

# **TRABALHADORES FORMAIS VERSUS INFORMAIS: DIFERENÇAS DE RENDIMENTO PARA A REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE**

***Jader Fernandes Cirino***

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa. Email: [jader.cirino@ufv.br](mailto:jader.cirino@ufv.br)

***Cassiano Ricardo Dalberto***

Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais. Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa. Email: [cassiano.feanor@gmail.com](mailto:cassiano.feanor@gmail.com)

## **Resumo**

O artigo analisa a diferença de rendimento na Região Metropolitana de Belo Horizonte entre trabalhadores formais e informais, entendidos, respectivamente, como contribuintes e não contribuintes da Previdência Social. Utilizando-se a decomposição Oaxaca-Blinder quantílica de Melly (2006) e a PNAD 2012, verificou-se que embora os trabalhadores formais recebam rendimentos maiores do que os informais em toda a distribuição da referida variável, a diferença não justificável pelos atributos produtivos dos dois grupos foi significativa apenas para a base e o topo da distribuição. Dessa forma, percebeu-se indícios de segmentação no mercado de trabalho estudado, sobretudo nos pontos destacados da distribuição de rendimentos.

**Palavras-chave:** mercado de trabalho, RMBH, segmentação de rendimento, setor formal, setor informal.

**Área temática:** 2. Economia Mineira

## **FORMAL VERSUS INFORMAL WORKERS: DIFFERENCES OF INCOME FOR THE METROPOLITAN REGION OF BELO HORIZONTE**

### **Abstract**

The article examines the difference in the Metropolitan Region of Belo Horizonte between formal and informal workers, defined, respectively, as taxpayers and non-taxpayers of Social Security. Utilizing the Oaxaca-Blinder decomposition from Melly (2006) and PNAD 2012, was found that although formal employees receive higher incomes than the informal across all income distribution, the difference not justified by production attributes of the two groups was significant only for the base and top of the income distribution. Thus, it was noticed signs of segmentation in the labor market studied, especially in the highlighted points of the income distribution.

**Keywords:** labor market, RMBH, income segmentation, formal sector, informal sector.

**Thematic area 2.** Minas Gerais Economy

## 1 . INTRODUÇÃO

A informalidade no mercado de trabalho é um tema que suscita debates em diferentes países e contextos, em grande parte devido à ausência de consenso tanto no que se refere à definição do termo quanto dos seus reflexos sobre o mercado de trabalho.

No que tange aos conceitos de informalidade, as diferentes definições podem conduzir a resultados substancialmente diferentes, o que gera uma dificuldade adicional para a comparação entre pesquisas. Uma classificação tradicional na literatura brasileira enquadra como trabalhadores informais, aqueles que não possuem carteira de trabalho assinada, tal como o trabalho de Fernandes (1996). Entretanto, outra abordagem possível, tal como sugerida por Kassouf (1998), considera na informalidade, aqueles trabalhadores que não contribuem para a previdência social.

Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2012, disponíveis em IBGE (2014), e considerando trabalhadores do sexo masculino entre 24 e 54 anos de idade, constata-se que pelo conceito de não possuir carteira de trabalho assinada, 47,76% dos trabalhadores ocupados no mercado de trabalho brasileiro seriam considerados informais. Em contrapartida, tomando-se o conceito de contribuição para a previdência social, tal porcentagem seria de 35,77%. Tal diferença de proporções indica que uma mudança na utilização do critério de informalidade pode levar à conclusões essencialmente diferentes. Além disso, apesar da redução na dimensão da informalidade pelo critério da contribuição para a seguridade social, sua proporção ainda pode ser considerada elevada, respondendo por mais de um terço do mercado de trabalho brasileiro.

Dado que, sendo um contribuinte, o trabalhador desfruta dos benefícios oferecidos pela seguridade social, como aposentadoria, salário-maternidade e auxílio doença, parece ser razoável enquadrá-lo no mercado de trabalho formal, ainda que não possua carteira de trabalho, como é o caso de muitos trabalhadores autônomos. Desta forma, o presente trabalho estabelece como conceito de trabalhador informal aquele que não contribui para o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). A utilização de tal critério certamente reduz o número de trabalhadores que são considerados informais comparando-se com a abordagem tradicional, mas não parece razoável que trabalhadores como advogados, médicos e engenheiros sejam considerados entre o grupo não-formal simplesmente por serem autônomos. Assim, um critério que englobe a contribuição para a seguridade social possibilita uma melhor seleção daqueles trabalhadores que estão, em geral, em condições realmente mais precárias que os trabalhadores formais. Tal direção vão ao encontro da definição da Organização Mundial do Trabalho (OIT, 2002), para a qual trabalhadores informais são aqueles caracterizados não somente por não se encontrarem sob os sistemas de proteção e regulação formal, mas também pelo seu alto grau de vulnerabilidade.

Ainda sobre a definição adotada, conforme destacam Sasaki e Menezes (2012), em que pese as distintas visões sobre a informalidade no mercado de trabalho, é grave o problema da falta de cobertura dos trabalhadores informais pela Previdência Social. Isso porque o sistema de proteção social criado e mantido, principalmente, por meio da relação de emprego pressupõe a cobertura universal, através das contribuições trabalhador-empresa ou daquelas individuais do trabalhador autônomo. Nesse sentido, nos estudos sobre a informalidade no mercado de trabalho, a exclusão dos trabalhadores informais dos benefícios previdenciários tem sido uma preocupação constante. Como exemplo desses últimos, tem-se Maloney (2004) e Pastore (2014) que destacam a desproteção pela legislação do setor informal, o qual se encontra, portanto, excluído dos benefícios decorrentes da relação de emprego formal. Sobre esse ponto, é importante destacar que enquanto o pagamento de impostos e encargos em uma empresa seriam divididos entre o funcionário e o patrão, no caso do profissional liberal, a tributação é toda arcada por ele, que também deve pagar pelos seus próprios benefícios, como plano de saúde, aposentadoria, Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) e férias remuneradas. Tal desvantagem muitas vezes é um fator inibidor para o pagamento da contribuição por parte do autônomo. De fato, de acordo com dados da PNAD 2012, considerando trabalhadores do sexo masculino entre 24 e 54 anos de idade, dos 9.346.242 que se declararam conta própria, somente 2.422.565, ou seja, 25,92% contribuíam com a previdência.

Dada então a definição de informalidade adotada no estudo, surge a questão do diferencial de salários entre o mercado de trabalho formal e informal, através do qual é possível verificar a ocorrência, ou não, de segmentação entre esses mercados.

O argumento da segmentação do mercado de trabalho entre trabalhadores formais e informais atesta que os primeiros possuem vantagens salariais sobre os últimos, levando-se em consideração indivíduos com a mesma dotação de atributos. A existência de tal diferencial em favor da formalidade implica que à mesma estão associadas barreiras à entrada, ou seja, os trabalhadores, de modo geral, enfrentam mais dificuldades para entrar no mercado de trabalho formal do que no informal.

Grande parte dos trabalhos relacionados ao tema estão voltados para a investigação dessa segmentação em países em desenvolvimento, onde o mercado de trabalho informal tende a ser maior e ter mais relevância. Esse é o caso dos estudos de Maloney (1999 e 2004) para o México, Pratap e Quintin (2006) para a Argentina, Bargain e Kwenda (2009) para a África do Sul, e Tansel e Kan (2012) para a Turquia. Para o Brasil, podem-se citar os trabalhos de Barros e Varandas (1987), Sedlacek, Barros e Varandas (1990), Pero (1992), Carneiro e Henley (2001), Pianto e Pianto (2002) e Menezes Filho, Mendes e Almeida (2004).

Especificamente para o caso brasileiro, tem-se que os resultados dos estudos empíricos mostraram-se diversos, com alguns apontando que o mercado de trabalho nacional é não segmentado em termos de formalidade, enquanto outros, concluem exatamente o oposto.

Dessa forma, diante da não existência de um consenso sobre a existência de segmentação em termos de diferenças de rendimento entre os setores formais e informais para o contexto brasileiro, assim como a carência de trabalhos dessa natureza de caráter regional, propõe-se a análise de tal aspecto para o mercado de trabalho da Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH).

A escolha de tal recorte geográfico deveu-se à importância do Estado de Minas Gerais para a economia nacional, assim como à relevância da RMBH para a economia mineira. Segundo dados do IBGE (2013), Minas Gerais é o terceiro estado em termos de participação no Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil, representado 9,3% desse último em 2011, atrás apenas de São Paulo (32,6%) e Rio de Janeiro (11,2%). Em termos estaduais, segundo FJP (2014), a RMBH concentra a maior parte das atividades econômicas de Minas Gerais, representado 44,60% do PIB desse estado em 2011, sendo seguida pelas mesorregiões do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba (14,91%) e Sul/Sudoeste de Minas (12,08%).

Em termos de mercado de trabalho, de acordo com FJP (2012), a RMBH, em 2011, concentrava 26% da população economicamente ativa e da população ocupada do Estado, sendo seguida pela mesorregião Sul/Sudoeste de Minas com valor de 15% para as duas porcentagens supracitadas. No que tange a informalidade, embora a mesma seja inferior à verificada pelos dados apresentados para o Brasil, tal aspecto também merece destaque na área urbana da RMBH. Considerando os homens entre 24 e 54 anos de idade, pelo conceito de não possuir carteira de trabalho assinada, 38% deles seriam considerados informais no mercado de trabalho brasileiro, ao passo que utilizando o critério de contribuição para a previdência social, tal porcentagem seria de 22%.

