

## Trabalhadores formais *versus* informais: diferenças de rendimento para a região metropolitana de Belo Horizonte

Formal versus informal workers: Differences of income  
for the metropolitan region of Belo Horizonte

**Jader Fernandes Cirino<sup>1</sup>**

Universidade Federal de Viçosa, Brasil  
jader.cirino@ufv.br

**Cassiano Ricardo Dalberto<sup>2</sup>**

Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil  
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, perceberam-se indícios de segmentação no mercado de trabalho estudado, sobretudo nos pontos destacados da distribuição de rendimentos.

**Palavras-chave:** mercado de trabalho, segmentação de rendimento, setores formal e informal.

**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. By the use of the Oaxaca-Blinder decomposition from Melly (2006) and PNAD 2012, it 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 signs of segmentation were noticed in the labor market studied, especially in the highlighted points of the income distribution.

**Keywords:** labor market, income segmentation, formal and informal sectors.

---

<sup>1</sup> Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia. Av. Peter Henry Rolfs, s/n, Campus Universitário, 36570-900, Viçosa, MG, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Federal de Minas Gerais, Cedeplar. Av. Presidente Antônio Carlos, 6627, Pampulha, 31270-901, Belo Horizonte, MG, Brasil.

## Introdução

Não existe consenso na literatura no que se refere à definição do termo informalidade no mercado de trabalho. Uma classificação tradicional enquadra como trabalhadores informais aqueles que não têm vínculo formal de trabalho, tal como o estudo 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.

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 e profissionais liberais. Dessa forma, o presente trabalho estabelece como conceito de trabalhador informal aquele que não contribui para o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). 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 vai ao encontro da definição da Organização Mundial do Trabalho (OIT, 2002), para a qual trabalhadores informais são aqueles caracterizados por não se encontrarem sob os sistemas de proteção e regulação formal e 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 en-

contra, 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 por 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.

Grande parte dos trabalhos relacionados ao tema está voltada para a investigação dessa segmentação em países em desenvolvimento, onde o mercado de trabalho informal é maior e mais relevante<sup>3</sup>.

Para o Brasil, 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 (Carneiro e Henley, 2001; Menezes Filho *et al.*, 2004), enquanto outros concluem exatamente o oposto (Pianto e Pianto, 2002; Machado *et al.*, 2008). Dessa forma, diante da não existência de consenso sobre a existência de segmentação em termos de diferenças de rendimento entre os setores formais e informais para o Brasil, 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, repre-

<sup>3</sup> Esse é o caso do estudo de Maloney (2004) para o México, Pratap e Quintin (2002) para a Argentina, Bargain e Kwenda (2009) para a África do Sul, e Tansel e Kan (2012) para a Turquia.

sentado 9,3% desse último em 2011. 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.

Em termos de mercado de trabalho, de acordo com FJP (2012), a RBMH, em 2011, concentrava a maior parte da população economicamente ativa do Estado (26%). No que tange a informalidade, utilizando dados da PNAD 2012 e considerando os homens entre 24 e 54 anos de idade, 22% seriam considerados informais pelo critério de não contribuição para a previdência social.

Dessa forma, o presente trabalho teve como foco de estudo o diferencial de rendimento entre os setores formal e informal para os trabalhadores do sexo masculino no mercado de trabalho da RMBH para os diferentes quantis da distribuição de tal variável. Para tanto, utilizou-se a 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 formal 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 importantes, 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 das características individuais e geográficas sobre os rendimentos dos indivíduos do sexo masculino ao longo da distribuição de tal variável.

## 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 ficou conhecida como função-salário do capital humano ou equação *minceriana*.

Além das variáveis diretamente relacionadas ao capital humano, Borjas e Mincer (1976) ressaltam também que, para uma melhor especificação *minceriana*, 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.

Em relação à possível segmentação de rendimento entre os setores formal e informal, Leontaridi (1998) aponta que vários estudos têm adotado a visão da existência de um mercado de trabalho interno. Segundo Doeringer e Piore (1971), este último é definido como uma unidade em que 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. Para os autores, é possível estabelecer uma conexão entre o conceito de mercado de trabalho interno e a teoria do mercado de trabalho dual. Esta última, que tem como base os trabalhos de Averrit (1968), Bluestone (1970) e Harrison (1973), 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 internos 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. Essa característica marcante da informalidade 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.

