

ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 885

DETERMINANTES DA RENDA DO TRABALHO NO SETOR FORMAL DA ECONOMIA BRASILEIRA

**Carlos Henrique Corseuil
Daniel D. Santos**

Rio de Janeiro, junho de 2002

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão**

Ministro – Guilherme Gomes Dias

Secretário Executivo – Simão Cirineu Dias

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais, possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro, e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Roberto Borges Martins

Chefe de Gabinete

Luis Fernando de Lara Resende

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Eustáquio José Reis

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Gustavo Maia Gomes

Diretor de Administração e Finanças

Hubimaier Cantuária Santiago

Diretor de Estudos Setoriais

Luís Fernando Tironi

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Murilo Lôbo

Diretor de Estudos Sociais

Ricardo Paes de Barros

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos, direta ou indiretamente, pelo IPEA e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

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

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 885

DETERMINANTES DA RENDA DO TRABALHO NO SETOR FORMAL DA ECONOMIA BRASILEIRA*

Carlos Henrique Corseuil**
Daniel D. Santos***

Rio de Janeiro, junho de 2002

* Os autores agradecem a Reynaldo Fernandes e Naércio Menezes-Filho pelos comentários e sugestões. Vera Marina do MTE e Ricardo Fride prestaram inestimável contribuição, possibilitando o acesso à base de dados utilizados.

** Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.
kiko@ipea.gov.br

*** Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.
ddsantos@ipea.gov.br

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 1

2 BASE DE DADOS 1

3 O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO E SUA IMPLEMENTAÇÃO 10

4 DETERMINANTES DO RENDIMENTO DO TRABALHO NO BRASIL:
NOVAS ESTIMATIVAS BASEADAS EM DADOS LONGITUDINAIS 11

5 CONCLUSÃO 14

APÊNDICE 1 15

APÊNDICE 2 17

BIBLIOGRAFIA 19

SINOPSE

O artigo busca estimar equações de salário tendo como universo de análise os trabalhadores do setor formal da economia. Diferentemente de outros artigos do gênero, que aproveitam dados de pesquisas domiciliares (PNAD, PPV, PME etc.), neste estudo foram utilizados os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), registro administrativo coletado a partir das firmas. Além da natureza diferenciada dos dados, a Rais permite estimações em painel, enriquecendo a análise. Os resultados indicam uma influência significativa da experiência do trabalhador sobre o seu salário e ausência de um papel relevante para as características da firma.

ABSTRACT

This article aims to estimate wage equations, having the legally contracted (formal) workers as the universe of analysis. Contrarily to other related papers that take household level data (from surveys like PNAD, PPV, PME, etc.), we used the Rais, a firm level database. Besides the differentiated nature of data, the Rais allows panel data estimations and therefore a more complete analysis. The results show that wages are heavily influenced by tenure and do not depend on firms characteristics.

1 INTRODUÇÃO

Pelo menos dois fatores têm contribuído para a elevada popularidade e disseminação de investigações sobre a natureza dos diferenciais salariais no Brasil. Por um lado, há um numeroso grupo de estudiosos preocupados em estudar o funcionamento do mercado de trabalho e suas imperfeições, tais como discriminação (por cor e sexo), segregação (por setor de atividade e posição na ocupação) etc. Ao lado destes, um não menos expressivo número de economistas tenta investigar a natureza da desigualdade de renda e pobreza através da presença de diferenciais salariais. Por outro lado, a alta qualidade e a facilidade de acesso aos dados das pesquisas domiciliares (PNAD, PED, PME, PPV etc.) facilitam a realização desses estudos.

Como a maioria das bases de dados domiciliares não permite acompanhar os mesmos indivíduos ao longo do tempo, grande parte dos trabalhos utiliza técnicas estatísticas em *cross-section* para estimar os determinantes da renda do trabalho, mas este tipo de abordagem vem perdendo espaço na literatura internacional para o uso de dados longitudinais associados a modelos de efeitos fixos.

O objetivo principal deste artigo é precisamente adotar este tipo de modelo, ainda pouco utilizado no caso brasileiro, aplicado aos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Além de comparar a abordagem em painel com as tradicionais estimações em *cross-section*, destacam-se o relativo ineditismo do uso de informações, provenientes das firmas (ao invés das famílias, como de praxe) neste tipo de estudo, e a comparação dos resultados obtidos com estes dois tipos de dados.

O texto se divide em cinco seções, sendo a primeira delas esta introdução. Na Seção 2, comparamos a base de dados utilizada com a já conhecida e disseminada Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Na Seção 3, comentamos sobre a implementação do método de estimação mencionado. Na Seção 4, apresentamos os resultados das estimações e, na última, as conclusões do trabalho.

2 BASE DE DADOS

2.1 A RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS (Rais)

A Rais é um registro de informações encaminhadas, idealmente, por todas as empresas ao MTE. Em princípio, essas informações deveriam abranger todos os trabalhadores empregados, mas não se pode garantir que os estabelecimentos efetivamente encaminhem as informações solicitadas. Há motivos para acreditar que isso não aconteça, pois é sabido que existem estabelecimentos que funcionam em situação irregular perante a legislação.

Em particular, é de se esperar que os trabalhadores empregados informalmente não estejam contemplados neste registro, o que faz com que qualquer relação estimada a partir desses dados só possa ser atribuída ao universo de empregados se as características dos trabalhadores do setor informal forem as mesmas do setor formal. Caso o emprego formal seja preferível ao informal espera-se que aqueles ocupados no setor informal tenham alguma qualidade em nível inferior ao dos alocados no setor formal. Essa diferença, que pode ser relacionada a alguma característica não

observável, possivelmente faz com que os mecanismos de determinação dos salários não funcionem da mesma forma nos dois setores.

Uma vez que as informações sobre os trabalhadores são reportadas pelas empresas, sua qualidade depende diretamente do comprometimento dos trabalhadores com as empresas e dos estabelecimentos com o ministério. Eventualmente, algumas informações podem estar distorcidas, em particular aquelas que necessitam ser constantemente atualizadas e as que dependem da sinceridade dos trabalhadores, e essas distorções podem causar erros de medida. Por outro lado, caso parte das firmas decida não responder ao questionário da Rais, é possível que a amostra fique viesada. O incentivo para que os estabelecimentos respondam ao questionário é uma multa aplicada pelo ministério às empresas omissas.

2.2 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS RELACIONADAS À DISTRIBUIÇÃO DOS EMPREGADOS E DE SEUS RENDIMENTOS: COMPARAÇÃO RAIS *VERSUS* PNAD

A PNAD do IBGE é, sem dúvida, a principal fonte de dados sobre características da força de trabalho no Brasil. Ao contrário da Rais, a PNAD tem sido fartamente utilizada em investigações sobre os determinantes do diferencial salarial, como a proposta neste estudo, de modo que uma comparação com essa base torna-se útil, visto que sua qualidade é tida como alta. Serão apresentadas estatísticas básicas relacionadas à distribuição de indivíduos segundo características socioeconômicas presentes nas duas bases de dados, com a finalidade de descobrir semelhanças e diferenças que possam revelar importantes limitações de exercícios mais sofisticados que serão realizados na próxima etapa do trabalho.¹

Vale ressaltar que essas bases possuem duas diferenças metodológicas fundamentais. A primeira diz respeito à data de referência das informações. A amostra da PNAD é coletada na última semana de setembro, enquanto a Rais se baseia no dia 31 de dezembro. Isto pode afetar as informações relativas a variáveis cujo comportamento muda ao longo do ano, como remuneração e horas trabalhadas, por exemplo. A outra é derivada da natureza da base, pois a Rais é um registro administrativo com dados supostamente censitários fornecidos por firmas, enquanto a PNAD é uma pesquisa domiciliar por amostragem. Além disso, e ao contrário da PNAD, os microdados da Rais apresentam características de longitudinalidade, permitindo o acompanhamento de um conjunto de trabalhadores ao longo do tempo.

Os resultados que serão apresentados contrastam as estatísticas da Rais com o universo de empregados no setor formal da economia da PNAD.² No caso da Rais, os registros de 1998 somam 24.491.635 observações, ao passo que na PNAD 1998 a amostra (para esse universo considerado) é de 56.630 indivíduos.³ Supondo que a amostragem da PNAD represente de fato a população total de empregados do setor

¹ De Negri *et alii* (2001) adotam procedimentos estatísticos mais elaborados para essa mesma comparação.

² O setor formal é aqui entendido como o conjunto de trabalhadores empregados no setor privado com carteira de trabalho assinada e funcionários públicos.

³ A cobertura da PNAD abrange todo o território nacional, à exceção da zona rural da região Norte (apesar de Tocantins ter sua área rural investigada). Já a Rais cobre a compleição do território.

formal, esse universo seria de 25.645.355 pessoas em setembro de 1998. Mesmo considerando que a população ocupada seja maior em dezembro do que em setembro, podemos considerar que a amostra da Rais está bem próxima de ser censitária.⁴

Além de investigar a distribuição de trabalhadores segundo idade, sexo, escolaridade, faixas de rendimento, jornada de trabalho e região, foi estimada a renda média da ocupação principal de cada categoria que a característica pode assumir. A renda reportada pelas firmas na Rais refere-se ao valor contratual do salário (bruto). Na PNAD, a renda reportada designa o valor recebido pelo trabalhador. Em geral, é de se esperar que o valor reportado seja líquido de impostos descontados na fonte. É natural, portanto, que a renda seja, em média, maior na Rais do que na PNAD (principalmente para funcionários públicos). Segundo nossas estimações, a renda na Rais é pouco mais de 10% maior do que a da PNAD. Como, no entanto, a incidência tributária não é homogênea sobre firmas, regiões, níveis salariais etc., interessa saber como as diferenças de renda variam segundo as diversas características socioeconômicas observadas.⁵

Distribuição de empregados

Para confrontar os dados da Rais com os da PNAD, elegemos três características individuais: *a*) o nível educacional, *b*) o sexo e *c*) a idade; a distribuição geográfica; e duas características do posto de trabalho: *a*) faixas de salário mensal e *b*) jornada de trabalho semanal.

Das características individuais, podemos dizer que o sexo e a idade são de fácil observação e com pouca chance de serem distorcidos, quer pela firma quer pelo indivíduo. Já a escolaridade pode ser viesada, pois as firmas reportam a informação revelada pelo trabalhador. Isso pode ocorrer caso o trabalhador tenha interesse e possibilidade de se mostrar mais escolarizado do que realmente é, ou caso a firma se baseie em um cadastro de informações desatualizado.

De fato, a Tabela 1 mostra que a PNAD apresenta proporções maiores do que as da Rais de empregados do setor formal com níveis baixos de escolaridade. A proporção de analfabetos da PNAD é mais que o dobro da estimada na Rais. No outro extremo, a Rais sugere uma proporção de 12% de trabalhadores com ensino superior completo, ao passo que essa proporção na PNAD mal supera 4%. Outro fato interessante é que na Rais as proporções de pessoas com um determinado nível educacional completo são sempre maiores do que na PNAD.⁶

⁴ De fato, estimativas do MTE indicam que, na década de 1990, mais de 90% das firmas do setor formal estariam reportando informações à Rais. Segundo a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), a população ocupada no setor formal, em 1998, ficou praticamente estável entre setembro e dezembro de 1998, apresentando até mesmo algum declínio (-0,6%) provavelmente devido a uma redução no nível de atividade econômica. Ao menos em 1998, pode-se dizer que a amostra da Rais cobriu cerca de 95% do total de empregados do setor formal (www.sidra.ibge.gov.br).

