domicílio ou cônjuge ou filho em relação a pessoa de referência do domicílio e variável para mensurar o número de filhos na residência. Levando em conta essas variáveis evitam-se os possíveis problemas de seletividade amostral.

Por fim, para o método de variáveis instrumentais será utilizada como instrumento um tipo de renda de não-trabalho especial, o aluguel.

#### 4.1 Equação de Mincer para região metropolitana de Belo Horizonte

A primeira equação de rendimento a ser estimada é a equação (1) do capítulo anterior proposta por Mincer, utilizando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), considerando o fator de expansão da amostra. Os coeficientes da equação minceriana podem ser visualizados na tabela 5, abaixo.

O coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$ ) encontrado é de 0,3603. Esse valor mostra a porcentagem do logaritmo da renda do trabalho por hora que é explicada por este modelo, em outras palavras, mede “o poder explicativo da regressão” (CHAVES, 2002, p.12). Esse resultado é um pouco acima do encontrado por Mincer (1974) nos Estados Unidos, que foi de 0,285. E abaixo do encontrado para o Brasil por Senna (1976) e para região metropolitana de Porto Alegre por Chaves (2002), que foram, respectivamente, 0,4373 e 0,401, usando a mesma equação.

**TABELA 5**  
**Resultado da estimação da equação Minceriana**  
**Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Coefficientes	Efeito no rendimento	Valor <i>t</i>
Constante	-0,70517	-	-277,84
Escolaridade	0,14975	16,15%	1.007,10
Experiência	0,04605	-	271,72
Experiência <sup>2</sup>	-0,00046	-	-133,73
Observações	4.884		
R <sup>2</sup> ajustado	0,3603		
Teste F	350.799,39 [0,0000]		

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Todos os coeficientes são significativos a 1%. Em colchete *p-valor* do teste. A amostra expandida corresponde a 1.868.500.

Por outro lado, o coeficiente de determinação encontrado nos estudos de França, Gasparini e Loureiro (2005) para o Brasil é bem próximo do encontrado neste trabalho, correspondendo a 0,3418. As diferenças encontradas no R<sup>2</sup> podem ser devido a base de dados e localidade da pesquisa bem como condicionado ao período de tempo utilizado para estimação da equação minceriana.

O teste *F*, que mostra a significância global do modelo, e os testes *t* (significância para cada parâmetro) são altamente significativos ao nível de 1% conforme pode se observar na tabela 6. E os sinais dos coeficientes estimados são os esperados, conforme o capítulo 2: coeficiente da escolaridade e da experiência maiores que zero e da experiência ao quadrado negativo.

O valor encontrado para o efeito da educação nos rendimentos do trabalhador da região metropolitana de Belo Horizonte no ano de 2005 é de 16,15%. Ou seja, de acordo com a equação minceriana, um ano a mais de escolaridade na capital mineira provoca um incremento de renda próximo de 16,15%<sup>11</sup>.

Esse valor do retorno da escolaridade é bem próximo ao encontrado por Senna (1976), Chaves (2002) e França, Gasparini e Loureiro (2005) nos locais mencionados, que foram respectivamente, 15,32%, 13,88% e 15,43%. E acima do encontrado por Mincer (1974) que foi de 11,29%. Esse fato (retornos altos para a escolaridade) revela, segundo Senna (1976), uma maior escassez de recursos humanos qualificados no Brasil do que nos Estados Unidos, quando se compara os resultados obtidos por Mincer (1974).

Em relação a experiência, o acréscimo na renda é em torno de 4,7%, quando um indivíduo inicia sua atuação no mercado de trabalho<sup>12</sup>. Os valores encontrados pelos autores citados foram um pouco mais alto (6,18%, 6,79% e 4,83%), mas não tão alto como os encontrados por Mincer (1974) nos Estados Unidos, em torno de 8,44%, nos anos iniciais após o término do período escolar. Isso mostra que no caso do Brasil e em particular na região metropolitana de Belo Horizonte uma pessoa tem acréscimos maiores em sua renda ao investir mais anos de estudo do que ganhos adicionais com a experiência adquirida no mercado de trabalho, segundo a equação minceriana.

Mesmo restringindo a amostra da PNAD-2005 para uma região somente, ainda pode haver o problema da heterogeneidade da mão-de-obra, conforme discutido anteriormente. Com isso será desagregada a amostra em algumas atividades da região metropolitana de Belo Horizonte. Isso será feito na próxima seção.

<sup>11</sup> Conforme explicado em nota 1 do capítulo anterior, o cálculo do retorno do investimento em escolaridade é dado por  $[\exp(0,14975) - 1] \cdot 100 = 16,15\%$

<sup>12</sup> O acréscimo na renda devido ao aumento da experiência não pode ser obtido diretamente como o da escolaridade, uma vez que,  $\partial \ln Y_j / \partial j = 0,04605 - 0,00092j$ . Com isso, o acréscimo irá depender de quantos anos o indivíduo já possui no mercado de trabalho. Supondo que o indivíduo tenha um ano de experiência, o incremento na remuneração será de  $[\exp(0,04605 - 0,00092 \cdot 1) - 1] \cdot 100 = 4,66\%$ .

### 4.3 Equação de Mincer por atividade na região metropolitana de Belo Horizonte

As nove áreas de emprego escolhidas para testar a equação minceriana foram: militar, exata, biológica, educação, social, jurídica, vendas, construção civil e direção de veículos. A estimação das equações de rendimento pode ser visualizada na tabela 6.

