



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
Instituto de Economia

RENDIMENTO EM SERVIÇOS NOS ANOS 90:
O CONTRASTE ENTRE FUNCIONÁRIOS PÚBLICOS E PRIVADOS

Daniela Verzola Vaz

Dissertação de Mestrado apresentada ao
Instituto de Economia da UNICAMP para
obtenção do título de Mestre em Ciências
Econômicas, sob a orientação do Prof.
Dr. Rodolfo Hoffmann.

*Este exemplar corresponde ao original da
dissertação defendida por Daniela Verzola
Vaz em 02/12/2005 e orientada pelo Prof.
Dr. Rodolfo Hoffmann.*

CPG, 02/12/2005

Campinas, 2005

UNIDADE	BC
Nº CHAMADA	TI UNICAMP
	V477r
	69702
FF.	16.00123.06
PREÇO	11.00
DATA	23/08/06
Nº CPD	

ALB ID. 386028

**Ficha catalográfica elaborada pela biblioteca
do Instituto de Economia/UNICAMP**

V477r Vaz, Daniela Verzola.
Rendimento em serviços nos anos 90 : o contraste entre funcionários públicos e privados / Daniela Verzola Vaz. -- Campinas, SP : [s.n.], 2005.

Orientador : Rodolfo Hoffmann.
Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia.

1. Renda – Distribuição. 2. Econometria. 3. Setor terciário. I. Hoffmann, Rodolfo. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. III. Título.

06-032-BIE

Título em Inglês: Earnings on tertiary sector during the nineties : the gap between public and private formal workers.

Keywords: Income distribution, Econometrics, Services industries.

Área de concentração: -----

Títuloção: Mestre em Ciências Econômicas

Banca examinadora: Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann
Prof. Dra. Angela Antonia Kageyama
Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes Filho

Data da defesa: 02-12-2005

Programa de Pós-Graduação: Economia

A meus pais, com admiração.

Agradecimentos

Os agradecimentos vão para todas as pessoas que me ajudaram a realizar este trabalho, mas especialmente para:

Professor Rodolfo Hoffmann. Suas sugestões quanto à escolha do tema, suas explicações seguras e pacientes e sua leitura crítica e minuciosa das versões preliminares do trabalho foram fundamentais para a conclusão do mesmo.

Professores Ângela Kageyama e José Maria da Silveira, cujas participações no exame de qualificação contribuíram substancialmente para as discussões aqui presentes.

Carol Barbieri, Matheus Stivali, Luis Sagarra e Marcos Barcellos, pela amizade e companheirismo, sempre regados de muita inteligência e senso de humor.

Licério, do Cesit, e Alberto e Cida, da Secretaria Acadêmica, pela gentileza e paciência com que me cederam inúmeras informações ao longo destes três anos de mestrado.

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ), pelo apoio financeiro.

Meus pais, minhas avós, minha irmã e meu irmão, pelo apoio incondicional aos meus estudos.

Enfim, a todos, o meu mais sincero agradecimento.

Sumário

<i>Agradecimentos</i>	iv
<i>Sumário</i>	v
<i>Resumo</i>	vii
<i>Abstract</i>	viii
<i>1. Introdução</i>	1
<i>2. A dispersão salarial no Brasil</i>	3
2.1 Fatores determinantes dos salários.....	3
2.2 A segmentação entre os mercados de trabalho público e privado.....	11
2.2.1 Participação do emprego público no mercado de trabalho.....	11
2.2.2 O perfil educacional da força de trabalho no setor público.....	13
2.2.3 O diferencial de rendimentos entre os setores público e privado.....	15
<i>3. Base de dados e metodologia de trabalho</i>	19
3.1 Base de dados e suas limitações.....	19
3.1.1 Limitações dos dados.....	19
3.1.2 Efeito da inflação elevada sobre as medidas de desigualdade.....	22
3.2 Amostra.....	23
3.3 Deflator.....	26
3.4 Modelo da equação de rendimentos.....	28
3.5 A decomposição de Blinder-Oaxaca.....	35
3.6 O teste de Chow.....	39
3.7 A decomposição das medidas de desigualdade de Theil.....	40
3.7.1 O <i>T</i> de Theil.....	40
3.7.2 O <i>L</i> de Theil.....	41
<i>4. Resultados e discussão</i>	43

4.1 Causas do diferencial de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca	47
4.1.1 Atributos individuais	47
4.1.2 Análise de regressão	51
4.2 Evolução do diferencial de rendimentos de 1992 a 2003	57
4.3 Análise por faixas de escolaridade	68
5. Conclusões	74
Referências Bibliográficas	77
Índice de Tabelas, Figuras e Gráficos	83
Apêndice	88

Resumo

Utilizando dados da PNAD, o trabalho investiga o comportamento do hiato de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado com carteira assinada, ocupados no setor terciário, de 1992 a 2003. Preliminarmente são discutidas as limitações dos dados sobre rendimento captados pela PNAD. São ajustadas, em separado, equações de rendimento, a fim de apontar as diferenças no efeito de vários fatores (idade, sexo, escolaridade, cor, tempo semanal de trabalho etc.) sobre o salário de cada categoria. Mediante o emprego da metodologia de Blinder-Oaxaca identifica-se quanto do diferencial de rendimentos entre os dois grupos se deve a diferenças na capacitação individual dos trabalhadores e quanto está associado a outros fatores, analisando como essa decomposição evoluiu ao longo do período 1992-2003. Um resultado importante é o crescimento do hiato de rendimentos entre os dois grupos, especialmente da parcela não explicada pelas diferenças na capacitação dos empregados. Especial atenção é conferida aos efeitos da escolaridade sobre o rendimento dos dois grupos, com o objetivo de explicar o papel desempenhado por este atributo na ampliação do hiato de rendimentos em questão.

Palavras-chave: distribuição de renda, Blinder-Oaxaca, equação de rendimento.

Abstract

Using data from an annual household survey (PNAD), this study analyses the behavior of the wage gap between public and private formal workers from the tertiary sector in Brazil between 1992 and 2003. First of all, data limitations are discussed, particularly the understatement of incomes. Earnings equations are then estimated separately for these two groups. Such equations allow us to evaluate the effect of age, gender, schooling, color (race), position in the occupation, weekly working time and other factors on earnings of each category. Blinder-Oaxaca methodology reveals how much of the wage gap between the workers of both sectors is due to differences in productive endowments and how much is due to others factors, such as the existence of segmentation between the public and the private labor market in Brazil. The study highlights the influence of education in the wage determination of both sectors and in the observed increase of the wage gap.

Key-words: income distribution, Blinder-Oaxaca, earnings equation.

1. Introdução

Apesar de explicar uma pequena parcela da desigualdade total da distribuição de renda no Brasil, o diferencial de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado é importante tema de estudo na área de economia aplicada. Primeiro, porque a comparação entre rendimentos e produtividade de funcionários públicos e privados é comumente empregada em discussões sobre a eficiência do setor público e o papel do Estado na economia. Segundo, porque este hiato de rendimentos ampliou-se na última década, despertando o interesse em investigar seus determinantes.

Os objetivos deste trabalho são, além de apontar a existência do hiato de rendimentos entre funcionários públicos e empregados em serviços do setor privado com carteira assinada, mapear a ampliação desse hiato entre 1992 e 2003 e investigar suas causas.

Pretende-se identificar quanto do diferencial de rendimentos entre as duas categorias advém de diferenças na capacitação individual dos trabalhadores e quanto está associado a outros fatores. Ademais, o trabalho investiga como essa relação se comportou no período de 1992 a 2003.

Especial atenção é conferida aos efeitos da escolaridade sobre o rendimento dos dois grupos, com o objetivo de explicar o papel desempenhado por este atributo na ampliação do diferencial de rendimentos em questão.

Procura-se ainda entender como são regidos os processos de determinação salarial para funcionários públicos e para empregados do setor privado com carteira assinada, identificando-se as variáveis decisivas em cada caso.

Dentre as ferramentas de pesquisa utilizadas, emprega-se a metodologia de Blinder-Oaxaca, comumente aplicada no estudo da discriminação salarial por gênero e por raça.

O trabalho está organizado em quatro partes, além desta. No próximo capítulo é feita a revisão de alguns artigos que estudam diferenciais de rendimentos no Brasil. Embora diversos no que diz respeito às causas dos diferenciais analisados e às metodologias utilizadas, estes artigos têm como ponto em comum o esforço em isolar e mensurar o efeito da discriminação salarial no mercado de trabalho. O capítulo também se destina a mapear

as diferenças já apontadas em trabalhos anteriores no que tange aos perfis produtivos e remuneratórios entre trabalhadores públicos e privados.

O terceiro capítulo é destinado à apresentação da base de dados e da metodologia de trabalho. Busca-se justificar a decisão de restringir a análise aos funcionários públicos estatutários e aos empregados do setor privado com carteira assinada alocados em serviços. São apresentados o modelo utilizado para o ajuste das equações de rendimentos e as técnicas empregadas para aprofundar o estudo do diferencial de rendimentos entre os grupos em questão. Por fim, a autora não se furta a comentar algumas das principais limitações das informações sobre rendimento captadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), da qual são extraídas todas as estatísticas utilizadas para os cálculos apresentados no trabalho.

No quarto capítulo são apresentados e discutidos os resultados do ajuste da equação de rendimentos para os dois grupos. Uma vez constatada a ampliação do hiato salarial entre funcionários públicos e empregados do setor privado com carteira assinada no período de 1992 a 2003, o capítulo se guia pela tentativa de compreender as possíveis causas da existência e da evolução deste diferencial.

Finalmente, no último capítulo, são sumariados os principais resultados alcançados e apresentadas as conclusões.

2. A dispersão salarial no Brasil

2.1 Fatores determinantes dos salários

O nível e a dispersão salariais observados em um país, numa determinada época, dependem, de um lado, da distribuição das características produtivas dos trabalhadores e, de outro, das taxas de retorno a essas características (Menezes-Filho *et al.*, 2000).

A heterogeneidade dos trabalhadores com respeito às suas características produtivas — ou seja, aquelas que influem na capacidade e na habilidade adquirida para o trabalho, como o nível educacional e a experiência — resulta na determinação de diferentes patamares salariais. Em outras palavras, as diferenças na capacitação individual afetam a produtividade do trabalho e, conseqüentemente, a renda do indivíduo.

As taxas de retorno às características dos indivíduos, por seu turno, são determinadas, em princípio, pelo ajuste entre a oferta e a demanda por trabalhadores portadores de diferentes níveis de qualificação. Um aumento da demanda por trabalhadores altamente qualificados, por exemplo, tende a elevar os salários neste segmento, resultando na ampliação do leque salarial no mercado de trabalho.

Entretanto, a desigualdade de salários também é observada entre indivíduos com idêntica qualificação. Neste caso, as taxas de retorno às características dos trabalhadores variam por razões que ultrapassam a lógica neoclássica de funcionamento do mercado de trabalho.

Fatores que denominaremos institucionais afetam fortemente o retorno às características produtivas dos trabalhadores e, conseqüentemente, a estrutura de salários da população. É o caso do poder de barganha dos trabalhadores, representado por seu grau de adesão aos sindicatos, que faz com que o empregado associado a uma entidade sindical se beneficie de suas negociações. É o caso também da localização geográfica do trabalhador, pois as condições de vida das cidades e as particularidades dos mercados de trabalho das diferentes regiões do país afetam a remuneração dos trabalhadores. Finalmente, a política salarial estabelecida pelo governo, mediante a fixação do salário mínimo, também tem influência direta na distribuição de salários da população.

Além dos fatores institucionais, também a discriminação faz com que trabalhadores com idêntica qualificação sejam remunerados de forma distinta. Neste caso, os indivíduos são diferenciados com base em atributos não-produtivos — como o gênero ou a cor — que, na realidade, não exercem qualquer influência sobre a produtividade do trabalho. Considera-se como grupo padrão aquele que estabelece a norma no mercado de trabalho — como homens brancos, no caso da discriminação por gênero e por cor. As categorias que sofrem de uma possível discriminação devido ao fato de não serem homens brancos — isto é, homens negros, mulheres brancas e mulheres negras — são denominados grupos não-padrão (Soares, 2000).

As discriminações por gênero e por cor, no Brasil, manifestam-se nas três etapas de concretização do salário do indivíduo (Ometto *et al.*, 1999; Soares, 2000). Primeiro, durante sua formação, quando o indivíduo se qualifica para o trabalho, principalmente nas escolas. Haja vista o fato de, historicamente, mulheres e negros terem enfrentado maiores dificuldades de acesso à educação que os homens brancos.

Em seguida, no momento de inserção do indivíduo no mercado de trabalho, quando ele tenta obter um bom emprego. Mulheres e negros estão concentrados em ocupações pouco qualificadas e de baixa remuneração e têm menor presença em cargos de comando ou chefia, inclusive na política¹. A discriminação, neste caso, é denominada ocupacional e decorre de uma segmentação no mercado de trabalho na qual o sexo e a cor se tornam variáveis de triagem.

Finalmente, dentro do mercado de trabalho, por ocasião da definição salarial. Mulheres e negros, neste caso, recebem pagamento inferior no desempenho da mesma função, apesar de igualmente qualificados. Esta é a discriminação salarial propriamente dita.

A parcela da desigualdade salarial que se refere à discriminação, no Brasil, tem motivado diversos estudos. Ora baseados na PNAD, ora nos Censos demográficos, estes

¹ De acordo com estudo da consultoria Watson Wyatt, na indústria brasileira as mulheres ocupam 15% dos postos gerais e representam 18% dos gerentes, 14% dos gerentes seniores, 10% dos diretores, 10% dos cargos de alta direção e 2% dos presidentes (Alves, 2005). Segundo pesquisa do Instituto Ethos realizada em 2003, entre as 500 maiores empresas brasileiras, o percentual de negros em cargos executivos é de 1,8% (Grandes, 2005). Já o estudo feito pelo IBASE (Instituto Brasileiro de Análises Sociais e Econômicas) entre 2000 e 2002, com base em 561 balanços sociais publicados por 231 empresas nesse período, mostrou que os negros e as mulheres ocupam respectivamente 4,3% e 16,4% dos cargos de chefia (Gois, 2004).

trabalhos investigam as causas e a evolução temporal dos hiatos de rendimentos entre o grupo padrão e aqueles alvos de discriminação. A metodologia usual consiste em estimar e testar equações de rendimento para cada grupo, utilizando como variáveis explanatórias os atributos que aumentam a produtividade do trabalhador e fatores institucionais, como o tipo de inserção no mercado de trabalho. Os coeficientes associados às variáveis explanatórias são os preços implícitos de cada atributo. Se o mercado de trabalho funciona sem discriminação, o preço implícito desses atributos é o mesmo para todos os indivíduos; na presença de discriminação, alguns desses atributos são pior remunerados se o indivíduo que os detém não pertencer ao grupo padrão.