⁵ Note-se, contudo, que outros fatores podem afetar essa comparação. Por exemplo, uma firma sediada em uma região pode estar remunerando um trabalhador que vive em outra região, ou ainda a firma e a família podem reportar distintamente as características de um mesmo indivíduo.

⁶ Para amenizar esse problema, agregaremos níveis de escolaridade completos e incompletos quando formos analisar a importância do nível educacional no salário.

TABELA 1

Estatísticas Básicas para Trabalhadores Empregados no Setor Formal segundo Características Individuais

Variável	PNAD 1998			Rais 1998			Razão entre as rendas médias de Rais e PNAD ^b	
	Empregados do setor formal			Empregados do setor formal			Renda mensal ^a	Renda horária ^a
	Percentual	Renda mensal ^a	Renda horária ^a	Percentual	Renda mensal ^a	Renda horária ^a		
Sexo								
Homem	60,03	658,28	3,74	61,59	749,52	4,30	1,14	1,15
Mulher	39,97	493,65	3,22	38,41	604,16	3,73	1,22	1,16
Nível de escolaridade								
Analfabeto	5,54	267,09	1,50	2,41	395,98	2,31	1,48	1,54
Primário incompleto	11,65	443,18	2,47	8,37	366,91	2,09	0,83	0,85
Primário completo	12,63	364,83	1,97	12,65	423,78	2,39	1,16	1,21
Ginásio incompleto	23,77	604,36	3,67	14,64	431,65	2,43	0,71	0,66
Ginásio completo	14,14	352,10	1,92	17,38	509,24	2,92	1,45	1,52
Colégio incompleto	9,20	301,51	1,64	7,97	515,14	2,95	1,71	1,80
Colégio completo	7,24	410,13	2,35	21,25	725,49	4,39	1,77	1,87
Superior incompleto	11,67	1203,48	7,67	3,28	1232,69	7,65	1,02	1,00
Superior completo	4,16	2160,60	13,48	12,04	1768,34	12,01	0,82	0,89
Idade								
10 a 14	0,13	164,49	1,10	0,07	162,15	0,99	0,99	0,90
15 a 17	2,19	201,25	1,18	1,83	196,72	1,15	0,98	0,97
18 a 24	19,81	347,69	2,02	18,57	366,85	2,07	1,06	1,02
25 a 29	15,93	503,51	2,96	16,61	552,89	3,19	1,10	1,08
30 a 39	30,62	653,85	3,92	31,42	762,91	4,53	1,17	1,16
40 a 49	21,26	785,01	4,69	21,21	960,69	5,81	1,22	1,24
50 a 64	9,39	718,12	4,37	9,57	845,82	5,15	1,18	1,18
65 e mais	0,66	653,37	3,99	0,73	812,42	5,05	1,24	1,26
Gini	0,52			0,50				

Fontes: PNAD 1998 e Rais 1998.

^a Renda do trabalho principal.

^b Empregados do setor formal.

As distribuições das demais características individuais analisadas (sexo e idade) são muito semelhantes nas duas bases de dados. Em ambas as pesquisas, a proporção de homens fica em torno de 60% dos trabalhadores formais contra 40% das mulheres. Quanto à idade, a proporção de empregados do setor formal com até 17 anos é de cerca de 2%, sendo este número ligeiramente maior na PNAD (2,32%) que na Rais (1,90%). A parcela da população com 18 a 24 anos fica em torno de 19% tanto para a PNAD (19,81%) quanto para a Rais (18,57%). Os trabalhadores formais entre 25 e 29 anos são, aproximadamente, 16% do total. Entre 30 e 39 anos ficam cerca de 31% das amostras. Cabem, para as faixas etárias de 40 a 49 anos, 50 a 64 anos e maiores de 65 anos, as proporções de 21%, 9,5% e 0,5%, respectivamente.

Assim como o sexo e a idade, a região pode ser considerada uma variável de fácil observação e difícil de ser informada com erro. Este fato nos leva a esperar que as distribuições regionais de trabalhadores empregados no setor formal da economia difiram pouco entre as duas bases de dados eleitas para este estudo.⁷ A Tabela 2 revela que, de fato, as distribuições de trabalhadores formais por região são impressionantemente similares entre a PNAD 98 e a Rais 98. Este é mais um fator positivo para sabermos se estamos tratando de universos compatíveis de indivíduos. As diferenças na proporção de pessoas localizadas em uma dada unidade da Federação

⁷ Vale ressaltar que há, ao menos em tese, a possibilidade de que uma pessoa que more em uma região trabalhe em uma firma situada em outra região.

raramente excedem meio ponto de porcentagem. Em ambas as pesquisas, o Sudeste é a região que mais concentra trabalhadores formais, com 54% do universo amostrado. Seguem as regiões Sul e Nordeste, com 18% e 17% da população, respectivamente. As regiões com menor proporção de empregados do setor formal são Centro-Oeste e Norte, com 7% e 4%, respectivamente.

TABELA 2

Estatísticas Básicas para Trabalhadores Empregados no Setor Formal segundo Características Geográficas

Unidades da Federação	PNAD 1998			Rais 1998			Razão entre as rendas médias de Rais e PNAD ^b	
	Empregados do setor formal			Empregados do setor formal			Renda mensal ^a	Renda horária ^a
	Percentual	Renda mensal ^a	Renda horária ^a	Percentual	Renda mensal ^a	Renda horária ^a		
Região Norte	3,60	550,08	3,42	4,12	630,16	2,84	1,15	0,83
Acre	0,20	563,25	3,79	0,25	604,20	3,01	1,07	0,79
Amapá	0,20	640,78	3,98	0,18	803,48	3,67	1,25	0,92
Amazonas	0,90	585,06	3,69	0,97	754,87	3,28	1,29	0,89
Pará	1,20	506,40	3,07	1,71	561,24	2,66	1,11	0,87
Rondônia	0,60	628,16	3,91	0,54	636,69	2,67	1,01	0,68
Roraima	0,10	584,73	3,84	0,11	777,15	3,45	1,33	0,90
Tocantins	0,40	424,68	2,59	0,37	504,10	2,11	1,19	0,82
Região Nordeste	16,90	442,25	2,78	16,58	491,87	2,22	1,11	0,80
Alagoas	1,20	415,67	2,67	1,03	453,39	2,08	1,09	0,78
Bahia	4,60	431,88	2,61	4,34	545,00	2,39	1,26	0,92
Ceará	2,30	438,16	2,66	2,64	462,77	2,06	1,06	0,77
Maranhão	1,10	516,60	3,56	1,12	475,22	2,32	0,92	0,65
Paraíba	1,40	506,48	3,35	1,33	426,25	2,13	0,84	0,64
Pernambuco	3,40	432,19	2,70	3,36	515,07	2,29	1,19	0,85
Piauí	0,80	456,67	2,88	0,80	444,91	2,13	0,97	0,74
Rio Grande do Norte	1,30	394,92	2,44	1,17	448,62	1,98	1,14	0,81
Segipe	0,80	444,05	2,99	0,79	494,93	2,25	1,11	0,75
Região Sudeste	54,40	654,92	3,85	54,21	770,65	3,02	1,18	0,78
Espírito Santos	1,70	516,74	3,21	1,76	602,57	2,37	1,17	0,74
Minas Gerais	11,20	447,51	2,70	10,78	546,45	2,05	1,22	0,76
Rio de Janeiro	11,30	651,42	4,00	10,97	745,32	3,10	1,14	0,78
São Paulo	30,20	740,93	4,26	30,70	868,05	3,37	1,17	0,79
Região Sul	18,10	545,56	3,21	17,52	632,28	2,52	1,16	0,78
Paraná	6,40	543,51	3,13	6,37	616,44	2,44	1,13	0,78
Rio Grande do Sul	7,70	539,53	3,25	7,29	655,56	2,66	1,22	0,82
Santa Catarina	4,00	560,47	3,27	3,87	614,50	2,38	1,10	0,73
Região Centro-Oeste	7,20	615,27	3,58	7,56	761,94	3,44	1,24	0,96
Distrito Federal	1,80	1025,65	3,23	2,94	1143,55	5,67	1,11	1,76
Goiás	2,70	456,50	2,68	2,37	494,54	1,98	1,08	0,74
Mato Grosso	1,40	523,36	6,59	1,13	557,67	2,05	1,07	0,31
Mato Grosso do Sul	1,30	475,80	2,70	1,12	534,19	2,11	1,12	0,78

Fontes: PNAD 1998 e Rais 1998.

^a Renda do trabalho principal.

^b Empregados do setor formal.

De todos os conjuntos de variáveis analisadas nesta seção, as características referentes ao posto de trabalho ocupado pelo indivíduo, tais como horas trabalhadas e salário, são as com maior potencial de surgimento de disparidades entre a PNAD e a Rais. A jornada semanal de trabalho sofre um problema com a existência de horas extras. Na PNAD, o trabalhador inclui o total de horas trabalhadas na última semana quando indagado, incluindo as horas extras. Já na Rais, as empresas são orientadas a reportar o total de horas mencionado no contrato de trabalho, que exclui horas extras.

A Tabela 3 mostra que as distribuições de trabalhadores por jornada de trabalho diferem significativamente nas duas bases de dados, especialmente nas faixas superiores de horas trabalhadas. Pela PNAD, cerca de 38% da força de trabalho ocupada no setor formal da economia trabalha mais tempo do que o estabelecido como jornada máxima (sem horas extras) pela lei brasileira, de 44 horas semanais. Na Rais, pelos motivos expostos, este percentual é de meros 0,01%. Em compensação, há na Rais forte concentração de trabalhadores com jornada entre 41 e 44 horas semanais (65%), bem próxima do limite máximo permitido, ao passo que na PNAD tal proporção é bem menor (16%). É fácil ver que as distribuições ficariam menos díspares se utilizássemos uma agregação da jornada de trabalho em intervalos maiores, abrangendo numa só categoria todos aqueles que trabalham mais de 40 horas semanais.⁸

TABELA 3

Estatísticas Básicas para Trabalhadores Empregados no Setor Formal segundo Características do Posto de Trabalho

Variável	PNAD 1998			Rais 1998			Razão entre as rendas médias de Rais e PNAD ²	
	Empregados do setor formal			Empregados do setor formal			Renda mensal ^a	Renda horária ^a
	Percentual	Renda mensal ^a	Renda horária ^a	Percentual	Renda mensal ^a	Renda horária ^a		
Rendimento médio								
0 - 1/2 SM	0,26	52,36	0,61	0,29	58,05	0,51	1,11	0,83
1/2 - 1 SM	8,82	126,94	0,81	3,66	120,70	0,75	0,95	0,93
1 - 1 1/2 SM	9,68	168,93	1,02	12,15	163,93	0,95	0,97	0,93
1 1/2 - 2 SM	15,30	234,34	1,37	12,43	227,95	1,30	0,97	0,95
2 - 3 SM	19,70	323,55	1,89	20,73	321,80	1,84	0,99	0,97
3 - 4 SM	14,71	451,95	2,69	12,82	449,79	2,62	1,00	0,97
4 - 5 SM	7,43	593,78	3,63	8,44	582,19	3,44	0,98	0,95
5 - 7 SM	9,30	776,58	4,73	10,02	767,70	4,61	0,99	0,98
7 - 10 SM	6,62	1.106,85	6,62	7,61	1.078,13	6,58	0,97	0,99
10 - 15 SM	3,47	1.579,50	9,50	5,37	1.577,39	9,76	1,00	1,03
15 - 20 SM	2,27	2.198,41	13,22	2,45	2.236,49	13,84	1,02	1,05
>20 SM	2,45	4.255,01	24,64	4,02	4.310,88	26,51	1,01	1,08
Jornada de trabalho (em horas semanais)								
0 a 12	0,63	452,08	18,03	1,00	631,51	20,34	1,40	1,13
13 a 15	0,20	578,37	9,38	0,22	1.057,60	17,24	1,83	1,84
16 a 20	3,21	452,22	5,47	2,33	677,54	8,17	1,50	1,49
21 a 30	7,21	585,03	4,92	9,63	850,88	7,16	1,45	1,46
31 a 40	34,56	726,67	4,38	21,96	1.117,35	6,77	1,54	1,55
41 a 44	16,21	480,54	2,61	64,86	527,71	2,86	1,10	1,09
45 a 48	21,45	471,62	2,38	0,01	268,27	1,34	0,57	0,56
48 e mais	16,53	616,45	2,56	0,00	387,81	1,71	0,63	0,67

Fontes: PNAD 1998 e Rais 1998.

