

Cruz, Bruno de Oliveira; Naticchioni, Paolo

Working Paper

Prêmio salarial urbano e a trajetória da desigualdade: Evidências para o Brasil

Texto para Discussão, No. 1793

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Cruz, Bruno de Oliveira; Naticchioni, Paolo (2012) : Prêmio salarial urbano e a trajetória da desigualdade: Evidências para o Brasil, Texto para Discussão, No. 1793, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91423>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1793

TEXTO PARA DISCUSSÃO

PRÊMIO SALARIAL URBANO E A TRAJETÓRIA DA DESIGUALDADE: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Bruno de Oliveira Cruz
Paolo Naticchioni

PRÊMIO SALARIAL URBANO E A TRAJETÓRIA DA DESIGUALDADE: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Bruno de Oliveira Cruz*
Paolo Naticchioni**

* Técnico de Planejamento e Pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea. Endereço eletrônico: bruno@ipea.gov.br.

** Professor do Departamento de Economia da Faculdade de Ciência Estatística da Università degli Studi di Roma "La Sapienza" e professor da Universidade de Casino.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Wellington Moreira Franco



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretora de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Luciana Acioly da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas, Substituto

Claudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2012

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: J31, J61, R23.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 A DINÂMICA SALARIAL REGIONAL E O PRÊMIO URBANO	10
3 O PRÊMIO SALARIAL URBANO E A DISTRIBUIÇÃO SALARIAL.....	16
4 CONCLUSÕES	28
REFERÊNCIAS	29

SINOPSE

Este trabalho analisa a dinâmica do prêmio salarial urbano no Brasil e a relação entre a queda do prêmio salarial e a trajetória da desigualdade de rendimentos no país. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) nos anos 2002 e 2009, são obtidos dois resultados principais: no primeiro, observa-se uma queda no prêmio salarial entre 2002 e 2009, utilizando mínimo quadrado ordinários (MQO) quanto regressões quantílicas. Uma segunda evidência encontrada refere-se ao fato de que a queda no prêmio salarial é mais acentuada para o decil superior de renda que para o decil inferior. Estes resultados sugerem que a queda no prêmio salarial contribuiu de fato para a redução da desigualdade na última década no Brasil.

Palavras-chave: prêmio salarial urbano; desigualdade salarial; Brasil.

ABSTRACTⁱ

In this paper, we use data from the National Household Survey (PNAD) for Brazil to investigate the dynamics of the urban wage premium and the relationship between the urban wage premium and inequality trends, and we find two main results. First, we find a decreasing urban wage premium over the period 2002-2009 using both OLS and quantile regression. Second, we show that the fall in the urban wage premium is more pronounced at the 90th percentile than at the 10th percentile. This finding suggests that the falling urban wage premium has contributed to the reduction in inequality observed in Brazil in the last decade.

Keywords: urban wage premium; wage inequality; Brazil.

ⁱ. As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.

1 INTRODUÇÃO

O prêmio salarial urbano é um fato estilizado em economia urbana e do trabalho. A explicação mais amplamente aceita para este fato refere-se a externalidades ligadas à urbanização, tais como custos reduzidos de transporte, externalidades de conhecimento e tecnológicas, insumos a preços menores e proximidade do mercado consumidor (Glaeser, 1998; Kim, 1987; Ciccone e Hall, 1996). Outras possíveis explicações estão relacionadas com a hipótese de aprendizado e o acúmulo mais acelerado de capital humano nas cidades (Moretti, 2004). Ainda, levanta-se a hipótese de melhor coordenação no mercado de trabalho, isto é, a possibilidade de melhor *matching* (emparelhamento) entre trabalhadores e firmas (Kim, 1990; Yankow, 2006). Existem também evidências de que as externalidades urbanas crescem ao longo da distribuição salarial, mesmo após controlada a heterogeneidade observada e não observada (Matano e Naticchioni, 2012).

Grande parte dessa literatura trata dos Estados Unidos e outras economias desenvolvidas, mesmo que haja crescente interesse sobre as economias emergentes. Dentro desta abordagem, o caso brasileiro é bastante peculiar e relevante, pois é caracterizado por fortes desigualdades regionais, diferenças no grau de urbanização, heterogênea rede urbana, paulatina reconfiguração do território e queda da desigualdade salarial.

Há evidências sólidas de que os salários no Brasil crescem com o tamanho da cidade, mesmo após o controle de diversas variáveis. Azzoni e Servo (2001) analisam a desigualdade regional de salários, concluindo que o diferencial entre regiões metropolitanas (RMs) não se anula. Mesmo depois de controlar pelo diferencial de preços regionais e um rico conjunto de variáveis, os salários tendem a aumentar com o tamanho da aglomeração urbana. Rocha, Silveira Neto e Gomes (2011) tratam explicitamente do prêmio salarial urbano no Brasil utilizando os dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Segundo os autores, o prêmio salarial é estatisticamente significativo para o período 2000-2008 e em torno de 10% em favor de trabalhadores em regiões mais densas e aglomeradas, mesmo após tratamento de características observáveis e não observáveis dos trabalhadores.

A queda da desigualdade nos rendimentos é outra característica peculiar da economia brasileira nos anos recentes, uma vez que os salários na base da distribuição têm crescido mais rapidamente que os do topo, levando a uma queda de todos os indicadores

de desigualdade no país. Esta tendência diferencia o país de vários países desenvolvidos e também de países emergentes na última década. O mais conhecido caso de aumento da desigualdade são os Estados Unidos, onde a desigualdade vem crescendo desde a década de 1980 (Autor e Acemoglu, 2011). O debate sobre as causas desta trajetória naquele país tem gerado uma gama enorme de trabalhos, relacionando desde o impacto da tecnologia até as instituições e o comércio internacional como fonte desta desigualdade. A variável espacial não está ausente do debate. Moretti (2012), entre outros, considera esta dimensão essencial para se compreender a dinâmica da distribuição de rendimentos nos Estados Unidos. Para os países europeus, as tendências são menos marcantes e claras: enquanto se observa um aumento na desigualdade no Reino Unido (Machin, 2011) e na Alemanha (Dustmann, Ludsteck e Schoenberg, 2009), há uma queda na desigualdade na França (Charnoz, Coudin e Gaini, 2011), Espanha (Izquierdo e Lacuesta, 2012) e Itália (Naticchioni e Ricci, 2008). Considerando a Europa como um todo, Massari Naticchioni e Ragusa (2012) concluem que há um aumento na desigualdade na Europa no período 1996-2007. A questão regional também está presente no debate europeu sobre o comportamento da desigualdade. Ainda que o debate seja incipiente, Matano e Naticchioni (2012) tratam deste aspecto da questão da desigualdade.

É interessante notar também que o Brasil apresenta características particulares em relação às economias emergentes. De acordo com a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE (2011), o Brasil é a única economia emergente que aliou crescimento a taxas elevadas e redução da desigualdade. A título de comparação, China e Índia experimentaram um significativo aumento da desigualdade nos anos recentes.¹

Pergunta-se, então, que fatores poderiam explicar esta tendência diferenciada da economia brasileira de queda da desigualdade. Num amplo trabalho, Barros, Fogel e Ulyssea (2006) sumarizam o estado da arte da discussão sobre a desigualdade de rendimento no Brasil. Aplicando técnicas de decomposição da desigualdade, os autores investigam as principais variáveis para explicar a redução da desigualdade no rendimento domiciliar *per capita*. Eles concluem que a “segmentação geográfica” explica 16% da redução total dos rendimentos e que os rendimentos do trabalho representam parcela

1. Para o caso indiano, ver Kijima (2006).

crucial da redução total desigualdade. Desta parcela da queda devido aos rendimentos do trabalho, quase um terço refere-se à componente geográfica.²

Neste texto para discussão, o foco é a dinâmica do prêmio salarial urbano no Brasil. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), examina-se a queda da desigualdade no Brasil. O primeiro resultado relevante é que, mesmo após o controle de um rico conjunto de covariáveis, o prêmio salarial é observado tanto para as regressões por mínimo quadrado ordinários (MQO) quanto para regressões quantílicas, e o valor deste prêmio se reduz no período analisado. Outro resultado obtido é que a queda no prêmio salarial urbano é mais pronunciada no decil superior de renda que no decil inferior, sugerindo que esta redução do prêmio salarial ao longo da distribuição salarial contribui para a queda da desigualdade salarial. Assim, para qualquer percentil de rendimentos, caiu o diferencial entre os trabalhadores de regiões mais populosas e áreas rurais ou de pequenos municípios. Este resultado merece atenção por diversas razões. Glaeser, Resseger e Tobio (2009) enfatizam que os benefícios da redução da desigualdade estão além da melhoria de bem-estar e das condições de vida individuais, pois ela abrange também externalidades relacionadas à redução da criminalidade³ e efeitos positivos sobre crescimento. Ademais, Glaeser, Resseger e Tobio (2009) também afirmam que, devido ao fato de o mercado de trabalho ser limitado espacialmente, é crucial o estudo da dinâmica regional para se ter um entendimento completo da trajetória da desigualdade em nível nacional.

