

UMA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE TRABALHO FORMAL E POR CONTA PRÓPRIA NO BRASIL (2000-2010): EVIDÊNCIAS A PARTIR DE REGRESSÕES QUANTÍLICAS

Francieli Tonet Maciel¹

Ana Maria Hermeto C. de Oliveira²

Este trabalho examina os efeitos das mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e por conta própria sobre a desigualdade de rendimentos entre 2000 e 2010, separadamente por gênero. Utilizam-se os microdados dos *Censos demográficos* e o método de Machado e Mata para a decomposição dos diferenciais a partir de regressões quantílicas, com correção de seleção amostral. Para homens e mulheres, verifica-se um aumento dos diferenciais na base da distribuição de rendimentos, em razão do efeito de segmentação, sugerindo uma valorização relativa do trabalho formal. Contudo, observa-se uma redução progressiva dos diferenciais a partir do 25º quantil, devida ao efeito de composição, que também é amenizado pela maior valorização relativa do trabalho por conta própria no topo da distribuição de rendimentos. Ademais, há diferenças importantes por gênero quanto ao nível e variação desses componentes no período e ao longo da distribuição de rendimentos.

Palavras-chave: trabalho por conta própria; diferenciais de rendimentos; decomposição; regressão quantílica; viés de seleção.

JEL: J31; J46.

AN INEQUALITY DECOMPOSITION BETWEEN FORMAL EMPLOYMENT AND SELF-EMPLOYMENT IN BRAZIL (2000-2010): EVIDENCES FROM QUANTILE REGRESSIONS

This paper examines the effects of changes in the relative composition and segmentation between formal employment and self-employment on earnings inequality between 2000 and 2010, separately by gender. We use microdata from Demographic Census and the method of Machado and Mata for the decomposition of differentials, from the quantile regressions with correction of sample selection. For men and women, there is an increase in the differential at the bottom of the earnings distribution, due to the segmentation effect, suggesting a relative appreciation of the formal employment. However, there is a progressive reduction in the differentials, from the 25th quantile, due to the composition effect, which is also mitigated by greater relative appreciation of the self-employment at the top of the distribution. Furthermore, there are important differences by gender in the level and variation of these components in the period and along the earnings distribution.

Keywords: self-employment; earnings differential; decomposition; quantile regression; selection bias.

1. Professora substituta do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Face/UFMG).
E-mail: <francieli.tonet@gmail.com>.

2. Professora-associada do Departamento de Ciências Econômicas da Face/UFMG. E-mail: <aahermeto@cedeplar.ufmg.br>.

1 INTRODUÇÃO

A literatura a respeito da dinâmica da informalidade do mercado de trabalho é vasta e abrange uma diversidade de abordagens teóricas e conceituais em razão da complexidade das relações estabelecidas entre economia formal e informal. Embora a informalidade constitua um fenômeno estruturalmente característico de economias emergentes e em desenvolvimento, ela também ganha importância global em diferentes contextos, mesmo nas economias com mercados de trabalho estruturados, dado o processo de desenvolvimento do capitalismo, renovando o interesse e fomentando um debate contínuo sobre o tema.

No âmbito da teoria econômica, a literatura relativa à informalidade remete à teoria do mercado de trabalho dual (Doeringer e Piore, 1971; Piore, 1972; Reich, Gordon e Edwards, 1973; Vietorisz e Harrison, 1973). Esta teoria é o ponto de partida dos estudos que consideram a hipótese de segmentação para explicar os diferenciais de salários entre os setores formal e informal da economia, sobretudo para a literatura no contexto dos países em desenvolvimento. Embora existam diferenciações acerca do que se entende por segmentação, a hipótese central é a de que existem retornos distintos ao capital humano,³ ou seja, os mecanismos de determinação dos salários variam segundo o segmento do mercado de trabalho, e de que há racionamento dos postos de trabalho no setor formal.

Contudo, a primeira aparição do termo “setor informal” em um documento oficial foi no relatório da missão global de emprego para o Quênia, realizado pela Organização Internacional do Trabalho (OIT) em 1972. Os estudos da OIT, combinados ao trabalho de Hart (1973), abriram espaço para a análise do setor informal através de distintas abordagens teóricas, gerando diferentes interpretações.

Na América Latina, em especial, destacam-se as contribuições de Souza e Tokman (1976), Tokman (1977), e Souza (1980), segundo as quais o setor informal se origina como consequência do excedente da força de trabalho não ocupada pelo setor formal, bem como as abordagens de Gerry (1978) e Moser (1980) que se diferenciam, basicamente, por partirem da análise dos mecanismos históricos pelos quais a relação entre o setor formal e o informal se estabelecem.

Nos anos 1980, em um contexto de crescente importância das atividades informais em diferentes conjunturas econômicas e sociais, destaca-se a contribuição de Portes, Castells e Benton (1989), que incide sobre a análise da redefinição das relações de produção através da articulação de atividades formais e informais, em razão de uma descentralização e da busca de maior flexibilidade da produção

3. Entre os teóricos do capital humano, destacam-se Schultz (1961; 1973), Becker (1964), Becker e Chiswick (1966), Ben-Porath (1967), e Mincer (1974) em seu artigo seminal que formalizou teoricamente a derivação da equação de rendimentos, extensamente utilizada na literatura que relaciona a distribuição de rendimento ao capital humano.

por meio da intensificação das relações de subcontratação, principalmente nos países desenvolvidos.

Do ponto de vista da estratégia ocupacional, há ainda a abordagem que se refere à informalidade como “voluntária” (Fields, 1990; Maloney, 1998). Esta se assemelha, em certa medida, à abordagem legalista (De Soto *et al.*, 1986), ao considerar o custo de oportunidade de trabalhar informalmente, e que parte do setor informal seria, portanto, um reflexo da alocação eficiente do trabalho, refletindo uma escolha voluntária do trabalhador.

Trinta anos após a introdução do conceito de “setor informal” e dos debates subsequentes, dadas as diferentes perspectivas analíticas que se desenvolveram, a 90ª Conferência Internacional do Trabalho, realizada pela OIT em 2002, aprova um novo conceito, o de “economia informal”. Diante do crescente processo de precarização do trabalho que se observou a partir de meados de 1980, o termo “setor informal” tornava-se, então, inadequado, se não ilusório, para refletir esses aspectos dinâmicos, heterogêneos e complexos de um fenômeno que não é, de fato, um “setor”, no sentido de um grupo específico da indústria ou atividade econômica (OIT, 2002).

O termo “economia informal” passou a abranger um grupo diversificado de trabalhadores e empresas, que operam informalmente. Eles diferem em termos do tipo de unidade de produção (abordagem da empresa) e do tipo de posição na ocupação (abordagem do trabalho), e têm como característica comum o não reconhecimento no âmbito dos marcos regulatório e legal, ou nos termos da OIT, os “*deficit* de trabalho decente”. Além de constituírem trabalhadores e empresas caracterizados por alto grau de vulnerabilidade.

Cacciamali (2000) denomina esse processo de mudanças estruturais, onde são redefinidas as relações de produção e, por conseguinte, de inserção ocupacional, como “processo de informalidade”. Esse processo deve ser associado às diferentes formas de inserção do trabalho, sejam elas, novas, recriadas ou ampliadas. Na concepção da autora, no contexto da América Latina da década de 1990, decorrem de tal processo dois fenômenos associados ao mercado de trabalho. O primeiro diz respeito a reorganização do trabalho assalariado, ou seja, à reformatação das relações e contratos de trabalho no setor formal da economia. O segundo, por sua vez, refere-se ao “auto emprego” e outras estratégias de sobrevivência.

No mercado de trabalho brasileiro, o trabalho por conta própria constitui a forma usual de inserção na informalidade, cuja lógica de atuação se dá, estruturalmente, pela estratégia de sobrevivência, principalmente, pela escassez de emprego formal em conformidade com as características da força de trabalho. Contudo, com o processo de informalização intensificado nos anos 1990, o trabalho por conta própria passou a constituir um conjunto heterogêneo de trabalhadores (Cacciamali, 2000).

Como destacam Ramos e Reis (1997) e Ramos e Britto (2004), houve uma mudança no perfil dos trabalhadores por conta própria em razão, em parte, da migração de trabalhadores com maior grau de qualificação do setor formal para essa condição.

Dessa maneira, no âmbito da heterogeneidade ocupacional brasileira, o trabalho por conta própria pode se constituir tanto numa alternativa à escassez do emprego formal como em uma escolha por parte do trabalhador, seja em razão das vantagens de remuneração relativamente ao trabalho formal, dadas suas habilidades, ou dos benefícios e aspectos não pecuniários, como maior flexibilidade e autonomia. Pode ser definido, portanto, como uma estratégia ocupacional, seja pelo fator sobrevivência ou pelo fator escolha.

Partindo da abordagem das relações de trabalho, o presente estudo entende que o conceito de informalidade, em especial no que se refere ao mercado de trabalho brasileiro, compreende diferentes tipos de inserção do trabalho, não pelas semelhanças entre eles, mas pelo distanciamento que mantém das relações de assalariamento e contratos permanentes de trabalho e, portanto, abrange outras categorias de ocupação além do trabalho por conta própria. Contudo, por constituírem formas distintas de inserção da força de trabalho, uma análise conjunta de tais categorias pode negligenciar suas particularidades. Nesse sentido, a ênfase particularmente na análise do trabalho por conta própria aqui proposta, parte da percepção da inserção na informalidade como uma estratégia ocupacional.

Em movimento contrário ao observado nos anos 1990, a última década foi marcada por um crescimento expressivo do emprego acompanhado por uma menor incidência do trabalho informal no Brasil. Conforme dados dos *Censos demográficos* de 2000 e 2010, a taxa de participação do trabalho por conta própria apresentou uma redução de 23,55% para 16,86% do total da ocupação. Essa queda está associada ao crescimento do emprego formal que respondeu por 86% do aumento da taxa de ocupação no período. Além disso, fatores como o aumento da participação feminina no mercado de trabalho, do grau de escolaridade e de alterações na estrutura etária da população, provocaram mudanças de perfil na força de trabalho.

Nesse contexto, emergem questões relacionadas ao papel dessas mudanças na demanda e oferta de trabalho sobre a desigualdade entre trabalho formal e por conta própria na década de 2000. Teria ocorrido uma diminuição das diferenças quanto aos mecanismos de determinação dos rendimentos, ou seja, quanto à segmentação entre ocupação formal e conta-própria? Haveria uma mudança na composição relativa entre os grupos suficiente para reduzir a desigualdade entre eles? Seria o peso desses fatores distinto e, portanto, os efeitos de suas mudanças divergentes entre os trabalhadores nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos? Seriam essas mudanças mais significativas para o trabalho feminino ou masculino?

Mudanças em fatores institucionais, como no poder de barganha dos sindicatos ou no salário mínimo podem aumentar a segmentação no mercado de trabalho em razão de maiores retornos relativos ao emprego formal e, portanto, provocar um aumento da desigualdade entre trabalho formal e por conta própria, no último caso principalmente entre os trabalhadores nos estratos de renda mais baixos. Por outro lado, argumenta-se que, se a valorização do salário mínimo tem efeito sobre os rendimentos dos trabalhadores por conta própria, então haveria uma redução da desigualdade.

Alterações de perfil da força de trabalho associadas ao aumento da escolaridade, por exemplo, reduz a desigualdade na medida que diminui a heterogeneidade entre os trabalhadores formais e por conta própria, contudo, se estes forem mais heterogêneos nos estratos mais altos do que nos mais baixos, essa mudança de composição tem maior efeito sobre os trabalhadores no topo do que na base da distribuição dos rendimentos.

Nesse sentido, o objetivo do presente trabalho é analisar os efeitos das mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e por conta própria, na década de 2000, sobre os diferenciais de rendimentos entre os grupos no Brasil. Para tanto, utiliza-se o método de decomposição de Machado e Mata (2005), que permite verificar quanto da variação na desigualdade é devida às mudanças nas características observáveis dos trabalhadores e quanto se deve às mudanças associadas aos retornos a essas características, ao longo de toda a distribuição de rendimentos. Além disso, considera-se fundamental a desagregação da análise por gênero, na medida que há diferenças quanto à participação feminina e masculina no mercado de trabalho.

Dessa maneira, este estudo visa contribuir para o preenchimento de algumas lacunas na literatura nacional sobre o tema, elucidando os aspectos referentes às diferenças ao longo da distribuição de rendimentos e às diferenças por gênero quanto à inserção entre trabalho formal e por conta própria. Ademais, busca-se avançar quanto ao procedimento adotado para a correção de seleção amostral no contexto de regressão quantílica, a partir do uso de um modelo *logit* multinomial para a estimação da equação de seleção, bem como no que se refere à utilização dos microdados dos *Censos demográficos* de 2000 e 2010.

Dessa maneira, além dessa introdução, este estudo se encontra estruturado em mais quatro seções. Na primeira, realiza-se uma breve revisão da literatura empírica sobre o tema. Na segunda, apresentam-se algumas estatísticas descritivas e são demonstrados os procedimentos metodológicos adotados. A terceira seção se destina a apresentação e discussão dos resultados encontrados. E por fim, na quarta seção, são tecidas algumas considerações finais.

2 CONTEXTO EMPÍRICO

As evidências empíricas acerca da informalidade do trabalho para diferentes economias e contextos corroboram com as distintas perspectivas teóricas pela qual ela é observada. Do ponto de vista dos estudos que tem como ponto de partida a abordagem dualista da estrutura produtiva, os estudos de Souza (1980), Uthoff (1983) e de Dickens e Lang (1985) encontram evidências de segmentação entre setor formal e informal em razão dos diferenciais de rendimentos associados aos retornos distintos ao capital humano e da existência de uma “fila de por emprego” no setor formal.

Por outro lado, Maloney (1999) refuta a hipótese de que há uma “fila por emprego” no setor formal da economia mexicana. O autor encontra evidências de que há um alto nível de mobilidade entre os setores, sugerindo que não há um mercado de trabalho rígido ou segmentado ao longo da divisão formal-informal. Em trabalho posterior, Bosch e Maloney (2007) analisando a dinâmica do trabalho no Brasil, Argentina e México para os anos 1990, concluem que as transições em direção ao trabalho por conta própria (*self-employment*) são voluntárias, enquanto que os fluxos de entrada no emprego assalariado informal aparentam ser o resultado da ausência de melhores alternativas de emprego, ou seja, o comportamento do emprego informal se aproximaria da visão de “fila” ou “acionamento” no setor formal.

Do ponto de vista da análise dos diferenciais de rendimentos, Arias (2007) encontra resultados semelhantes para Argentina, Bolívia e República Dominicana, contudo, as motivações se mostram distintas nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos. As evidências sugerem que apenas os trabalhadores “*self-employed*” que se encontram nos estratos de renda mais altos têm motivações voluntárias para participação na economia informal, enquanto os empregados assalariados informais tendem a ser excluídos de empregos mais desejáveis na economia formal.