Em termos de rendimento, uma análise superficial dos dados da PNAD de 2012 parecem indicar uma segmentação entre os dois setores. Enquanto o trabalhador informal pelo critério adotado neste estudo de não contribuição para o INSS, com a tipificação descrita no parágrafo anterior, apresentou rendimento médio do trabalho de R\$1.693,26, a sua contraparte formal, ou seja contribuintes para previdência, auferiram rendimento médio de R\$2.369,09.

Dessa forma, o presente trabalho teve como foco de estudo o diferencial de rendimento entre os setores formal e informal no mercado de trabalho da RMBH para os diferentes quantis da distribuição de tal variável. Para tanto, foram utilizados os dados da PNAD de 2012 e os métodos da regressão quantílica desenvolvido por Koenker e Basset (1978), e da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) para o contexto quantílico, proposta por Melly (2006).

À medida que a informalidade constitui parcela considerável do mercado de trabalho da RMBH, a compreensão sobre a possível segmentação em termos de rendimento entre os setores

forma e informal torna-se objeto de relevância. Se de fato ocorre a diferenciação salarial entre os setores, então políticas que amenizem ou eliminem tais diferenças são bem vindas, sobretudo pela redução de possíveis barreiras à formalidade, permitindo maior acesso a postos de trabalho mais seguros.

Portanto, o objetivo geral do artigo foi identificar para o mercado de trabalho da RMBH, os diferenciais de rendimento entre trabalhadores homens formais e informais considerando diferentes níveis de rendimento. Especificamente buscou-se: a) Comparar os determinantes dos rendimentos entre os diferentes quantis da distribuição dos mesmos para os dois setores; e b) Examinar a importância relativa das características individuais e geográficas sobre os rendimentos dos indivíduos do sexo masculino ao longo da distribuição de tal variável.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Para se analisar a ocorrência de possível segmentação em termos de rendimento entre os setores formal e informal, é necessário estimar as equações de rendimento do trabalho para os indivíduos nos dois setores considerados. Para tanto, recorre-se à teoria do capital humano, cujos artigos pioneiros são os de Schultz (1961) e Becker (1962). Segundo tal teoria, o retorno salarial do trabalho de um indivíduo pode ser expresso em função de suas qualidades profissionais derivadas de sua escolaridade e anos de treinamento e experiência. Isso porque quando o agente investe em qualquer um desses aspectos citados, o mesmo melhora o seu capital humano e conseqüentemente, a sua produtividade marginal, aumentando o valor esperado de seu trabalho no mercado.

Com o objetivo de integrar a teoria do investimento em capital humano em um contexto empírico compatível com os modelos formais da teoria econômica, Mincer (1974) propôs uma equação que considera a influência da educação e da experiência no salário dos indivíduos. Essa equação, conhecida como função-salário do capital humano ou equação minceriana, foi proposta pelo referido autor da seguinte forma:

$$\ln Y_i = a + b_1 s_i + b_2 j_i + b_3 j_i^2 + v_i \quad (1)$$

em que  $\ln Y$  é o logaritmo natural do salário ou o rendimento do trabalho do indivíduo;  $s$ , escolaridade do trabalhador medida em anos de estudo;  $j$ , experiência do indivíduo contabilizada através dos seus anos no mercado de trabalho;  $a$  e  $b_l$  ( $l = 1$  a  $3$ ) são os parâmetros a serem estimados; e  $v$  é o termo de erro estocástico com as propriedades usuais.

As pressuposições sobre a equação (1) são de que os anos adicionais de escolaridade e experiência apresentam impacto positivo sobre os salários, ou seja, os coeficientes  $b_1$  e  $b_2$  são maiores do que zero. Contudo, aumentos causados pelo acréscimo de experiência estariam sujeitos a retornos decrescentes, sendo o coeficiente  $b_3$  negativo. Nesse sentido, conforme enfatizou Berndt (1996), a relação entre rendimentos e experiência não é linear, mas sim parabólica, com um pico próximo à idade média de vida do indivíduo, devido à depreciação normal do capital humano com a idade.

Além das variáveis diretamente relacionadas ao capital humano, Borjas e Mincer (1976), Soares (2000) e Cirino e Lima (2012) ressaltam também que, para uma melhor especificação da equação (1), o seu conjunto de regressores deve considerar, além dos atributos produtivos de educação e idade, outras características individuais e de inserção no mercado de trabalho, como setor de atividade, região de residência e vínculo legal com o empregador.

Quanto à possibilidade de segmentação em termos de rendimento no mercado de trabalho da RMBH entre os trabalhadores formais e informais, Leontaridi (1998) aponta que vários estudos têm adotado a visão comum da existência de um mercado de trabalho interno. Segundo Doeringer e Piore (1971), esse último é definido como uma unidade onde a alocação da mão de obra é determinada por um conjunto de procedimentos e regras administrativas as quais geram diferentes

segmentos com características distintas dentro de um mesmo mercado de trabalho. Conforme Lima (1980), tal distinção pode se dar em termos de rendimento e também dos ganhos salariais derivados do aumento de escolaridade.

Seguindo o estudo de Doeringer e Piore (1971), é possível estabelecer uma conexão entre o conceito de mercado de trabalho interno e a teoria do mercado de trabalho dual. Essa última, que tem como base os trabalhos de Averrit (1968), Bluestone (1970) e Harrison (1972), apresenta a ideia de dicotomização do mercado de trabalho entre um setor mais favorecido, o primário, e outro menos desenvolvido, o secundário. Dessa forma, o mercado de trabalho primário seria constituído pelos mercados de trabalho interno bem desenvolvidos, isto é, com melhores condições de trabalho e cujos empregos são geralmente governados por regras formais, o qual no presente estudo seria o setor formal, enquanto o mercado de trabalho secundário seria representado pelo setor informal.

Essa possível dicotomia para o presente estudo pode ser consubstanciada na própria definição da OIT (2002) a qual estabelece que a característica fundamental dos grupos denominados informais é que os mesmos não são reconhecidos ou protegidos pelas instituições legais e regulatórias. A referida organização ainda ressalta outras características dos trabalhadores informais como maior vulnerabilidade, ausência de proteção social e legal, incapacidade de fazer cumprir contratos, incapacidade de se organizar para alcançar representatividade e limitação à capacidade de desfrutar de infraestrutura e benefícios públicos. No mesmo sentido, Almeida, Alves e Graham (1995) em estudo para o México caracterizam o mercado formal como aquele onde ocorrem salários relativamente elevados e seguridade social, férias, pensões e seguridade do emprego de acordo com a legislação. Aqueles indivíduos que não conseguem emprego em tal setor tendem a procurar a alternativa da informalidade, caracterizada em geral por pequenas empresas ou auto emprego, onde predominam atividades intensivas em trabalho e que não desfrutam de benefícios sociais. Essa conceituação de informalidade dos autores é compartilhada por Leone (2010) em estudo para o Brasil, o qual considera os trabalhadores informais como aqueles privados de condições básicas de trabalho e proteção social, sendo caracterizados por indefinições dos locais de trabalho, baixos níveis de qualificação e produtividade, condições de trabalho sem segurança, entre outros.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1. Fonte de dados**

Os dados do presente trabalho foram obtidos da PNAD para o ano de 2012, sendo a amostra utilizada constituída por homens entre 24 e 54 anos de idade no mercado de trabalho urbano da RMBH. A escolha de tal faixa etária se deu de modo a excluir do recorte os trabalhadores jovens e os possíveis aposentados.

Em 2012, a PNAD abrangeu um total de 362.451 indivíduos em 147.203 famílias, distribuídos em 1.100 municípios (IBGE, 2012). Como o foco é a comparação entre os setores, serão considerados os trabalhadores do sexo masculino, evitando-se possíveis distorções causadas pela diferenciação existente entre o mercado de trabalho para homens e mulheres e pelo problema de seletividade amostral. Sobre este último, como a grande maioria dos homens está no mercado de trabalho (para a amostra selecionada, 92,20% dos homens são economicamente ativos, contra 77,67% das mulheres), tal problema não é tão relevante quando se estima a equação de rendimentos para trabalhadores. Dados as características selecionadas para o presente trabalho, a amostra utilizada reduziu-se para 2.502 indivíduos, sendo 1.950 classificados como trabalhadores formais e 552 como informais.