Em anos recentes, contudo, novas ferramentas econométricas têm permitido a sofisticação da análise. Nosso interesse reside em transportá-las e adaptá-las ao estudo do diferencial de rendimento entre funcionários públicos e privados.

A abordagem de Blinder-Oaxaca foi originalmente desenvolvida com o intuito de mensurar os efeitos sobre os salários resultantes da discriminação por gênero e por cor. Trata-se de um método para decompor as variações de rendimento entre dois grupos de trabalhadores na parcela referente a diferenças de atributos produtivos (escolaridade, experiência etc.) entre os indivíduos de cada grupo e na parcela referente a efeitos de discriminação contra os indivíduos de um dos grupos. Assume-se que, na ausência de discriminação, os efeitos estimados sobre o rendimento dos atributos dos trabalhadores são idênticos para os dois grupos. A discriminação é revelada por diferenças nos coeficientes estimados (tanto do intercepto quanto da declividade da função).

Leme e Wajnman (2000) associam a metodologia de coortes à decomposição de Blinder-Oaxaca a fim de determinar as causas da tendência à redução do hiato salarial por sexo no Brasil nos últimos 20 anos. A metodologia de Blinder-Oaxaca é utilizada, neste trabalho, para decompor o hiato salarial verificado entre homens e mulheres (a favor dos primeiros) no componente que se deve a diferenças de atributos entre os sexos — escolaridade, experiência, posição na ocupação — e no componente residual, que expressa a discriminação contra a mulher.

A análise do comportamento do hiato salarial mediante o uso de coortes populacionais deve-se ao fato de a discriminação contra a mulher referir-se a uma das principais características que distinguem uma coorte de outra: seu ambiente de socialização

Ademais, as autoras argumentam que, como a escolaridade é obtida numa fase específica do ciclo de vida, tornando-se fixa a partir de então, o mais adequado seria medi-la por meio da comparação entre coortes².

As autoras concluem que a discriminação contra as mulheres ocorre sobretudo fora da região Sudeste e nos setores não-agrícolas. As variáveis binárias para posição na ocupação³ mostraram ainda que esta discriminação é maior entre os indivíduos que não são empregados e nem trabalham por conta própria. Por fim, a grande redução do diferencial de rendimentos entre homens e mulheres entre as duas coortes estudadas se deveu basicamente à redução da discriminação contra a mulher, ou seja, à redução no componente residual do diferencial de rendimentos por gênero.

Soares (2000) também utiliza a metodologia de Blinder-Oaxaca para identificar e quantificar, ao longo do tempo, os efeitos sobre os rendimentos da discriminação contra negros e contra mulheres no mercado de trabalho brasileiro⁴. Sua contribuição consiste em estimar dois modelos distintos: o primeiro incluindo controles para nível educacional e idade (esta última servindo como medida aproximada da experiência profissional), mas sem controles para o tipo de inserção do indivíduo no mercado de trabalho; o segundo adicionando controles (na forma de variáveis binárias) para setor de atividade, região do país e tipo de inserção legal no mercado de trabalho (posse de carteira de trabalho e trabalho por conta própria). Com isso, visa-se captar o diferencial de rendimentos associado exclusivamente à discriminação no momento de definição salarial, isolando as diferenças associadas ao tipo de inserção do indivíduo no mercado de trabalho.

O autor também realiza uma simulação contrafactual, isto é, imputa aos indivíduos dos outros grupos os rendimentos que teriam se seus atributos produtivos fossem remunerados com os mesmos preços implícitos do grupo padrão (ou seja, simula que os atributos produtivos de homens negros, mulheres brancas e mulheres negras fossem tão

² Duas coortes (de 1952 e de 1962) são acompanhadas durante 11 anos. A coorte de 1952 é acompanhada de 1977 a 1987 e a coorte de 1962 de 1987 a 1997.

³ Com carteira = 1 se empregado com carteira assinada;
0 se outra posição.
Sem carteira = 1 se empregado sem carteira assinada;
0 se outra posição.
Conta própria = 1 se trabalhador por conta própria;
0 se outra posição.

⁴ São utilizados os dados das PNADs de 1987 e 1998.

bem remunerados quanto os atributos produtivos dos homens brancos). Esta distribuição de rendas imputadas é então comparada com a distribuição observada em cada grupo não-padrão.

Os resultados sem controles para o tipo de inserção no mercado de trabalho revelam que, em 1987, uma mulher negra situada no 50º centésimo da distribuição de renda das mulheres negras ganharia até 71% a mais se seus atributos produtivos fossem tão bem remunerados quanto os atributos de um homem branco com o mesmo nível educacional e a mesma idade. Uma mulher branca situada no 50º centésimo de sua respectiva distribuição de renda ganharia até 46% a mais. Constata-se ainda que quanto mais bem posicionado está um homem negro na distribuição de renda de seu grupo, ou seja, quanto mais alto o centésimo de renda a que pertence, maior é o termo de discriminação. Assim, os homens negros mais pobres pouco teriam a ganhar com o fim da discriminação — algo em torno de 5 a 7%; já os homens negros mais ricos sofrem reduções de 27% no salário que perceberiam se tivessem a mesma estrutura salarial dos homens brancos.

Em 1998, as mulheres negras passariam a ganhar em torno de 55% a mais com o fim da discriminação; as mulheres brancas ganhariam em torno de 35% a mais e os homens negros ganhariam 22% a mais (considerando sempre indivíduos situados no 50º centésimo da distribuição de rendimentos do grupo a que pertencem).

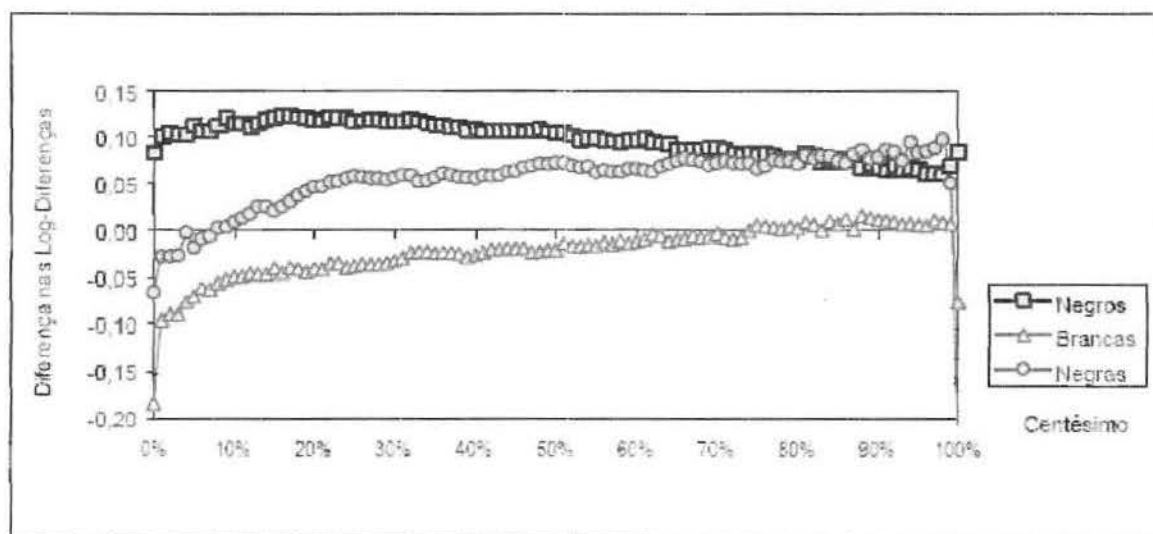
Portanto, entre 1987 e 1998 o nível de discriminação contra as mulheres caiu bastante. A redução do hiato de rendimentos em relação ao grupo padrão foi tanto maior quanto pior a situação da mulher na distribuição de renda. A discriminação contra o homem negro, por outro lado, aumentou; o hiato de rendimentos atingiu 12% para os negros pior situados na distribuição de renda.

Introduzindo controles para o tipo de inserção no mercado de trabalho, as médias de rendimento para mulheres brancas pouco mudam, enquanto para homens negros e mulheres negras caem bastante. Isto porque os negros, sejam mulheres ou homens, ao saírem da escola são mal inseridos no mercado de trabalho — muitos vão para a agricultura, trabalham sem carteira ou têm empregos no Nordeste, que pagam pior.

O gráfico a seguir mostra a diferença entre os termos de discriminação (em logaritmo) das decomposições do diferencial de rendimento feitas com e sem controles, em 1998. Na prática, trata-se da parcela da discriminação que ocorre no momento de inserção

do indivíduo no mercado de trabalho. Apenas o quarto mais bem pago das mulheres brancas sofre discriminação de inserção, enquanto homens e mulheres negros sofrem discriminação de inserção em quase toda a distribuição.

Gráfico 2.1 — Efeito dos controles de inserção em 1998.



Fonte: Soares (2000).

O artigo de Campante *et al.* (2004) atém-se à questão da discriminação racial contra negros (pretos e pardos) no Brasil e propõe-se a avançar em questões que julga problemáticas no trabalho de Soares (2000). O autor considera pertinente incluir a variável escolaridade dos pais no modelo da equação de rendimentos, devido à importância do fator transmissão intergeracional de educação. Ademais, são incluídas variáveis binárias para regiões, pois se supõe que, dada a heterogeneidade do país, o perfil da discriminação no mercado de trabalho seja bastante diferente de uma região para outra.

Para captar o efeito gerado por estas contribuições ao modelo de Soares (2000), o autor utiliza-se de uma versão adaptada da metodologia de Blinder-Oaxaca, na qual, ao invés de transportar os parâmetros estimados todos de uma só vez para realizar a simulação

contrafactual, separa as variáveis em blocos⁵, de forma que cada conjunto de parâmetros estimados seja transportado de cada vez. Desta forma, é possível estimar quanto cada bloco ou grupo de parâmetros contribui para a discriminação salarial.

Os dados utilizados são os da PNAD de 1996, pois, na década de 90, apenas para este ano há um suplemento com informações sobre os pais do chefe de família e do cônjuge. São considerados os trabalhadores com carteira, sem carteira e funcionários públicos.

As médias dos logaritmos dos salários-hora indicam que os brancos ganham, em média, cerca de 70% a mais que os negros. A inclusão de novos controles na estimação do modelo, porém, gera um perfil diferente para a discriminação.

Os parâmetros estimados de brancos são transportados em etapas para a equação de rendimentos de negros. Imputando o intercepto e os parâmetros associados ao primeiro bloco de variáveis de brancos na equação de rendimento de negros, o limite superior do termo de discriminação (isto é, o efeito da diferença entre os parâmetros) é de 42%.

Transportando os parâmetros associados às características do mercado de trabalho, o termo de discriminação se reduz para 39%. Logo, um componente da desigualdade salarial advém da discriminação que ocorre no momento de inserção do indivíduo no mercado de trabalho.

Os coeficientes das variáveis binárias para funcionário público, para brancos e negros, são respectivamente 0,022 e 0,191, o que quer dizer que vale muito mais para um negro ser funcionário público, em relação a estar no setor privado, do que para um branco. Não obstante, a proporção de negros funcionários públicos é significativamente menor do que a de brancos, pois estes têm maior dificuldade de acesso à educação, que é a principal exigência em concursos públicos. Os coeficientes estimados para os dois grupos também mostram que o impacto de não ter carteira assinada é mais severo para o branco do que para o negro.

⁵ O autor estabelece os seguintes conjuntos de variáveis: 1^o - características individuais: variáveis educação, experiência (corresponde à idade do indivíduo menos a idade com que entrou no mercado de trabalho) e gênero; 2^o - características do mercado de trabalho: variáveis "com ou sem carteira", "setor público ou privado" e setor de atividade; 3^o - características regionais: variável região e "área metropolitana ou não-metropolitana"; 4^o - escolaridade da mãe.

Adicionando as variáveis regionais, o termo de discriminação é reduzido novamente, para 34%.

Finalmente, a inclusão da educação da mãe como variável explicativa adicional reduz o termo de discriminação para 27%. Portanto, parte do que foi identificado por Soares como discriminação no mercado de trabalho pode ser creditado à herança de desigualdade educacional e seu caráter racial, conforme apreendido pela inclusão da variável de educação da mãe.

Calculando o ganho percentual aproximado que os negros teriam, em cada centil da distribuição, caso fossem remunerados como os brancos, constata-se que a discriminação segue um padrão crescente, sendo mais intensa na cauda superior da distribuição. Portanto, a discriminação é maior nos percentis mais altos da distribuição. Este resultado é consistente com aquele observado por Soares (2000).

Zucchi e Hoffmann (2001) utilizam a metodologia de Blinder-Oaxaca para quantificar o efeito da discriminação racial sofrida por negros (pretos e pardos), no Brasil, em 2001.

Os autores constatarem que a renda média auferida por negros equivale a aproximadamente 50% daquela auferida por brancos. Considerando a média *geométrica* da renda de todos os trabalhos, o rendimento de negros corresponde a 56,2% do rendimento de brancos. Na decomposição do diferencial de rendimentos proposta por Blinder-Oaxaca, estimam que de 73,2 a 78,3% desse diferencial é devido às características individuais da mão-de-obra, enquanto os 21,7 a 26,8% restantes correspondem à parte inexplicável, atribuída à discriminação racial que ocorre no mercado de trabalho⁶.

Os autores conferem especial atenção ao papel desempenhado pela escolaridade na geração do hiato de rendimento entre os grupos. De um lado, o diferencial de rendimento observado se deve à grande disparidade entre os anos de estudo apresentados pelos dois grupos de cor: enquanto os negros detinham, em média, 5,7 anos de estudo, esse valor foi de 8,2 para os brancos. Por outro lado, as taxas de retorno por cada ano adicional de estudo são menores para negros, evidenciando que estes têm maior dificuldade para converter

⁶ Ao comparar brancos e amarelos, o artigo constata que há uma diferença de rendimento de 119,4% a favor dos amarelos, sendo que de 79,6 a 87,9% dessa diferença são explicados por diferenças nas dotações dos trabalhadores.

educação em renda. Para os brancos a taxa de retorno da educação é 7% até os 9 anos de escolaridade e 15,3% a partir de então. Para os negros essas taxas são respectivamente 5,8% e 14,5%.

