

Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda

WILLIAM D. SAVEDOFF*

O artigo aborda a questão da segmentação geográfica da força de trabalho no Brasil através de uma análise das diferenças salariais. Um dos resultados da análise é que as explicações clássicas para os diferenciais regionais de salário no Brasil, como diferenças no custo de vida e na qualidade da força de trabalho, são apenas parte da resposta. A conclusão básica é que os obstáculos geográficos à mobilidade do trabalho são pouco relevantes no Brasil. A persistência dos diferenciais regionais de salários, apesar da crescente integração da economia brasileira, explica, portanto, as diferenças na composição da demanda de trabalho.

1 - Introdução

A renda varia significativamente entre as diversas regiões do Brasil, como em muitos outros países, mas o grau de concentração regional aqui é mais profundo do que em outros lugares.¹

No Nordeste, onde mora a maioria dos brasileiros pobres, os salários são significativamente inferiores aos do Sul e do Sudeste. Um trabalhador não qualificado do Nordeste pode quase dobrar seu rendimento se conseguir emprego semelhante em São Paulo. A persistência de amplos diferenciais de salários no Brasil desafia as teorias de mercado de trabalho convencionais, indicando a necessidade de investigar o assunto segundo as teorias de segmentação do mercado e de padrões de desenvolvimento regional.

O presente trabalho discute se a força de trabalho, no Brasil, é geograficamente segmentada. Usa, para isto, dados de *cross-section* de domicílios das décadas de 70 e 80, analisando a variação de rendimento dos trabalhadores. O artigo mostra que

Nota do Editor: Tradução não revista pelo autor.

* Candidato ao doutoramento pela Universidade de Boston e pesquisador visitante no IPEA-Rio. Os recursos financeiros foram fornecidos pelo Instituto para o Estudo da Política Internacional, Washington, D.C.

¹ Os trabalhos de Sahling e Smith e de Dunford e Mathun referem-se aos Estados Unidos, Itália e Índia. Williamson compara o Brasil a 23 outros países.

o custo de vida e a composição da força de trabalho explicam apenas parte da variação regional de rendimentos. Além disso, mostra que o perfil regional é estável, apesar da crescente integração da economia nacional. Conclui que a organização econômica regional e os perfis de desenvolvimento geram diferenciais de salários mais persistentes no Brasil.

2 - Determinação dos salários no Brasil e análises dos diferenciais regionais

Muitas teorias já foram utilizadas para explicar as disparidades regionais de renda no Brasil. Algumas afirmam que tais disparidades são desequilíbrios temporários do mercado nacional, resultantes do isolamento dos mercados regionais de trabalho e das condições de oferta e demanda em mutação [Morley (1983), Pfefferman e Webb (1983) e Schmitz (1985, p. 74)]. Essa interpretação faria prever que as diferenças regionais de salários diminuiriam com o tempo à medida que aumentasse a integração da economia nacional. Uma segunda teoria supõe que as diferenças regionais de salário refletiriam variações regionais da produtividade da mão-de-obra, geralmente medida pelo nível de escolaridade [Psacharopoulos (1987) e Behrman e Birdsall (1983)]. Uma terceira abordagem argumenta que os diferenciais de salário real são possivelmente os mesmos nas diversas regiões, com os diferenciais nominais refletindo a ampla variação do custo de vida [Thomas (1987, p. 267)]. Finalmente, as disparidades regionais de salário podem ser o resultado das persistentes diferenças nos perfis regionais de crescimento, demanda por mão-de-obra ou dos mecanismos de determinação dos salários [Baer (1964) e Storper (1984)]. A permanência dos diferenciais regionais de salário real levantaria dúvidas sobre os três primeiros tipos de explicação, desviando a atenção para a quarta teoria.

3 - Determinação dos salários no mercado de trabalho urbano do Brasil

A economia brasileira, desde a década de 30, tem passado por uma inflação extremamente alta e por uma ampla intervenção governamental no mercado de trabalho. Os salários e o emprego, apesar disso, respondem a mudanças na demanda e nos preços. Essa sensibilidade do mercado de trabalho a mudanças na oferta e procura foi documentada em vários estudos, como por exemplo Luque e Chahad (1985). As empresas privadas parecem seguir as diretrizes governamentais e as regras de indexação, fazendo uso especial da indexação ao salário mínimo para definir suas escalas de salários, dado o contexto de informação imperfeita sobre a inflação [Souza e Baltar (1983)].

Por outro lado, as empresas, quando acham vantajoso, usam diversas estratégias para fugir das restrições governamentais sobre sua capacidade de reajustar salários

[Macedo (1974)]. A relativa facilidade com que as empresas podem dispensar empregados no regime do FGTS e as conseqüentes altas taxas de rotatividade possibilitam a elas a recontração quase contínua de mão-de-obra, reestruturando suas folhas de pagamento. Minhas entrevistas com empresários e sindicalistas confirmam que as condições de mercado são parte importante das negociações contratuais e da determinação dos salários. Com base em tais estudos, então, a determinação dos salários será tratada basicamente como um processo de mercado, no qual as empresas maximizadoras de lucro organizam a produção e empregam mão-de-obra até o ponto em que o salário pago é igual à produtividade marginal de um grupo específico de trabalhadores.

A existência de segmentação entre os setores formal e informal, ramos industriais e ocupações, levando a salários diferenciados, é fato comum nas economias modernas — de mercado ou mistas —, sendo conseqüência dos custos de supervisão, variações tecnológicas, formas de organização e problemas de seleção, com informação imperfeita [Doeringer e Piore (1971), Stiglitz (1987), Lang e Leonard (1987)]. A segmentação das oportunidades de trabalho no Brasil é também evidente em várias dimensões — formal x informal [Barros (1988)], mercados internos de trabalho [Morley, Barbosa e Souza (1979)], privado x público [Macedo (1986)], técnica de produção [Schmitz (1985)] e por setor [Menezes (1988)]. Nas entrevistas com administradores, negociadores e com líderes sindicais no Rio de Janeiro e em Recife, tais agentes mostraram estar eles mesmos conscientes das segmentações da oportunidade. Em primeiro lugar, entre as pequenas e as grandes empresas, sendo as primeiras com hierarquias mais reduzidas e com pouco espaço para pagar além dos pisos salariais negociados, ao passo que as empresas maiores, mais “dinâmicas”, pagam prêmios além das bases negociadas, a fim de garantir a estabilidade de sua força de trabalho e de reduzir a tensão dentro da empresa. Além disso, todos os entrevistados só discutiram as condições de mercado no contexto de categorias específicas bem definidas. Ou seja, os agentes se referiam às condições de mercado de subgrupos da força de trabalho — em termos ocupacionais, setoriais ou geográficos —, sem considerar o conjunto.

Os trabalhadores brasileiros são claramente motivados para procurarem melhorar sua situação econômica. A principal motivação para as migrações no país é econômica, como mostram as entradas líquidas de pessoas nas áreas de renda mais alta [Ablas e Fava (1985, p. 61) e Holanda Filho (1989)], bem como os níveis superiores de rendimentos dos migrantes face aos não migrantes [Medeiros (1982, p. 88) e Schmertmann (1988)]. Além disso, grande parte da rotatividade da mão-de-obra e da procura de novos empregos resulta de desligamentos voluntários, com grande mobilidade entre as posições de empregado e de trabalhador autônomo [Sedlacek (1988)].

Para o presente estudo, então, os trabalhadores são tratados como pessoas que procuram o melhor para si, dadas as restrições de oportunidades do mercado de trabalho. Para tal propósito, algumas escolhas (como a escolaridade obtida, a decisão de migrar) são mais viáveis do que outras (a ausência de oferta de emprego num setor de salários elevados, por exemplo), já que existem restrições externas para escolhas do último tipo.

4 - Amostra e metodologia

4.1 - A amostra

A amostra aqui considerada inclui os empregados não-agrícolas do sexo masculino, bem como os autônomos, com renda positiva e residência numa das nove maiores regiões metropolitanas do Brasil.² Os dados foram extraídos da PNAD, que é um levantamento baseado em domicílios feito pelo IBGE em outubro de cada ano, com amostragem baseada nos censos decenais. Foram analisados os levantamentos de 1976 a 1987. Esta subseção dá ênfase ao ano de 1985, por se tratar de uma das maiores amostras,³ além de ser o último ano de crescimento “normal”, antes da sucessão de planos ortodoxos e heterodoxos de estabilização, implantados a partir de 1986. O levantamento de 1985 incluiu 479.194 pessoas, das quais 45.257 (9,4%) foram selecionadas para a amostra deste estudo. Essa amostra de empregados não-agrícolas nas nove maiores regiões metropolitanas do país representa quase 1/3 dos homens em idade de trabalhar pesquisados, e quase 40% dos que tinham rendimentos (cf. Tabela 1). Algumas características gerais da amostra são apresentadas na Tabela 2.

A amostra foi limitada aos trabalhadores urbanos das regiões metropolitanas em função da dificuldade de comparar dados de salários rurais e urbanos. Ao usar as áreas urbanas mais claramente ligadas à economia nacional torna-se possível testar a proposição de igualdade regional dos salários onde ela, teoricamente, deveria ser mais confirmada.

A amostra restringiu-se aos homens, uma vez que os rendimentos das mulheres são menores e porque elas diferem dos homens em termos de retorno à educação e à experiência [Camargo e Serrano (1983), Behrman e Birdsall (1983)]. O fato de existirem diferenciais regionais de salário após controlar por idade e educação, em uma amostra só de homens, é uma evidência ainda mais forte para a segmentação regional — a restrição deveria melhorar o poder explicativo das variáveis baseadas em características pessoais. Além disso, dado que os homens têm mais mobilidade geográfica do que as mulheres no Brasil, em busca de melhores oportunidades de

2 As 10 regiões metropolitanas utilizadas nos levantamentos do IBGE são Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e o Distrito Federal. Este não é examinado neste artigo por ser a sede do Governo Federal, apresentando uma situação não comparável. Os termos cidade, região, área e região metropolitana são indistintamente usados no texto para se referir às nove áreas metropolitanas.

3 O IBGE reduziu o tamanho da amostra da PNAD a partir de 1986 — cortando-a pela metade —, devido a cortes sofridos em seu orçamento. A confiabilidade da amostra na verdade aumentou em certo sentido, já que a redução permitiu ao IBGE treinar melhor e supervisionar mais seus entrevistadores. O erro-padrão das estimativas dos coeficientes regionais não sofreu impacto marcante devido à mudança no tamanho da amostra.

