

## DIFERENCIAIS REGIONAIS DE SALÁRIO NO BRASIL, 1991 E 2000: UMA APLICAÇÃO DOS MODELOS HIERÁRQUICOS

Gustavo Geaquinto Fontes  
Cedeplar/UFMG

Rodrigo Ferreira Simões  
Cedeplar/UFMG

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira  
Cedeplar/UFMG

**RESUMO:** O presente trabalho tem por objetivo analisar a influência da aglomeração urbana e da estrutura produtiva sobre os salários nas cidades médias e regiões metropolitanas brasileiras, para os anos censitários de 1991 e 2000. Pretendeu-se ir além de fatores diretamente relacionados à oferta de trabalho, ou seja, as características pessoais produtivas dos trabalhadores. Para este fim, optou-se pela estimação por modelos hierárquicos de dois níveis, o que possibilitou a inclusão de variáveis em diferentes níveis de análise (indivíduo e centro urbano) e a decomposição da variância salarial total entre trabalhadores e unidades territoriais. Dentre os resultados encontrados, identificou-se a persistência de disparidades no rendimento médio do trabalho de indivíduos com similares características pessoais observáveis, porém residentes em centros urbanos inseridos nas diferentes regiões brasileiras. Além da dotação de capital humano, a filiação setorial dos trabalhadores e a escala urbana apresentaram impactos significativos na determinação dos salários.

**Palavras-chave:** Diferenciais regionais de salário; Economia urbana; Mercado de trabalho; Modelos hierárquicos

***Abstract:** The objective of the present work is to analyze the influence of urban agglomeration and productive structure over wages in Brazilian medium cities and metropolitan regions in 1990 and 2000. The intention was to add factors not just directly related to work supply, that is, to worker's individual productive characteristics. For this purpose, estimation by two level hierarchical linear models was opted, what enabled the inclusion of different level variables (individuals and urban centers) and the partition of total wage variance between workers and territorial units. Among the results, it was identified the permanence of salary earnings disparities between workers with similar individual observable characteristics, but living in urban centers situated in different regions of the country. Besides the endowment of human capital, employment sector of workers and urban scale also presented significant impact on wage determination.*

***Key-words:** Regional wage differentials; Urban economics; Labor markets; Hierarchical linear models*

**Indicação de área da ANPEC:** Área 9 – Economia Regional e Urbana

**Classificação JEL:** R10, R23 e J31

## 1. INTRODUÇÃO

No Brasil as desigualdades econômicas regionais são particularmente acentuadas, fato que se reflete sobre as intensas disparidades de salário entre as regiões do país e sobre a dinâmica dos mercados de trabalho locais. Apesar da existência de controvérsias quanto ao fato das desigualdades regionais de renda no Brasil apresentarem ou não tendência de redução, observa-se a persistência de significativos diferenciais regionais de salário mesmo com a maior integração econômica nacional.

A intensa disparidade nos níveis de renda das distintas regiões brasileiras reflete, entre outros aspectos, a desigual distribuição espacial das atividades produtivas no país. Existem evidências de que o processo de relativa desconcentração das atividades econômicas observado no Brasil, iniciado no final da década de 1960, se arrefeceu ou até mesmo sofreu reversão na década de 1990. Desde o final da década de 1980, e principalmente a partir da década de 1990, a dinâmica regional brasileira passou a ser afetada pelas mudanças tecnológicas e reestruturação produtiva em curso, além das reformas econômicas liberalizantes adotadas nesse período pelo governo brasileiro, como a abertura comercial, a liberalização financeira, as privatizações de empresas estatais e a desregulamentação dos mercados. Essas mudanças afetaram a dinâmica espacial das atividades econômicas, com impactos diferenciados sobre as regiões do país.

DINIZ (1999) afirma estar em curso, desde meados da década de 1980, um processo de reconcentração de boa parte dos investimentos produtivos, em especial dos setores mais modernos, nas regiões mais desenvolvidas do país, com destaque para o entorno da RMSP. O autor denominou esta dinâmica espacial da economia brasileira como um processo de aglomeração poligonal, sendo que o 'polígono' englobaria não apenas a RMSP, mas também uma vasta área do Centro-Sul do país, que abrangeria desde porções de Minas Gerais, o interior do Estado de São Paulo, se estendendo até o nordeste do Rio Grande do Sul.

A atual tendência de reconcentração econômica na região do 'polígono' tende a gerar importantes impactos sobre a dinâmica demográfica e sobre os mercados de trabalho locais, podendo agravar ainda mais as já significativas desigualdades regionais de renda e de qualidade de vida no país. Neste atual contexto, torna-se necessário avaliar o comportamento dos mercados de trabalho regionais na década de 1990, com enfoque especial sobre os diferenciais salariais entre as regiões.

A hipótese básica do presente estudo é que o rendimento do trabalho é influenciado não apenas pelos atributos e qualificações pessoais, tal como preconizados pelas teorias do capital humano, mas também pelo meio econômico onde o trabalhador está inserido, isto é, por fatores impactantes dos níveis locais de produtividade e determinantes da estrutura de demanda por trabalho nas diferentes regiões. Acredita-se, portanto, que os diferenciais de salário tendem a refletir as características da estrutura produtiva e dos mercados de trabalho locais, os fluxos migratórios da população economicamente ativa (PEA) e o dinamismo econômico regional. Assim, torna-se necessária a introdução de atributos regionais na análise dos diferenciais de salários.

O objetivo principal deste estudo é analisar a influência da aglomeração urbana e de sua estrutura produtiva sobre os salários nas cidades médias e regiões metropolitanas (RMs) brasileiras para os anos censitários de 1991 e 2000. Além disso, pretende-se verificar se as disparidades no rendimento do trabalho entre as regiões brasileiras permanecem significativas mesmo com o controle pelas características pessoais produtivas dos trabalhadores assalariados.

### 1.1. Determinantes dos diferenciais regionais de salário

As evidências empíricas apontam para o fato de que os diferenciais regionais de salário nos países tendem a persistir ao longo do tempo e que os salários apresentam forte correlação com a densidade do tecido econômico local. Existem, no entanto, diferentes abordagens que visam explicar as disparidades salariais entre as regiões. Dentre essas abordagens está a dos diferenciais salariais compensatórios, a dos diferenciais salariais como decorrentes das disparidades regionais na dotação de

capital humano e, por fim, o argumento dos diferenciais de salário como reflexo das diferenças inter-regionais de produtividade.

O argumento básico dos diferenciais compensatórios é que vantagens e desvantagens monetárias e não monetárias das regiões deveriam ser compensadas por diferenciais de salário. MOLHO (1992) afirma que a versão mais simples desta análise considera que os diferenciais locais de custo de vida seriam o principal determinante das diferenças entre os salários nominais das regiões. Segundo o autor, a explicação para isso é que o que importa aos trabalhadores é o poder de compra de seus salários, sendo que o incentivo a migrar só ocorre se existirem diferenciais reais de salário entre as regiões. Assim, no equilíbrio as variações dos salários nominais entre determinadas regiões seriam simplesmente um reflexo da diferença do custo de vida entre essas regiões, de forma a equalizar os salários reais.

Certamente que as amenidades urbanas e os diferenciais de custo de vida afetam os salários. No entanto, devido à razoável mobilidade do capital, deve haver alguma vantagem para as firmas ao decidirem se localizar em regiões onde o trabalho é mais caro. Segundo GLAESER e MARÉ (2001) a melhor explicação para este fato é que os maiores salários pagos em determinadas regiões, em especial nos grandes centros urbanos, são compensados pela maior produtividade média do trabalho nesses centros. Caso este fato não fosse verdadeiro, as firmas migrariam para outras regiões ou contratariam menos trabalhadores.

Assim, as disparidades regionais de salário não devem ser consideradas como uma simples compensação dos diferenciais locais de custo de vida. Esses diferenciais também espelham, em parte, variados níveis de eficiência urbana, sendo esta decorrente, dentre outros fatores, das vantagens/desvantagens locacionais desses centros. Nesta linha, COMBES et al. (2004) afirmam que os diferenciais reais de produtividade entre regiões podem se expressar tanto nos diferenciais de salário quanto nos preços dos fatores de produção não-trabalho.

O segundo argumento aqui apresentado refere-se à dotação regional de capital humano. Os estudos do capital humano, iniciados há mais de três décadas, mostraram empiricamente que há ganhos nos rendimentos dos indivíduos quando há investimento em educação e treinamento por parte dos trabalhadores, mesmo levando-se em conta os custos desses investimentos. Segundo alguns teóricos desta corrente, as diferenças na distribuição de capital humano explicariam não apenas as diferenças salariais entre as pessoas, mas seriam também o fator central na determinação dos desníveis salariais entre as regiões. Assim, diferenças regionais nos níveis de escolaridade e experiência da força de trabalho, entre outros fatores diretamente relacionados à qualificação profissional, explicariam a quase totalidade dos diferenciais de renda entre as regiões. Portanto, nesta concepção, o espaço não seria diretamente responsável pelos diferenciais de salário.

Nesta linha, PESSÔA (2001) argumenta que o que explica a pobreza de uma região é o fato desta ser habitada por indivíduos que apresentam características pessoais que se correlacionam com a baixa renda. A hipótese do autor é que com o aprimoramento do capital humano local, além de investimentos em infra-estrutura, a região tornar-se-ia mais atrativa aos investimentos industriais. O autor afirma, ainda, que as migrações atuam no sentido de eliminar os diferenciais regionais de renda per capita<sup>1</sup>.