**TABELA 6**  
**Resultado da estimação da equação minceriana levando em consideração o ramo de atividade – Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Atividade	Const.	Escol.	Exper.	Exper. <sup>2</sup>	Observações		R <sup>2</sup> ajustado	Teste F
					Amostra	Amostra Expandida		
<b>Militar</b>	0,18236 (7,77)	0,08191 (59,88) <b>{8,54%}</b>	0,09938 (54,29)	-0,00166 (-37,28)	58	22.373	0,2749	2.827,84 [0,0000]
<b>Exata</b>	-1,41501 (-102,53)	0,20882 (224,77) <b>{23,22%}</b>	0,08792 (93,40)	-0,00122 (-50,59)	144	55.545	0,555	23.090,32 [0,0000]
<b>Biológicas</b>	-2,63388 (-125,23)	0,32027 (234,17) <b>{37,75%}</b>	0,06233 (44,77)	-0,00072 (-19,18)	131	50.530	0,537	19.538,19 [0,0000]
<b>Educação</b>	-0,82441 (-48,45)	0,17270 (156,14) <b>{18,85%}</b>	0,04381 (46,08)	-0,00067 (-27,29)	207	79.836	0,2871	10.718,38 [0,0000]
<b>Social e gerencial</b>	-1,65398 (-79,27)	0,22640 (172,74) <b>{25,41%}</b>	0,06203 (54,24)	-0,00089 (-31,40)	127	48.984	0,4099	11.340,75 [0,0000]
<b>Jurídica</b>	-0,75583 (-14,06)	0,18087 (52,49) <b>{19,83%}</b>	0,08080 (40,16)	-0,00170 (-31,32)	62	23.906	0,1747	1.688,31 [0,0000]
<b>Vendas</b>	-0,33624 (-42,77)	0,09105 (163,45) <b>{9,53%}</b>	0,05400 (107,43)	-0,00076 (-71,92)	512	197.505	0,1581	12.363,17 [0,0000]
<b>Construção civil</b>	0,17695 (20,28)	0,05819 (116,96) <b>{5,99%}</b>	0,02745 (48,17)	-0,00039 (-38,48)	350	135.011	0,0986	4.921,55 [0,0000]
<b>Direção de veículos</b>	0,97995 (75,61)	0,01142 (15,11) <b>{1,15%}</b>	0,03303 (41,59)	-0,00060 (-40,75)	216	83.318	0,0217	617,01 [0,0000]

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Todos os coeficientes são significativos a 1%. Os valores *t* estão entre parênteses. Em colchete *p*-valor do teste. Em chaves o retorno da escolaridade.

Inicialmente verifica-se que os coeficientes estimados, variam significativamente entre as nove atividades. O poder de explicação da equação referente às atividades biológicas e exatas são, respectivamente, 0,537 e 0,555. Um grande aumento quando comparada com a equação de rendimentos agregada (0,3603) vista na tabela 6.

Por outro lado o modelo de Mincer (1974) tem um poder explicativo baixo nas atividades de construção civil e direção de veículos, mostrando assim que diversos outros fatores devem influenciar a renda desses trabalhadores, e que, a influência da educação e experiência nessas atividades é relativamente pequena (mas positiva).

É interessante notar que o maior retorno da escolaridade é o das áreas biológicas, 37,75%. A causa de tamanho retorno pode ser devido as maiores preocupações com a saúde na sociedade moderna, busca da cura de algumas doenças, o que leva a maiores investimentos em pesquisa, exigindo assim uma maior retorno financeiro.

As atividades exatas e social e gerencial também possuem um grande retorno, 23,22% e 25,41%, respectivamente. Em relação a primeira, é necessário ter um retorno alto em educação pois é o ramo de atividade que está ligado a tecnologia e exige assim retornos altos para os

investimentos que serão feitos. Para o ramo social e gerencial, pode-se entender o alto retorno em educação através da idéia exposta no capítulo 2 de que a educação aumenta a habilidade do indivíduo. Com uma maior habilidade os indivíduos conseguem gerenciar melhor uma empresa e também promover melhores políticas sociais, e devem assim ser recompensados por isso, com maiores retornos.

E um outro resultado que cabe analisar é o dos indivíduos pertencentes as atividades militares. No início do período de trabalho percebe-se que os retornos a escolaridade são menores do que os advindos da experiência. Isso significa dizer que apesar da escolaridade ser um determinante importante para o aumento de salário neste tipo de atividade, o treinamento após a escola, pelo menos até os cinco anos de experiência<sup>13</sup>, tem maior influencia nos rendimentos.

A equação minceriana mostra resultados interessantes para a região metropolitana de Belo Horizonte como pôde ser visto nesta seção e na anterior, no entanto, seu poder explicativo é limitado, mesmo levando em conta a desagregação por atividade econômica. Essa equação não mostra, por exemplo, se existe algum tipo de discriminação no mercado. Além do mais uma taxa de retorno média para a escolaridade pode não ser a melhor forma de especificar a variável educação visto que podem existir períodos escolares que tenham retornos significativamente maiores. Essas considerações serão levadas em conta na próxima seção.

#### 4.4 Discriminação no mercado de trabalho e efeito limiar (*threshold effect*)

Conforme visto na seção 2, Becker, citado em Loureiro e Carneiro (2001), atenta para o fato de que discriminações no mercado de trabalho geram salários diferenciados. Para verificar a possibilidade de discriminação na região metropolitana será incluída na equação minceriana, através do uso de variáveis *dummies*, um termo que identifique se o indivíduo é branco ou não e outro que capta a diferença de gênero. Além dessas será incluída também um termo que identifique a diferença nos salários devido ao fato do indivíduo pertencer ou não a um sindicato. Os novos resultados estão na tabela 7.

**TABELA 7**  
**Resultado da estimação da equação Minceriana levando em consideração a discriminação no mercado de trabalho – Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Equação proposta por Mincer			Equação de Mincer adaptada		
	Coefficientes	Efeito no rendimento	Valor <i>t</i>	Coefficientes	Efeito no rendimento	Valor <i>t</i>
Constante	-0,70517	-	-277,84	-0,83751	-	-327,94
Escolaridade	0,14975	16,15%	1.007,10	0,13899	14,91%	904,38
Experiência	0,04605	-	271,72	0,04258	-	260,24
Experiência <sup>2</sup>	-0,00046	-	-133,73	-0,00042	-	-127,16
Branco	-	-	-	0,19946	22,07%	194,97
Homem	-	-	-	0,28373	32,81%	290,60
Filiado ao sindicato	-	-	-	0,20813	23,14%	160,41
Observações	4.884			4.884		
R <sup>2</sup> ajustado	0,3603			0,4099		
Teste <i>F</i>	350.799,39 [0,0000]			216.317,94 [0,0000]		

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Todos os coeficientes são significativos a 1%. Em colchete *p-valor* do teste. A amostra expandida corresponde a 1.868.500.