TABELA 1

*Seleção e representatividade da amostra
(PNAD — 1985)*

	Número	Porcentagem do total	Porcentagem de remunerados
Total	479.194	100,0	
Homens	234.411	48,9	
Mulheres	244.783	51,1	
Abaixo de 14 anos (idade)	83.640	17,5	
14 anos ou mais	150.771	31,5	
Sem remuneração	36.837	7,7	
Remunerados	113.934	23,8	100,0
Empregados ou autônomos	101.463	21,2	89,1
Demais condições	12.471	2,6	10,9
Empregados no setor primário	19.130	4,0	16,8
Empregados em outros setores	82.333	17,2	72,3
Não residentes na região metropolitana	36.241	7,6	31,8
Residentes na região metropolitana	46.092	9,6	40,5
Omissão de dados	835	0,2	0,7
Amostra final	45.257	9,4	39,7

TABELA 2

*Características da amostra: homens empregados e autônomos
(PNAD — 1985, N = 45257)*

Renda média mensal		Cr\$ 142,39
Salário médio calculado		Cr\$ 3,07
Média log do salário		Cr\$ 8,47
(%)		
Belém	3.570	7,9
Fortaleza	3.338	7,4
Recife	4.324	9,6
Salvador	3.831	8,5
Belo Horizonte	5.796	12,8
Rio de Janeiro	7.028	15,5
São Paulo	8.273	18,3
Curitiba	3.468	7,7
Porto Alegre	5.629	12,4
Escolaridade		
Nenhuma	3.666	8,1
1-4 anos	14.663	32,4
5-7 anos	14.120	31,2
8-10 anos	8.010	17,7
11 anos ou mais	4.797	10,6
Idade (anos)		
15-24	12.355	27,3
25-34	14.573	32,2
35-44	9.459	20,9
45-54	5.657	12,5
55-64	2.580	5,7
65 e mais	634	1,4

(continua)

		(%)
Chefe do domicílio	32.635	69,9
Empregado	36.703	81,1
Ocupação		
Diversos	1.539	3,4
Administrador	3.621	8,0
Profissional	1.675	3,7
Técnica	2.715	6,0
Clerical	4.616	10,2
Produção baixa qualificação	12.672	28,0
Produção alta qualificação	4.752	10,5
Transporte e comunicações	3.163	7,0
Vendas	5.883	13,0
Serviços pessoais	4.616	10,2
Setor		
Indústria pesada	9.549	21,1
Indústria leve	3.937	8,7
Construção	5.702	12,6
Comércio	6.789	15,0
Finanças	1.946	4,3
Transporte e comunicações	3.666	8,1
Serviços	10.047	22,2
Administração pública	3.621	8,0

renda, a observação de diferenciais de salário para esse grupo seria um forte indício da segmentação regional.⁴

A fim de corrigir possíveis vieses devidos a diferenças nos quocientes regionais de amostragem, foram usados pesos, fornecidos pelo IBGE. Além disso, as desa-

⁴ Os fluxos migratórios são desproporcionalmente masculinos na população em idade de trabalhar. Por exemplo, a pesquisa domiciliar do IBGE em 1977 mostra que 72,2% das pessoas vivendo nas regiões metropolitanas naquele ano, com menos de um ano de residência, eram homens. Estes representavam 69,6% das pessoas que viviam nas nove regiões metropolitanas sem terem nascido onde moravam.

gregações setoriais e ocupacionais foram reclassificadas, a fim de tornar comparáveis os levantamentos das décadas de 70 e de 80.

4.2 - Hipóteses e detalhes sobre a estimação

O ponto central da metodologia é uma função de rendimentos, estimada através de regressão entre o logaritmo dos salários e variáveis *dummy* para as regiões metropolitanas, usando características pessoais e do trabalho como variáveis de controle. Ou seja, as *dummies* são usadas para captar a diferença média entre rendimentos individuais nas distintas áreas metropolitanas, antes e depois dos ajustamentos referentes a fatores observáveis correlacionados com os rendimentos. Se a determinação de salários ocorresse num mercado de trabalho nacional, a dispersão geográfica não teria qualquer poder de previsão sobre os salários, a menos que ela seja uma compensação de aspectos não-monetários da qualidade de vida (aspectos relacionados ao trabalho ou à residência) ou que ela esteja sistematicamente correlacionada com diferenças não observadas de produtividade. Assim, a hipótese a ser testada é se são nulos os coeficientes após os controles. Se eles forem diferentes de zero, deve-se buscar explicação em fatores como o viés amostral, variáveis excluídas ou características não observadas, diferenciais compensatórios, desequilíbrios temporários de mercado ou segmentação regional.

Como se descreve acima, admite-se que o salário de um trabalhador seja determinado pela combinação dos atributos pessoais deste com o prêmio associado ao segmento do mercado de trabalho em que ele está empregado. É feita a regressão entre o log do salário por hora e as variáveis explicativas (aí se incluem a idade e a educação como *proxies* para a qualificação e a produtividade do trabalhador). Tais variáveis devem ser interpretadas como medidas do “capital humano” [Mincer (1974) e Psacharopoulos (1987)]. Essa interpretação é, contudo, difícil, dada a alta correlação entre educação e *status* social ou educação e classe de renda do país [Medeiros (1982)]. As variáveis serão aqui empregadas como controles para variações individuais que poderão ser (ou não) ligadas à produtividade. Além da idade e educação, o *status* de cabeça do casal foi incluído como característica pessoal capaz de afetar o rendimento (indicaria maior vinculação com a força de trabalho).

Diferentemente de estudos anteriores [cf. Heckman e Hotz (1986) sobre o Paraná e Fields e Schultz (1980) sobre a Colômbia], são também incluídos controles sobre a demanda de mão-de-obra. Os indicadores da posição do trabalhador na estrutura da demanda de mão-de-obra incluem a ocupação, o setor de atividade e a situação do emprego (empregado ou autônomo). Tenta-se, com tais variáveis, captar algumas das variações sistemáticas nas oportunidades de rendimentos entre regiões, as quais são evidentes no Brasil (cf. Seção 2.1).

Foram estimadas as seguintes equações:

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 R_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 \mathfrak{R}_i + \beta_2 PC_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 \mathfrak{R}_i + \beta_3 JC_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 \mathfrak{R}_i + \beta_2 PC_i + \beta_3 JC_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

onde:

- ω - salário por hora nas regressões nominais;
- α - constante;
- \mathfrak{R} - matriz de oito colunas com *dummies* para as regiões metropolitanas;
- PC - vetor de variáveis para as características pessoais: quatro *dummies* para a categoria educacional, cinco para as categorias de idade e uma para o *status* de cabeça do casal;
- JC - um vetor de variáveis representando as características do emprego: nove *dummies* para as categorias ocupacionais, oito para os setores de atividade e uma para distinguir empregados de autônomos;
- β - vetores de coeficientes associados;
- ε - termo do erro ortogonal;
- i - indicador de uma observação individual.

O coeficiente da *dummy* para uma região metropolitana específica, β_1 , representa uma estimativa (no ponto) do ganho (ou perda) de salário quando se muda da região excluída para a considerada. Caso o modelo esteja corretamente especificado, os coeficientes da região metropolitana captam as diferenças de nível de rendimento nas distintas regiões. Isso presume a existência de um mercado nacional em termos de retorno às características pessoais e do emprego (isto é, admite-se serem iguais todas as inclinações), tratando-se de um modelo nulo para testar a integração nacional. Para facilitar a interpretação aplicou-se uma transformação linear aos coeficientes, com a finalidade de expor a divergência esperada entre o salário da região e a média da amostra; a Tabela 3 apresenta os resultados.⁵

5 Em particular a regressão dá os coeficientes f_j , que estimam a diferença percentual entre o salário médio da i -ésima região metropolitana e o salário médio na região metropolitana excluída. Seja f um vetor com nove coeficientes, sendo $f_k = 0$ para a região metropolitana excluída. Uma transformação linear simples torna possível ajustar os coeficientes para mostrar o desvio do salário regional em relação à média, isto é, (9) $\phi_i = f_i - (1/N) \sum n_j f_j$, onde n_j é o número de trabalhadores no setor j e $N = \sum n_j$. Seja A uma matriz quadrada cujos elementos em cada coluna j são a parcela das observações na região j , ou seja, $a_{ij} = n_j/N$. Então a equação (9) pode ser reescrita sob a forma matricial como (10) $\phi = (I - A) f$. A variância dos coeficientes, os elementos da diagonal da matriz de covariância, Df , deve ser reajustada para (11) $\Delta = (I - A) Df (I - A)'$. A raiz quadrada dos elementos da diagonal da matriz Δ são, assim, os desvios-padrões ajustados de ϕ , que é o novo vetor de coeficientes.

TABELA 3

Efeitos dos ajustamentos por características pessoais e do trabalho sobre os diferenciais regionais de salários
(PNAD — 1985, homens empregados e autônomos, N = 45,256)

(Diferenças em relação à média da amostra)

Região metropolitana	Controles por características pessoais				N
	Sem controle		Com controle		
	Diferença média	Desvio- padrão	Diferença média	Desvio- padrão	
Característica do trabalho					
Sem Controle					
Belém	-9,2	2,9	-14,1	2,1	3.570
Fortaleza	-37,5	2,3	-26,2	1,6	3.338
Recife	-36,8	1,9	-26,7	1,3	4.324
Salvador	-7,3	2,0	-7,3	1,4	3.831
Belo Horizonte	-11,7	1,6	-6,2	1,2	5.796
Rio de Janeiro	-8,9	0,8	-17,3	0,6	7.028
São Paulo	15,6	0,5	19,5	0,4	8.273
Curitiba	3,8	2,2	-0,7	1,5	3.468
Porto Alegre	8,2	1,7	0,9	1,2	5.629
Desvio-padrão ponderados dos diferenciais	17,0		14,9		
Desvio-padrão ponderado ajustado	14,4		16,2		
Com controle					
Belém	-5,7	2,4	-10,0	2,0	3.570
Fortaleza	-29,3	1,9	-23,7	1,6	3.338
Recife	-29,1	1,6	-24,6	1,3	4.324
Salvador	-6,1	1,7	-5,9	1,4	3.831
Belo Horizonte	-11,1	1,3	-6,7	1,1	5.796
Rio de Janeiro	-8,5	0,6	-14,7	0,5	7.028

(continua)

Região metropolitana	Controles por características pessoais				
	Sem controle		Com controle		N
	Diferença média	Desvio- padrão	Diferença média	Desvio- padrão	
São Paulo	13,8	0,5	17,1	0,4	8.273
Curitiba	1,2	1,8	-0,8	1,5	3.468
Porto Alegre	5,7	1,4	0,8	1,1	5.629
Desvio-padrão ponderado dos diferenciais	13,7		13,2		
Desvio-padrão ponderado ajustado	12,1		14,1		

NOTAS: Todos os coeficientes significativos ao nível de 1%. O quarto superior esquerdo mostra os coeficientes da regressão (1), linearmente transformada em torno da média ponderada da amostra. O quarto superior direito apresenta os resultados da regressão (2). A parte inferior da direita representa a regressão (3), enquanto a da esquerda representa a (4).