O trabalho está organizado da seguinte maneira: após esta introdução, a próxima seção traz algumas estatísticas descritivas para ilustrar a dinâmica salarial e sua relação com variáveis regionais e urbanas. A seção 3 apresenta diretamente os dados utilizados na regressão e os principais resultados e, por fim, traçam-se alguns comentários finais nas conclusões.

2. Resultados similares, evidenciando a importância do componente territorial, foram obtidos por Souza e Osório (2011), que mostram que o diferencial metropolitano e não metropolitano é responsável por quase 20% da queda da desigualdade entre 1980 e 2009. Contudo, Ramos (2006), aplicando a decomposição de Theil, não encontra evidências relevantes em favor da variável regional. Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2006), seguindo Gosling, Machin e Meghir (2000), efetuam uma regressão quantílica para estudar o impacto dos retornos educacionais e dos fatores demográficos como causas da queda da desigualdade.

3. A esse respeito, ver também Cerqueira e Lobão (2003), com foco no caso brasileiro e na relação entre criminalidade e desigualdade.

2 A DINÂMICA SALARIAL REGIONAL E O PRÊMIO URBANO

2.1 A dinâmica salarial regional

Ainda que os resultados em termos de convergência de renda tenham sido desanimadores no país, os anos recentes têm mostrado uma dinâmica positiva, com as regiões menos desenvolvidas do país crescendo a taxas superiores à média nacional.⁴ Por exemplo, o produto interno bruto (PIB) *per capita* na região Nordeste passou de 42% para 47% da média nacional durante o período 1995-2007. De maneira similar, o rendimento real dos domicílios no Nordeste cresceu a uma média de 5% ao ano (a.a.) na última década, também bastante acima das taxas observadas em nível nacional. No período, observa-se uma grande dinâmica econômica em termos das cidades médias no país. Estas começam a aumentar a participação na economia nacional, e seu PIB *per capita* também cresce a taxas elevadas. Da Mata e Mota (2008) mostram que a taxa média de crescimento do PIB nas cidades com população entre 100.000 e 500.000 habitantes é quase o dobro das cidades com mais de 500.000 habitantes. Além disto, há uma realocação do emprego industrial em direção ao interior de São Paulo, região Sul e Sudeste, e ao Centro-Oeste. Esta mudança também tem ocorrido em favor de regiões metropolitanas na região Nordeste (Cruz e Santos, 2011).

É preciso, portanto, esclarecer como esta recente e incipiente tendência em termos regionais pode ser relacionada com a queda da desigualdade na primeira década do século XXI e qual o papel do prêmio salarial urbano. Na próxima subseção, apresentam-se algumas estatísticas descritivas e algumas questões relacionadas à distribuição de renda e o prêmio salarial urbano.

2.2 O prêmio salarial urbano e a dinâmica dos salários

A dinâmica dos salários por tamanho da cidade é estudada a partir dos dados da PNAD de 2002 e 2009. Pode-se notar que a base da distribuição de renda, principalmente, trabalhadores de baixa qualificação e escolaridade, teve ganhos reais, no âmbito nacional, no período de análise. Quando o foco volta-se para o tamanho das cidades, nota-se que a elevação na base da distribuição dos rendimentos do trabalho ocorre para todos

4. Ver, por exemplo, Oliveira e Rodrigues (2011) para uma revisão dos estudos de convergência regional no Brasil.

os tamanhos de cidades e em todos os estados, isto é, a tendência nacional também se aplica aos diversos portes de municípios e áreas rurais.

O período 2002-2009 foi escolhido por duas razões. Primeiro, foi neste intervalo de tempo que a queda da desigualdade teve aceleração; e, segundo, houve uma mudança metodológica na Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) a partir de 2002 que dificultou a comparação entre diferentes metodologias. Para manter a mesma classificação, escolheu-se o período 2002-2009. Para definir regiões metropolitanas, foi utilizada a classificação tradicional da PNAD, a partir de lei federal de 1973, que estabeleceu dez RMs nacionais. Para a definição de cidades médias, utilizam-se os municípios classificados na PNAD como *autorrepresentativos*, ou seja, cidades que se localizam fora das dez RMs tradicionais, mas que possuem probabilidade 1 de estarem na amostra da PNAD. Os demais municípios não classificados como RMs ou autorrepresentativos, denominados *urbanos não autorrepresentativos*, foram considerados, neste trabalho, como “cidades pequenas”. Para as áreas rurais, foi excluída a área rural do Norte, pois, somente a partir de 2004, a amostra da PNAD inclui o meio rural desta região. Além disto, áreas rurais dentro de regiões metropolitanas foram consideradas como regiões metropolitanas e não áreas rurais. O gráfico 1 mostra a evolução do salário real entre 2002 e 2009 por porte de município e por escolaridade. Mais especificamente, ele mostra o salário real por porte de município em 2002 no eixo das abscissas, e o salário médio real em 2009 no eixo das ordenadas. Os pontos foram ponderados pelo tamanho da população em cada área. Assim, dividindo-se o quadrante em dois espaços acima e abaixo da linha de 45°, todos os pontos acima da reta de 45° representam municípios que tiveram um aumento real de salários, enquanto pontos abaixo correspondem à situação oposta.

Esses dados são apresentados para dois níveis diferentes de escolaridade. O primeiro gráfico traz os dados para trabalhadores com ensino fundamental completo ou incompleto, e o segundo gráfico para trabalhadores com nível superior. Observe-se que a distribuição dos trabalhadores com no máximo ensino fundamental completo tem inclinação positiva e perto de 1. Como há um intercepto positivo, a interpretação direta do gráfico é que trabalhadores com baixa escolaridade, de todos os municípios e áreas rurais, tiveram ganhos reais. Fazendo-se a mesma análise dos dados referentes aos trabalhadores com nível superior, claramente, observa-se que a tendência não é mesma. A inclinação da reta é perto de 0,6 e, a partir de valores de salário mensal de R\$ 1.754,00/mês, os trabalhadores tiveram de fato uma queda no rendimento real.

Note-se, ainda, que os pontos para os trabalhadores de nível superior são bem mais dispersos em relação à reta de tendência.

Em suma, trabalhadores com baixa escolaridade, em todas as idades, tiveram ganhos reais de salário, enquanto os salários dos trabalhadores com maior escolaridade ou se mantiveram constantes ou sofreram redução. É importante notar que as regiões mais populosas tendem, da mesma forma, a apresentar salários mais elevados, e estas também são as que com mais frequência se localizam abaixo do gráfico.

No gráfico 2, apresenta-se o índice de Gini para os salários em 2002 e 2009 para as cinco macrorregiões, para os quatro tipos de “intensidade urbana”, três tipos de qualificação (vista pela ocupação do trabalhador)⁵ e três níveis de escolaridade. Em termos de porte do município, observa-se uma hierarquia na desigualdade, e esta tende a seguir o tamanho da cidade, ou seja, quanto maior o porte do município ou região, maior a desigualdade. No que se refere à queda da desigualdade, nota-se que há uma forte redução entre os trabalhadores de nível superior, que não é acompanhada pela redução na desigualdade entre os mais qualificados.

Para ilustrar a evolução dos salários por porte de município, a tabela 1 apresenta o salário por hora para diferentes percentis da distribuição (percentil 25, 75 e 90). Há um ganho real para todos os tipos de cidade, mas este ganho é maior para cidades menos populosas. Este crescimento mais elevado das pequenas cidades reflete na participação destes municípios na renda nacional, em contraposição à dinâmica das regiões metropolitanas, que perdem participação na renda nacional em favor das cidades. As duas últimas colunas da tabela 1 apresentam tanto a participação na renda quanto no emprego. Para a dinâmica do emprego, observa-se que as regiões metropolitanas e áreas rurais perdem participação ao longo tempo, em favor das demais áreas urbanas. A tabela 2 mostra a razão entre o salário médio das RMs e o salário médio das demais categorias na variável intensidade urbana. A razão salarial se reduz para todos os grupos (ocupação, escolaridade e segmentação geográfica). A título de exemplo, na média, os salários na RMs eram 1,14 vez mais elevados que os das cidades médias em 2002; este valor cai para 1,07 em 2009.