^a Renda do trabalho principal.

^b Empregados do setor formal.

Já a distribuição de empregados do setor formal segundo faixas de rendimentos (medidos em múltiplos do salário mínimo) parece ser relativamente semelhante entre as duas pesquisas, como mostra a Tabela 3. Naturalmente, como a renda na Rais tende a ser ligeiramente superior à da PNAD, a distribuição de trabalhadores nesta pesquisa tende a concentrar uma parcela um pouco maior de observações nas faixas de renda mais elevadas. As diferenças surgem especialmente quando o intervalo de renda que separa as categorias de trabalhadores é pequeno. A moda (com cerca de 20% das observações) de ambas as distribuições reside no intervalo entre 2 e 3 salários

⁸ Este fato parece mostrar que a prática de hora extra tende a atingir somente aqueles trabalhadores com jornada plena.

mínimos, e a mediana de ambas as distribuições é de aproximadamente 3 salários mínimos.

Distribuição do salário

A comparação entre as rendas da Rais e da PNAD pode sofrer os efeitos de três fatores. Em primeiro lugar, a PNAD reporta uma renda líquida de impostos e encargos, enquanto a Rais considera o custo direto sobre a folha de pagamento, que inclui alguns impostos, como o imposto de renda. Em segundo lugar, na PNAD o trabalhador incorpora o recebimento de horas extras em seus rendimentos, ao passo que na Rais a recomendação é para que tal procedimento não seja utilizado. O terceiro fator é novamente a não-coincidência das datas de referência das duas pesquisas, pois, se for verdade que o nível da demanda por trabalho difere por motivos sazonais ao longo do ano (neste caso, entre setembro e dezembro), é de se esperar que o preço da força de trabalho também difira. Comparando o índice de Gini, para medir o grau de concentração de renda nas distribuições de salário das duas pesquisas, estimou-se que a renda é ligeiramente mais concentrada quando escolhem-se os dados da PNAD (0,52) que na Rais (0,50).

De volta à Tabela 1, temos informações sobre a distribuição de renda de acordo com atributos do trabalhador. Observando a renda média por nível de escolaridade, constata-se que os números da Rais superam os da PNAD na maioria dos casos, especialmente entre os níveis intermediários. A renda da Rais chega a ser mais de 70% superior à da PNAD para trabalhadores com segundo grau completo ou incompleto. No primeiro grau, a renda da Rais é maior do que a da PNAD para o primário incompleto e ginásio incompleto, ao passo que o oposto ocorre para os níveis completos. Entre trabalhadores que chegaram a frequentar a universidade, a renda da PNAD é sistematicamente maior.

Os rendimentos da Rais superam os da PNAD para quase todas as faixas etárias. É interessante, todavia, notar que o *gap* entre as duas bases de dados cresce com a idade. Entre jovens até 24 anos de idade, as rendas da PNAD e da Rais praticamente coincidem, mas para indivíduos com mais de 65 anos a renda da Rais é, em média, 24% superior à da PNAD. Em parte, isto reforça a suspeita de que o principal fator causador de diferença de renda entre as pesquisas seja a incidência tributária presente na PNAD e ausente na Rais. Isto porque os mais idosos tendem a ter rendimentos maiores, o que, num sistema tributário progressivo, faria com que a diferença entre suas rendas bruta e líquida aumentasse.

Também observamos que o valor reportado na Rais supera o da PNAD para ambos os sexos e para todas as regiões. A renda dos homens tende a ser 14% e a das mulheres 22% maior na Rais do que na PNAD.

Já na Tabela 2 percebe-se que, na região Nordeste, a renda da PNAD é em média 11% inferior à da Rais. O diferencial observado nas regiões Sul, Sudeste e Norte é de cerca de 15%. Na região Centro-Oeste esta diferença atinge o ápice, aproximando-se de 25%.

Por fim, na Tabela 3 comparamos as rendas médias do trabalho de indivíduos pertencentes às diferentes categorias de jornada de trabalho. Observamos que, para pessoas que trabalham até 40 horas semanais, a renda observada na Rais é pelo menos

40% maior do que a estimada na PNAD. Já nas faixas superiores de jornada de trabalho (acima de 44 horas semanais), a renda da PNAD passa à frente da calculada na Rais por larga margem. Uma explicação para isto é a incorporação da renda de horas extras na PNAD, o que não ocorre na Rais.

2.3 UMA COMPARAÇÃO DAS REGRESSÕES DE SALÁRIOS ESTIMADAS PELA RAIS E PELA PNAD

Para checar a importância relativa de características do trabalhador e do posto de trabalho na determinação do salário, estimamos regressões de salário a partir dos dados da Rais e da PNAD, seguindo a mesma especificação para as duas bases. A regressão segue o padrão *cross-section* das equações de salário mencionadas nos capítulos anteriores, tendo como variáveis explicativas o grau de instrução,⁹ a idade, idade ao quadrado, sexo e localização geográfica. Como variável dependente consideramos o logaritmo natural do salário horário. A opção pela estimação em *cross-section* resulta da impossibilidade de organizar os dados da PNAD num painel e incluir um controle para os efeitos fixos dos trabalhadores.

Afora os desvios que possam surgir nas informações reportadas devido à distinta natureza dos dados da Rais (reportadas pelas firmas) e da PNAD (reportadas pelas famílias) e já discutidas anteriormente, não se sabe muito acerca da qualidade dos dados da Rais em si, uma vez que poucos foram os pesquisadores que utilizaram esses dados para esse tipo de exercício. Se admitirmos que os erros de medida nas variáveis explicativas sejam maiores na Rais do que na PNAD, é de se esperar que os respectivos coeficientes sejam de menor magnitude e menos significantes estatisticamente.¹⁰ Esta subseção busca isolar o efeito das bases de dados sobre os resultados das regressões.

As regressões apresentam coeficientes bastante similares para as variáveis sexo, idade e idade ao quadrado, como mostra a Tabela 4. No primeiro caso, verificou-se que a diferença logarítmica entre os salários de homens e mulheres é de aproximadamente 0,3 (os homens tendem a ganhar um salário entre 31% e 30% superior ao das mulheres, na PNAD e na Rais respectivamente). A relação entre o logaritmo do salário e a idade revelou-se côncava, tal qual um U invertido, que atinge o pico entre 50 anos (segundo a Rais) e 52 anos (segundo a PNAD).

Já no caso da escolaridade os coeficientes estimados na Rais e na PNAD diferem substancialmente. Os retornos à educação não apenas são maiores na PNAD, como a distância se acumula com a diferença de nível educacional. Comparando com indivíduos que completaram o ensino superior, observamos que, pela Rais, o logaritmo do salário de trabalhadores com superior incompleto é 0,42 menor, enquanto na PNAD esta diferença é de 0,5. O diferencial salarial logarítmico entre os diplomados no terceiro grau e os diplomados no segundo grau é de 0,85 na Rais e 1,15 na PNAD. No extremo, quando observamos o diferencial salarial logarítmico

⁹ Foram introduzidas *dummies* para cada ano de estudo.

¹⁰ Acreditando que o erro de medida possa ser expresso como um desvio da variável em relação ao seu verdadeiro valor, $X^* = X + \varepsilon$, e supondo que ε seja um *ruido branco*, pode-se mostrar que o coeficiente associado a X^* , β_{x^*} , equivale ao coeficiente ideal referente a X , β_x , multiplicado pela razão $\text{Cov}(X^*, X) / \text{Var}(X^*)$, sendo $\text{Var}(X^*) = \text{Var}(X) + \text{Var}(\varepsilon)$. Fácil ver que quanto maior a variância do erro de medida, menor o valor de β_{x^*} .

entre analfabetos e trabalhadores com ensino superior completo, a Rais aponta uma diferença de 1,57 contra 2,39 da PNAD, mais de 40% menor.

TABELA 4

Determinantes da Renda do Trabalho Principal: Comparação entre PNAD 1998 e Rais 1998

Variável	PNAD		Rais		Diferença Rais-PNAD	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Absoluta	(%)
Intercepto	0,78	0,01	-4,34	0,01	-5,12	288,40
Sexo	0,31	0,01	0,30	0,01	-0,01	-4,07
Idade	0,07	0,01	0,08	0,01	0,01	15,51
Idade2 (x100)	-0,07	0,01	-0,08	0,01	-0,02	20,41
Nível educacional (omitido: superior completo)						
Analfabetos	-2,39	0,01	-1,57	0,01	0,82	-41,45
1ª etapa do fundamental incompleta	-2,15	0,01	-1,61	0,01	0,53	-28,37
1ª etapa do fundamental completa	-1,96	0,01	-1,49	0,01	0,47	-27,08
2ª etapa do fundamental incompleta	-1,80	0,01	-1,38	0,01	0,42	-26,43
2ª etapa do fundamental completa	-1,60	0,01	-1,26	0,01	0,35	-24,14
Ensino médio incompleto	-1,49	0,01	-1,15	0,01	0,34	-25,48
Ensino médio completo	-1,15	0,01	-0,85	0,01	0,31	-30,62
Superior incompleto	-0,50	0,01	-0,42	0,01	0,09	-18,72
Localização geográfica (omitido: Distrito Federal)						
Região Norte						
Acre	-0,38	0,01	-0,60	0,01	-0,22	44,85
Amapá	-0,27	0,01	-0,32	0,01	-0,05	17,15
Amazonas	-0,34	0,01	-0,31	0,01	0,03	-9,97
Pará	-0,50	0,01	-0,61	0,01	-0,11	20,26
Rondônia	-0,19	0,01	-0,50	0,01	-0,30	87,74
Roraima	-0,04	44,47	-0,15	3,54	-0,11	118,38
Tocantins	-0,59	0,01	-0,83	0,01	-0,25	34,65
Região Nordeste						
Alagoas	-0,57	0,01	-0,67	0,01	-0,10	16,92
Bahia	-0,53	0,01	-0,63	0,01	-0,09	16,28
Ceará	-0,65	0,01	-0,80	0,01	-0,15	20,27
Maranhão	-0,94	0,01	-0,74	0,01	0,20	-23,32
Rio Grande do Norte	-0,61	0,01	-0,86	0,01	-0,25	34,65
Paraíba	-0,62	0,01	-0,90	0,01	-0,28	36,77
Pernambuco	-0,56	0,01	-0,65	0,01	-0,09	14,97
Piauí	-0,87	0,01	-0,85	0,01	0,02	-1,86
Sergipe	-0,57	0,01	-0,73	0,01	-0,15	23,42
Região Sudeste						
Espírito Santo	-0,40	0,01	-0,50	0,01	-0,10	22,02
Minas Gerais	-0,37	0,01	-0,55	0,01	-0,17	37,40
Rio de Janeiro	-0,22	0,01	-0,43	0,01	-0,21	63,74
São Paulo	-0,03	2,41	-0,14	0,01	-0,11	128,65
Região Sul						
Paraná	-0,23	0,01	-0,43	0,01	-0,21	62,91
Rio Grande do Sul	-0,25	0,01	-0,40	0,01	-0,15	46,51
Santa Catarina	-0,16	0,01	-0,37	0,01	-0,20	77,69
Região Centro-Oeste						
Goiás	-0,40	0,01	-0,63	0,01	-0,23	44,08
Mato Grosso	-0,33	0,01	-0,49	0,01	-0,16	39,19
Mato Grosso do Sul	-0,41	0,01	-0,55	0,01	-0,14	28,67