No entanto, a fragilidade deste argumento se deve ao fato de que o investimento em capital humano em uma região deprimida, apesar de importante e com a possível geração de externalidades beneficiando a economia local, por si só não assegura a permanência dos indivíduos nessas regiões. Assim, em meio a condições econômicas locais desfavoráveis, a migração, como um fenômeno frequentemente seletivo<sup>2</sup>, poderia privar a região de boa parte de sua população mais jovem e/ou

---

<sup>1</sup> Os modelos neoclássicos sobre a migração da força de trabalho sugerem que a migração é induzida, primordialmente, por diferenciais de salários entre as localidades e irão, *ceteris paribus*, afetar os salários no sentido de reduzir esses diferenciais. Isso ocorreria, pois a escassez relativa de força de trabalho na região de maiores salários seria compensada pela migração.

<sup>2</sup> O migrante, em geral, não é similar ao indivíduo médio que permanece no local de origem, pois determinados indivíduos apresentam maior propensão a migrar que a média da população. Sabe-se que a idade média dos migrantes é inferior à do restante da população, indicando que a população adulta jovem tem maior probabilidade de migrar. Além disso, fatores como renda e escolaridade também influenciam na mobilidade dos indivíduos, sendo que as pessoas com maiores renda e

qualificada. Corroborando esse aspecto, KANBUR e RAPOPORT (2005) destacam o fato, empiricamente observado, de que a persistência ou o aprofundamento das desigualdades econômicas espaciais no longo prazo pode coexistir com a migração de trabalhadores de regiões mais atrasadas para as regiões mais ricas. Desta forma, os autores afirmam estarem envolvidas neste processo forças de convergência e de divergência resultantes do processo migratório.

No entanto, diversos trabalhos empíricos apontam a existência de significativas externalidades decorrentes do capital humano. Segundo BECKER (1964), devido à ocorrência destas externalidades, os ganhos sociais da educação superam os ganhos privados. Assim, os ganhos salariais privados advindos do investimento em educação seriam inferiores aos ganhos econômicos totais decorrentes da geração e transmissão do conhecimento. Nesta linha, RAUCH (1993) argumenta que o fundamento microeconômico das externalidades geradas pelo acúmulo de capital humano é o compartilhamento de conhecimentos e habilidades entre os trabalhadores, que pode ocorrer tanto por meio de interações formais quanto informais. Assim, com níveis médios de capital humano mais elevados em uma localidade, haveria uma difusão mais rápida do conhecimento. O autor observa empiricamente que trabalhadores com características individuais semelhantes tendem a receber maiores salários em regiões mais ricas neste fator, afirmando isso ser decorrente da existência de externalidades geradas pelo capital humano.

Uma terceira explicação para os diferenciais de salário é que estes refletem, em certa medida, variações inter-regionais de produtividade. Essa abordagem incorpora conceitos da economia regional e urbana e baseia-se na existência de interações entre trabalhadores e/ou empresas pertencentes a uma mesma região. As externalidades territoriais, descritas inicialmente por Alfred Marshall, são decorrentes da concentração espacial dos agentes econômicos e sua ocorrência geraria as economias de aglomeração. As externalidades descritas pelo autor, denominadas posteriormente de tríade marshalliana, podem ser decorrentes de ganhos pecuniários, como as economias advindas da proximidade física de fornecedores e clientes; de ganhos tecnológicos por meio de transbordamentos (spillovers) de conhecimento, derivados da idéia de que a proximidade física entre os agentes econômicos facilitaria o contato entre estes e as trocas de informações; e da formação de mercados de trabalho amplos e especializados, que tornaria a região mais atrativa tanto para as firmas quanto para os trabalhadores. O que fundamenta este terceiro elemento da tríade marshalliana é a idéia de que na medida em que o mercado de trabalho cresce, existe uma externalidade derivada de um melhor matching, isto é, na medida em que a força de trabalho cresce e o número de firmas aumenta, os trabalhadores, em média, conseguem encontrar um emprego que melhor combina com suas habilidades, o que se reflete em ganhos salariais.

Dentre as externalidades marshallianas, os autores da NGE, como FUJITA et al. (1999), optaram por incorporar apenas as externalidades pecuniárias. Os modelos da NGE consideram uma estrutura de mercado de competição imperfeita, desenvolvendo-se uma versão espacial do modelo de Dixit-Stiglitz. Assim, nesses modelos os retornos crescentes ao nível da firma e a diferenciação de produtos apresentam um papel central na configuração do espaço econômico. Além disso, nos modelos da NGE o custo de transporte e o grau de mobilidade dos fatores também são considerados como determinantes da distribuição espacial das atividades econômicas.

As externalidades pecuniárias seriam resultantes da proximidade física das empresas aos seus fornecedores ou aos seus clientes. Segundo HANSON (2000) as interligações entre fornecedores de insumos e seus clientes tornam as decisões sobre localização dessas firmas interdependentes. Na medida em que em uma localidade amplia a gama de insumos produzidos, as firmas demandantes desses insumos e localizadas nesse centro são beneficiadas, tanto pela disponibilidade de uma variedade de insumos especializados, quanto pela economia nos custos de transporte. Esses ganhos, portanto, representam um incentivo à aglomeração.

---

escolaridade apresentariam maior mobilidade. Isso ocorre, pois esses indivíduos absorvem melhor os custos da migração, além de participar de um mercado de trabalho mais amplo que os demais (GOLGHER, 2004).

Já os teóricos da economia urbana focam principalmente nas externalidades tecnológicas. Segundo HENDERSON (1999), os transbordamentos de conhecimento ou informação nos mercados locais se tornariam possíveis pelas interações sociais, realização de negócios com fornecedores e pelo 'rodízio' de trabalhadores (*exchange of employees*) entre diferentes firmas. Os custos de comunicação crescem com a distância e a qualidade das informações tende a ser maior se os contatos forem diretos com a fonte. Assim, *ceteris paribus*, existe um incentivo para que cada firma localize-se próxima às demais, levando à aglomeração destas.

Uma questão que se põe é se estes transbordamentos são mais importantes entre firmas de uma mesma indústria ou de diferentes indústrias (*cross fertilization*). HENDERSON (1995) e FUJITA e THISSE (2000) diferenciam as economias de aglomeração, decorrentes das externalidades, como economias de localização e economias de urbanização. As economias de localização ou marshallianas associam-se à idéia de que uma firma se beneficiaria da concentração de firmas da mesma indústria ou de indústrias afins em um dado centro urbano. Por outro lado, as economias de urbanização, também denominadas de economias jacobianas, estão relacionadas aos benefícios advindos da diversificação produtiva, da escala urbana e da oferta de serviços sofisticados à produção.

JACOBS (1969) afirma que nas grandes cidades, com diversificada gama de serviços produtivos e de firmas ofertantes de insumos, ocorre um aprofundamento da divisão do trabalho, o que potencializa o surgimento de novas atividades exportadoras. Assim, a autora argumenta que é justamente a grande escala urbana, com todos os custos e ineficiências associados, a responsável pelo papel primordial desses centros na vida econômica.

Dadas estas externalidades, poder-se-ia inferir que as firmas necessariamente se beneficiariam da localização em grandes centros urbanos, com elevada densidade econômica. No entanto, a aglomeração urbana também é acompanhada por deseconomias, tais como a elevação dos custos de deslocamento da força de trabalho e as desamenidades decorrentes do congestionamento urbano, como criminalidade, poluição e conflitos sociais, além da própria elevação da renda fundiária. Estas deseconomias, à medida que o centro urbano cresce, tendem a contrabalançar as economias de aglomeração, reduzindo, assim, o ritmo de expansão urbana.

As externalidades decorrentes dessas interações, independentemente de sua natureza, se desdobrariam em ganhos de produtividade que levariam a salários mais elevados. Neste caso, a extensão do mercado local seria central, pois poderia gerar economias de aglomeração, sejam de urbanização, sejam de localização, com impactos sobre a eficiência urbana e sobre os salários locais. Assim, os níveis locais de salário seriam impactados, também, pela escala e pela composição setorial da atividade econômica local.

Diversos trabalhos empíricos procuraram verificar os efeitos das economias de aglomeração sobre os salários. WHEATON e LEWIS (2002) analisam esses efeitos para as regiões metropolitanas americanas. Os autores englobam na análise possíveis efeitos de economias de urbanização, localização e economias internas de escala. Para o censo americano de 1990, os autores constatarem que trabalhadores da indústria com características pessoais semelhantes ganham maiores salários quando trabalham em centros urbanos onde existe elevada concentração de trabalhadores em sua mesma ocupação e/ou forte peso do setor industrial em que trabalham, sinalizando a ocorrência de economias de urbanização.

GLAESER (1999) estima prêmios salariais significativos nas regiões metropolitanas americanas em relação às áreas não metropolitanas, que se mantêm mesmo controlando para características demográficas, da indústria, educação e ocupação. Segundo o autor a razão para que as empresas paguem melhor nas grandes cidades estaria relacionada à maior produtividade marginal do trabalho nessas cidades.