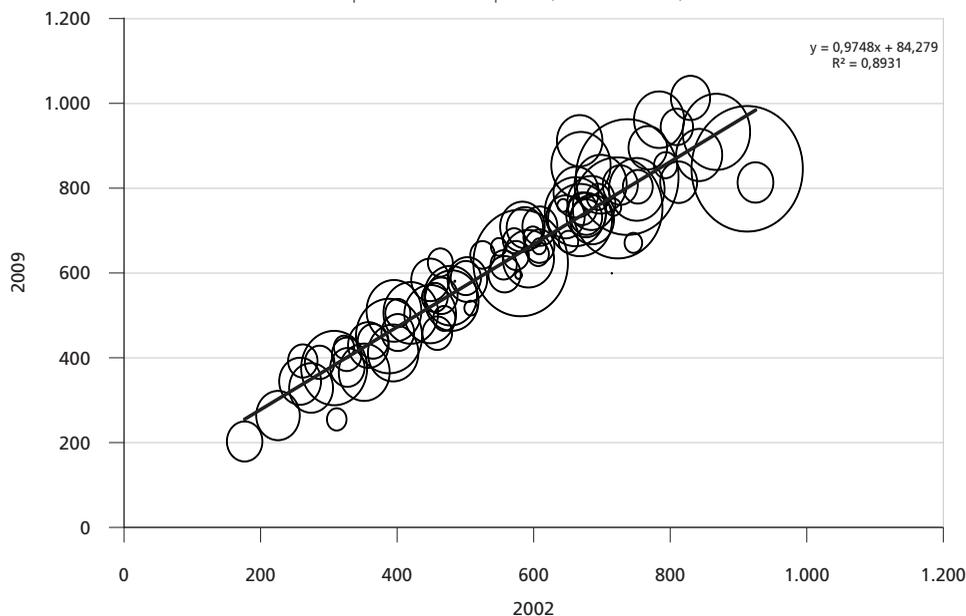
5. Qualificação é definida pelo nível de complexidade das tarefas, de acordo com a CBO e os padrões internacionais de classificação. Assim, a categoria *trabalhadores qualificados* inclui gerentes, dirigentes e profissionais de ciências e artes, *qualificação mediana* corresponde aos técnicos, e todos os outros com nível de complexidade menor são classificados como *baixa qualificação*.

GRÁFICO 1

Rendimento médio real do trabalho por porte de cidade e escolaridade (2002 e 2009)

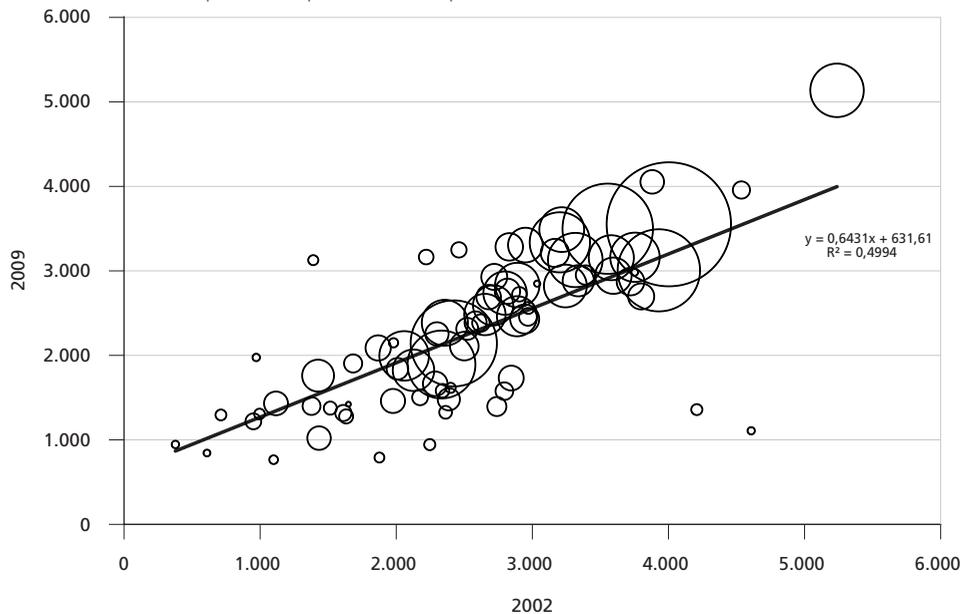
(Em R\$/mês)

1A – Ensino fundamental completo ou incompleto (2002 e 2009)



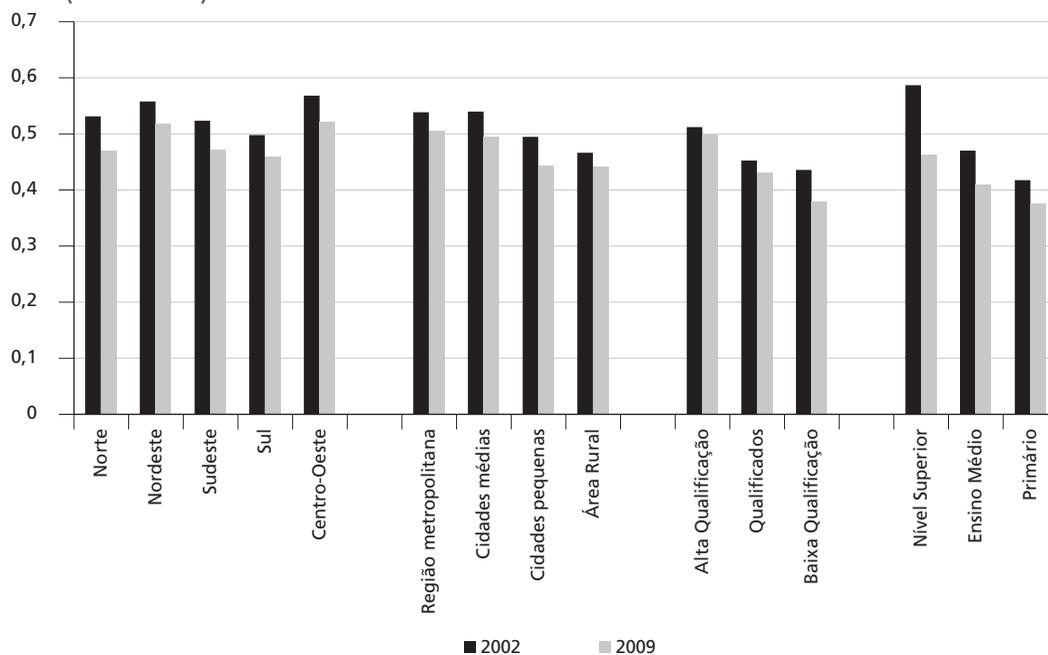
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2002; 2009)

1B – Ensino superior completo ou incompleto



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2002; 2009)

GRÁFICO 2
Índice de Gini para a taxa salarial,¹ por região, porte do município, qualificação e escolaridade (2002 e 2009)



Fonte: PNAD (IBGE, 2002; 2009).

Nota: ¹ Indivíduos que trabalham mais de 20h por semana com idade entre 18 e 60 anos.

A questão, então, seria identificar qual a contribuição relativa das variáveis regionais para a redução da desigualdade. No gráfico 3, apresenta-se a decomposição do índice de Theil com respeito a algumas variáveis de interesse, entre elas, variáveis regionais/geográficas. O eixo *x* representa a decomposição de Theil para as seguintes variáveis: intensidade urbana, região, intensidade urbana condicionada à região, qualificação/ocupação e educação. No eixo *y*, apresenta-se a porcentagem da contribuição dentro (*within*) e entre (*between*) variável. Para cada variável, a soma dos dois componentes está normalizada em 100. Assim, para a variável *região*, 40% da desigualdade é explicada pela desigualdade *entre* as regiões, enquanto, na intensidade urbana, mais de um quarto da desigualdade é explicada pela desigualdade *entre* as diferentes categorias urbanas. No caso da variável escolaridade, o componente entre níveis de escolaridade, na verdade, apresenta um valor negativo, ou seja, somente por esta dimensão a desigualdade teria aumentado. Desta forma, a elevada queda nos retornos dos níveis de escolaridade, especialmente quando considerada a dimensão metropolitana e não metropolitana, é consistente com a ideia principal deste texto.

Considerando a decomposição do componente da variável qualificação, importante parcela é explicada pelo componente “entre” (*between*), mas o componente “dentro” (*within*) ainda representa a maior parte da variação na desigualdade. Em suma, o que as evidências apresentadas sugerem é que os controles regionais e espaciais, dada a parcela importante do componente *between*, são elementos relevantes para se analisar a dinâmica da desigualdade.

TABELA 1
Salário por hora e participação na renda nacional por tamanho da cidade (2002 e 2009)

Tamanho da cidade	Média (R\$/h)		P 25 (R\$/h)		P 75 (R\$/h)		P 90 (R\$/h)		Participação no agregado (%)		Participação no total empregado (%)	
	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009
Meio rural	2,66	3,70	1,16	1,67	2,94	4,17	4,90	6,67	5,5	6,1	12,4	11,2
Pequeno porte	4,64	5,56	1,78	2,64	4,91	5,99	9,38	10,71	25,4	27,6	32,8	33,7
Médio porte	6,96	7,84	2,23	2,98	7,06	8,09	14,71	15,75	25,6	26,2	22,1	22,7
Região metropolitana	7,94	8,36	2,61	3,13	80,3	8,33	17,44	17,04	43,4	40,0	32,7	32,4

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. P = percentil.