As estimativas serão não viesadas, mas não serão estimadores de mínima variância, dada a heterocedasticidade no termo de erro, como consequência das diferenças de tamanho da amostra entre regiões e de possíveis variações sistemáticas na medição da renda das regiões metropolitanas. Seria preferível, embora difícil, a estimação de um Modelo Linear Geral. O uso de amostras bastante grandes (entre 20 mil e 50 mil), contudo, gera estimadores de MQ com variâncias muito baixas.

5 - Resultados

5.1 - Diferenças regionais de salário nominal

O padrão geral de diferenciais (não controlados) de salário nominal não é surpreendente em alguns sentidos, embora o seja em outros (cf. Tabela 3).

Fortaleza e Recife estão bem abaixo da média da amostra (cerca de 37% abaixo), conforme se esperava, dado seu baixo nível de educação, a baixa produtividade de suas indústrias e a elevada parcela de atividades informais. São Paulo ficou bem

acima (15,6%) da média nacional, o que era esperado, dado que sua economia é dinâmica, altamente produtiva e industrializada. Curitiba e Porto Alegre também ficaram acima da média nacional. Surpreendentemente, Salvador situou-se acima de Belo Horizonte e do Rio de Janeiro. Estas duas últimas cidades têm histórias antigas de centros de produção e comércio no país, embora seus níveis de salários pareçam colocá-las abaixo de Salvador, que passou por uma rápida industrialização nos últimos 20 anos. Belém ficou abaixo da média nacional, mas é um caso especial, dado seu relativo isolamento do resto do país.

A dispersão global dos salários é medida pelo desvio-padrão ponderado de 17%, uma dispersão considerável, que requer análise. Persistem diferenças gritantes entre cidades relativamente próximas: 24% entre Rio e São Paulo e 29% entre Recife e Salvador. Note que os erros-padrões dessas estimativas são razoavelmente pequenos, com toda as diferenças medidas estatisticamente significativas ao nível de 0,1%.

Os resultados da Tabela 3 tornam-se impressionantes quando essas diferenças médias são comparadas com as diferenças controladas. Os diferenciais do salário nominal, que poderiam ser atribuídos aos disparatados níveis de educação ou tipos de emprego, são altamente invariantes a controles para tais fatores. A consideração de informações individuais sobre a educação, a idade e a posição dentro da família, embora aumente em cerca de 47% o poder explicativo da regressão, não altera substancialmente o padrão das diferenças salariais, reduzindo apenas moderadamente sua dispersão. A ordenação das cidades continua comparável: Salvador, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e Belém mantêm suas posições; Fortaleza e Recife continuam no final da lista; Rio de Janeiro e Belo Horizonte trocam de posição.

O controle por características pessoais puxa Fortaleza e Recife para mais perto da média, sendo que boa parte de sua desvantagem quanto aos salários é atribuída ao seu nível educacional, inferior ao médio. O salário esperado do Rio de Janeiro, dado o nível educacional, é muito inferior ao salário médio sem controles. O nível educacional do Rio é significativamente superior ao das demais regiões metropolitanas, sem a correspondente vantagem em termos salariais, já que a comparação por níveis mostra que nessa cidade um trabalhador com a mesma educação e idade ganha, em média, 17% menos. A dispersão global dos diferenciais regionais de salário é reduzida em apenas 12%, passando de 0,170 para 0,149 quando se usa como medida o desvio-padrão ponderado dos diferenciais. Isso confirma que os salários variam sistematicamente por regiões, sem depender da qualidade da mão-de-obra. Essa é a primeira evidência de que as forças de mercado podem não operar entre as regiões brasileiras.

A parte inferior da Tabela 3 mostra as diferenças salariais por regiões, estimadas após o controle pelas características do trabalho. Essas estimativas vêm da regressão (3) e indicam quando as diferenças médias de salários entre as cidades podem ser atribuídas ao setor de atividade ou à ocupação e quando um trabalhador é (ou não) um empregado. Essa regressão explica cerca de 30% a mais do log dos rendimentos do que a regressão (1), mas ela também tem pequeno impacto sobre a dispersão dos diferenciais regionais de salário. Todas as mudanças foram marginais, com Belém e Salvador trocando de posição. A dispersão global cai quase 20%, de 0,170 para 0,137 (medida pelo desvio-padrão ponderado dos diferenciais).

TABELA 4

Correlações das várias estimações dos diferenciais regionais de salários

(Amostra ponderada)

	Sem controles	Controles pessoais	Controles de emprego	Todos os controles
Sem controles	1,000			
Controles pessoais	0,929	1,000		
Controles de emprego	0,996	0,949	1,000	
Todos os controles	0,939	0,999	0,958	1,000

NOTA: Todas as correções significativas ao nível de 1%.

Note-se que, embora as características do trabalho expliquem menos a dispersão global do log dos rendimentos do que as características pessoais, as primeiras respondem por uma parcela maior da dispersão das médias regionais de salários. Ou seja, as diferenças regionais de salário podem ser mais influenciadas pelas oportunidades de trabalho existentes em cada uma delas do que pelos diferentes tipos de pessoas que nelas residem.

São tão correlacionadas as características pessoais e de trabalho que, quando combinadas na regressão (4), a dispersão dos diferenciais regionais de salários praticamente não cai. A ordenação final das regiões ainda é altamente correlacionada com as diferenças médias iniciais (não controladas), apresentando um coeficiente de correlação de 0,939, como mostra a Tabela 4. Nessa regressão combinada, a área de maior salário continua sendo São Paulo. A introdução de controles sugere que as médias simples, na verdade, subestimam a amplitude das vantagens salariais de São Paulo. Os salários de Curitiba e Porto Alegre parecem bastante próximos da média nacional. Salvador e Belo Horizonte formam outro grupo, com salários abaixo da média; Belém vem logo abaixo e Fortaleza e Recife permanecem bem abaixo da média nacional, embora não tão abaixo quanto as médias simples faziam supor.

A amostra foi desagregada, a fim de avaliar se as estimativas seriam afetadas pela consideração conjunta de autônomos e empregados do setor público e do privado. Na verdade, os padrões regionais de salário estimados para cada grupo separadamente mostraram elevada correlação entre si. Conforme se esperava, a dispersão regional de salários foi mais baixa para o setor público (8,4%) e mais alta para os autônomos (18,5%); os empregados do setor privado registraram um desvio-padrão semelhante ao da amostra conjunta (12,3%).

Vários outros testes foram feitos, a fim de garantir que os resultados não eram meras aberrações de uma amostra particular (cf. Tabela 5). Foram feitas regressões semelhantes para as mulheres, de forma a examinar se o padrão regional só se materializava para os homens, ou se os salários médios poderiam ser equalizados

TABELA 5

Diferenciais controlados de salários nominais por regiões: outras especificações e amostras

(Diferenças em relação à média da amostra em %)

Região metropolitana	Mulheres	Todos os níveis de renda	Estados	Migrantes	Setores	1985
Belém	-15,6	-9,6	-8,9	-49,1	-7,8	-10,0
Fortaleza	-42,5	-23,0	-28,6	-40,6	-22,0	-23,7
Recife	-49,8	-24,5	-23,8	-42,3	-20,0	-24,6
Salvador	-16,5	-6,2	-8,2	-17,1	-4,2	-5,9
Belo Horizonte	-13,4	-6,6	-15,2	-0,4	-6,4	-6,7
Rio de Janeiro	-8,0	-14,2	-10,7	-6,2	-12,9	-14,7
São Paulo	20,9	16,9	16,6	19,5	15,0	17,1
Curitiba	5,9	-0,8	-0,4	-3,8	-2,6	-0,8
Porto Alegre	9,0	0,9	-2,0	-6,4	1,0	0,8
Erro-padrão médio da estimativa	1,6	1,2	1,0	1,4	1,2	1,2
Desvio-padrão dos diferenciais	21,9	14,9	14,8	22,0	11,5	15,3
Desvio-padrão ajustado dos diferenciais	20,3	13,7	13,8	20,6	10,3	14,1

NOTA: Todos os diferenciais mostrados referem-se à PNAD 1985, exceto no caso dos migrantes que foram retirados da amostra de 1977. "Mulheres" inclui as trabalhadoras empregadas e as autônomas nas nove áreas metropolitanas, utilizados os mesmos controles relativos aos homens. "Todos os níveis de renda" reproduziram os resultados da amostra de homens usando os rendimentos de todas as fontes, ao invés de se limitar ao trabalho principal. A regressão referente a "Estados" usou uma amostra de homens empregados e autônomos que residiam em áreas urbanas dos estados que contém as nove regiões metropolitanas. A regressão para os "Migrantes" incluiu duas variáveis adicionais: uma *dummy* para pessoas que antes moravam em locais diferentes e o tempo em anos para os que migraram. A regressão para "Setor" aumentou o número de *dummies* setoriais de 8 para 37 — usando uma desagregação mais fina dos setores, a nível de dois dígitos.

por uma dispersão compensatória dos salários das mulheres. A regressão destas aproximou-se muito da ordenação e do padrão de diferenciação regional dos salários que os homens apresentaram, embora com dispersão mais elevada (24,8% para os diferenciais não controlados e 21,9% para os controlados).