## Metodologia

As equações mincerianas do presente trabalho foram estimadas utilizando-se os dados da PNAD 2012 e o método de regressão quantílica, apresentado originalmente por Koenker e Bassett (1978). Formalmente, um modelo geral de regressão quantílica para os rendimentos pode ser representado por:

$$\ln w_i = x_i \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i} \quad (1)$$

Com  $Quant_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta$

onde  $\ln w_i$  é o logaritmo natural do rendimento/hora do indivíduo,  $x_i$  é um vetor de variáveis explicativas,  $\beta_\theta$  é um vetor de parâmetros a ser estimado e  $Quant_\theta(\ln w_i | x_i) = x_i \beta_\theta$  denota o quantil condicional de  $\ln w_i$  dado  $x$ .

Como base em Pianto e Pianto (2002), Machado *et al.* (2008) e Cirino e Lima (2012), determinou-se as seguintes variáveis explicativas para o logaritmo natural do rendimento hora do trabalho ( $\ln w_i$ ):

$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_0^\theta + \beta_1^\theta E_{1i} + \beta_2^\theta E_{2i} + \beta_3^\theta E_{3i} + \beta_4^\theta E_{4i} + \beta_5^\theta ida_i + \beta_6^\theta ida_i^2 + \beta_7^\theta R_{1i} + \beta_8^\theta R_{2i} + \\ & \beta_{10}^\theta S_{2i} + \beta_{11}^\theta S_{3i} + \beta_{12}^\theta S_{4i} + \varepsilon_{\theta i} \end{aligned} \quad (2)$$

onde  $\beta_i^\theta$  são os parâmetros estimados para o quantil  $\theta$ ;  $E_k$  ( $k = 1, \dots, 4$ ) são variáveis discretas que indicam a escolaridade do trabalhador, em anos de estudo, sendo  $E_1$ ,  $E_2$ ,  $E_3$  e  $E_4$  referentes, respectivamente, aos trabalhadores com 4 a 7, 8 a 10, 11 e mais de 11 anos de estudo, sendo o grupo base formado por trabalhadores com 0 a 3 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  $\varepsilon_{\theta i}$  representa os resíduos da regressão.

Destaca-se que tal equação será estimada separadamente para trabalhadores formais e informais do sexo masculino entre 24 e 54 anos de idade no mercado de trabalho urbano da RMBH. Como o foco é a comparação entre os setores, serão considerados apenas tais trabalhadores, evitando-se possíveis distorções causadas pela diferenciação existente entre o mercado de trabalho para homens e mulheres e pelo problema de seletividade amostral. Quanto à estimativa, ela foi feita utilizando o *software Stata 12* incorporando os pesos amostrais dos indivíduos disponíveis nos microdados da PNAD 2012.

A partir da equação (2), 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, caso a unidade  $i$  esteja no grupo de controle, e, 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 de o indivíduo pertencer ao setor formal, enquanto que os trabalhadores informais compõem o grupo de controle. Uma forma de



verificar tais impactos é o efeito de tratamento médio nos tratados (*ATET – average treatment effect on the treated*):

$$E[Y(1)|T=1] - E[Y(0)|T=1]$$

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 quantílico, de modo que o efeito de tratamento nos tratados do quantil (*QTET – quantile treatment effect on the treated*) é dado por:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta|T=1) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T=1) \quad (4)$$

onde  $\theta$  é o 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 ( $\hat{Y}_0$ ), ou seja, aqueles que seriam observados caso as unidades tratadas não tivessem recebido tratamento, conforme segue:

$$\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_0(\theta) = [\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_c(\theta)] + [\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_0(\theta)] \quad (5)$$

onde  $\hat{q}_1$  e  $\hat{q}_0$  representam os rendimentos estimados dos indivíduos formais e informais, respectivamente, no quantil. O primeiro termo entre colchetes representa o efeito dos coeficientes (a diferença de rendimentos explicada unicamente pela diferenciação intersetorial), e o segundo representa o efeito das características (diferença “justificável”). Melly (2006) demonstrou que, sob certas hipóteses, os estimadores de  $\hat{q}_1$  e  $\hat{q}_0$  são consistentes e normalmente distribuídos assintoticamente.