Os autores estimam, por fim, que a contribuição total da educação, isto é, tanto da diferença das escolaridades médias como da diferença dos retornos por ano adicional de estudo, no diferencial de rendimentos entre brancos e negros é de 52,8%.

2.2 A segmentação entre os mercados de trabalho público e privado

2.2.1 Participação do emprego público no mercado de trabalho

De acordo com os dados da PNAD (IBGE), a administração pública gerou 2,5 milhões de novos postos de trabalho entre 1981 e 1990, o que representa 16% do total de novos empregos criados por toda a economia brasileira na década. A participação da administração pública na ocupação total passou de 11% em 1981 para 12,5% em 1990. Estes valores, no entanto, são relativamente baixos se comparados aos dos demais países da OCDE (Ramalho e Urani, 1995).

Ainda segundo Ramalho e Urani (1995), os sub-setores da administração pública que mais contribuíram para a geração de empregos, no período 1981-1990, foram “ensino” e “serviços administrativos municipais”. “Serviços administrativos federais” foi o único sub-setor que encolheu, em termos absolutos, no período.

Em 1981, os sub-setores com maior peso no emprego total da administração pública eram “ensino” (32,07%), “energia, gás e água” (11,36%), “serviços administrativos municipais” (11,30%), “saúde” (8,42%) e “serviços administrativos estaduais” (8,13%). Em 1990, estes sub-setores continuavam no topo do ranking, mas a ordem passou a ser: “ensino” (33,65%), “serviços administrativos municipais” (18,70%), “serviços administrativos estaduais” (8,97%), “saúde” (7,64%) e “energia, gás e água” (7,39%). Observa-se que “serviços administrativos municipais” foi o sub-setor cujo peso relativo mais aumentou durante a década.

Com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), Najberg *et al.* (2002) estimam a participação dos empregados do setor público⁷ no mercado de trabalho brasileiro no ano 2000. Por utilizar a RAIS, a investigação restringe-se ao mercado formal e não inclui os militares.

Segundo os autores, os 6,1 milhões de trabalhadores do setor público representam 23,2% do conjunto de 26,2 milhões de trabalhadores formais do país. As regiões Sudeste e Nordeste concentram o maior número de trabalhadores do setor público, com respectivamente 41,5% e 25,5% do total nacional. Entretanto, como proporção da mão-de-obra formal, o emprego público assume maior importância no Distrito Federal (50,3%) e nos Estados das regiões Norte (em média 35,5%) e Nordeste (35,6%). Nestas duas regiões, a herança de uma estrutura administrativa superdimensionada, associada à atividade econômica privada ainda incipiente, resulta em taxas elevadas de participação do emprego público no total de mão-de-obra formal.

As menores participações do setor público no emprego formal encontram-se nos Estados do Sudeste (18%), Sul (19,3%) e Centro-Oeste (exclusive DF; 24,9%).

Marconi (2003) analisa a evolução do perfil da força de trabalho no setor público ao longo da década de 1990, comparando com a situação observada no setor privado. São utilizados dados das PNADs de 1993, 1996 e 1999 e considerados como integrantes da força de trabalho os indivíduos empregados, exceto os que trabalham por conta própria, os trabalhadores domésticos e os empregadores, com idade entre 18 e 65 anos, das áreas urbanas do país.

O autor revela que o total de empregos públicos manteve-se praticamente estável ao longo da década, enquanto sua participação no emprego total sofreu ligeira queda — era 27,1% em 1993, passou a ser 24,5% em 1999.

Em termos de esferas do governo, porém, a evolução não foi uniforme, tendo ocorrido crescimento expressivo no número de servidores municipais — devido à evolução do volume de recursos transferidos e de serviços cuja execução foi repassada a esta esfera de governo — e redução nas esferas estadual e federal (ver tabela 2.1). A significativa queda no número de funcionários do Poder Executivo Federal ao longo da década, segundo

⁷ Como empregado do setor público os autores consideram os funcionários da administração pública e das empresas cujo principal controlador é o governo.

o autor, decorreu da crise fiscal do governo, que tornou os concursos públicos escassos e irregulares, e do crescimento do número de aposentadorias.

Em termos de regime de trabalho, destaca-se a redução no número de celetistas, em virtude da privatização das empresas públicas, onde predominavam servidores sob este regime de trabalho, e da disseminação do regime jurídico único.

Tabela 2.1 — Nível de emprego por setor e regime de trabalho. Participação (em %) no total de empregados entre 18 e 65 anos.

	1993	1996	1999
Privado	72.9	74.5	75.5
Público	27.1	25.5	24.5
Federal	5.5	5.1	4.4
Estatutário	2.4	2.2	1.9
Militar	0.9	1.0	1.0
Celetista	2.1	1.8	1.5
Estadual	12.7	11.4	10.3
Estatutário	8.1	7.9	7.5
Celetista	4.6	3.5	2.8
Municipal	9.0	9.0	9.7
Estatutário	3.6	4.4	5.1
Celetista	5.3	4.6	4.7
Total estatutário	14.1	14.5	14.4
Total celetista	12.1	10.0	9.0
Total militar	0.9	1.0	1.0
Total geral	100.0	100.0	100.0

Fonte: Marconi (2003).

Marconi (1997) observa que a participação do emprego público no emprego total da economia é contra-cíclica: enquanto o nível de emprego no setor privado cai nos períodos de desaquecimento, o do setor público não se altera, resultando numa maior taxa de participação deste último no mercado de trabalho. Neste sentido, o emprego público contribuiria para amortecer os efeitos da recessão sobre a demanda por mão-de-obra.

2.2.2 O perfil educacional da força de trabalho no setor público

No que tange às características produtivas dos trabalhadores, é possível afirmar que o perfil dos servidores públicos é qualitativamente melhor que o observado entre os

trabalhadores do setor privado, pois tanto seu nível de escolaridade como sua experiência (esta última captada pelo número de anos de serviço na atual ocupação) são, em média, mais elevados.

Ramalho e Urani (1995) observam que a participação da administração pública na ocupação total foi muito mais elevada para os trabalhadores qualificados que para os não-qualificados, na década de 80. Neste período, a qualidade dos empregados da administração pública, em termos de grau de escolaridade, foi, de fato, muito superior à do restante da economia: em 1981, a metade dos funcionários públicos tinham 9 ou mais anos de estudo; em 1990, este valor era de aproximadamente 56%, ao passo que o número médio de anos de estudo da PEA ocupada era inferior a 5.

Marconi (2003) constata que, entre 1993 e 1999, a participação relativa das pessoas com quatro ou menos anos de estudo no setor público reduziu-se (à exceção dos servidores celetistas), enquanto cresceu a dos trabalhadores com 12 ou mais anos de estudo (à exceção do grupo dos militares, o qual apresenta relativa estabilidade neste segmento). Para os trabalhadores do setor privado e servidores municipais, crescimento proporcionalmente maior foi observado no grupo das pessoas que possuem entre 9 e 11 anos de estudo; para os servidores estaduais e federais estatutários, no grupo de funcionários que possuem 12 anos ou mais de estudo.

As características dos integrantes do mercado de trabalho dos servidores públicos municipais são as que mais se aproximam das observadas no setor privado. Tanto a distribuição percentual dos anos de estudo como o número médio de anos de serviço confirmam essa observação. Na interpretação de Marconi (2003), essa semelhança pode ser explicada por uma possível influência relevante, sobre os dois grupos, das condições econômicas e sociais locais.

No que se refere à qualidade dos postos de trabalho, o autor constata que esta é superior no setor público, onde as ocupações são, em média, menos operacionais e demandam maior nível de qualificação dos trabalhadores⁸.

⁸ O autor observa que, entre as ocupações mais frequentes no setor privado, três correspondem a posições de chefia e as demais (28) não requerem formação de nível superior para o seu desempenho. Já no setor público, predominam as ocupações da área administrativa e existem diversas entre o grupo das observadas com maior frequência que requerem escolaridade de nível superior.

2.2.3 O diferencial de rendimentos entre os setores público e privado

Os salários reais médios pagos no setor público, ao longo da década de 80, foram 45% superiores àqueles pagos no setor privado, de acordo com Ramalho e Urani (1995). Introduzindo controles para o nível educacional, entretanto, estes autores revelam que este diferencial de rendimentos favorável a funcionários públicos foi positivo apenas entre os trabalhadores com menos de 1 ano de estudo, sendo negativo (ou seja, favorável a empregados do setor privado) para todos os demais níveis educacionais e tão mais negativo quanto maior o número de anos de estudo.

Já em 1990, a administração pública pagava os pouco qualificados da mesma forma que o setor privado, enquanto o diferencial de rendimentos dos muito qualificados (favorável ao setor privado) havia caído significativamente. Portanto, a capacidade do funcionalismo público de preservar seu salário real foi muito maior entre os funcionários mais qualificados.

A folha de salários da administração pública como um todo aumentou mais de 45%, em termos reais, entre 1981 e 1990. Os sub-setores que mais contribuíram para o aumento da folha de salários do setor foram “ensino” e “serviços administrativos municipais”.

Combinando os dados sobre salários e sobre geração de emprego, os autores constatarem que a administração pública foi responsável por mais de 1/5 do total da renda do trabalho gerada ao longo da década como um todo. Para os trabalhadores com menos de 1 ano de estudo e para aqueles com mais de 11 anos de estudo, esta proporção superou os 30%; para os trabalhadores que tinham de 5 a 8 anos de estudo ela foi de apenas 6,2%.

Najberg *et al.* (2002), investigando a remuneração média dos trabalhadores do setor público no ano 2000, constatarem que, para todos os Estados da Federação, a remuneração dos servidores públicos é superior à remuneração média do total do pessoal ocupado, extraída do Censo (IBGE). Em termos geográficos, o Estado com maior remuneração média para os trabalhadores da administração pública é o Distrito Federal (11,4 salários mínimos), seguido de Amapá, Rio de Janeiro, São Paulo e Roraima. Dos dez Estados com menor remuneração para os trabalhadores da administração pública, oito pertencem ao Nordeste. No que se refere às esferas de governo, os empregados das empresas estatais e os

funcionários federais têm remuneração média maior que os estaduais, e estes, uma média maior que os funcionários municipais.

Tabela 2.2 — Remuneração média mensal dos funcionários públicos e do total da população ocupada, em salários mínimos, em 2000.

UF	Fed.	Est.	Mun.	Empresas Públicas	Total do Setor Pub.	Total da Pop. Ocup.*
Acre	13,5	5,5	2,9	12,9	5,7	3,2
Amapá	11,9	9,1	2,6	-	8,4	3,6
Amazonas	14,5	5,7	2,1	12,1	6,5	3,2
Pará	12	5,9	2,6	14,6	5,6	2,8
Rondônia	12,9	8,8	2,6	14,8	7,3	3,7
Roraima	7,8	14,6	4	-	7,8	3,6
Tocantins	17,6	4,6	2,1	-	4,2	3
Alagoas	15	5,7	1,9	11,2	4,7	2,5
Bahia	14,7	5,1	2,1	13	5	2,3
Ceará	13,7	6	2,1	-	4,7	2,3
Maranhão	11,4	4,5	1,7	-	4,1	1,9
Paraíba	15,4	3,6	1,6	11,4	3,8	2
Pernambuco	15,9	5,8	2,2	11,7	5,4	3,1
Piauí	13,1	4,9	2,1	13,9	4,7	1,8
Rio G. do Norte	13,4	3,1	2	15	4,1	2,3
Sergipe	14,8	5,2	2	15,6	5,1	2,6
Distrito Federal	11,1	10,7	2,1	23,9	11,4	7,1
Goiás	13,8	5,7	2,8	-	5,1	3,6
Mato Grosso	13,9	6,2	4,5	-	6,7	3,5
Mato G. do Sul	15,9	7,5	2,4	14,8	6,4	3,3
Espírito Santo	13,5	8,4	3,8	13,8	6,8	3,1
Minas Gerais	15,7	10	3,6	13,3	6,3	3,3
Rio de Janeiro	11,8	7,3	5	12,8	8,1	4,8
São Paulo	17,8	7,4	6,3	15,2	7,9	5,2
Paraná	17,7	7,6	3,8	14,2	6,5	4
Rio G. do Sul	16,5	7,5	4,9	14,5	7,4	4,2
Santa Catarina	15,9	7,7	4,4	12,8	7,3	4,1
Total	13	6,8	3,9	14	6,9	3,9

Fonte: RAIS 2000, *apud* Najberg *et al.*

* Estimativa dos autores com base no Censo 2000 (exclusive pessoal ocupado sem rendimento).

Marconi (2003) mostra que não só os salários médios pagos no setor público são superiores aos pagos no setor privado, como os diferenciais brutos (sem controles para características demográficas e produtivas) de salário médio entre o setor público e o

privado aumentaram ao longo da década de 90. Com exceção dos celetistas, o salário das demais categorias de servidores públicos apresentou crescimento maior que o registrado para os trabalhadores do setor privado entre 1993 e 1999.

Ao introduzir controles para características demográficas (gênero, cor e idade), produtivas (nível educacional e experiência no trabalho) e institucionais (grau de sindicalização e localização geográfica do trabalhador), este autor observa que os diferenciais salariais reduzem-se substancialmente em relação aos diferenciais brutos (sem qualquer tipo de controle relativo às características pessoais). Logo, as diferenças na composição da força de trabalho entre os dois setores explicam uma parcela significativa do diferencial bruto de salário (não controlado). Porém, o diferencial salarial permanece positivo para os funcionários públicos na maioria dos casos analisados — é negativo, entre 1993 e 1996, para os servidores municipais e estatisticamente nulo, apenas em 1999, para os municipais. Assim, mesmo após a inclusão de diversos tipos de controles, os salários no setor público são, em geral, superiores aos pagos no setor privado.

Em princípio, é natural que o servidor público ganhe, em média, um salário superior ao de outros setores da economia, uma vez que seu nível de escolaridade é, em média, superior ao do trabalhador do setor privado. Entre os motivos que explicam esta situação estão, de acordo com Marconi (1997), os próprios requisitos de ingresso no serviço público: idade mínima e formação exigida para o exercício das diversas atribuições. O fato de haver uma concentração de trabalhadores do setor público nas faixas etárias de 31 a 40 e 41 a 50 anos é, em grande medida, reflexo desses requisitos.