2. Por amostragem.

3. Amostra restrita a indivíduos com idade entre 18 e 60 anos que trabalham por ao menos 20 horas semanais.

TABELA 2
Razão entre salário médio de regiões metropolitanas (RMs) e salário médio de demais cidades (2002 e 2009)

Tamanho da cidade	Média		P 25		P 75		P 90	
	2002	2009	2002	2009	2002	2009	2002	2009
RM/meio rural	2,98	2,26	2,25	1,87	2,73	2,00	3,56	2,55
RM/pequeno porte	1,71	1,50	1,47	1,18	1,64	1,39	1,86	1,59
RM/nédio porte	1,14	1,07	1,17	1,05	1,14	1,03	1,19	1,08

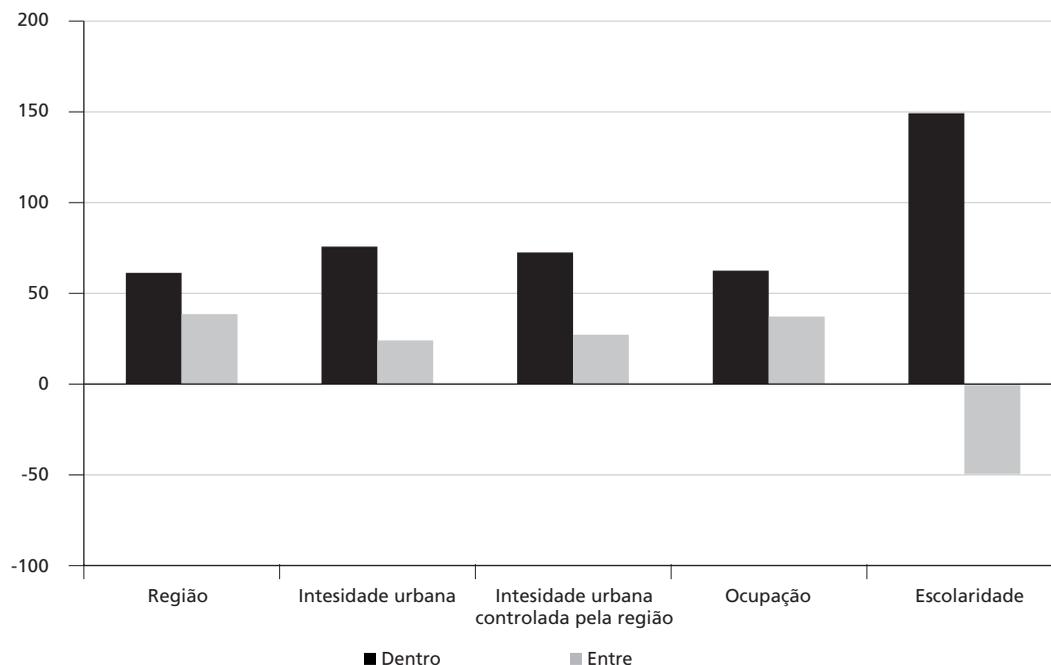
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. P = percentil.

2. Por amostragem.

3. Amostra restrita a indivíduos com idade entre 18 e 60 anos que trabalham por ao menos 20 horas semanais.

GRÁFICO 3
Decomposição do índice de Theil e a contribuição para a desigualdade nos salários¹
(2002 e 2009)
 (Em %)



Fonte: PNAD (IBGE, 2002; 2009).

Nota: ¹ Salário por hora para trabalhadores com mais de 20h por semana.

3 O PRÊMIO SALARIAL URBANO E A DISTRIBUIÇÃO SALARIAL

3.1 Especificação econométrica

Nas seções anteriores, analisaram as diferenças salariais entre as regiões brasileiras e para diferentes categorias da intensidade urbana. Na análise descritiva, mostra-se, entre outras, a redução da participação na massa salarial das regiões metropolitanas. A principal limitação desta análise deve-se ao fato de que a redução dos salários nas RMs pode ser fruto de uma mudança na composição da força de trabalho.

Por esta razão, nesta seção, aplica-se análise econométrica para estimar o valor do prêmio salarial urbano para o mercado de trabalho brasileiro, utilizando os dados da PNAD 2002 e 2009 e controlando para um amplo conjunto de covariáveis.

A variável dependente é o logaritmo dos salários por hora. Em particular, utiliza-se o salário mensal do trabalho principal, dividido pelas horas trabalhadas em termos mensais. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi utilizado como deflator dos salários.⁶

A principal variável independente é a medida do nível de urbanização do município, ou seja, utiliza-se a variável *dummy* intensidade urbana em quatro níveis: *i*) área rural; *ii*) cidades pequenas (urbanas não autorrepresentativas); *iii*) cidades médias (urbanas autorrepresentativas); e *iv*) regiões metropolitanas. As outras variáveis de controle para isolar a heterogeneidade observável são as seguintes: gênero, escolaridade em quatro níveis (fundamental incompleto; fundamental completo; ensino médio; e superior), experiência em oito *dummies* (meses: 0-4; 5-12, 13- 24; 25-48; 49-96; 97-180; 180-420; mais de 420), onze variáveis setoriais, oito variáveis para ocupação, *dummy* para formalização sindicalizado, migrante, se o indivíduo é chefe de família e, ainda, cinco *dummies* regionais (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste).

Este conjunto de variáveis permite controlar de forma precisa as condições econômicas (setor, ocupação, sindicalizado, formal e região) e características socioindividuais (gênero, experiência, raça, posição na família). É importante ressaltar que a presença da variável região permite eliminar a influência deste componente geográfico da variável prêmio salarial urbano.

3.2 Abordagem teórica

A metodologia empregada neste trabalho possui sólidas bases teóricas, consistindo na estimação de curva de salários incluindo controles regionais e, em particular, da intensidade urbana. Apesar de consolidada na literatura internacional, acredita-se que este seja um dos primeiros trabalhos a tratar desta relação de forma explícita no caso brasileiro, em especial, o impacto do prêmio urbano ao longo da distribuição salarial.

Combes, Duranton e Overman (2005) enfatizam duas diferentes abordagens na literatura para o estudo da relação entre salários e tamanho de cidades. A primeira vertente na literatura inicia-se com o artigo seminal de Henderson (1974), e a segunda

6. A amostra é restrita para indivíduos com idade entre 18 e 65 anos e com pelo menos 20 horas semanais de trabalho.

linha de pesquisa segue a tradição da Nova Geografia Econômica. No primeiro caso, a relação positiva entre densidade urbana e salários nominais é explicada principalmente pelas economias de aglomeração tradicionais, como amplitude do mercado de trabalho, acesso a insumos mais baratos e externalidades locais de conhecimento. Seguindo esta tradição, Moretti (2012) analisa o comportamento da desigualdade nos Estados Unidos utilizando um modelo de equilíbrio geral bastante simples, em que a mobilidade dos trabalhadores e a elasticidade da oferta de habitação são as principais variáveis para explicar a dinâmica salarial entre cidades norte-americanas. O autor consegue identificar que choques localizados de demanda por mão de obra qualificada são as principais explicações para a dinâmica da desigualdade nos Estados Unidos.

Numa segunda linha de estudo, Redding e Schott (2003) desenvolvem um modelo baseado na Nova Geografia Econômica, em que as externalidades pecuniárias são as principais variáveis para explicar a dinâmica do diferencial de salários e da desigualdade, especialmente entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Neste tipo de modelo, há uma decisão endógena de se acumular capital humano, e esta depende basicamente da inter-relação dos rendimentos de escala, custos de transporte, nas relações e encadeamentos intersetoriais, além dos investimentos em capital humano. Desta forma, é possível estabelecer uma relação empírica dos salários dos trabalhadores qualificados e não qualificados com as variáveis de interação anteriormente descritas. No artigo original de Redding e Schott (2003), os autores estimam o impacto do acesso ao mercado consumidor e de fornecedores no fluxo de comércio bilateral e com o nível de atividade. Os autores também investigam: *i*) quão relevante são estas variáveis para o investimento em capital humano; *ii*) como a educação é uma variável endógena; e *iii*) o custo elevado de transportes pago pelas firmas em regiões remotas, reduzindo o valor adicionado para remunerar fatores domésticos de produção e desincentivando a acumulação de capital humano. Além disto, o artigo demonstra que a localização em regiões mais remotas reduz o prêmio salarial e limita incentivos para a acumulação de capital humano caso os setores intensivos em conhecimento possuam um custo de transporte mais elevado, um encadeamento setorial mais intenso ou rendimentos de escala mais elevados. Os autores exploram as relações estruturais do modelo para demonstrar que regiões com menor acesso ao mercado tendem a ter menores níveis de escolaridade. Lopéz-Rodrigues, Faiña e Lopéz-Rodrigues (2007) aplicam este modelo para a União Europeia e não rejeitam as principais conclusões de Redding e Schott (2007). Fallah, Partridge e Olfert (2001) ampliam os resultados do modelo original, derivando uma curva de salários explicitamente e testando os impactos nos salários do acesso ao mercado, medidos pelo mercado

potencial sobre o prêmio salarial urbano para as regiões metropolitanas americanas. Eles também encontram uma relação positiva entre nível de escolaridade e acesso aos mercados para as regiões americanas.