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

## Resultados e discussão

### *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 porcentagens, por categoria, das variáveis discretas. Destaca-se que a amostra continha 1.950 observações para trabalhadores formais e 552 para trabalhadores informais.

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas das características dos trabalhadores formais e informais para a área urbana da RMBH, 2012.

**Table 1.** Descriptive statistics of the characteristics of formal and informal workers in urban area of RMBH, 2012.

	Formais		Informais	
Variáveis Contínuas*	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
Variáveis Discretas	Porcentagem		Porcentagem	
Negros	0,1390		0,1304	
Pardos	0,4852		0,4945	
Branços	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	

Nota: (\*) As variáveis contínuas renda, escolaridade e idade foram medidas, respectivamente, em reais, em anos de estudo formal e em anos de vida.

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

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.

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 aos serviços (39,74% dos trabalhadores formais), à indústria (22,97%) e ao 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 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 com aqueles do segundo, o que poderia, em parte, explicar as diferenças de rendimento entre ambos. Sobre a escolaridade, observa-se que, enquanto a porcentagem 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 porcentagem de formais para 11 anos ou mais de estudo é significativamente superior à verificada para a contraparte informal.

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

**Tabela 2.** Distribuição dos trabalhadores formais e informais na área urbana da RMBH segundo rendimento e escolaridade, 2012.

**Table 2.** Distribution of formal and informal workers in urban area of RMBH according to income and education, 2012.

		Até 1 SM*	> 1 até 2 SM*	> 2 até 3 SM*	> 3 até 5 SM*	> 5 SM*
Rendimento	<b>Formal</b>	9,33%	42,62%	20,97%	13,02%	14,05%
	<b>Informal</b>	21,74%	35,87%	22,10%	12,50%	7,79%
Escolaridade		< 3	4 a 7	8 a 10	= 11	> 11
	<b>Formal</b>	5,59%	18,20%	17,85%	33,95%	24,41%
	<b>Informal</b>	11,23%	32,07%	18,12%	22,10%	16,48%

Nota: (\*) Salário-mínimo vigente a partir de 01/01/2012, no valor de R\$622,00.

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

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

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. Para os trabalhadores formais, os coeficientes das variáveis de escolaridade, raça e administração pública mostraram-se estatisticamente diferentes entre os quantis da distribuição, sugerindo a estimação pelo método da regressão quantílica. Já para os trabalhadores informais, os coeficientes das variáveis não se mostraram diferentes entre os quantis, o que indicaria o

uso 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. A Tabelas 3 e 4 apresentam, respectivamente, os resultados das estimativas para os trabalhadores formais e informais.

Em relação à variável escolaridade, observou-se que a mesma relaciona-se positivamente com o rendimento do trabalhador formal. 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 com

**Tabela 3.** Resultados da regressão quantílica para os trabalhadores formais urbanos da RMBH, 2012.  
**Table 3.** Quantile regression results for urban formal workers in 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)

Notas: (\*\*) Significativo a 1%; (\*) Significativo a 5%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 500 repetições. Tamanho da amostra: 1.950.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 4.** Resultados da regressão quantílica para os trabalhadores informais urbanos da RMBH, 2012.**Table 4.** Quantile regression results for the urban informal workers in 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)

Notas: (\*\*) Significativo a 1%; (\*) Significativo a 5%. Desvio-padrão obtido por *bootstrap* com 500 repetições. Tamanho da amostra: 552.

Fonte: Resultados da pesquisa.