COMBES et al. (2004) analisam o salário para as zonas de emprego<sup>3</sup> (*zones d'emploi*) francesas. Os autores estimam que os diferenciais de composição da força de trabalho seriam o principal elemento responsável pelas disparidades regionais de salário. No entanto, afirmam que esta

---

<sup>3</sup> Essas zonas correspondem às principais cidades e suas áreas de influência ou, ainda, às regiões metropolitanas do país, sendo suas fronteiras definidas com base nos padrões diários de comutação da força de trabalho.

composição é em parte afetada pela estrutura econômica local, pois sugerem que com os movimentos migratórios, trabalhadores com melhores características não observáveis tendem a se aglomerar nas regiões de maior escala e densidade econômica e, ainda, mais bem dotadas de capital humano. Encontram, também, evidências da importância das economias de urbanização sobre os salários e um efeito menos importante, porém significativo, para as dotações intrínsecas das regiões, como a infraestrutura pública.

Alguns estudos empíricos também demonstraram a existência de significativos diferenciais de rendimento do trabalho entre as regiões do país, sendo a maioria desses trabalhos focada nas principais regiões metropolitanas brasileiras. SAVEDOFF (1990) estuda a segmentação do mercado de trabalho no Brasil na década de 1980, analisando as diferenças salariais entre as regiões metropolitanas. O autor observou uma estabilidade temporal dos diferenciais regionais de salário nominal no período 1976-1987, afirmando que as evidências tornam insustentável o argumento de que esses diferenciais são decorrentes apenas de desequilíbrios de mercado.

Segundo SAVEDOFF (1990) as disparidades na composição da demanda por trabalho constituem importante fator explicativo para a persistência dos diferenciais de salário mesmo com a crescente integração econômica nacional. O autor afirma que a distribuição geográfica da atividade industrial manteve uma relativa estabilidade no tempo, com forte concentração na RMSP e em seu campo aglomerativo, o que estaria relacionado às economias de aglomeração e ao acesso à infraestrutura e aos mercados. De acordo com o autor esses fatores gerariam condições de demanda que capacitariam a região a absorver a força de trabalho em expansão, sem significativos efeitos depressivos sobre os salários.

Estudos mais recentes, abrangendo a década de 1990, atestam a persistência dos diferenciais regionais de renda no país. SERVO (1999), analisando as principais RMs brasileiras, constatou que os diferenciais regionais de salários nominais permaneceram significativos mesmo com a introdução de controles para características pessoais e do emprego. A autora verificou, também, que os diferenciais de custo de vida explicam parcialmente os diferenciais regionais de salário, mas as disparidades salariais permanecem significativas mesmo considerando-se os salários reais.

Segundo ABRACHE e NEGRI (2002) diversos fatores foram identificados como determinantes da segmentação dos mercados de trabalho no país, incluindo-se a filiação industrial dos trabalhadores, a regulamentação dos mercados de trabalho, os níveis locais de sindicalização, as características pessoais não-produtivas, como cor e gênero, além das próprias regiões geográficas. Os autores estimam uma elevada estabilidade dos prêmios salariais das indústrias brasileiras nas décadas de 1980 e 1990, sugerindo que esses diferenciais são decorrentes principalmente de fatores como tecnologia e concentração de mercado, e menos influenciados pela conjuntura econômica. Apesar de não focarem diretamente a questão regional, é importante considerar os diferenciais de salário inter-setoriais na presente análise, considerando-se que os centros urbanos se especializam em diferentes setores produtivos.

## **2. METODOLOGIA E BASE DE DADOS**

### **2.1. Base de dados e variáveis**

A base de dados utilizada neste estudo foi construída a partir dos micro-dados dos Censos Demográficos do Brasil para os anos de 1991 e 2000 publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha desta fonte de dados deve-se principalmente ao fato dela abranger a totalidade do território nacional, além de incluir as pessoas inseridas no mercado de trabalho informal. A abrangência geográfica do censo permite a análise dos mercados de trabalho locais, englobando municípios de menor porte. Essa abrangência contrasta com grande parte dos estudos na área de mercado de trabalho com enfoque regional publicados no país, que em razão da existência de fontes de

dados periódicas referentes às principais regiões metropolitanas brasileiras, com frequência limitam a análise a essas regiões.

Como se trata de um estudo multinível, os dados analisados compreendem tanto a amostra de indivíduos (nível 1), quanto os dados referentes às unidades territoriais de análise (nível 2). A opção pelo centro urbano como unidade geográfica de análise se deve ao fato de que a este nível de agregação pode-se captar, com maior eficiência, os efeitos das economias de localização e de urbanização sobre os salários. Essa escolha é corroborada por FUJITA e THISSE (2000), que propõem que as cidades e, de forma mais geral, as aglomerações urbanas devam constituir-se nas unidades de análise nos estudos da localização das atividades produtivas e seus possíveis desdobramentos. Isso se deve ao fato de que, segundo esses autores, é nesse nível de agregação espacial que ocorrem os diferentes tipos de interação entre os agentes econômicos e as resultantes inovações tecnológicas e sociais.

Os centros urbanos selecionados são as cidades médias e as regiões metropolitanas brasileiras<sup>4</sup>. Definimos aqui como cidades médias todos os municípios com mais de 50 mil habitantes. No entanto, para se trabalhar com os mesmos municípios para os dois anos censitários, foram excluídos da amostra todos os municípios que apresentaram população inferior a 50 mil habitantes em qualquer dos dois anos analisados.

Cabe notar, também, que a criação de novos municípios ocorrida durante o período considerado na análise leva a mudanças nos contornos e áreas geográficas dos municípios existentes, impedindo que as comparações intertemporais dos municípios sejam feitas de forma consistente. Assim, após a seleção inicial dos municípios pelo critério de população, optou-se por agregar a estes municípios os novos municípios deles emancipados no período inter-censitário. Para isso foram utilizadas as áreas mínimas comparáveis (AMC) definidas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA, que, como afirmam REIS et al. (2004), correspondem ao conjunto mínimo de unidades territoriais que permite, de forma consistente, comparar uma mesma área ao longo de um determinado período. Os municípios metropolitanos, por sua vez, foram agregados em suas respectivas regiões metropolitanas (RMs).

Após a definição das unidades de nível 2, definem-se a seguir a amostra de indivíduos. A amostra é composta pelos trabalhadores do sexo masculino, com idades variando entre 18 e 65 anos, empregados em atividades não agrícolas e residentes em áreas urbanas. Foram incorporados apenas os indivíduos que trabalharam acima de 20 horas semanais e que possuíam rendimento monetário positivo do trabalho principal.

A razão para se considerar na análise apenas os indivíduos do sexo masculino se deve ao fato de que, como afirma SAVEDOFF (1990), os rendimentos das mulheres são, em média, menores que os dos homens e os retornos à educação diferem entre os sexos. A opção pela inclusão apenas de indivíduos com idades variando dos 18 aos 65 anos deve-se ao fato deste grupo etário compreender a maior parte da força de trabalho ocupada no país, além de ser o intervalo correspondente à população em idade ativa (PIA) adulta. Já a seleção de pessoas com jornada de trabalho acima de 20 horas semanais teve por objetivo a exclusão da maior parte dos trabalhadores temporários, que podem apresentar determinantes salariais distintos dos demais trabalhadores.

Por fim, optou-se por excluir da amostra os empregadores e os trabalhadores por conta própria. Segundo BARROS et al. (1999), mesmo controlando-se para a educação e experiência, persistem expressivos diferenciais de salário entre as distintas posições na ocupação, com os empregadores tendo remunerações do trabalho bem superiores aos demais. Além disso, RAMOS (1993) afirma que o conjunto dos trabalhadores por conta própria é bastante heterogêneo, sendo a composição deste grupo, especialmente em relação à qualificação, bastante afetada pelas condições macroeconômicas. O autor afirma, ainda, que por exercerem maior grau de comando sobre as próprias dotações de fatores, existem diferenciais na determinação do rendimento por trabalho entre esses grupos e os empregados, que vão além das características pessoais produtivas, como educação e experiência.

---

<sup>4</sup> Foram consideradas as regiões metropolitanas definidas pelo IBGE no Censo Demográfico de 2000.

Com os critérios adotados, a amostra referente a 1991 é composta por 1.282.655 indivíduos e a do ano 2000 por 1.394.679 indivíduos, agrupados em 355 centros urbanos<sup>5</sup>. Definidos os critérios das amostras, a etapa seguinte é a determinação da variável dependente e das variáveis explicativas nos dois níveis hierárquicos. A variável dependente analisada é o salário-hora, ou seja, a renda mensal do trabalho principal do mês de referência dos censos demográficos dividida pelo número de horas trabalhadas no mês (produto entre o número de horas semanais trabalhadas vezes 4,3). Na estimação do modelo, a variável dependente está expressa em sua forma logarítmica ( $LnW$ ). Para o ano de 1991 o salário-hora foi corrigido aos preços 01 de agosto de 2000, a data de referência do último censo, utilizando-se o IPCA como índice.