Dentro deste embasamento teórico, este trabalho pode ser visto como um primeiro ensaio para se estudar o impacto do prêmio salarial urbano sobre a dinâmica da desigualdade no Brasil.

3.3 Prêmio salarial urbano e a tendência da desigualdade: resultados

A tabela 3 mostra as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na regressão. É possível notar que, ao longo do tempo, os trabalhadores brasileiros elevaram o nível de escolaridade, há um aumento na experiência média dos trabalhadores, a participação feminina e a formalização crescem e, em contraste, a participação relativa de trabalhadores brancos se reduz. A distribuição por setor e por ocupação se mantém praticamente inalterada durante o período em análise. Por um lado, há apenas uma queda na participação das ocupações do setor rural. Por outro lado, nas ocupações de alta qualificação (profissionais de ciências e artes), tem-se um significativo aumento na participação, o que indica um aumento na demanda por mão de obra qualificada e abertura de postos de trabalhos mais qualificados. Como esperado, o tamanho das famílias reduz-se durante 2002-2009, e a distribuição regional mantém-se relativamente constante, o que também ocorre com a distribuição da variável de interesse intensidade urbana.

TABELA 3
Estatísticas descritivas das covariáveis da análise (2002 e 2009)

	2002	2009		2002	2009
Área rural	0,122	0,115	Médio porte	0,219	0,223
Pequeno porte	0,332	0,345	RM	0,327	0,317
Ensino fundamental incompleto	0,494	0,392	Ensino médio	0,242	0,092
Ensino fundamental	0,173	0,154	Ensino superior	0,092	0,116
Experiência (0-4 meses)	0,095	0,082	Experiência (49-96 meses)	0,146	0,138
Experiência (5-12 meses)	0,104	0,119	Experiência (97-180 meses)	0,132	0,132
Experiência (13-24 meses)	0,132	0,120	Experiência (180-420 meses)	0,115	0,122
Experiência (25-48 meses)	0,137	0,131	Experiência (> 420 meses)	0,140	0,157
Mulher	0,416	0,450	Branco	0,555	0,500
Casado	0,181	0,185	Migrante	0,044	0,039
Formal	0,533	0,603	Chefe de família	0,559	0,519

(Continua)

(Continuação)

	2002	2009		2002	2009
Gerente	0,060	0,057	Prestadores de serviço	0,209	0,207
Profissionais	0,065	0,083	Vendedores e temporários	0,093	0,092
Técnicos	0,094	0,091	Trabalhadores rurais	0,123	0,099
Apoio administrativo	0,090	0,105	Operadores de máquinas e plantadores	0,267	0,267
Agricultura	0,125	0,101	Administração pública	0,060	0,061
Indústria manufatureira	0,161	0,164	Educação e saúde	0,103	0,105
Construção	0,083	0,084	Serviços domésticos	0,078	0,076
Comércio, varejo e consertos	0,181	0,187	Outros serviços coletivos	0,039	0,041
Hospedagem e alimentação	0,038	0,039	Outros serviços	0,077	0,087
Transporte e comunicação	0,055	0,055			
Família com 1-2 membros	0,217	0,256	Família com mais de 4 membros	0,259	0,197
Família com 3-4 membros	0,524	0,547			
Norte	0,052	0,060	Sul	0,162	0,159
Nordeste	0,250	0,259	Sudeste	0,462	0,446
Centro-Oeste	0,075	0,077			

Elaboração dos autores.

Para descrever as principais características da amostra utilizada na regressão, apresentam-se, na tabela 4 e 5, algumas tabulações cruzadas das variáveis utilizadas. Na tabela 4, são listadas as covariáveis e o nível de escolaridade, medido em anos de estudo, e na tabela 4, o salário médio.

Há uma elevação nos anos médios de estudo para todas as covariáveis. Algumas constatações interessantes surgem destes dados: as mulheres tendem a ter maior escolaridade que os homens, migrantes possuem escolaridade mais elevada que os residentes, e regiões metropolitanas também apresentam níveis de escolaridade acima da média nacional.

A evolução dos salários por hora consta da tabela 5. Novamente, pode-se observar o processo de *catching-up* das regiões menos urbanizadas. Interessante observar também que a única categoria de ocupação que não apresenta aumento salarial é a que compreende ocupações de maior qualificação, como gerentes e profissionais de ciências (categorias 1 e 2 da CBO).

TABELA 4
Média de anos de estudo por covariáveis (2002-2009)

	2002	2009		2002	2009
Área rural	4,7	6,0	Médio porte	9,1	10,1
Pequeno porte	7,6	8,8	RM	9,5	10,3
Mulher	8,9	9,7	Branco	9,1	10,2
Homem	7,8	8,9	Não branco	7,0	8,3
Casado	9,7	10,6	Migrante	8,4	9,8
Solteiro	8,2	9,4	Residente	8,1	9,2
Formal	9,8	10,7			
Informal	6,8	8,0			
Gerente	11,8	12,4	Prestadores de serviço	7,0	8,2
Profissionais	14,6	15,2	Vendedores e temporários	8,8	10,0
Técnicos	11,7	12,4	Trabalhadores rurais	4,0	5,1
Apoio administrativo	11,6	12,2	Operadores de máquinas e plantadores	7,2	8,3
Agricultura	4,0	5,2	Administração pública	11,0	12,0
Indústria manufatureira	8,8	9,9	Educação e saúde	12,0	13,1
Construção	6,2	7,3	Serviços domésticos	6,3	7,2
Comércio, varejo e consertos	9,1	10,2	Outros serviços coletivos	9,2	10,6
Hospedagem e alimentação	7,9	9,1	Outros serviços	11,3	12,0
Transporte e comunicação	8,6	9,7			
Norte	8,1	9,3	Sul	8,7	9,7
Nordeste	6,7	7,9	Sudeste	8,4	9,5
Centro-Oeste	8,4	9,5			
Brasil	8,2	9,2			

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Foi utilizada a ponderação da amostra.

2. Amostra restrita a indivíduos com idade entre 18 e 60 anos que trabalham por ao menos 20 horas semanais.

TABELA 5
Salário médio por covariáveis (2002 e 2009)
(Em R\$/h)

	2002	2009		2002	2009
Área rural	2,66	3,70	Médio porte	6,96	7,84
Pequeno porte	4,64	5,56	RM	7,94	8,36
Mulher	5,22	5,88	Branco	7,40	8,27
Homem	6,24	7,20	Não branco	3,97	5,08
Casado	9,16	9,62	Migrante	6,25	7,99
Solteiro	5,14	6,02	Residente	5,86	6,64
Formal	7,59	8,04			
Informal	7,59	8,04			

(Continua)

(Continuação)

	2002	2009		2002	2009
Gerente	16,39	16,74	Prestadores de serviço	3,02	3,66
Profissionais	17,43	17,40	Vendedores e temporários	4,10	4,57
Técnicos	8,77	9,51	Trabalhadores rurais	2,70	3,53
Apoio administrativo	5,87	6,11	Operadores de máquinas e plantadores	4,21	4,93
Agricultura	2,74	3,58	Administração pública	10,43	12,78
Indústria manufatureira	5,98	6,43	Educação e saúde	8,51	9,62
Construção	4,43	5,08	Serviços domésticos	2,18	2,87
Comércio, varejo e consertos	5,52	5,84	Outros serviços coletivos	5,78	6,28
Hospedagem e alimentação	3,90	4,65	Outros serviços	10,37	10,27
Transporte e comunicação	6,62	7,33			
Norte	5,13	5,98	Sul	6,06	7,42
Nordeste	3,57	4,56	Sudeste	6,94	7,40
Centro-Oeste	6,65	7,98			
Brasil	5,87	6,69			

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Foi utilizada a ponderação da amostra.