A estabilidade do cargo público pode ser vista como condição favorável ao planejamento da carreira e, conseqüentemente, à melhoria do nível de escolaridade, a qual seria, em última instância, motivada pelo desejo de galgar posições no sistema hierárquico e de auferir maiores salários. De acordo com Marconi (1997), porém, o indivíduo que ingressa no serviço público se vê pouco estimulado a desenvolver sua carreira, pois, nos últimos anos, praticamente eliminou-se a estrutura de evolução temporal do salário, associada ao desempenho e ao treinamento. Assim, a estreita amplitude salarial, embora exerça um efeito benéfico sobre a distribuição da renda no grupo dos funcionários públicos, enfraquece o sistema de carreiras, pois desestimula a busca de capacitação e progressão profissional.

Ainda segundo este autor, ao longo da década de 1990, os governantes parecem ter optado pela melhoria do salário médio acima do crescimento observado no mercado privado e abdicaram do aumento do emprego público, que, em termos agregados, permaneceu praticamente estável ao longo da década. O ajuste caiu de forma mais intensa, na verdade, sobre os servidores celetistas, ainda que o diferencial salarial para este grupo permaneça positivo.

A fim de comparar o salário médio dos servidores públicos e dos trabalhadores privados, isolando a influência do fator escolaridade, Marconi (1997) examina a remuneração de diversos cargos, se não comuns, com atribuições muito próximas no setor público e no privado, e que exigem qualificação semelhante para seu exercício (tabela 2.3).

Tabela 2.3 — Rendimento real no trabalho principal (em salários mínimos), indivíduos com 10 anos ou mais de idade.

Ano	Total	C/ carteira assinada	Estatutários e militares	Outros
1985	3.1	4.1		
1986	3.9	5.0		
1987	3.2	4.2		
1988	3.3	4.3		
1989	3.6	4.6	5.6	1.5
1990	3.0	3.7	5.8	1.3
1992	2.8	3.6	4.4	1.2
1993	2.9	3.7	4.7	1.5
1995	3.6	4.4	6.2	1.8

Fonte: PNAD 95 — IBGE.

Observa-se que, em todos os anos, indivíduos com características semelhantes não recebem remunerações iguais nos dois setores. Entre 1989 e 1990 a diferença de salários a favor de funcionários públicos aumentou de 1 para 2,1 salários mínimos, mas caiu abruptamente para 0,8 salários mínimos em 1992. De 1993 para 1995 esta diferença voltou a aumentar substancialmente. Assim, embora se possa reconhecer a existência da segmentação público *versus* privado no mercado de trabalho, a análise de Marconi (1997) não permite determinar um tamanho preciso para o valor do hiato salarial entre os dois segmentos, uma vez que este oscila muito.

3. Base de dados e metodologia de trabalho

3.1 Base de dados e suas limitações

São utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo IBGE, referentes aos anos de 1992, 1993, 1995 a 1999 e 2001 a 2003.

A PNAD é uma pesquisa baseada em uma amostra probabilística de domicílios que investiga diversas características socioeconômicas, como educação, trabalho e rendimento, além de características gerais da população (idade, sexo, cor etc.).

3.1.1 Limitações dos dados

Os dados captados pela PNAD apresentam uma série de limitações que restringem a análise dos resultados obtidos. Algumas dessas deficiências estão associadas principalmente à população ocupada na agricultura. É o caso, por exemplo, da não abrangência da área rural dos estados de Rondônia, Roraima, Acre, Amazonas, Pará e Amapá, e da ausência de informações sobre o valor da produção para autoconsumo, que pode ser parte importante da renda real dos pequenos agricultores.

Entretanto, como o universo de estudo deste trabalho está restrito aos indivíduos pertencentes ao setor terciário, pode-se ignorar muitas dessas limitações. Quatro deficiências da PNAD, no entanto, são particularmente relevantes:

- 1) a subdeclaração dos rendimentos, sobretudo nos estratos mais altos de renda;
- 2) a ausência de uma variável que possa ser usada para medir a riqueza de empregados do setor privado e de funcionários públicos;
- 3) a omissão de vários tipos de renda real;
- 4) a ausência de um quesito específico para captar rendimentos advindos de abonos salariais, participação nos lucros e resultados (PLR), comissões, prêmios e gratificações.

Cabe lembrar que a tendência a subdeclarar o rendimento está presente em todas as pesquisas baseadas na declaração do entrevistado, em qualquer país. O grau de

subdeclaração é tanto maior quanto maior é o rendimento do indivíduo e varia conforme a natureza do rendimento, sendo menor para os rendimentos do trabalho formal e os “oficializados”, como pensões e aposentadorias, aumentando progressivamente quando se trata de rendimentos do trabalho informal e rendimentos de capital (Rocha, 2002).

Além de resultar na subestimação da renda total do país, a subdeclaração dos rendimentos conduz à subestimação das diferenças regionais, dada a tendência de maior subdeclaração no caso dos rendimentos mais elevados. Dividindo o rendimento total obtido na PNAD de 1995 em cada unidade da federação (excluindo Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá) pelo PIB estadual, Hoffmann (2000a) verifica que o quociente obtido está próximo de 1 para os estados mais pobres, mas fica abaixo de 0,6 para os estados mais ricos.

A ausência de uma variável que possa ser usada como medida da riqueza resulta na impossibilidade de se avaliar o efeito do capital físico sobre a renda do indivíduo⁹. O resultado é a provável superestimação do efeito de outras variáveis incluídas no modelo que estejam positivamente correlacionadas com a riqueza individual.

A omissão de vários tipos de renda real no cômputo do rendimento do trabalho é outra deficiência apresentada pela PNAD. É o caso, por exemplo, da parcela do salário paga sob a forma de benefícios¹⁰, tais como pagamento a fundos de pensão privados, seguridade social, seguro-desemprego, distribuição de parcela do pagamento sob a forma de vale ou ticket-refeição, cesta de alimentos e refeição no refeitório da empresa, distribuição de vale ou ticket-transporte e a possibilidade de utilização de veículo da empresa, assistência médica e odontológica parcial ou totalmente custeada pelo empregador, reembolso total ou parcial de despesas com remédios prescritos por médico, bolsas de estudo subsidiadas para os funcionários completarem seus estudos ou realizarem uma pós-graduação, programas de subsídio para o estudo de idiomas etc. Muitos desses

⁹ Presume-se, no entanto, que no caso de empregados do setor privado e de funcionários públicos este fator seja menos importante que no caso de empregadores e trabalhadores por conta-própria.

¹⁰ De acordo com o manual da PNAD 2003, “a parcela recebida em benefícios (moradia, alimentação, roupas, vales-refeição, alimentação ou transporte, etc.) não foi incluída no cômputo do rendimento do trabalho. (...) Os empregados e trabalhadores domésticos que recebiam apenas alimentação, roupas, medicamentos, etc. (benefícios), à guisa de rendimento de trabalho, foram incluídos no grupo “sem rendimento de trabalho”. Os quesitos 43 a 47 do Dicionário de Pessoas da PNAD 2003 destinam-se apenas a captar se os empregados e trabalhadores domésticos receberam ou não benefícios como remuneração do trabalho.

benefícios são extensivos ao cônjuge e aos filhos do empregado. Em alguns casos, executivos recebem compensação ou bônus na forma de ações.

De acordo com Berndt (1991), as evidências empíricas sugerem que a proporção de benefícios não monetários na remuneração total dos empregados cresce à medida que crescem os salários e a porcentagem de empregados que recebem benefícios não monetários consideráveis aumenta à medida que aumenta o tamanho da firma.

Há que se notar, por fim, que a PNAD não incorpora ao rendimento mensal do trabalho os valores advindos de abonos salariais, participação nos lucros e resultados (PLR), comissões, prêmios e gratificações. A pesquisa busca eliminar tais componentes, que julga atípicos, do rendimento do trabalho, haja vista o fato de perguntar ao entrevistado o valor do rendimento mensal *normalmente* auferido na semana de referência da pesquisa, no trabalho em questão:

“Considerou-se como rendimento mensal do trabalho:

- a) Para os empregados e trabalhadores domésticos — A remuneração bruta mensal a que normalmente teriam direito trabalhando o mês completo ou, quando o rendimento era variável, a remuneração média mensal, referente ao mês de setembro de 2003.*

Entende-se por remuneração bruta o pagamento sem excluir o salário família e os descontos correspondentes aos pagamentos de instituto de previdência, imposto de renda, faltas, etc., e não incluindo o décimo terceiro salário (décimo quarto, décimo quinto, etc.) e a participação nos lucros paga pelo empreendimento aos empregados.” (PNAD 2003).

Abonos, PLR, comissões etc. constituem, não obstante, componentes importantes da renda de empregados de determinadas atividades do setor terciário. No ramo imobiliário, no comércio e no mercado financeiro, por exemplo, as comissões vinculadas ao volume de negócios efetuado podem facilmente superar o piso salarial. Sua não captação, portanto, resulta na subestimação da renda dessas categorias de trabalhadores.

No setor público, por seu turno, é comum a ocorrência de gratificações vinculadas ao desempenho e ao tempo de serviço. Tal parcela do rendimento, no entanto, tende a ser imputada no valor do rendimento do trabalho, quando o trabalhador responde à pesquisa

domiciliar, uma vez que ela é incorporada ao vencimento básico pelo próprio empregador — o Estado, no caso.

Portanto, os dados sobre rendimento extraídos da PNAD e utilizados em estudos empíricos sobre determinação de renda podem não captar com precisão o diferencial total de salários entre trabalhadores. No caso de funcionários públicos e empregados do setor privado com carteira assinada, é possível que este diferencial seja superestimado. Entretanto, isto não invalida a análise aqui realizada, pois esta não tem como objetivo determinar um valor absoluto para o hiato de rendimento entre funcionários públicos e empregados do setor privado com carteira assinada, mas analisar a evolução deste hiato entre 1992 e 2003 — período durante o qual os critérios de captação dos rendimentos do trabalho pela PNAD não se modificaram.

3.1.2 Efeito da inflação elevada sobre as medidas de desigualdade

Nos anos de 1992 e 1993, a taxa anual de inflação no Brasil situou-se em patamares muito elevados (tabela 3.1). Do ponto de vista de uma pesquisa domiciliar para captação do rendimento, esta situação é desfavorável. De acordo com Hoffmann (1998b), a inflação elevada não apenas contribui para o aumento efetivo da desigualdade da distribuição de renda entre as pessoas, medida nos dados da PNAD, como também faz com que as pessoas errem mais ao declarar seu rendimento, o que introduz nos dados um “ruído” adicional.

Ademais, Hoffmann (2002) observa que a desigualdade dos rendimentos declarados não capta as perdas que a inflação causa no valor real dos salários dos pobres após seu pagamento, enquanto os relativamente ricos têm mais facilidade de colocar seus rendimentos em fundos bancários, protegendo-os da erosão inflacionária.

Tabela 3.1 — Taxa anual de inflação, medida pelo INPC.

Ano	(%)
1990	1585,16
1991	475,10
1992	1149,09
1993	2489,12
1994	929,32
1995	21,97
1996	9,11
1997	4,34
1998	2,49
1999	8,43
2000	5,28
2001	9,43
2002	14,74
2003	10,37

Fonte: IBGE.

3.2 Amostra

O presente trabalho considerou o universo de indivíduos ocupados com mais de 10 anos de idade. O conceito de ocupação utilizado, definido pelo IBGE, classifica como ocupadas as pessoas que tinham trabalho durante toda ou parte da semana de referência da pesquisa, incluindo os indivíduos que não exerceram o trabalho remunerado que tinham na semana de referência por motivo de férias, licença, greve etc.

Foram constituídos dois grupos de análise, com o objetivo de estudar o contraste público-privado no mercado formal de trabalho.

O primeiro grupo é formado pelos indivíduos cuja posição na ocupação no trabalho principal, na semana de referência da PNAD, é “funcionário público estatutário”. A este grupo pertencem todos os empregados federais, estaduais, municipais e de autarquias que são regidos pelo Estatuto dos Funcionários Públicos. Este trabalho não compreende, portanto, os funcionários públicos contratados sob as normas da Consolidação das Leis de Trabalho (CLT).

Os militares devem ser considerados um grupo de análise à parte, pois seu perfil revela-se muito distinto daquele verificado para funcionários públicos estatutários¹¹. Como, entretanto, o objetivo deste trabalho é examinar o contraste de rendimento entre empregados públicos e privados equivalentes, e não existem indivíduos ocupando posição correspondente à de militar no setor privado, este segmento não será considerado neste estudo.

A Emenda Constitucional 19 de 1998 abriu brechas para a contratação de empregados não-estatutários e sem carteira assinada no setor público. Não incluiremos, no entanto, estes trabalhadores em nosso grupo de empregados do setor público, pois isto dificultaria a comparação dos dados anteriores a 1998 com aqueles posteriores a este ano. Por conseguinte, tampouco foram considerados os empregados sem carteira assinada na categoria de empregados do setor privado (a seguir).

O outro grupo analisado consiste nos indivíduos que se declararam empregados com carteira em empreendimento do setor privado. Este grupo será doravante denominado “empregado do setor privado cca” — a sigla “cca” significando “com carteira assinada”. Não foram acrescidas a este grupo as categorias de empregadores, trabalhadores por conta-própria e trabalhadores domésticos, pois, além de o objetivo do trabalho ser estudar o diferencial de rendimentos entre empregados, estas são categorias à parte, que não possuem equivalentes no setor público.

Para ambos os grupos, a amostra sofreu uma série de exclusões. A mais importante delas consistiu na eliminação dos indivíduos pertencentes a ramos de atividade — no trabalho principal na semana de referência — ligados à agricultura e à indústria¹². Embora esta delimitação da amostra implique perda de comparabilidade em relação a outros estudos na área, ela foi julgada necessária porque foi encontrado um número muito pequeno de

¹¹ Em 2003, por exemplo, eles apresentavam idade média de 28,14 anos, apenas 1,56% eram mulheres e mais da metade (52,26%) residia em região metropolitana. Dentre os funcionários públicos estatutários, a idade média era muito maior (40,90 anos), 58,39% eram mulheres e uma porcentagem bem menor (31,84%) residia em regiões metropolitanas.

¹² Os ramos de atividades abarcados foram: “comércio de mercadorias”, “prestação de serviços”, “serviços auxiliares da atividade econômica”, “transporte e comunicação”, “social” e “administração pública” para as PNADs de 1992 a 2001. A partir de 2002, quando o IBGE mudou a forma de classificar as pessoas conforme ramos de atividades, as categorias compreendidas neste trabalho foram: “comércio e reparação”, “alojamento e alimentação”, “transporte, armazenagem e comunicação”, “administração pública”, “educação, saúde e serviços sociais”, “serviços domésticos” e “outros serviços coletivos, sociais e pessoais”.

funcionários públicos estatutários ligados a ramos de atividade primários ou secundários, para todos os anos¹³.