As variáveis explicativas de nível 1 foram agrupadas em características do trabalhador e do posto de trabalho. As primeiras podem ser divididas em características pessoais produtivas, tais como escolaridade e experiência, e características pessoais não produtivas ou adscritas, como a cor. Assim, as variáveis que expressam as características pessoais são as seguintes:

- *Anos de estudo (Educ)*: número completo de anos de estudo dos indivíduos. Esta variável é interpretada como uma *proxy* da qualificação do trabalhador.
- *Idade*: esta variável, *proxy* da experiência, refere-se à idade do indivíduo em anos completos subtraída de 18, a idade mínima dos indivíduos abrangidos na amostra. O objetivo deste procedimento foi tornar os interceptos dos modelos mais facilmente interpretáveis, dado que nos modelos estimados ele é função de variáveis referentes aos centros urbanos.
- *Termo quadrático da idade (Idade<sup>2</sup>)*: a forma quadrática foi incorporada devido a observações empíricas de que os rendimentos do trabalho não são uma função linear da idade, eperando-se, portanto, que seu estimador apresente sinal negativo.
- *Branco*: 1 se indivíduo de cor branca ou amarela, 0 se de cor preta ou parda. A inclusão da variável referente à cor, apesar de ser uma característica pessoal não-produtiva, justifica-se pela importância da discriminação racial nos diferenciais salariais no país.

Além das variáveis pessoais, outras variáveis de nível 1 empregadas na análise expressam características dos postos de trabalho, tais como a informalidade no mercado de trabalho e o ramo de atividade econômica do trabalho principal:

- *Informal*: 1 se empregado sem carteira de trabalho assinada, com exceção dos servidores estatutários, 0 se empregado com carteira de trabalho assinada ou se servidor estatutário. Esta variável é indicativa da segmentação do mercado de trabalho urbano no Brasil.
- *Ramo de atividade do trabalho principal*: considerando-se a existência, descrita na literatura, de significativos diferenciais de salário entre os variados setores da atividade econômica, foram criadas *Dummies* setoriais. Neste trabalho, o ramo de atividade econômica de referência compõe o setor terciário, com exceção da administração pública e dos serviços produtivos modernos, sendo criadas as seguintes *Dummies* setoriais:
  - *ConstrCivil*: 1 se empregado na construção civil, 0 se empregado nos demais setores;
  - *Industria*: 1 se empregado na indústria de transformação ou indústria extrativa mineral, 0 se empregado nos demais setores;
  - *Energia/ServProd*: 1 se empregado no setor de produção e distribuição de energia elétrica e gás ou nos serviços produtivos modernos<sup>6</sup>, 0 se empregado nos demais setores;
  - *AdmPublic*: 1 se empregado na administração ou segurança públicas, 0 se empregado nos demais setores.

---

<sup>5</sup> Dos 355 centros urbanos abrangidos, 23 correspondem a regiões metropolitanas, incluindo Brasília, e 332 são municípios não metropolitanos.

<sup>6</sup> Foram classificados como serviços produtivos modernos os setores de telecomunicações, serviços financeiros e seguros, serviços jurídicos, de contabilidade e auditoria, consultorias, publicidade, engenharia e arquitetura, desenho e outros serviços técnico-profissionais prestados a empresas, serviços auxiliares da indústria e as instituições científicas e tecnológicas.

Definidas as variáveis de nível 1, a fim de captar os efeitos da escala urbana e das especificidades regionais sobre os salários dos indivíduos, foram construídas as seguintes variáveis referentes aos centros urbanos (nível 2):

- *População total (Pop)*: esta variável, *proxy* para a escala dos centros urbanos, expressa, de uma forma genérica, as economias de aglomeração locais. No entanto esta variável também está relacionada ao congestionamento e aos custos urbanos.
- *Dummies regionais*: tendo os municípios de São Paulo como referência, foram criadas *Dummies* para os municípios inseridos nas regiões Norte, Nordeste, Sul, Centro-Oeste (com exceção do Distrito Federal) e para os municípios dos estados de Minas Gerais e do Espírito Santo, em conjunto, para os municípios do Rio de Janeiro e para o Distrito Federal.

Por fim, é importante ressaltar que apesar da abrangência territorial deste estudo representar um avanço em relação à maioria dos estudos que analisam os diferenciais regionais de salário no país, uma limitação que decorre da escolha do centro urbano como unidade de análise é a não existência de um índice de custo de vida comparativo para a grande maioria dos municípios brasileiros<sup>7</sup>. Portanto, neste trabalho serão analisados apenas os diferenciais regionais de salário nominal.

## 2.2. Modelos hierárquicos

Os modelos hierárquicos ou multinível incorporam a estrutura hierárquica dos dados e permitem a modelagem conjunta dos diferentes níveis de observação, sendo a variável dependente medida no menor nível de agregação (nível 1) e as variáveis independentes medidas em todos os níveis analisados. Assim, esses modelos permitem a formulação e o teste de hipótese do efeito entre os diferentes níveis hierárquicos, o que permite analisar como as variáveis explicativas medidas nos níveis superiores afetam as variáveis independentes medidas no nível 1.

No estudo em questão, os modelos hierárquicos possibilitam a determinação dos efeitos diretos das variáveis pessoais (nível 1) e urbanas (nível 2) sobre os salários. Este método apresenta vantagens sobre os demais, pois permite incorporar a variabilidade salarial relacionada à localidade, controlando-se, também, pelas características do indivíduo.

Os modelos hierárquicos representam importante avanço em relação às duas formas tradicionais que os modelos de mínimos quadrados ordinários (MQO) utilizam para lidar com dados multinível: a desagregação de todos os dados do nível superior ao nível do indivíduo, onde as características de grupo seriam atribuídas aos indivíduos neles pertencentes; e a agregação das variáveis de indivíduo, com a análise sendo realizada no nível hierárquico mais elevado (RAUDENBUSH e BRYK, 2002).

Segundo HOX (2000) esses procedimentos podem criar dois tipos de problema: estatístico e conceitual. O primeiro problema, quando relacionado à agregação dos dados, decorre da perda de relevantes informações estatísticas. Isso ocorre, pois com a agregação de dados em um número menor de unidades de análise, toda a variabilidade intra-grupo é eliminada, levando à perda de poder de análise estatística. Por outro lado, caso se proceda uma desagregação das variáveis na estimação por MQO, pode-se violar o pressuposto de independência das observações. Essas transformações na base de dados podem levar, também, a problemas conceituais. Nesse caso, uma possível interpretação errônea dos resultados pode gerar, por exemplo, o problema da falácia ecológica, em que dados agregados seriam interpretados como se estivessem no nível individual.

A idéia por trás dos modelos multinível é que, ao se analisar indivíduos inseridos em grupos distintos, as observações individuais não são completamente independentes, isto é, a correlação média entre as variáveis medidas em indivíduos inseridos em um mesmo grupo seria maior do que a correlação média entre variáveis medidas em indivíduos pertencentes a grupos distintos. Assim, a construção desses modelos consiste na consideração de que o intercepto e/ou as inclinações não são

---

<sup>7</sup> Para as principais regiões metropolitanas do país existe um índice de custo de vida comparativo desenvolvido por AZZONI et al. (2000).

idênticos para todas as unidades de nível 2, ou seja, considera-se a existência de variabilidade associada ao coeficiente do intercepto e/ou a alguma variável explicativa (HOX, 1995).

Na análise hierárquica é conveniente analisar inicialmente o modelo mais simples possível, equivalente ao modelo ANOVA com efeitos aleatórios. Também chamado de modelo nulo ou incondicional, esse modelo pode ser representado conforme a equação abaixo:

$$\text{Ln}W_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (2.1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2.2)$$

Neste modelo  $\beta_{0j}$  corresponde ao salário médio na unidade  $j$ . Substituindo (2.2) em (2.1), a equação fica descrita da seguinte forma:

$$\text{Ln}W_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (2.3)$$

A estimação deste modelo é importante para uma análise preliminar, pois produz uma estimativa pontual ( $\gamma_{00}$ ) e um intervalo de confiança para a média geral da variável resposta, além de fornecer informações sobre esta variável para cada um dos níveis. O modelo ANOVA não explica a variância, mas a decompõe em dois componentes independentes:  $\sigma^2$ , variância no nível hierárquico mais baixo (variabilidade intra-grupo), e  $\tau_{00}$ , variância no nível hierárquico mais alto (variabilidade entre grupos). Assim, a variância da variável resposta pode ser expressa como  $\text{Var}(Y_{ij}) = \text{Var}(u_{0j} + r_{ij}) = \tau_{00} + \sigma^2$ .

Essa partição possibilita o cálculo do coeficiente de correlação intraclassa ( $\rho$ ), representado por  $\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2)$ . Esse parâmetro indica a proporção da variância na variável dependente que ocorre entre os centros urbanos em relação à variância total. Assim,  $\rho$  pode ser interpretado como medindo o grau de dependência das observações pertencentes a um mesmo centro urbano (RAUDENBUSH e BRYK, 2002).

Uma extensão do modelo anterior é o modelo ANCOVA com efeitos aleatórios. Nesse caso, introduz-se apenas variáveis explicativas de nível 1 ( $X_{ij}$ ), assumindo-se os efeitos de inclinação constantes entre as unidades de nível 2. Os interceptos, por sua vez, podem variar entre os diferentes grupos. O modelo ANCOVA com efeitos aleatórios é formalizado a seguir:

$$\text{Ln}W_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{kj} X_{kij} + r_{ij} \quad (2.4)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2.5)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} \quad (2.6)$$

Após a introdução de variáveis de nível 1 no modelo, espera-se uma redução da variância do nível hierárquico mais baixo,  $\sigma^2$ . Além disso, se a composição dos grupos quanto a essas variáveis explicativas não for idêntica, espera-se também uma redução de  $\tau_{00}$ , isto é, da variância do nível hierárquico mais elevado. Assim, as variáveis no nível 1 explicam parte da variância do nível individual e parte da variância dos grupos (nível 2) (HOX, 2000). No estudo em questão isso significaria que parte dos diferenciais de salários entre os centros urbanos seria explicada pelos diferenciais de composição da força de trabalho desses centros.