<sup>13</sup> O acréscimo na renda devindo ao aumento da experiência é dado por  $\partial \ln Y_j / \partial j = 0,09938 - 0,00332j$ . Até 5 anos de experiência no serviço militar o indivíduo tem um incremento na remuneração maior do que o da educação. No caso de cinco anos de experiência tem-se  $[\exp(0,09938 - 0,00332 \cdot 5) - 1] \cdot 100 = 8,63\%$ .

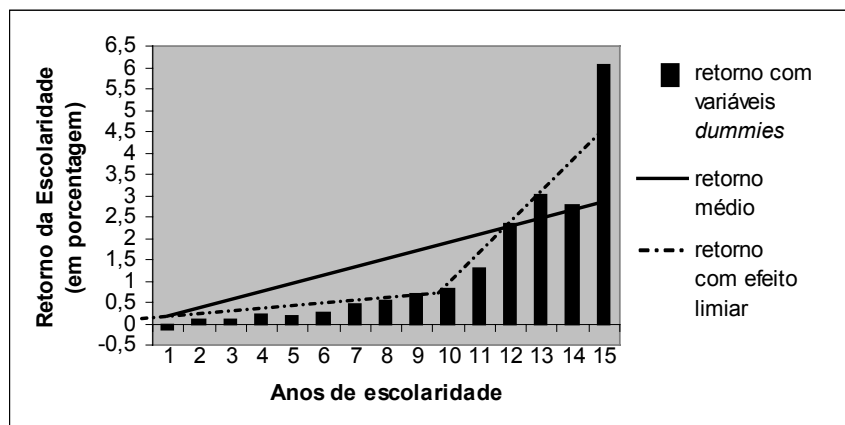
Os testes  $t$  e  $F$  são altamente significativos ao nível de 1% para a equação de Mincer adaptada, significando que é necessária a inclusão dessas três novas variáveis. O coeficiente de determinação sofre uma melhora passando de 0,3603 para 0,4099. O retorno do investimento em educação sofre uma queda sendo agora de 14,91%, em vez de 16,15%, mostrando assim que o retorno de escolaridade pode estar superestimado através da estimação da equação minceriana simples para região metropolitana de Belo Horizonte.

Verifica-se pela tabela 7, uma forte influência na renda oriunda do trabalho devido a cor, sexo e participação no sindicato. Por essa equação, pode-se notar uma forte discriminação de cor em Belo Horizonte uma vez que pessoas brancas ganham 22,07% a mais do que os não brancos, em média. A discriminação por sexo também está presente, sendo que os homens ganham cerca de 32,81% a mais que as mulheres.

Em relação ao sindicato, os filiados a esse recebem 23,14% a mais do que os não filiados. A influência positiva do sindicato na região metropolitana de Belo Horizonte confirma o fato de que “[...] apesar de buscarem maior igualdade salarial para seus membros, os sindicatos tendem a elevar as disparidades entre os empregados sindicalizados e os não-sindicalizados.” (FIGUEIREDO NETO, 1998, p.78).

O uso de variáveis *dummies* pode ser feito também na variável escolaridade a fim de obter taxas de retorno diferentes para cada ano a mais de escolaridade, em vez de obter somente uma taxa média. Essa regressão pode ser visualizada na tabela 8. O poder de explicação desse modelo aumentou ( $R^2 = 0,4707$ ), uma vez que especifica taxas de retornos para escolaridades distintas, aumentando assim a precisão da equação. E os testes  $t$  e  $F$  são significativos ao nível de 1% .

Verifica-se que ocorre alterações em todos os parâmetros, mas a diferença de maior destaque se dá nos coeficientes da escolaridade. Os coeficientes das variáveis binárias para escolaridade apresentam aumentos significativos a partir de 10 anos de escolaridade, isso pode ser melhor visualizado no gráfico 2.



**Gráfico 2: Estimativa do retorno em escolaridade**

Fonte: elaborado a partir de dados da tabela 10

Quando a taxa de retorno da educação aumenta a partir de certo nível de escolaridade, deve-se fazer uso de uma função de rendimentos que possa captar esse aumento brusco, conforme Hoffmann e Simão (2005). Uma boa alternativa para este tipo de situação é a equação (32) mostrada na seção 3 que leva em conta o chamado efeito limiar (*threshold effect*). O gráfico 2 mostra que uma função que leva em conta o efeito limiar ajusta-se melhor aos diferentes rendimentos escolar quando comparada a função que se ajusta a taxa média de retorno, que é caso da equação inicial proposta por Mincer (1974).

**TABELA 8**  
**Resultado da estimação da equação Minceriana usando variáveis *dummies***  
**para escolaridade – Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Coefficientes	Efeito no rendimento	Valor <i>t</i>
Constante	-0,28228	-	-79,42
Escol. 1 ano	-0,17070	-15,69%	-29,13
Escol. 2 anos	0,11324	11,99%	25,12
Escol. 3 anos	0,07849	8,17%	19,46
Escol. 4 anos	0,19730	21,81%	60,76
Escol. 5 anos	0,15570	16,85%	42,76
Escol. 6 anos	0,22654	25,43%	58,24
Escol. 7 anos	0,37383	45,33%	101,13
Escol. 8 anos	0,43777	54,93%	130,11
Escol. 9 anos	0,53741	71,16%	127,75
Escol. 10 anos	0,60490	83,11%	144,44
Escol. 11 anos	0,82660	128,55%	252,70
Escol. 12 anos	1,20300	233,01%	251,60
Escol. 13 anos	1,39046	301,67%	286,67
Escol. 14 anos	1,32700	276,97%	286,30
Escol. 15 anos ou mais	1,95527	606,58%	561,35
Experiência	0,04709	-	290,60
Experiência <sup>2</sup>	-0,00062	-	-187,55
Branco	0,15889	17,22%	162,80
Homem	0,30594	35,79	329,57
Filiado ao Sindicato	0,16622	18,08%	134,71
Observações	4.884		
R <sup>2</sup> ajustado	0,4707		
Teste F	83.067,08 [0,0000]		

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Todos os coeficientes são significativos a 1%. Em colchete *p-valor* do teste. A amostra expandida corresponde a 1.868.500.