Fontes: PNAD 1998 e Rais 1998.

Passando à análise da importância da localização geográfica na determinação do salário, a mesma Tabela 4 apresenta os coeficientes estimados na regressão de salário para ambas as bases. Pela tabela podemos ver que os estados brasileiros podem ser ordenados em cinco blocos na Rais e na PNAD. A ordenação dos estados dentro dos blocos não se mantém constante em ambas as pesquisas, mas ainda assim encontramos uma correlação de mais de 90% entre os dois *rankings*.

No bloco que inclui as unidades da Federação (UFs) com menor nível de rendimentos, estão os Estados de Tocantins, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba, situados no norte da região Nordeste e leste da região Norte. Vizinho a este bloco, segue o segundo grupo com salários mais baixos, composto por Pernambuco, Alagoas e Sergipe. Orbitando os dois conjuntos anteriores, o terceiro bloco inclui Bahia, Minas Gerais, Espírito Santos, Goiás, Mato Grosso do Sul e Pará, além do isolado Acre. Passando aos estados menos desfavorecidos em termos salariais, o quarto bloco envolve Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso, Rondônia, Amazonas e Amapá. Finalmente, o bloco mais rico contém Roraima, São Paulo e Distrito Federal. Chama a atenção a presença de vários estados da região Norte, reconhecidamente uma das mais pobres, entre os grupos com maior salário relativo. Uma explicação provável é a restrição do universo de análise ao setor formal da economia. Nesses estados, o setor formal é bastante reduzido e a maioria dos trabalhadores encontra-se no setor público, onde os salários são maiores em média. No caso da PNAD, há ainda o fato de que os dados não cobrem as áreas rurais (exceto Tocantins), viesando para cima os salários mais uma vez.

3 O MÉTODO DE ESTIMAÇÃO E SUA IMPLEMENTAÇÃO

A estimação por mínimos quadrados ordinários usando dados organizados em *cross-section*, como já mencionamos, é a estratégia mais freqüentemente utilizada por pesquisadores brasileiros. A Rais, entretanto, apresenta uma configuração longitudinal que permite o uso de métodos alternativos. Como observado na introdução, um método indicado para a estimação de equações de salários, mas que exige dados longitudinais, é o modelo de efeitos fixos. Dessa forma, estimaremos nesta seção uma equação de salários *via* efeitos fixos para o período correspondente aos anos de 1996 e 1998.

O uso de efeitos fixos traz duas restrições ao processo de estimação da equação de salários: uma afetando a definição da amostra e a outra afetando a especificação do modelo. Ambas as restrições provêm do fato de que a identificação do efeito das variáveis explicativas no método de efeito fixo é baseada em mudanças das características pessoais ao longo do tempo. Dessa forma, torna-se necessário limitar nossa amostra para aqueles indivíduos que são declarados como empregados, tanto em 31 de dezembro de 1997 quanto de 1998.

Uma outra restrição a ser considerada é de caráter operacional. A Rais provê informações relativas a aproximadamente 25 milhões de trabalhadores por ano. Mesmo limitando nosso exercício a apenas dois anos, e para o universo dos trabalhadores empregados em ambos os anos, o tamanho do universo torna computacionalmente inviável a tarefa de rodar uma regressão.

Dessa forma, não nos resta outra alternativa senão selecionar parte das observações. Decidimos não limitar a amostra a certas categorias pois perderíamos a oportunidade de investigar sua influência sobre o salário. Procedemos construindo uma amostra aleatória a partir dos dados originais. Esse método, por um lado, minimiza a probabilidade de incorrerem em viés de seleção, mas, por outro, não oferece garantias de que os trabalhadores amostrados apresentarão variabilidade

suficiente ao longo do tempo em suas características pessoais e de posto de trabalho que permitam a identificação dos efeitos dessas características sobre os salários.

Assim, partindo de um modelo convencional de efeitos fixos, onde se inclui uma *dummy* para cada indivíduo (α_i), além das variáveis explicativas a ser consideradas (X_{ij}^t):

$$\text{Ln}(w_i^t) = \alpha_i + \sum X_{ij}^t \beta_j + \varepsilon_i^t$$

Estimamos uma transformação desse modelo que simplifica o trabalho computacional. Essa transformação nada mais é do que redefinir todas as variáveis como desvios em relação à média das observações da variável para cada indivíduo (denotadas pelo sobrescrito m).

$$\text{Ln}(w_{i,t}) - \text{Ln}(w_{i,t}^m) = (\alpha_i - \alpha_i^m) + \sum (X_{ij,t} - X_{ij,t}^m) \beta_j + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t}^m) \quad (1)$$

Dessa forma, todas as *dummies* individuais (α_i) se anulam e rodamos uma regressão onde as variáveis explicativas são aquelas representadas pelo segundo termo entre parênteses no lado direito da equação (1).¹¹ As variáveis representadas pelo vetor X_{ij} no nosso modelo são *dummies* para grupos de experiência do trabalhador na firma, nível de escolaridade, setor de atividade, UF, tamanho do estabelecimento e natureza jurídica do estabelecimento. Note-se que, em desvios da média, essas *dummies* passam a assumir os valores $-1/2$, 0 e $1/2$, identificando entradas e saídas da respectiva categoria considerada. No entanto, a interpretação de seus coeficientes é análoga à usual, ou seja, reflete os ganhos (perdas) de salários de um trabalhador que entra (sai) no setor associado à *dummy* proveniente do setor escolhido como referência. O coeficiente estimado reflete uma ponderação tanto de entradas quanto de saídas da categoria identificada pela *dummy* sobre mudanças salariais.

4 DETERMINANTES DO RENDIMENTO DO TRABALHO NO BRASIL: NOVAS ESTIMATIVAS BASEADAS EM DADOS LONGITUDINAIS

Para facilitar a leitura dos resultados, vamos apresentá-los em três etapas. Começaremos mostrando a relação de características produtivas (experiência e escolaridade) do trabalhador no estabelecimento com o salário.¹² Em seguida, passamos à relação desse com características da firma (tamanho do estabelecimento, natureza jurídica e setor de atividade) e, por fim, analisamos os aspectos regionais.

Com relação à escolaridade, construímos cinco categorias baseadas nas etapas do ciclo educacional tradicional. Os resultados mostram que não podemos distinguir estatisticamente as remunerações associadas a trabalhadores analfabetos, com grau primário (completo ou incompleto) e com grau ginásio (completo ou incompleto). Já

¹¹ Para maiores detalhes sobre a analogia desse modelo com o de efeito fixo, ver Baltagi (1995).

¹² Note-se que a experiência na Rais é medida pelo tempo de experiência do trabalhador em um determinado estabelecimento, ao passo que na maioria das pesquisas domiciliares esta variável refere-se à experiência do trabalhador no mercado de trabalho (idade - idade em que começou a trabalhar). Os resultados podem diferir sensivelmente em ambas as definições (a experiência na firma tende a estar mais diretamente relacionada ao acúmulo de capital humano específico por parte do trabalhador).

aqueles com grau secundário experimentam ganhos de 4% em relação aos grupos mencionados anteriormente, enquanto essa mesma comparação está associada a um ganho de quase 15% para aqueles com nível superior.

Vale destacar que os ganhos salariais comentados anteriormente são bem inferiores aos obtidos, baseados em estimativas com dados *cross-section* (ver Apêndice 2, por exemplo). Por um lado, esse fato pode estar indicando um viés das estimativas, baseadas em dados *cross-section* devido, provavelmente, a características produtivas não-observáveis correlacionadas com o nível de escolaridade. Por outro, não podemos destacar que o nosso resultado, apoiado em dados longitudinais, sofra viés de seleção, uma vez que sua identificação está associada exclusivamente a indivíduos que adquirem mais educação numa etapa da vida em que já estão trabalhando.

Neste estudo, trabalhamos com seis categorias de experiência: indivíduos com até 3 meses no estabelecimento; entre 3 e 6 meses; entre 6 meses e 1 ano, entre 1 e 3 anos, entre 3 e 5 anos e com mais de 5 anos de casa. Nas regressões, a última categoria foi omitida, de modo que os resultados expressam diferenciais salariais logarítmicos em relação a esta categoria.

A Tabela 5 mostra ainda que, de fato, quanto maior o nível de experiência mais alto tende a ser o salário do trabalhador, e que este efeito também é de magnitude superior aos atributos do estabelecimento e regionais. Por exemplo, o ganho salarial em logaritmo (percentual) é de aproximadamente 11 (idem) quando o trabalhador passa do grupo de 0 a 3 meses de experiência para o de 1 a 3 anos.

TABELA 5

Estimativas de Diferenciais de Salários Usando um Modelo de Efeitos Fixos a Partir dos Dados da Rais 1996 e 1998

Variáveis (exclusive UF)	Coefficientes	D.P.	P-valor
ANALF	0.00113	0.00872	0.8965
PRIMA	0.00186	0.00321	0.5619
SECUN	0.04277	0.00337	<.0001
SUPER	0.14558	0.00849	<.0001
0<exp<=3.5	-0.11184	0.00368	<.0001
3.5<exp<=6.5	-0.09202	0.00343	<.0001
6.5<exp<=12.5	-0.05518	0.00244	<.0001
36.5<exp<=60.5	0.03330	0.00184	<.0001
60.5<exp	0.06602	0.00287	<.0001
Agricultura	-0.00032596	0.00997	0.9739
Comércio	-0.01875	0.00574	0.0011
Construção civil	-0.00438	0.00732	0.5497
Indústria 1	0.02219	0.00584	0.0001
Indústria 2	0.05934	0.00701	<.0001
Administração pública	0.02463	0.00739	0.0009
Aloj. comunic.	-0.03127	0.00628	<.0001
Tran. e comun.	0.05214	0.00777	<.0001
Ensino e med. odon. vet.	0.02331	0.00803	0.0037
EMP1A4	-0.00260	0.00132	0.0482
EMP5A9	0.00057820	0.00160	0.7172
EMP10A19	-0.00402	0.00334	0.2285
EMP50A99	0.00241	0.00115	0.0362
EMP100A249	0.00404	0.00166	0.0149
EMP250A499	0.00562	0.00168	0.0008
EMP500A999	0.00447	0.00152	0.0034
EMP1000	-0.00126	0.00142	0.3763
JURID	0.02395	0.00396	<.0001

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Rais 1996 e 1998.