No contexto dos países mais avançados é comum os estudos que examinam os fluxos de entrada e saída no trabalho por conta própria. O trabalho de Blanchflower (2000), para países da OECD, mostra que a probabilidade de entrada é maior entre os homens, para aqueles com menor grau de escolaridade e que aumenta com a idade. Taylor (2004) encontra evidências para a Grã-Bretanha de que gênero, ocupação dos pais e horas de trabalho são aspectos importantes da entrada, enquanto que gênero, idade, ocupação e duração na ocupação surgem como determinantes de saída. Os estudos de Henley (2004) para a Grã-Bretanha, de Parker e Robson (2004) para países da OECD, e de Taylor (2011) para alguns países da União Europeia, apontam também para um considerável grau de persistência no trabalho por conta própria (*self-employment*).

Na literatura nacional não há um consenso quanto a existência ou não de segmentação no mercado de trabalho. Grande parte dos estudos associa o conceito de informalidade à relação de trabalho em que se diferencia trabalhador formal de informal pela posse de carteira assinada, sendo poucos os estudos que levam em consideração a heterogeneidade quanto aos tipos de inserção informal, tratando especificamente do trabalho por conta própria. O trabalho de Curi e Menezes-Filho (2006) sugere uma baixa segmentação do mercado de trabalho brasileiro, uma vez que encontra evidências de uma redução significativa dos diferenciais de rendimentos entre o setor formal e o trabalho por conta própria para o período de 1984 a 2001.

Os trabalhos de Fontes e Pero (2008) e Fontes (2009), por outro lado, apresentam evidências contrárias para o período de 2002 a 2007, na medida em que os resultados indicam um aumento dos diferenciais de rendimentos no que se refere às transições entre emprego formal e informal, ou seja, quanto aos ganhos relativos à transição do emprego informal para o formal e às perdas no sentido inverso, especialmente para os trabalhadores por conta própria de baixa escolaridade que parecem sofrer barreiras à entrada no emprego formal, corroborando com a hipótese de segmentação.

A partir do uso de métodos de decomposição dos diferenciais de rendimento, o estudo de Ulyssea (2007) aponta evidências de segmentação, tanto para o emprego sem carteira como para o trabalho por conta própria, para o período de 1995-2005, enquanto Machado, Oliveira e Antigo (2007) sugerem segmentação apenas com relação aos trabalhadores localizados nos quantis inferiores da distribuição de rendimentos em razão da variação no diferencial relativo aos retornos para o período de 2000-2005. Contudo, no último caso, as autoras analisam empregados sem carteira e trabalhadores por conta própria conjuntamente.

A ausência de consenso na literatura nacional quanto à presença ou não de segmentação no mercado de trabalho se deve, em parte, à diferenciação com relação ao conceito de trabalho informal bem como aos métodos utilizados, mas reflete principalmente a própria heterogeneidade estrutural do mercado de trabalho brasileiro, tanto com relação à força de trabalho como aos diferentes segmentos da economia. Isto é, as desigualdades podem estar relacionadas tanto às características da oferta como da demanda por trabalho, o que no caso brasileiro torna as relações formais-informais ainda mais complexas.

Embora alguns estudos apresentem avanços com relação ao uso de métodos de decomposição que permitem captar os diferenciais quanto ao papel de ambas as dimensões (oferta e demanda) sobre a determinação da renda entre trabalho formal e informal, há limitações no que se refere aos efeitos das mudanças nesses componentes sobre os diferenciais de rendimentos ao longo da distribuição e

quanto à desagregação da análise por gênero,⁴ especialmente em um contexto de importantes transformações no mercado de trabalho brasileiro, como o da década de 2000.

Nesse sentido, o presente trabalho visa contribuir para um melhor entendimento acerca dessas mudanças, elucidando os aspectos referentes às diferenças ao longo da distribuição de rendimentos, por meio do uso do método de Machado e Mata (2005), e às diferenças por gênero quanto à inserção no mercado de trabalho brasileiro. Ademais, busca-se avançar quanto ao procedimento de correção para a seleção amostral no contexto de regressão quantílica, a partir do uso de um modelo *logit* multinomial para a decisão de participação no mercado de trabalho, ainda pouco explorado na literatura.

3 METODOLOGIA

3.1 Estatísticas descritivas

A base de dados utilizada no presente trabalho consiste dos microdados dos *Censos demográficos* referentes aos anos de 2000 e 2010, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Censo Demográfico reporta as características socioeconômicas e demográficas da população ocupada em todo o território nacional, a um nível geográfico mais desagregado com relação às outras pesquisas domiciliares, abrangendo até os municípios, o que permite um retrato mais completo do comportamento do mercado de trabalho em termos das mudanças na desigualdade entre trabalho formal e por conta própria para o período proposto.

São utilizados os dados referentes à População Economicamente Ativa (PEA), ocupada em atividades não agrícolas e remuneradas, e residente nos setores urbanos do País, cuja idade varie entre 25 e 59 anos. O trabalho por conta própria abrange os indivíduos que trabalham em seu próprio negócio e sem ter empregado, excluindo os profissionais liberais, uma vez que se considera a forma tradicional do segmento por conta própria, usualmente caracterizado como trabalho informal.⁵ O trabalho formal, por sua vez, compreende os empregados assalariados com carteira de trabalho assinada (domésticos e não domésticos) e os funcionários públicos e estatutários.

4. Entre os trabalhos que realizam a decomposição para as mudanças na primeira metade da década de 2000, no trabalho de Ulyssea (2007) a decomposição é realizada apenas para a média dos rendimentos, enquanto que com relação ao trabalho de Machado, Oliveira e Antigo (2007), embora se considere os diferenciais ao longo da distribuição dos rendimentos, utiliza-se um método de decomposição para a média. Em ambos os casos a análise não é desagregada por gênero.

5. Por tratar-se de profissionais que atuam em áreas de uso intensivo de conhecimento, os profissionais liberais, normalmente, não são considerados informais na literatura nacional. Para exemplo, ver Cacciamali (2000).

Entre 2000 e 2010 a taxa de participação do trabalho por conta própria no total da ocupação apresentou uma redução em torno de 28%, passando de 23,55% para 16,86% dos ocupados. Entre as mulheres essa parcela passou de 17,47% para 12,90% (-26%), enquanto que entre os homens a redução foi de 27,93% para 20,15% (-28%). Esta queda pode ser associada à expansão do emprego formal que respondeu por cerca de 86% do crescimento da taxa de ocupação no período.⁶

No que se refere à composição da amostra, para trabalhadores formais e por conta própria, a tabela 1 apresenta a descrição segundo as características de ambos os grupos e segundo o sexo. Para ambos os grupos, tanto para o trabalho feminino como para o masculino, houve um aumento da idade média dos trabalhadores e da proporção de negros e pardos, em decorrência do aumento da participação desses grupos no total da ocupação. Tanto entre as mulheres como entre os homens, a escolaridade é maior para o emprego formal do que para o trabalho por conta própria, contudo, com relação à média para o período, o grau de escolaridade para o último cresceu mais do que para o primeiro.

Tanto em 2000 como em 2010, parte significativa das mulheres ocupadas formalmente (mais de 70%) se concentrava, por ordem de importância, nos setores de Serviços Sociais, Serviços Pessoais e Serviços Distributivos. Já as trabalhadoras por conta própria se concentravam, predominantemente, cerca de 90% em ambos os anos, nos Serviços Distributivos, Serviços Pessoais e na Indústria Tradicional. Entre os homens ocupados formalmente, destacam-se no período os setores de Serviços Distributivos e Serviços Produtivos. Enquanto que os empregados informais se concentram, majoritariamente, nos Serviços Distributivos e na Construção Civil.

6. A taxa de ocupação se refere à proporção de trabalhadores formais, empregados sem carteira assinada e trabalhadores por conta própria sobre o total da população urbana ocupada (em atividade não agrícolas e remuneradas) e não ocupada, com idade entre 25 e 59 anos, que passou de 86,24% em 2000 para 93,06% em 2010.

TABELA 1
Média do rendimento/hora e composição da amostra, trabalho formal e conta-própria no Brasil¹ (2000-2010)
 (Em %)

	Mulheres						Homens					
	Formal		Conta-própria		Total		Formal		Conta-própria		Total	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Rendimento/hora	5,93	7,22	4,85	6,14	4,97	6,32	7,24	8,52	5,87	6,90	6,34	7,68
Idade	37,74	38,62	40,12	41,21	38,09	39,05	37,41	38,28	40,03	41,65	38,12	39,00
	Corifaça											
Branços	63,31	57,71	58,98	52,04	59,66	53,71	58,42	51,93	56,57	49,31	56,93	50,25
Pretos	6,55	7,87	5,43	7,14	6,82	8,27	7,37	9,57	6,13	8,42	7,10	9,47
Pardos	30,14	34,42	35,59	40,82	33,52	38,02	34,21	38,50	37,30	42,27	35,97	40,27
	Anos de estudo											
Menos de 1 ano	2,63	1,71	5,73	4,54	4,38	3,28	4,08	3,50	8,13	9,37	5,21	4,92
De 1 a 3 anos	7,34	2,21	13,27	4,48	10,82	3,17	10,70	3,22	17,60	6,93	13,12	4,05
De 4 a 7 anos	21,73	8,21	34,11	16,07	27,83	11,41	30,28	12,38	38,66	21,77	33,88	15,13
De 8 a 10 anos	14,23	16,31	19,50	25,96	15,37	19,05	18,27	21,24	16,61	26,10	17,88	22,66
De 11 a 14 anos	36,15	44,88	23,97	42,12	29,48	42,41	26,57	44,62	16,58	31,56	22,69	41,06
15 ou mais	17,91	26,68	3,42	6,81	12,12	20,68	10,10	15,03	2,43	4,27	7,22	12,17
	Setor de atividade											
Indústria moderna	3,59	3,42	0,44	0,54	2,30	2,33	15,60	13,40	3,56	3,11	10,24	9,85
Indústria tradicional	9,30	9,17	21,36	17,89	11,02	9,51	12,87	11,71	5,62	4,50	10,00	9,33
Construção civil	1,05	0,84	0,21	0,65	0,78	0,72	10,25	11,46	25,63	33,77	17,95	18,99
Serviços distributivos	14,68	18,73	34,94	40,70	17,19	19,85	30,28	30,88	45,12	43,39	35,28	33,82
Serviços produtivos	9,09	13,92	3,66	4,66	6,67	10,50	14,84	17,32	6,47	5,72	11,00	13,48
Serviços sociais	42,45	34,34	3,29	3,72	27,40	25,24	10,73	9,95	0,65	1,22	7,05	7,86
Serviços pessoais	19,84	19,57	36,11	31,85	34,64	31,87	5,43	5,27	12,95	8,30	8,49	6,67

(Continua)

(Continuação)

	Mulheres				Homens							
	Formal		Conta-própria		Formal		Conta-própria		Total			
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010				
			Total	Total								
	Categoria de ocupação											
Superior	17,72	25,05	0,15	0,10	12,74	19,29	13,61	15,45	0,18	0,17	8,67	11,14
Médio	42,64	33,14	5,37	6,78	31,91	27,12	19,68	17,44	3,90	6,04	13,36	13,88
Manual	39,64	41,81	94,48	93,12	55,35	53,59	66,71	67,12	95,92	93,79	77,97	74,99
Região metropolitana	7,51	8,90	5,74	7,41	6,69	7,89	7,49	9,37	5,34	6,63	6,49	7,93
	Grande região											
Norte	4,97	4,85	6,84	7,31	5,66	5,83	5,10	5,22	6,87	7,35	6,04	6,28
Nordeste	19,93	16,20	27,05	24,67	22,28	20,29	18,20	16,84	24,39	23,03	21,59	20,77
Sudeste	45,88	48,60	40,39	41,88	44,17	45,64	48,78	49,68	41,91	42,30	45,38	45,92
Sul	21,02	22,73	17,24	17,17	19,14	20,01	19,86	20,62	18,47	18,67	18,52	18,97
Centro-Oeste	8,21	7,62	8,48	8,97	8,76	8,23	8,06	7,64	8,36	8,65	8,48	8,06
	Município/população											
Menos de 20.000 hab.	17,85	24,02	17,57	23,52	19,05	26,13	15,38	22,05	21,28	26,94	18,50	25,10
De 20.001 a 100.000	22,42	22,52	24,70	25,51	23,72	23,81	22,53	22,81	26,26	26,50	24,43	24,39
De 100.001 a 500.000	29,32	31,59	29,14	31,50	28,58	29,97	31,93	33,50	28,55	29,97	29,96	31,11
Acima de 500.000	30,41	21,87	28,59	19,46	28,65	20,09	30,16	21,64	23,91	16,60	27,11	19,41
Tamanho da amostra	748.672	1.198.681	241.355	260.036	990.027	1.458.717	1.053.688	1.578.122	592.354	564.783	1.646.042	2.142.905

Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Mulheres e homens de 25 a 59 anos.

No que tange ao perfil ocupacional, entre as mulheres, houve um aumento da participação das ocupações de nível superior no emprego formal em detrimento da participação das ocupações de nível médio, enquanto que para o trabalho por conta própria uma redução na proporção das ocupações manuais e um aumento das ocupações de nível médio. Entre os homens, trabalhadores formais e por conta própria se inserem, predominantemente, em ocupações manuais, contudo, entre os primeiros há uma maior participação relativa das ocupações de nível médio e superior.

Quanto à composição por recortes regionais não houve alteração significativa, com uma concentração dos trabalhadores nas regiões não-metropolitanas e na região Sudeste, sendo a proporção dos trabalhadores formais nesta região acima da média e nas regiões Norte e Nordeste abaixo da média. No que se refere aos municípios, ambos os grupos encontram relativamente bem distribuídos segundo o porte dos municípios. De maneira geral, as mudanças mais significativas no perfil dos trabalhadores formais e por conta própria se referem ao grau de escolaridade, que se mostram as mais expressivas em termos da redução da heterogeneidade entre os grupos.