Foi rodada outra regressão usando os rendimentos de todas as fontes no lugar do rendimento exclusivo do trabalho principal, dado que a incidência de rendimentos múltiplos pode variar sistematicamente por regiões. Os resultados, novamente, foram muito semelhantes aos da especificação original. A migração pode ser altamente seletiva e, por isso, viesar sistematicamente os coeficientes. São Paulo e Rio de Janeiro, por exemplo, recebem grandes fluxos de migrantes que podem ter habilidades muito valorizadas e não observadas [Schmertmann (1988)]. Foi feita uma regressão para testar se isso poderia causar um viés significativo, tendo sido incluídas duas outras variáveis, a saber: *a*) uma *dummy* igual a 1 para os nascidos fora da região metropolitana em que residem; e *b*) o tempo de residência do migrante na região metropolitana.⁶ As estimativas daí resultantes não mudaram substancialmente.

As regiões metropolitanas são organizadas de formas diferentes. Em algumas, como no Rio, as favelas se localizam no coração da cidade, sendo incluídas na região metropolitana. Em outras, como é o caso de São Paulo e Curitiba, os grupos de baixa renda podem ser empurrados para a periferia, ficando fora da fronteira metropolitana. A fim de testar a sensibilidade dos resultados à definição geográfica da região metropolitana, foi rodada uma regressão incluindo todas as áreas urbanas das nove unidades da Federação que contêm as regiões metropolitanas consideradas. Os resultados, também mostrados na Tabela 5, sugerem a manutenção do padrão geral; os salários esperados no Rio, condicionados às características pessoais e aos postos de trabalho, permanecem cerca de 10% abaixo da média nacional.

Finalmente, utilizou-se a análise *probit* de Heckman para corrigir pelo viés de seleção na escolha da região metropolitana. Foi composta uma amostra aleatória de 2.500 homens, extraída da amostra global, estimando-se um *probit* não linear para a probabilidade de que eles fossem incluídos na amostra final, condicional à educação, à idade e à situação de chefe do domicílio. As probabilidades condicionais foram então utilizadas para corrigir os coeficientes das funções de rendimentos em relação a esse tipo de viés. A correção afetou pouquíssimo os coeficientes; como exigia enorme tempo de computador, decidiu-se excluí-la das estimativas subsequentes.

⁶ Foram usados dados de 1977 para essa regressão, por ser esta a pesquisa mais recente da PNAD com informações sobre a residência anterior. As pesquisas posteriores não trataram das questões referentes à migração.

5.2 - Efeitos dos preços e diferenciais reais de salários

A existência de diferenças nos níveis de preços talvez seja a explicação mais comum para os diferenciais regionais de salários, especialmente em um país tão grande e diversificado quanto o Brasil. Argumenta-se frequentemente que as diferenças nominais de salário, como as mostradas acima, refletem apenas as variações regionais no custo de vida.⁷

Tal afirmativa é mais complicada do que parece, uma vez que a variação na formação de preços é também afetada por fatores locais, incluindo-se aí o custo da mão-de-obra. Isso gera um problema do tipo ovo/galinha, que é difícil de resolver. Essencialmente, as diferenças nominais de salários podem refletir as diferenças de custo de vida, em termos estritos, apenas sob rígidas condições de mercados isolados com diferenciais comparáveis nos retornos aos outros fatores, ou extrema coincidência que faça com que outros fatores compensem a variação nominal de salários. Para examinar formalmente essa questão, tomemos uma equação de custos, simples como a que segue: $PQ = wL + rk$, onde k pode ser considerado capital ou uma combinação de fatores de produção (exceto trabalho). Os produtos intermediários não são considerados, para facilitar a análise. Admitindo-se que Q , L e K sejam relativamente fixos temos:

$$\% \Delta P = \% \Delta wl + \% \Delta rk$$

onde: $l = wl/PQ$ e $k = rk/PQ$.

A seção anterior demonstrou que os salários nominais variam por regiões, ou seja, que $\% \Delta w \neq 0$. Consideremos os três casos seguintes.

1. Economias fechadas. Por definição, não é necessário o equilíbrio de qualquer mercado numa economia fechada. Nesse caso, as taxas nominais de retorno dos fatores não-trabalho podem ser exatamente iguais às diferenças dos salários nominais. As diferenças nos níveis de preço, então, seriam exatamente iguais a $\% \Delta w$, anulando as diferenças de salários reais.

2. Economias abertas com obstáculos aos fluxos de fatores. Nesse caso, os mercados de produtos podem se equilibrar e eliminar as diferenças de preços entre regiões, isto é, $\% \Delta P = 0$. A diferença de salário real seria exatamente igual à diferença nominal, devendo a variação nos retornos aos fatores não-trabalho compensar, sendo igual a $-(l/k) \% \Delta w$.

3. Os mercados de produto não se equilibram, mas os mercados de fatores (exceto trabalho) sim. Com a eliminação das diferenças de retorno ($\% \Delta r = 0$), através da arbitragem nos mercados de fatores (exceto trabalho), a diferença nominal de

⁷ Thomas (1982) sugere que as diferenças nominais de salário sejam usadas como índices para as diferenças de custo de vida, minimizando a possibilidade de diferenças de salário real.

preços será uma fração da diferença nominal de salário ($\% \Delta P = \% \Delta w/l$); a diferença de salário real será, então, igual a $\% \Delta w(1 - l)$. Se os custos de mão-de-obra forem uma percentagem pequena dos custos totais, as diferenças reais serão próximas das diferenças de salário nominal.

No Brasil se observam variações de preços entre regiões devido, em boa parte, a variações dos *non-tradeables* (serviços, habitação, etc.), uma vez que as variações de preços dos *tradeables* vêm caindo rapidamente ao longo dos últimos 30 anos.⁸ As taxas de retorno dos fatores não-trabalho, provavelmente, variam muito entre as regiões,⁹ mas elas podem variar também entre setores. Pareceria, assim, existir no Brasil alguma arbitragem nos mercados de produtos bem como no mercado de fatores não-trabalho. É mais provável, então, que as diferenças nominais de salário superestimem as diferenças reais e não que haja compensação entre salários nominais e níveis de preços. Dado que a parcela de salários na produção do país é de aproximadamente 35%, o diferencial de salário real sob tais condições seria 65% da diferença nos salários nominais sob as condições do caso (3). Uma regressão dos log dos salários incluindo características pessoais e um índice de preço (que é o índice de Thomas descrito abaixo) como variáveis independentes estimou que a elasticidade dos salários aos preços é de 0,61, o que é significativamente diferente tanto de zero quanto de um (teste *t*, nível de significância de 1%). Concluindo, as considerações acima sugerem que as diferenças nominais de salário superestimam as diferenças reais, por margens que variam de 35 a 60%.

Dada a ausência de evidências satisfatórias sobre as taxas de retorno do capital e de estruturas regionais de insumo-produto, é extremamente difícil modelar esses efeitos preços-salários regionais pelo lado da produção. As hipóteses exigidas para tornar viável a análise fariam esta pouco confiável. Deve-se explorar as evidências diretas sobre preços, embora elas também sejam frágeis.

As comparações diretas de preços entre as regiões do Brasil são extremamente difíceis, em função da ampla variação das cestas de consumo. As pessoas em Fortaleza, por exemplo, consomem relativamente mais feijão e menos carne do que em Porto Alegre. Além disso, as políticas públicas afetam muito os preços dos itens não alimentares (transporte, habitação, etc.), através de caminhos que podem alterar violentamente a composição do orçamento anual; os impactos de tais políticas variam também de cidade para cidade.

O salário nominal de um trabalhador deveria, idealmente, ser deflacionado por um índice de custo de vida de sua própria região relativamente ao custo de vida que ele enfrentaria em outra região caso para lá se deslocasse. Para efetuar rigorosamente tal ajustamento seria necessário especificar a função utilidade para cada indivíduo ou grupo de indivíduos semelhantes, derivar os correspondentes índices

8 Os custos de transporte para áreas de fronteira aumentam substancialmente os preços dos produtos manufaturados, mas ainda assim os preços nas regiões de fronteira são notavelmente semelhantes (Ozorio de Almeida, *a sair*). Por outro lado, as nove áreas metropolitanas são bem servidas de transportes, exceto no caso de Belém, onde os preços são muito afetados por subsídios governamentais aos transportes [Rocha (1989)].

9 Ablas (1985) mostra evidências de que as taxas de lucro são mais altas no Sudeste.

TABELA 6

Ajustamento por diferenças de custo de vida

(Em %)

Região Metropolitana	Diferenciais controlados de salário nominal				
	1976	1981	1983	1985	1986
Belém	-51,6	-30,6	-22,0	-10,0	-22,8
Fortaleza	-52,5	-33,6	-29,1	-23,7	-26,5
Recife	-39,9	-28,5	-24,0	-24,6	-35,1
Salvador	-20,2	-7,9	-2,7	-5,9	-14,7
Belo Horizonte	-0,5	-2,5	-8,4	-6,7	-4,9
Rio de Janeiro	-10,7	-8,2	-10,9	-14,7	-17,1
São Paulo	22,4	16,0	16,6	17,1	22,6
Curitiba	-1,6	-4,8	-1,0	-0,8	0,6
Porto Alegre	-8,0	-3,0	-2,6	0,8	-3,5
Desvio-padrão ponderado	22,2	15,2	14,8	15,3	19,9
Desvio-padrão	24,0	15,4	13,3	12,2	16,2
Variação de preços entre regiões: linha de pobreza de Rocha (1990)					
Belém	-16,1	2,6	2,1	-0,1	21,2
Fortaleza	-34,6	-3,6	-22,2	-28,5	-27,6
Recife	-29,5	-1,8	-16,9	-14,7	-19,5
Salvador	-17,4	2,8	-12,3	-11,1	-2,2
Belo Horizonte	-19,3	-14,6	-15,0	-12,8	-13,3
Rio de Janeiro	4,8	-5,0	-5,5	2,4	-7,7
São Paulo	13,7	10,4	15,1	9,6	15,4
Curitiba	-20,6	-30,3	-25,1	-26,2	-27,8
Porto Alegre	-8,5	-3,8	-4,2	-1,8	-4,5
Desvio-padrão	14,5	11,1	11,9	12,2	16,2

(continua)