Gostaríamos de chamar a atenção para o ganho de aproximadamente 2% quando se passa da categoria de 0 a 3 meses para a de 3 a 6 meses. Vale lembrar que os primeiros 3 meses no emprego são considerados como período de experiência, onde o empregador pode demitir o empregado sem arcar com a multa rescisória. Portanto, por um argumento de diferenciais compensatórios era de se esperar perdas salariais ao completar 3 meses. Por outro lado, ter sobrevivido ao período de experiência pode estar sinalizando que o trabalhador revelou ser produtivo e, portanto, passa a ser valorizado pelo empresário. Nossos resultados corroboram essa última hipótese.

Com relação aos setores de atividade, os resultados revelam uma baixa dispersão salarial associada a essa característica das firmas. Um grupo de setores relativamente bem remunerado é composto por indústria moderna, transporte e comunicações. Um outro grupo intermediário é composto por serviços de saúde e educação, indústria tradicional, administração pública direta. O ganho salarial associado à passagem de um emprego no setor de serviço técnico e financeiro para um do segundo (primeiro) não chega a ser expressivo, sendo em média de aproximadamente 5% (2,5%).¹³ Por fim, serviços de alojamento e alimentação e comércio são os setores com pior remuneração, porém não muito distante dos demais.

Passando às demais características do estabelecimento, a mesma tabela indica não haver uma relação significativa entre o tamanho do estabelecimento e o salário dos trabalhadores. Finalmente, a última linha da Tabela 5 sugere que há uma pequena distinção entre os salários em estabelecimentos de controle público e privado, em torno de 2% a favor dos empregados nos últimos estabelecimentos.

No que se refere às disparidades geográficas de remuneração do trabalho, a Tabela 6 revela que para muitas UFs não é possível rejeitar a hipótese de ausência de ganhos salariais quando o trabalhador migra entre São Paulo e outra UF.¹⁴ Há, porém, um padrão interessante de ganhos salariais envolvendo migração entre UFs. A tabela mostra ganhos salariais para os trabalhadores que se movem para São Paulo provenientes de dois blocos regionais. O primeiro bloco é formado por algumas UFs da região Nordeste (Maranhão, Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte, Paraíba e Alagoas) mais Espírito Santo, enquanto Minas Gerais, Pernambuco e as UFs da região Sul constituem o segundo bloco. Os ganhos associados ao primeiro bloco são mais pronunciados, com a diferença percentual do salário horário superando o valor de 10%. Já os ganhos associados ao segundo bloco ficam abaixo de 7%.¹⁵

Por fim, há um conjunto de três UFs que apresentam remuneração superiores à de São Paulo. São elas: Distrito Federal, Tocantins e Goiás. A primeira já era apontada em outros estudos como a detentora dos maiores salários nominais. O fato de as outras duas UFs também estarem nessa posição nos parece surpreendente.

¹³ Nossas estimativas referentes aos setores agricultura e construção civil não possuem precisão estatística suficiente para permitir comentários.

¹⁴ O nível de confiança considerado foi de 5%.

¹⁵ Vale dizer que o ganho salarial envolvendo a migração entre Pará e São Paulo se mostrou marginalmente insignificante ao nível de confiança considerado. A diferença de salário, estimada nesse caso, é de aproximadamente 6%.

TABELA 6

Estimativas de Diferenciais de Salários Usando um Modelo de Efeitos Fixos a Partir dos Dados da Rais 1996 e 1998

Variáveis (exclusive UF)	Coefficientes	D.P.	P-valor
Rondônia	-0.02804	0.05673	0.6211
Acre	-0.05808	0.10149	0.5672
Amazonas	0.06065	0.03845	0.1148
Roraima	0.10508	0.25485	0.6801
Pará	-0.05876	0.03066	0.0553
Amapá	-0.07809	0.05757	0.1750
Tocantins	0.10116	0.04669	0.0303
Maranhão	-0.10851	0.03751	0.0038
Piauí	-0.29520	0.04593	<.0001
Ceará	-0.12737	0.02617	<.0001
Rio Grande do Norte	-0.14171	0.03291	<.0001
Paraíba	-0.12261	0.03459	0.0004
Pernambuco	-0.05037	0.02367	0.0333
Alagoas	-0.17783	0.04213	<.0001
Sergipe	-0.07259	0.04164	0.0813
Bahia	-0.02353	0.02004	0.2404
Minas Gerais	-0.04540	0.01462	0.0019
Espírito Santo	-0.20963	0.02932	<.0001
Rio de Janeiro	0.01635	0.01382	0.2367
Paraná	-0.03305	0.01524	0.0302
Santa Catarina	-0.06630	0.01998	0.0009
Rio Grande do Sul	-0.04243	0.02076	0.0410
Mato Grosso	0.02780	0.03129	0.3742
Mato Grosso do Sul	-0.00746	0.02582	0.7726
Goiás	0.06331	0.02482	0.0107
Distrito Federal	0.11200	0.01930	<.0001

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Rais 1996 e 1998.

É necessário frisar que não trabalhamos com nenhum tipo de deflator regional.¹⁶ Quer dizer, em termos reais nossos resultados podem (e devem) estar distorcidos pelas diferenças de custo de vida. Por exemplo, o ganho salarial associado à migração de Pernambuco para São Paulo é estimado, em termos nominais, em torno de 5%. No entanto, se no primeiro estado o custo de vida for mais baixo, a migração mencionada pode estar associada a perdas salariais em termos reais.

5 CONCLUSÃO

Neste artigo estudamos a determinação do salário no setor formal da economia brasileira. O artigo trouxe uma importante contribuição metodológica, qual seja, a estimação de equações de salário com dados longitudinais. De acordo com esse método os ganhos salariais associada à educação não são tão expressivos como se reportam em outros estudos que se baseiam em dados *cross-section*.

Nossas estimativas revelaram, também, que a experiência do trabalhador na firma afeta de forma significativa o seu salário. Caso permaneçam cinco anos na empresa, os trabalhadores conseguem aumentos de quase 20% nos salários. Esses resultados podem sugerir, por um lado, que o trabalhador, de fato, desenvolve habilidades específicas no desenvolvimento contínuo de seu trabalho, sendo portanto valorizado por isso. Por outro, esse resultado também pode representar uma estratégia desenvolvida por empresários de só valorizar seus empregados a partir do momento em que os primeiros conseguem verificar os níveis de produtividade dos trabalhado-

¹⁶ Até o momento só há informação de preços para regiões metropolitanas e, de forma agregada, para áreas rurais e urbanas do Nordeste e Sudeste.

res. A identificação do real motivo é fundamental, visto que a implicação de política é bastante distinta dependendo do caso. No primeiro caso, dever-se-ia buscar formas de incentivar relacionamentos mais longos entre empregados e empregadores. Já no segundo caso, a preocupação deveria se voltar para o problema de informação assimétrica envolvendo o conhecimento da produtividade do trabalhador em um determinado posto de trabalho.

Outro resultado relevante está relacionado à influência das características das firmas na determinação do salário. Entre as características investigadas (tamanho, setor de atividade e natureza jurídica) nenhuma delas revelou influenciar os salários de forma significativa. Esse resultado indica não haver distinção relevante entre firmas no que diz respeito a suas políticas de remuneração. Essa política deve se basear fundamentalmente na produtividade do trabalhador. Isso pode ter sido fruto do ambiente mais competitivo introduzido nos anos 1990 no mercado brasileiro de produtos, que provavelmente diminuiu os *rents* apropriados por alguns segmentos empresariais, que por sua vez se viram impedidos de premiar seus funcionários com salários acima do mercado. Vale dizer que outros estudos encontraram que características da firma contribuíam de maneira significativa para o salário de trabalhadores brasileiros, principalmente no que se refere a setor de atividade [ver, por exemplo, Pinheiro e Ramos (1994)]. No entanto, esses trabalhos estimam equações de salário com dados *cross-section* e referentes a um período em que as firmas brasileiras estavam menos pressionadas no mercado de produtos.

APÊNDICE 1

A INFLUÊNCIA DA DATA DE REFERÊNCIA

A fim de ilustrar uma possível interferência de efeitos sazonais na comparabilidade dos dados reportados na seção anterior, utilizamos a PME para compararmos informações referentes a setembro/outubro com dezembro/janeiro. Calculamos distribuições de empregados no setor formal, análogas àquelas reportadas na Seção 2, com exceção da distribuição por UF. Este procedimento se justifica em decorrência de a cobertura geográfica da PME se limitar às seis maiores regiões metropolitanas do Brasil. Aliás, esta limitação nos impede de comparar as distribuições apresentadas na Seção 2 com as que reportaremos neste apêndice.

Com relação à distribuição de empregados, a Tabela A1 mostra que, praticamente, não há alteração significativa entre os meses de setembro e dezembro, de acordo com a PME. A principal exceção fica por conta da distribuição de acordo com a jornada de trabalho semanal, cujo peso relativo dos trabalhadores com jornada curta aumenta. A proporção dos trabalhadores ocupados no setor formal que trabalham até 12 horas semanais cresce de 2,8% para 5,5% no último trimestre do ano. Quer dizer, caso haja algum fator sazonal que altere o nível de emprego entre esses meses, este fator age de forma homogênea de acordo com a maioria das características que nos interessam, privilegiando trabalhadores dispostos a trabalhar menos de 30 horas semanais. No mais, a distribuição de empregados por faixa salarial mostrou ser ligeiramente mais concentrada em rendas mais altas em dezembro do que em setembro.