2. Amostra restrita a indivíduos com idade entre 18 e 60 anos que trabalham por ao menos 20 horas semanais.

Na primeira análise econométrica, utilizou-se uma regressão em mínimos quadrados ordinários (MQO) separadamente para cada ano (2002 e 2009). Os resultados estão apresentados na tabela 6. A variável de controle ou de comparação para a *dummy* intensidade urbana são as cidades pequenas (urbanas não autorrepresentativas). Como esperado, o prêmio salarial urbano com respeito à categoria rural é negativo, enquanto, para as demais áreas, o coeficiente é positivo. Em 2002, a penalização por residir em áreas rurais era equivalente a 11%, enquanto isso, o prêmio para se viver em cidades médias era de 16% e, para viver em regiões metropolitanas, 22,8%, o que representa um valor bastante elevado.

Interessante observar que o prêmio salarial se reduz ao longo do tempo: em 2009, o prêmio para se viver em cidades médias cai para 13,8%, e nas RMs, o valor diminui para 17,4%. Neste último caso, representou uma queda de 5,4% pontos percentuais com relação a 2002. Isto representa um resultado interessante e, de acordo com as informações disponíveis, é a primeira contribuição mostrando a queda do prêmio salarial no Brasil. Este fato é particularmente relevante, dado que o Brasil atravessou um período de crescimento elevado nos últimos dez anos, e o crescimento tende a ser correlacionado com a dinâmica de aglomeração e externalidades tecnológicas, que deveria ter elevado e não reduzido o prêmio salarial.

TABELA 6
Estimação OLS para o prêmio salarial urbano – Brasil (2002-2009)

	2002		2009	
	Coefficiente	T-estatística	Coefficiente	T-estatística
Área rural	-0,110	-12,44	-0,077	-10,73
Médio porte	0,163	29,68	0,138	30,54
RM	0,228	46,70	0,174	42,82
Ensino fundamental incompleto	-0,143	-26,13	-0,127	-25,52
Ensino médio	0,209	33,37	0,141	28,59
Ensino médio	0,879	73,69	0,630	71,15
Mulher	-0,175	-32,28	-0,206	-48,01
Casado	0,100	17,72	0,090	19,13
Formal	0,195	41,39	0,231	58,10
Branco	0,142	32,62	0,112	30,94
Migrante	0,100	10,25	0,117	12,85
Chefe de família	0,196	42,59	0,124	33,53
Experiência (0-4 meses)	-0,134	-18,06	-0,072	-11,51
Experiência (5-12 meses)	-0,048	-6,91	-0,024	-4,34
Experiência (25-48 meses)	0,066	9,88	0,062	11,09
Experiência (49-96 meses)	0,157	23,01	0,141	24,70
Experiência (97-180 meses)	0,240	32,91	0,204	33,53
Experiência (180-420 meses)	0,358	44,27	0,328	48,86
Experiência (> 420 meses)	0,203	6,22	0,178	7,46
Gerente	0,756	61,85	0,751	71,42
Profissionais	0,508	36,39	0,594	58,33
Técnicos	0,412	45,16	0,408	54,71
Apoio administrativo	0,136	16,55	0,129	20,59
Vendedores e temporários	0,114	11,14	0,118	14,04
Trabalhadores rurais	-0,006	-0,25	-0,128	-5,60
Operadores de máquinas e plantadores	0,103	13,14	0,104	16,24
Indústria manufatureira	0,199	8,40	0,063	2,82
Construção	0,232	9,55	0,105	4,63
Comércio, varejo e consertos	0,151	6,29	-0,002	-0,07
Hospedagem e alimentação	0,132	5,14	-0,004	-0,19
Transporte e comunicação	0,359	14,43	0,158	6,77
Administração pública	0,360	14,69	0,320	13,82
Educação e saúde	0,227	9,32	0,073	3,21
Serviços domésticos	0,100	4,06	0,021	0,91
Outros serviços coletivos	0,247	9,50	0,101	4,20
Outros serviços	0,303	12,32	0,152	6,63

(Continua)

(Continuação)

	2002		2009	
	Coefficiente	T-estatística	Coefficiente	T-estatística
Família com 3-4 membros	0,062	11,60	0,017	3,99
Família com mais de 4 membros	0,025	3,97	-0,018	-3,36
Nordeste	-0,286	-37,93	-0,266	-42,54
Sudeste	0,122	17,06	0,066	11,03
Sul	0,086	10,56	0,105	15,53
Centro-Oeste	0,107	12,91	0,136	20,00
Constante	0,353	13,47	0,783	32,26
R ²	0,56		0,53	
Observações	118.699		149.690	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Foi utilizada a ponderação da amostra.

2. Amostra restrita a indivíduos com idade entre 18 e 60 anos que trabalham por ao menos 20 horas semanais.

3. Valores de t-estatística foram calculados usando erros-padrão robustos.

A partir da tabela 6, pode-se analisar a dinâmica de outras variáveis. Por exemplo, a análise confirma um significativo decréscimo nos retornos educacionais. O retorno para os trabalhadores com nível superior relativamente aos trabalhadores com nível de escolaridade fundamental cai de 87% para 63%, enquanto, para os trabalhadores de nível médio, o comportamento não foi diferente, tendo o retorno reduzido de 20,9% para 14,1%. Estes resultados são consistentes com outras análises, como a que consta do relatório do Banco Mundial (World Bank, 2011) para a América Latina. A compressão nestes retornos à educação é outro motor da redução das desigualdades no Brasil: em 2002, a diferença entre os trabalhadores com maior escolaridade e os com menor escolaridade era de 102,2 p.p. na média (87,9 mais 14,3), enquanto, em 2009, esta diferença caiu para 76 p.p. (63 mais 12,7).

Outra variável com alteração significativa ao longo do tempo corresponde ao fato de o trabalhador ter uma relação formal de trabalho, ou seja, estar presente no chamado mercado formal. Este retorno cresce 3,6 p.p., no período. Ser chefe de família tem forte queda de 7,2 p.p., ser branco cai 3,1 p.p. O diferencial de gênero por sua vez, tem comportamento oposto, com um aumento de 3,1 p.p. Quanto às ocupações não há grandes alterações no retorno, excetuando-se as ocupações mais qualificadas (profissionais de ciências e artes), com aumento do retorno em 8,5%. O retorno do trabalho rural tem queda de 12,2 p.p. Quanto ao retorno referente a setores, deve-se destacar a queda para os empregados da indústria, que decrescem durante o período, mostrando que este setor se torna menos importante na estrutura salarial. Outro resultado interessante refere-se à

queda nos retornos para quem vive no Sudeste (5,7 p.p.) e pequena elevação para quem vive no Centro-Oeste (2,9 p.p.)

Desta forma, através das regressões em mínimos quadrados, é possível afirmar que os retornos para as diferentes categorias de intensidade urbana (área rural, cidades de pequeno porte, cidades de médio porte e RMs) foram comprimidos ao longo do tempo, pois a penalização por se residir em áreas rurais (com respeito a cidades médias) se reduziu, como também diminuiu o prêmio por residir em cidade média ou região metropolitana. Por esta evidência, é possível argumentar que a variável intensidade urbana contribuiu para a redução do diferencial entre indivíduos e regiões.

Passo natural na análise da dinâmica do prêmio salarial urbano e a distribuição salarial é aplicar regressões quantílicas (Koenker e Basset, 1978). As regressões quantílicas permitem investigar a magnitude e a dinâmica do prêmio salarial *ao longo* da distribuição salarial e, portanto, pode-se avaliar se a redução no prêmio salarial é mais pronunciada para trabalhadores mais qualificados que para trabalhadores menos qualificados. Regressões quantílicas têm sido utilizadas amplamente no Brasil para estudar a tendência na desigualdade brasileira (entre outros, Silveira Neto e Campelo, 2003; Ferreira, Leite e Litchfield, 2006; Rocha, Sales e Lobo, 2010). Contudo, pelo que se tem conhecimento, o estudo da relação entre prêmio salarial urbano e desigualdade no Brasil representa uma contribuição original deste trabalho para a literatura.

Foram estimadas três regressões quantílicas, para os percentis 10°, 50° e 90°, utilizando os mesmo controles da regressão de mínimos quadrados. Os resultados podem ser observados na tabela 7.

Uma primeira observação importante é que o retorno da variável intensidade urbana cresce ao longo da distribuição salarial. Por exemplo, em 2002, o retorno por residir numa RM era de 17% para o percentil 10° e de 25,2% para o decil mais elevado da distribuição (90°). Este resultado é consistente com os obtidos na literatura internacional. Por exemplo, Matano e Naticchioni (2012) mostram que os retornos para a aglomeração não são uniformemente distribuídos e crescem ao longo da distribuição salarial. Outra evidência importante das regressões quantílicas refere-se à dinâmica destes retornos. Os resultados obtidos com mínimos quadrados são confirmados pelas regressões quantílicas, pois, durante o período de análise, há uma queda no retorno de se viver em cidades médias e RMs, tendo como referência as cidades de pequeno porte.