Região Metropolitana	Diferenciais controlados de salário nominal				
	1976	1981	1983	1985	1986
Diferenças de salários reais entre regiões					
Belém	-35,4	-33,2	-24,1	-9,9	-43,9
Fortaleza	-18,0	-30,0	-7,0	4,8	1,1
Recife	-10,5	-26,7	-7,1	-9,9	-15,6
Salvador	-2,8	-10,7	9,6	5,3	-12,5
Belo Horizonte	18,8	12,0	6,5	6,1	8,4
Rio de Janeiro	-15,5	-2,3	-5,4	-17,1	-9,3
São Paulo	8,7	5,6	1,5	7,5	7,2
Curitiba	19,0	25,6	24,1	25,4	28,3
Porto Alegre	0,5	0,8	1,6	2,6	1,0
Desvio-padrão	17,0	19,1	12,6	11,8	18,9

de preços e obter os preços e pesos relevantes. Mesmo que isso fosse possível, a escolha dos pesos básicos — médias regionais ou nacionais — levaria a estimativas amplamente diferenciadas. Ou seja, uma comparação de preços entre regiões é, teoricamente, uma impossibilidade. Dois estudos que, apesar das dificuldades tentaram medir diferenças regionais de níveis de preços são os de Thomas (1982) e Rocha (1990). A Tabela 6 mostra os diferenciais de salário real depois dos ajustamentos, usando os índices fornecidos por aqueles dois estudos.¹⁰

O índice de Thomas utilizado baseou-se numa cesta média nacional de alimentos, com expansão para incluir itens não alimentares. Tal expansão tomou como referência a elasticidade de Engel para indivíduos no quadragésimo percentil da distribuição de renda. Mostra-se que São Paulo e Rio são as áreas mais caras e Fortaleza e Recife as mais baratas. Embora a variação medida de preços possa explicar parte da diferença, o ajustamento de preços ao diferencial de salário nominal apresentado na parte superior¹¹ da Tabela 6 gera uma ordenação semelhante dos salários reais. As principais mudanças são ganhos significativos para

¹⁰ Os índices de preços apresentados naqueles dois relatórios foram transformados com base na média do presente estudo, a fim de torná-los comparáveis e compatíveis com as estimativas dos diferenciais regionais de salários.

¹¹ Diferenciais controlados de salário nominal estimados a partir da função de rendimentos, usando dados da PNAD de outros anos.

Curitiba e Belo Horizonte, já que elas têm salários nominais próximos da média e níveis de preços abaixo da média. A dispersão dos salários reais estimados permanece significativa, com desvio-padrão de cerca de 17%.

O estudo de Rocha, ao contrário, usa pesos específicos para cada região, referentes ao 20º percentil, construindo a partir daí uma linha de pobreza regionalmente definida. Tal índice é uma medida do custo de vida, mantido constante por um nível de ingestão de calorias que pode ser considerado uma *proxy* para utilidade constante. Esse índice gera uma estrutura de preços muito semelhante à de Thomas em certos anos (como 1985). A fonte de dados das despesas orçamentárias é a mesma nos dois estudos [Endef (1974/75)], mas Rocha utilizou preços médios anuais coletados pelo IBGE.

O índice de Rocha mostra também que a dispersão de preço não é suficiente para explicar os diferenciais de salário nominal — São Paulo permanece cerca de 7,5% acima da média nacional, enquanto Recife continua em torno de 10% abaixo. O desvio-padrão das diferenças de salário nominal não se reduz e nem aumenta significativamente em função do ajustamento de preços. Em 1983, a dispersão nominal era de 13,3%, enquanto a real era marginalmente reduzida para 12,6%. Em 1986, a dispersão nominal era de 16,2%, enquanto a real era de 18,9%.

Essa discussão mostra a dificuldade de se utilizarem ajustamentos de preços baseados em estimativas de comparações de preços ao longo do tempo. A volatilidade da variação de preços em tais índices pode ser superestimada por seu método de incorporar os itens não alimentares: pela divisão do custo da cesta de alimentos por uma elasticidade de Engel, fixa. Tal índice pressupõe que mudanças rápidas nos preços dos alimentos sejam acompanhadas por variações semelhantes nos custos de transporte, de habitação e vestuário. As estimativas de salários reais acima da média para Fortaleza em 1985 e 1986, por exemplo, supõem que os preços dos produtos não alimentares tenham caído proporcionalmente ao declínio dos preços dos alimentos naqueles anos. O INPC do IBGE, que é calculado para cada região metropolitana e inclui preços de produtos não alimentares, mostra menos volatilidade nos preços relativos. Considerando-se o INPC, os coeficientes de correlação para as taxas regionais de inflação são superiores a 90% para todos os pares de anos desde a implantação do índice, mostrando que o padrão (desconhecido) das diferenças regionais de preços em 1979 foi amplamente preservado.

Embora significativas, as diferenças de preços por regiões não são suficientemente amplas para contrabalançar o total das diferenças nominais de salário: as comparações diretas de preços mostram variações nominais geralmente menores do que as diferenças de salário nominal. Na ausência de dados melhores de preços, contudo, é necessário encontrar outras formas de avaliar as variações nominais.

Dado que o tamanho da amostra era suficientemente grande em 1985, foi possível mostrar que as diferenças de nível de preço não respondem pelas diferenças regionais de salários, o que foi feito através de regressões separadas para cada região metropolitana. A função de rendimentos foi estimada para cada região metropolitana, e as taxas de retorno para educação, idade, ocupação e setor deram resultados significativamente diferentes nas diversas cidades. Essas regressões mostraram que o perfil educação-rendimento é muito mais inclinado nas cidades do Nordeste do que nas do Sudeste, confirmando resultados de outros estudos [por exemplo, Reis

(1989)]. Mostra-se também que as pessoas no setor financeiro são relativamente mais bem remuneradas no Nordeste — recebendo cerca de 50% mais do que os empregados na indústria pesada — do que no Sudeste, onde eles recebem 20 a 30% mais do que os da mesma indústria. Pelo teste *t*, todas essas diferenças são estatisticamente significativas ao nível de 1%. O mais importante é que as funções separadas de rendimentos respondem melhor pela variação no log dos rendimentos do que a amostra combinada (*polled*), conforme mostra a Tabela 7. A hipótese de retornos equivalentes nas nove regiões metropolitanas pode ser rejeitada pelo teste *F* (nível de 1%).

Os termos de intercepto nessas regressões separadas agem como as variáveis *dummy* regionais, captando quaisquer diferenças de nível entre as regiões, até as diferenças sistemáticas de custo de vida ou os diferenciais compensatórios. No caso das regressões, contudo, os coeficientes das características pessoais ou de trabalho podem variar por região. As significativas diferenças de retorno em relação àquelas características, além das diferenças regionais de nível, são uma evidência conclusiva de que existem divergências regionais quanto às oportunidades de rendimentos reais. Ou seja, a possibilidade de existirem ganhos reais para algumas pessoas na força de trabalho, desde que elas se movimentem de uma região para outra. Essa é a evidência mais forte para as diferenças regionais de oportunidades de rendimentos reais. Contudo, sem melhores dados para comparação de preços, é impossível definir quais grupos da força de trabalho têm ganhos potenciais e quais não têm.

A força desses resultados sugere que os diferenciais ajustados de salário real podem explicar uma parcela significativa da variação de salários no Brasil. A próxima subseção mostra que, apesar de estatisticamente significativos, os diferenciais regionais ajustados de salários são ofuscados pela influência de outros fatores sobre a variação total dos salários.

5.3 - Importância relativa dos diferenciais regionais de salário sobre a dispersão total dos salários: uma análise de covariância

A análise de covariância torna possível a avaliação da importância da variação regional de salários sobre a distribuição global de rendimentos. A estimação do limite superior utiliza a proporção da variância do salário explicada numa regressão com apenas um conjunto particular de variáveis (por exemplo, características pessoais, características de trabalho, região). Vale-se, nesse contexto, do R^2 . O limite inferior é a proporção da variância do salário que o conjunto particular de variáveis explica, depois que todas as demais já foram incluídas no modelo. O limite inferior mede, então, o aumento de poder preditivo do modelo quando se acrescentam variáveis específicas. Os resultados dessa análise de covariância estão na Tabela 8.

TABELA 7

Testes estatísticos para as diferenças regionais de rendimentos — 1985

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre
Tamanho da amostra	3.570	3.338	4.324	3.831	5.796	7.028	8.273	3.468	5.629
R ²	0,554	0,559	0,528	0,604	0,586	0,564	0,537	0,548	0,526
F	163,096	155,432	200,262	214,836	302,025	335,801	353,951	154,679	229,696
Soma do quadrado dos erros:									
Características pessoais	42.493	69.858	113.445	109.790	143.612	531.552	657.299	77.423	123.675
Característica do emprego	10.419	16.536	9.989	18.012	39.710	132.972	192.263	13.053	25.025
Todas	88.423	144.152	243.360	169.014	278.488	1.032.447	1.408.465	146.051	267.902
<p>Teste 1: todos os coeficientes</p> <p>Regressões separadas Regressões pooled</p>									
<p>Soma dos quadrados dos resíduos 3.778.302 3.879.591</p>									
<p>Graus de liberdade 45.005 45.221</p>									
<p>K 27 27</p>									
<p>F = 44,7 significativo ao nível de 1%</p>									

TABELA 8

Análise de covariância: pesquisa de domicílios para anos selecionados

	Características pessoais	Características do emprego	Região metropolitana
PNAD-1985 (N = 45.256) $R^2 = 0,55$			
Limite inferior	22,4	4,8	1,6
Limite superior	46,9	30,9	2,8
Número variáveis	10	17	8
Células de covariáveis	877	487	2836
Número médio de observações por célula	46,70	84,10	14,50
PNAD-1987 (N = 24.867) $R^2 = 0,55$			
Limite inferior	21,4	4,4	4,7
Limite superior	53,6	28,9	5,3
Número de categorias	10	17	8
PNAD-1976 (N = 22.515) $R^2 = 0,46$			
Limite inferior	14,3	4,8	3,7
Limite superior	37,0	29,2	3,4
Número de categorias	10	17	8

NOTA: Todos os limites são estatisticamente significativos a 1%.

Como se pode ver para anos selecionados, as *proxies* para a produtividade individual¹² dão significativa contribuição à variação total observada nos salários (de 22 a 47% da variação total). A estrutura do emprego responde por 4,8 a 30,9%

12. A interpretação das *proxies* para capital humano é problemática, uma vez que é difícil distinguir mecanismos de seleção social de retornos à produtividade.

da variância do log dos rendimentos. Ao contrário, a categoria da região metropolitana explica no máximo 2,8% da variação do log dos rendimentos.