TABELA A1

Composição e Renda Média da Força de Trabalho no Setor Formal das Seis Maiores Regiões Metropolitanas do Brasil

Variável	PME 1998						PME 1999	
	Setembro		Outubro		Dezembro		Janeiro	
	Percentual	Renda média						
Sexo								
Homem	57,90	5,47	57,60	5,49	57,50	5,76	57,60	6,19
Mulher	42,10	4,04	42,40	4,08	42,50	4,25	42,40	4,51
Nível de escolaridade								
Analfabeto	2,60	2,25	2,50	2,23	2,50	2,18	2,50	2,32
Primário incompleto	6,60	2,39	6,60	2,39	6,60	2,51	6,50	2,81
Primário completo	9,70	2,94	9,80	2,86	9,90	2,95	9,70	3,24
Ginásio incompleto	16,80	2,69	16,40	2,72	16,20	2,82	16,20	3,02
Ginásio completo	12,60	3,36	12,70	3,37	12,30	3,51	12,30	3,84
Colégio incompleto	6,80	3,21	6,80	3,21	6,80	3,41	6,70	3,70
Colégio completo	25,60	4,66	25,80	4,73	26,50	4,87	27,00	5,23
Superior incompleto	14,80	9,70	14,70	9,55	14,40	9,95	14,50	10,50
Superior completo	4,50	16,56	4,70	16,72	4,90	17,66	4,60	19,50
Idade								
10 a 14	0,10	1,52	0,10	1,92	0,10	2,15	0,10	1,86
15 a 17	1,70	1,52	1,80	1,54	1,60	1,57	1,60	1,78
18 a 24	19,70	2,71	19,20	2,73	18,90	2,77	18,90	2,98
25 a 29	15,90	4,01	15,80	3,97	15,60	4,31	16,00	4,65
30 a 39	30,70	5,33	31,10	5,31	31,40	5,43	30,90	5,94
40 a 49	21,30	6,52	21,60	6,61	21,80	6,86	21,90	7,27
50 a 64	9,80	6,32	9,50	6,26	9,80	6,87	9,80	7,06
65 e mais	0,80	6,18	0,80	7,01	0,80	5,19	0,90	5,86
Rendimento médio								
0 - 1/2 SM	1,20	0,05	1,20	0,03	1,20	0,03	1,60	0,03
1/2 - 1 SM	7,50	0,98	8,10	0,98	7,50	0,99	6,40	0,99
1 - 1 1/2 SM	7,90	1,32	7,70	1,31	7,00	1,32	6,10	1,32
1 1/2 - 2 SM	14,90	1,80	14,80	1,81	14,80	1,81	14,10	1,81
2 - 3 SM	18,80	2,48	17,90	2,48	17,70	2,48	17,10	2,49
3 - 4 SM	15,50	3,46	15,50	3,46	15,60	3,45	15,50	3,47
4 - 5 SM	8,30	4,57	8,30	4,59	8,40	4,58	8,50	4,58
5 - 7 SM	9,30	5,99	9,50	5,98	10,00	5,97	10,80	5,99
7 - 10 SM	7,20	8,48	7,10	8,48	7,30	8,53	8,30	8,52
10 - 15 SM	3,70	12,20	4,00	12,13	4,10	12,17	4,50	12,11
15 - 20 SM	2,80	16,89	3,00	16,75	3,10	16,84	3,50	16,88
>20 SM	2,90	32,32	2,90	32,46	3,30	32,98	3,60	34,63
Jornada de trabalho (em horas semanais)								
0 a 12	2,80	4,09	3,20	4,54	5,50	5,89	10,10	7,00
13 a 15	0,10	4,00	0,10	4,70	0,20	5,39	0,10	5,87
16 a 20	3,00	3,64	2,70	3,81	2,70	4,85	1,80	4,66
21 a 30	6,90	4,91	6,90	5,25	8,70	5,53	5,30	5,56
31 a 40	44,90	5,66	45,70	5,70	44,20	5,74	40,90	6,12
41 a 44	15,80	4,19	16,00	4,06	14,20	4,24	15,50	4,44
45 a 48	20,20	3,59	18,80	3,44	18,40	3,60	19,40	3,87
48 e mais	6,40	6,09	6,60	5,87	6,20	6,23	6,90	6,54

Fonte: PME/IBGE, setembro 1998-janeiro 1999.

Já em relação à renda média, a mesma tabela mostra que, em geral, os valores referentes a dezembro são maiores do que os reportados para setembro,¹⁷ com a diferença sendo da ordem de 10% a 15%.

No caso do sexo, a comparação da PME de setembro/1998 com a de dezembro/1998 revela que o padrão de sazonalidade observado pode explicar boa parte do diferencial de renda entre Rais e PNAD para os homens, mas apenas uma pequena parte para as mulheres.

Para a idade, vê-se que o comportamento sazonal verificado na PME não contribui significativamente para explicar os diferenciais salariais entre Rais e PNAD. Anteriormente, tínhamos visto que estes diferenciais cresciam com a idade, mas pela

¹⁷ Como a informação de remuneração da PME diz respeito à última remuneração recebida pelo trabalhador, usamos as PMEs de outubro e janeiro para obter informação dos salários de setembro e dezembro, respectivamente.

PME observa-se que os salários de dezembro tendem a ser maiores do que os de setembro, nas faixas etárias intermediárias e menores entre os muito jovens ou muito idosos.

Os resultados da PME sugerem também que os salários de analfabetos e pessoas com 8 a 11 anos de estudo tendem a crescer significativamente (acima de 40%) entre setembro e dezembro, ao passo que nos demais níveis de escolaridade os ganhos são irrisórios ou mesmo negativos. Certamente este padrão não coincide com as diferenças observadas entre Rais e PME, onde para todos os níveis educacionais os salários mostram-se maiores na Rais, mas nunca superando 20% de diferença.

Os efeitos sazonais parecem explicar satisfatoriamente os diferenciais de renda média por faixa de salários mínimos. Trabalhadores que recebem até $\frac{1}{2}$ salário obtêm ganho médio sensivelmente maior em dezembro do que em setembro, ao passo que nas demais faixas salariais as médias de setembro e dezembro praticamente coincidem. De modo semelhante, as diferenças entre as distribuições de trabalhadores por faixas salariais entre setembro e dezembro seguem padrão similar às diferenças entre as distribuições de Rais e PNAD.

Passando à jornada de trabalho, nota-se que o grupo de trabalhadores com jornada curta reporta rendimentos mais altos na PME de dezembro do que na de setembro, mas a partir de 20 horas semanais a relação entre as rendas de dezembro e setembro se estabiliza com um diferencial de cerca de 6%. Na Rais, as rendas dos trabalhadores com pequena jornada semanal também tendem a apresentar maior diferença em relação às estimadas na PNAD, mas o comportamento deste diferencial é declinante, de modo praticamente monotônico com o aumento da jornada. De qualquer forma, ao menos nas faixas de jornada de trabalho menores os efeitos da sazonalidade aparentam ser uma explicação potencial para as diferenças de renda existentes entre Rais e PNAD.

APÊNDICE 2

DETERMINAÇÃO DO SALÁRIO NOS SETORES FORMAL E INFORMAL

Em primeiro lugar, os referidos resultados não podem, a princípio, ser estendidos a todo o universo de trabalhadores brasileiros. Essa extensão só seria válida caso fosse comprovado que os salários são determinados da mesma forma nos setores formal e informal.

Por ser a cobertura da Rais supostamente restrita ao setor formal, faremos uso da PNAD para identificar em que medida há uma distinção na determinação do salário entre trabalhadores dos setores formal e informal. A Tabela A2 apresenta os resultados referentes a equações de salários contrastando os universos de empregados com carteira e sem carteira.

TABELA A2

Diferenciais de Salários para Universos Diversos

Variáveis	Com carteira		Sem carteira	
	Parâmetro est.	P-valor	Parâmetro est.	P-valor
Constante	0,773	<.0001	0,765	<.0001
Sexo	0,326	<.0001	0,232	<.0001
Idade	0,066	<.0001	0,062	<.0001
Idade ao quadrado	-0,001	<.0001	-0,001	<.0001
Analfabeto	-2,177	<.0001	-2,238	<.0001
Primário incompleto	-2,037	<.0001	-2,074	<.0001
Primário completo	-1,926	<.0001	-1,929	<.0001
1º grau incompleto	-1,784	<.0001	-1,826	<.0001
1º grau completo	-1,645	<.0001	-1,705	<.0001
2º grau incompleto	-1,538	<.0001	-1,616	<.0001
2º grau completo	-1,239	<.0001	-1,321	<.0001
3º grau incompleto	-0,549	<.0001	-0,652	<.0001
3º grau completo	0,000	.	0,000	.
Rondônia	-0,246	<.0001	-0,197	<.0001
Acre	-0,256	0,0005	-0,344	<.0001
Amazonas	-0,189	<.0001	-0,237	<.0001
Roraima	0,003	0,9739	-0,047	0,6002
Pará	-0,358	<.0001	-0,467	<.0001
Amapá	-0,194	0,0159	-0,275	0,0001
Tocantins	-0,352	<.0001	-0,537	<.0001
Maranhão	-0,416	<.0001	-0,726	<.0001
Piauí	-0,443	<.0001	-0,742	<.0001
Ceará	-0,422	<.0001	-0,502	<.0001
Rio Grande do Norte	-0,561	<.0001	-0,509	<.0001
Paraíba	-0,474	<.0001	-0,554	<.0001
Pernambuco	-0,457	<.0001	-0,451	<.0001
Alagoas	-0,476	<.0001	-0,541	<.0001
Sergipe	-0,447	<.0001	-0,613	<.0001
Bahia	-0,387	<.0001	-0,478	<.0001
Minas Gerais	-0,245	<.0001	-0,334	<.0001
Espírito Santo	-0,263	<.0001	-0,378	<.0001
Rio de Janeiro	-0,132	<.0001	-0,089	0,0012
São Paulo	0,107	<.0001	0,104	<.0001
Paraná	-0,039	0,0366	-0,156	<.0001
Santa Catarina	-0,001	0,9484	-0,090	0,0092
Rio Grande do Sul	-0,096	<.0001	-0,064	0,019
Mato Grosso do Sul	-0,294	<.0001	-0,296	<.0001
Mato Grosso	-0,203	<.0001	-0,252	<.0001
Goiás	-0,286	<.0001	-0,318	<.0001
Distrito Federal	0,000	.	0,000	.

Fonte: Elaboração dos autores a partir da PNAD 1998.

Podemos notar que o grau de similaridade da importância dos determinantes do salário muda de acordo com a variável considerada. A experiência (medida pela idade) afeta de maneira bastante similar o salário dos dois grupos de trabalhadores analisados. O sexo parece importar mais na determinação do salário do setor formal, onde os homens ganham 33% a mais que as mulheres, enquanto o mesmo diferencial cai para 24% no informal. Por outro lado, a educação parece exercer uma influência ligeiramente maior no salário dos empregados sem carteira assinada. Por exemplo, o diferencial entre o logaritmo do salário horário de um empregado nesse setor com primeiro grau completo é de -1,71 em relação a um empregado com superior completo. A mesma diferença entre os com carteira assinada é de 1,65. Os diferenciais regionais também apresentam comportamentos distintos. Dessa forma, não aconselhamos que os resultados referentes à Rais, e portanto ao setor formal, sejam interpretados como válidos para o universo total dos trabalhadores brasileiros.

BIBLIOGRAFIA

- ANGRIST, J. The economic return to schooling in the West Bank and Gaza Strip. *American Economic Review*, v. 85, n. 5, 1995.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Willey & Sons, 1995.
- DE NEGRI, J., FURTADO, P., SOUZA, N., ARBACHE, J. *Mercado formal de trabalho: comparação dos microdados da Rais e da PNAD*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão, 840).
- KRUEGER, A., SUMMERS, L. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. *Econometrica*, v. 56, n. 2, 1988.
- MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. *Registros administrativos: manual de orientação das bases estatísticas*. Brasília, 1995.
- PINHEIRO, A. C., RAMOS, L. Interindustry wage differentials and earning inequality. *Estudios de Economía*, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.