Por fim, o modelo hierárquico de dois níveis mais complexo e geral assume que tanto o intercepto quanto as inclinações podem sofrer influência das unidades do nível 2, como formalizado a seguir:

$$\text{Ln}W_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{ij} X_{kij} + r_{ij} \quad (2.7)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{0m} Z_{mj} + u_{0j} \quad (2.8)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_{k0} + \gamma_{km} Z_{mj} + u_{kj} \quad (2.9)$$

onde,

$LnW_{ij}$  = log do salário-hora do trabalhador  $i$  pertencente ao centro urbano  $j$ ;

$X_{Kij}$  = vetor das  $k$  variáveis referentes ao trabalhador  $i$  do centro urbano  $j$ ,

$Z_{mj}$  = vetor das  $m$  variáveis referentes ao centro urbano  $j$ .

Os termos  $u_{oj}$  e  $u_{kj}$  das equações (2.8) e (2.9) correspondem a termos de erro de nível 2. Assume-se que os resíduos  $u_{.j}$  tenham média zero e que sejam independentes de  $r_{ij}$ , ou seja, do termo de erro do nível individual (nível 1). A variância dos resíduos  $u_{oj}$  é representada por  $\tau_{00}$  e a variância dos resíduos  $u_{kj}$  é representada por  $\tau_{kk}$ , sendo a covariância entre os dois termos de erro,  $\tau_{0k}$ , em geral assumida como diferente de zero.

Nota-se, ainda, que nas equações (2.8) e (2.9) os coeficientes  $\gamma$  correspondem a coeficientes fixos. Assim, toda a variabilidade observada inicialmente nos coeficientes  $\beta$ , após a estimação destes a partir de variáveis de nível 2, é assumida como uma variação residual expressa no termo de erro  $u_{.j}$ .

O modelo de 2 níveis pode ser expresso como uma única equação complexa pela substituição das equações (2.8) e (2.9) em (2.7):

$$LnW_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{0m} Z_{mj} + \gamma_{k0} X_{kij} + \gamma_{km} Z_{mj} X_{kij} + u_{kj} X_{kij} + u_{oj} + r_{ij} \quad (2.10)$$

Pela equação (2.10), pode-se observar diferenças entre este modelo e o método dos MQO. Primeiramente, assume-se que cada unidade de nível 2 será caracterizada por intercepto ( $\beta_{0j}$ ) e, possivelmente, por estimadores ( $\beta_{kj}$ ) distintos. Além disso, o erro na equação acima corresponde ao termo  $\mu_{kj} X_{kij} + u_{oj} + r_{ij}$ , sendo os componentes  $u_{oj}$  e  $u_{kj}$  comuns aos indivíduos do mesmo centro urbano. Assim, existe o problema da heterocedasticidade, dado que o termo  $\mu_{kj} X_{kij} + u_{oj}$  varia em função das unidades de nível 2 (devido aos componentes  $u_{oj}$  e  $u_{kj}$ ) e em função dos atributos individuais (devido ao termo  $X_{kij}$ ). Desta forma, o método de MQO<sup>8</sup> apresenta-se inadequado para este modelo.

Para solucionar este problema, boa parte dos programas computacionais que efetuam a análise multinível, como o programa HLM utilizado neste trabalho, emprega o método de estimação por Máxima Verossimilhança (MV). Com a utilização desse método, o pressuposto da independência nos modelos hierárquicos é relaxado.

### 3. DIFERENCIAIS REGIONAIS DE SALÁRIO NO BRASIL

O padrão de relativa concentração espacial das atividades econômicas, especialmente das indústrias mais modernas e dos sofisticados serviços produtivos, certamente impactou a evolução da renda das regiões brasileiras na última década. Ao comparar-se os valores de rendimento médio do trabalho principal dos indivíduos da amostra para os 355 centros urbanos analisados constatou-se uma clara disparidade regional de salários no país. Analisando o salário médio das 23 regiões metropolitanas (RMs) em 2000, observou-se que as 7 RMs do Nordeste/Norte ocupavam as últimas posições naquele ano. Desta forma, no período analisado houve uma piora relativa das RMs de Belém e Salvador, que apresentavam em 1991 salários médios próximos ao de algumas metrópoles do Sudeste, como Belo Horizonte. Dentre os 332 centros urbanos não metropolitanos abrangidos, dos 100 que apresentaram menor renda média, 6 pertenciam à região Norte e 76 pertenciam ao Nordeste em 1991 e 13 e 80 municípios pertenciam, respectivamente, a essas regiões em 2000. Dentre os centros urbanos não

<sup>8</sup> No método dos MQO, existe apenas um componente do erro, assumido como independente e homocedástico. No entanto, sendo os indivíduos pertencentes a grupos, toda a variabilidade dos grupos não computada no modelo afetará os resíduos. Assim, nesses casos espera-se uma covariância não-nula entre os termos de resíduo de indivíduos componentes de um mesmo grupo, violando os pressupostos do modelo e, conseqüentemente, afetando os desvios-padrão e teste de significância. Além disso, o método dos MQO considera que todos os coeficientes de regressão são idênticos para todos os grupos, mas não fornece meios de se testar essa hipótese (HOX e KREFT, 1994).

metropolitanos abrangidos no decil de maior salário médio, em torno de 70% eram do estado de São Paulo nos anos analisados.

No entanto, esta comparação limita-se ao diferencial de salário médio bruto ou não controlado entre os centros urbanos, que é impactado pelos diversos níveis de escolaridade média da força de trabalho empregada nesses centros, além de outros atributos pessoais. A análise aqui proposta pretende identificar a permanência ou não de diferenciais regionais de salários após o controle por uma série de características observáveis. Assim, neste estudo o controle dos diferenciais de composição da força de trabalho permite que se capte o efeito direto de características regionais sobre os salários dos indivíduos.

As duas etapas iniciais de estimação do modelo de rendimento do trabalho são constituídas pelo modelo ANOVA ou modelo incondicional (Modelo 1), já apresentado anteriormente, e um segundo modelo, Modelo 2, que incorpora apenas características pessoais produtivas, representado por:

$$\ln W_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 Educ + \beta_2 Idade + \beta_3 Idade^2 + r_{ij} \quad (3.1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (3.2)$$

Desta forma, constrói-se uma equação salarial no primeiro nível hierárquico a partir de preceitos teóricos básicos do Capital Humano, próxima à equação de rendimentos proposta por MINCER (1974)<sup>9</sup>. No entanto, um elemento que diferencia este modelo de modelos tradicionais de rendimento é que ele assume que os coeficientes – o intercepto no caso em questão – podem variar entre os diferentes centros urbanos, sendo estas variações decorrentes de condições específicas dos mercados de trabalho locais.

Alguns autores, como ARBACHE e NEGRI (2002), atestam a ocorrência de segmentação do mercado de trabalho no país determinada por diversos fatores. Dentre esses fatores incluem-se as características pessoais não produtivas – cor e gênero – e características do posto de trabalho, como a filiação setorial do trabalhador. Assim, constrói-se o Modelo 3 incorporando esses elementos na análise<sup>10</sup>, ainda no nível 1.

Por fim, o Modelo 4 incorpora ao Modelo 3 variáveis explicativas do segundo nível hierárquico, buscando identificar, desta forma, o impacto diferenciado de atributos regionais sobre os salários de trabalhadores com características pessoais similares, mas residentes em centros urbanos distintos. O modelo final é expresso pelas equações abaixo:

$$\ln W_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 Educ + \beta_2 Idade + \beta_3 Idade^2 + \beta_4 Branco + \beta_5 Informal + \beta_6 ConstrCivil + \beta_7 Industria + \beta_8 Energia / ServPr od + \beta_9 AdmPublic + r_{ij} \quad (3.3)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \ln Pop + \gamma_{0n} Dummies Regionais + u_{0j} \quad (3.4)$$

As TAB. 3.1 e 3.2 apresentam os resultados obtidos nas regressões dos modelos acima descritos:

<sup>9</sup> MINCER (1974) generalizou a equação de rendimentos considerando não apenas os efeitos da educação formal sobre os rendimentos, mas também os efeitos do treinamento efetuado no trabalho (on-the-job training):  $\ln W = b_0 + b_1 Educa\c{c}{a}\c{o}_i + b_2 Experi\c{e}{n}{c}{i}{a}_i + b_3 Experi\c{e}{n}{c}{i}{a}_i^2 + u_i$

<sup>10</sup> Não foi incluída a variável gênero pelo fato da amostra selecionada incluir apenas indivíduos do sexo masculino.