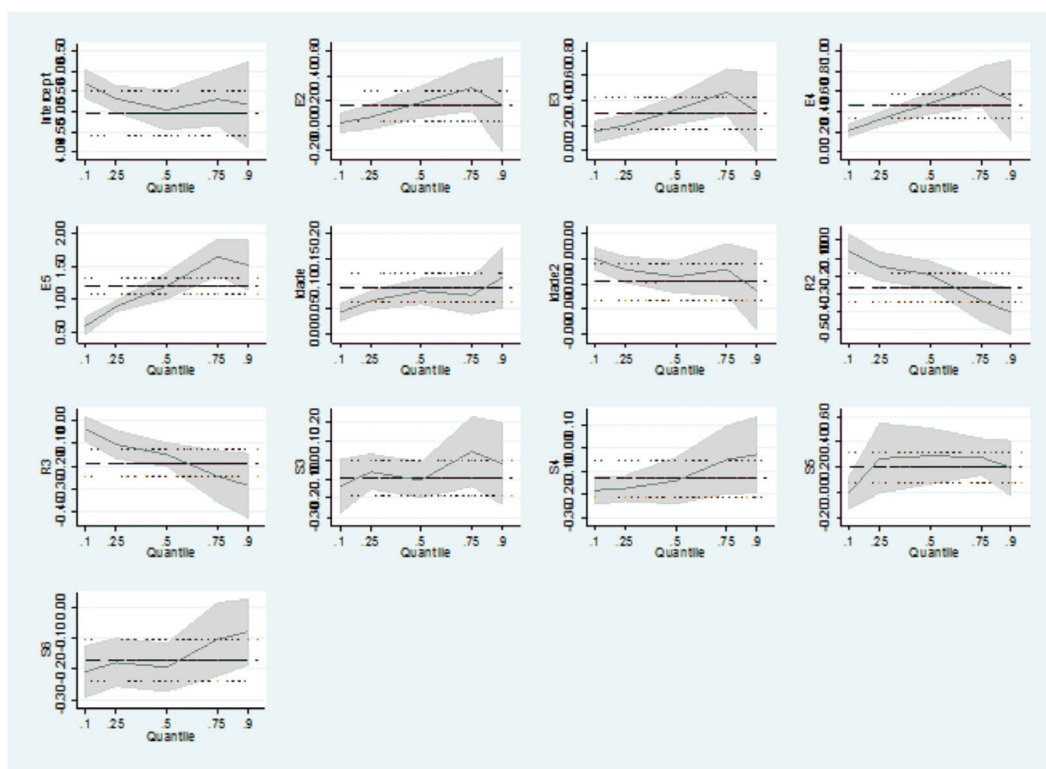
aqueles que tinham 7 ou menos anos de estudo. Essa relação direta entre rendimento e escolaridade foi encontrada empiricamente em diversos trabalhos, tais como o de Hoffmann e Simão (2005), para o Estado de Minas Gerais, e o de Machado *et al.* (2008), para o Brasil.

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 com 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.

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.





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

**Figure 1.** Quantile regressions coefficients for formal workers in the urban area of RMBH, 2012.

Fonte: Resultado da pesquisa.

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.

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 RBMH, 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” (Martin, 1991). Dessa forma, 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 os quantis da distribuição de rendimento. Na construção civil, verificou-se, apenas para o 10º quantil, que o rendimento é 13,63% inferior ao grupo base (indústria), sendo que, para os demais quantis, tal diferença não foi estatisticamente significativa. Para o comércio e os ser-

viços, os rendimentos foram menores que os da indústria até o 50º e 75º quantis, respectivamente, sendo que tal diferença nos dois setores caía quando se movia da base para o topo da distribuição. Quanto à administração pública, entre os quantis 25º e 75º, tal setor apresentou remuneração média 28% superior à observada pela indústria. Por fim, nota-se que no 90º quantil os setores estariam remunerando os seus trabalhadores de maneira similar.

Discutindo os resultados das regressões quantílicas para os trabalhadores informais (Tabela 4), verifica-se que as mesmas tiveram menor ajuste aos dados se comparado aos 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%.

Em relação à escolaridade, observou-se relação direta entre o rendimento e os anos de estudo formal. Para os quantis 25 e 50, tal relação ocorre para todas as variáveis qualitativas de escolaridade, uma vez que essas últimas foram estatisticamente significativas. 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, uma vez que as *dummies* anteriores não foram estatisticamente significantes.