A estimação da equação de rendimentos com efeito limiar pode ser vista na tabela 11. Novamente, os testes *t* e *F* são significativos ao nível de 1%. O limiar para região metropolitana é igual a 10, ou seja, quando o indivíduo passa de 10 para 11 anos completos de escolaridade, a taxa de retorno média da educação torna-se relativamente maior. Esse valor também foi encontrado em Hoffmann e Simão (2005) na análise dos dados do Censo Demográfico de 2000 para o estado de Minas Gerais.

O retorno da escolaridade em Belo Horizonte é de 6,72% até os 10 anos de estudos, passando para cerca de 31,40% com 11 anos ou mais de estudo, conforme a estimação da equação de Mincer adaptada, levando em consideração o efeito limiar.

Com esse novo modelo diminui a discriminação por cor, mas aumenta significativamente a discriminação por sexo. Os homens ganham cerca de 35,37% a mais que as mulheres e os indivíduos de cor branca ganham, em média, 16,56% a mais do que os não brancos. Além disso, o sindicato continua a ser um determinante do salário do indivíduo, fazendo com que os filiados a esse tenham um incremento de cerca de 18,75% em suas remunerações.

Os resultados achados por Hoffmann e Simão (2005) ao implementarem na equação de rendimentos o efeito limiar são 7,9% para escolaridade até 10 anos e 22,5% para escolaridade acima do limiar. Eles também encontram uma forte discriminação por sexo, sendo que os homens ganham cerca de 42% a mais que as mulheres. E os brancos ganham em média 14% a mais dos que os indivíduos de cor parda e preta. Os autores não incluem em sua regressão o termo sindicato.

As diferenças de resultados neste trabalho comparado ao de Hoffmann e Simão (2005) podem ser oriundas da amostra, já que conforme os próprios autores, Minas Gerais apresenta grandes disparidade regionais.

**TABELA 9**  
**Resultado da estimação da equação de rendimentos com e sem efeito limiar**  
**Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Equação de Mincer		Equação de Mincer mais limiar		Equação de Mincer adaptada		Equação de Mincer adaptada mais limiar	
	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.
Constante	-0,70517 (-277,84)	-	-0,20721 (-77,69)	-	-0,83751 (-327,94)	-	-0,37804 (-143,07)	-
Escolaridade	0,14975 (1.007,10)	16,15%	0,07056 (308,32)	7,31%	0,13899 (904,38)	14,91%	0,06508 (293,12)	6,72%
Limiar	-	-	0,21373 (440,39)	32,88%	-	-	0,20798 (442,43)	31,40%
Experiência	0,04605 (271,72)	-	0,04999 (309,45)	-	0,04258 (260,24)	-	0,04707 (301,71)	-
Experiência <sup>2</sup>	-0,00046 (-133,73)	-	-0,00065 (-196,32)	-	-0,00042 (-127,16)	-	-0,00061 (-191,30)	-
Branco	-	-	-	-	0,19946 (194,97)	22,07%	0,15325 (156,56)	16,56%
Homem	-	-	-	-	0,28373 (290,60)	32,81%	0,30283 (325,65)	35,37%
Filiado ao Sindicato	-	-	-	-	0,20813 (160,41)	23,14%	0,17188 (138,93)	18,75%
Observações	4.884		4.884		4.884		4.884	
R <sup>2</sup> ajustado	0,3603		0,4205		0,4099		0,4659	
Teste F	350.799,39 [0,0000]		338.956,92 [0,0000]		216.317,94 [0,0000]		232.843,08 [0,0000]	

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Todos os coeficientes são significativos a 1%. Os valores *t* estão entre parênteses. Em colchete *p*-valor do teste. A amostra expandida corresponde a 1.868.500.

Com isso pode-se perceber nesta seção que a incorporação de variáveis *dummies* e o efeito limiar na equação de rendimentos tornou a equação de rendimentos mais robusta. No entanto podem existir ainda dois problemas nesta equação gerados por MQO, ponderados pelo fator de expansão da amostra: endogeneidade da escolaridade e o viés de seleção amostral. Esses problemas serão verificados nas próximas seções.

#### 4.5 Equação de rendimento através de variáveis instrumentais

Uma outra forma de estimar os parâmetros da equação de rendimentos é através do método de variáveis instrumentais (MVI). Esse método, conforme explicado no capítulo 3, tenta contornar o problema de endogeneidade da educação. O primeiro passo para a estimação consiste em escolher qual é a melhor variável que possa ser usada como instrumento e que esteja disponível na base de dados da PNAD-2005.

O instrumento utilizado por Ueda e Hoffmann (2002) através da base de dados da PNAD-1996 foi a escolaridade dos pais e o grupo de ocupação no mercado de trabalho que pertencia os mesmos. Infelizmente esses dados não estão disponíveis na PNAD-2005. Com isso será usada outra variável como instrumento: a renda de aluguel.

A variável aluguel, que é um dos rendimentos de não trabalho, pode ser entendida como uma *proxy* para o nível de renda da família de origem, mostrando assim as condições da família em que o indivíduo foi educado. O indivíduo pode ter recebido o imóvel para aluguel através de uma herança de família, por exemplo, o que mostra que a pessoa pertencia a uma família com maior dotação de recursos, levando esse a poder investir mais tempo em educação.

Cabe ressaltar que esse tipo de instrumento não é citado na bibliografia utilizada. Mas foi a melhor variável encontrada na base de dados da PNAD-2005 para o uso do MVI, caso contrário,



não seria possível a utilização desse método e a comparação dos resultados encontrados por MQO. A tabela 10 mostra os resultados estimados com MVI e MQO.