Essa pequena contribuição não quer dizer que as diferenças regionais sejam insignificantes. Ela mostra, em parte, a independência da estrutura regional de salários em relação aos demais fatores: se fosse mais correlacionada com as características pessoais e do trabalho incluídas, seu poder explicativo teria sido maior, sem significar nada mais do que sua correlação com outros fatores. Essa relativa independência fica evidente com a alta correlação entre os diferenciais regionais de salários não ajustados e os diferenciais ajustados pelas covariáveis potenciais, 0,939 (ver Tabela 4).

Embora a variação regional não explique muito da dispersão global dos salários, a parte da variação que é explicada pelos controles não reduz de forma marcante esse impacto regional. Ou seja, o perfil regional é ortogonal em relação às características pessoais, à ocupação e ao setor de atividade, sendo mais exata a estimação de sua contribuição. As características pessoais e de trabalho, por sua vez, podem explicar parcelas substanciais da dispersão de salários, mas são tão altamente correlacionadas que fica extremamente difícil separar seus efeitos.

Os diferenciais regionais de salário, então, são significativos pelo fato de os salários esperados não se equalizarem entre as regiões, mesmo depois de ter explicado quase a metade da dispersão dos salários pelo uso das variáveis de controle. Essas diferenças salariais regionais não são tão importantes na explicação global dos salários quanto o são as características pessoais e de trabalho. Contudo, elas são bastante independentes dos efeitos médios dessas variáveis incluídas.

5.4 - Estabilidade temporal dos diferenciais regionais de salário

Como devem ser vistos os diferenciais regionais de salário existentes em 1985? Representam eles um desequilíbrio temporário dos mercados de trabalho naquele ano? Ou, sendo ele um fenômeno permanente, por que uma pessoa continua numa região em que seus rendimentos são 15 a 20% inferiores ao de um trabalhador semelhante em outro lugar?

Uma explicação fácil para os diferenciais regionais de salário é a de que eles representam um desequilíbrio temporário da economia nacional. Ou seja, o fluxo normal da atividade econômica pode aumentar ou reduzir a demanda de mão-de-obra nas diferentes regiões, de ano para ano. Por exemplo, num ano em que a demanda por manufaturados cresça muito, favorece as regiões que tenham nesse setor uma parcela do emprego acima da média.

Ademais, a longo prazo, as taxas de natalidade, a migração e as taxas de participação da mão-de-obra feminina podem mudar a composição e a quantidade relativa da oferta de trabalho nas diversas regiões. Para testar se os diferenciais regionais de salário acima descritos são um fenômeno temporário, utilizou-se a função de

TABELA 9

Diferenciais controlados de salário nominal, por regiões — 1976/87

	1976	1977	1978	1979	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Belém	-51,6	-49,6	-40,3	-40,0	-30,6	-25,8	-22,0	-12,6	-10,0	-22,8	-26,4
Fortaleza	-52,5	-41,5	-45,2	-43,4	-33,6	-27,9	-29,1	-22,4	-23,7	-26,5	-35,4
Recife	-39,9	-43,1	-37,2	-38,2	-28,5	-24,9	-24,0	-27,4	-24,6	-35,1	-30,3
Salvador	-20,2	-17,9	-15,9	-12,2	-7,9	-10,0	-2,7	-5,4	-5,9	-14,7	-6,1
Belo Horizonte	-0,5	-1,6	1,7	1,4	-2,5	-5,9	-8,4	-12,1	-6,7	-4,9	-10,0
Rio de Janeiro	-10,7	-5,6	-4,4	-5,8	-6,2	-9,6	-10,9	-13,7	-14,7	-17,1	-18,4
São Paulo	22,4	19,8	17,9	18,9	16,0	16,3	16,6	17,3	17,1	22,6	24,2
Curitiba	-1,6	-4,5	-6,7	-9,6	-4,8	-2,3	-1,0	0,2	-0,8	0,6	3,0
Porto Alegre	-8,0	-7,4	-10,4	-12,2	-3,0	-1,6	-2,6	0,9	0,8	-3,5	-9,6
Desvio-padrão ponderado	22,25	19,90	18,36	18,77	15,15	14,63	14,82	15,59	15,28	19,90	21,20
Desvio-padrão ponderado e ajustado	20,52	18,53	17,10	17,31	13,91	13,48	18,63	14,38	14,07	18,30	19,60
Correlações ponderadas											
1976	1,000	0,989	0,987	0,985	0,991	0,978	0,955	0,905	0,908	0,941	0,936
1977	0,989	1,000	0,993	0,991	0,981	0,960	0,930	0,878	0,872	0,915	0,901
1978	0,987	0,993	1,000	0,997	0,975	0,946	0,917	0,853	0,854	0,896	0,889
1979	0,985	0,991	0,997	1,000	0,981	0,953	0,931	0,871	0,872	0,910	0,906
1981	0,991	0,981	0,975	0,981	1,000	0,991	0,979	0,940	0,941	0,959	0,957
1982	0,978	0,960	0,946	0,953	0,991	1,000	0,990	0,970	0,969	0,983	0,978
1983	0,995	0,930	0,917	0,931	0,979	0,990	1,000	0,983	0,980	0,978	0,990
1984	0,905	0,878	0,853	0,871	0,940	0,970	0,983	1,000	0,994	0,983	0,981
1985	0,908	0,872	0,854	0,872	0,941	0,969	0,980	0,994	1,000	0,989	0,984
1986	0,941	0,915	0,896	0,910	0,959	0,983	0,978	0,983	0,989	1,000	0,986
1987	0,936	0,901	0,889	0,906	0,957	0,978	0,990	0,981	0,984	0,986	1,000

(continua)

Valores *t* das correlações

1976		17,56	16,16	15,35	19,87	12,49	8,50	5,63	5,75	7,34	7,03
1977	17,53		22,18	19,22	13,30	9,09	6,68	4,86	4,71	6,01	5,48
1978	16,16	22,18		34,54	11,62	7,72	6,08	4,33	4,35	5,33	5,13
1979	15,35	19,22	34,54		13,38	8,36	6,75	4,69	4,72	5,81	5,68
1981	19,87	13,30	11,62	13,38		19,14	12,70	7,30	7,36	9,01	8,69
1982	12,49	9,09	7,72	8,36	19,14		18,64	10,64	10,41	14,07	12,33
1983	8,50	6,68	6,08	6,75	12,70	18,65		14,10	13,02	12,40	18,82
1984	5,63	4,86	4,33	4,69	7,30	10,64	14,10		23,95	14,29	13,50
1985	5,75	4,71	4,35	4,72	7,36	10,41	13,02	23,95		17,31	14,77
1986	7,34	6,01	5,33	5,81	9,01	14,07	12,40	14,29	17,31		15,37
1987	7,03	5,48	5,13	5,68	8,69	12,33	18,82	13,50	14,77	15,37	

NOTA: As estatísticas *t* são todas significativas ao nível de 1%.

rendimentos para cada amostra da PNAD entre 1976 e 1987, calculando-se as correlações para cada combinação de anos.

A Tabela 9 mostra os diferenciais nominais de salário ajustados por regiões, de 1976 e 1987. Apesar das violentas mudanças no crescimento doméstico e no comércio externo que a economia sofreu — da recessão de 1981/83, passando pela retomada de 1984/85 e pelo plano heterodoxo de estabilização de 1986 — os diferenciais regionais de salários ficam relativamente estáveis. As correlações ponderadas para 1976/87 são todas estatisticamente significativas ao nível de 1%, com o coeficiente variando de 0,87 a 0,99. Essa estabilidade é robusta, mostrando-se ainda mais forte quando se usam os coeficientes de correlação de Spearman. Essas correlações elevadas ao longo do tempo tornam insustentável a proposição de que os diferenciais regionais de salário são apenas uma questão de desequilíbrio de mercado.

Além disso, inexistente tendência secular na variância dos diferenciais regionais de salário no período analisado. A dispersão declina de 22% em 1976 para 14,6% em 1982, subindo de novo até alcançar 21,2% em 1987. Isso levanta questões sobre as teorias de mercado que prevêm a convergência regional. Note-se também que a amostra analisada acima, usando dados de 1985, estava entre as de menor dispersão. Em consequência, os testes referentes aos diferenciais regionais de salários se mostrariam ainda mais fortes nos demais anos.

São Paulo tem consistentemente os maiores salários, enquanto Fortaleza e Recife ocupam os últimos lugares. Rio de Janeiro e, em menor grau, Belo Horizonte, parecem ter piorado ao longo de toda a década, ao passo que Recife e Fortaleza mostraram algum movimento em direção à média. Salvador tem nova-

mente salários maiores do que o Rio, mostrando os efeitos dos vultosos investimentos públicos na implantação do pólo petroquímico da Bahia nos anos 70. Curitiba e Porto Alegre tendem a flutuar num intervalo ligeiramente abaixo (cerca de 10%) da média.

A série é insuficiente para estabelecer tendências, mas é interessante notar que os ciclos não explicam a variação observada no perfil regional de salários, dado que anos de crescimento (1985) são comparáveis — em termos de dispersão — a anos de recessão (1982), enquanto outros anos, de crescimento ou recessão, têm maiores dispersões (1978, 1986 e 1987). As evidências indicam que os diferenciais regionais de salário nominal persistem apesar do alto nível de movimento da economia, tanto no mercado de produtos quanto no de fatores.

6 - Explicação para os diferenciais regionais de salários numa economia em processo rápido de integração

Qual seria a origem da relativa estabilidade ao longo do tempo do perfil regional de diferenciais de salários? Seria ela devida ao isolamento dos mercados de trabalho das regiões metropolitanas? Ou tratar-se-ia de aspectos regionalmente específicos de suas composições setoriais ou da qualidade da educação? Ou, ainda, o segredo estaria no processo de contratação e na forma de utilização dos trabalhadores no local de trabalho? Esta seção trata de algumas das tendências históricas do desenvolvimento econômico do Brasil, numa tentativa de responder a tais questões. Ela vai em frente para sugerir duas das explicações mais plausíveis para as amplas e persistentes diferenças regionais de salários.