#### **3.2. Determinantes dos rendimentos dos trabalhadores formais e informais e decomposição de Oaxaca-Blinder no contexto de regressão quantílica**

As equações mincerianas do presente trabalho foram estimadas utilizando o método de

regressão quantílica, apresentado originalmente por Koenker e Basset (1978). A opção por tal metodologia deveu-se ao interesse de analisar o impacto dos regressores em diversos pontos da distribuição do regressando – rendimento do trabalho no presente estudo – e não apenas em um ponto médio desse último, como fornecido pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Formalmente, um modelo geral de regressão quantílica para os rendimentos pode ser representado por:

$$\ln w_i = x_i \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i} ; \text{ com } Quant_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta \quad (2)$$

onde  $\ln w_i$  é o logaritmo natural do rendimento/hora do indivíduo,  $x_i$  é um vetor de variáveis explicativas e  $\beta_\theta$  é um vetor de parâmetros a ser estimado.  $Quant_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta$  denota o quantil condicional de  $\ln w_i$  dado  $x$ , onde  $\theta \in (0,1)$  é definida como sendo a solução do seguinte problema de minimização:

$$\min \left\{ \sum_{i: \ln w_i \geq x_i' \beta} \theta |\ln w_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: \ln w_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |\ln w_i - x_i' \beta_\theta| \right\}$$

que é o mesmo que minimizar:

$$\min_{\beta} \left\{ \sum \rho_\theta(\ln w_i - x_i' \beta_\theta) \right\} \quad (3)$$

em que  $\rho$  é uma *check function* definida por:

$$(\xi_i) = \begin{cases} \theta \xi, & \text{para } \xi \geq 0 \\ (1 - \theta) \xi, & \text{para } \xi \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

onde a função  $\rho_\theta$  multiplica os resíduos por  $\theta$  se eles forem não-negativos, e por  $(1 - \theta)$  caso contrário, para que, desta forma, sejam tratados assimetricamente. Assim, o  $\theta$  pode ser obtido para os diversos quantis ao longo da distribuição.

De modo a verificar se os coeficientes estimados de fato diferem entre os quantis, justificando assim o uso do modelo de regressão quantílica, são aplicados testes de Wald para os parâmetros de todos os quantis de cada variável<sup>1</sup>.

Dado o objetivo de estimar as diferenças nos retornos em termos de rendimentos para os atributos dos trabalhadores formais e informais para diferentes níveis da distribuição de tal variável, o presente trabalho utilizou o seguinte modelo:

$$\ln w_i = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta E_{1i} + \beta_2^\theta E_{2i} + \beta_3^\theta E_{3i} + \beta_4^\theta E_{4i} + \beta_5^\theta Ida_i + \beta_6^\theta Ida_i^2 + \beta_7^\theta R_{1i} + \beta_8^\theta R_{2i} + \beta_9^\theta S_{1i} + \beta_{10}^\theta S_{2i} + \beta_{11}^\theta S_{3i} + \beta_{12}^\theta S_{4i} + \beta_{13}^\theta S_{5i} + \varepsilon_{\theta i} \quad (5)$$

onde  $\beta_i^\theta$  são os parâmetros estimados para o quantil  $\theta$  da variável dependente, que nesse caso é o logaritmo dos rendimentos do trabalho,  $\ln w_i$ ;  $E_k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) são variáveis discretas que indicam a escolaridade do trabalhador, em anos de estudo, com o grupo base formado por trabalhadores com 0 a 3 anos de estudo,  $E_1, E_2, E_3$  e  $E_4$ , respectivamente, por trabalhadores com 4 a 7, 8 a 10, 11 e mais

<sup>1</sup> O teste de Wald, de acordo com Johnston e DiNardo (1996), pode ser expresso por  $W = (R\hat{\beta} - r)' [RI^{-1}(\beta)R']^{-1} (R\hat{\beta} - r)$ , onde  $\hat{\beta}$  é o vetor de parâmetros estimados,  $I^{-1}(\beta)$  é a matriz de variância e covariância estimada e  $R\hat{\beta} = r$  é o conjunto de hipóteses a ser testada. Se  $R\hat{\beta} - r$  se aproxima de zero, a hipótese nula tende a ser aceita.

de 11 anos de estudo; *Ida* representando a idade do trabalhador como *proxy* da experiência;  $R_m$  ( $m=1, 2$ ) são variáveis *dummies* que indicam a raça do trabalhador, com o grupo base sendo formado por brancos,  $R_1$  assumindo o valor 1 para negros e 0, caso contrário, e  $R_2$  assumindo o valor 1 para pardos e zero, caso contrário;  $S_k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) são variáveis *dummies* que indicam o setor de atividade do trabalhador, sendo o grupo base formado pela indústria,  $S_1$  representando construção,  $S_2$  o comércio,  $S_3$  a administração pública e  $S_4$  os serviços; e  $\epsilon_{\theta i}$  representa os resíduos da regressão.

As variáveis relacionadas às características dos indivíduos e de suas localidades, que não dizem respeito diretamente ao capital humano, foram incluídas seguindo a sugestão de Borjas e Mincer (1976). Diversos outros trabalhos seguem a mesma linha, como Pianto e Pianto (2002), Carneiro e Henley (2001), Machado, Oliveira e Antigo (2008) e Cirino e Lima (2012).

É importante destacar que a equação (5) será estimada separadamente para trabalhadores formais e informais do sexo masculino entre 24 e 54 anos de idade na RMBH, com o objetivo de se obter comparações nos retornos dos rendimentos às variáveis do modelo ao longo dos quantis de sua distribuição. Além disso, destaca-se que a estimativa foi feita utilizando o *software Stata 12* incorporando os pesos amostrais dos indivíduos disponíveis nos microdados da PNAD 2012.

A partir da equação (5), é possível analisar de maneira mais detalhada o diferencial de rendimento entre os setores formal e informal por meio da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) no contexto da regressão quantílica, conforme proposto por Melly (2006). Tal abordagem consiste em decompor as diferenças de tais rendimentos em dois componentes: um componente que indique as diferenças atribuíveis às características dos trabalhadores e outro que expresse as diferenças nos retornos de tais características. Enquanto que o primeiro componente expressa uma diferença de retornos “justificável” – isto é, que pode ser explicada como atribuível à diferença de características dos trabalhadores –, a segunda indica a diferença explicada unicamente pela diferenciação entre setores, e sua existência pode ser considerada como um indício de segmentação.

Seguindo a definição de Melly (2006), é possível expressar tal problema em termos do efeito de um determinado tratamento binário  $T$  sobre um produto  $Y$ . Assumindo uma amostra de tamanho  $n$ , indexada por  $i$ , com  $n_0$  unidades de controle e  $n_1$  unidades tratadas, tem-se que  $T_i = 0$  caso a unidade  $i$  esteja no grupo de controle e  $T_i = 1$  caso a unidade  $i$  receba o tratamento. No presente caso considera-se o produto como sendo o rendimento auferido no mercado de trabalho e interpreta-se o tratamento como sendo o fato do indivíduo pertencer ao setor formal, enquanto que os trabalhadores informais compõem o grupo de controle.

Uma maneira comumente utilizada para verificar os impactos do tratamento é obter o efeito de tratamento médio (*ATE – average treatment effect*):

$$E[Y(1)] - E[Y(0)] \tag{6}$$

onde  $Y(1)$  é o produto sob o efeito do tratamento e  $Y(0)$  é o produto do grupo de controle. Outra forma de verificar tais impactos é o efeito de tratamento médio nos tratados (*ATET – average treatment effect on the treated*):

$$E[Y(1)|T = 1] - E[Y(0)|T = 1] \tag{7}$$

ou seja, o primeiro termo representa o produto (rendimento) do trabalhador formal, uma vez que ele de fato está inserido no setor formal, enquanto que o segundo representa o produto (rendimento) que o trabalhador informal receberia caso ele estivesse na formalidade.

Melly (2006) estende tais definições para o caso dos efeitos de tratamento quantílicos, de modo que o efeito de tratamento do  $\theta$  – ésimo quantil (*QTE – quantile treatment effect*) é dado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta) \quad (8)$$

enquanto que o efeito de tratamento nos tratados do  $\theta$  – ésimo quantil (*QTET – quantile treatment effect on the treated*) é dado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta|T = 1) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T = 1) \quad (9)$$

onde  $F_Y^{-1}(\theta)$  é o  $\theta$  – ésimo quantil de  $Y$ .

Para obter a decomposição de Oaxaca-Blinder para o contexto quantílico, Melly (2006) estabelece procedimento a partir do qual é possível simular os quantis contrafactuais ( $\hat{q}_c$ ) que podem ser utilizados para decompor as diferenças na distribuição e estimar os efeitos de tratamento quantílico. Por exemplo:

$$\hat{q}_c(\theta) = \inf \left\{ q: n_1^{-1} \sum_{i:T_i=t} \hat{F}_{Y(0)}(q|X_i) \geq \theta \right\} \quad (10)$$

é o  $\theta$  – ésimo quantil da distribuição que seria observado caso as unidades tratadas não tivessem recebido tratamento. Uma decomposição da diferença entre o  $\theta$  – ésimo quantil da distribuição incondicional dos tratados e não tratados, portanto, é dada por:

$$\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_0(\theta) = [\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] + [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_0(\theta)] \quad (11)$$

onde  $\hat{q}_1(\theta)$  e  $\hat{q}_0(\theta)$  representam os rendimentos estimados dos indivíduos formais e informais, respectivamente, no quantil  $\theta$ . O primeiro termo entre colchetes representa o efeito dos coeficientes (*QTET*, ou a diferença de rendimentos explicada unicamente pela diferenciação intersetorial) e o segundo representa o efeito das características (diferença “justificável”). Melly (2006) demonstrou que, sob certa hipóteses, os estimadores de  $\hat{q}_0$ ,  $\hat{q}_1$  e  $\hat{q}_c$  são consistentes e normalmente distribuídos assintoticamente. No presente caso, portanto, tem-se que a decomposição dos rendimentos pode ser expressa, de maneira análoga à equação (11), como:

$$\ln \hat{w}_1(\theta) - \ln \hat{w}_0(\theta) = [\ln \hat{w}_1(\theta) - \ln \hat{w}_c(\theta)] + [\ln \hat{w}_c(\theta) - \ln \hat{w}_0(\theta)] \quad (12)$$

Para realizar a estimação da decomposição, será utilizado o módulo *rqdeco* desenvolvido por Melly (2007) para o *software Stata*.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Essa seção encontra-se dividida em três partes. A primeira faz uma análise descritiva dos dados com base nas variáveis abordadas neste trabalho. Já a segunda apresenta os resultados da estimação do modelo de regressão quantílica, os quais são interpretados de forma a melhor entender as diferenças entre os retornos dos atributos individuais dos trabalhadores formais e informais, bem como as diferenças atribuídas à alocação dos indivíduos nos diferentes setores econômicos.