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 10º. 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<sup>4</sup>, 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 à idade. No mesmo sentido, Grossman (1972) aponta que, como os trabalhadores formais tendem a apresentar maior escolaridade, eles são mais eficientes na produção de saúde e, conseqüentemente, apresentam menor depreciação da saúde em comparação aos trabalhadores informais.

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

Discutidos os retornos dos rendimentos para os trabalhadores formais e informais, apresenta-se a decomposição de tais rendimentos nos diferentes quantis de sua distribuição, de forma a verificar a possível ocorrência de segmentação entre os dois grupos (Tabela 5).

Em relação à diferença total, 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), nos quais 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, assumindo valores entre 14% e 18%. O comportamento descrito pode ser visualizado na Figura 2.

Decompondo o efeito total em efeitos características e coeficientes, observa-se comportamento distinto entre eles ao longo da distribuição de rendimentos. O primeiro é significativo e crescente ao longo de toda a distribuição, sendo responsável inicialmente por 9,46% da diferença de rendimento entre os grupos no 10º quantil, até essa atingir o valor de 24,35% no 90º quantil. Já o segundo é decrescente, não sendo inclusive significativo nos 50º e 75º quantis, tendo o valor da diferença de rendimentos devido a ele sendo reduzida de 16,59% no 10º quantil para 10,03% no 90º quantil (Figura 2).

<sup>4</sup> O ponto de máximo de rendimento em função da idade é calculado derivando-se o modelo (2) em função da idade e igualando-se o resultado a zero.

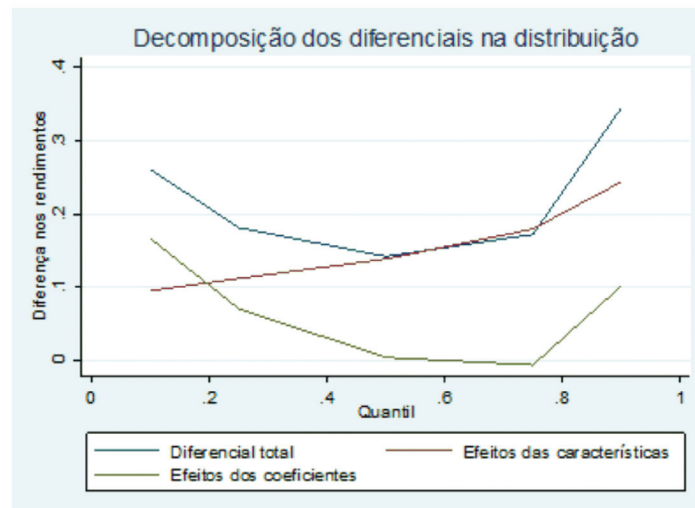
**Tabela 5.** Decomposição quantílica dos diferenciais de rendimento entre trabalhadores formais e informais para área urbana da RMBH, 2012.

**Table 5.** Quantile decomposition of income differentials between formal and informal workers in the urban area of RMBH, 2012.

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

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

Fonte: Resultados da pesquisa.



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

**Figure 2.** Decomposition of income differentials between formal and informal workers in the urban area of RMBH 2012.

Fonte: Resultados da pesquisa.

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 com os segundos. Essa predominância do efeito característica foi verificada por Pianto e Pianto (2002) para o Brasil, sendo que, ainda para o país, Machado *et al.* (2008) e Menezes-Filho *et al.* (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, no qual 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 à existência de segmentação em termos de rendimento no mercado de trabalho da RMBH, existindo, en-

tão, dois mercados internos, sugerindo a dicotomia do mercado dual. Dito de outra forma, têm-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).

Em relação à segmentação na base, tal resultado é semelhante ao encontrado por Pianto e Pianto (2002), que apontam justamente maior segmentação para o mercado de trabalho brasileiro na base da distribuição de rendimentos, mesmo controlando pelas características não observáveis. No mesmo sentido, Ulyssea (2007) aponta 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 *et al.* (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.



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

**Figure 3.** Income differentials between formal and informal workers assigned to effects of the coefficients, urban area of RMBH, 2012.

Fonte: Resultados da pesquisa.