Em particular, a queda para o percentil 90° tem os seguintes valores: de 25,2%, em 2002, para 17,5%, ou seja, uma queda de 7,7% p.p. Resultados similares são obtidos para o percentil 50°, em que o retorno de se residir numa RM cai de 22,2% para 13,8% (isto é -8,4 p.p.). Interessante observar que esta redução é menor para o decil inferior de renda (10°), cujos retornos de se viver na RM têm os seguintes valores no período de análise: 18% para 14,4% (-3,6 p.p.).

Esta diferença fornece elementos para se analisarem as consequências sobre a desigualdade. Em 2002, a diferença entre o retorno de se viver em uma RM para os trabalhadores mais qualificados (percentil 90°) e trabalhadores menos qualificados (percentil 10°) era de 7,2%, enquanto, em 2009, esta diferença caiu para de 3,1%, o que coloca o prêmio salarial urbano entre qualificados e não qualificados muito próximos, consequentemente, reduzindo a desigualdade.

No que se refere aos retornos de se viver em cidades de médio porte, a redução ao longo da distribuição é menos acentuada, igual a 3,1 p.p. para o decil superior (90°), 4,1 p.p. para a mediana e 2,7 p.p. para o decil inferior. Além disso, como no caso dos mínimos quadrados, a penalização por residir em áreas rurais decresce ao longo do tempo, de 2,9 p.p. para 10°, 1,6 p.p. para a mediana e 3,9 p.p. para o decil superior.

TABELA 7
Regressões quantílicas para os percentis 10, 50 e 90

	2002						2009					
	10		50		90		10		50		90	
	Coef.	t-stat.										
Área rural	-0,113	-9,73	-0,075	-9,03	-0,093	-5,43	-0,084	-9,55	-0,059	-9,00	-0,054	-4,31
Médio porte	0,137	16,42	0,156	27,07	0,159	15,78	0,110	17,08	0,115	24,70	0,128	15,07
RM	0,180	25,36	0,222	42,82	0,252	27,28	0,144	21,80	0,138	36,29	0,175	22,46
Ensino fundamental incompleto	-0,120	-14,27	-0,108	-18,28	-0,160	-15,13	-0,106	-15,03	-0,092	-17,73	-0,124	-12,53
Ensino médio	0,141	14,63	0,191	28,97	0,268	23,24	0,109	14,93	0,126	23,95	0,168	17,40
Ensino médio	0,729	41,86	0,887	82,63	0,988	53,76	0,426	34,59	0,639	79,18	0,790	55,69
Mulher	-0,166	-19,41	-0,159	-28,77	-0,177	-19,16	-0,159	-25,68	-0,177	-41,63	-0,217	-28,76
Casado	0,099	11,87	0,103	18,01	0,117	11,90	0,062	9,68	0,088	19,37	0,127	15,40
Formal	0,420	64,80	0,173	36,28	0,006	0,68	0,505	104,05	0,187	48,14	0,044	5,89
Branco	0,108	16,19	0,125	27,43	0,172	21,87	0,071	13,85	0,092	25,00	0,149	22,13
Migrante	0,054	3,78	0,079	7,98	0,129	7,77	0,032	2,73	0,074	8,76	0,219	14,20
Chefe de família	0,163	22,53	0,176	36,39	0,226	27,56	0,083	15,88	0,107	28,82	0,155	22,70

(Continua)

(Continuação)

	2002						2009					
	10		50		90		10		50		90	
	Coef.	t-stat.										
Experiência (0-4 meses)	-0,132	-11,28	-0,092	-11,33	-0,158	-10,96	-0,074	-7,68	-0,045	-6,50	-0,111	-8,68
Experiência (5-12 meses)	-0,054	-4,73	-0,040	-5,13	-0,057	-4,07	-0,025	-2,87	-0,016	-2,58	-0,036	-3,14
Experiência (25-48 meses)	0,029	2,71	0,063	8,60	0,095	7,29	0,030	3,49	0,063	10,20	0,093	8,20
Experiência (49-96 meses)	0,105	9,99	0,155	21,20	0,205	15,82	0,080	9,39	0,127	20,73	0,202	17,97
Experiência (97-180 meses)	0,151	13,88	0,245	32,51	0,336	25,18	0,118	13,68	0,191	30,47	0,297	25,56
Experiência (180-420 meses)	0,236	20,54	0,359	44,99	0,524	37,35	0,185	20,49	0,315	48,52	0,508	42,39
Experiência (> 420 meses)	-0,127	-3,98	0,159	7,16	0,633	16,32	-0,154	-6,73	0,150	8,97	0,467	15,27
Gerente	0,527	31,54	0,754	67,60	1,018	52,46	0,464	34,92	0,755	83,04	1,038	62,97
Profissionais	0,363	17,63	0,504	39,74	0,676	31,28	0,447	30,94	0,578	61,27	0,760	45,98
Técnicos	0,293	20,38	0,438	45,44	0,482	28,57	0,244	21,70	0,409	52,23	0,556	39,46
Apoio administrativo	0,156	11,06	0,138	14,31	0,129	7,73	0,105	9,97	0,125	16,91	0,155	11,58
Vendedores e temporários	0,028	1,80	0,094	8,87	0,257	14,42	0,023	1,94	0,097	11,37	0,262	17,16
Trabalhadores rurais	-0,102	-2,92	-0,028	-1,12	-0,001	-0,02	-0,296	-10,74	-0,111	-4,47	-0,044	-0,87
Operadores de máquinas e plantadores	0,114	8,82	0,104	11,75	0,118	7,80	0,080	7,82	0,110	15,31	0,128	9,93
Indústria manufatureira	0,248	7,31	0,205	8,23	0,077	1,94	0,110	4,07	0,058	2,36	-0,007	-0,14
Construção	0,336	9,56	0,231	8,94	0,064	1,53	0,172	6,17	0,086	3,45	-0,005	-0,09
Comércio, varejo e consertos	0,191	5,54	0,135	5,35	0,045	1,12	0,026	0,94	-0,020	-0,82	-0,076	-1,52
Hospedagem e alimentação	0,162	4,35	0,130	4,83	0,090	2,07	0,008	0,27	-0,012	-0,49	-0,050	-0,96
Transporte e comunicação	0,346	9,69	0,346	13,25	0,333	7,91	0,126	4,45	0,135	5,39	0,185	3,61
Administração pública	0,396	11,08	0,344	13,24	0,242	5,83	0,264	9,31	0,283	11,30	0,278	5,48
Educação e saúde	0,361	10,23	0,228	8,84	0,065	1,56	0,147	5,25	0,065	2,63	-0,054	-1,07
Serviços domésticos	0,175	4,81	0,089	3,38	-0,048	-1,12	-0,004	-0,14	0,019	0,75	-0,027	-0,53
Outros serviços coletivos	0,236	6,41	0,236	8,81	0,223	5,16	0,081	2,76	0,088	3,45	0,104	2,02
Outros serviços	0,354	10,02	0,296	11,43	0,183	4,37	0,154	5,51	0,123	4,95	0,078	1,54
Família com 3-4 membros	0,047	6,00	0,059	10,75	0,073	7,63	0,012	2,18	0,014	3,42	0,013	1,72
Família com mais de 4 membros	0,007	0,73	0,024	3,77	0,030	2,70	-0,014	-1,97	-0,017	-3,21	-0,015	-1,55
Nordeste	-0,306	-28,61	-0,246	-33,12	-0,258	-19,90	-0,279	-33,39	-0,228	-37,93	-0,230	-20,92
Sudeste	0,131	12,34	0,152	20,77	0,096	7,54	0,076	9,00	0,080	13,43	0,031	2,83
Sul	0,115	9,41	0,109	13,05	0,049	3,37	0,120	12,59	0,114	16,80	0,063	5,11
Centro-Oeste	0,089	7,33	0,100	12,01	0,097	6,79	0,083	8,82	0,121	18,02	0,133	10,95
Constante	-0,369	-9,65	0,327	11,80	1,151	25,53	0,140	4,62	0,805	30,68	1,474	27,90

Fonte: foi utilizada a ponderação da amostra.

Obs.: amostra restrita a indivíduos com idade entre 18 e 60 anos que trabalham por ao menos 20 horas semanais.

Somando os efeitos da queda do prêmio salarial na RM e o decréscimo na penalização da residência em áreas rurais, para o decil superior da distribuição, a diferença entre trabalhadores em áreas rurais e trabalhadores em RMs era de 34,5% (25,2 mais 9,3) em 2002. Em 2009, estes valores têm redução de 22,9 p.p. (-11,6 p.p.), indicando que o diferencial salarial para o decil superior relacionado ao prêmio urbano tem queda substancial ao longo do tempo. Resultados similares são obtidos para a mediana, onde a distância entre trabalhadores de RMs e áreas rurais sai de um patamar de 29,7%, em 2002, para 17,4 % em 2009 (ou seja, -12,3 p.p.). No entanto, para o decil inferior, esta queda é de somente 7.1 p.p. Este resultado indica que, ao longo da distribuição salarial, há uma forte compressão devido à queda do prêmio salarial, o que possui um impacto equalizador entre as regiões. Além disso, a compressão é mais acentuada para os trabalhadores mais qualificados do decil superior e para a mediana da distribuição salarial, o que reforça o impacto sobre a desigualdade.