**TABELA 10**  
**Resultado da estimação da equação de rendimentos por variáveis instrumentais**  
**Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Equação de Mincer adaptada			
	Estimação por MQO		Estimação por MVI	
	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.
<b>Constante</b>	-0,83751 (-327,94)	-	-1,78128 (-37,04)	-
<b>Escolaridade</b>	0,13899 (904,38)	14,91%	0,22145 (52,75)	24,79%
<b>Experiência</b>	0,04258 (260,24)	-	0,05347 (92,00)	-
<b>Experiência<sup>2</sup></b>	-0,00042 (-127,16)	-	-0,00035 (-69,84)	-
<b>Branco</b>	0,19946 (194,97)	22,07%	0,04906 (6,35)	5,03%
<b>Homem</b>	0,28373 (290,60)	32,81%	0,33092 (126,30)	39,22%
<b>Filiado ao Sindicato</b>	0,20813 (160,41)	23,14%	0,04715 (5,67)	4,83%
<b>Observações</b>	4.884		4.884	
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	0,4099		0,3190	
<b>Teste de Hausman</b>	-		386,26	[0,0000]
<b>Teste F</b>	216.317,94	[0,0000]	69.796,60	[0,0000]

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Todos os coeficientes são significativos a 1%. Os valores *t* estão entre parênteses. Em colchete *p-valor* do teste. A amostra expandida corresponde a 1.868.500.

Em primeiro lugar, verifica-se pela tabela 10 que os testes F e t são significativos ao nível de 1% para a estimação com MVI.

Ao empregar esse método deve-se fazer uso do teste de Hausman, conforme argumentado no capítulo anterior. O teste de Hausman mostrou que os parâmetros estimados por MQO não são consistentes ao nível de 1%. Ou seja, é então, recomendado o uso de variáveis instrumentais.

Comparando os resultados entre MQO e MVI, percebe-se que nesse último método os retornos advindos da escolaridade são bem maiores que os do primeiro. O retorno da educação quando se utiliza o instrumento renda de aluguel é de 24,79%, um aumento de quase 67% quando se compara ao retorno da equação de Mincer adaptada (14,91%). Essa variação positiva está próxima da encontrado por Ueda e Hoffmann (2002) que foi de 63% a 76%. Isso mostra que o coeficiente da escolaridade deve está, então, viesado para baixo na equação minceriana adaptada.

Os resultados por MVI, segundo Ioschpe (2004), frequentemente apontam retornos maiores dos que as estimações feitas por MQO. Isso pode indicar que “as regressões convencionais [MQO] subestimam o efeito da educação” (IOSCHPE, 2004, p. 52).

Os coeficientes dos termos experiência e experiência ao quadrado comportam-se, pela estimação por MVI, como esperado (positivo e negativo).

A discriminação por sexo torna-se mais acentuada, do que por MQO. Ao passo que a discriminação por cor não é tão intensa, uma vez que os brancos, segundo essa equação, ganham em média 5% a mais que os não brancos. Esse resultado é próximo ao encontrado por Ueda e Hoffmann (2002) para o Brasil que foi de 7,8%.

Em relação a contribuição do sindicato, o percentual de incremento é agora de apenas 4,83%, ao contrário dos 23,14% calculado por MQO. Mostrando assim que os acréscimos salariais devido a participação no sindicato podem estar superestimados por MQO.

A estimação da equação de rendimentos levando em consideração o efeito limiar não foi aqui realizada por variáveis instrumentais, pois a equação não se mostrou robusta o suficiente.

Pôde-se notar, então, que a estimação da equação de rendimentos por variáveis instrumentais diferiu dos resultados encontrados por MQO, mostrando assim a possibilidade dos coeficientes desse último estarem viesados (no caso da educação, para baixo) devido ao problema de endogeneidade da educação. Uma outra fonte de viés pode ser causado pela exclusão da amostra de indivíduos que não possuem rendimento. Esse problema será tratado na próxima seção.

#### **4.6 Estimação através da metodologia de Heckman**

O procedimento de Heckman, conforme explicado na seção 3, leva em consideração os indivíduos que não estão no mercado de trabalho. Com isso analisa-se primeiro a probabilidade do indivíduo estar ou não no mercado de trabalho e depois a equação de rendimentos já corrigido o problema do viés de seleção.

Foram estimadas dois tipos de equações, uma com efeito limiar e outra sem, para homens e mulheres. A tabela 13 mostra os coeficientes estimados para homens e mulheres referente as probabilidades desses, em participar do mercado de trabalho.

Para os homens a inclusão do efeito limiar não trouxe significativas alterações na equação estimada. Mas para as mulheres pode-se verificar que a probabilidade de sua participação no mercado de trabalho aumenta quando a mesma possui níveis mais altos de escolaridade (mais do que 10 anos de educação).

O termo experiência ao quadrado apresentou sinal negativo em todas as equações, o que confirma a hipótese de depreciação do capital humano, conforme Figueiredo Neto (1998), levando assim a uma menor probabilidade de participação no mercado de trabalho com o avanço da idade.