EDITORIAL

Coordenação

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Supervisão

Helena Rodarte Costa Valente

Revisão

Alessandra Senna Volkert (estagiária)

André Pinheiro

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luiz Carlos Palhares

Miriam Nunes da Fonseca

Editoração

Carlos Henrique Santos Vianna

Rafael Luzente de Lima

Roberto das Chagas Campos

Ruy Azeredo de Menezes (estagiário)

Divulgação

Libanete de Souza Rodrigues

Raul José Cordeiro Lemos

Reprodução Gráfica

Edson Soares

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

10^º andar – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 315-5336

Fax: (61) 315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

Rio de Janeiro

Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14^º andar

20020-010 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3804-8118

Fax: (21) 2220-5533

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares

PUBLICAÇÕES DO IPEA (TEXTOS) (2001/2002)

TEXTO PARA DISCUSSÃO - TD

Nº 776 - **Subsídios para organizar avaliações da ação governamental**, Ronaldo Coutinho Garcia, Brasília, janeiro de 2001, 66 p.

Nº 777 - **Estimando o valor ambiental do Parque Nacional do Iguaçu: uma aplicação do método de custo de viagem**, Ramon Arigoni Ortiz, Ronaldo Seroa da Motta e Claudio Ferraz, Rio de Janeiro, janeiro de 2001, 26 p.

Nº 778 - **Gasto federal com crianças e adolescentes: 1994 a 1997**, Ana Maria de Resende Chagas, Frederico Augusto Barbosa da Silva e Paulo Roberto Corbucci, Rio de Janeiro, janeiro de 2001, 32 p.

Nº 779 - **Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral**, Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil e Samir Cury, Rio de Janeiro, fevereiro de 2001, 20 p.

Nº 780 - **Simulando — o mundo maravilhoso das distribuições contrafatuais**, Sergio Suarez Dillon Soares, Brasília, fevereiro de 2001, 18 p.

Nº 781 - **Os gastos públicos no Brasil são produtivos?**, José Oswaldo Cândido Júnior, Brasília, fevereiro de 2001, 28 p.

Nº 782 - **Gastos públicos na agricultura**, José Garcia Gasques, Brasília, março de 2001, 33 p.

Nº 783 - **Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil? 1998**, José Romeu de Vasconcelos, Brasília, março de 2001, 77 p.

Nº 784 - **Os incentivos adversos e a focalização dos programas de proteção ao trabalhador no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil e Miguel Nathan Foguel, Rio de Janeiro, abril de 2001, 26 p.

Nº 785 - **Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reforms**, Steven M. Helfand e Gervásio Castro de Rezende, Rio de Janeiro, abril de 2001, 39 p.

Nº 786 - **Evolução das cadeias produtivas brasileiras na década de 90**, Lia Haguener, Luiz Dias Bahia, Paulo Furtado de Castro e Márcio Bruno Ribeiro, Brasília, abril de 2001, 61 p.

Nº 787 - **Programas sociais: efetividade, eficiência e eficácia como dimensões operacionais da avaliação**, Alexandre Marinho e Luís Otávio Façanha, Rio de Janeiro, abril de 2001, 22 p.

Nº 788 - **Arranjos domiciliares e arranjos nucleares no Brasil: classificação e evolução de 1977 a 1998**, Marcelo Medeiros e Rafael Osorio, Brasília, abril de 2001, 43 p.

Nº 789 - **Identificação das barreiras ao comércio no Mercosul: a percepção das empresas exportadoras brasileiras**, Honorio Kume, Patrícia Anderson, Márcio de Oliveira Jr., Rio de Janeiro, abril de 2001, 43 p.

Nº 790 - **Tributação sobre gastos com saúde das famílias e do sistema único de saúde: avaliação da carga tributária sobre medicamentos, material médico-hospitalar e próteses/órteses**, Equipe Técnica: Luís Carlos G. de Magalhães (Coord.), Frederico Andrade Tomich, Fernando Gaiger Silveira, Salvador Werneck Vianna, Leandro Safatle, Alexandre Batista de Oliveira, Rodrigo Dourado, Brasília, maio de 2001, 54 p.

Nº 791 - **Barreiras não-tarifárias às exportações brasileiras no Mercosul: o caso de calçados**, Patrícia Anderson, Rio de Janeiro, maio de 2001, 21 p.

Nº 792 - **Restrições comerciais às exportações de produtos siderúrgicos no Mercosul**, Márcio de Oliveira Júnior, Rio de Janeiro, maio de 2001, 38 p.

Nº 793 - **Estimation of the Brazilian consumer demand system**, Seki Asano e Eduardo P. S. Fiuza, Rio de Janeiro, maio de 2001, 28 p.

Nº 794 - **Estudo de eficiência em alguns hospitais públicos e privados com a geração de rankings**, Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, maio de 2001, 12 p.

Nº 795 - **Tendência de longo prazo das finanças públicas no Brasil**, José Carlos Jacob de Carvalho, Brasília, maio de 2001, 68 p.

Nº 796 - **Inserção no mercado de trabalho: diferenças por sexo e conseqüências sobre o bem-estar**, Ricardo Paes de Barros, Carlos Henrique Corseuil, Daniel Domingues dos Santos e Sérgio Pinheiro Firpo, Rio de Janeiro, junho de 2001, 27 p.

Nº 797 - **Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina**, Carlos Henrique Corseuil, Daniel Domingues Santos, Miguel Nathan Foguel, Rio de Janeiro, junho de 2001, 46 p.

Nº 798 - **Robustness and stabilization properties of monetary policy rules in Brazil**, Ajax R. B. Moreira, Marco Antonio F. H. Cavalcanti, Rio de Janeiro, junho de 2001, 22 p.

TD-799 - **Estrutura e operação dos sistemas financeiros no MERCOSUL: perspectivas a partir das reformas institucionas dos anos 1990**, Rogério Studart, Jennifer Hermann, Brasília, junho de 2001, 144 p.

Nº 800 - **A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Ricardo Henriques, Rosane Mendonça, Rio de Janeiro, junho de 2001, 24 p.

Nº 801 - **Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário**, Jorge Saba Arbache, Carlos Henrique Corseuil, Rio de Janeiro, junho de 2001, 16 p.

Nº 802 - **Financiamento das políticas sociais nos anos 1990: O caso do Ministério da Saúde**, Carlos Octávio Ocké Reis, José Aparecido Carlos Ribeiro e Sérgio Francisco Piola, Brasília, junho de 2001, 27 p.

Nº 803 - **Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes**, *Lauro Ramos* e Maria Lucia Vieira, Rio de Janeiro, junho de 2001, 16 p.

Nº 804 - **Tributação, distribuição de renda e pobreza: uma análise dos impactos da carga tributária sobre alimentação nas grandes regiões urbanas brasileiras**, Luís Carlos Garcia de Magalhães, Fernando Gaiger Silveira, Frederico Andrade Tomich e Salvador Werneck Vianna, Brasília, junho de 2001, 26 p.

Nº 805 - **Hospitais universitários: avaliação comparativa de eficiência técnica**, Alexandre Marinho e Luís Otávio Façanha, Rio de Janeiro, junho de 2001, 29 p.

- Nº 806 - **Optimal rules for monetary policy in Brazil**, Joaquim Pinto de Andrade e José Angelo C. A. Divino, Rio de Janeiro, julho de 2001, 22 p.
- Nº 807 - **Desigualdade racial no Brasil: Evolução das condições de vida na década de 90**, Ricardo Henriques, Rio de Janeiro, julho de 2001, 49 p.
- Nº 808 - **Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação**, Ricardo Pereira Soares, Brasília, julho de 2001, 46 p.
- Nº 809 - **Space-varying regression models: specifications and simulation**, Dani Gamerman, Ajax R. B. Moreira e Håvard Rue, Rio de Janeiro, julho de 2001, 28 p.
- Nº 810 - **Políticas de competitividade industrial no Brasil — 1995/2000**, Regis Bonelli, Rio de Janeiro, julho de 2001, 44 p.
- Nº 811 - **Imposto ótimo sobre o consumo: resenha da teoria e uma aplicação ao caso brasileiro**, Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa e Rozane Bezerra de Siqueira, Rio de Janeiro, julho de 2001, 51 p.
- Nº 812 - **A construção de uma linha de riqueza a partir da linha de pobreza**, Marcelo Medeiros, Brasília, julho de 2001, 15 p.
- Nº 813 - **Instituições de ensino superior governamentais e particulares: avaliação comparativa de eficiência**, Luís Otávio Façanha e Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, agosto de 2001, 28 p.
- Nº 814 - **Crise e desregulação do trabalho no Brasil**, José Celso Cardos Jr., Brasília, agosto de 2001, 60 p.
- Nº 815 - **Experiências internacionais em política regional: o caso da França**, Luciana Jaccoud, Brasília, agosto de 2001, 22 p.
- Nº 816 - **Impactos fiscais da crise de energia elétrica: 2001 e 2002**, Bolívar Pêgo Filho, José Aroudo Mota, José Carlos Jacob de Carvalho e Maurício Mota Saboya Pinheiro, Rio de Janeiro, agosto de 2001, 29 p.
- Nº-817 - **Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil — 1999**, José Romeu de Vasconcelos, Brasília, agosto de 2001, 83 p.
- Nº 818 - **Measuring the tax effort of developed and developing countries. Cross country panel data analysis — 1985/95**, Marcelo Piancastelli, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 18 p.
- Nº 819 - **Uma resenha sobre a competição tributária entre jurisdições**, Napoleão Luiz Costa da Silva, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 48 p.
- Nº 820 - **Rotatividade de trabalhadores e criação e destruição de postos de trabalho: aspectos conceituais**, Eduardo Pontual Ribeiro, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 24 p.
- Nº 821 - **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**, Marco Antonio F. H. Cavalcanti e Cláudio Roberto Frischtak, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 39 p.
- Nº 822 - **Regulamentação e investimento em termogeração no Brasil**, Ajax R. B. Moreira, Katia Rocha e Pedro A. M-S. David, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 16 p.
- Nº 823 - **Participação da termogeração na expansão do sistema elétrico brasileiro**, Ajax R. B. Moreira, Katia Rocha, Pedro A. M-S. David, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 23 p.
- Nº 824 - **Core inflation: robust common trend model forecasting**, Ajax R. B. Moreira e Helio S. Migon, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 27 p.