Ao ajustar as equações de rendimento, estabeleceu-se como variável dependente o logaritmo do rendimento de todos os trabalhos¹⁴, que só é definido para rendimentos positivos. Por este motivo, foram considerados apenas os indivíduos com valor positivo para aquele rendimento.

Ademais, como é necessário dispor de informações válidas para todas as variáveis utilizadas como variáveis explanatórias na equação de rendimentos, foram excluídos da amostra os indivíduos de cor e idade ignorada, os de escolaridade não determinada ou sem declaração, os que não declararam o número de horas trabalhadas por semana em todos os trabalhos e ainda aqueles que, em relação ao ramo de atividade, declararam pertencer a outras atividades além daquelas constantes no formulário de entrevista, não souberam responder a este quesito ou cuja resposta foi mal definida.

Finalmente, optou-se por excluir as pessoas que declararam número de horas trabalhadas habitualmente em todos os trabalhos superior a 108 horas por semana. O objetivo de tal procedimento é eliminar eventuais erros na captação dos dados pela PNAD, uma vez que julgamos improvável que um indivíduo possa trabalhar mais que 108 horas por semana. Ainda que um tanto arbitrária, tal exclusão não deve afetar a validade dos resultados, pois a amostra utilizada é muito grande.

Após todas as exclusões, foram obtidas as amostras apresentadas na tabela 3.2. Para o cálculo das estatísticas das variáveis e para a estimação das equações de rendimento dos dois grupos, cada elemento da amostra foi ponderado pelo fator de expansão fornecido pelo IBGE.

¹³ Em 2003, por exemplo, apenas 0,02% dos funcionários públicos estatutários estavam ocupados na agricultura e 2,12% estavam ocupados em “outras atividades industriais”, “indústria de transformação” ou “construção”.

¹⁴ A decisão de incorporar o rendimento de atividades secundárias ao salário recebido pelo trabalho principal deriva da constatada importância destas fontes adicionais de renda para os trabalhadores do setor terciário, notadamente para os funcionários públicos. Em 2003, por exemplo, 3,67% dos empregados do setor privado cca possuíam mais de um trabalho na semana de referência da PNAD; entre os funcionários públicos, esta proporção era de 12,49%.

Tabela 3.2 — Amostras extraídas das PNADs para estudo dos rendimentos de funcionário público estatutário e empregado do setor privado cca ocupados em serviços.

Ano da PNAD	Funcionário público estatutário		Empregado do setor privado cca	
	Amostra	% da população representada pela amostra	Amostra	% da população representada pela amostra
1992	7.992	0,232	17.290	0,226
1993	8.365	0,234	17.462	0,227
1995	9.538	0,236	19.524	0,228
1996	9.120	0,231	19.876	0,223
1997	9.240	0,237	21.045	0,228
1998	9.307	0,235	21.638	0,226
1999	9.626	0,225	21.648	0,223
2001	10.197	0,235	24.797	0,222
2002	10.638	0,234	20.865	0,221
2003	10.953	0,232	21.613	0,215

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados da PNAD.

3.3 Deflator

Os valores de rendimento apresentados neste trabalho são expressos em reais de 1º de outubro de 2003. O deflator utilizado para atualizar os valores anteriores a esta data foi obtido por meio do procedimento proposto por Corseuil e Foguel (2002), com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) Restrito, do IBGE.

O INPC Restrito é um índice de variação de preços calculado mensalmente desde janeiro de 1979. A pesquisa abrange o Distrito Federal e as regiões metropolitanas de Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Belém, Fortaleza, Salvador, Curitiba e Goiânia (esta a partir de 1991). O valor do índice corresponde à média dos índices regionais (IPCs) gerados para cada uma destas áreas, ponderados pela “população residente urbana” em cada uma das regiões consideradas (obtida do Censo Demográfico). A coleta das informações estende-se do dia 1º ao dia 30 do mês de referência e compreende os produtos consumidos pelas famílias com rendimentos mensais entre 1 e 8 salários mínimos, cujo chefe é assalariado em sua ocupação principal e residente nas áreas urbanas

das regiões investigadas. Os pesos atribuídos a cada produto são extraídos da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE.

Os ajustes propostos por Corseuil e Foguel (2002) ao INPC consistem na modificação da data de referência do índice e na alteração do valor referente a julho de 1994.

A data de referência do INPC foi antecipada do dia 15 para o primeiro dia de cada mês, sob a justificativa de ser nesta data que os salários — principal fonte de renda declarada em pesquisas domiciliares — são pagos e os dividendos são distribuídos¹⁵.

O outro ajuste sugerido por Corseuil e Foguel (2002) consiste na alteração do valor do INPC referente a julho de 1994. Os autores incorporaram um percentual adicional de 22,25% à inflação reportada pelo INPC neste mês, por entenderem que a variação de preços em URV (aferida pelo INPC) foi menor que a observada em cruzeiro real.

Finalmente, cabe destacar que, para deflacionar os rendimentos declarados nas PNADs, adotou-se o número índice (da série modificada) referente a 1º de outubro de cada ano.

A tabela 3.3 mostra o valor do deflator utilizado para as PNADs de 1992 a 2003. Os valores referentes ao período 1992-2001 foram extraídos de Corseuil e Foguel (2002); os referentes a 2002 e 2003 foram aqui calculados. Considerou-se 01/10/2003 como base do número índice.

¹⁵ Neri (1996) sugere que, no caso do rendimento de trabalhadores por conta própria, utilize-se um deflator centrado no dia 15 de cada mês, uma vez que os rendimentos deste grupo tendem a distribuir-se uniformemente ao longo do mês. Como, no entanto, o foco de análise do presente trabalho é o rendimento de grupos que recebem suas remunerações no começo do mês — empregados dos setores público ou privado com carteira assinada — adotou-se o procedimento sugerido por Corseuil e Foguel (2002). Assim, para obter o valor do INPC referente ao dia 1º do mês t , calculou-se a média geométrica dos valores correspondentes aos meses t e $(t - 1)$ da série original.

Tabela 3.3 — Valores do deflator utilizado no presente trabalho.

Data de referência	Número-índice
1/10/1992	0.079529
1/10/1993	1.6448
1/10/1995	52.709
1/10/1996	59.248
1/10/1997	61.817
1/10/1998	63.716
1/10/1999	67.816
1/10/2001	77.870
1/10/2002	85.595
1/10/2003	100.00

Fonte: elaboração própria.

3.4 Modelo da equação de rendimentos

As equações de rendimento foram ajustadas separadamente para cada grupo segundo o método dos mínimos quadrados. Estabeleceu-se como variável dependente (Y_j) o logaritmo neperiano do rendimento mensal de todos os trabalhos. A escolha do logaritmo do rendimento no lugar do próprio rendimento, como variável dependente, deve-se ao fato de a distribuição do rendimento ser extremamente assimétrica, ao passo que o logaritmo do rendimento apresenta uma distribuição próxima da normal¹⁶.

A escolha, como objeto de análise, do rendimento mensal de todos os trabalhos dos indivíduos ocupados que compõem a população economicamente ativa do Brasil, em detrimento do rendimento domiciliar ou familiar *per capita*, resulta do interesse em se estudar as transformações no mercado de trabalho brasileiro e seus impactos sobre os rendimentos dos trabalhadores ao longo da última década. Tem-se em mente que, se o objetivo deste trabalho fosse estudar o nível de bem-estar das pessoas, seria mais apropriado considerar o rendimento domiciliar ou familiar *per capita* — no lugar do

¹⁶ O valor do coeficiente de assimetria, $\alpha_3 = \frac{1}{n\sigma^3} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^3$, da distribuição dos rendimentos de todos os trabalhos dos indivíduos ocupados com mais de 10 anos de idade, em 2003, é 10.1, revelando que essa distribuição é extremamente assimétrica à direita. Já o coeficiente de assimetria da distribuição do logaritmo do rendimento de todos os trabalhos da mesma população, em 2003, é 0.1, o que mostra que esta distribuição é próxima de uma distribuição simétrica.

rendimento das pessoas que compõem a PEA — uma vez que é expressivo o número de pessoas economicamente ativas que seriam consideradas pobres do ponto de vista de seu rendimento pessoal, mas que são relativamente ricas de acordo com o rendimento domiciliar ou familiar *per capita* (pois fazem parte de uma família rica, por exemplo). Hoffmann (2000b) comprova esta hipótese elaborando, com base nos dados da PNAD de 1997, uma tabela de dupla entrada para a distribuição conjunta das pessoas economicamente ativas residentes em domicílios particulares e pertencentes a famílias com declaração de rendimento familiar, conforme estratos de rendimento pessoal de todas as fontes e estratos de rendimento familiar *per capita*. Esta tabela foi refeita com base nos dados da PNAD de 2003 (tabela 3.4, a seguir).

Tabela 3.4 — Distribuição das pessoas economicamente ativas residentes em domicílios particulares e pertencentes a famílias com declaração de rendimento familiar, conforme estratos de rendimento pessoal de todas as fontes e estratos de rendimento familiar *per capita*, em 2003.

Estrato de rendimento da pessoa (em salários mínimos)	Estatística	Estrato de rendimento familiar <i>per capita</i> (em salários mínimos)								
		Zero	Mais de zero a 0,5	Mais de 0,5 a 1	Mais de 1 a 1,5	Mais de 1,5 a 2,5	Mais de 2,5 a 5	Mais de 5 a 10	Mais de 10	Total
Zero	milhares de pessoas	1208372	5742566	3198695	1339902	1088056	572278	163650	48570	13362089
	% na linha	9,04	42,98	23,94	10,03	8,14	4,28	1,22	0,36	100,00
Mais de zero a 1	milhares de pessoas	0	11240666	7043952	2116497	1047287	385702	103207	13303	21950614
	% na linha	0	51,21	32,09	9,64	4,77	1,76	0,47	0,06	100,00
Mais de 1 a 2	milhares de pessoas	0	4343748	7703558	4865987	3322364	943250	165788	25201	21369896
	% na linha	0	20,33	36,05	22,77	15,55	4,41	0,78	0,12	100,00
Mais de 2 a 3	milhares de pessoas	0	382928	2942180	2780468	2995230	1346514	224716	37018	10709054
	% na linha	0	3,58	27,47	25,96	27,97	12,57	2,10	0,35	100,00
Mais de 3 a 5	milhares de pessoas	0	16397	835546	1769811	2868061	2404746	440546	89600	8424707
	% na linha	0	0,19	9,92	21,01	34,04	28,54	5,23	1,06	100,00
Mais de 5 a 10	milhares de pessoas	0	0	14989	261070	1373079	2435919	1158298	173449	5416804
	% na linha	0	0	0,28	4,82	25,35	44,97	21,38	3,20	100,00
Mais de 10 a 20	milhares de pessoas	0	0	0	1160	64552	852735	1064654	516575	2499676
	% na linha	0	0	0	0,05	2,58	34,11	42,59	20,67	100,00
Mais de 20	milhares de pessoas	0	0	0	0	483	27079	379893	747354	1154809
	% na linha	0	0	0	0	0,04	2,34	32,90	64,72	100,00
Total	milhares de pessoas	1208372	21726305	21738920	13134895	12759112	8968223	3700752	1651070	84887649
	% na linha	1,42	25,59	25,61	15,47	15,03	10,56	4,36	1,95	100,00

Fonte: elaboração própria.

Verifica-se que aproximadamente 1/6 das pessoas pertence a famílias com renda *per capita* acima de 2,5 salários mínimos. Nesse grupo relativamente rico estão incluídas frações não desprezíveis das pessoas que, pela sua renda pessoal, seriam consideradas pobres: 5,86% das pessoas economicamente ativas com rendimento nulo, 2,29% das pessoas com rendimento de mais de zero a 1 salário mínimo e 5,31% das pessoas com rendimento de mais de 1 a 2 salários mínimos.

Para a construção da equação de rendimentos, procurou-se o conjunto de variáveis independentes que melhor explicasse o valor do logaritmo do rendimento de todos os trabalhos, de 1992 a 2003, para funcionários públicos estatutários e empregados do setor privado com carteira assinada. As variáveis incluídas devem captar o efeito do treinamento e da experiência das pessoas (idade e escolaridade), as discriminações e segmentações do mercado de trabalho (cor, sexo) e as diferenças regionais.

O modelo geral de regressão utilizado foi

$$Y_j = \alpha + \sum_i \beta_i X_{ij} + u_j \quad (1)$$

onde α e β_i são parâmetros e u_j são erros aleatórios heterocedásticos¹⁷ com as propriedades usuais. O índice i distingue as diferentes variáveis explanatórias e o índice j indica a observação (pessoa da amostra). Por se tratar de um modelo com heterocedasticia, devemos ajustar as equações de rendimentos utilizando o método dos mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou fator de expansão associado a cada pessoa da amostra, fornecido pelo IBGE, como fator de ponderação¹⁸. O uso do método de mínimos quadrados ordinários quando existe heterocedasticia é inapropriado, pois resulta em estimadores menos eficientes.

As variáveis explanatórias usadas, listadas a seguir, são, em grande parte, variáveis binárias que assumem o valor 1 se o indivíduo pertence a determinado grupo, ou 0, caso não pertença.

¹⁷ Ou seja, a variância dos erros não é constante.

¹⁸ Para as PNADs de 1992 a 1996 utilizamos os fatores de expansão divulgados na PNAD de 1997, os quais foram corrigidos com base na contagem populacional de 1996. No caso da PNAD de 1999, os cálculos foram feitos considerando os pesos corrigidos com base nos dados do Censo 2000, divulgados junto com a PNAD de 2001. Finalmente, para as PNADs de 2001 a 2003 utilizamos os fatores de expansão calculados com base na nova metodologia de projeção da população adotada pelo IBGE (denominada Revisão 2004), que foram divulgados em CD-ROM em outubro de 2004, em substituição ao CD-ROM da PNAD-2003 divulgado em setembro de 2004.