**TABELA 11**  
**Resultado da estimação da equação de participação no**  
**mercado de trabalho – Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Sem efeito limiar		Com efeito limiar	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Constante	0,35848 (43,70) <sup>a</sup>	-0,27538 (-40,29) <sup>a</sup>	0,36237 (42,55) <sup>a</sup>	0,01156 (1,61)
Escolaridade	0,03381 (77,80) <sup>a</sup>	0,047004 (127,17) <sup>a</sup>	0,03040 (50,13) <sup>a</sup>	0,00148 (2,84) <sup>a</sup>
Limiar	-	-	0,02144 (13,81) <sup>a</sup>	0,12766 (106,57) <sup>a</sup>
Experiência	0,03206 (67,11) <sup>a</sup>	0,03949 (101,27) <sup>a</sup>	0,03315 (68,73) <sup>a</sup>	0,04161 (105,56) <sup>a</sup>
Experiência <sup>2</sup>	-0,00108 (-123,81) <sup>a</sup>	-0,00096 (-125,62) <sup>a</sup>	-0,00110 (-124,05) <sup>a</sup>	-0,00106 (-137,08) <sup>a</sup>
Branco	-0,07332 (-24,89) <sup>a</sup>	-0,00321 (-1,39) <sup>ns</sup>	-0,07861 (-26,48) <sup>a</sup>	-0,02814 (-12,03) <sup>a</sup>
Chefe do domicílio	0,67439 (131,16) <sup>a</sup>	0,18672 (40,87) <sup>a</sup>	0,67218 (131,16) <sup>a</sup>	0,20214 (43,09) <sup>a</sup>
Cônjuge do chefe do domicílio	0,58216 (76,52) <sup>a</sup>	-0,16360 (-39,14) <sup>a</sup>	0,57061 (75,03) <sup>a</sup>	-0,17003 (-39,63) <sup>a</sup>
Filho (a) do chefe do domicílio	-0,11378 (-22,30) <sup>a</sup>	0,05861 (13,11) <sup>a</sup>	-0,11569 (-22,73) <sup>a</sup>	0,06415 (13,98) <sup>a</sup>
Número de filhos entre 5 e 17 anos, inclusive	0,00809 (5,23) <sup>a</sup>	-0,02926 (-26,83) <sup>a</sup>	0,00837 (5,42) <sup>a</sup>	-0,02119 (-18,92) <sup>a</sup>
Pelo menos uma criança entre 0 e 4 anos	-	-0,32874 (-115,31) <sup>a</sup>	-	-0,32877 (-111,71) <sup>a</sup>
Renda de não trabalho	-2,79983 <sup>-12</sup> (-58,43) <sup>a</sup>	-3,23476 <sup>-13</sup> (-5,06) <sup>a</sup>	-3,07166 <sup>-12</sup> (-62,70) <sup>a</sup>	-6,14332 <sup>-13</sup> (-9,58) <sup>a</sup>
Observações	3.303*	3.482**	3.303*	3.482**

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Os valores *t* estão entre parênteses. Em colchete *p*-valor do teste.

<sup>a</sup> significativo ao nível de 1%. <sup>b</sup> significativo ao nível de 5%. <sup>c</sup> significativo ao nível de 10%. \* Amostra expandida corresponde a 1.274.088 \*\* amostra expandida corresponde a 1.343.149.

As pessoas brancas têm uma menor probabilidade de participarem do mercado de trabalho, conforme a tabela 11. Isso pode indicar que esses indivíduos estão adiando sua entrada no mercado de trabalho. Esse fato pode ser causado por estarem acumulando capital humano (através da escola) e/ou pelo salário reserva ser maior do que os dos não brancos.

Para o homem, caso ele seja o chefe do domicílio ou o cônjuge desse, maior a probabilidade de sua participação no mercado de trabalho, do que quando ele é filho do chefe do domicílio. Isso se deve, conforme Figueiredo Neto (1998), ao fato de que sendo filho ele não é o indivíduo fundamental na geração do orçamento doméstico. No caso da mulher menor a probabilidade de participação no mercado quando ela é cônjuge do chefe do domicílio do que quando chefe ou filha.

O número de filhos também determina a participação no mercado de trabalho, conforme pode ser visualizado na tabela 11. Quanto mais filhos os homens tiverem maior será a probabilidade de participação no mercado de trabalho, devido a maior exigência de renda, conforme Figueiredo Neto (1998). Já para as mulheres o sinal se inverte, mostrando que elas têm uma maior probabilidade de cuidar dos afazeres domésticos. E caso ela tenha pelo menos um filho com idade menor do que quatro anos, a probabilidade de participar no mercado de trabalho cai ainda mais, pois, os filhos pequenos demandam mais tempo de cuidados domésticos, segundo Figueiredo Neto (1998).

A renda de não trabalho, que conforme explicado neste capítulo é uma *proxy* para riqueza, tem sinal negativo tanto para homem como para mulher, mostrando que quanto maior a riqueza de um indivíduo menor a probabilidade do mesmo em participar do mercado de trabalho.

Analisada então a equação de participação no mercado de trabalho, verifica-se agora a equação de rendimentos já corrigido o viés de seleção. A tabela 12 mostra esse resultado.

**TABELA 12**  
**Resultado da estimação da equação de rendimentos de homens e mulheres**  
**peelo procedimento de Heckman – Região Metropolitana de Belo Horizonte – 2005**

Variáveis	Sem limiar				Com limiar			
	Homem		Mulher		Homem		Mulher	
	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.	Coefic.	Efeito no rendim.
<b>Constante</b>	-0,55353 (-151,36)	-	-0,27538 (-40,29)	-	-0,16138 (-43,17)	-	-0,56498 (-125,57)	-
<b>Escolaridade</b>	0,13777 (666,49)	14,77%	0,15087 (564,67)	16,29%	0,07520 (255,95)	7,81%	0,05138 (137,10)	5,27%
<b>Limiar</b>	-	-	-	-	0,18555 (287,85)	29,79%	0,26678 (340,26)	37,46%
<b>Experiência</b>	0,04758 (205,41)	-	0,03935 (141,60)	-	0,05123 (230,20)	-	0,04501 (174,71)	-
<b>Experiência<sup>2</sup></b>	-0,00049 (-101,89)	-	-0,00045 (-79,17)	-	-0,00064 (-138,51)	-	-0,00069 (-129,70)	-
<b>Branco</b>	0,19070 (140,59)	21,01%	0,18991 (107,62)	20,91%	0,14845 (112,93)	16,00%	0,13789 (84,20)	14,79%
<b>Filiado ao Sindicato</b>	0,19093 (119,27)	21,04%	0,25503 (118,85)	29,05%	0,18032 (117,05)	19,76%	0,17327 (84,43)	18,92%
<b>Lambda</b>	-0,19665 (-72,98)	-	0,65016 (343,87)	-	-0,19908 (-79,82)	-	0,56581 (299,85)	-
$\chi^2$	3.368,61 [0,0000]		17.847,73 [0,0000]		4.113,98 [0,0000]		13.751,78 [0,0000]	
<b>Observações</b>	3.303*		3.482**		3.303*		3.482**	

Fonte: elaborada a partir de dados da PNAD-2005, IBGE.