Finalmente, a terceira seção é composta pelos resultados do modelo de decomposição quantílica, bem como sua análise, com vistas a verificar a possível ocorrência de segmentação de rendimentos entre trabalhadores formais e informais nos diferentes quantis da distribuição de tal variável.

#### 4.1 Análise descritiva dos dados a partir de variáveis relevantes para o estudo

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da amostra considerada, abordando por segmento no mercado de trabalho, a média e o desvio-padrão das variáveis contínuas e as proporções por categoria das variáveis discretas.

Observa-se à primeira vista, uma considerável diferença de rendimentos entre trabalhadores formais e informais (considerando o critério da contribuição para a previdência), favorecendo o primeiro grupo. Entretanto tal diferença está em termos absolutos, e não leva em consideração as características de cada trabalhador. Entre tais características, nota-se diferença na escolaridade de ambos os grupos, com os trabalhadores formais possuindo, em média, cerca de 1,63 anos a mais de estudo que os informais. Em termos de idade média, não houve diferença entre os setores.

Tabela 1 – Médias e desvios-padrão da distribuição dos trabalhadores formais e informais, segundo suas características, para a área urbana da RMBH, 2012

Variável	Formais		Informais	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Renda	2.369,09	125,19	1.693,26	80,52
Escolaridade	9,80	0,1296	8,17	0,2016
Idade	37,54	0,2225	37,92	0,4009
	Proporção		Proporção	
Negros	0,1390		0,1304	
Pardos	0,4852		0,4945	
Branco	0,3759		0,3750	
Indústria	0,2297		0,0507	
Construção	0,1359		0,3931	
Comércio	0,1774		0,2065	
Adm. Pública	0,0595		0,0199	
Serviços	0,3974		0,3297	

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2012.

Quanto às características raciais, em termos gerais, não se observou diferenças importantes entre os setores formal e informal em termos da distribuição dos trabalhadores nas categorias consideradas.

Para os setores de atividade, a formalidade está associada principalmente com os serviços (39,74% dos trabalhadores formais), a indústria (22,97%) e o comércio (17,74%). A informalidade, por sua vez, tem sua maior parte distribuída no setor da construção (39,31%) e dos serviços (32,97%). Em relação a esse último aspecto, é muito comum na construção civil o fato de trabalhadores optarem por não trabalhar com carteira assinada e também não contribuírem com a previdência, na busca de maiores rendimentos.

A Tabela 2 apresenta a distribuição dos trabalhadores formais e informais da RMBH segundo os níveis de rendimento, idade e escolaridade.

Para os rendimentos, observa-se que tantos os trabalhadores formais quanto informais concentram-se predominante na faixa de mais de um e até dois salários mínimos, com valores de, respectivamente, 42,62% e 35,87%. No entanto, tomando os dois extremos da distribuição de rendimentos, é possível perceber diferenciação entre os dois setores, já que enquanto 21,74% dos trabalhadores informais recebem até um salário mínimo, tal valor para os formais é de 9,33%. Por

outro lado, na faixa de rendimento superior a 5 salários mínimos, os resultados se invertem, com o primeiro grupo apresentando valor de 7,79%, contra 14,05% do segundo.

Tais resultados em termos de rendimento poderiam ser indícios de existência de segmentação entre os setores formais e informais do mercado de trabalho da RMBH. No entanto, ao se analisar a questão da escolaridade entre os dois setores, observa-se que os trabalhadores do primeiro possuem mais anos de estudos em comparação aqueles do segundo, o que poderia em parte explicar as diferenças de rendimento entre ambos. Sobre a escolaridade, observa-se que enquanto a proporção de trabalhadores informais é bastante superior a de formais para as faixas de 7 anos ou menos de estudo, sendo o resultado entre os dois grupos praticamente igual para a faixa de 8 a 10 anos de estudos, a proporção de formais para 11 anos ou mais de estudo é significativamente superior a verificada para a contraparte informal.

Tabela 2 – Distribuição dos trabalhadores formais e informais na área urbana da RMBH segundo variáveis de interesse, 2012

		<b>Até 1 SM*</b>	<b>&gt;1 até 2 SM*</b>	<b>&gt;2 até 3 SM*</b>	<b>&gt;3 até 5 SM*</b>	<b>&gt; 5 SM*</b>
Rendimento	Formal	9,33%	42,62%	20,97%	13,02%	14,05%
	Informal	21,74%	35,87%	22,10%	12,50%	7,79%
		<b>&lt; 3</b>	<b>4 a 7</b>	<b>8 a 10</b>	<b>=11</b>	<b>&gt;11</b>
Escolaridade	Formal	5,59%	18,20%	17,85%	33,95%	24,41%
	Informal	11,23%	32,07%	18,12%	22,10%	16,48%
		<b>24 a 29 anos</b>	<b>30 a 35 anos</b>	<b>36 a 41 anos</b>	<b>42 a 47 anos</b>	<b>48 a 54 anos</b>
Idade	Formal	23,02%	22,46%	20,10%	16,87%	17,54%
	Informal	21,38%	24,28%	15,40%	20,65%	18,30%

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2012.

\* Salário Mínimo vigente a partir de 01/01/2014, no valor de R\$724,00

Em termos da idade dos trabalhadores, não se observou-se padrão definido de comportamento entre as faixas de idade consideradas, assim como diferenças significativa entre elas para os dois setores.

#### 4.2. Retornos para as características dos trabalhadores formais e informais da RMBH para os diferentes quantis de rendimento

A Tabela 3 apresenta a média de rendimentos para os setores formal e informal por quantis de rendimento selecionados, enquanto a Tabela 4 traz o teste da diferença de tais médias entre os setores por quantil. Conforme o esperado, as médias por quantis dentro da cada grupo de trabalhadores são bem diferentes, sugerindo então, a estimativa de regressões diferentes por quantis, conforme proposto na metodologia.

Observa-se que no intervalo compreendido pelos quantis 15 e 90 não foi verificada diferença estatisticamente significativa em termos de rendimentos médios entre os trabalhadores formais e informais. No entanto, para os extremos da distribuição, assim como já percebido anteriormente pela Tabela 2, teve-se que os trabalhadores formais apresentaram rendimento médio estatisticamente superior à sua contraparte informal. Para os quantis menores ou iguais a 14, em média, o setor formal remunerava R\$113,82 a mais os seus trabalhadores do que no caso dos informais. Já para os quantis acima de 90, tal vantagem foi bem mais expressiva, atingindo o valor de R\$2.013,42.

Tabela 3 – Média dos valores de rendimentos, em reais, entre diferentes quantis da distribuição de tal variável para os trabalhadores formais e informais da área urbana da RMBH, 2012

		<b>Q0- Q14</b>	<b>Q15- Q25</b>	<b>Q26- Q50</b>	<b>Q51- Q75</b>	<b>Q76- Q90</b>	<b>Q91- Q100</b>
Rendimento	Formal	283,32 (13,93)	526,31 (31,22)	704,43 (4,63)	1.117,12 (6,44)	2.090,21 (21,61)	7.336,67 (455,57)
	Informal	169,50 (28,84)	491,59 (14,22)	710,97 (6,99)	1.121,97 (15,56)	2.110,63 (41,21)	5.323,25 (360,95)

Nota: desvio-padrão entre parênteses.

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2012.

Passando então para os resultados das regressões quantílicas, a fim de verificar se de fato os coeficientes das equações de rendimento diferem entre os quantis, foi realizado via *Stata 12* o teste de igualdade interquantil proposto por Wald, cujos resultados encontram-se na Tabela 5. Para os trabalhadores formais, os coeficientes das variáveis de escolaridade, raça e administração pública mostraram-se estatisticamente diferentes entre os quantis da distribuição, sugerindo então a estimação pelo método da regressão quantílica. Por outro lado, para os trabalhadores informais os coeficientes de todas as variáveis não se mostraram diferentes entre os quantis, o que indicaria o uso da estimativa dos rendimentos médios através do método clássico de regressão linear. No entanto, para manter o mesmo tipo de estimação entre os dois setores, possibilitando a decomposição de Oaxaca-Blinder no contexto quantílico, manteve-se a estimação de regressões quantílicas também para os trabalhadores informais.