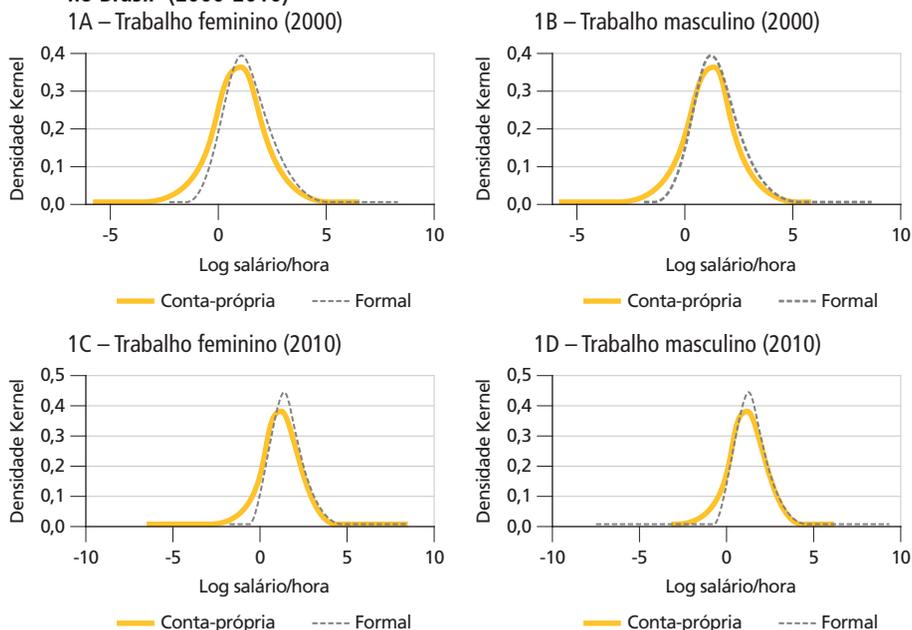
Com relação à variação nos rendimentos, na média houve uma redução no diferencial do rendimento/hora entre trabalho formal e por conta própria, em torno de 4% entre as mulheres, uma vez que em 2000 as trabalhadoras por conta própria ganhavam 82% do valor do rendimento/hora das trabalhadoras formais, ao passo que em 2010 essa razão era de 85%. Entre os homens o diferencial não se alterou no período, sendo que em ambos os anos a renda por hora de trabalho dos trabalhadores por conta própria correspondia a 81% da renda recebida no trabalho formal.

Quanto aos diferenciais ao longo da distribuição de rendimentos, as estimativas da densidade de Kernel possibilitam uma descrição mais elucidativa com respeito às possíveis mudanças nos diferenciais entre trabalho formal e por conta própria. Como mostra a gráfico 1, a distância horizontal fornece as medidas dos diferenciais ao longo dos percentis da distribuição.

Tanto para o trabalho feminino como para o masculino, nos dois pontos do tempo, verificam-se vantagens de rendimento para o emprego formal em qualquer ponto da distribuição, entretanto, observa-se uma redução desses diferenciais no período, com exceção das bases da distribuição, que se mantêm mais afastadas.

GRÁFICO 1

Densidade Kernel para o *log* do rendimento/hora, trabalho formal e por conta própria no Brasil¹ (2000-2010)



Fonte: Censos demográficos 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos.

De maneira geral, os dados apresentados indicam que o processo de expansão do grau de formalização ao longo da década de 2000 foi acompanhado por mudanças no perfil dos trabalhadores formais e dos trabalhadores por conta própria, alterando a composição relativa entre os grupos, assim como de mudanças nos diferenciais de rendimentos entre eles, o que sinaliza para possíveis diferenças quanto à redução da desigualdade nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos.

3.2 Decomposição dos diferenciais de rendimentos

A análise das mudanças na desigualdade entre trabalhadores formais e por conta própria é realizada por meio do uso dos dados dos *Censos demográficos* de 2000 e 2010 e do método de decomposição de Machado e Mata (2005), que permite avaliar quanto da variação nos diferenciais de rendimentos ao longo de toda a distribuição se deve às mudanças na composição relativa entre trabalhadores formais e por conta própria e quanto é devida à segmentação no mercado de trabalho. Esta análise visa, portanto, contribuir para um entendimento mais aprofundado do comportamento da oferta e da demanda por trabalho, em um contexto de expansão do emprego formal, em que possíveis mudanças na estrutura do mercado de trabalho brasileiro podem ser constatadas.

O efeito ‘composição’ reflete a heterogeneidade entre trabalho formal e por conta própria, ou seja, capta as diferenças entre os trabalhadores em termos de seus atributos individuais (raça, escolaridade, etc.), ocupacionais (setor de atividade e categoria de ocupação) e regionais, que se traduzem em diferenciais de rendimentos dada a possibilidade de prevalência de melhores características para um grupo relativamente ao outro. Assim, o efeito ‘composição’ permite avaliar o quanto a desigualdade diminuiu (ou aumentou) em razão de uma menor (ou maior) heterogeneidade entre os grupos.

O efeito ‘segmentação’ representa a segmentação no mercado de trabalho em razão da natureza das ocupações, ou seja, indivíduos com os mesmos atributos receberiam remunerações distintas de acordo com a natureza da ocupação na qual se encontram. Isto é, a desigualdade se estabelece em decorrência de diferenças entre trabalho formal e por conta própria quanto aos retornos a esses atributos. A variação na desigualdade devida a esse efeito reflete, portanto, mudanças nos mecanismos de determinação da renda do trabalho, que compreendem um conjunto de fatores econômicos, institucionais, sociais e políticos, de ordens estrutural e conjuntural, que moldam a estrutura das relações de produção, dado o processo de desenvolvimento capitalista e, por conseguinte, a estrutura do mercado de trabalho.

3.2.1 Modelo de correção de seleção amostral

Ao se tratar da estimação de equações de rendimentos, incorre-se ao problema de seleção amostral, em que os rendimentos são observados somente com base na decisão de oferta de trabalho. Ademais, os fatores não observados que influenciam a decisão de participação no trabalho por conta própria são distintos daqueles relacionados à participação no trabalho formal. Dessa maneira, utiliza-se a abordagem de Dubin e McFadden (1984) para a correção de seleção amostral, que consiste de um procedimento em dois estágios, cuja a estimação da equação de seleção no primeiro estágio é baseada no uso de um modelo *logit* multinomial, que envolve a decisão entre a participação na força de trabalho formal ou por conta própria *versus* a não participação.⁷ O segundo estágio envolve a estimação da equação de rendimentos com a introdução do termo de correção. Assim, o modelo geral pode ser especificado como:

$$y_j = x\beta_j + u_j. \quad (1)$$

7. Bourguignon, Fournier e Gurgand (2007) propõem uma extensão do modelo de Dubin e McFadden (1984), ao sugerirem uma variação da hipótese de linearidade, relaxando seu pressuposto de normalização. Os experimentos realizados pelos autores sugerem que tal variação, embora geralmente menos robusta do que a versão original, tem melhor desempenho quando o pressuposto de normalização do modelo original é violado e apresenta maior capacidade de captar termos de correção não lineares de ordem superior. Contudo, esse exercício de comparação entre os modelos não se estende à estimação de regressões quantílicas.

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, \quad j = 0, 1, 2, \quad (2)$$

em que y_j determina os salários; x é um vetor de características observáveis; y_j^* é uma variável de escolha discreta que determina a seleção dos trabalhadores entre a não participação no mercado de trabalho ($j = 0$), a participação no trabalho formal ($j = 1$) e a participação no trabalho por conta própria ($j = 2$); z representa um conjunto de variáveis determinantes da decisão de participação; e o termo de erro u_j satisfaz $E(u_i | x, z) = 0$ e $V(u_j | x, z) = \sigma^2$.

Assim, o conjunto de variáveis utilizadas no presente trabalho são definidas de forma que:

- x compreende: variáveis individuais: cor/raça, idade, idade ao quadrado, grau de escolaridade; variáveis regionais: *dummy* para região metropolitana/não-metropolitana, grande região e tipo de município (pelo tamanho da população); e variáveis ocupacionais: setor de atividade e categoria de ocupação;
- z é representado por: variáveis individuais: cor/raça, idade, idade ao quadrado, grau de escolaridade, variáveis regionais: *dummy* para região metropolitana/não metropolitana, grande região e tipo d município (pelo tamanho da população); e variáveis familiares: *dummy* para a presença de cômuge, presença de filhos de até 6 anos e presença de filhos de 7 a 14 anos.

No entanto, considerando que o termo de erro u_1 pode não ser independente de todos os (η_j) 's, Dubin e McFadden (1984) adotam uma abordagem baseada na hipótese de linearidade entre os termos de erro, expressa em termos da média de u_1 condicional aos (η_j) 's:

$$E(u_1 | \eta_1 \dots \eta_M) = \sigma \sum_{j=1 \dots M} r_j (\eta_j - E(\eta_j)), \quad \text{com } \sum_{j=1 \dots M} r_j = 0, \quad (3)$$

em que r_j representa a correlação entre u_1 e $(\eta_j - (\eta_1))$. Esta hipótese implica que:

$$E(u_1 | \eta_1 \dots \eta_M) = \sigma \sum_{j=2 \dots M} r_j (\eta_j - \eta_1). \quad (4)$$

Desse modo, a esperança condicional para a probabilidade de resposta ($j = 1$) do modelo *logit* multinomial no primeiro estágio pode ser definida como:

$$E(\eta_j - \eta_1 | y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_s^*), \Gamma) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln P_1, \quad \forall j > 1. \quad (5)$$

Dada a hipótese de linearidade, a equação de salários pode então ser estimada como segue:

$$y_1 = x_1 \beta_1 + \sigma \sum_{j=0,2} r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln P_1 \right) + w_1. \quad (6)$$

Os termos de erro da equação de seleção são normalizados, de modo que há $M - 1$ parâmetros de correção na equação (6), ou seja, se há 3 alternativas no modelo de decisão, haverá 2 termos de correção na equação de salários.

3.2.2 Modelo de regressão quantílica

Tendo em vista que o objetivo deste trabalho é a correção do viés de seleção no contexto de regressão quantílica, a equação (6) deve ser especificada em tais condições.⁸ O modelo de regressão quantílica introduzido por Koenker e Bassett (1978) tem como ponto de partida a definição dos quantis amostrais de uma variável aleatória Y com função de distribuição $F(Y)$. Então, o θ^o quantil amostral, $0 < \theta < 1$, é definido como a solução ao problema de minimização da soma ponderada dos valores absolutos dos resíduos:

$$\min_b \left[\sum_{i=y_i \geq b} \theta |y_i - b| + \sum_{i=y_i < b} (1 - \theta) |y_i - b| \right]. \quad (7)$$

Substituindo b por uma função linear de covariáveis, a θ^o regressão quantílica pode ser definida como:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i=y_i \geq x_i \beta} \theta |y_i - x_i \beta| + \sum_{i=y_i < x_i \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i \beta| \right]. \quad (8)$$

Assim, reescrevendo a equação (6) condicionada à alternativa 1, na forma de regressão quantílica, tem-se que:

$$y_1 = x'_1 \beta_{1\theta} + \sigma \sum_{j=0,2} r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln P_1 \right) + w_{1\theta}, \quad (0 \leq \theta \leq 1), \quad (9)$$

8. No contexto de regressão quantílica, Buchinsky (1998) aplica um método semiparamétrico de correção do viés de seleção que não impõe restrições à forma da distribuição dos termos de erro. Tal método é utilizado nas situações em que a seleção se dá em um processo de escolha binária. Uma aplicação para o Brasil foi feita por Tannuri-Pianto e Pianto (2002) para análise do diferencial salarial entre empregados com e sem carteira, estimando a equação de seleção a partir de um modelo de escolha entre a participação no trabalho formal versus informal.

em que $w_{1\theta} \equiv x'_1(\beta_\theta - \beta_\theta) + u$, e o θ° quantil condicional de y_1 sobre x_1 corresponde a $Quant_\theta(y_1 | x_1) = x'_1 \beta_{1\theta}$, tal que $Quant_\theta(w_{1\theta} | x_1) = 0$. O modelo pode ser então especificado como:

$$\ln y_{it} = \mathbf{x}_{it} \beta_\theta + \sigma_\theta m_{1it} + \sigma_\theta m_{2it} + w_{\theta t}, \quad (10)$$

em que $\ln y_{it}$ é o logaritmo do rendimento/hora nos diferentes quantis da distribuição, para os trabalhadores formais ou por conta própria, nos dois pontos do tempo; \mathbf{x}_{it} é um vetor de características observáveis, descritas anteriormente; e m_{1it} e m_{2it} representam os termos de correção para o viés de seleção.⁹ Dessa maneira, estimadas as regressões quantílicas, com correção para seleção amostral, separadamente para os trabalhadores formais e conta própria e por gênero, para os dois pontos do tempo, parte-se então para a decomposição dos diferenciais de rendimentos entre os grupos.

3.2.3 Modelo de decomposição de rendimentos

O método de Machado e Mata (2005) é baseado na estimação de funções de densidade marginal dos salários consistentes com as distribuições condicionais de ambos os grupos (estimadas por regressão quantílica) e com a distribuição contrafactual de um dos grupos. No caso deste estudo, a decomposição envolve a criação de uma distribuição salarial para os trabalhadores por conta própria na situação contrafactual de trabalho formal, que é subseqüentemente comparada com as distribuições marginais geradas para ambos os grupos com base em suas respectivas distribuições condicionais. Assim, é possível determinar qual parte do diferencial pode ser explicada pelas diferenças nos atributos observáveis e em que medida é causada pelas diferenças nos coeficientes ou retornos a esses atributos.

Mais detalhadamente, o procedimento envolve as etapas a seguir descritas.

- 1) Estimar a distribuição condicional dos salários, para os dois grupos separadamente, por meio de regressões quantílicas. Esta etapa já foi descrita e as equações são representadas como em (10). Para fins de simplificação, os coeficientes estimados serão representados por $\hat{\beta}_1(\theta_i)$ e $\hat{\beta}_2(\theta_i)$, para trabalhadores formais e por conta própria, respectivamente.
- 2) Gerar uma amostra aleatória de tamanho m com substituição dos dados dos trabalhadores formais. Usando estes dados, denotados por $x_i(1)$, $i = 1, \dots, m$, e os coeficientes $\hat{\beta}_1(\theta_i)$ previamente estimados, pode-se gerar uma

9. Os termos de correção e m_{1it} e m_{2it} são condicionados às probabilidades de resposta ($j = 1$) e ($j = 2$), respectivamente, tendo como base a alternativa ($j = 0$). Como já demonstrado anteriormente, em razão da normalização dos termos de erro, há $M - 1$ parâmetros de correção na equação de resultado, ou seja, há apenas 2 parâmetros no caso de 3 alternativas.

amostra aleatória da distribuição marginal dos salários dos trabalhadores formais, $\hat{y}_i(1) \equiv x_i(1)' \hat{\beta}_1(\theta_i)$.