Obs.: Os valores *t* estão entre parênteses. Em colchete *p-valor* do teste. Todos os coeficientes são significativos a 1%. \* Amostra expandida corresponde a 1.274.088 \*\* amostra expandida corresponde a 1.343.149.

Os valores dos qui-quadrados ( $\chi^2$ ), conforme pode ser visualizado na tabela 12, mostram que os modelos são significativos ao nível de 1%. Além do mais todos os coeficientes, também foram significativos ao nível de 1% e, em especial, o coeficiente da variável lambda, mostrando assim, que a sua inclusão na equação de rendimentos é necessária, a fim de evitar um viés nos coeficientes causado pela seletividade amostral, conforme argumenta Figueiredo Neto (1998).

Verifica-se que os retornos da escolaridade, no modelo sem efeito limiar, para os homens são de 14,77%. Esse valor é próximo ao encontrado na equação da tabela 9 por MQO, que era de 14,91%, significando um pequeno viés de seleção amostral nesse coeficiente. Mas para as mulheres o retorno da escolaridade pode estar subestimado, pois o valor encontrado pelo procedimento de Heckman é de 16,29%.

Quando se leva em conta a escolaridade a partir de dez anos (efeito limiar) o retorno das mulheres passa a ser de 37,46%, contra 29,79% dos homens. Para os anos de escolaridade abaixo ou igual a dez anos, os retornos dos homens são maiores, 7,81% contra 5,27% das mulheres.

A discriminação de cor entre homens e mulheres é de mesma magnitude, através da influência positiva na remuneração da cor branca. Uma diferença maior surge quando é levado em consideração o efeito limiar, sendo 16% e 14,79% para homens e mulheres, respectivamente.

O sindicato continua a ser um determinante da remuneração, sendo pequena a variação entre homens e mulheres quando leva-se em conta o efeito limiar.

Esses resultados usando a metodologia de Heckman são similares aos encontrados por Figueiredo Neto (1998), que encontra retornos médios para as mulheres superiores aos dos homens, discriminação através da cor e influência positiva na remuneração através do sindicato.

## 5. CONCLUSÃO

Este trabalho buscou verificar qual o efeito da educação nos rendimentos dos trabalhadores. A literatura econômica para o tema apontou que a relação entre educação e rendimentos já era percebida desde o tempo de Adam Smith, no entanto as pesquisas empíricas só tiveram vigor a partir de meados do século XX.

As contribuições feita por Theodore Schultz, Gary Becker e Jacob Mincer foram de vital importância para a propagação das idéias da teoria do capital humano. Com essas idéias pôde melhor entender que caso ocorra rápidas alterações tecnológicas e discriminações no mercado de trabalho, o melhor a se fazer é investir em educação, pois no primeiro caso os indivíduos que possuem mais educação conseguirão um melhor desempenho com situações inesperadas que venham a ocorrer. E no segundo caso o melhor que o indivíduo pode fazer é variar o seu nível educacional, devido a dificuldade de se alterar o efeito discriminador (gênero e cor, por exemplo).

Ao se verificar o efeito da educação nos rendimentos dos trabalhadores para região metropolitana de Belo Horizonte por meio da equação minceriana, o retorno encontrado foi de 16,15%. Esse valor é bem próximo ao encontrado por Senna (1976), Chaves (2002) e França, Gasparini e Loureiro (2005), que foram respectivamente, 15,32%, 13,88% e 15,43%.

Quando se desagregou a amostra por atividade econômica verificou-se diferentes retornos para escolaridade. Os três maiores retornos encontrado foram dos indivíduos pertencente as atividades biológicas, social e gerencial e exatas, sendo respectivamente de, 37,75%, 25,41% e 23,22%. E os três menores retornos foram dos indivíduos com atividades ligadas a direção de veículos, construção civil e militar, sendo respectivamente, 1,15%, 5,99% e 8,54%.

Devido a possibilidade de discriminação no mercado de trabalho, a equação de rendimentos foi modificada sendo incluída a cor, gênero e sindicato. Nesse caso o retorno da escolaridade passou para 14,91%, mostrando assim que o retorno da educação poderia estar superestimado na equação de Mincer simples.

Verificou-se também a existência do efeito limiar (*threshold effect*) na região metropolitana de Belo Horizonte. O limiar encontrado foi de dez anos de escolaridade. Estimada novamente a equação de Mincer adaptada para fatores de discriminação e levando em consideração o limiar, o retorno da educação encontrado foi retorno de 6,72% para escolaridade até dez anos e 31,40% para escolaridade igual ou acima de onze anos.

O outro método usado na literatura econômica, MVI, mostrou, que a taxa de retorno em escolaridade pode estar subestimada pelo problema de endogeneidade, o benefício da educação encontrado segundo esse método é de 24,79%.

Ao se levar em conta o problema de seleção amostral, o retorno dos homens foi bem parecido com a estimação por MQO, 14,77%. Mas para as mulheres o retorno foi superior, 16,29%. Quando levou-se em conta o efeito limiar os retornos dos homens foram mais alto até os dez anos de escolaridade, 7,81% contra 5,27% das mulheres. Ao passo que as mulheres tiveram retorno maior após os dez anos, 37,46% contra 29,76%.

Em todos os modelos em que se incluiu variável *dummy* para gênero verificou-se uma alto acréscimo nos salário para os homens. A menor diferença foi encontrada por MQO sendo de 32,81% e podendo chegar a 39,22% conforme a estimação por MVI.

A diferença nos rendimentos devido a cor branca e filiação ao sindicato mostraram se expressivas nas estimações por MQO, sendo os acréscimos na renda de, respectivamente, 22,07% e 23,14%. Por MVI os incrementos nos salários são de 5,03% para os brancos e 4,83% para os filiados ao sindicato.

No procedimento de Heckman sem limiar, a cor branca tem um incremento de salário em torno de 21% para homens e mulheres. E o sindicato nesse caso um acréscimo de 21,04% para homens e 29,05% para mulheres. Quando se considera o efeito limiar a discriminação de cor cai passando os incrementos salariais para 16% e 14,79%, respectivamente, homens e mulheres. E o sindicato causa um acréscimo nos rendimentos em torno de 19% para homens e mulheres.