Tabela 4 – Teste das médias dos valores de rendimentos, em reais, para diferentes quantis da distribuição de tal variável, entre os trabalhadores formais e informais da área urbana da RMBH, 2012

Setor	<b>Formal/Informal</b>	
Quantis da distribuição de rendimento	Teste das Médias	
	Estat. t	Valor p
Q0-Q14	3,57	0,000
Q15- Q25	0,97	0,332
Q26-Q50	-0,77	0,443
Q51-Q75	-0,29	0,771
Q76-Q90	-0,44	0,664
Q91-Q100	3,53	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa com base nos dados da PNAD 2012.

Tabela 5 – Testes de igualdade interquantil para os trabalhadores formais e informais, área urbana da RMBH, 2012

Setores Variáveis	Formal		Informal	
	Estatística F	Prob.	Estatística F	Prob.
E1 (4 a 7 anos)	3,61	0,006	0,32	0,862
E2 (8 a 10 anos)	4,32	0,002	0,90	0,462
E3 (11 anos)	8,63	0,000	0,58	0,6807
E4 (> 11 anos)	23,65	0,000	0,63	0,6384
Idade	1,88	0,112	1,43	0,224
Idade <sup>2</sup>	1,08	0,367	1,39	0,2371
Negros	4,80	0,001	0,22	0,930
Pardos	3,97	0,003	0,56	0,693
Construção	1,99	0,094	1,07	0,3730
Comércio	1,25	0,287	1,06	0,376
Adm. Pública	2,63	0,033	1,18	0,320
Serviços	1,26	0,284	0,99	0,411

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para começar a discussão econômica dos resultados para os trabalhadores formais, apresenta-se na Tabela 6 as estimativas das equações mincerianas para os diferentes quantis da distribuição de rendimentos.

Tabela 6 – Resultados da regressão quantílica para os trabalhadores formais urbanos da RMBH, 2012

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
E1 (4 a 7 anos)	0,0261 (0,0583)	0,0733 (0,0571)	0,1923 (0,0740)	0,3087** (0,0795)	0,1705 (0,1237)
E2 (8 a 10 anos)	0,1475* (0,0593)	0,1996** (0,0581)	0,3238** (0,0754)	0,4672** (0,0809)	0,3065* (0,1280)
E3 (11 anos)	0,2157** (0,0573)	0,3212** (0,0559)	0,4828** (0,0722)	0,6483** (0,0779)	0,5106** (0,1246)
E4 (> 11 anos)	0,6081** (0,0593)	0,9000** (0,0582)	1,2104** (0,0582)	1,6445** (0,0819)	1,5271** (0,1313)
Idade	0,0445** (0,0133)	0,0672** (0,0132)	0,0859** (0,0173)	0,0779** (0,0185)	0,1123** (0,0302)
Idade <sup>2</sup>	-0,0005** (0,0002)	-0,0007** (0,0002)	-0,0008** (0,0002)	-0,0007** (0,0002)	-0,0011** (0,0004)
Negros	-0,0565 (0,0404)	-0,1442** (0,0386)	-0,1924** (0,0492)	-0,3381** (0,0514)	-0,4019** (0,0790)
Pardos	-0,0379 (0,0273)	-0,1068** (0,0269)	-0,1502** (0,0346)	-0,2455** (0,0362)	-0,2857** (0,0566)
Construção	-0,1363** (0,0454)	-0,0602 (0,0420)	-0,1042 (0,0420)	0,0433 (0,0582)	-0,0189 (0,0924)
Comércio	-0,1835** (0,0395)	-0,1756** (0,0377)	-0,1408** (0,0486)	-0,0510 (0,0518)	-0,0298 (0,0811)
Adm. Pública	-0,0033 (0,0580)	0,2713** (0,0559)	0,2881** (0,0717)	0,2810** (0,0772)	0,1917 (0,1170)
Serviços	-0,2072** (0,0326)	-0,1782** (0,0311)	-0,1940** (0,0406)	-0,1038* (0,0434)	-0,0816 (0,0683)
Constante	5,6799** (0,2586)	5,3198** (0,2557)	5,0356** (0,3331)	5,3087** (0,3556)	5,1714** (0,5826)

\*\* Significativo a 1%; \* Significativo a 5%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 500 repetições.

Fonte: Resultados da pesquisa

Em relação a variável escolaridade, observou-se que a mesma relaciona-se positivamente com o rendimento do trabalhador formal, conforme esperado pela teoria do capital humano. Em todos os quantis, os indivíduos que tinham pelo menos o ensino fundamental completo (8 a 10 anos de estudo), o ensino médio (11 anos de estudo) e anos de ensino superior (mais de 11 anos de estudo) apresentaram maiores ganhos de rendimento em comparação aqueles que tinham 7 ou menos anos de estudo. Essa relação direta entre rendimento e escolaridade foi encontrada empiricamente em diversos trabalhos, tais como Salvato e Silva (2008) para a RBMH, Hoffmann e Simão (2005) para o Estado de Minas Gerais e Machado, Oliveira e Antigo (2008), Carvalho (2005) e Kassouf (1998) para o Brasil.

Comparando os efeitos marginais das variáveis de escolaridade entre os diferentes quantis, observa-se pelos gráficos 2 a 5 da Figura 1, que os retornos para a escolaridade são maiores para os quantis iguais ou superiores a 50 em comparação aqueles observados para os quantis menores do que 50. Tal resultado indica não somente que, conforme a teoria do capital humano, a escolaridade é um investimento que gera retorno em termos de renda mais elevada para os indivíduos, mas também que tal ganho é ainda mais significativo nos níveis de rendimento do trabalho mais elevados.

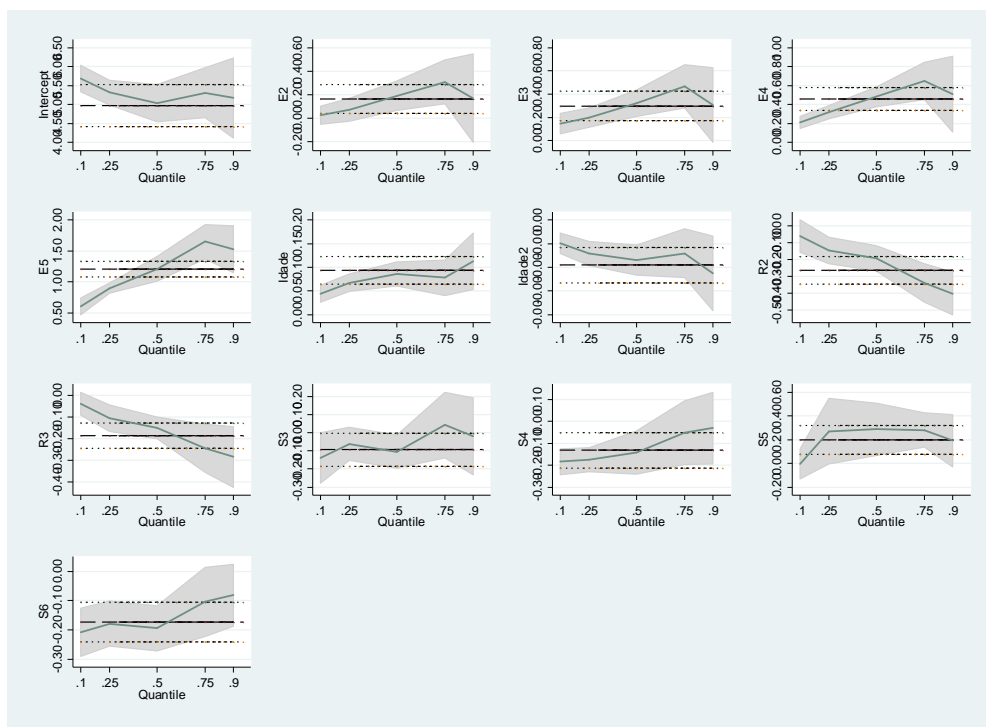


Figura 1 – Coeficientes das regressões quantílicas para os trabalhadores formais da área urbana da RBMH, 2012.

Fonte: resultado da pesquisa.

Ainda sobre a escolaridade, destaca-se que o ganho auferido da passagem do ensino médio para o nível anos de ensino superior mostrou-se bem superior ao verificado para as mudanças de escolaridade anteriores, ou seja, fundamental para médio, primário para fundamental, sem instrução para primário. Tal resultado vai ao encontro de OCDE (2011), cujo estudo utilizando dados de 2009, apontou que no Brasil, um indivíduo que concluiu a educação terciária tem probabilidade de receber rendimento 156% mais alto do que uma pessoa com o ensino médio completo. Essa evidência constitui importante estímulo para a conclusão de níveis educacionais superiores.

Em relação à idade, entendida como uma *proxy* da experiência de trabalho, de acordo com a teoria do capital humano, todas as equações indicaram relação parabólica entre tal variável e o rendimento dos trabalhadores. Dessa forma, o impacto da idade sobre o rendimento mostrou-se

positivo, porém decrescente, até o ponto de máximo da parábola formada pela relação entre essas duas variáveis, a partir do qual o referido impacto se torna negativo. Na comparação entre os quantis, os pontos de máximo para o 10°, 25°, 50°, 75° e 90° quantis foram de respectivamente, 44,50; 48; 53,69; 55,64; e 51,04. Tomando os dois extremos da distribuição, observa-se que a deterioração do capital humano para os maiores níveis de rendimento ocorre 6,5 anos mais tarde do que a verificada para os rendimentos da base da distribuição.