- a) uma variável binária para sexo (X_{1j}), que assume valor 1 para mulheres;
- b) a idade declarada pela pessoa, medida em dezenas de anos para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos (X_{2j});
- c) o quadrado da idade da pessoa medida em dezenas de anos (X_{3j}), pois a influência da idade sobre o logaritmo do rendimento (Y_j) não é linear, sendo que, a partir de certa idade, tende a ocorrer queda da produtividade do trabalho;
Se os parâmetros para a idade e idade ao quadrado forem indicados por β_1 e β_2 , respectivamente, deve-se ter $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e, então, o valor esperado de Y_j (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa, medida em dezenas de anos, for igual a $-\beta_1/(2\beta_2)$.
- d) quatro variáveis binárias (X_{4j} , X_{5j} , X_{6j} e X_{7j}) para distinguir indivíduos brancos (tomados como base), indígenas, pretos, amarelos e pardos;
- e) o logaritmo neperiano da soma do número de horas semanais de trabalho na atividade principal, na secundária e em outras atividades (X_{8j}); o coeficiente dessa variável (β_8) é a elasticidade do rendimento em relação ao tempo semanal de trabalho;
- f) cinco variáveis binárias (X_{9j} , X_{10j} , X_{11j} , X_{12j} e X_{13j}) para distinguir seis grandes regiões: Nordeste (tomado como base), Norte, Sudeste (excluindo o estado de São Paulo), o Estado de São Paulo, Sul e Centro-Oeste;
- g) uma variável binária (X_{14j}) para diferenciar a condição do indivíduo na unidade domiciliar, que assume valor 1 para a pessoa de referência no domicílio e valor 0 para cônjuge, filhos e outros;
- h) duas variáveis binárias (X_{15j} e X_{16j}) para caracterizar a localização do domicílio: domicílio situado em região metropolitana (categoria tomada como base), domicílio situado em área urbana não-metropolitana e domicílio situado em área rural não-metropolitana;
- i) escolaridade (X_{17j}), variando de 0 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo) a 14 (no caso de pessoa com 14 anos de estudo) e assumindo valor 17 para pessoas com 15 ou mais anos de estudo;

j) uma variável (X_{18j}) destinada a captar o aumento da taxa de retorno da escolaridade a partir dos 9 anos de estudo, tal que

$$X_{18j} = Z_j (X_{17j} - 9) \quad (2)$$

onde Z_j é uma variável binária que assume valor 0 para $X_{17j} \leq 9$ e assume valor 1 para $X_{17j} > 9$.

O modelo da regressão passou a ser

$$Y_j = \alpha + \sum_{i=1}^{16} \beta_i X_{ij} + \beta_{17} X_{17j} + \beta_{18} Z_j (X_{17j} - 9) + u_j \quad (3)$$

Uma vez que se admite que $E(u_j) = 0$, o valor esperado de Y_j é

$$E(Y_j) = \alpha + \sum_{i=1}^{16} \beta_i X_{ij} + \beta_{17} X_{17j} + \beta_{18} Z_j (X_{17j} - 9) \quad (4)$$

Quando $X_{17j} \leq 9$, temos $Z = 0$ e a expressão se reduz a

$$E(Y_j) = \alpha + \sum_{i=1}^{16} \beta_i X_{ij} + \beta_{17} X_{17j} \quad (5)$$

Quando $X_{17j} > 9$, temos $Z = 1$ e a expressão (4) fica

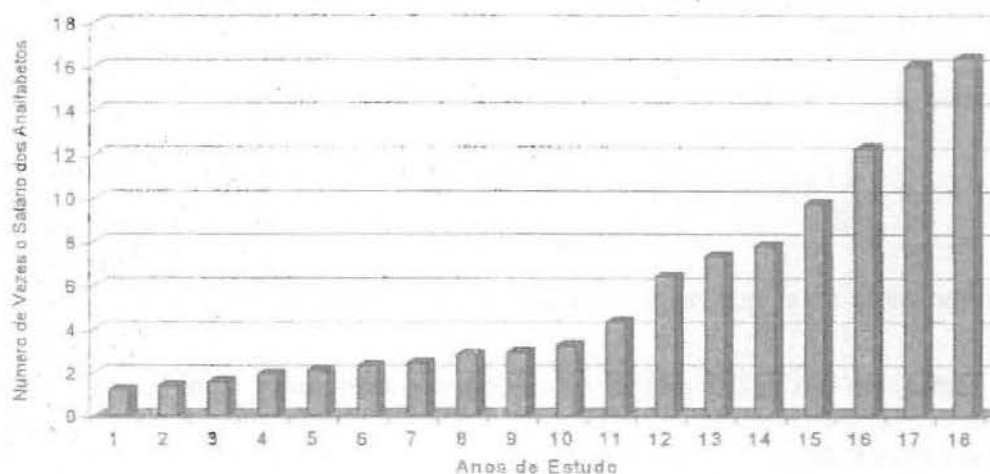
$$E(Y_j) = \alpha + \sum_{i=1}^{16} \beta_i X_{ij} - 9\beta_{18} + (\beta_{17} + \beta_{18}) X_{17j} \quad (6)$$

É importante notar que tanto (5) como (6) são iguais a $\alpha + \sum_{i=1}^{16} \beta_i X_{ij} + 9\beta_{17}$ quando $X_{17j} = 9$. Então, em um sistema de eixos cartesianos ortogonais, com $E(Y_j)$ no eixo das ordenadas e a escolaridade X_{17j} no eixo das abscissas, a expressão (4) representa uma linha poligonal com vértice no ponto de abscissa $X_{17j} = 9$, sendo β_{17} a inclinação do segmento que está antes desse vértice e $\beta_{17} + \beta_{18}$ a inclinação do segmento que se inicia no vértice. Isso significa que, antes do limiar de 9 anos de estudo, a taxa de retorno para cada ano adicional de escolaridade é $100[\exp(\beta_{17}) - 1]\%$. A partir dos 9 anos de estudo, cada ano adicional de escolaridade está associado a um aumento de $100[\exp(\beta_{17} + \beta_{18}) - 1]\%$ no rendimento das pessoas.

O uso de uma função em forma de poligonal para captar o aumento da taxa de retorno à educação a partir de certo nível de escolaridade aparece nos trabalhos de Ney e Hoffmann (2003), Zucchi e Hoffmann (2004) e é mais amplamente discutido em Hoffmann e Ney (2004)¹⁹. Ao estimar e testar a significância estatística do fenômeno no Brasil, esses trabalhos usaram dados da PNAD. Hoffmann e Simão (2005), por seu turno, estimaram e testaram este efeito em equações de rendimento estimadas com base nos dados do Censo Demográfico de 2000.

O aumento da intensidade do efeito da escolaridade sobre o logaritmo do rendimento a partir de 9 anos de estudo pode ser observado em gráficos mostrando a variação do rendimento médio conforme o nível de escolaridade, como a Figura 19 em Menezes-Filho (2001).

Gráfico 3.1 — Diferenciais salariais associados à educação, no Brasil, em 1997.



Fonte: Menezes-Filho (2001).

¹⁹ Hoffmann e Ney (2004) estimaram dois modelos, cuja única diferença estava na forma pela qual era captada a influência da educação no rendimento agrícola. No primeiro modelo, pressupuseram que a relação entre o logaritmo do rendimento e a escolaridade tinha a forma de uma poligonal com vértice no ponto de abscissa $Esc = 9$. No segundo modelo, a escolaridade das pessoas foi representada por 15 variáveis binárias, considerando como base as pessoas sem instrução ou com menos de 1 ano de estudo. Os resultados mostraram que as diferenças entre os dois modelos eram inexpressivas, isto é, pouco afetavam as estimativas dos coeficientes de todos os demais determinantes da renda. Também foram ajustadas equações onde o vértice da poligonal tinha abscissa $Esc = 10$, obtendo-se resultados muito semelhantes.

3.5 A decomposição de Blinder-Oaxaca

Para estudarmos a diferença de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca foi adotada a metodologia de Blinder-Oaxaca, extraída de Berndt (1991).

A abordagem supõe, primeiramente, que sejam estimadas separadamente, segundo o método dos mínimos quadrados, as equações de rendimento para cada grupo:

$$\hat{Y}_{jA} = \hat{\alpha}_A + \sum_i \hat{\beta}_{iA} X_{ijA} \quad \text{para o grupo hipotético A e} \quad (7)$$

$$\hat{Y}_{jB} = \hat{\alpha}_B + \sum_i \hat{\beta}_{iB} X_{ijB} \quad \text{para o grupo hipotético B.} \quad (8)$$

As equações são então consideradas nos pontos médios das variáveis²⁰

$$\bar{Y}_A = \hat{\alpha}_A + \sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iA} \quad \text{e} \quad (9)$$

$$\bar{Y}_B = \hat{\alpha}_B + \sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iB} \quad (10)$$

Em seguida, subtrai-se uma equação da outra, a fim de calcular a diferença das médias do logaritmo do rendimento entre os dois grupos

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iA} - \sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iB} \quad (11)$$

Somando-se e subtraindo-se o termo $\sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iB}$ do segundo membro dessa equação, obtém-se

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iA} - \sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iB} - \sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iB} + \sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iB} \quad (12)$$

A expressão pode ser reescrita na forma

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \hat{\beta}_{iA} (\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB}) + \sum_i \bar{X}_{iB} (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB}) \quad (13)$$

Portanto, a diferença entre a remuneração dos indivíduos do grupo A e do B pode ser decomposta mediante a seguinte expressão

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = D + E \quad \text{onde} \quad (14)$$

²⁰ Uma propriedade fundamental do método dos mínimos quadrados é que a reta de regressão ajustada passa pelo ponto médio das variáveis quando o modelo tem um termo constante.

$$D = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \bar{X}_{iB} (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB}) \quad e \quad (15)$$

$$E = \sum_i \hat{\beta}_{iA} (\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB}) \quad (16)$$

O termo E — que denominaremos efeito de médias — representa a parcela da diferença de rendimentos que é explicada pelas diferenças nas médias das características produtivas da mão-de-obra.

O termo D — que chamaremos efeito de parâmetros — quantifica o diferencial de rendimento que decorre da diferença nos efeitos que as características produtivas têm sobre a remuneração; esse termo inclui a diferença de nível $(\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B)$ e $\sum_i \bar{X}_{iB} (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB})$, que é a parte da diferença de salários que se deve à valorização desigual de um mesmo atributo para os indivíduos do grupo A e do grupo B. Trata-se, no caso de diferenciais de rendimento por gênero e por cor, do efeito da discriminação dentro do mercado de trabalho, que faz com que um indivíduo portador dos mesmos atributos pessoais e desempenhando a mesma atividade que outro ganhe menos estritamente pelo fato de ser negro (preto ou pardo) ou mulher²¹.

Nesta decomposição, as diferenças das médias das características dos trabalhadores são multiplicadas pelos coeficientes estimados do grupo A, ou seja, elas são ponderadas pelo valor que se dá a essas características para o grupo A. Já as diferenças nas estimativas dos coeficientes são ponderadas pelas médias das características dos indivíduos do grupo B.

Uma alternativa igualmente plausível consiste em somar e subtrair o termo $\sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iA}$ do segundo membro da equação (11), obtendo-se

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \hat{\beta}_{iA} \bar{X}_{iA} - \sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iA} - \sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iB} + \sum_i \hat{\beta}_{iB} \bar{X}_{iA} \quad (17)$$

A expressão pode ser reescrita na forma

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \bar{X}_{iA} (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB}) + \sum_i \hat{\beta}_{iB} (\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB}) \quad (18)$$

ou ainda

²¹ Berndt assinala que, independentemente do procedimento empregado, uma medida acurada da discriminação só poderá ser obtida se a equação de rendimentos incluir todas as variáveis relevantes para a mensuração dos atributos produtivos dos trabalhadores.

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = D' + E' \quad \text{onde} \quad (19)$$

$$D' = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_i \bar{X}_{iA} (\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB}) \quad \text{e} \quad (20)$$

$$E' = \sum_i \hat{\beta}_{iB} (\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB}) \quad (21)$$

Neste caso, as diferenças das médias de características são ponderadas pelos coeficientes estimados dos trabalhadores do grupo B e as diferenças dos coeficientes são ponderadas pelas características médias dos trabalhadores do grupo A.

A escolha entre a equação (13) e a (18) envolve a decisão sobre quais pesos empregar. No presente trabalho optamos por utilizar ambas as equações.

No caso da escolaridade, por exemplo, o efeito de médias é dado por $\hat{\beta}_{17A}(\bar{X}_{17A} - \bar{X}_{17B}) + \hat{\beta}_{18A}(\bar{X}_{18A} - \bar{X}_{18B})$, se estivermos utilizando a equação (13), e por $\hat{\beta}_{17B}(\bar{X}_{17A} - \bar{X}_{17B}) + \hat{\beta}_{18B}(\bar{X}_{18A} - \bar{X}_{18B})$, se estivermos utilizando a equação (18). O efeito de parâmetros é dado por $\bar{X}_{17B}(\hat{\beta}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}) + \bar{X}_{18B}(\hat{\beta}_{18A} - \hat{\beta}_{18B})$, no caso da equação (13), e por $\bar{X}_{17A}(\hat{\beta}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}) + \bar{X}_{18A}(\hat{\beta}_{18A} - \hat{\beta}_{18B})$, no caso da equação (18).

A contribuição percentual do fator escolaridade para o efeito de médias da diferença de logaritmos de rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca é dada por

$$\frac{\hat{\beta}_{17A}(\bar{X}_{17A} - \bar{X}_{17B}) + \hat{\beta}_{18A}(\bar{X}_{18A} - \bar{X}_{18B})}{\sum_{i=1}^{18} \hat{\beta}_{iA}(\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB})} 100 \quad (22)$$

no caso da equação (13), e

$$\frac{\hat{\beta}_{17B}(\bar{X}_{17A} - \bar{X}_{17B}) + \hat{\beta}_{18B}(\bar{X}_{18A} - \bar{X}_{18B})}{\sum_{i=1}^{18} \hat{\beta}_{iB}(\bar{X}_{iA} - \bar{X}_{iB})} 100 \quad (23)$$

no caso da equação (18).

Já a contribuição percentual do fator escolaridade no efeito de parâmetros é calculada mediante a expressão

$$\frac{\bar{X}_{17B}(\hat{\beta}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}) + \bar{X}_{18B}(\hat{\beta}_{18A} - \hat{\beta}_{18B})}{(\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_{i=1}^{18} \bar{X}_{iB}(\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB})} 100 \quad (24)$$

no caso da equação (13), e

$$\frac{\bar{X}_{17A}(\hat{\beta}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}) + \bar{X}_{18A}(\hat{\beta}_{18A} - \hat{\beta}_{18B})}{(\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_B) + \sum_{i=1}^{18} \bar{X}_{iA}(\hat{\beta}_{iA} - \hat{\beta}_{iB})} 100 \quad (25)$$

no caso da equação (18).