- 3) Gerar uma amostra aleatória de tamanho m com substituição dos dados dos trabalhadores por conta própria. A partir da utilização destes dados, denotados por $x_i(2)$, $i = 1, \dots, m$, e dos coeficientes $\hat{\beta}_1(\theta_i)$ estimados, criar uma distribuição salarial contrafactual para os trabalhadores por conta própria, $\hat{y}_i^*(2) \equiv x_i(2)' \hat{\beta}_1(\theta_i)$. Este procedimento utiliza as características dos trabalhadores por conta própria e os retornos que estas características renderiam no trabalho formal para gerar uma amostra aleatória da distribuição dos salários destes trabalhadores se eles estivessem ocupados no emprego formal.
- 4) Por fim, gerar uma amostra aleatória da distribuição marginal dos salários dos trabalhadores por conta própria, $\hat{y}_i(2) \equiv x_i(2)' \hat{\beta}_2(\theta_i)$, repetindo a etapa 2, usando os dados e os coeficientes dos trabalhadores por conta própria.

As distribuições resultantes $f^*(\hat{y}(1))$, $f^*(\hat{y}(=2))$ e $f^*(\hat{y}^*(2))$, são utilizadas para decompor os diferenciais entre as distribuições observadas dos grupos, $f(y(1))$ e $f(y(2))$. Dado que $f^*(\hat{y}(1))$ e $f^*(\hat{y}^*(2))$ são estimadas utilizando os mesmos coeficientes, as diferenças entre essas distribuições em cada quantil podem ser atribuídas às diferenças nas características observáveis. De modo similar, a comparação entre $f^*(\hat{y}(2))$ e $f^*(\hat{y}^*(2))$ fornecem a diferença que é causada pelas diferenças nos coeficientes, uma vez que ambas as distribuições são estimadas utilizando as mesmas características.

Assim, considerando $Q_i(\hat{y})$ o θ^o quantil da distribuição de $\hat{y}(1)$, $\hat{y}(2)$ e $\hat{y}^*(2)$, a decomposição do diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e por conta própria em cada quantil, ou seja, da diferença observada $Q(y(1)) - Q(y(2))$ pode ser escrita como:

$$Q(y(1)) - Q(y(2)) = Q_i(\hat{y}(1)) - Q_i(\hat{y}^*(2)) + Q_i(\hat{y}^*(2)) - Q_i(\hat{y}(2)), \quad (11)$$

onde $Q_i(\hat{y}(1)) - Q_i(\hat{y}^*(2))$ representa a parte do diferencial no θ^o quantil da distribuição que é devida às diferenças entre os trabalhos em termos de seus atributos observáveis, enquanto que $Q_i(\hat{y}^*(2)) - Q_i(\hat{y}(2))$ fornece a parte do diferencial que é causada pelas diferenças nos retornos a esses atributos, ou seja,

esses dois componentes representam, respectivamente, os efeitos ‘composição’ e ‘segmentação’ nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos.¹⁰

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção são apresentados os resultados para as mudanças recentes nos diferenciais de rendimentos entre trabalho formal e por conta própria, separadamente por gênero. As estimativas referentes ao modelo *logit* multinomial (Dubin e McFadden) para a correção de seleção entre a não participação no mercado de trabalho e a participação no trabalho formal ou por conta própria, para mulheres e homens separadamente, encontram-se expostas no apêndice A. Quanto às estimativas do segundo estágio referentes às regressões quantílicas para o logaritmo do rendimento/hora, as tabelas com os coeficientes e desvios-padrão também são apresentadas no apêndice A (tabelas A.2 e A.3).

É importante ressaltar que os coeficientes associados aos termos de correção se mostram estatisticamente significativos, o que revela a heterogeneidade entre os grupos quanto aos fatores não observados que influenciam a decisão de participação no mercado de trabalho, em todos os quantis da distribuição. Ademais, as variações quanto aos retornos à escolaridade entre os grupos merecem atenção especial, uma vez que esta variável se destaca como um dos principais fatores de mudanças na composição entre os grupos, podendo ter efeito significativo sobre a variação na desigualdade. Nesse sentido, convém avaliar se as alterações nos retornos a essa variável também se mostram importantes. Os coeficientes associados ao grau de escolaridade para o logaritmo do rendimento/hora, feminino e masculino, encontram-se representados pelo gráfico 2.

Para o trabalho feminino, observa-se que os retornos à escolaridade são positivos, ou seja, quanto maior o nível educacional, mais altos são os rendimentos, e que esses retornos são superiores para as trabalhadoras por conta própria. Para as mulheres com escolaridade acima de 11 anos de estudo, verifica-se uma redução dos retornos para ambos os grupos, com exceção das trabalhadoras por conta própria, com escolaridade entre 11 e 14 anos, no 10º quantil da distribuição. Contudo, observa-se um aumento da diferença entre os grupos, a favor do trabalho por conta própria, até o 75º quantil da distribuição de rendimentos. Isto é, em termos de retornos à educação, com exceção das mulheres no topo da distribuição, o trabalho por conta própria compensa o emprego formal.

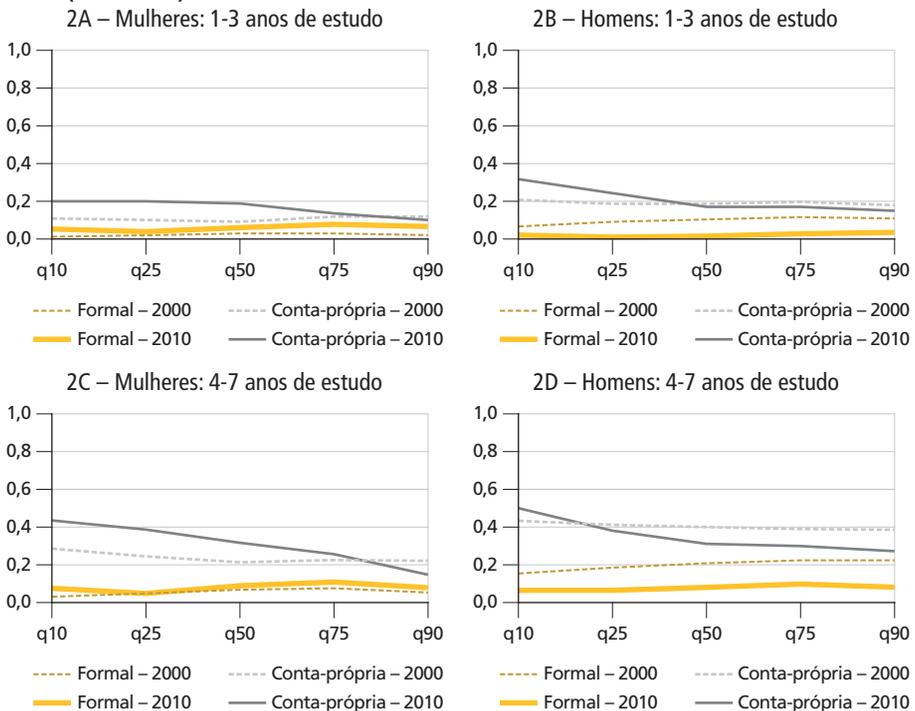
10. A decomposição dos termos de correção de seleção é alocada entre esses componentes, ‘composição’ e ‘segmentação’, conforme o modelo proposto por Neuman e Oaxaca (2003), definido como Seletividade #2. Esta alternativa à decomposição dos termos de correção sugere os efeitos das diferenças entre os grupos quanto aos parâmetros estimados na equação de seleção e quanto à correlação entre os termos de erro entre as equações de seleção e de rendimentos como manifestações da segmentação. Enquanto que os efeitos das diferenças nas variáveis determinantes da decisão de participação, ou seja, da seletividade quanto à alocação entre trabalho formal e por conta própria, são tratados como efeitos de composição.

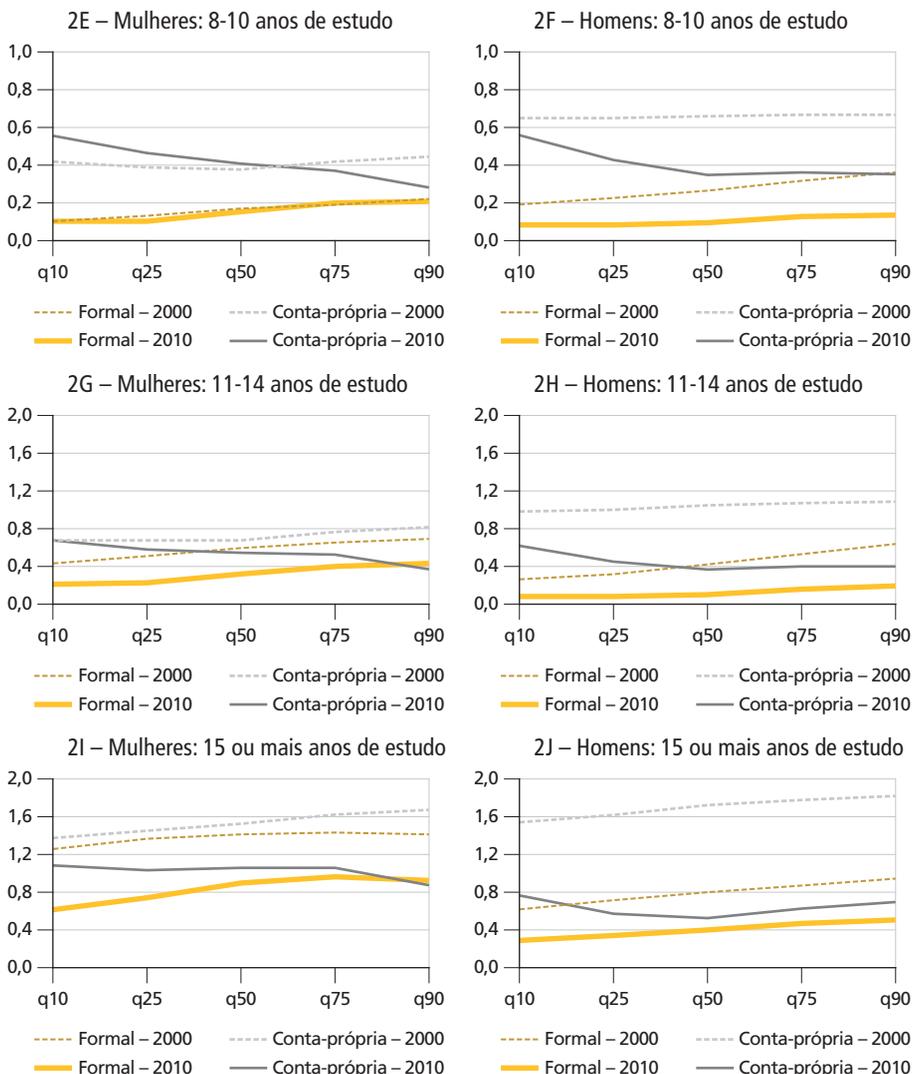
Quanto ao trabalho masculino, verifica-se o mesmo padrão, sendo os retornos à escolaridade maiores para os trabalhadores por conta própria do que para os empregados formais, porém há uma redução desses diferenciais, entre 2000 e 2010, em razão de uma maior queda dos retornos ao trabalho por conta própria. Para os trabalhadores com escolaridade acima de 8 anos de estudo ocorre uma diminuição dos retornos em todos os quantis para ambos os grupos e uma redução das diferenças entre eles para aqueles com mais de 11 anos de estudo, ao contrário do observado entre as mulheres, com exceção daquelas no topo da distribuição.

Isto posto, para verificar em que medida as mudanças nos retornos, não apenas em termos da educação, ou seja, como o efeito de segmentação e o efeito de composição têm alterado a desigualdade entre os grupos ao longo de toda a distribuição, parte-se para a análise de decomposição dos diferenciais.

GRÁFICO 2

Coefficientes da regressão para o log do rendimento/hora por escolaridade e quantil da distribuição de rendimentos, emprego formal e trabalho por conta própria no Brasil¹ (2000-2010)





Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos.

Obs.: Os resultados completos são apresentas no apêndice A (tabelas A.2 e A.3).

Os resultados da decomposição para o trabalho feminino são apresentados no gráfico 3. Como se pode notar, há um aumento do diferencial salarial total entre 2000 e 2010, a favor das empregadas formais, na base da distribuição (até o 20º quantil), a partir do qual se verifica uma queda progressiva ao longo da distribuição. Enquanto em 2000 as empregadas formais no 10º quantil ganhavam em torno de 66% a mais do que as trabalhadoras por conta própria, em 2010 o diferencial passou

a ser quase o dobro. Essa evolução se deve ao aumento no diferencial associado aos coeficientes, ou retornos. Por outro lado, a queda do diferencial total a partir do 20º quantil é explicada pela redução dos diferenciais entre os grupos associados às características observáveis.

Com relação ao padrão observado entre os componentes do diferencial, constata-se que a importância do efeito de composição sobre a desigualdade de rendimento aumenta ao longo da distribuição, isto é, as trabalhadoras formais apresentam melhores características observáveis relativamente às trabalhadoras por conta própria conforme se avança ao longo dos quantis. Este componente reflete, em parte, o efeito da seletividade quanto à alocação entre trabalho formal e por conta própria, captada pelos termos de correção.

Enquanto que o efeito de segmentação se mostra relevante até o 30º quantil, a partir do qual os diferenciais quantos aos retornos às características observáveis passam a ser favoráveis ao trabalho por conta própria e crescentes ao longo dos quantis. Este componente reflete, em parte, o efeito da seletividade quanto aos fatores não observados que determinam a participação no mercado de trabalho, refletindo a heterogeneidade entre os grupos e ao longo dos quantis. Assim, nos quantis mais altos as mulheres teriam maior motivação ao trabalho por conta própria relativamente ao emprego formal. Nesse sentido, esse componente passa a ser um fator amenizador dos diferenciais de rendimentos.

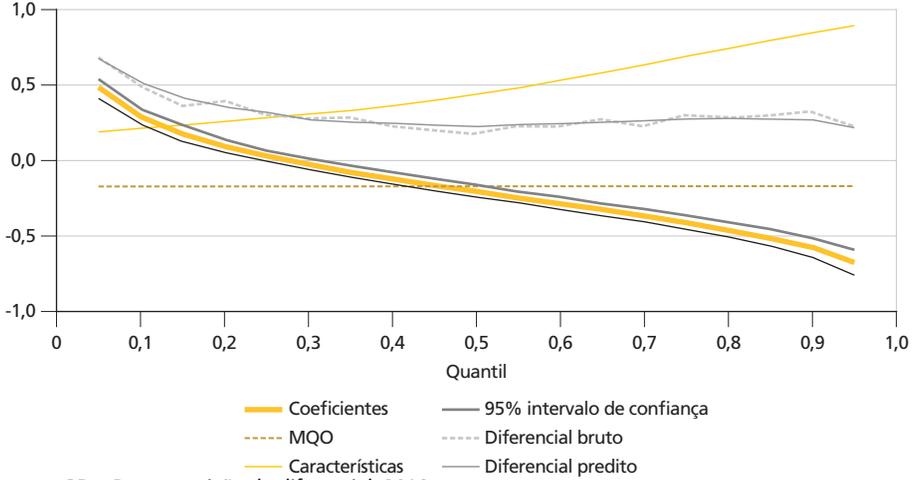
Dessa maneira, o diferencial de rendimentos total diminui ao longo da distribuição na medida em que os diferenciais relacionados aos retornos amenizam os diferenciais de composição entre os grupos. Entretanto, a queda da desigualdade no período considerado se deve, especialmente, à redução do efeito de composição. Nesse sentido, as mudanças nos perfis dos trabalhadores têm papel importante sobre a redução da desigualdade, na medida que reduz a heterogeneidade observada entre os grupos, assim como a segmentação aumenta a desigualdade na base da distribuição.