Para a variável raça, observou-se que os rendimentos para negros e pardos foi relativamente menor do que aquele percebido pelos brancos. Esses resultados são similares aos de estudos que sugerem a ocorrência de discriminação racial no mercado de trabalho, como Cavalieri e Fernandes (1998), nas regiões metropolitanas brasileiras, Cirino e Lima (2012), na RMBH, e Soares (2000) e Matos e Machado (2006), no Brasil.

Continuando a análise do impacto da cor sobre o rendimento do trabalhador formal, verifica-se que a desvantagem dos negros e pardos em relação aos brancos aumenta à medida que os quantis de rendimento crescem. Isso pode ser visto nos gráficos 8 e 9 da Figura 1, nos quais tem-se que os coeficientes associados às variáveis negros e pardos tornam-se cada vez mais negativos para os quantis superiores da distribuição.

As vantagens de rendimentos observadas para os trabalhadores brancos em relação aos demais se assemelha àquela encontrada em outros trabalhos, como em Pianto e Pianto (2002) e Oliveira (2009), que também verificam maiores diferenças em favor dos brancos nos quantis mais elevados da distribuição de rendimentos. Tais resultados remetem à ideia da existência de um “teto de vidro”, termo usualmente utilizado para descrever as barreiras invisíveis que afetam as diferenças salariais de gênero, mas que também se adequa às possíveis barreiras enfrentadas devido às características raciais do indivíduo. Seguindo essa ideia, a partir de um dado momento da distribuição de rendimentos a progressão dos indivíduos não-brancos é mais difícil que a dos brancos, o que tende a aumentar a diferença de rendimentos entre os dois grupos nos quantis mais elevados da distribuição da variável.

Quanto às variáveis de setor econômico, não se verificou padrão homogêneo para todos os quantis da distribuição de rendimento. Na construção civil, verificou-se apenas para o 10° quantil rendimento 13,63% inferior ao grupo base (indústria), sendo que para os demais quantis, tal diferença não foi estatisticamente significativa. Para o comércio e os serviços, os rendimentos foram menores que os da indústria até o 50° e 75° quantis, respectivamente, sendo que tal diferença nos dois setores foi declinante quando se movia da base para o topo da distribuição. Quanto à administração pública, entre os quantis 25 e 75, tal setor apresentou remuneração média 28% superior à observada pela indústria, embora nos quantis 10 e 90, não se tenha observado diferença estatisticamente significativa. Portanto, é interessante notar que no 90° quantil, em termos médios, os cinco setores considerados estariam remunerando os seus trabalhadores de maneira similar.

Discutindo agora os resultados das regressões quantílicas para os trabalhadores informais (Tabela 7), verifica-se que as mesmas tiveram menor ajuste aos dados se comparado aos trabalhadores formais, já que de maneira geral, apenas as variáveis de escolaridade, sobretudo E3 e E4 para todos os quantis, e idade para os quantis 50 e 90, foram estatisticamente significativas a 5%. Ademais, conforme já mostrado na Tabela 5, os coeficientes desses trabalhadores para todas as variáveis não se mostraram diferentes entre os quantis.

Em relação à escolaridade, assim como já ocorrera entre os contribuintes, observou-se dentro de cada quantil, relação direta entre o rendimento e os anos de estudo formal, confirmando novamente a teoria do capital humano. Para os quantis 25 e 50, tal relação ocorre para todas as variáveis qualitativas. No entanto, para o quantil 10 tal relação é percebida apenas a partir de 8 anos de estudos, sendo que nos quantis 75 e 90, somente a partir de 11 anos de estudo.

Na comparação dos coeficientes das variáveis de escolaridade entre os setores formal e informal, teve-se que para aquela representando 11 anos ou mais de estudo, o efeito marginal foi maior para o primeiro setor para todos os quantis, exceto o 10°. Tal resultado indica então que os ganhos proporcionados por anos de ensino superior tendem a ser maiores no setor formal do que no

informal. Por outro lado, para a variável de ensino médio o resultado foi contrário, ou seja, maiores ganhos para os informais em comparação aos formais.

Quanto à variável idade, a forma quadrática entre essa e o rendimento foi verificada apenas para os quantis 50 e 90 com ponto de máximo de respectivamente, 43,15 e 44,62. Em comparação com esses mesmos quantis para os trabalhadores formais, cujos resultados foram de, respectivamente, 53,69 e 51,04, percebe-se então que a depreciação do capital humano parece ocorrer primeiro entre os trabalhadores informais, com defasagem de cerca de 8,5 anos em favor dos formais. Tal tendência pode estar associada ao fato de que como geralmente os empregos formais são mais intensivos em capital humano, exigindo, portanto, maior especialização e qualificação e menos força física, os seus trabalhadores tendem a sofrer um processo mais lento de depreciação relacionado a idade.

Tabela 7 – Resultados da regressão quantílica para os trabalhadores informais urbanos da RMBH, 2012

	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
E1 (4 a 7 anos)	0,3609 (0,1371)	0,2168* (0,1118)	0,2231* (0,0936)	0,1127 (0,1675)	0,1313 (0,2009)
E2 (8 a 10 anos)	0,5792** (0,1518)	0,4716** (0,1256)	0,5523** (0,1037)	0,2733 (0,1847)	0,3342 (0,2113)
E3 (11 anos)	0,7816** (0,1606)	0,5860** (0,1272)	0,7751** (0,1054)	0,6860** (0,1839)	0,6439** (0,2191)
E4 (> 11 anos)	1,0564** (0,1653)	0,8880** (0,1381)	1,0998** (0,1166)	1,0523** (0,2010)	0,9690** (0,2383)
Idade	0,0403 (0,0386)	0,0916 (0,0348)	0,1467** (0,0298)	0,0862 (0,0540)	0,1517* (0,0636)
Idade <sup>2</sup>	-0,0004 (0,0005)	-0,0010* (0,0004)	-0,0017** (0,0004)	-0,0008 (0,0007)	-0,0017* (0,0008)
Negros	0,0663 (0,1200)	0,0696 (0,1108)	0,0171 (0,0884)	0,0785 (0,1573)	-0,0419 (0,1750)
Pardos	-0,0876 (0,0850)	-0,0887 (0,0737)	-0,0244 (0,0599)	-0,0205 (0,1059)	-0,1355 (0,1224)
Construção	-0,1057 (0,1670)	-0,0979 (0,1488)	0,0598 (0,1244)	0,0244 (0,2256)	-0,4502 (0,2388)
Comércio	-0,2826 (0,1719)	-0,1178 (0,1538)	-0,0658 (0,1287)	-0,1068 (0,2357)	-0,5406* (0,2524)
Adm. Pública	-0,4444 (0,3222)	-0,5105* (0,2542)	0,3582 (0,2195)	0,1033 (0,3862)	-0,3884 (0,4966)
Serviços	-0,2869 (0,1723)	-0,1731 (0,1501)	0,0303 (0,1251)	-0,0811 (0,2303)	-0,3715 (0,2475)
Constante	5,1899** (0,7473)	4,5938** (0,6664)	3,6440** (0,5700)	5,1949** (1,0149)	4,8141** (1,1632)

\*\* Significativo a 1%; \* Significativo a 5%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 500 repetições.

Fonte: Resultados da pesquisa

Quanto às variáveis cor e setor econômico, as mesmas não foram estatisticamente diferentes de zero para os trabalhadores que não contribuem com a previdência social.

Discutidos então os retornos dos rendimentos para os trabalhadores formais e informais, apresenta-se na próxima seção a decomposição de tais rendimentos nos diferentes quantis de sua distribuição, de forma a verificar a possível ocorrência de segmentação entre os dois grupos.

### 4.3. Decomposição de Oaxaca-Blinder quantílica para os diferenciais de rendimento entre os trabalhadores formais e informais da RMBH

Os resultados da decomposição dos diferenciais ao longo da distribuição de rendimentos são apresentados na Tabela 8, onde constam as diferenças brutas de rendimentos, que por sua vez são decompostas em dois termos: a diferença atribuível às características dos indivíduos, ou diferença “justificável”, e a diferença que advém dos coeficientes, ou seja, aquela que existe unicamente em função da diferença de setor (formal ou informal) em que o indivíduo está alocado e que, portanto, indica a ocorrência de segmentação.

Em relação à diferença bruta, percebeu-se que a mesma foi estatisticamente significativa a 1% para todos os quantis considerados. As maiores diferenças verificadas entre os rendimentos de trabalhadores formais e informais deu-se na base (10º quantil) e no topo da distribuição (90º quantil), onde os primeiros apresentaram rendimentos, respectivamente, 26,05% e 34,38%, maiores do que os segundos. No meio da distribuição de rendimentos tal diferença mostrou-se relativamente estável entre 14% e 18%. O comportamento descrito pode ser visualizado na Figura 2.