**TABELA 3.1**  
**Resultados das equações de rendimento dos trabalhadores assalariados – 1991**

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>Intercepto</b>	0,298* (0,0185)	-1,059* (0,0314)	-1,107* (0,0300)	-1,572* (0,1013)
LnPop1991				0,066* (0,0085)
NORTE				-0,214* (0,0304)
NORD				-0,508* (0,0228)
MG/ES				-0,374* (0,0265)
RJ				-0,382* (0,0381)
SUL				-0,271* (0,0259)
COESTE				-0,211* (0,0380)
DF				-0,041 (0,1438)
<b>Educ</b>		0,121* (0,0033)	0,112* (0,0027)	0,112* (0,0002)
<b>Idade</b>		0,066* (0,0008)	0,064* (0,0007)	0,064* (0,0002)
<b>Idade2</b>		-0,001* (0,0000)	-0,001* (0,0000)	-0,001* (0,0000)
<b>Branco</b>			0,144* (0,0080)	0,144* (0,0014)
<b>Informal</b>			-0,119* (0,0082)	-0,119* (0,0019)
<b>Construc</b>			0,032* (0,0097)	0,032* (0,0022)
<b>Indústria</b>			0,134* (0,0108)	0,134* (0,0015)
<b>Energ/ServProd</b>			0,284* (0,0231)	0,284* (0,0023)
<b>AdmPublic</b>			0,124* (0,0126)	0,124* (0,0022)
<b>Partição da Variância***</b>	13,0%	13,5%	11,2%	4,3%
Centro Urbano	0,120*	0,072*	0,057*	0,020*
Indivíduo	0,802*	0,463*	0,450*	0,450*

Fonte: Elaboração própria a partir das estimativas dos modelos (desvio padrão entre parênteses)

Nota: \* significativa ao nível de 1%; \*\* significativa ao nível de 5%.

\*\*\* Proporção (%) da variância no nível 2, em relação à variabilidade salarial total.

**TABELA 3.2**  
**Resultados das equações de rendimento dos trabalhadores assalariados – 2000**

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<b>Intercepto</b>	0,575* (0,0182)	-0,906* (0,0188)	-0,879* (0,0159)	-1,355* (0,0773)
LnPop2000				0,060* (0,0064)
NORTE				-0,246* (0,0234)
NORD				-0,412* (0,0176)
MG/ES				-0,223* (0,0204)
RJ				-0,151* (0,0294)
SUL				-0,162* (0,0000)
COESTE				-0,168* (0,0293)
DF				0,058 (0,1107)
<b>Educ</b>		0,119* (0,0014)	0,106* (0,0010)	0,106* (0,0001)
<b>Idade</b>		0,064* (0,0012)	0,060* (0,0011)	0,060* (0,0002)
<b>Idade2</b>		-0,001* (0,0000)	-0,001* (0,0000)	-0,001* (0,0000)
<b>Branco</b>			0,150* (0,0071)	0,150* (0,0012)
<b>Informal</b>			-0,197* (0,0047)	-0,197* (0,0013)
<b>Construc</b>			0,087* (0,0092)	0,087* (0,0018)
<b>Indústria</b>			0,115* (0,0080)	0,115* (0,0014)
<b>Energ/ServProd</b>			0,300* (0,0050)	0,300* (0,0020)
<b>AdmPublic</b>			0,299* (0,0263)	0,299* (0,0020)
<b>Partição da Variância***</b>	14,0%	11,5%	9,0%	3,0%
Centro Urbano	0,117*	0,053*	0,038*	0,012*
Indivíduo	0,721*	0,407*	0,384*	0,384*

Fonte: Elaboração própria a partir das estimativas dos modelos (desvio padrão entre parênteses)

Nota: \* significativa ao nível de 1%; \*\* significativa ao nível de 5%.

\*\*\* Proporção (%) da variância no nível 2, em relação à variabilidade salarial total.

O primeiro modelo ajustado, Modelo 1, fornece a partição da variância entre os dois níveis analisados, isto é, os trabalhadores assalariados e os centros urbanos. Observou-se que a variância entre as unidades de nível 2 foi estatisticamente significativa nos dois anos. Esse modelo permite o cálculo do coeficiente de correlação intra-classe ( $\rho$ ), cujos valores estimados indicaram que 13,1% e 14,0% da variância total dos salários em 1991 e 2000, respectivamente, decorre de diferenças salariais entre os centros urbanos analisados. Os valores de  $\rho$  justificam a utilização de modelos hierárquicos na estimação da função de rendimentos de trabalho no país.

A seguir, no Modelo 2 faz-se o controle pelas características pessoais produtivas dos trabalhadores. Primeiramente, para os dois anos analisados o modelo permite concluir que, mesmo após o controle por esses atributos pessoais, a variância de  $\beta_{0j}$  ao redor de  $\gamma_{00}$  permanece estatisticamente significativa. Desse modo, descarta-se a hipótese nula de que não há nenhuma diferença entre os coeficientes de intercepto (salários médios) dos centros urbanos após o controle pelos diferenciais de composição da força de trabalho.

Nesta etapa a variância total dos salários cai para 0,5344 em 1991 e para 0,4604 em 2000, o que significa uma redução de aproximadamente 42,0% e 45,0%, respectivamente, na dispersão salarial total nos anos analisados. Apesar de terem sido incluídas no Modelo 2 apenas variáveis relativas às características pessoais produtivas (nível 1), houve uma redução da variabilidade dos salários entre os centros urbanos de 40,4%, em 1991, e 54,4%, em 2000. Nesse caso, a redução da variabilidade salarial no nível 2 decorre do controle pelos diferenciais de composição da força de trabalho quanto às características produtivas desta, ou seja, pelas diferenças na dotação de capital humano entre os centros urbanos no país. Este resultado é próximo ao estimado por COMBES et al. (2004), que, analisando os diferenciais salariais entre as zonas de emprego francesas, estimam que os diferenciais de composição da força de trabalho seriam responsáveis por em torno de 50% das disparidades regionais de salário.

No entanto, apesar das disparidades na qualificação e na experiência da força de trabalho entre esses centros explicar parte de suas diferenças salariais médias, uma proporção importante da variância inicial permanece não explicada. Portanto, existem diferenças na média salarial entre os centros urbanos que não são explicadas por esses fatores, permitindo-se concluir que o capital humano não é o único determinante dos diferenciais regionais de salário. Além disso, deve-se salientar que a própria estrutura econômica local pode afetar, mesmo que de forma limitada, a composição da força de trabalho, pois regiões especializadas em setores intensivos em trabalho qualificado tendem a atrair de outras regiões indivíduos com as qualificações específicas demandadas.

No Modelo 3 incluem-se, além da variável referente à cor do indivíduo, variáveis relativas ao posto de trabalho, como a posse ou não de carteira de trabalho assinada e o setor de atividade do emprego, variáveis estas indicativas da segmentação no mercado de trabalho. Todos os coeficientes das variáveis de nível 1 apresentaram significância estatística e seus sinais estão de acordo com a literatura empírica<sup>11</sup>.

Analisando-se os coeficientes relativos à filiação setorial dos trabalhadores, constatou-se que em todos os demais setores prevaleceram, em média, salários superiores aos observados nas atividades terciárias tradicionais. Observa-se, ainda, um forte impacto positivo – acima de 30% para ambos os anos – da variável *Energia/ServProd* sobre o salário dos trabalhadores. Essas atividades mais modernas tendem a se concentrar, primordialmente, nas metrópoles das regiões mais desenvolvidas do país.

As variáveis referentes ao posto de trabalho, apesar de estarem inseridas no nível individual, não expressam necessariamente uma característica inerente à pessoa, mas refletem, também, as condições do mercado de trabalho local e da economia urbana. Assim, trazem para o nível individual atributos que, na realidade, são determinados principalmente pela estrutura econômica dos centros urbanos. Esses fatores determinam, em grande parte, o padrão local da demanda por trabalho e refletem a segmentação do mercado de trabalho. Portanto, a expressiva queda na variância salarial entre as

---

<sup>11</sup> Nota-se, primeiramente, a permanência dos diferenciais salariais entre brancos e negros no período analisado. Quanto às variáveis relativas ao posto de trabalho, um resultado observado foi a piora relativa entre os anos 1991 e 2000 dos salários dos trabalhadores no mercado de trabalho informal em relação aos trabalhadores com carteira assinada. Deve-se salientar que nesse período houve um forte aumento do grau de informalidade no mercado de trabalho no país.

unidades de nível 2 (centros urbanos) após a inclusão dessas variáveis sinaliza a ocorrência de diferenciais salariais inter-urbanos decorrentes de diferenças na especialização produtiva local e de disparidades no grau de informalidade no mercado de trabalho entre os centros.

O modelo final, Modelo 4, incorpora ao modelo anterior as variáveis de nível 2, ou seja, as variáveis referentes aos centros urbanos. Esse modelo explica, em 1991 e 2000, mais de 80% da variância do salário entre as unidades de nível 2 e em torno de 45% da variância de nível 1. Com este modelo explicando uma elevada proporção da variância salarial entre as unidades de nível 2, observa-se, na partição da variância do modelo final, que apenas uma pequena parcela da variabilidade salarial que permanece não explicada é decorrente da variabilidade salarial inter-urbana. Este resultado era esperado ao se considerar, como exposto anteriormente, que as variáveis de nível 1 explicam parte da variância do nível individual e parte da variância dos grupos, enquanto as variáveis explicativas de nível 2 explicam apenas a variância em seu próprio nível (centros urbanos).

Com o Modelo 4 buscou-se verificar o efeito da população total dos centros urbanos sobre os salários dos indivíduos. O tamanho da população foi considerado neste estudo como uma medida aproximada da escala urbana, em um sentido amplo, incorporando assim a extensão do mercado local e da divisão de trabalho intra-urbana, sendo relacionada à existência de economias de aglomeração. No entanto, é importante ressaltar que o aumento da escala urbana está também associado às deseconomias de aglomeração, decorrentes do congestionamento urbano e da elevação dos custos locais.