No que tange ao trabalho masculino, é possível verificar pela gráfico 4, que a evolução dos componentes dos diferenciais de rendimentos segue o mesmo padrão observado para o trabalho feminino. Isto é, ocorre um aumento da desigualdade entre trabalho formal e por conta própria na base da distribuição, em razão da ampliação dos diferenciais relacionados aos retornos às características observáveis, e uma redução crescente da desigualdade ao longo da distribuição decorrente da diminuição dos diferenciais associados a essas características.

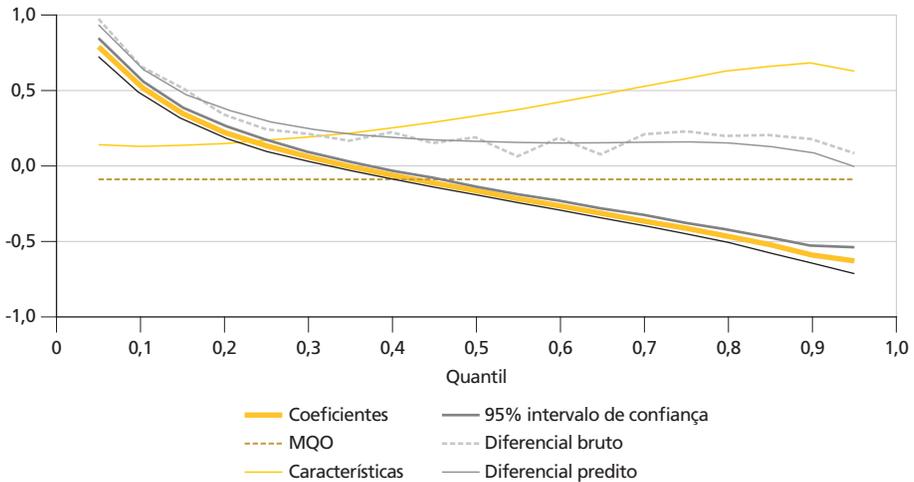
GRÁFICO 3

Decomposição de Machado e Mata para o diferencial de rendimentos entre emprego formal e trabalho por conta própria no Brasil¹ (2000 e 2010)

3A – Decomposição do diferencial: 2000



3B – Decomposição do diferencial: 2010



Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010; Machado e Mata (2005).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Mulheres ocupadas de 25 a 59 anos

Obs.: A tabela completa com os valores da decomposição, encontra-se no apêndice A (tabela A.4).

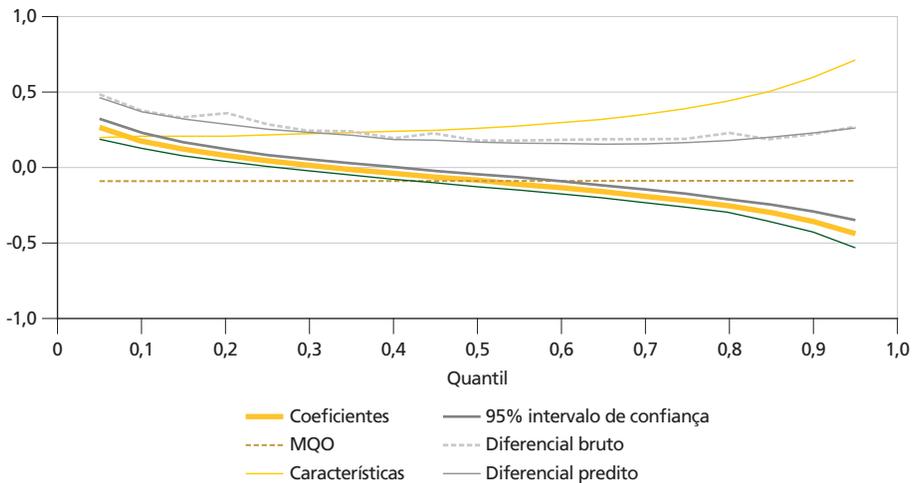
Da mesma forma, os resultados sugerem uma diminuição da heterogeneidade entre os grupos quanto aos atributos determinantes dos rendimentos, tal como os retornos a esses atributos se mostram favoráveis ao trabalho por conta própria a partir do 40º quantil, corroborando com a hipótese de estratégia ocupacional. Contudo, observa-se uma diminuição desses retornos entre os homens no período considerado, que reduz o efeito amenizador desse componente, fazendo com que

a queda do diferencial total nos quantis mais altos seja menor do que a observada entre as mulheres. Esses resultados podem ser associados às variações observadas nos retornos à escolaridade (gráfico 2), em que se verificou uma redução mais significativa dos diferenciais entre emprego formal e trabalho por conta própria (favoráveis ao último) para os homens do que para as mulheres.

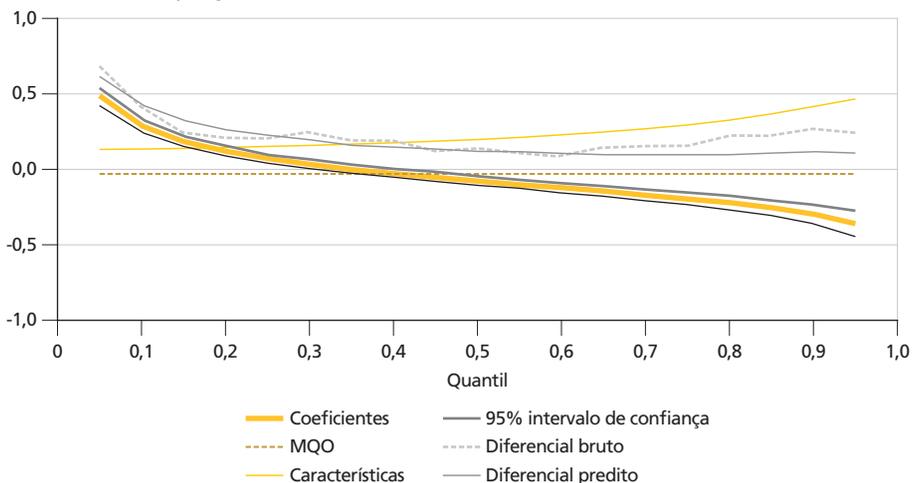
GRÁFICO 4

Decomposição de Machado e Mata para o diferencial de rendimentos entre emprego formal e trabalho por conta própria no Brasil¹ (2000 e 2010)

4A – Decomposição do diferencial: 2000



4B – Decomposição do diferencial: 2010



Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010; Machado e Mata (2005).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Homens ocupados de 25 a 59 anos.

Obs.: A tabela completa com os valores da decomposição, encontra-se no apêndice A (tabela A.4).

Os retornos à escolaridade podem constituir um fator amenizador da desigualdade entre os grupos em benefício do trabalho por conta própria, tanto feminino como masculino, uma vez que há um 'prêmio' à educação maior no trabalho por conta própria do que no emprego formal ao longo de toda a distribuição. Dado que os retornos se mostram maiores entre as mulheres do que entre os homens, assim como os diferenciais entre os grupos, esse fator pode ter maior efeito sobre o trabalho feminino.

Assim, tanto entre as mulheres como entre os homens, as mudanças no perfil dos trabalhadores, como as referentes ao aumento da escolaridade, por exemplo, contribuíram para a redução dos diferenciais de rendimentos ao longo de toda a distribuição, contudo, uma vez que essa diferença de composição é menos pronunciada na base da distribuição, ou seja, os grupos são menos heterogêneos, essas mudanças não foram suficientes para compensar o aumento dos diferenciais relativos aos retornos nos quantis mais baixos.

Entretanto, a desigualdade entre os homens se mostra em nível inferior ao observado entre as mulheres, assim como sua variação no período, ou seja, tanto o aumento da segmentação na base da distribuição como a queda do diferencial ao longo do quantis, apresentam-se menos intensos entre os homens do que entre as mulheres. Uma provável explicação para um maior diferencial entre as mulheres diz respeito à diferença de gênero quanto à participação no mercado de trabalho, uma vez que há uma maior segregação ocupacional com respeito ao trabalho feminino, podendo ser ainda mais predominante para o trabalho por conta própria, o que justifica uma segmentação ainda maior frente à uma valorização do trabalho formal. Por outro lado, a maior redução do diferencial em razão do efeito 'composição' entre as mulheres é possivelmente um reflexo do aumento superior da escolaridade para a força de trabalho feminina.

Esses resultados se assemelham aos resultados apresentados por Arias (2007) para o trabalho por conta própria na Argentina e na Bolívia, uma vez que os autores encontram uma clara desvantagem de rendimentos dos trabalhadores por conta própria nos estratos de menor renda devida à segmentação, ao passo que no topo da distribuição os retornos se tornam negativos, ou seja, a remuneração aos atributos observáveis se mostra inferior no trabalho formal. Da mesma forma, o efeito de composição é maior no topo do que base da distribuição, contudo, a análise não é desagregada por gênero.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente trabalho foi o de verificar os efeitos das mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e por conta própria sobre os diferenciais de rendimentos na década de 2000, decompondo os diferenciais ao longo da distribuição de rendimentos e por gênero. Tanto para o trabalho feminino como para o masculino, os resultados apontam para um aumento do diferencial na base da

distribuição, em razão do aumento dos diferenciais entre os trabalhadores associados aos retornos às suas características observáveis, ou seja, ao efeito de segmentação, e uma redução progressiva do diferencial ao longo da distribuição, decorrente da redução dos diferenciais relacionados a essas características, isto é, do efeito de composição.

Embora se verifique um aumento da desigualdade na base da distribuição em razão do aumento dos diferenciais relacionados aos retornos, a partir do 30^o quantil esses diferenciais passam a ser favoráveis ao trabalho por conta própria e aumentam ao longo dos quantis, tanto entre as mulheres como entre os homens. Dessa maneira, o diferencial total diminui ao longo da distribuição na medida em que os diferenciais relacionados aos retornos amenizam os diferenciais de composição entre os grupos. Entretanto, a queda da desigualdade no período considerado se deve, principalmente, à redução do efeito de composição.

Contudo, constatou-se diferenças relevantes por gênero quanto à importância e variação desses componentes ao longo da distribuição. Visto que as mulheres apresentam um maior nível de desigualdade, o aumento da segmentação na base da distribuição se mostra ainda mais agravante para o trabalho por conta própria feminino. Por outro lado, a redução no efeito de composição superior entre as mulheres ao longo de toda a distribuição, acarretou em uma maior queda do diferencial total a partir do 30^o quantil para o trabalho feminino.

O aumento da desigualdade nos estratos de renda mais baixos tem como explicação provável a evolução do salário mínimo na última década, que se mostra como um dos fatores mais marcantes em termos da determinação da renda no período e, portanto, à uma valorização relativa do trabalho formal. Nesse sentido, contesta-se a hipótese de que a valorização do mínimo teria efeito também sobre os rendimentos dos trabalhadores por conta própria, na medida que em termos da percepção da renda se constata um aprofundamento da precariedade das relações informais de trabalho na base da distribuição.¹¹

Não obstante, a redução da desigualdade, com exceção da base da distribuição, devida às variações de composição entre os grupos, revela a importância das mudanças quanto ao perfil dos trabalhadores, como no que se refere ao aumento da escolaridade, por exemplo. Embora a escolaridade tenha aumentado para todos os grupos analisados, seu crescimento mais expressivo entre os trabalhadores por conta própria do que entre os formais se mostra como o fator mais expressivo para a redução da heterogeneidade entre os grupos, sendo ainda mais relevante entre as mulheres.

11. As razões para esses diferenciais associados à segmentação no mercado de trabalho são frequentemente apontadas pela literatura como relacionadas a fatores institucionais (Fields, 1990) e de mercado (Souza e Tokman, 1976; Souza, 1980; Uthoff, 1983; Osterman, 1975; Dickens e Lang, 1985). No primeiro caso, destacam-se a presença de sindicatos e as leis de salário mínimo. No segundo, as próprias imperfeições do mercado, que geraria uma estrutura produtiva segmentada e, conseqüentemente, uma segregação ocupacional desfavorável aos trabalhadores por conta própria. Considerando que as equações de rendimentos estimadas neste estudo são controladas para atributos de capital humano, de região e de mercado, a evolução do salário mínimo na década de 2000 se mostra como o fator mais plausível para o aumento da desigualdade na cauda inferior da distribuição dos rendimentos.

Contudo, embora essas mudanças ocorram ao longo de toda a distribuição, elas apresentam maiores efeitos sobre os trabalhadores nos estratos de renda mais elevada. Uma vez que nos quantis mais baixos os grupos são menos heterogêneos, esses efeitos são menos importantes e não se mostram suficientes para compensar o efeito de segmentação.

Dessa maneira, a análise de decomposição empreendida no presente trabalho permitiu captar importantes mudanças quanto às diferenças de composição e de valorização entre trabalho formal e por conta própria no Brasil ao longo da década de 2000, assim como contribui para o preenchimento de algumas lacunas, especialmente no que diz respeito à decomposição ao longo da distribuição de rendimentos e à estratégia utilizada para a correção de seletividade, bem como à desagregação da análise por gênero.

Deve-se ressaltar ainda, que há uma série de desdobramentos possíveis a partir da análise empreendida neste estudo, como por exemplo, a ampliação da análise para outros perfis etários, abaixo e acima do faixa etária considerada neste estudo, uma vez que o trabalho por conta própria assume importância distinta especialmente entre os idosos. A desagregação entre setor público e privado em função da importância do primeiro para a formalidade, também representa uma opção de aprofundamento da pesquisa. Isto é, há várias possibilidades de avanços futuros para o estudo acerca da dinâmica do trabalho por conta própria no mercado de trabalho brasileiro.

REFERÊNCIAS

- ARIAS, O. S. Informality, earnings, and welfare. *In: PERRY, G. E et al. **Informality: exit and exclusion***. Washington, D.C.: The World Bank, 2007, p. 79-100.
- BECKER, G. **Human capital**: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- BECKER, G.; CHISWICK, B. Education and the distribution of earnings. **American Economic Review**, Papers and proceedings, n. 56, p. 358-369, 1966.
- BEN-PORATH, Y. The Production of human capital and the life cycle of earnings. **Journal of Political Economy**, v. 75, n. 4, p. 352-365, 1967.
- BLANCHFLOWER, D. G. Self-employment in OECD countries. **Labour Economics**, v. 7, p. 471-505, 2000.
- BOSH, M.; MALONEY, W. **Comparative analysis of labor market dynamics using markov processes**: an application to informality. IZA Discussion Paper, n. 3038. Germany, 2007.
- BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons. **Journal of Economic Surveys**, v.1, n. 1, p. 174-205, 2007.

- BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 13, n. 1, p. 1-30, 1998.
- CACCIAMALI, M. C. Globalização e processo de informalidade. **Economia e Sociedade**, v. 14, p. 153-174, jun. 2000.
- CURY, A. A.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? Alterações no perfil da informalidade e dos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, p. 867-899, out./dez. 2006.
- DE SOTO, H.; GHERSI, E.; GHIBELLINI, M. **El otro sendero: la revolución informal**. Lima: Editorial El Barranco, 1986.
- DICKENS, W. T.; LANG, K. A test of dual labour market theory. **American Economic Review**, v. 75, n. 4, p. 1-22, Sep. 1985.
- DOERINGER, P. B.; PIORE, M. J. **Internal labor markets and manpower analysis**. Lexington: Lexington Books, 1971.
- DUBIN, J. A.; MCFADDEN, D. L. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. **Econometrica**, v. 52, n. 2, p. 345-362, Mar. 1984.
- FIELDS, G. S. Labor market modelling and the urban informal sector: theory and evidence. *In*: TURNHAM, D.; SALOMÉ, B.; SCHWARZ, A. (Eds.). **The informal sector revisited**. Paris: OECD, 2000, p. 49-69.
- FONTES, A. **Ensaio sobre informalidade no Brasil**. 2009. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.
- FONTES, A.; PERO, V. L. Segmentação do mercado de trabalho e mobilidade de renda entre 2002 e 2007. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais...** Niterói: Anpec, 2008.
- GERRY, C. Petty production and capitalism production in Dakar: the crisis of the self-employed. **World Development**, v. 6, n. 9/10, p. 1147-1160, 1978.
- HART, K. Informal Income Opportunities and Urban Development in Ghana. **The Journal of Modern African Studies**, v. 2, n. 1, Mar. 1973.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.
- HENLEY, A. Self-employment status: the role of state dependence and initial circumstances. **Small Business Economics**, v. 22, p. 67-82, 2004.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Employment, incomes and equality: a strategy for increasing productive employment in Kenya**. Geneva: ILO, 1972.

_____. Decent work and the informal economy: Report VI. *In: INTERNATIONAL LABOUR CONFERENCE*, 90., 2002, Geneva. **Anais...** Geneva: ILO, 2002.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Jr. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 445-465, Mar. 2005.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; ANTIGO, M. Evolução recente do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas. *In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: Ipea, 2007.

MALONEY, W. F. **Are LDC labor markets dualistic?** Working Paper. Washington, D.C.: The World Bank, 1998.

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, p. 275-302, May. 1999.

McfADDEN, D. L. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. *In: ZAREMBKA, P. (Ed.). Frontiers in econometrics*. New York: Academic Press, 1974, p. 105-142.

MINCER, J. B. **Schooling, experience and earnings**. New York: NBER, 1974.

MOSER, C. O. N. Informal sector or petty commodity production: dualism or dependence in urban development? **World Development**, v. 6, n. 9/10, p. 1041-1064, 1978.

NEUMAN, S.; OAXACA, R. **Estimating labor market discrimination with selectivity-corrected wage equations: methodological considerations and an illustration from Israel**. Tel Aviv: The Pinhas Sapir Center for Development, Jul. 2003. (Discussion Paper n. 2).

OSTERMAN, P. An empirical study of labor market segmentation. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 28, n. 4, p. 508-523, Jul. 1975.

PARKER, S. C.; ROBSON, M. T. Explaining international variation in self-employment: evidence from a panel of OEDC countries. **Southern Economic Journal**, v. 71, n. 2, 287-301, 2004.

PIORE, M. J. **Notes for a theory of labor markets stratification**. Massachusetts: Institute of Technology, 1972. (Working Paper n. 95).

PORTES, A.; CASTELLS, M.; BENTON, L. A. **The informal economy**: studies in advanced and less developed countries. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1989.

RAMOS, L.; BRITTO, M. **O funcionamento do mercado de trabalho metropolitano brasileiro no período 1991-2002**: tendências, fatos estilizados e mudanças estruturais. Rio de Janeiro: Ipea, mar. 2004. (Texto para Discussão n. 1011).

RAMOS, L.; REIS, J. G. A. Grau de formalização, nível e qualidade do emprego no mercado de trabalho metropolitano do Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, **Boletim Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, n. 5, jul. 1997.

REICH, M.; GORDON, D. M.; EDWARDS, R. C. Dual labor markets: a theory of labor market segmentation. **American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 359-365, May. 1973.

SOUZA, P. R.; TOKMAN, V. E. The informal urban sector in Latin America. **International Labour Review**, v. 114, n. 3, p. 355-365, Nov./Dec. 1976.

SOUZA, P. R. **Emprego, salários e pobreza**. São Paulo: Hucitec; Campinas: Funcamp, 1980.

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

SCHULTZ, T. **Capital Humano**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

TAYLOR, M. Self-employment in Britain: when, who and why? **Swedish Economic Policy Review**, v. 11, p. 139-173, 2004.

TAYLOR, M. **Self-employment flows and persistence**: a European comparative analysis. Colchester: ISER, 2011. (Working Paper n. 2011-26).

TOKMAN, V. E. **An exploration into the nature of informal-formal sector interrelationships**. Santiago: PREALC/OIT, 1977.

ULYSSEA, G. Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v. 2. Brasília: Ipea, 2007

UTHOFF, A. Subempleo, segmentación, movilidad ocupacional y distribución del ingreso del trabajo. El caso del Gran Santiago em 1969 y 1978. **Estudios de Economía**, v. 10, n. 1, p. 113-146, jun. 1983.

VIETORISZ, T.; HARRISON, B. Labor market segmentation: positive feedback and divergent development. **American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 366-376, May. 1973.

TABELA A.2
Estimativas do 2º estágio das regressões quantílicas para o log do rendimento/hora, emprego formal e trabalho por conta própria, mulheres ocupadas de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

	2000												2010											
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90					
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP				
Pretos	0,028 (0,005)	-0,065 (0,018)	0,015 (0,003)	-0,075 (0,011)	0,001 (0,004)	-0,076 (0,012)	-0,014 (0,005)	-0,068 (0,018)	-0,036 (0,006)	-0,058 (0,019)	-0,005 (0,003)	-0,140 (0,030)	-0,021 (0,001)	-0,097 (0,010)	-0,041 (0,002)	-0,106 (0,012)	-0,073 (0,003)	-0,086 (0,017)	-0,114 (0,007)	-0,043* (0,027)				
Pardos	-0,030 (0,002)	-0,069 (0,009)	-0,043 (0,002)	-0,073 (0,007)	-0,052 (0,002)	-0,080 (0,006)	-0,064 (0,003)	-0,093 (0,009)	-0,080 (0,003)	-0,087 (0,012)	-0,022 (0,011)	-0,118 (0,009)	-0,038 (0,001)	-0,083 (0,001)	-0,058 (0,001)	-0,078 (0,006)	-0,086 (0,002)	-0,077 (0,010)	-0,125 (0,004)	-0,075 (0,015)				
Idade	0,005 (0,001)	-0,024 (0,003)	0,012 (0,001)	-0,015 (0,003)	0,017 (0,001)	-0,014 (0,004)	0,021 (0,001)	-0,012 (0,005)	0,026 (0,002)	-0,016 (0,005)	0,001* (0,001)	0,009* (0,005)	0,006 (0,001)	0,003* (0,003)	0,011 (0,001)	0,008 (0,004)	0,010 (0,001)	0,004* (0,003)	0,012 (0,003)	-0,009* (0,005)				
Idade ao quadrado	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000* (0,000)	0,000* (0,000)	0,000 (0,000)				
De 1 a 3 anos	0,013 (0,004)	0,110 (0,024)	0,018 (0,004)	0,100 (0,013)	0,028 (0,003)	0,088 (0,014)	0,028 (0,008)	0,121 (0,017)	0,117 (0,010)	0,118* (0,020)	0,055 (0,010)	0,209 (0,041)	0,038 (0,005)	0,204 (0,027)	0,058 (0,004)	0,187 (0,024)	0,075 (0,009)	0,143 (0,031)	0,065 (0,021)	0,101 (0,051)				
De 4 a 7 anos	0,034 (0,005)	0,284 (0,025)	0,052 (0,005)	0,245 (0,013)	0,070 (0,004)	0,213 (0,017)	0,073 (0,009)	0,228 (0,022)	0,058 (0,014)	0,220 (0,023)	0,072 (0,010)	0,432 (0,034)	0,053 (0,004)	0,383 (0,025)	0,084 (0,004)	0,318 (0,023)	0,107 (0,009)	0,258 (0,020)	0,080 (0,016)	0,148 (0,043)				
De 8 a 10 anos	0,094 (0,008)	0,425 (0,032)	0,132 (0,005)	0,389 (0,015)	0,167 (0,004)	0,374 (0,019)	0,192 (0,010)	0,424 (0,027)	0,213 (0,014)	0,446 (0,025)	0,108 (0,010)	0,548 (0,041)	0,103 (0,005)	0,462 (0,030)	0,154 (0,004)	0,405 (0,023)	0,198 (0,009)	0,371 (0,020)	0,205 (0,018)	0,282 (0,047)				
De 11 a 14 anos	0,424 (0,007)	0,663 (0,037)	0,513 (0,007)	0,670 (0,017)	0,595 (0,006)	0,673 (0,023)	0,659 (0,012)	0,764 (0,025)	0,689 (0,016)	0,807 (0,016)	0,205 (0,010)	0,674 (0,043)	0,225 (0,006)	0,573 (0,037)	0,317 (0,005)	0,546 (0,030)	0,396 (0,011)	0,552 (0,032)	0,422 (0,021)	0,377 (0,053)				
15 anos ou mais	1,266 (0,009)	1,373 (0,053)	1,370 (0,008)	1,453 (0,028)	1,416 (0,010)	1,521 (0,026)	1,430 (0,014)	1,621 (0,034)	1,411 (0,017)	1,671 (0,050)	0,618 (0,011)	1,083 (0,059)	0,737 (0,008)	1,030 (0,049)	0,888 (0,008)	1,045 (0,035)	0,962 (0,013)	1,057 (0,047)	0,923 (0,026)	0,885 (0,071)				
R. metropolitana	0,038 (0,003)	-0,038 (0,018)	0,043 (0,004)	-0,025 (0,013)	0,060 (0,002)	0,003* (0,011)	0,082 (0,004)	0,023* (0,013)	0,081 (0,005)	0,025* (0,021)	0,001* (0,001)	-0,005* (0,023)	-0,005 (0,002)	-0,008* (0,011)	0,003* (0,003)	-0,009* (0,009)	0,049 (0,005)	0,015* (0,016)	0,110 (0,011)	0,043* (0,028)				
Norte	0,176 (0,004)	0,246 (0,017)	0,202 (0,005)	0,216 (0,010)	0,242 (0,005)	0,184 (0,010)	0,258 (0,005)	0,190 (0,012)	0,283 (0,009)	0,212 (0,019)	0,083 (0,004)	0,257 (0,021)	0,120 (0,002)	0,252 (0,015)	0,174 (0,003)	0,200 (0,009)	0,218 (0,005)	0,233 (0,008)	0,261 (0,023)	0,285 (0,023)				
Sudeste	0,427 (0,003)	0,568 (0,012)	0,446 (0,002)	0,515 (0,007)	0,467 (0,003)	0,473 (0,008)	0,456 (0,003)	0,424 (0,009)	0,416 (0,006)	0,381 (0,016)	0,134 (0,004)	0,511 (0,021)	0,152 (0,002)	0,404 (0,015)	0,164 (0,002)	0,323 (0,013)	0,143 (0,003)	0,267 (0,015)	0,087 (0,007)	0,204 (0,028)				
Sul	0,459 (0,004)	0,559 (0,012)	0,457 (0,002)	0,507 (0,008)	0,455 (0,004)	0,442 (0,010)	0,422 (0,004)	0,393 (0,012)	0,367 (0,005)	0,350 (0,017)	0,192 (0,005)	0,530 (0,033)	0,218 (0,004)	0,403 (0,022)	0,237 (0,004)	0,341 (0,016)	0,214 (0,005)	0,266 (0,021)	0,129 (0,010)	0,154 (0,033)				
Centro-Oeste	0,286 (0,004)	0,460 (0,011)	0,300 (0,003)	0,401 (0,009)	0,320 (0,003)	0,355 (0,010)	0,325 (0,004)	0,332 (0,010)	0,326 (0,005)	0,310 (0,016)	0,102 (0,004)	0,501 (0,019)	0,131 (0,003)	0,395 (0,015)	0,175 (0,003)	0,348 (0,014)	0,203 (0,004)	0,313 (0,015)	0,179 (0,007)	0,271 (0,033)				

(Continua)