Tabela 8 – Decomposição quantílica dos diferenciais de rendimento entre trabalhadores formais e informais para área urbana da RMBH, 2012

Quantil	Efeito	Efeitos	D.P.	%
10º	Diferença bruta	0,2605 <sup>***</sup>	0,0132	100%
	Características	0,0946 <sup>**</sup>	0,0400	36,31%
	Coeficientes	0,1659 <sup>***</sup>	0,0451	63,69%
25º	Diferença bruta	0,1808 <sup>***</sup>	0,0132	100%
	Características	0,1112 <sup>***</sup>	0,0420	61,50%
	Coeficientes	0,0696 <sup>**</sup>	0,0294	38,50%
50º	Diferença bruta	0,1413 <sup>***</sup>	0,0180	100%
	Características	0,1380 <sup>***</sup>	0,0491	97,66%
	Coeficientes	0,0033	0,0353	2,34%
75º	Diferença bruta	0,1717 <sup>***</sup>	0,0274	100%
	Características	0,1791 <sup>***</sup>	0,0660	104,31%
	Coeficientes	-0,0074	0,0405	-4,31%
90º	Diferença bruta	0,3438 <sup>***</sup>	0,0432	100%
	Características	0,2435 <sup>***</sup>	0,0800	70,83%
	Coeficientes	0,1003 <sup>*</sup>	0,0540	29,17%

\*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 500 repetições.

Fonte: resultados da pesquisa

Decompondo o efeito total em efeitos características e coeficientes, observa-se comportamento distinto entre eles ao longo da distribuição de rendimentos.



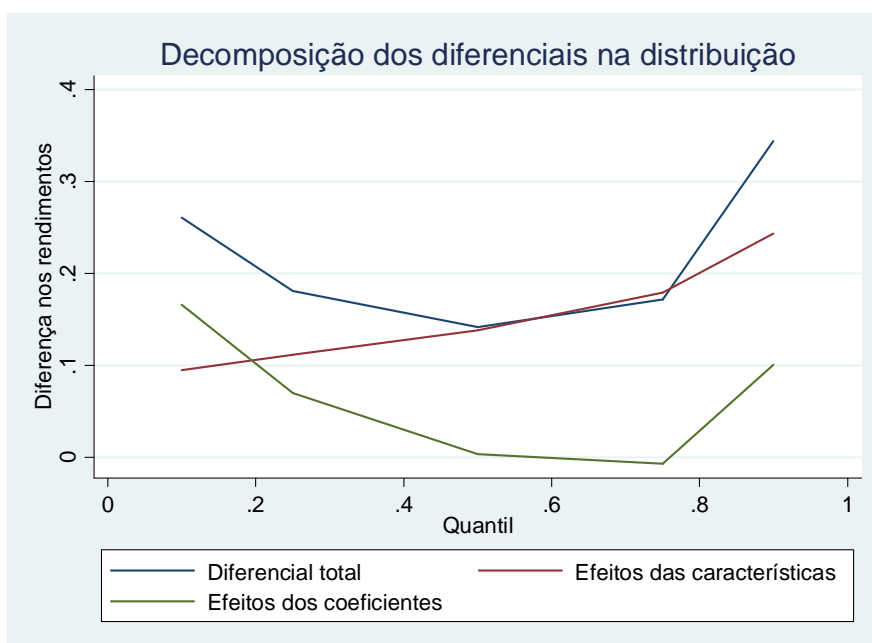


Figura 2 – Decomposição dos diferenciais de rendimento entre os trabalhadores formais e informais da área urbana da RBMH, 2012.

Fonte: resultado da pesquisa.

O efeito característica é significativo e crescente ao longo de toda a distribuição, partindo de uma explicação de 9,46% da diferença de rendimento entre os grupos no 10º quantil, para 24,35% no 90º quantil. Já o efeito coeficientes é decrescente, não sendo inclusive significativo nos 50º e 75º quantis, tendo o seu valor reduzido de 16,59% no 10º quantil para 10,03% no 90º quantil (Figura 2).

O comportamento consistente do efeito característica ao longo de toda a distribuição de rendimentos, sendo exceto no 10º quantil, responsável pela maior parte do diferencial de rendimento entre os trabalhadores formais e informais, aponta que de fato, os primeiros apresentam melhor dotação de atributos produtivos, sobretudo anos de estudo formal (Tabelas 1 e 2 discutidas na análise descritiva dos dados), quando comparados aos segundos. Essa predominância do efeito característica foi também verificada por Pianto e Pianto (2002) para o Brasil, sendo que para esse mesmo mercado de trabalho, Machado, Oliveira e Antigo (2008), Carneiro e Henley (2001) e Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004) ressaltaram a importância da maior escolaridade dos formais para o diferencial de rendimento a seu favor em relação aos informais.

Quanto ao efeito dos coeficientes, o mesmo supera o efeito característica apenas no 10º quantil, onde ele assume o seu maior valor. No 25º quantil, o efeito coeficiente reduz-se em 9,63 pontos percentuais, mas mantém-se significativo, fato que deixa de ocorrer no 50º e 75º quantis. Entretanto, no 90º quantil o referido efeito não só volta a ser estatisticamente significativo, como passa a ser responsável pela existência de 10% de diferença de rendimento a favor dos formais (Figura 3).

Tais resultados dão suporte a existência de segmentação em termos de rendimento no mercado de trabalho da RBMH, existindo então dois mercados internos sugerindo a dicotomia do mercado dual. Dito de outra forma, tem-se de um lado o mercado de trabalho primário, constituído pelos trabalhadores formais, com melhores condições de trabalho, e de outro, o mercado de trabalho secundário formado pelos trabalhadores informais em piores condições. Entretanto essa dicotomia em termos de rendimento dá-se na base da distribuição, ou seja, nos quantis inferiores ao 25º, sobretudo no 10º, e no topo (90º quantil).

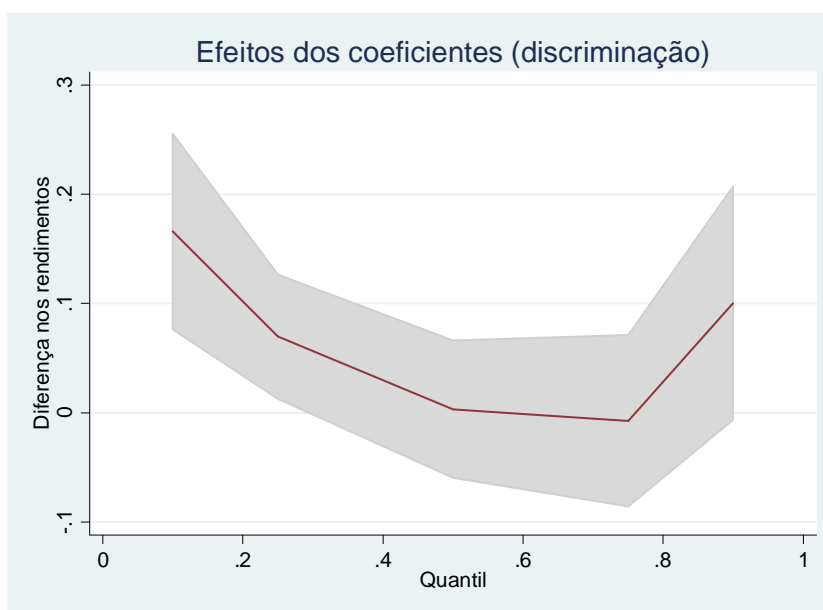


Figura 3 – Diferenciais de rendimento entre os trabalhadores formais e informais atribuídos aos efeitos dos coeficientes, área urbana da RBMH, 2012.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação à segmentação verificada na base, tal resultado é semelhante ao encontrado por Pianto e Pianto (2002), que apontam justamente para uma maior segmentação para o mercado de trabalho brasileiro na base da distribuição de rendimentos, mesmo após controlar pelas características não observáveis. Da mesma forma, Ulyseia (2007) encontra resultados que apontam para um aumento no Brasil do diferencial de rendimentos entre formais e informais no período 2001-2005, e que os mais prejudicados por tal movimento foram os trabalhadores mais pobres.

Quanto à segmentação verificada no topo, essa também foi verificada por Machado, Oliveira e Antigo (2008) para o Brasil, com as autoras afirmando que as características não observadas, englobadas pelo componente não explicado na determinação do diferencial de rendimentos, afetaram negativamente os 10% mais ricos do informal.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O debate a respeito da existência ou não de uma dualidade formal-informal no mercado de trabalho brasileiro e de suas possíveis implicações é bastante extenso, como reflexo das diferentes visões e resultados encontrados por diversos autores. Dentro desse contexto e diante da carência de estudos de caráter mais regional, o presente trabalho procurou investigar a ocorrência de segmentação de rendimento entre trabalhadores formais e informais para homens do mercado de trabalho urbano da RMBH. Como conceito de formal e informal, adotou-se, respectivamente, a contribuição e a não contribuição para a Previdência Social.

Em relação ao modelo de regressão quantílica, observou-se tanto para os trabalhadores formais quanto para os informais, a relevância da variável educação como importante determinante para o rendimento do trabalho, ou seja, quanto maior os anos de estudo maior esse último. Para os trabalhadores formais destacou-se ainda a existência de discriminação racial no mercado de trabalho analisado, sendo que a mesma mostrou-se maior para os níveis mais elevados de rendimento. Tal resultado sugere a existência de um “teto de vidro” impedindo a ascensão de trabalhadores negros e pardos ao topo dos níveis de rendimento no setor formal.