Em primeiro lugar, é importante notar que as regiões metropolitanas não parecem estar isoladas em termos de mercado de trabalho e determinação dos salários. A integração da economia aumentou rapidamente no Brasil nos últimos 30 anos. De 1960 a 1980, a quilometragem de rodovias aumentou em 200%; a frota de ônibus cresceu 1,622% e o número de telefones instalados aumentou em 669% [Meneghetti (1988)]. O comércio aumentou continuamente sua parcela do total da atividade econômica; o comércio interestadual passou de 16% do PIB em 1947 para 33,5% em 1976 [Ablas e Fava (1985)]. Os custos da migração vêm caindo [Meneghetti (1988)] e o ritmo da migração tem significativo impacto sobre a força de trabalho. A magnitude dos fluxos de mão-de-obra é tal que apenas um rápido crescimento da demanda, ou a segmentação intra-regional de oportunidades de trabalho, poderia explicar a não equalização do preço do fator. Existem também grandes fluxos de produtos, de forma que a equalização de preço do fator não pode ser impedida pela eventual especialização em produtos intensivos no fator localmente abundante. Inexistem evidências de obstáculos geográficos *per se*.

O único mercado que dá sinais de imobilidade é o de capitais. O perfil de dispersão geográfica da atividade econômica mudou pouco nos últimos 30 anos, apesar do rápido crescimento econômico. São Paulo, por exemplo, manteve sua fatia de produção industrial por mais de três décadas. O capital parece não se

deslocar, exceto à custa de fortes incentivos públicos (Sudene, Sudam e Camaçari, por exemplo). Isso é consistente com os incentivos existentes — devidos a economias de aglomeração e ao acesso à infra-estrutura e aos mercados —, que encorajam a produção no Sudeste, particularmente em São Paulo. A baixa participação dos custos de mão-de-obra, mesmo em São Paulo, significa que as empresas têm pouco incentivo para procurar áreas com salários mais baixos, exceto em raras circunstâncias [a este propósito, consulte o debate iniciado por Storper (1984)].

A concentração espacial da atividade econômica, especialmente industrial, pode ajudar a reproduzir condições dinâmicas de crescimento da demanda de trabalho, suficiente para absorver aumentos da força de trabalho em algumas áreas e sustentar salários mais elevados, mas insuficiente para absorver os aumentos da força de trabalho em outras áreas. A variação regional de produtividade iguala essa concentração em sua estabilidade ao longo do tempo. Das nove regiões metropolitanas, apenas Salvador apresentou ganhos substanciais de produtividade em relação às demais cidades na década de 70, e mesmo assim isso se deveu aos maciços investimentos públicos feitos no pólo petroquímico.¹³

As tendências demográficas e os perfis migratórios continuaram a reproduzir as mesmas condições de oferta de trabalho entre as regiões durante o período. Esta última continuou a crescer mais de 5% ao ano em todas as regiões metropolitanas. Isso resulta principalmente do crescimento natural, mas o impulso da migração é significativo, estável e, predominantemente, composto de pessoas em idade de trabalhar. Entre 1968 e 1976, a migração de homens em idade de trabalhar para as regiões metropolitanas representou um crescimento bruto anual de 2,4% para esse grupo populacional. São Paulo recebeu o maior fluxo, em termos absolutos e relativos, representando 3,4% de sua população ativo-masculina, ao passo que em Fortaleza a proporção foi de apenas 0,7%.

Uma explicação de mercado dinâmico

Ao combinar a estabilidade do crescimento da força de trabalho com o estável perfil da concentração industrial e da produtividade, tem-se a impressão de que os diferenciais de salário poderiam se reproduzir continuamente, pela dinâmica paralela do crescimento da oferta de trabalho e do aumento da demanda de trabalho. Em outras palavras, o crescimento da força de trabalho foi suficientemente rápido para superar o crescimento do emprego, no Nordeste e no Rio, enquanto São Paulo continuou a crescer e a absorver trabalhadores quase tão rapidamente quanto a chegada anual de seus 200 mil migrantes. Essa dinâmica teria de causar um impacto

¹³ Souza e Araújo (1986) estimam que cada um dos 17 mil empregos criados no complexo até 1979 custou cerca de US\$ 200 mil. O número para comparação, no vizinho parque industrial de Aratu, é de US\$ 38 mil por emprego.

diferencial sobre subgrupos da força de trabalho, a fim de explicar as diferentes taxas de retorno obtidas nas regressões separadas da Subseção 4.2.

Uma explicação de mercado segmentado

Contrastando com essa perspectiva dinâmica, é possível argumentar que o mercado de trabalho está numa espécie de equilíbrio mesmo com hiatos e salários entre regiões, desde que exista segmentação de oportunidades de trabalho. Tal segmentação seria compatível com a evidência de diferentes taxas de retorno entre as regiões. Grandes fluxos de migrantes indicam o grau de adesão dos brasileiros à busca de oportunidades em áreas de salários mais altos. Assim sendo, qualquer explicação para a estabilidade dos diferenciais de salário deve levar em conta a situação das pessoas que, face a diferenças no salário esperado, não se beneficiam de tais oportunidades.

A presença de segmentação intra-regional pode criar um processo de racionamento de emprego. A explicação mais simples para tal segmentação surgiu em entrevistas com empresários, que admitiram oferecer salários acima do mercado, com a finalidade de motivar os trabalhadores ou de estabilizar sua força de trabalho. Tal estratégia poderia gerar salários fora dos níveis de equilíbrio, deixando para a demanda do produto a fixação do volume de emprego [cf., por exemplo, Stiglitz (1987) e Bulow e Summers (1986)]. Em tal caso, os indivíduos que recebem diferenças médias de salários entre regiões podem não se deslocar, desde que eles reconheçam que os empregos de salários elevados não lhes são acessíveis. A migração, desse modo, ocorreria até o ponto em que as pessoas podem realmente esperar obter os empregos de salários elevados.¹⁴ Sob tal ótica, o hiato regional de salário não seria o resultado de obstáculos geográficos, mas antes a organização setorial de estratégias ao nível da firma, as quais estratificam o mercado de trabalho, com diferenças regionais. Os diferenciais regionais de salário, dessa forma, seriam devidos a obstáculos específicos e regionalmente distintos que interferem nas oportunidades de trabalho.

Qualificações

Embora essas duas explicações sejam as mais prováveis, em minha opinião, as conclusões devem ser qualificadas. Primeiro, é possível que existam diferenças não observadas — nos trabalhadores — que afetam a produtividade, variam sistemati-

¹⁴ Consulte o modelo de Harris e Todaro (1970) e a literatura que se seguiu sobre a medida adequada de "salários esperados" para estimação do potencial migratório.

camente com a região e que não sejam correlacionadas com as variáveis observadas de características pessoais. Em segundo lugar, as variáveis setoriais não captam o espectro completo das diferenças de produtividade das empresas, uma vez que elas são altamente agregadas, mascarando diferenças de composição que também variam por regiões. Em terceiro lugar, os diferenciais compensatórios são uma explicação improvável para os diferenciais regionais de salário, dada a evidência sobre as diferentes taxas de retorno entre as regiões. Essas diferentes taxas de retorno, no entanto, poderiam estar captando um processo que seleciona os sub-grupos da força de trabalho de acordo com o grau de preferência por amenidades regionais.

7 - Conclusões: interpretação dos diferenciais regionais de salários e implicações para as políticas públicas

Este trabalho mostrou que as diferenças regionais de salário são um fato real, significativo e persistente da economia brasileira. Foi feita a decomposição passo a passo dos salários nominais, considerando-se as características da força de trabalho, a composição da demanda de trabalho e o custo de vida. Mostrou-se, então, que as diferenças residuais de salários entre as regiões são, elas próprias, componentes das diferenças regionais de taxas de retorno. Esta pesquisa mostrou que os diferenciais regionais para trabalhadores comparáveis não convergem ao longo do tempo, uma vez que permanece espacialmente concentrada a distribuição dos setores econômicos, do *status* de carteira assinada e da ocupação. Ao invés disso, os diferenciais regionais de salário estavam maiores em 1986 e 1987 do que no início da década. Este trabalho, dessa forma, reafirma a necessidade de análises posteriores de: a) oportunidades educacionais no Brasil e interpretação dos retornos à educação como recompensa à produtividade; b) a geração de diferenças interindustriais e o processo de empregar/fixar salários; e c) a dinâmica da procura e oferta de trabalho, uma vez que suas condições podem variar consistentemente entre as regiões.

As implicações dos diferenciais regionais de salário diferem significativamente, dependendo de como eles são gerados. Se o mercado de trabalho fosse geograficamente segmentado, seria possível melhorar a distribuição de renda pela adoção de políticas salariais e de emprego específicas para cada região. Este trabalho mostrou, no entanto, que as disparidades regionais de salários existem apesar das importantes ligações entre as áreas geográficas. Ou seja, as diferenças de salário persistem em função da segmentação intra-regional combinada às externalidades captadas nas regiões, seja na produção ou em função dos perfis da demanda e da oferta de trabalho, cujas condições são reproduzidas ano após ano. As implicações para a política regional podem, dessa forma, ser bastante diferentes.

Como já vimos, a política pública pode se beneficiar da concentração regional da pobreza, quando da definição do combate ao problema, ao passo que os serviços públicos que reduzem o custo de vida e/ou melhoram a qualidade de vida podem contribuir significativamente para aliviar a concentração regional da pobreza. Em

termos de resultados referentes ao mercado de trabalho, contudo, políticas de emprego geograficamente distintas podem ser um método muito indireto de melhorar o bem-estar social. A relativa ineficiência das políticas regionais de emprego pode ser deduzida da estabilidade dos perfis regionais de salário num período em que o governo federal estava gradualmente unificando o salário mínimo. O único caso em que a política pública afetou claramente as diferenças regionais de salário foi o da implantação do pólo petroquímico da Bahia, o que foi feito a um custo enorme, impossível de ser reproduzido no futuro previsível.

Ao invés disso, a melhoria das condições de trabalho, dos salários e a promoção de oportunidade e de mobilidade deveriam ser tentadas através de medidas que encorajassem todas as empresas, independentemente de sua localização, a adotar tecnologias e estratégias de organização que se beneficiem do impacto de motivação que trazem os altos salários. Tais políticas devem ser diretas, tal como a obrigação do salário mínimo, bem como indiretas, como o fortalecimento do movimento trabalhista.¹⁵ Os aspectos regionais da política industrial (nacional) devem considerar não apenas o encorajamento do crescimento regional, o qual é em si insuficiente [Jatobá (1986)], e a implantação de setores com salários elevados, mas também as vantagens da diversidade setorial e ocupacional, que levam à produtividade e aos salários mais altos.