Por fim, a participação da escolaridade na diferença total de logaritmos de rendimentos entre os dois grupos é dada pela soma do efeito de médias ao efeito de parâmetros, dividida pela diferença total entre os logaritmos dos rendimentos de cada grupo

$$\left[\frac{\hat{\beta}_{17A}(\bar{X}_{17A} - \bar{X}_{17B}) + \hat{\beta}_{18A}(\bar{X}_{18A} - \bar{X}_{18B}) + \bar{X}_{17A}(\hat{\beta}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}) + \bar{X}_{18A}(\hat{\beta}_{18A} - \hat{\beta}_{18B})}{\bar{Y}_A - \bar{Y}_B} \right] 100$$

no caso da equação (13), ou

$$\left[\frac{\hat{\beta}_{17B}(\bar{X}_{17A} - \bar{X}_{17B}) + \hat{\beta}_{18B}(\bar{X}_{18A} - \bar{X}_{18B}) + \bar{X}_{17A}(\hat{\beta}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}) + \bar{X}_{18A}(\hat{\beta}_{18A} - \hat{\beta}_{18B})}{\bar{Y}_A - \bar{Y}_B} \right] 100$$

no caso da equação (18). Simplificando, verifica-se que ambas são iguais a

$$\left(\frac{\hat{\beta}_{17A}\bar{X}_{17A} - \hat{\beta}_{17B}\bar{X}_{17B} + \hat{\beta}_{18A}\bar{X}_{18A} - \hat{\beta}_{18B}\bar{X}_{18B}}{\bar{Y}_A - \bar{Y}_B} \right) 100 \quad (26)$$

Cabe destacar que a metodologia de Blinder-Oaxaca foi originalmente desenvolvida como uma ferramenta para o estudo de diferenciais de rendimentos entre grupos que se distinguem devido a certas características pessoais — a cor ou o gênero. Como estes atributos não têm qualquer influência sobre a eficiência do indivíduo na execução de suas atividades profissionais, não afetam a produtividade do trabalho. Logo, não deveriam influir no rendimento pessoal; quando isto acontece, existe uma situação de discriminação no mercado de trabalho.

No presente trabalho, no entanto, o contexto de aplicação desta metodologia é outro. Os grupos cujos rendimentos desejamos comparar diferem devido a fatores institucionais — pertencem a mercados de trabalhos regidos por regras distintas. Logo, a diferença salarial entre ambos não pode ser interpretada como discriminação. A decomposição de Blinder-Oaxaca, no entanto, pode ser aplicada a este caso para a compreensão da importância do componente institucional na geração do hiato de rendimento entre os grupos. Em outras palavras, ela pode ajudar a entender que parcela da diferença de rendimento entre empregados públicos e privados é atribuível aos diferentes perfis

produtivos de cada grupo e em que medida esses diferenciais resultam dos distintos critérios de remuneração praticados em cada segmento.

3.6 O teste de Chow

No presente trabalho, estamos analisando a relação entre a variável Y_j e as variáveis X_{ij} para duas categorias distintas: funcionários públicos e empregados do setor privado cca. Admitimos que tanto o nível como a inclinação da relação entre Y_j e X_{ij} são diferentes nas duas situações, por isso ajustamos regressões separadamente para cada caso.

Para as n observações disponíveis para funcionários públicos ajustamos

$$Y_j = \alpha_A + \sum_{i=1}^h \beta_{iA} X_{ij} + u_j \quad \text{com } j = 1, \dots, n \quad (27)$$

Essa equação de regressão tem $p = (1+h)$ parâmetros e a correspondente soma de quadrados residual (S_1) tem $(n-p)$ graus de liberdade.

Para as m observações disponíveis para empregados do setor privado cca, ajustamos

$$Y_j = \alpha_B + \sum_{i=1}^h \beta_{iB} X_{ij} + u_j \quad \text{com } j = 1, \dots, m \quad (28)$$

também com $p = (1+h)$ parâmetros. A correspondente soma de quadrados residual (S_2) tem $(m-p)$ graus de liberdade.

Entretanto, é possível que o conjunto dos coeficientes das duas regressões não difira significativamente. Nesse caso, poderíamos ajustar um único modelo para as $(n+m)$ observações. Realizamos o teste de Chow (Johnston, 1997, p. 126-132) para verificar se poderíamos rejeitar esta hipótese. Seja F_E o valor de F calculado para testar essa hipótese. Então,

$$F_E = \frac{\frac{S_R - (S_1 + S_2)}{p}}{\frac{S_1 + S_2}{n + m - 2p}} \quad (29)$$

onde S_R é a soma de quadrados residual obtida ajustando-se um único modelo para as $(n+m)$ observações e $(n+m-2p)$ é o número de graus de liberdade associado a $S_1 + S_2$.

3.7 A decomposição das medidas de desigualdade de Theil

Após estimarmos as equações de rendimento para funcionários públicos e empregados do setor privado cca, estudamos a diferença de rendimentos entre estes dois grupos com o auxílio da metodologia de Blinder-Oaxaca. Entretanto, também utilizaremos as medidas de desigualdade T e L de Theil para analisar o comportamento deste hiato de rendimentos de 1992 a 2003.

Em princípio, calcularemos estas medidas de desigualdade para funcionários públicos e empregados do setor privado cca somados, para, então, decompô-las na parcela referente à desigualdade entre os dois grupos e na parcela correspondente à desigualdade dentro de ambos os grupos. Os resultados obtidos deverão ser coerentes com aqueles resultantes do emprego do método de Blinder-Oaxaca.

3.7.1 O T de Theil

A fórmula de cálculo do índice T de Theil é

$$T = \frac{1}{N\mu} \sum_{i=1}^N W_i X_i \log \frac{X_i}{\mu} \quad \text{com } 0 \leq T \leq \log N \quad (30)$$

onde N é o número de elementos da população, W_i é o peso ou fator de expansão associado ao i -ésimo elemento da amostra, X_i é a renda do i -ésimo elemento da amostra e μ é a

renda média da população. N equivale a $\sum_{i=1} W_i$ e $\mu = \frac{\sum_{i=1} W_i X_i}{\sum_{i=1} W_i}$.

Se as N observações puderem ser agrupadas segundo um critério qualquer, então a medida T pode ser decomposta em uma medida da desigualdade entre os grupos (que

chamaremos de T_e) e uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos (que chamaremos de T_h):

$$T = T_e + \sum_{h=1}^k Y_h T_h \quad (31)$$

onde k é o número de grupos e Y_h é a fração da renda total que se situa no h -ésimo grupo²².

A medida de desigualdade entre os grupos é calculada por meio da expressão

$$T_e = \sum_{h=1}^k Y_h \log \frac{Y_h}{\pi_h} \quad (32)$$

onde π_h é a fração da população que se situa no h -ésimo grupo.

Para a desigualdade dentro de cada grupo utilizamos uma adaptação da expressão (30), ou seja,

$$T_h = \frac{1}{n_h \mu_h} \sum_{i=1}^{n_h} W_{hi} X_{hi} \log \frac{X_{hi}}{\mu_h} \quad (33)$$

onde n_h e μ_h são, respectivamente, o número de observações e a renda média do h -ésimo grupo, W_{hi} é peso ou fator de expansão associado i -ésimo elemento do h -ésimo grupo e X_{hi} é a renda recebida pelo i -ésimo elemento do h -ésimo grupo.

3.7.2 O L de Theil

O índice L de Theil é calculado mediante a expressão

$$L = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N W_i \log \frac{X_i}{\mu} \quad \text{com } 0 \leq L \leq \infty \quad (34)$$

onde N é o número de elementos da população, W_i é o peso ou fator de expansão associado ao i -ésimo elemento da amostra, X_i é a renda do i -ésimo elemento da amostra e μ é a renda média da população.

²² Ver, por exemplo, Hoffmann (1998a), p. 110-116.

Tal como o T , o L de Theil também pode ser decomposto em uma medida da desigualdade entre os grupos (L_e) e uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos (L_h) (Hoffmann, 1998a, p. 110-116):

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h \quad (35)$$

onde π_h é a fração da população que se situa no h -ésimo grupo.

Para calcularmos a medida de desigualdade entre os grupos e dentro de cada grupo utilizamos, respectivamente, as expressões

$$L_e = \sum_{h=1}^k \pi_h \log \frac{\pi_h}{Y_h} \quad \text{e} \quad (36)$$

$$L_h = -\frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} W_{hi} \log \frac{X_{hi}}{\mu_h} \quad (37)$$

Observa-se que, enquanto para o T de Theil os fatores de ponderação para as desigualdades intra-grupos são as frações da renda total (Y_h), para o L de Theil estes fatores de ponderação são as frações da população. Quando a população é dividida em grupos relativamente pobres e grupos relativamente ricos, a diferença no fator de ponderação faz com que o índice T seja mais sensível a alterações na desigualdade dentro dos grupos de renda elevada e que o índice L seja mais sensível a alterações na desigualdade dentro dos grupos de renda baixa.

4. Resultados e discussão

A evolução do valor real do rendimento médio e do rendimento mediano de todos os trabalhos, para funcionários públicos estatutários, pode ser examinada na tabela 4.1. Destaca-se o forte crescimento do rendimento médio entre 1993 e 1995 (25,06%). Entre 1995 e 1998, o valor oscilou em torno de R\$ 1298,42, para sofrer uma queda de cerca de 5% em 1999, seguida de recuperação parcial em 2001 (4%). Entre 2001 e 2003, o rendimento médio sofreu uma contração de aproximadamente 10%.

O rendimento médio de todos os trabalhos de empregados do setor privado cca situou-se, no período considerado, em torno de R\$ 781,18, o que representa 63,6% do rendimento médio de funcionários públicos estatutários. A evolução, ao longo do período considerado, da média e da mediana do rendimento de todos os trabalhos de empregados do setor privado cca encontra-se também na tabela 4.1. É possível observar que, entre 1992 e 1993, o rendimento médio deste grupo permaneceu praticamente estagnado, ao passo que, para funcionários públicos, cresceu 7,61%. Ademais, o crescimento da renda média entre 1993 e 1995 foi sensivelmente inferior ao observado para funcionários públicos (18,38% contra 25,06%). Finalmente, é preciso destacar a contração de 6,36% do rendimento médio em 1999, em relação a 1998. Ao contrário dos funcionários públicos, os empregados do setor privado cca não verificaram qualquer recuperação de seu rendimento médio em 2001, e voltaram a enfrentar nova queda em 2002 (de 4,46%). Por conseguinte, enquanto a renda média de funcionários públicos, de 1992 a 2003, cresceu 25,7%, a de empregados do setor privado praticamente estagnou. A diferença de rendimento entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca ampliou-se, assim, de forma não desprezível no período considerado, o que se evidencia pelo aumento da relação $\frac{A}{B}$ (rendimento médio de funcionário público sobre rendimento médio de empregado do setor privado cca) de 1,37 para 1,72 entre 1992 e 2003.

Tabela 4.1 — Média e mediana do rendimento de todos os trabalhos, para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, em R\$ de 01/10/2003.

Ano	Funcionário público		Empregado do setor privado cca		A/B
	Média (A)	Mediana	Média (B)	Mediana	
1992	952,81	640,13	694,02	457,24	1,37
1993	1025,33	619,04	678,98	433,33	1,51
1995	1282,27	758,89	803,76	531,22	1,60
1996	1268,12	778,08	849,06	548,54	1,49
1997	1296,12	808,84	853,05	566,19	1,52
1998	1347,18	847,52	870,43	552,45	1,55
1999	1278,95	811,02	815,03	530,85	1,57
2001	1330,14	886,10	793,76	513,68	1,68
2002	1297,63	817,80	758,35	467,31	1,71
2003	1197,71	800,00	695,35	470,00	1,72
Média do período	1227,63	776,74	781,18	507,08	1,57

Fonte: elaboração própria.

De fato, observando as médias dos logaritmos do rendimento de todos os trabalhos para as duas categorias, verifica-se que, em 1992, os empregados do setor privado cca auferiam um rendimento cerca de 20% inferior ao rendimento dos funcionários públicos. Em 2003, esta diferença havia se ampliado para 35%, como mostram a tabela 4.2 e o gráfico 4.1.

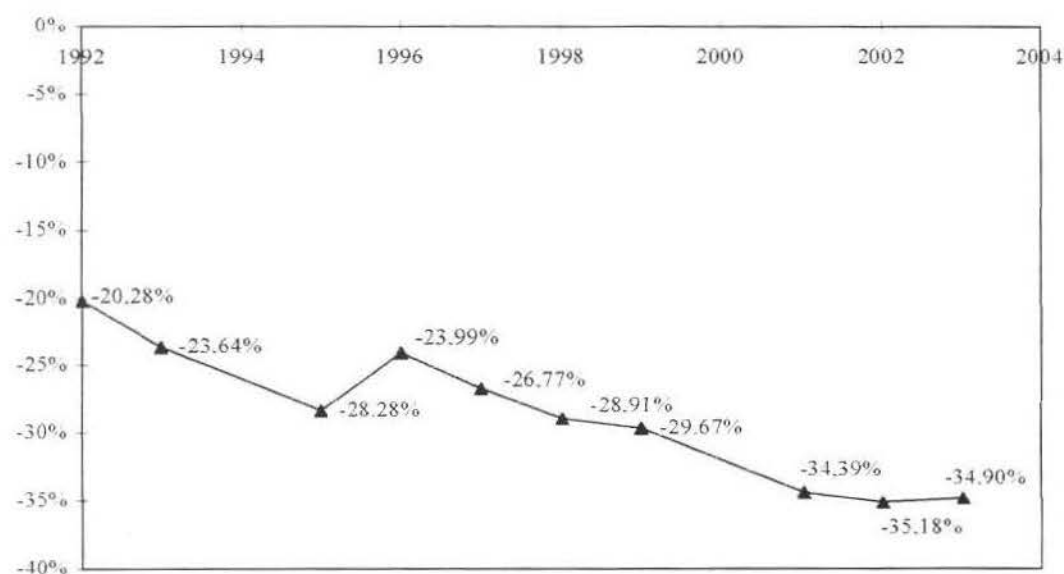
Tabela 4.2 — Diferença entre médias de Y_j de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Média de $Y_j^{(1)}$ para funcionários público	Média de Y_j para empregados do setor privado cca	Efeito total	Quanto os empregados do setor privado cca recebem a menos em comparação aos funcionários públicos
1992	6.447	6.220	-0.2266	-20.28%
1993	6.448	6.179	-0.2697	-23.64%
1995	6.674	6.342	-0.3324	-28.28%
1996	6.667	6.392	-0.2743	-23.99%
1997	6.721	6.410	-0.3116	-26.77%
1998	6.768	6.426	-0.3413	-28.91%
1999	6.727	6.376	-0.3519	-29.67%
2001	6.779	6.358	-0.4214	-34.39%
2002	6.758	6.325	-0.4336	-35.18%
2003	6.689	6.260	-0.4292	-34.90%

(1) Logaritmo neperiano do rendimento mensal de todos os trabalhos.