4 CONCLUSÕES

Neste trabalho, são analisadas as tendências do prêmio salarial urbano no Brasil e o impacto deste prêmio salarial sobre a redução da desigualdade nesta primeira década do século XXI. Utilizando MQO e regressões quantílicas, encontram-se evidências de uma queda no prêmio salarial urbano no período 2002-2009. Além disso, mostra-se que o decréscimo no prêmio salarial urbano é mais acentuado para o decil mais elevado de renda que para o decil inferior. Este resultado sugere que a queda do prêmio salarial contribuiu para a redução da queda da desigualdade observada no Brasil na última década. É importante destacar que a redução do diferencial entre regiões mais populosas e áreas rurais é observada para qualquer percentil da distribuição, assim, e o diferencial de salários RM/áreas rurais se reduz ao longo tempo, contribuindo para a queda da desigualdade no país.

Uma extensão natural desta pesquisa deveria se debruçar sobre as possíveis causas para esta queda no prêmio salarial e o impacto sobre a desigualdade. Moretti (2012) desenvolve modelo de equilíbrio geral para explicar o aumento da desigualdade salarial nos Estados Unidos, separando choques de demanda e oferta de trabalho, e observando como estes afetam o retorno sobre escolaridade e a distribuição da mão de obra por região. Outra possibilidade de estudo seria a da Nova Geografia Econômica, que ressalta a importância das externalidades pecuniárias. Evidências recentes não rejeitam esta hipótese para regiões na União Europeia e nos Estados Unidos (Redding e Schott, 2003;

López-Rodríguez, Faiña e López-Rodríguez, 2007; Fallah, Partridge e Olfert, 2011). A importância relativa de cada uma das possíveis causas resta como um desafio empírico. Outra possibilidade de extensão deste trabalho seria o uso de técnicas de econometria espacial e potencial uso de bases e controles espaciais.

REFERÊNCIAS

- AUTOR, D.; ACEMOGLU, D. Skills, tasks and technologies: implications for employment and earnings. **Handbook of labor economics**, v. 4, p. 1.043-1.171, 2011.
- AZZONI, C.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in regional science**, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2001.
- BARROS, R. P.; FOGEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Condicionantes sociais, poder de polícia e o setor de produção**. Rio de Janeiro: Ipea, 2003. (Texto para Discussão, n. 957). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2003/td_0957.pdf>.
- CHARNOZ, P.; COUDIN, E.; GAINI, M. **Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis**. Delhi: INSEE, 2011. (INSEE Working Paper, n. 6).
- CICCONE, A.; HALL, R. Productivity and the density of economic activity. **American economic review**, v. 86, p. 54-70, 1996.
- COMBES, P.; DURANTON, G.; OVERMAN, H. Agglomeration and the adjustment of the spatial economy. **Papers in regional science**, v. 84, n. 3, p. 311-349, 2005.
- CRUZ, B.; SANTOS, I. **Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009: uma visão regional da desindustrialização**. Brasília: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n.1.673).
- DA MATA, D.; MOTA, D. Crescimento das cidades médias. **Boletim regional e urbano**, v. 1, p. 33-39, 2008.
- DUSTMANN, C.; LUDSTECK, J.; SCHOENBERG, U. Revisiting the German wage structure. **Quarterly journal of economics**, v. 124, p. 843-81, 2009.
- FALLAH, B.; PARTRIDGE, M.; OLFERT, M. New economic geography and US metropolitan wage inequality. **Journal of economic geography**, v. 11, n. 5, p. 1-31, 2011.
- FERREIRA, F; LEITE, P; LITCHFIELD, J. The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004. **World Bank Policy research**. 2006. (Working Paper, n. 3.867).
- GLAESER, E. L. Are cities dying? **Journal of economic perspectives**, v. 12, p. 139-160, 1998.
- GLAESER, E.; RESSEGER, M.; TOBIO, K. Inequality in cities. **Journal of regional science**, v. 49, n. 4, p. 617-646, 2009.

GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. The changing distribution of male wages in the UK. **Review of economic studies**, v. 67, 4, p. 635-666, 2000.

HENDERSON, J. The size and types of cities. **American economic review**, v. 64, n. 4, p. 650-656, 1974.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2002**. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

IZQUIERDO, M.; LACUESTA, A. The contribution of changes in employment composition and relative returns to the evolution of wage inequality: the case of Spain. **Journal of population economics**, v. 25, n. 2, p. 511-543, 2012.

KIJIMA, Y. Why did wages inequality increase? Evidences for urban India 1993-1999. **Journal of development economics**, v. 81, n. 1, p. 97-117, 2006.

KIM, S. Diversity in urban labor markets and agglomeration economies. **Papers of the regional science association**, v. 62, p. 57-70, 1987.

KIM, S. Labor heterogeneity, wage bargaining, and agglomeration economies. **Journal of urban economics**, v. 28, p. 160-177, 1990.

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

LÓPEZ-RODRIGUEZ, J.; FAIÑA, J.; LÓPEZ-RODRIGUEZ, J. Human capital accumulation and geography: empirical evidence from the European Union. **Regional studies**, v. 42, p. 217-234, 2007.

MACHIN, S. Changes in UK wage inequality over the last forty years. *In*: GREGG, P.; WADSWORTH, J. (Eds.). **The labour market in winter – The state of working Britain**. Oxford: Oxford University Press, 2011.

MASSARI, R.; NATICCHIONI, P.; RAGUSA, G. **Unconditional and conditional wage polarization in Europe**. Roma: CeLEG, 2012. (CeLEG-Luiss Working Paper).

MATANO, A.; NATICCHIONI, P. Wage distribution and the spatial sorting of workers. **Journal of economic geography**, v. 12, p. 379-408, 2012.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. *In*: BARROS, R. P.; FOGEL, M.; ULYSSEA, G. (Eds.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/desigualdaderendanobrasilv2/Cap25.pdf>>.

MORETTI, E. Human capital externalities in cities. *In*: HENDERSON, J. V.; THISSE J. F. (Eds.). **Handbook of regional and urban economics**. Amsterdam: Elsevier-North Holland, 2004. v. 4.

MORETTI, E. Real wage inequality. **American economic review: applied economics**, Nashville, 2012. No prelo. Disponível em: <<http://emlab.berkeley.edu/~moretti/inequality.pdf>>.

NATICCHIONI, P.; RICCI, A. Wage inequality, employment structure and skill-biased change in Italy. **Labour**, v. 22, p. 27-51, 2008.

OCDE – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico. **Divided we stand: why inequality keeps rising**. OECD press, 2011.

OLIVEIRA, C.; RODRIGUES, W. Crescimento econômico, convergência de renda e elementos espaciais. *In*: CRUZ, B. *et al.* (Eds.). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: Ipea, 2011.

RAMOS, L. Desigualdades de rendimentos do trabalho no Brasil de 1995 a 2005. *In*: BARROS, R. P.; FOGEL, M.; ULYSSEA, G. (Eds.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2006.

REDDING, S.; SCHOTT, P. Distance, skill, deepening and development: will peripheral countries ever get rich? **Journal of development economics**, v. 72, n. 2, p. 515-41, 2003.

ROCHA, M.; SALES, M.; LOBO, M. A evolução das desigualdades por categorias de escolaridade entre 1996 e 2004: uma análise com regressões quantílicas. **Revista de economia contemporânea**, v. 14, n. 1, p. 141-166, 2010.

ROCHA, R.; SILVEIRA NETO, R.; GOMES, S. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? Uma análise para as cidades brasileiras. *In*: IX ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS – Enaber 2012 – Brazilian annual meeting of the regional science association, 9., Natal, out. 2011. **Proceedings...** São Paulo: ABER, 2011.

SILVEIRA NETO, R.; CAMPELO, A. **Perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001**. *In*: BRAZILIAN ECONOMIC MEETING, 31., 2003.

SOUZA, P.; OSORIO, R. **Redução das disparidades regionais e a queda da desigualdade nacional de renda**. Brasília: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n. 1.648).

WORLD BANK. **A break with history: fifteen years of inequality reduction in Latin America**. 2011. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPPOVANA/Resources/840442-1291127079993/Inequality_Reduction.pdf>.

YANKOW, J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. **Journal of urban economics**, n. 60, n. 2, p. 139-161, 2006.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Marco Aurélio Dias Pires

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Luciana Dias

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração

Aline Rodrigues Lima

Bernar José Vieira

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