(Continuação)	2010																			
	2000						2010													
	q10	q25	q50	q75	q90	q10	q25	q50	q75	q90										
Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP									
De 20.001 a 100.000	0,038 (0,004)	0,110 (0,008)	0,043 (0,002)	0,112 (0,007)	0,058 (0,002)	0,101 (0,007)	0,075 (0,002)	0,089 (0,009)	0,091 (0,003)	0,065 (0,012)	0,222 (0,011)	0,161 (0,011)	0,123 (0,001)	0,135 (0,002)	0,071 (0,002)	0,135 (0,008)	0,120 (0,004)	0,146 (0,011)		
De 100.001 a 500.000	0,151 (0,003)	0,269 (0,010)	0,163 (0,002)	0,252 (0,007)	0,189 (0,002)	0,228 (0,006)	0,216 (0,003)	0,203 (0,007)	0,243 (0,004)	0,156 (0,011)	0,264 (0,010)	0,218 (0,008)	0,218 (0,002)	0,223 (0,003)	0,169 (0,003)	0,205 (0,010)	0,246 (0,004)	0,215 (0,012)		
Acima de 500.000	0,211 (0,003)	0,340 (0,011)	0,233 (0,009)	0,340 (0,009)	0,280 (0,002)	0,315 (0,007)	0,335 (0,003)	0,300 (0,009)	0,390 (0,004)	0,242 (0,011)	0,399 (0,015)	0,329 (0,014)	0,329 (0,003)	0,347 (0,004)	0,406 (0,007)	0,392 (0,018)	0,592 (0,033)	0,451 (0,031)		
Indústria tradicional	-0,081 (0,007)	-0,135 (0,051)	-0,089 (0,004)	-0,147 (0,033)	-0,102 (0,005)	-0,214 (0,039)	-0,131 (0,005)	-0,315 (0,049)	-0,163 (0,008)	-0,527 (0,058)	-0,040 (0,004)	-0,118* (0,081)	-0,069 (0,003)	-0,152 (0,037)	-0,113 (0,005)	-0,209 (0,039)	-0,166 (0,005)	-0,289 (0,069)	-0,205 (0,011)	
Construção civil	-0,115 (0,017)	0,006* (0,075)	-0,093 (0,007)	0,076* (0,047)	-0,092 (0,008)	0,042* (0,064)	-0,068 (0,014)	0,043* (0,104)	-0,046 (0,018)	-0,111* (0,117)	-0,028 (0,012)	0,149* (0,096)	-0,034 (0,009)	0,033* (0,043)	-0,034 (0,011)	0,056* (0,049)	-0,016* (0,017)	0,102* (0,072)	0,062 (0,028)	0,001* (0,087)
Serv. distributivos	-0,174 (0,007)	-0,054* (0,053)	-0,166 (0,004)	0,012* (0,034)	-0,161 (0,005)	0,070* (0,041)	-0,147 (0,006)	0,124 (0,050)	-0,119 (0,009)	0,046* (0,059)	-0,129 (0,004)	0,069* (0,080)	-0,131 (0,003)	0,036* (0,040)	-0,160 (0,005)	0,066* (0,040)	-0,179 (0,005)	0,131* (0,068)	-0,164 (0,009)	0,171 (0,062)
Serviços produtivos	-0,048 (0,007)	0,060* (0,055)	-0,049 (0,005)	0,059* (0,035)	-0,015 (0,006)	-0,004* (0,041)	0,078 (0,006)	-0,065* (0,050)	0,156 (0,010)	-0,272 (0,066)	-0,049 (0,004)	-0,005* (0,086)	-0,064 (0,005)	-0,008* (0,045)	-0,065 (0,007)	0,027* (0,046)	-0,020 (0,007)	0,127* (0,070)	0,064 (0,012)	0,141* (0,073)
Serviços sociais	-0,041 (0,007)	-0,134* (0,071)	-0,038 (0,004)	-0,140 (0,049)	-0,042 (0,005)	-0,246 (0,046)	-0,048 (0,006)	-0,342 (0,053)	-0,063 (0,008)	-0,491 (0,059)	-0,006 (0,004)	0,054* (0,081)	-0,024 (0,004)	-0,006* (0,040)	-0,052 (0,006)	-0,029 (0,055)	-0,074 (0,005)	0,008* (0,071)	-0,079 (0,009)	0,012* (0,096)
Serviços pessoais	-0,219 (0,007)	-0,054* (0,055)	-0,208 (0,004)	-0,018* (0,033)	-0,198 (0,006)	-0,027* (0,040)	-0,187 (0,006)	-0,047* (0,051)	-0,171 (0,007)	-0,222 (0,060)	-0,168 (0,003)	0,078* (0,080)	-0,159 (0,004)	0,027* (0,036)	-0,191 (0,005)	-0,002* (0,039)	-0,226 (0,005)	-0,037* (0,068)	-0,227 (0,011)	-0,112* (0,062)
Médio	-0,298 (0,004)	-0,157* (0,102)	-0,308 (0,003)	-0,136* (0,084)	-0,317 (0,002)	-0,067* (0,066)	-0,350 (0,004)	-0,037* (0,087)	-0,401 (0,003)	-0,037* (0,109)	-0,220 (0,003)	-0,066* (0,131)	-0,308 (0,003)	-0,311 (0,059)	-0,319 (0,003)	-0,120* (0,089)	-0,310 (0,003)	-0,182* (0,141)	-0,301 (0,004)	-0,092* (0,095)
Manual	-0,562 (0,004)	-0,498 (0,097)	-0,638 (0,003)	-0,499 (0,077)	-0,720 (0,003)	-0,511 (0,062)	-0,786 (0,004)	-0,618 (0,082)	-0,833 (0,005)	-0,552 (0,111)	-0,310 (0,003)	-0,272 (0,131)	-0,452 (0,003)	-0,520 (0,056)	-0,581 (0,002)	-0,372 (0,093)	-0,669 (0,006)	-0,451 (0,153)	-0,701 (0,007)	-0,383 (0,088)
_m1	0,007* (0,004)	0,235 (0,018)	-0,005* (0,003)	0,168 (0,031)	0,001* (0,003)	0,147 (0,013)	0,008* (0,006)	0,114 (0,015)	0,004* (0,008)	0,102 (0,020)	0,002* (0,006)	0,267 (0,032)	-0,065 (0,004)	0,214 (0,025)	-0,100 (0,003)	0,125 (0,021)	-0,117 (0,006)	0,093 (0,026)	-0,144 (0,013)	0,114 (0,038)
_m2	0,141 (0,004)	0,223 (0,016)	0,135 (0,002)	0,196 (0,009)	0,130 (0,002)	0,193 (0,009)	0,121 (0,004)	0,186 (0,015)	0,100 (0,006)	0,179 (0,017)	0,058 (0,002)	0,128 (0,014)	0,037 (0,010)	0,119 (0,010)	0,029 (0,006)	0,096 (0,003)	0,020 (0,010)	0,090 (0,005)	-0,005* (0,005)	0,082 (0,022)
Constante	1,001 (0,056)	1,745 (0,184)	1,031 (0,029)	1,778 (0,128)	1,163 (0,027)	2,282 (0,153)	1,348 (0,043)	2,763 (0,201)	1,458 (0,081)	3,429 (0,212)	1,097 (0,037)	3,765 (0,289)	1,015 (0,030)	1,273 (0,189)	1,019 (0,031)	1,278 (0,146)	1,183 (0,046)	1,901 (0,229)	1,272 (0,088)	2,818 (0,322)

Fonte: Censos 2000 e 2010.

Elaboração das autoras.

Obs.: 1. * = Coeficientes não significativos a 5%.

2. Erros-padrão entre parênteses.

3. CP = conta própria.

4. Categorias-base: brancos; menos de 1 ano de estudo; região não metropolitana; região nordeste; municípios com até 20.000 habitantes; indústria moderna; categoria de ocupação 'superior'.

5. Tamanho da amostra: Formal = 709.085 (2000); 549.668 (2010). Conta própria = 220.576 (2000); 115.178 (2010).

TABELA A.3
Estimativas do 2º estágio das regressões quantílicas para o log do rendimento/hora, emprego formal e trabalho por conta própria, homens ocupados de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

	2000																			
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90	
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP
Pretos	-0,269 (0,004)	-0,140 (0,010)	-0,272 (0,004)	-0,154 (0,011)	-0,284 (0,003)	-0,148 (0,010)	-0,284 (0,003)	-0,145 (0,012)	-0,279 (0,004)	-0,129 (0,017)	-0,151 (0,003)	-0,206 (0,016)	-0,198 (0,003)	-0,254 (0,009)	-0,226 (0,004)	-0,277 (0,010)	-0,248 (0,006)	-0,273 (0,011)	-0,254 (0,009)	-0,267 (0,019)
Pardos	-0,157 (0,002)	-0,112 (0,009)	-0,164 (0,002)	-0,122 (0,007)	-0,171 (0,001)	-0,119 (0,005)	-0,176 (0,002)	-0,127 (0,007)	-0,178 (0,002)	-0,139 (0,009)	-0,087 (0,003)	-0,147 (0,006)	-0,116 (0,002)	-0,175 (0,005)	-0,135 (0,002)	-0,182 (0,005)	-0,157 (0,003)	-0,187 (0,006)	-0,171 (0,004)	-0,172 (0,010)
Idade	0,053 (0,001)	0,025 (0,002)	0,060 (0,001)	0,029 (0,002)	0,069 (0,001)	0,030 (0,002)	0,076 (0,001)	0,031 (0,002)	0,078 (0,001)	0,029 (0,003)	0,025 (0,001)	0,051 (0,002)	0,035 (0,001)	0,062 (0,002)	0,041 (0,001)	0,065 (0,002)	0,044 (0,001)	0,067 (0,002)	0,041 (0,002)	0,061 (0,004)
Idade_2	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
De 1 a 3 anos	0,066 (0,005)	0,207 (0,011)	0,090 (0,005)	0,186 (0,008)	0,103 (0,005)	0,190 (0,006)	0,113 (0,006)	0,194 (0,006)	0,110 (0,006)	0,178 (0,007)	0,025 (0,007)	0,315 (0,012)	0,009* (0,007)	0,243 (0,010)	0,015 (0,005)	0,166 (0,008)	0,027 (0,008)	0,165 (0,008)	0,032 (0,013)	0,151 (0,023)
De 4 a 7 anos	0,154 (0,005)	0,432 (0,010)	0,183 (0,005)	0,412 (0,005)	0,204 (0,004)	0,403 (0,005)	0,223 (0,006)	0,392 (0,005)	0,228 (0,007)	0,382 (0,008)	0,066 (0,004)	0,497 (0,012)	0,066 (0,004)	0,378 (0,008)	0,082 (0,005)	0,310 (0,009)	0,099 (0,003)	0,300 (0,009)	0,084 (0,015)	0,275 (0,015)
De 8 a 10 anos	0,195 (0,005)	0,653 (0,011)	0,229 (0,005)	0,648 (0,008)	0,267 (0,006)	0,660 (0,007)	0,316 (0,007)	0,666 (0,007)	0,365 (0,009)	0,667 (0,012)	0,081 (0,004)	0,556 (0,016)	0,082 (0,004)	0,427 (0,010)	0,097 (0,004)	0,349 (0,010)	0,129 (0,007)	0,364 (0,010)	0,137 (0,009)	0,351 (0,018)
De 11 a 14 anos	0,257 (0,007)	0,991 (0,020)	0,318 (0,006)	0,996 (0,013)	0,413 (0,007)	1,046 (0,012)	0,526 (0,009)	1,073 (0,016)	0,634 (0,012)	1,083 (0,023)	0,076 (0,008)	0,608 (0,024)	0,069 (0,015)	0,456 (0,018)	0,098 (0,007)	0,369 (0,018)	0,152 (0,010)	0,402 (0,019)	0,189 (0,013)	0,401 (0,024)
15 anos ou mais	0,621 (0,007)	1,549 (0,020)	0,719 (0,010)	1,620 (0,026)	0,802 (0,011)	1,730 (0,023)	0,878 (0,031)	1,771 (0,031)	0,947 (0,018)	1,821 (0,049)	0,291 (0,010)	0,760 (0,041)	0,338 (0,009)	0,570 (0,024)	0,407 (0,010)	0,532 (0,026)	0,470 (0,016)	0,624 (0,036)	0,506 (0,020)	0,697 (0,051)
R. metropolitana	-0,033 (0,004)	-0,043 (0,010)	-0,036 (0,004)	-0,032 (0,008)	-0,017 (0,004)	-0,018 (0,006)	-0,002* (0,005)	-0,015* (0,008)	-0,011 (0,005)	-0,022* (0,011)	-0,048 (0,004)	-0,029 (0,010)	-0,056 (0,003)	-0,050 (0,006)	-0,050 (0,004)	-0,053 (0,004)	-0,037 (0,005)	-0,035 (0,011)	-0,022 (0,007)	-0,002* (0,024)
Norte	0,159 (0,005)	0,179 (0,011)	0,186 (0,005)	0,166 (0,007)	0,195 (0,004)	0,172 (0,007)	0,188 (0,005)	0,174 (0,007)	0,171 (0,007)	0,221 (0,010)	0,070 (0,004)	0,280 (0,010)	0,084 (0,004)	0,211 (0,008)	0,119 (0,005)	0,212 (0,009)	0,143 (0,005)	0,240 (0,011)	0,141 (0,014)	0,262 (0,014)
Sudeste	0,181 (0,004)	0,608 (0,016)	0,177 (0,003)	0,589 (0,016)	0,143 (0,003)	0,578 (0,011)	0,087 (0,003)	0,527 (0,016)	0,041 (0,005)	0,506 (0,021)	0,023 (0,007)	0,513 (0,018)	-0,014 (0,005)	0,268 (0,014)	-0,039 (0,006)	0,197 (0,013)	-0,101 (0,009)	0,149 (0,017)	-0,165 (0,011)	0,107 (0,027)
Sul	0,208 (0,004)	0,582 (0,015)	0,173 (0,004)	0,549 (0,014)	0,116 (0,004)	0,522 (0,014)	0,047 (0,004)	0,467 (0,014)	-0,017 (0,006)	0,447 (0,018)	0,059 (0,008)	0,547 (0,017)	0,003* (0,006)	0,307 (0,013)	-0,039 (0,006)	0,240 (0,012)	-0,122 (0,009)	0,181 (0,017)	-0,218 (0,017)	0,147 (0,026)
Centro-Oeste	0,167 (0,003)	0,506 (0,008)	0,169 (0,003)	0,461 (0,008)	0,154 (0,003)	0,437 (0,006)	0,124 (0,005)	0,409 (0,008)	0,106 (0,007)	0,427 (0,013)	0,050 (0,008)	0,587 (0,018)	0,041 (0,005)	0,376 (0,012)	0,051 (0,005)	0,334 (0,012)	0,023 (0,008)	0,311 (0,015)	-0,006* (0,010)	0,309 (0,019)

(Continua)