Na comparação entre os dois setores, para a variável escolaridade verificou-se, de maneira geral, para os trabalhadores formais, maior retorno de rendimento para 11 anos ou mais de estudo. Tal resultado indica que os ganhos proporcionados por anos de ensino superior tendem a ser

maiores no setor formal do que no informal. Por outro lado, para a variável de ensino médio o resultado foi contrário, ou seja, maiores ganhos para os informais em comparação aos formais. Quanto à variável idade, no 50º e 90º quantis, para os quais verificou-se significativamente a forma quadrática entre a idade e o rendimento para os dois setores, observou-se que a depreciação do capital humano ocorreu primeiro entre os trabalhadores informais em comparação a contraparte formal. Tal tendência pode estar associada ao fato de que como geralmente os empregos formais exigem maior especialização e qualificação e menos força física, os seus trabalhadores tendem a sofrer processo mais lento de depreciação ligado a idade.

Quanto à decomposição de rendimentos, conforme esperado, observou-se que os trabalhadores formais recebem rendimentos maiores do que os informais em toda a distribuição da referida variável. Entretanto, com exceção do 10º quantil, o efeito característica é responsável pela maior parte do diferencial de rendimento entre os trabalhadores formais e informais, apontando que de fato, os primeiros apresentam melhor dotação de atributos produtivos, sobretudo anos de estudo formal, quando comparados aos segundos. No que tange ao efeito dos coeficientes, o mesmo foi estatisticamente significativo somente para a base (10º e 25º quantis) e o topo (90º quantil) da distribuição de rendimentos. Tais resultados dão suporte a existência de segmentação em termos de rendimento no mercado de trabalho da RMBH, sobretudo nos pontos destacados da referida distribuição, existindo então dois mercados internos e a dicotomia do mercado dual. Dito de outra forma, haveria diferença de rendimento entre os trabalhadores formais e informais devida exclusivamente ao fato de o trabalhador estar inserido em um ou outro setor.

Como sugestão para trabalhos futuros, propõe-se estudo mais pormenorizado do mercado de trabalho da RMBH, de forma a mapear de maneira mais precisa o setor informal dessa economia, permitindo então, explicações adicionais acerca do diferencial de rendimento e dos indícios de segmentação desse setor em relação ao formal.

Por fim, uma vez que de fato observou-se sinais de segmentação de rendimento entre os trabalhadores formais e informais, a qual mostrou-se significativa na base e no topo da distribuição de rendimentos, coloca-se a necessidade de políticas públicas que amenizem tal situação, sobretudo pela redução de possíveis barreiras à formalidade, permitindo maior acesso a postos de trabalho mais seguros. Uma estratégia nesse sentido é a desoneração tributária da folha de pagamentos, o que pode funcionar como um incentivo para que mais postos de trabalho formais sejam oferecidos. No mesmo sentido, seria importante uma política que tornasse mais acessível o pagamento por parte dos autônomos de plano de saúde, aposentadoria, Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) e férias remuneradas, de forma a incentivar um maior número de adesão desses trabalhadores a tais benefícios, aumentando a proteção social dos mesmos.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, O.; A.L.; ALVES, L.F.; GRAHAM, S.M. **Poverty deregulation and employment in the informal sector of Mexico**. Washington: World bank, Education and Social Policy Department, 1995.

AVERITT, R. T. **The dual economy: the dynamics of American industry**. New York: W. W. Norton and Co. Inc., 1968.

BARGAIN, O.; KWENDA, P. The informal sector wage gap: new evidence using quantile estimations on panel data. **IZA Discussion Paper** n. 4286, 2009.

BARROS, R.P.; VARANDAS, S. A carteira de trabalho e as condições de trabalho e remuneração dos chefes de família no Brasil. **Revista da Anpec**, v. 10, n. 12, p. 15-20, 1987.

BECKER, G.S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962. part 2.

BERNDT, E.R. **The practice of econometrics classic and contemporary**. 8. ed. Boston, Massachusetts: Addison-Wesley, 1996.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n.4, p. 436-455, 1973.

BLUESTONE, B. The tripartite economy: labour markets and the working poor. **Poverty and Human Resources Abstracts**, v. 5, n. 4, p. 15-35, 1970.

BORJAS, G.J.; MINCER, J. The distribution of earnings profiles in longitudinal data. **NBER Working Paper**, n. 143, 1976.

CARNEIRO, F.G.; HENLEY, A. Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for Brazil. Encontro Nacional de Economia. **Anais. ANPEC**, 2001.

CARVALHO, A.P. **Decomposição do diferencial de salários no Brasil em 2003**: uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em Pesquisas Amostrais Complexas. 2005. 86 f. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2005.

CAVALIERI, C. H.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 18, n. 1, p. 158-175, 1998.

CIRINO, J.F.; LIMA, J.E. Diferenças de rendimento entre as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista Econômica do Nordeste**, v.43, n. 02, p. 371-389, 2012.

DOERINGER, P.B.; PIORE, M. J. **Internal labor markets and manpower analysis**. Lexington (MA): Heath Lexington Books, 1971.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.26, n. 3, p. 417-442, 1996.

FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Produto Interno Bruto de Minas Gerais (PIB)**. Disponível em: <http://www.fjp.mg.gov.br/index.php/produtos-e-servicos/1/2745-produto-interno-bruto-de-minas-gerais-pib-2>. Acesso em: abr. 2014.

\_\_\_\_\_. **Boletim PAD – MG**, v.1, n. 3, p. 1-158, 2012.

HARRISON, B. **Education training and the urban ghetto**. Baltimore: John Hopkins University Press, 1972.

HOFFMAN, R.; SIMÃO, R.C.S. 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, 2005.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais número 40**: contas regionais do Brasil 2011. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Microdados reponderados da PNAD 2001-2012.** Disponível em: <  
<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2012/microdados.shtml>>. Acesso em: mar. 2014.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2012.** Rio de Janeiro, v. 32, 2012.

JOHNSTON, J.; DiNARDO, J. **Econometric Methods.** 4<sup>th</sup> ed. New York: McGraw Hill, 1996.

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

KOENKER, R.; BASSET, G. Regressions quantiles. **Econometrica**, v. 1, n. 46, p. 33-50, 1978.

LEONE, E.T. **O perfil dos trabalhadores e trabalhadoras na economia informal.** Série trabalho decente no Brasil, Documento de Trabalho n. 3. Brasília: OIT, 2010.

LEONTARIDI, M. R. Segmented labour markets: theory and evidence. **Journal of Economic Surveys**, v. 12, n. 1, p. 63-101, 1998.

LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 10, n. 1, p. 217-272, 1980.

MACHADO, A.F.; OLIVEIRA, A.M.H.C.; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 2, p. 355-388, 2008.

MALONEY, W.F. Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectoral transitions in Mexico. **World Bank Economic Review**, v. 13, n. 2, 1999.

MALONEY, W.F. Informality revisited. **World Development**, v. 32, n. 7, p. 1159-1178, 2004.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.

MELLY, B. Estimation of counterfactual distributions using quantile regression. **Review of Labor Economics**, v. 68, p. 543-572, 2006.

\_\_\_\_\_. **Rqdeco: a Stata module to decompose differences in distribution.** University of St. Gallen, 2007.

MENEZES-FILHO, N.A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E.S. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 235-248, 2004.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings.** New York: National Bureau of Economic Research: Columbia University, 1974.

OAXACA, R. L. Male-female differentials in urban labor market. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a Glance 2011**, indicadores da OECD: relatório de país – Brasil. Paris: OECD, 2011.

OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Decent work and the informal economy**. Geneva: ILO, 2002.

OLIVEIRA, V. H. **A informalidade e o diferencial de salários no mercado de trabalho cearense**. Texto para discussão nº 58, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), 2009.

PASTORE, J. **A desproteção do trabalho**. Disponível em <[http://www.josepastore.com.br/artigos/rt/rt\\_114.htm](http://www.josepastore.com.br/artigos/rt/rt_114.htm)>. Acesso em: abr. 2014.

PERO, V.L. A carteira de trabalho no mercado de trabalho metropolitano brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 22, n.2, p. 305-342, 1992.

PIANTO, M.E.T.; PIANTO, D. Informal employment in Brazil – a choice at the top and segmentation at the bottom: a quantile regression approach. **Anais**. XXIV Encontro Brasileiro de Econometria, v. 2, 2002.

PRATAP, S.; QUINTIN, E. Are labor markets segmented in Argentina? A semiparametric approach. **Discussion Paper** 02-02, Instituto Tecnológico Autónomo de México, 2002.

SALVATO, M.A.; SILVA, D.G. O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 13., 2008, Diamantina, MG. **Anais...** Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2008.

SASAKI, M.A.; MENEZES, I.V. Trabalhador informal e previdência social: o caso dos trabalhadores por conta-própria de Brasília-DF. **Política & Sociedade**, v. 11, n.21, p.173-197, 2012.

SEDLACEK, G.L.; BARROS, R.P.; VARANDAS, S. Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: a carteira de trabalho em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 1, p. 87-104, 1990.

SCHULTZ, T.W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n.1, p. 1-17, mar. 1961.

SOARES, S.S.D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho – homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. **IPEA, Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 769, nov. 2000.

TANSEL, A.; KAN, E. O. The formal/informal employment earnings gap: evidence from Turkey. **Discussion Paper** 2012/23, Turkish Economic Association, 2012.

ULYSSEA, G. **Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica**. IPEA, Texto para Discussão, n. 1261, 2007.