As implicações para a política pública são, dessa forma, a redução de ênfase nos aspectos espaciais da política de emprego, em favor da maior atenção aos aspectos setoriais, ocupacionais e educacionais das oportunidades limitadas. As divisões do mercado de trabalho que são criadas pela complexa interação de setores, ocupações e região devem ser o foco de qualquer estudo sobre oportunidades abertas aos trabalhadores brasileiros. Comparações regionais desse complexo ajudariam a elucidar seu funcionamento e a revelar possibilidades adicionais da política pública.

Abstract

This paper investigates whether the workforce in Brazil is geographically segmented by analyzing variation in workers earnings. It finds that standard market explanations for regional wage disparities, such as variations in the cost of living or workforce quality, can explain only a part of the disparities. The paper concludes that geographical obstacles to factor flows are not significant in Brazil. Rather, the persistence of regional wage differentials, in spite of the increasing integration of the Brazilian economy, can be largely attributed to regional variation in the composition of labor demand.

¹⁵ Até o início dos anos 80, por exemplo, a maioria dos trabalhadores numa grande indústria têxtil trabalhava sem carteira assinada, com salários abaixo do mínimo legal e com jornadas diárias acima dos limites permitidos. A pressão do sindicato dos têxteis, beneficiando-se da baixa repressão aos movimentos operários da década, foi capaz de forçar a empresa a regularizar as condições de trabalho e a melhorar os salários (entrevistas do autor em Recife, 1989).

Bibliografia

- ABLAS, Luiz Augusto de Queiroz, FAVA, Vera Lúcia. *Dinâmica espacial do desenvolvimento brasileiro*. São Paulo: IPE/USP, v. 11, 1985.
- ALMEIDA, Manuel Bosca. Estimção do estoque de capital no Nordeste e Sudeste do Brasil — 1970. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 12, n. 2, abr./jun. 1981.
- BAER, Werner. Regional inequality and economic growth in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, v. 12, n. 3, p. 268-285, abr. 1964.
- BARROS, Ricardo Paes de. *On the empirical content of the formal-informal labor market segmentation hypothesis*. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 1988, mimeo.
- BEHRMAN, Jere R., BIRDSALL, Nancy. The quality of schooling: quantity alone is misleading. *American Economic Review*, v. 73, n. 5, dez. 1983.
- BULOW, Jeremy I., SUMMERS, Lawrence, H. A theory of dual labor markets with applications to industrial policy, discrimination, and Keynesian unemployment. *Journal of Labor Economics*, v. 4, n. 3, Part 1, 1986.
- CACCIAMALI, Maria Cristina. *Setor informal urbano e formas de participação na produção*. São Paulo: IPE/USP, 1983.
- CAMARGO, José Márcio, SERRANO, Franklin. Os dois mercados: homens e mulheres na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 37, n. 4, p. 435-447, 1983.
- DOERINGER, P. B., PIORE, M. J. *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington, MA: DC Heath, 1971.
- DUARTE, Renato. Criação de emprego e renda na economia informal urbana do Nordeste: o caso de Salvador e Fortaleza. In: CARVALHO, Inaia Maria Moreira de, HAGUETTE, Teresa Maria Frota (eds.). *Trabalho e condições de vida no Nordeste brasileiro*. São Paulo-Brasília: Hucitec/CNPq, 1984.
- DUNFORD, M. Integration and unequal development: the case of Southern Italy, 1951-1973. In: ALLEN, J. Scott, STORPER, Michael (eds.). *Production, work, territory: the geographical anatomy of capitalism*. Boston: Allen & Unwin, 1986.
- FIELDS, Gary S., SCHULTZ, T. Paul. Regional inequality and other sources of income variation in Colombia. *Economic Development and Cultural Change*, v. 28, n. 3, p. 447-467, abr. 1980.
- GOMES, Gustavo Maia, OSÓRIO, Carlos, IRMÃO, José Ferreira. *Recessão e desemprego nas regiões brasileiras*. Recife: Pimes, fev. 1985.

- GUIMARÃES NETO, Leonardo, SOUZA, Aldemir do Vale. A dinâmica do mercado de trabalho urbano no Nordeste. In: CARVALHO, Inaia Maria Moreira de, HAGUETTE, Teresa Maria Frota (eds.). *Trabalho e condições de vida no Nordeste brasileiro*. São Paulo-Brasília: Hucitec/CNPq, 1984.
- HOLLANDA FILHO, Sérgio Buarque de. Migrações internas e a distribuição de renda no Brasil. *XVII Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, v. 2, Fortaleza, dez. 1989, p. 1071-1090.
- HECKMAN, James J., HOTZ, V. Joseph. An investigation of the labor market earnings of Panamanian males: evaluating the sources of inequality. *Journal of Human Resources*, v. 21, n. 4, p. 507-542, 1986.
- JATOBÁ, Jorge. The labour market in a recession-hit region: the North-East of Brazil. *International Labour Review*, v. 125, n. 2, mar./abr. 1986.
- LANG, Kevin, LEONARD, J. S. (eds.). *Unemployment and the structure of labor markets*. New York: Basil Blackwell, 1987.
- LUQUE, Carlos Antonio, CHAHAD, José Paulo Zeetano. Formação de salários no Brasil: uma contribuição ao debate. *Estudos Econômicos*, v. 15, n. 1, p. 37-46, jan./abr. 1985.
- MACEDO, Roberto B. M. A critical review of the relation between the post-1964 wage policy and the worsening of Brazil's size income distribution in the sixties. *Explorations in Economic Research*, v. 4, p. 117-140, 1974.
- . *Wage differentials between state and private enterprise in Brazil*. Apresentado ao XII Congresso Internacional da Latin American Studies Association, Boston, out. 1986, mimeo.
- MATHUR, Ashok. Regional development and income disparities in India: a sectoral analysis. *Economic Development and Cultural Change*, v. 31, n. 3, p. 475-506, abr. 1982.
- MEDEIROS, José Adelino de Souza. *Alcance e limitações da teoria do capital humano: diferenças de ganhos no Brasil em 1973*. São Paulo, IPE/USP, 1982.
- MENEGHETTI NETO, Alfredo. O efeito da variável distância na migração interna brasileira: algumas considerações. In: XVI Encontro Nacional de Economia, Belo Horizonte, dez. 1988. v. 4, Porto Alegre, Gráfica e Editora NBS Ltda., 1988.
- MENEZES, Wilson F. *Parcela salarial na indústria de transformação do Brasil: 1970-1981*. In: XVI Encontro Nacional de Economia, Belo Horizonte, dez. 1988, v. 5, Porto Alegre, Gráfica e Editora NBS Ltda., 1988.

- MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. New York: Columbia University Press, NBER, 1974.
- MORLEY, Samuel. *Labor markets and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- MORLEY, Samuel, BARBOSA, Milton, SOUZA, Maria Christina Cacciamali de. Evidence on the internal labor market during a process of rapid growth. *Journal of Development Economics*, v. 6, p. 261-286, 1979.
- PFEFFERMAN, Guy, WEBB, Richard. Poverty and income distribution in Brazil. *Review of Income and Wealth*, Ser. 29, n. 2, p. 101-124, jul. 1983.
- PSACHAROPOULOS, George. *Earnings and education in Brazil: evidence from the 1980 census*. Discussion Paper, Education and Training Series, The World Bank, jun. 1987.
- REIS, J. G. Almeida, BARROS, Ricardo Paes de. *Income inequality and the distribution of education: regional differences in inequality*. Yale University Microeconomic Workshops in Labor and Population, mar. 1989.
- ROCHA, Sônia. Caracterização da subpopulação pobre metropolitana nos anos 80 — resultados de uma análise multivariada. *Revista Econômica Brasileira*, v. 44, n. 1, p. 35-52, jan./mar. 1990.
- SAHLING, Leonard G., SMITH, Sharon P. Regional wage differentials: has the South risen again? *The Review of Economics and Statistics*, v. LXV, n. 1, p. 131/143, fev. 1983.
- SAVEDOFF, William D. *Temporal stability of regional wage differentials in Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, out. 1989 (Texto para Discussão Interna, 175).
- SCHMERTMANN, Carl. *Self-selection and internal migration in Brazil*. Ph.D. Dissertation in Economics, Berkeley, 1988.
- SCHMITZ, Hubert. *Technology and employment practices in developing countries*. Kent, U. K.: Croom Helm, 1985.
- SEDLACEK, Guilherme, BARROS, Ricardo Paes de, VARANDAS, Simone. *Uma análise da mobilidade no mercado de trabalho brasileiro: perspectivas de segmentação*. In: XVI Encontro Nacional de Economia, Belo Horizonte, dez. 1988. v. IV, Porto Alegre, RS: Gráfica e Editora NBS Ltda., 1988.
- SOUZA, Aldemir do Vale, ARAÚJO, Tarcísio Patrício de. O complexo petroquímico de Camaçari e o emprego urbano. In: JATOBÁ, Jorge, IRMÃO, José F. (orgs.). *Estado, industrialização e mercados de trabalho no Nordeste*. Universidade Federal de Pernambuco, Pimes, Série Estudos 14, Recife, 1986.

SOUZA, Paulo Renato, BALTAR, Paulo Eduardo. The minimum wage and wage rates in Brazil. *Brazilian Economic Studies*, n. 7, Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1983.

STIGLITZ, J. E. The causes and consequences of the dependence of quality of price. *Journal of Economic Literature*, v. XXV, n. 1, p. 1-48, 1987.

THOMAS, Vinod. *Differences in income, nutrition and poverty within Brazil*. Washington, D.C.: World Bank Staff Paper, 1982.

———. Differences in income, nutrition and poverty in Brazil. *World Development*, v. 15, n. 2, fev. 1987.

WILLIAMSON, Jeffrey G. Regional inequality and the process of national development: a description of patterns. *Economic development and Cultural Change*, Chicago, v. XIII, n. 4, Part II, jul. 1965.

(*Originals recebidos em agosto de 1989. Revistos em outubro de 1990.*)