- Nº 825 - **Bayesian analysis of econometric time series models using hybrid integration rules**, Ajax R. B. Moreira e Dani Gamerman, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 27 p.
- Nº 826 - **Empregabilidade no Brasil: inflexões de gênero e diferenciais femininos**, Lena Lavinias, Rio de Janeiro, setembro de 2001, 24 p.
- Nº 827 - **Renda per capita, desigualdades de renda e educacional, e participação política no Brasil**, João Barbosa de Oliveira, Rio de Janeiro, outubro de 2001, 62 p.
- Nº 828 - **Explaining agriculture expansion and deforestation: evidence from the Brazilian Amazon — 1980/98**, Claudio Ferraz, Rio de Janeiro, outubro 2001, 37 p.
- Nº 829 - **Abertura comercial, reestruturação industrial e exportações brasileiras na década de 1990**, José Carlos Miranda, Brasília, outubro 2001, 124 p.
- Nº 830 - **O idoso brasileiro no mercado de trabalho**, Ana Amélia Camarano, Rio de Janeiro, outubro 2001, 22 p.
- Nº 831 - **Previdência social e bem-estar no Brasil**, Roberto de Goes Ellery Junior e Mirta N. S. Bugarin, Rio de Janeiro, outubro 2001, 21 p.
- Nº 832 - **Substituindo o PIS e a Cofins — e por que não a CPMF? — Por uma contribuição não-cumulativa**, Ricardo Varsano, Thiago R. Pereira, Erika Amorim Araujo, Napoleão Luiz Costa da Silva, Marcelo Ikeda, Rio de Janeiro, outubro 2001, 53 p.
- Nº 833 - **Hospitais universitários: indicadores de utilização e análise de eficiência**, Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, outubro 2001, 29 p.
- Nº 834 - **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Rosane Mendonça, Daniel Domingues dos Santos e Giovani Quintaes, Rio de Janeiro, outubro 2001, 33 p.
- Nº 835 - **Efficient and equitable commodity taxation: micro-simulations based on an estimated Brazilian consumer demand system**, Seki Asano, Ana Luiza N. H. Barbosa, Eduardo P. S. Fiuza, Rio de Janeiro, outubro 2001, 23 p.
- Nº 836 - **Políticas públicas de exportação o caso do Proex**, Sérvulo Vicente Moreira, Adelaide Figueiredo dos Santos, Brasília, outubro 2001, 43 p.
- Nº 837 - **Perfil dos funcionários públicos ativos nas áreas federal, estadual e municipal — comparação de bases disponíveis: Rais, PNAD e Siape**, Sonoe Sugahara Pinheiro e Tomie Sugahara, Rio de Janeiro, outubro 2001, 40 p.
- Nº 838 - **Impactos econômicos e sociais de longo prazo da expansão agropecuária no Brasil: revolução invisível e inclusão social**, Regis Bonelli, Rio de Janeiro, outubro 2001, 37 p.
- Nº 839 - **The impacts of the minimum wage on the labor market, poverty and fiscal budget in Brazil**, Miguel N. Foguel, Lauro Ramos e Francisco Carneiro, Rio de Janeiro, outubro de 2001, 42 p.
- Nº 840 - **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da Rais e da PNAD**, João Alberto de Negri, Paulo Furtado de Castro, Natalia Ribeiro de Souza, Jorge Saba Arbache, Brasília, novembro de 2001, 25 p.
- Nº 841 - **Mercosul: dilema entre união aduaneira e área de livre-comércio**, Honorio Kume e Guida Piani, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 17 p.

Nº 842 - **Avaliação da eficiência técnica nos serviços de saúde dos municípios do Estado do Rio de Janeiro**, Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 11 p.

Nº 843 - **O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil**, Sergei Soares, Luciana M. Santos Servo e Jorge Saba Arbache, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 23 p.

Nº 844 - **Competitividade, vulnerabilidade externa e crescimento na economia brasileira: 1978/2000**, Marco Flávio da Cunha Resende e Joanílio Rodolpho Teixeira, Brasília, novembro de 2001, 28 p.

Nº 845 - **O setor público brasileiro — 1890/1945**, Lia Alt Pereira (Coordenadora) e Lia Valls Pereira, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 81 p.

Nº 846 - **Bens credenciais e poder de mercado: um estudo econométrico da indústria farmacêutica brasileira**, Eduardo P. S. Fiuza e Marcos de B. Lisboa, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 73 p.

Nº 847 - **Privatização, dívida e déficit públicos no Brasil**, Marco Antonio de Sousa Carvalho, Rio de Janeiro, novembro de 2001, 128 p.

Nº 848 - **Avaliação descritiva da rede hospitalar do sistema único de saúde (SUS)**, Alexandre Marinho, Arlinda Barbosa Moreno e Luciana Tricai Cavalini, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 35 p.

Nº 849 - **Os impactos do salário mínimo sobre emprego e salários no Brasil: evidências a partir de dados longitudinais e séries temporais**, Carlos Henrique Corseuil e Francisco Galvão Carneiro, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 28 p.

Nº 850 - **Reducing schooling inequality in Brazil: demographic opportunities and inter-cohort differentials**, Carlos Eduardo Velez, Sergei Soares e Marcelo Medeiros, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 17 p.

Nº 851 - **O acesso das exportações do Mercosul ao mercado europeu**, Marta Reis Castilho, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 49 p.

Nº 852 - **A trajetória do Welfare State no Brasil: papel redistributivo das políticas sociais dos anos 1930 aos anos 1990**, Marcelo Medeiros, Brasília, dezembro de 2001, 24p.

Nº 853 - **Trade liberalization and labor markets in developing countries: theory and evidence**, Jorge Saba Arbache, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 25 p.

Nº 854 - **Fiscal decentralization and subnational fiscal autonomy in Brazil: some facts of the nineties**, Mônica Mora e Ricardo Varsano, Rio de Janeiro, dezembro de 2001, 27 p.

Nº 855 - **Criação, destruição e realocação do emprego no Brasil**, Carlos Henrique Corseuil, Eduardo Pontual Ribeiro, Daniel D. Santos e Rodrigo Dias, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 45 p.

Nº 856 - **Padrão de consumo, distribuição de renda e o meio ambiente no Brasil**, Ronaldo Seroa da Motta, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 51 p.

Nº 857 - **Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil**, Ricardo Paes de Barros, Ricardo Henriques e Rosane Mendonça, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 17 p.

- Nº 858 - **Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica**, Ana Amélia Camarano, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 26p.
- Nº 859 - **Avaliação de programas sociais (Pnae, Planfor, Proger): eficiência relativa e esquemas de incentivo**, Larry C. Cardoso, Luís Otávio Façanha e Alexandre Marinho, Rio de Janeiro, janeiro de 2002, 44 p.
- Nº 860 - **O levantamento de informações sobre as famílias nas PNADs de 1992 a 1999**, Marcelo Medeiros, Rafael Guerreiro Osorio e Santiago Varela, Rio de Janeiro, fevereiro de 2002, 27 p.
- Nº 861 - **Cooperação e conflito: estudo de caso do complexo coureiro-calçadista no Brasil**. Eduardo Garutti Noronha e Lenita Maria Turchi, Brasília, março de 2002, 44 p.
- Nº 862 - **Population and social security in Brazil: an analysis with emphasis on constitutional changes**, Kaizô Iwakami Beltrão, Sonoe Sugahara Pinheiro e Francisco Eduardo Barreto de Oliveira, Rio de Janeiro, março de 2002, 36 p.
- Nº 863 - **Regulação, mercado ou pressão social? os determinantes do investimento ambiental na indústria**, Cláudio Ferraz e Ronaldo Seroa da Motta, Rio de Janeiro, março de 2002, 17 p.
- Nº 864 - **Atividades informais: evolução e condicionantes atuais - o caso dos trabalhadores autônomos do Recife**, Mário Theodoro, Tarcísio Quinamo, Maria do Socorro de Araújo e Maria Lucila Bezerra, Rio de Janeiro, março de 2002, 52 p.
- Nº 865 - **Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**, Geraldo Santana de Camargo Barros, Miriam Piedade Bacchi e Heloisa Lee Burnquist, Brasília, março de 2002, 51 p.
- Nº 866 - **Federalismo e dívida estadual no Brasil**, Mônica Mora, Rio de Janeiro, março 2002, 90 p.
- Nº 867 - **Mulher e previdência social: o Brasil e o mundo**, Kaizô Iwakami Beltrão, Maria Salet Novellino, Francisco Eduardo Barreto de Oliveira e André Cezar Medici, Rio de Janeiro, março 2002, 24 p.
- Nº 868 - **Estimativa de mortalidade para a população coberta pelos seguros privados**, Kaizô Iwakami Beltrão e Sonoe Sugahara Pinheiro, Rio de Janeiro, março 2002, 56 p.
- Nº 869 - **Avanços, limites e desafios das políticas do MEC para a educação superior na década de 1990: ensino de graduação**, Paulo Roberto Corbucci, Brasília, março 2002, 34 p.
- Nº 870 - **A política de preços mínimos e o desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste**, Gervásio Castro de Rezende, Rio de Janeiro, abril 2002, 32 p.
- Nº 871 - **Uma avaliação dos dados da PNAD com respeito à “previdência social” — população ativa e inativa**, Kaizô Iwakami Beltrão e Sonoe Sugahara Pinheiro, Rio de Janeiro, abril 2002, 41 p.
- Nº 872 - **Panorama da educação nos estados que compõem a Amazônia Legal**, Jorge Abrahão de Castro e Bruno de Carvalho Duarte, Rio de Janeiro, abril 2002, 61 p.
- Nº 873 - **O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho**, Sergei Suarez Dillon Soares, Rio de Janeiro, abril 2002, 51 p.
- Nº 874 - **O uso das PNADS para as áreas rurais**, Mauro Eduardo Del Grossi e José Graziano da Silva, Rio de Janeiro, abril 2002, p. 33.

- Nº 875 - **O uso das PNADs na análise do fenômeno migratório: possibilidades, lacunas e desafios metodológicos**, José Marcos Pinto da Cunha, Rio de Janeiro, abril de 2002, 39 p.
- Nº 876 - **Os gastos culturais dos três níveis de governo e a descentralização**, Frederico A. Barbosa da Silva, Brasília, abril de 2002, 24 p.
- Nº 877 - **Estimativa de estoque de capital humano para o Brasil: 1981 a 1999**, Luciane Carpena e João Barbosa de Oliveira, Rio de Janeiro, maio de 2002, 21 p.
- Nº 878 - **Brazilian population ageing: differences in well-being by rural and urban areas**, Ana Amélia Camarano, Rio de Janeiro, maio de 2002, 27 p.
- Nº 879 - **Acesso à educação: diferenciais entre os sexos**, Kaizô Iwakami Beltrão, Rio de Janeiro, maio de 2002, 17 p.
- Nº 880 - **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil: uma resenha da literatura**, Carlos Henrique Corseuil e Luciana M. S. Servo, Rio de Janeiro, maio de 2002, 24 p.
- Nº 881 - **Um teste de existência de bolhas na taxa de câmbio no Brasil**, Wilfredo L. Maldonado, Octávio Augusto Fontes Tourinho e Marcos Valli, Rio de Janeiro, maio de 2002, 15 p.
- Nº 882 - **Desnacionalização do setor bancário e financiamento das empresas: a experiência brasileira recente**, Carlos Eduardo Carvalho, Rogério Studart e Antônio José Alves Jr., Brasília, maio de 2002, 77 p.
- Nº 883 - **Envelhecimento, condições de vida e política previdenciária. Como ficam as mulheres?** Ana Amélia Camarano e Maria Tereza Pasinato, Rio de Janeiro, junho de 2002, 25 p.
- Nº 884 - **Insuficiência alimentar nas grandes regiões urbanas brasileiras**, Fernando Gaiger Silvera, Luiz Carlos Garcia de Magalhães, Frederico Andrade Tomich, Salvador Teixeira Werneck Vianna, Leandro Safatle e João Carlos Leal, Brasília, junho de 2002, 27 p.
- Nº 885 - **Determinantes da renda do trabalho no setor formal da economia brasileira**, Carlos Henrique Corseuil e Daniel D. Santos, Rio de Janeiro, junho de 2002, 19 p.