## Considerações finais

O trabalho investigou a segmentação de rendimento entre trabalhadores formais e informais para homens na 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, para os dois setores, formal e informal, a relevância da variável educação como importante determinante para o rendimento do trabalho, ou seja, quanto maior os anos de estudo, maior este 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.

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 à 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.

Como sugestão para trabalhos futuros, propõe-se estudo mais pormenorizado do mercado de trabalho da RMBH, de forma a mapear o seu setor informal, fornecendo explicações adicionais acerca do diferencial de rendimento encontrado.

Por fim, uma vez que de fato observaram-se sinais de segmentação de rendimento entre os trabalhadores formais e informais, os quais mostraram-se significativos 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 trabalhadores informais, 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.

## Referências

- AVERITT, R.T. 1968. *The dual economy: the dynamics of American industry*. New York, W. W. Norton and Co. Inc., 224 p.
- BARGAIN, O.; KWENDA, P. 2009. The informal sector wage gap: new evidence using quantile estimations on panel data. *IZA Discussion Paper*, n. 4286, 25 p.
- BECKER, G.S. 1962. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5):9-49, part 2.
- BLINDER, A.S. 1973. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4):436-455. <http://dx.doi.org/10.2307/144855>
- BLUESTONE, B. 1970. The tripartite economy: labour markets and the working poor. *Poverty and Human Resources Abstracts*, 5(4):15-35.
- BORJAS, G.J.; MINCER, J. 1976. The distribution of earnings profiles in longitudinal data. *NBER Working Paper*, n. 143, 39 p.
- CARNEIRO, F.G.; HENLEY, A. 2001. Modelling formal vs. informal employment and earnings: micro-econometric evidence for Brazil. *U of Wales at Aberystwyth Management & Business Working Paper*, n. 2001-15, 20 p.
- CAVALIERI, C.H.; FERNANDES, R. 1998. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, 18(1):158-175.
- CIRINO, J.F.; LIMA, J.E. 2012. 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*, 43(2):371-389.
- DOERINGER, P.B.; PIORE, M.J. 1971. *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington, Heath Lexington Books, 214 p.
- FERNANDES, R. 1996. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 26(3):417-442.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). 2014. Produto Interno Bruto de Minas Gerais (PIB). Disponível em: <http://www.fjp.mg.gov.br/index>.