Em suma, pôde-se perceber que a variável educação para região metropolitana de Belo Horizonte, seja controlada por experiência, cor, gênero ou sindicato, ou usando modelos que a consideram exógena, endógena ou com viés de seleção, apresenta retornos positivos sobre os rendimentos do trabalhador, conforme sugere a literatura de capital humano.

## REFERÊNCIAS:

- BALBINOTTO NETO, Giacomo. Gary Becker: Prêmio Nobel de Economia de 1992. **Análise Econômica**, Porto Alegre, Ano 11, n.19, p. 188-191, mar. 1993.
- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane. Investimentos em educação e desenvolvimento econômico. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, **texto para discussão n° 525**, Rio de Janeiro, nov. 1997.
- BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane; CORSEUIL, Carlos Henrique. Uma análise da estrutura salarial brasileira baseada na PPV. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, **texto para discussão n° 689**, Rio de Janeiro, dez. 1999.
- BECKER, Gary. **The economics of Discrimination: An Economic View of Racial Discrimination**. Chicago: The University of Chicago Press, 1957.
- BLAUG, Mark. **Introdução à economia da educação**. Tradução Leonel Vallandro e Volnei Alves Corrêa. Porto Alegre: Globo, 1975. 373p.
- BRANCO, Roberto Castello. Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.33, n.2, p.247-285, abr./jun.1979.
- CAMPOLINA, Ângelo Salvatierra; CARARETO, Edson Soares. Aplicação de microdados da PNAD na determinação das taxas de retorno na educação no Estado de Goiás. **Revista Administração**, Ano 2, n. 2, 2005.
- CASTRO, Cláudio de Moura (Coord.). Educação no Brasil: atrasos, conquistas e desafios. In: TAFNER, Paulo (Ed.). **Brasil: o estado de uma nação 2006**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. Cap. 3, p.121-228.
- CASTRO, Cláudio de Moura. **Investimento em Educação no Brasil: Um Estudo Sócio-econômico de Duas Comunidades Industriais**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1973. 208p. (Série Monográfica).
- CHAVES, André Luiz Leite. Determinação dos rendimentos na região metropolitana de Porto Alegre: uma verificação empírica da Teoria do Capital Humano. In: Encontro de Economia Gaúcha, 1, 2002, Porto Alegre-RS, **Anais...**, Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 2002.
- CHISWICK, Barry R. Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings. **IZA Discussion Paper n° 847**, ago. 2003.
- COELHO, Allexandro Mori; CORSEUIL, Carlos Henrique. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, **texto para discussão n° 898**, Rio de Janeiro, ago. 2002.
- COSTA, Messias. A educação e suas potencialidades. In: LEVIN, Henry M. et al. **Educação e desigualdade no Brasil**. Petrópolis: Vozes, 1984. Cap. 2, p.41-70.
- FIGUEIREDO NETO, Leonardo Francisco. Determinantes da participação no mercado de trabalho e dos rendimentos e retornos aos investimentos em Capital Humano. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano16, n. 29, p. 67-86, mar. 1998.
- FRANÇA, Gilson Nardo; GASPARI, Carlos Eduardo; LOUREIRO, Paulo Roberto de Amorim. Relação entre Escolaridade e Renda no Brasil na década de 1990. In: Encontro regional de economia, 10, 2005, Fortaleza-CE. **Anais...**, Fortaleza: Banco do Nordeste, 2005.
- HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria**. Tradução Alfredo Alves de Farias. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471p.
- HOFFMANN, Rodolfo. **Análise de regressão: Uma Introdução à Econometria**. 2. ed. São Paulo: Hucitec, 1987. 379p.

- HOFFMANN, Rodolfo; SIMÃO, Rosyler Cristina Santos. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v.15, n.2 , p.35-62, maio./ago. 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2005**: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. 1 CD-ROM.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de Indicadores 2005**. IBGE.
- IOSCHPE, Gustavo. **A ignorância custa um mundo**: o valor da educação no desenvolvimento do Brasil. São Paulo: Francis, 2004. 324p.
- LAM, David; LEVISON, Deborah. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, v.20, n.2, p.219-256, ago.1990.
- LEAL, Carlos Ivan Simonsen; WERLANG, Sérgio Ribeiro da Costa. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, v.21, n.3, p.559-574, dez. 1991.
- LOUREIRO, Paulo R.A; CARNEIRO, Francisco G.. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Revista Economia Aplicada**, São Paulo, v.5,n.3 , p.519-545, jul./set. 2001.
- MINCER, Jacob. **Schooling, experience and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research: Columbia Univ., 1974. 152p.
- RESENDE, Marcelo; WYLLIE, Ricardo. Retornos para educação no Brasil: Evidências Empíricas adicionais. **Revista Economia Aplicada**, São Paulo, v.10, n.3, p. 349-365, jul./set. 2006.
- SACHSIDA, Adolfo; LOUREIRO, Paulo Roberto Amorim; MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de. Os retornos para a Escolaridade: Uma abordagem do viés de seletividade com escolha de variável contínua para o Brasil. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 24, 2002, Nova friburgo-RJ, **Anais...**, Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2002.
- SACHSIDA, Adolfo; LOUREIRO, Paulo Roberto Amorim; MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p. 249-265, abr./jun. 2004.
- SCHULTZ, Theodore William. **O capital humano**: investimentos em educação e pesquisa. Tradução Marco Aurélio de Moura Matos. Rio de Janeiro: Zahar, 1973. 250p.
- SENNA, José Júlio. **Schooling, job experience and earnings in Brazil**. 1975. 206f. Tese (Doutorado) - John Hopkins University.
- SENNA, José Júlio. Escolaridade, experiência no trabalho e salários no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.30, n.2, p. 163-193, abr./jun. 1976.
- UEDA, Edric Martins; HOFFMANN, Rodolfo. Estimando o retorno da educação no Brasil. **Revista Economia Aplicada**, São Paulo, v.6, n.2, p.209-238, abr/jun.2002.