(Continuação)	2000										2010									
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90	
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP
De 20.001 a 100.000	0,063 (0,003)	0,165 (0,008)	0,073 (0,002)	0,156 (0,008)	0,086 (0,002)	0,123 (0,006)	0,095 (0,002)	0,123 (0,006)	0,101 (0,004)	0,120 (0,008)	0,029 (0,002)	0,074 (0,007)	0,025 (0,002)	0,070 (0,006)	0,026 (0,002)	0,056 (0,005)	0,037 (0,003)	0,066 (0,004)	0,060 (0,004)	0,093 (0,007)
De 100.001 a 500.000	0,147 (0,002)	0,301 (0,013)	0,149 (0,002)	0,293 (0,012)	0,161 (0,002)	0,282 (0,008)	0,171 (0,002)	0,251 (0,012)	0,174 (0,004)	0,232 (0,016)	0,071 (0,003)	0,138 (0,009)	0,058 (0,003)	0,115 (0,008)	0,049 (0,003)	0,085 (0,007)	0,060 (0,003)	0,089 (0,007)	0,099 (0,005)	0,116 (0,012)
Acima de 500.000	0,162 (0,003)	0,355 (0,016)	0,172 (0,003)	0,337 (0,014)	0,189 (0,003)	0,330 (0,011)	0,208 (0,003)	0,298 (0,016)	0,220 (0,005)	0,289 (0,022)	0,118 (0,004)	0,203 (0,008)	0,121 (0,004)	0,195 (0,010)	0,145 (0,002)	0,191 (0,007)	0,203 (0,006)	0,272 (0,012)	0,298 (0,009)	0,378 (0,022)
Indústria tradicional	-0,145 (0,004)	-0,041 (0,010)	-0,167 (0,003)	-0,042 (0,010)	-0,185 (0,002)	-0,049 (0,008)	-0,198 (0,003)	-0,060 (0,008)	-0,201 (0,005)	-0,073 (0,012)	-0,087 (0,004)	-0,021* (0,020)	-0,120 (0,003)	-0,043 (0,016)	-0,145 (0,003)	-0,059 (0,011)	-0,160 (0,004)	-0,032 (0,014)	-0,157 (0,006)	0,026* (0,020)
Construção civil	-0,161 (0,004)	-0,010* (0,011)	-0,162 (0,004)	-0,023 (0,008)	-0,168 (0,003)	-0,064 (0,007)	-0,185 (0,003)	-0,143 (0,008)	-0,203 (0,005)	-0,273 (0,009)	-0,093 (0,004)	0,003* (0,015)	-0,114 (0,003)	-0,044 (0,014)	-0,130 (0,003)	-0,106 (0,009)	-0,149 (0,004)	-0,173 (0,013)	-0,126 (0,008)	-0,274 (0,018)
Serv. distributivos	-0,190 (0,003)	-0,049 (0,012)	-0,191 (0,003)	-0,003* (0,008)	-0,181 (0,003)	0,076 (0,007)	-0,168 (0,003)	0,195 (0,008)	-0,155 (0,004)	0,295 (0,009)	-0,179 (0,004)	-0,034 (0,015)	-0,196 (0,003)	-0,006* (0,014)	-0,198 (0,002)	0,039 (0,010)	-0,200 (0,004)	0,143 (0,012)	-0,166 (0,007)	0,245 (0,016)
Serviços produtivos	-0,110 (0,004)	-0,137 (0,012)	-0,113 (0,003)	-0,140 (0,010)	-0,102 (0,003)	-0,123 (0,008)	-0,086 (0,004)	-0,098 (0,012)	-0,055 (0,005)	-0,085 (0,014)	-0,082 (0,004)	-0,198 (0,025)	-0,094 (0,003)	-0,123 (0,018)	-0,094 (0,003)	-0,071 (0,016)	-0,080 (0,005)	0,001* (0,021)	-0,023 (0,008)	0,085 (0,031)
Serviços sociais	-0,216 (0,003)	-0,079 (0,023)	-0,249 (0,004)	-0,082 (0,022)	-0,258 (0,003)	-0,045 (0,018)	-0,256 (0,004)	0,045 (0,024)	-0,229 (0,005)	0,152 (0,030)	-0,139 (0,005)	-0,116 (0,031)	-0,191 (0,005)	-0,085 (0,028)	-0,238 (0,004)	-0,055 (0,028)	-0,263 (0,003)	0,070 (0,030)	-0,217 (0,009)	0,230 (0,046)
Serviços pessoais	-0,359 (0,007)	-0,277 (0,010)	-0,352 (0,006)	-0,252 (0,007)	-0,334 (0,005)	-0,196 (0,008)	-0,312 (0,005)	-0,126 (0,009)	-0,276 (0,007)	-0,057 (0,009)	-0,245 (0,007)	-0,239 (0,018)	-0,280 (0,004)	-0,213 (0,016)	-0,310 (0,006)	-0,213 (0,006)	-0,322 (0,008)	-0,173 (0,014)	-0,299 (0,013)	-0,143 (0,021)
Médio	-0,278 (0,004)	-0,177 (0,061)	-0,307 (0,003)	-0,129 (0,025)	-0,350 (0,002)	-0,144 (0,045)	-0,381 (0,004)	-0,141 (0,036)	-0,420 (0,006)	-0,257 (0,088)	-0,207 (0,004)	-0,046* (0,066)	-0,270 (0,004)	-0,158 (0,039)	-0,317 (0,005)	-0,128 (0,055)	-0,361 (0,007)	-0,096* (0,053)	-0,380 (0,008)	-0,110* (0,086)
Manual	-0,489 (0,004)	-0,532 (0,058)	-0,546 (0,003)	-0,524 (0,027)	-0,628 (0,003)	-0,576 (0,042)	-0,692 (0,004)	-0,619 (0,038)	-0,741 (0,006)	-0,751 (0,087)	-0,314 (0,005)	-0,338 (0,067)	-0,406 (0,003)	-0,457 (0,035)	-0,504 (0,004)	-0,434 (0,050)	-0,613 (0,006)	-0,433 (0,053)	-0,660 (0,009)	-0,455 (0,088)
_m1	0,426 (0,006)	0,638 (0,014)	0,415 (0,005)	0,645 (0,010)	0,395 (0,008)	0,604 (0,012)	0,364 (0,007)	0,562 (0,011)	0,321 (0,010)	0,523 (0,013)	0,240 (0,006)	0,452 (0,013)	0,319 (0,005)	0,459 (0,011)	0,370 (0,010)	0,445 (0,014)	0,390 (0,010)	0,427 (0,014)	0,356 (0,019)	0,392 (0,019)
_m2	-0,410 (0,015)	-0,687 (0,025)	-0,311 (0,019)	-0,651 (0,013)	-0,231 (0,026)	-0,545 (0,025)	-0,164 (0,015)	-0,462 (0,025)	-0,123 (0,019)	-0,405 (0,032)	-0,290 (0,010)	-0,209 (0,026)	-0,407 (0,007)	-0,282 (0,026)	-0,360 (0,014)	-0,348 (0,026)	-0,269 (0,014)	-0,274 (0,027)	-0,167 (0,022)	-0,138 (0,044)
Constante	-1,398 (0,018)	-1,067 (0,077)	-1,308 (0,013)	-0,695 (0,051)	-1,146 (0,014)	-0,252 (0,052)	-0,864 (0,015)	-0,262 (0,055)	-0,434 (0,029)	-0,882 (0,112)	-0,943 (0,022)	-0,943 (0,093)	-0,302 (0,025)	-0,279 (0,060)	-0,264 (0,027)	0,191 (0,062)	-0,048 (0,029)	0,563 (0,065)	0,395 (0,047)	1,147 (0,115)

Fonte: Censos 2000 e 2010.

Elaboração das autoras.

Obs.: 1. * = Coeficientes não significativos a 5%.

2. Erros-padrão entre parênteses.

3. CP = conta própria.

4. Categorias-base: brancos; menos de 1 ano de estudo; região não metropolitana; região nordeste; municípios com até 20.000 habitantes; indústria moderna; categoria de ocupação 'superior'.

5. Tamanho da amostra: Formal = 910.273 (2000); 509.574 (2010). Conta própria = 501.462 (2000); 226.420 (2010).

TABELA A.4
Decomposição de Machado e Mata para o diferencial de rendimentos entre emprego formal e trabalho por conta própria, mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

Quantil (%)	Mulheres										Homens									
	Diferencial bruto		Diferencial predito		Características		Coeficientes		Diferencial bruto		Diferencial predito		Características		Coeficientes					
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010				
5	0,679	0,977	0,664	0,924	0,189	0,137	0,475	0,786	0,483	0,685	0,461	0,614	0,195	0,129	0,266	0,485				
	(0,034)	(0,031)	(0,034)	(0,031)	(0,019)	(0,012)	(0,032)	(0,028)	(0,024)	(0,028)	(0,031)	(0,028)	(0,024)	(0,016)	(0,029)	(0,030)				
10	0,481	0,658	0,495	0,648	0,210	0,127	0,285	0,521	0,373	0,412	0,373	0,421	0,200	0,132	0,173	0,288				
	(0,027)	(0,026)	(0,026)	(0,026)	(0,015)	(0,009)	(0,026)	(0,026)	(0,024)	(0,023)	(0,024)	(0,023)	(0,024)	(0,015)	(0,026)	(0,026)				
15	0,356	0,511	0,404	0,484	0,231	0,134	0,173	0,350	0,329	0,243	0,320	0,321	0,203	0,138	0,117	0,183				
	(0,026)	(0,022)	(0,026)	(0,022)	(0,015)	(0,008)	(0,025)	(0,022)	(0,022)	(0,022)	(0,022)	(0,020)	(0,020)	(0,015)	(0,024)	(0,020)				
20	0,383	0,336	0,345	0,374	0,252	0,147	0,092	0,226	0,358	0,212	0,284	0,262	0,207	0,144	0,077	0,117				
	(0,023)	(0,020)	(0,023)	(0,020)	(0,015)	(0,008)	(0,021)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,020)	(0,018)	(0,017)	(0,015)	(0,020)	(0,017)				
25	0,295	0,243	0,305	0,297	0,164	0,086	0,030	0,132	0,288	0,203	0,253	0,224	0,211	0,151	0,042	0,073				
	(0,023)	(0,017)	(0,023)	(0,017)	(0,016)	(0,008)	(0,019)	(0,017)	(0,020)	(0,017)	(0,020)	(0,017)	(0,017)	(0,014)	(0,019)	(0,019)				
30	0,278	0,207	0,275	0,244	0,300	0,186	-0,025	0,058	0,239	0,243	0,227	0,194	0,217	0,159	0,010	0,036				
	(0,022)	(0,016)	(0,022)	(0,016)	(0,015)	(0,009)	(0,020)	(0,016)	(0,020)	(0,016)	(0,020)	(0,017)	(0,016)	(0,015)	(0,019)	(0,015)				
35	0,278	0,163	0,353	0,309	0,328	0,214	-0,075	-0,005	0,223	0,192	0,207	0,170	0,224	0,166	-0,017	0,004				
	(0,021)	(0,015)	(0,021)	(0,015)	(0,016)	(0,010)	(0,020)	(0,015)	(0,021)	(0,021)	(0,021)	(0,016)	(0,017)	(0,015)	(0,019)	(0,015)				
40	0,223	0,223	0,239	0,186	0,359	0,247	-0,121	-0,060	0,198	0,182	0,190	0,148	0,235	0,174	-0,044	-0,026				
	(0,020)	(0,015)	(0,020)	(0,015)	(0,017)	(0,011)	(0,020)	(0,015)	(0,020)	(0,020)	(0,021)	(0,017)	(0,017)	(0,016)	(0,020)	(0,016)				
45	0,197	0,154	0,229	0,169	0,392	0,284	-0,163	-0,115	0,223	0,125	0,177	0,132	0,244	0,185	-0,067	-0,052				
	(0,022)	(0,017)	(0,022)	(0,017)	(0,019)	(0,012)	(0,020)	(0,014)	(0,023)	(0,023)	(0,021)	(0,017)	(0,016)	(0,015)	(0,019)	(0,016)				
50	0,171	0,182	0,206	0,158	0,431	0,325	-0,204	-0,167	0,178	0,136	0,165	0,120	0,257	0,196	-0,092	-0,076				
	(0,023)	(0,017)	(0,023)	(0,017)	(0,020)	(0,013)	(0,020)	(0,015)	(0,021)	(0,021)	(0,021)	(0,019)	(0,017)	(0,016)	(0,020)	(0,016)				
55	0,223	0,061	0,230	0,152	0,474	0,370	-0,244	-0,217	0,176	0,105	0,159	0,111	0,273	0,210	-0,115	-0,099				
	(0,024)	(0,019)	(0,024)	(0,019)	(0,021)	(0,013)	(0,020)	(0,014)	(0,023)	(0,023)	(0,023)	(0,019)	(0,018)	(0,016)	(0,021)	(0,015)				
60	0,223	0,182	0,239	0,153	0,522	0,419	-0,284	-0,267	0,182	0,087	0,153	0,103	0,292	0,226	-0,139	-0,123				
	(0,026)	(0,018)	(0,026)	(0,018)	(0,022)	(0,014)	(0,021)	(0,016)	(0,022)	(0,022)	(0,022)	(0,019)	(0,020)	(0,016)	(0,020)	(0,016)				
65	0,262	0,078	0,249	0,152	0,572	0,467	-0,323	-0,315	0,182	0,143	0,152	0,098	0,317	0,243	-0,165	-0,145				
	(0,027)	(0,020)	(0,027)	(0,020)	(0,022)	(0,016)	(0,022)	(0,016)	(0,024)	(0,023)	(0,024)	(0,023)	(0,020)	(0,019)	(0,020)	(0,018)				
70	0,223	0,203	0,259	0,154	0,624	0,518	-0,365	-0,364	0,182	0,154	0,155	0,097	0,349	0,267	-0,194	-0,170				
	(0,030)	(0,022)	(0,030)	(0,022)	(0,022)	(0,017)	(0,022)	(0,018)	(0,022)	(0,022)	(0,025)	(0,023)	(0,023)	(0,022)	(0,022)	(0,019)				
75	0,300	0,223	0,269	0,156	0,678	0,571	-0,409	-0,415	0,182	0,156	0,162	0,098	0,389	0,293	-0,226	-0,196				
	(0,030)	(0,024)	(0,030)	(0,024)	(0,024)	(0,019)	(0,020)	(0,020)	(0,023)	(0,023)	(0,027)	(0,023)	(0,023)	(0,021)	(0,023)	(0,021)				
80	0,278	0,195	0,273	0,152	0,732	0,621	-0,458	-0,469	0,223	0,223	0,175	0,102	0,438	0,326	-0,263	-0,224				
	(0,032)	(0,025)	(0,032)	(0,025)	(0,026)	(0,020)	(0,025)	(0,022)	(0,023)	(0,023)	(0,024)	(0,026)	(0,025)	(0,024)	(0,023)	(0,024)				
85	0,288	0,201	0,374	0,132	0,785	0,658	-0,510	-0,526	0,182	0,223	0,194	0,108	0,503	0,366	-0,309	-0,258				
	(0,034)	(0,028)	(0,034)	(0,028)	(0,028)	(0,026)	(0,028)	(0,028)	(0,026)	(0,026)	(0,036)	(0,030)	(0,032)	(0,027)	(0,028)	(0,027)				
90	0,316	0,174	0,262	0,088	0,837	0,678	-0,575	-0,590	0,219	0,268	0,222	0,114	0,589	0,414	-0,368	-0,299				
	(0,037)	(0,034)	(0,037)	(0,034)	(0,031)	(0,032)	(0,033)	(0,031)	(0,031)	(0,031)	(0,040)	(0,030)	(0,037)	(0,029)	(0,035)	(0,031)				
95	0,223	0,080	0,215	0,003	0,883	0,634	-0,668	-0,631	0,262	0,243	0,261	0,108	0,709	0,467	-0,448	-0,359				
	(0,046)	(0,047)	(0,046)	(0,047)	(0,041)	(0,042)	(0,043)	(0,043)	(0,043)	(0,043)	(0,048)	(0,048)	(0,044)	(0,037)	(0,046)	(0,045)				

Fonte: Censos Demográficos 2000 e 2010.
 Elaboração das autoras.