- php/produtos-e-servicos/12745-produto-inter-no-bruto-de-minas-gerais-pib-2. Acesso em: 01/04/2014.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). 2012. Bole-  
tim PAD – MG, 1(3):1-158.
- GROSSMAN, M. 1972. On the concept of health  
capital and the demand for health. *Journal of Po-  
litical Economy*, 80(2):223-235.  
<http://dx.doi.org/10.1086/259880>
- HARRISON, B. 1973. *Education training and the ur-  
ban ghetto*. Baltimore, John Hopkins University  
Press, 288 p.
- HOFFMAN, R.; SIMÃO, R.C.S. 2005. Determinan-  
tes do rendimento das pessoas ocupadas em  
Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da es-  
colaridade e as diferenças entre mesorregiões.  
*Revista Nova Economia*, 15(2):35-62.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ES-  
TATÍSTICA (IBGE). 2013. *Contas Nacionais nú-  
mero 40: contas regionais do Brasil 2011*. Rio de  
Janeiro, IBGE.
- KASSOUF, A.L. 1998. Wage gender discrimination  
and segmentation in the Brazilian labor market.  
*Economia Aplicada*, 2(2):243-269.
- KOENKER, R.; BASSET, G. 1978. Regressions quan-  
tiles. *Econometrica*, 1(46):33-50.  
<http://dx.doi.org/10.2307/1913643>
- LEONE, E.T. 2010. *O perfil dos trabalhadores e tra-  
balhadoras na economia informal*. Série trabalho  
decente no Brasil, Documento de Trabalho n. 3.  
Brasília, OIT, 33 p.
- LEONTARIDI, M.R. 1998. Segmented labour mar-  
kets: theory and evidence. *Journal of Economic  
Surveys*, 12(1):63-101.  
<http://dx.doi.org/10.1111/1467-6419.00048>
- MACHADO, A.F.; OLIVEIRA, A.M.H.C.; ANTIGO,  
M. 2008. Evolução do diferencial de rendimen-  
tos entre setor formal e informal no Brasil: o pa-  
pel das características não observadas. *Revista de  
Economia Contemporânea*, 12(2):355-388.  
<http://dx.doi.org/10.1590/S1415-98482008000200007>
- MALONEY, W.F. 2004. Informality revisited. *World  
Development*, 32(7):1159-1178.  
<http://dx.doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.01.008>
- MARTIN, L. 1991. *A report on the glass ceiling initiative*.  
Washington DC, US Department of Labor, 25 p.
- MATOS, R.S.; MACHADO, A.F. 2006. Diferencial  
de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-  
2001). *Econômica*, 8(1):5-27.
- MELLY, B. 2006. Estimation of counterfactual dis-  
tributions using quantile regression. *Review of  
Labor Economics*, 68:543-572.
- MELLY, B. 2007. *Rqdeco: a Stata module to decompose  
differences in distribution*. St. Gallen, University  
of St. Gallen, 1 p. Disponível em: <https://www.alexandria.unisg.ch/publications/40161>. Acesso  
em: 25/02/2016.
- MENEZES-FILHO, N.A.; MENDES, M.; ALMEIDA,  
E.S. 2004. O diferencial de salários formal-infor-  
mal no Brasil: segmentação ou viés de seleção?  
*Revista Brasileira de Economia*, 58(2):235-248.  
<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402004000200005>
- MINCER, J. 1974. *Schooling, experience, and earnings*.  
New York, National Bureau of Economic Re-  
search, Columbia University, 152 p.
- OAXACA, R.L. 1973. Male-female differentials in ur-  
ban labor market. *International Economic Review*,  
14(3):693-709. <http://dx.doi.org/10.2307/2525981>
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OP-  
ERATION AND DEVELOPMENT (OECD). 2011. *Education at a Glance 2011, indi-  
cadores da OECD: relatório de país – Brasil*. Paris,  
OECD, 9 p.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABA-  
LHO (OIT). 2002. *Decent work and the informal  
economy*. Geneva, ILO, 129 p.
- OLIVEIRA, V.H. 2009. *A informalidade e o diferencial  
de salários no mercado de trabalho cearense*. Institu-  
to de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará  
(IPECE), Texto para discussão nº 58, 28 p.
- PASTORE, J. 2014. A desproteção do trabalho. Dis-  
ponível em: [http://www.josepastore.com.br/artigos/rt/rt\\_114.htm](http://www.josepastore.com.br/artigos/rt/rt_114.htm). Acesso em: 01/04/2014.
- PIANTO, M.E.T.; PIANTO, D. 2002. Informal em-  
ployment in Brazil – a choice at the top and seg-  
mentation at the bottom: a quantile regression  
approach. In: XXIV Encontro Brasileiro de Eco-  
nometria, XXIV, Nova Friburgo. *Anais...* 2:1-20.
- PRATAP, S.; QUINTIN, E. 2002. Are labor markets  
segmented in Argentina? A semiparametric ap-  
proach. Instituto Tecnológico Autônomo de Mé-  
xico, Discussion Paper 02-02, 40 p.
- SASAKI, M.A.; MENEZES, I.V. 2012. Trabalhador  
informal e previdência social: o caso dos tra-  
balhadores por conta-própria de Brasília-DF.  
*Política & Sociedade*, 11(21):173-197.  
<http://dx.doi.org/10.5007/2175-7984.2012v11n21p173>
- SCHULTZ, T.W. 1961. Investment in human capi-  
tal. *American Economic Review*, 51(1):1-17.
- TANSEL, A.; KAN, E.O. 2012. The formal/informal  
employment earnings gap: evidence from Tur-  
key. Turkish Economic Association, Discussion  
Paper 2012/23, 45 p.
- ULYSSEA, G. 2007. Segmentação no mercado de  
trabalho e desigualdade de rendimentos no Bra-  
sil: uma análise empírica. IPEA, Texto para Dis-  
cussão, n. 1261, 31 p.

Submetido: 08/10/2014

Aceito: 24/11/2015