A variável *LnPop* apresentou sinal positivo e significância estatística para o intercepto, resultado este que vai ao encontro do apresentado por GLAESER (1999). O autor afirma que o aumento da escala urbana leva a uma divisão do trabalho mais profunda, com maior especialização da força de trabalho e maiores possibilidades de interações entre os agentes, o que se refletiria em maiores salários.

Por fim, a análise das *Dummies* regionais permite verificar se indivíduos com atributos pessoais observáveis similares (iguais escolaridade, idade, cor e sexo), empregados com carteira de trabalho assinada no mesmo setor produtivo e, ainda, residentes em centros urbanos com igual escala populacional tendem a apresentar salários significativamente distintos se residentes em regiões do país com diferentes níveis de desenvolvimento. Pelos resultados, observa-se que nos municípios paulistas os salários são, em média, significativamente superiores aos das demais regiões do país, com exceção do Distrito Federal, mesmo após controlar-se pelos demais atributos. Constata-se, também, que os salários nos municípios nordestinos tendem a ser, em média, os mais baixos dentre os municípios brasileiros, situação que prevalece nos dois anos analisados. Estes resultados estão de acordo com o encontrado por SAVEDOFF (1990), SERVO (1999) e MENEZES et al. (2002).

Dois outros resultados devem ser ressaltados. Em primeiro lugar, para o ano de 1991 os municípios do estado do Rio de Janeiro, após o controle pelos atributos de capital humano e dos postos de trabalho, apresentaram salários inferiores aos de diversas outras regiões do país e por volta de 30% abaixo dos salários médios pagos nos municípios paulistas. Assim, ao contrário do observado para as regiões mais atrasadas do país e com desfavoráveis indicadores de capital humano, após o controle pelas características de indivíduo não houve uma importante redução das diferenças dos salários médios dos municípios do Rio de Janeiro em relação aos salários dos municípios paulistas.

Esse resultado é próximo ao encontrado por SAVEDOFF (1990) e SERVO (1999) na análise das RMs, que identificaram uma piora relativa da RMRJ frente às demais regiões metropolitanas após o controle pelos atributos produtivos dos trabalhadores. Segundo o primeiro autor, isso significa que o elevado salário médio pago no Rio de Janeiro deve-se, primordialmente, ao relativamente elevado nível educacional médio de sua população. Assim, o autor afirma que não haveria uma efetiva vantagem em termos salariais por parte do Rio, dado que a comparação para indivíduos com um mesmo nível de escolaridade e idade e as mesmas características do posto de trabalho revelou que os salários da RMRJ encontravam-se 14,7% abaixo da média das RMs em 1985.

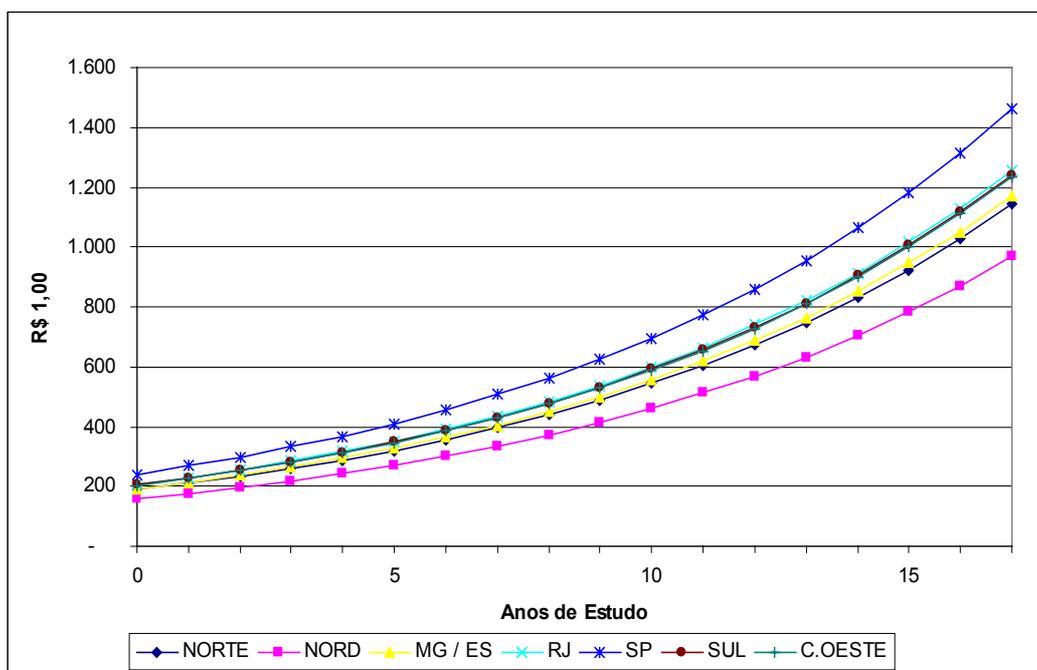
No entanto, para o ano 2000 o presente estudo diagnosticou uma melhoria significativa nos níveis salariais nos centros urbanos do Rio de Janeiro. Esse ganho está provavelmente relacionado à recuperação econômica do Estado, especialmente a partir da segunda metade da década de 1990

quando atraiu elevados investimentos industriais, como na indústria automobilística, além do reavivamento dos contratos no setor petrolífero.

Na comparação dos dois anos, um segundo resultado a ser destacado foram os ganhos relativos de salário, em 2000, por parte de todas as regiões do país, com exceção do Norte, em relação aos municípios de São Paulo. No entanto, esses ganhos foram mais intensos nos centros urbanos dos estados do Sul e do Sudeste, reforçando a idéia de que os municípios dessas regiões têm sido mais beneficiados por um padrão de aglomeração poligonal no país, com impactos positivos sobre os salários locais.

Os diferenciais regionais de salário estão ilustrados nos gráficos abaixo, sendo os valores preditos a partir dos coeficientes dos modelos acima estimados<sup>12</sup>. No GRAF. 3.1 observam-se, para municípios de 100 mil habitantes das diferentes regiões do país, a relação entre salários médios e anos de estudo para trabalhadores com as demais características pessoais e os atributos do posto de trabalho semelhantes.

**GRÁFICO 3.1**  
**Salários médios estimados\* e anos de estudo em municípios de 100 mil habitantes por regiões – 2000**



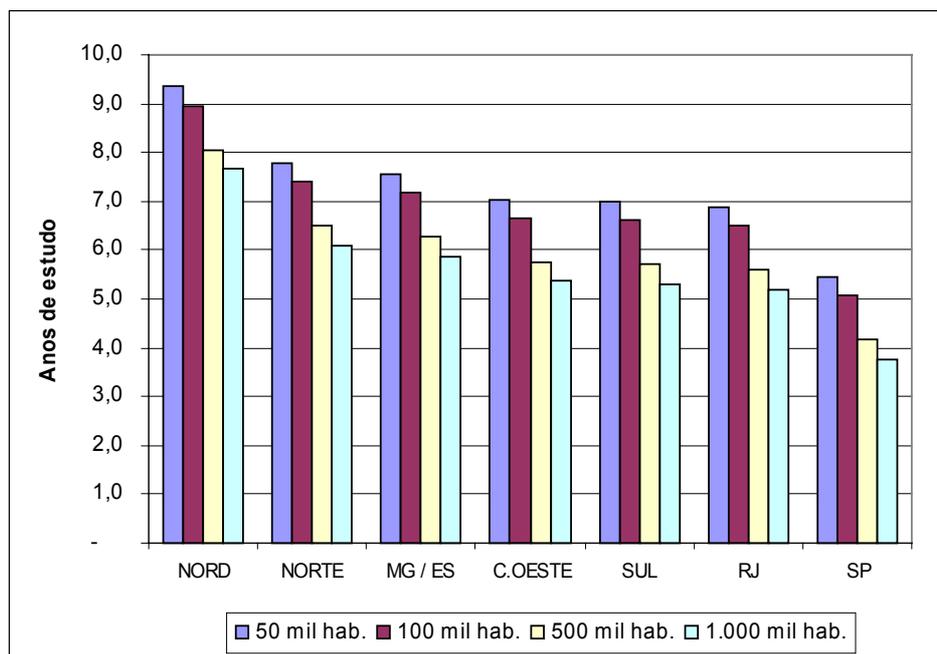
Fonte: Elaboração própria a partir dos coeficientes das regressões.

Nota: \* Refere-se ao salário mensal médio, considerando-se uma jornada de trabalho semanal de 44 horas, estimado para trabalhadores assalariados do sexo masculino, brancos, ocupados no setor terciário, exceto serviços produtivos modernos e administração pública, e com carteira de trabalho assinada.

Observando-se o gráfico acima, constata-se a permanência de importantes disparidades salariais médias dos trabalhadores residente em municípios de mesmo porte inseridos nas diversas regiões brasileiras. No GRAF. 3.2 comparam-se, para os municípios de distintos portes e das diferentes regiões do país, os anos de estudo em média necessários para que trabalhadores com os demais atributos similares atinjam uma remuneração equivalente ao salário mediano da amostra de 2000.

<sup>12</sup> Apesar de pouco usual ao trabalhar-se com modelos hierárquicos, este procedimento permite uma melhor visualização dos diferenciais de salário entre as regiões brasileiras.

**GRÁFICO 3.2**  
**Anos de estudo médios\* para a obtenção do salário mediano\*\* por porte dos centros urbanos e região – 2000**



Fonte: Elaboração própria a partir dos coeficientes das regressões.

Nota: \* Anos de estudo médios estimados para trabalhadores assalariados do sexo masculino, brancos, ocupados no setor terciário, exceto serviços produtivos modernos e administração pública, e com carteira de trabalho assinada.

\*\* O salário-hora mediano para a amostra de 2000 foi de R\$ 2,18/hora, o que é equivalente a um salário mensal de R\$ 412,50, considerando-se uma jornada de trabalho semanal de 44 horas.

Pelo gráfico acima, observa-se, por exemplo, que trabalhadores com menos de quatro anos de estudo atingiriam, em média, o salário mediano da amostra nos centros urbanos paulistas com população em torno de um milhão de habitantes. Já nos municípios de São Paulo com população ao redor de 50 mil habitantes, seriam necessários, em média, mais de cinco anos de estudo para se atingir o mesmo nível salarial e nos centros urbanos nordestinos com este porte o salário mediano seria alcançado com uma escolaridade média superior a 9 anos. Esses dados ilustram a importância de fatores econômicos locais na determinação dos salários dos indivíduos.

Por fim, deve-se salientar que as variáveis *Dummy* regionais captam a situação média dessas regiões, podendo haver, no entanto, significativas desigualdades salariais intra-regionais, com a existência, por exemplo, de bolsões de pobreza em algumas regiões mais ricas ou, ainda, de determinados municípios dinâmicos e de renda relativamente elevada nas regiões periféricas do país.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pretendeu-se com este trabalho analisar os determinantes dos diferenciais de salário observados entre os centros urbanos brasileiros em 1991 e 2000, abrangendo as cidades médias e regiões metropolitanas do país. Assume-se a hipótese de que, além do capital humano, o meio econômico onde o indivíduo está inserido, a região onde habita e trabalha, também impacta os salários.

Os resultados encontrados revelaram, primeiramente, que uma proporção significativa da dispersão salarial total dos indivíduos está relacionada às diferenças salariais entre as localidades, sinalizando que particularidades locais afetam os níveis salariais dos indivíduos. Um resultado a ser

destacado foi o de que, apesar dos diferenciais de qualificação e experiência da força de trabalho entre os centros urbanos analisados ter explicado boa parte da variabilidade das médias salariais dessas localidades, uma proporção importante da variância inicial – em torno de 50% – permaneceu não explicada.

Em relação aos atributos dos postos de trabalho, foram observados significativos diferenciais salariais entre os setores econômicos e um impacto negativo da variável *Informal*. Para indivíduos com características pessoais similares, os maiores salários foram pagos, em média, nos setores de energia elétrica e serviços produtivos modernos, seguidos pelo setor público e pela indústria. Os atributos dos postos de trabalho apesar de incluídos no primeiro nível hierárquico (nível 1), expressam, em grande parte, as condições locais do mercado de trabalho e não características intrínsecas aos trabalhadores. Assim, uma proporção dos diferenciais salariais inter-urbanos são decorrentes de diferenças na especialização produtiva local e de disparidades no grau de informalidade no mercado de trabalho entre os centros.

Quanto às variáveis de nível 2, observou-se os efeitos positivos da escala urbana – medida pela população total residente nos centros – sobre os salários em todos os setores produtivos. Esse resultado sugere o impacto significativo das economias de aglomeração, derivadas da extensão do mercado local e da divisão de trabalho intra-urbana, sobre o nível salarial dos indivíduos. No entanto, é importante ressaltar que o aumento da escala urbana está também associado a maiores custos urbanos.

Observou-se, também, a existência de expressivos diferenciais de salário entre indivíduos com características observáveis similares residentes em distintas regiões do país. Corroborando trabalhos anteriores, os maiores salários foram estimados para os municípios do Estado de São Paulo e o Distrito Federal e os menores salários ocorrendo, em média, nos municípios do Nordeste. Nota-se, no período, uma relativa melhoria dos níveis salariais, controlando-se pelos atributos pessoais, nos municípios da maioria das regiões do país em relação aos municípios paulistas. No entanto, os ganhos mais expressivos ocorreram, em média, nos municípios dos demais estados do Sudeste e no Sul, regiões que mais têm se beneficiado do processo de ‘aglomeração poligonal’ em curso no país.

A região do ‘polígono’ possui a rede urbano-industrial mais densa do país, abrangendo as principais metrópoles nacionais e numerosas cidades de porte médio e tende a atrair a maior parte dos investimentos produtivos, especialmente nos setores industriais mais modernos. O maior nível de eficiência dos centros urbanos dessa região se expressa tanto por meio dos salários quanto nos preços dos demais fatores produtivos. Por outro lado, boa parte das regiões com precários indicadores de capital humano também apresentam estrutura produtiva e de demanda por trabalho desfavoráveis, com seus trabalhadores apresentando níveis salariais bastante inferiores aos observados por trabalhadores com características similares residentes em regiões mais desenvolvidas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARBACHE, J. S., NEGRI, J. A. Diferenciais de salários interindustriais no Brasil: evidências e implicações. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 27p. (Texto para discussão, 918)

AZZONI, C. R., CARMO, H. E., MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. Estatística Econômica, São Paulo, v.30, n.1, p.165-186, jan./mar. 2000.

BARROS, R. P. et al. Uma análise da estrutura salarial brasileira baseada na PPV. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. 23p. (Texto para discussão, 689)

BECKER, G. S. Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. New York: NBER, 1964. 187p.

COMBES, P-P., DURANTON, G., GOBILLON, L. Spatial wage disparities: sorting matters! London: Centre for Economic Policy Research - CEPR, 2004. (Discussion paper, 4240)

- DINIZ, C. C. A nova configuração urbano-industrial no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, Belém. Anais. Belém: ANPEC, 1999. p1341-1362.
- FUJITA, M., KRUGMAN P., VENABLES A J. The spatial economy: cities, regions and international trade. Cambridge: The MIT, 1999. 367p.
- FUJITA, M., THISSE J.-F. The formation of economic agglomerations: old problems and new perspectives. In: HURIOT, J.-M., THISSE, J.-F. (Eds.) Economics of cities: Theoretical perspectives. Cambridge: Cambridge University, 2000. p.3-73.
- GALINARI, R. et al. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003, Porto Seguro. Anais. Porto Seguro: ANPEC, 2003. Disponível em CD-ROM.
- GLAESER, E. L. Learning in cities. Journal of Urban Economics, v.46, p.254-277, 1999.
- GLAESER, E. L., MARÉ, D. C. Cities and Skills. Journal of Labor Economics, v.19, n.2, p.316-342, 2001.
- GOLGHER A. B. Fundamentos da migração. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2004. (Texto para discussão, 231)
- HANSON. Scale economies and the geographic concentration of industry. Cambridge: National Bureau of Economic Research - NBER, 2000. (Working paper series, 8013)
- HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. Cambridge: National Bureau of Economic Research - NBER, 1999. (Working paper series, 7358)
- HERDERSON, J. V. et al. Industrial development in cities. Journal of Political Economy, v.103, n.5, p.1067-1090, 1995.
- HOX, J. J. Applied multilevel analysis. Amsterdam: TT-Publikaties, 1995.
- HOX, J.J. Hierarchical models for survey data. Ann Arbor: Summer institute in Survey Research Techniques, 2000.
- HOX, J. J., KREFT, I. G. G. Multilevel Analysis Methods. London: Sociological Methods & Research, v.22, n.3, p.283-299, Feb. 1994.
- JACOBS, J. The economy of cities. Middlesex: Penguin Books, 1969.
- KANBUR, R., RAPOPORT, H. Migration Selectivity and the evolution of spatial inequalities. Journal of Economic Geography, v.5, n.1, p.43-57, 2005.
- MENEZES, W. F., et al. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das regiões metropolitanas de São Paulo e de Salvador. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30, 2002, Nova Friburgo. Anais. Nova Friburgo: ANPEC, 2002. Disponível em CD-ROM.
- MINCER, J. Schooling, experience and earnings. New York: NBER, 1974.
- MOLHO, I. Local pay determination. Journal of Economic Surveys, v.6, n.2, p.155-194, 1992.
- PESSÔA, S. A. Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 29, 2001, Salvador. Anais. Salvador: ANPEC, 2001. Disponível em CD-ROM.
- RAMOS, L. R. A. Distribuição de rendimentos no Brasil: 1976/85. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.

RAUCH, J. E. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. Journal of Urban Economics, v.34, p.380-400, 1993.

RAUDENBUSH, S. W., BRYK, A. S. Hierarchical linear models: applications and data analysis methods. London: Sage Publications, 2002.

SAVEDOFF W. D. Os diferenciais regionais de salário no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. Rio de Janeiro: Pesquisa e Planejamento Econômico, v.20, n.3, p.521-556, dez, 1990.

SERVO, L. Diferenças de salários no Brasil: uma análise para as regiões metropolitanas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27, 1999, Belém. Anais. Belém: ANPEC, 1999. p.1869-1886.

WHEATON, W. C., LEWIS, M. J. Urban wages and labor market agglomeration. Journal of Urban Economics, v.51, p.542-562, May 2002.