Fonte: elaboração própria.

Gráfico 4.1 — Diferença entre médias geométricas de rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.



Fonte: elaboração própria.

Na tabela a seguir são apresentadas as medidas de desigualdade de Gini e de Theil, calculadas separadamente para cada categoria, de 1992 a 2003.

Tabela 4.3 — Principais medidas de desigualdade da distribuição do rendimento de todos os trabalhos de funcionários público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Funcionários públicos			Empregados do setor priv. cca		
	$G^{(1)}$	$T^{(2)}$	$L^{(3)}$	$G^{(1)}$	$T^{(2)}$	$L^{(3)}$
1992	0,479	0,425	0,413	0,442	0,407	0,322
1993	0,520	0,541	0,485	0,455	0,430	0,342
1995	0,518	0,504	0,482	0,457	0,433	0,348
1996	0,515	0,492	0,479	0,460	0,428	0,352
1997	0,501	0,462	0,446	0,452	0,417	0,339
1998	0,500	0,462	0,438	0,455	0,431	0,343
1999	0,494	0,448	0,426	0,446	0,410	0,328
2001	0,489	0,443	0,414	0,441	0,415	0,319
2002	0,488	0,436	0,410	0,433	0,396	0,306
2003	0,484	0,434	0,399	0,418	0,370	0,285

(1) Índice de Gini.

(2) Índice T de Theil.

(3) Índice L de Theil.

Fonte: elaboração própria.

Observa-se que as medidas de desigualdade da distribuição do rendimento são sempre maiores para funcionários públicos. Este resultado, no entanto, não deve ser considerado problemático, pois o papel do emprego público não é melhorar a distribuição de renda. Ademais, certa amplitude salarial é necessária para estimular a progressão na carreira pública. Finalmente, é possível que a subdeclaração das rendas mais altas seja maior entre os funcionários do setor privado, o que resultaria na subestimação das medidas de desigualdade de rendimento desta categoria de trabalhadores.

Entre 1992 e 1993, tanto o índice de Gini como as medidas T e L de Theil calculadas para funcionários públicos aumentaram significativamente: 8,46% no caso do índice de Gini, 27,27% para o T de Theil e 17,41% para o L de Theil. Nos demais anos da série, as três medidas diminuíram lentamente — à exceção do T de Theil de 1997 para 1998 —, retornando a um nível próximo ao verificado em 1992.

No biênio 1992-1993, as medidas de desigualdade calculadas para empregados do setor privado cca também sofreram aumento, mas de forma muito menos intensa que a verificada para funcionários públicos: 3,02%, 5,59% e 6,10% para o Gini, o T de Theil e o L de Theil, respectivamente. Em contrapartida, de 1993 a 2003, ao mesmo tempo em que se verificou oscilação dessas medidas, ocorreram quedas expressivas, que levaram à

diminuição dos índices de Gini, T de Theil e L de Theil de, respectivamente, 8,31%, 14,00% e 16,75%. Por conseguinte, os valores dessas três medidas observados em 2003 são os menores de toda a série. De 2002 para 2003, em particular, o L de Theil caiu de 0,306 para 0,285. Trata-se de uma redução pequena, mas não desprezível, uma vez que se trata de um intervalo de apenas 1 ano, no qual o rendimento médio passou de R\$ 758,35 para R\$ 695,35.

Nesta seção, analisou-se, ao longo de 11 anos, a evolução dos rendimentos e das principais medidas de desigualdade na distribuição de renda de funcionários públicos e de empregados do setor privado cca. Destacam-se dois fenômenos em particular. Primeiro, a existência de diferença no valor dos rendimentos auferidos por funcionários públicos e por empregados do setor privado cca, a favor dos primeiros. Em seguida, a gradativa ampliação de tal diferença ao longo do período analisado.

No próximo item (4.1), trataremos de discutir as causas da constatada diferença de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca. A análise se deterá nos dados referentes a 2003. Em seguida (item 4.2), voltaremos a análise para o comportamento do hiato de rendimentos no período de 1992 a 2003.

4.1 Causas do diferencial de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca

4.1.1 Atributos individuais

Em geral, a principal explicação dada para o hiato de rendimentos entre dois grupos quaisquer reside na existência de um conjunto de atributos pessoais que são discrepantes nos indivíduos de um grupo, em relação aos indivíduos do outro. Tais atributos — adotados como variáveis explanatórias nas equações de regressão que buscam explicar as variações de rendimento de cada grupo — podem estar ligados à capacitação do indivíduo — é o caso da escolaridade e da experiência profissional — ou refletir alguns padrões observados historicamente. Uma grande disparidade na proporção de mulheres, por exemplo, é uma

explicação plausível para a diferença de rendimentos entre dois grupos hipotéticos, pois embora as mulheres com atividade remunerada acumulem mais anos de estudos que os homens, recebem uma remuneração média cerca de 30% menor (ver item 2.1).

Desta forma, a vantagem salarial de funcionários públicos em relação a empregados do setor privado cca reflete, em certa medida, o perfil dos indivíduos que compõem cada um destes grupos. A tabela 4.4 mostra a distribuição de funcionários públicos e empregados do setor privado cca segundo categorias de diversas variáveis, em 2003. A tabela 4.5 mostra, para o mesmo ano, as idades, escolaridades e logaritmos do nº de horas semanais de trabalho médios dos dois grupos.

Tabela 4.4 — Distribuição de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, em 2003, em categorias de diversas variáveis (%).

Variável	Funcionário público	Empregado do setor privado cca
<i>Sexo</i>		
Masculino	40,17	56,59
Feminino	59,83	43,41
<i>Cor</i>		
Branco	59,28	62,19
Indígena	0,17	0,13
Preto	6,15	6,10
Amarelo	0,42	0,50
Pardo	33,98	31,08
<i>Localização do domicílio</i>		
Região metropolitana	31,68	43,66
Urbana não-metropolitana	63,51	54,45
Rural não-metropolitana	4,81	1,90
<i>Condição na família</i>		
Pessoa de referência	50,19	46,94
Demais	49,81	53,06
<i>Região</i>		
Nordeste	24,43	15,08
Norte	8,23	4,03
MG+ES+RJ	22,11	25,56
SP	19,41	29,47
Sul	15,13	18,25
Centro-Oeste	10,69	7,61

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4.5 — Média das variáveis idade, anos de estudo e logaritmo do nº de horas semanais de trabalho para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, em 2003.

Variável	Funcionário público	Empregado do setor privado cca
Idade	40,87	32,56
Anos de estudo	11,76	9,41
Logaritmo neperiano do nº de horas semanais de trabalho	3,6347	3,7933

Fonte: elaboração própria.

Podemos observar que a idade média de funcionários públicos em 2003 era de aproximadamente 41 anos, contra cerca de 33 para empregados do setor privado cca²³. Em relação à escolaridade, os funcionários públicos apresentavam, em média, 11,76 anos de estudo, contra 9,41 anos para empregados do setor privado cca. Assim, as diferenças de idade e de escolaridade explicam ao menos em parte o hiato salarial a favor de funcionários públicos, uma vez que é natural atribuir maiores rendimentos a indivíduos com maior nível de escolaridade e experiência.

É importante observar, no entanto, que na carreira pública o salário é reajustado à medida que o indivíduo acumula anos de serviço²⁴, mesmo que seus atributos pessoais permaneçam os mesmos e ele continue desempenhando a mesma função, da mesma forma como sempre o fez, ou seja, com a mesma produtividade. Assim, a prerrogativa da estabilidade²⁵ existente neste segmento assegura certa progressão salarial a todos os funcionários. No setor privado, onde a rotatividade dos trabalhadores é muito maior, a progressão salarial depende necessariamente de incrementos na qualificação pessoal e/ou do acúmulo de experiência profissional no desempenho da função, o qual não está

²³ As médias de anos de estudo e idade para funcionários públicos e empregados do setor privado cca, nos demais anos da série, encontram-se nas tabelas AP.3 e AP.4 do Apêndice.

²⁴ O Artigo 129 da Constituição do Estado de São Paulo, por exemplo, assegura aos servidores públicos estaduais o "adicional por tempo de serviço" (quinquênios e sexta parte aos 20 anos de exercício).

²⁵ O Artigo 41 da Constituição brasileira assegura o direito à estabilidade ao servidor que completar três anos de efetivo exercício em cargo obtido por concurso público.

associado ao simples passar do tempo, devendo se traduzir em ganhos de produtividade²⁶. Destarte, na carreira pública a maior idade é necessariamente sinônimo de maior salário, o mesmo não ocorrendo no setor privado.

Além de serem, em média, mais jovens e menos qualificados, os empregados do setor privado cca não são, em sua maioria, a pessoa de referência (isto é, o chefe) da família. Este perfil reflete, em certa medida, o ingresso precoce de jovens no setor de serviços privado, em atividades pouco qualificadas, como *office-boy*, manobrista, vendedor, porteiro, vigia, garçom, empregado doméstico, manicuro etc. Na carreira pública, a existência de requisitos mínimos de idade e formação torna restrito o ingresso de jovens pouco qualificados.

Os funcionários públicos trabalham, em média, 39,7 horas por semana. A jornada semanal dos empregados do setor privado é de, em média, 45,9 horas semanais, 15,4% maior, portanto.

Em relação à localização do domicílio, a maior parte dos empregados do setor terciário, tanto do setor privado quanto do público, residem em áreas urbanas não-metropolitanas. Entre os empregados do setor privado cca, 54,45% residiam nestas áreas em 2003; entre os funcionários públicos esta proporção era ainda maior: 63,51%.

No que tange à cor do indivíduo, percebemos que os dois grupos apresentam o mesmo perfil, ou seja, apresentam proporções de brancos, indígenas, pretos, amarelos e pardos muito semelhantes. Há predominância de trabalhadores brancos (cerca de 61%), que são seguidos de pardos (em torno de 33%) e de pretos (em torno de 6%).

Em relação à distribuição geográfica dos indivíduos dos dois grupos, constata-se que funcionários públicos estão espacialmente menos concentrados que empregados do setor privado cca. É verdade que há uma forte proporção de funcionários públicos no Nordeste (24,4%) e no eixo MG-ES-RJ (22,1%), mas eles estão presentes em proporções não inferiores a 8% nos demais estados, devido ao contingente mínimo de funcionários necessários para gerir os governos municipais e estaduais. Dentre os empregados do setor privado cca, mais da metade se encontra na região Sudeste, divididos entre SP (29,5%) e

²⁶ É claro que, na carreira pública, ganhos de produtividade também são premiados com maiores salários, bônus, gratificações etc.

MG+ES+RJ (25,6%), sendo reduzidas as proporções encontradas no Centro-Oeste (7,6%) e Norte do país (4,0%).

A proporção de mulheres observadas nos dois grupos, por outro lado, contribui para que o rendimento médio no setor privado cca seja maior do que entre funcionários públicos. Isto porque as mulheres tendem a ganhar menos e elas predominam entre os funcionários públicos (eram quase 60% em 2003), enquanto entre os empregados do setor privado cca elas são cerca de 43%. Apesar disso, já vimos que o rendimento médio é maior para os funcionários públicos. Duas explicações são possíveis para este fenômeno. Primeiro, é possível que os fatores que levam funcionários públicos a auferirem maiores rendimentos que empregados do setor privado cca superem, com certa folga, a tendência declinante que a predominância de mulheres exerce sobre o rendimento deste grupo. Alternativamente, é possível que a discriminação por gênero seja menor na carreira pública. Para entendermos o que realmente acontece, é preciso analisar o coeficiente associado à variável sexo nas equações de rendimento ajustadas para cada grupo. Este será um de nossos objetivos no próximo item.

4.1.2 Análise de regressão

Ajustando separadamente equações de rendimento para cada grupo com base nos atributos pessoais considerados no item anterior e de acordo com o modelo de regressão descrito no item 3.4, constatamos que as variáveis explanatórias estão longe de explicar plenamente as variações do logaritmo do rendimento de funcionários públicos e de empregados do setor privado cca, pois o coeficiente de determinação (R^2) do modelo situa-se em torno de 50%, para ambos os grupos, tanto em 2003 (tabela 4.6) como em todos os outros anos da série (ver tabelas AP.5 e AP.6 do Apêndice).

A tabela 4.6 apresenta os resultados das equações estimadas para 2003, considerando, alternativamente, funcionários públicos ou empregados do setor privado cca.

Tabela 4.6 — Estimativa da equação de rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, em 2003.

Variável	Funcionário público	Empregado do setor privado cca
<i>Constante</i>	2.6298	3.8492
<i>Sexo</i>	-0.3355	-0.2490
<i>Idade/10</i>	0.5883	0.5229
<i>(Idade/10)²</i>	-0.0554	-0.0490
<i>Cor</i>		
Indígena	-0.1326 <i>ns</i>	-0.0537 <i>ns</i>
Preto	-0.1713	-0.1281
Amarelo	0.2920	0.1604
Pardo	-0.1335	-0.0962
<i>Escolaridade (E)</i>	0.0697	0.0302
<i>E* - Z (E - 9)</i>	0.0583	0.1067
<i>Log nº horas trab./semana</i>	0.4981	0.1876
<i>Condição na família</i>	0.1272	0.1641
<i>Região</i>		
Norte	0.2198	0.1396
MG-ES-RJ	0.1671	0.1707
SP	0.2538	0.3827
Sul	0.1656	0.2762
Centro-Oeste	0.3143	0.2654
<i>Localização do domicílio</i>		
Urbana não-metropolitana	-0.2431	-0.1156
Rural não-metropolitana	-0.3887	-0.1561
<i>R² (em %)</i>	54.51	46.44
<i>Teste F</i>	727.81	1040.34

Nota: *ns* denota os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%. Todos os demais são significativos a 0.1%.

Fonte: elaboração própria.

À exceção do coeficiente estimado para a variável binária indígena, todos os demais parâmetros das equações ajustadas para funcionários públicos e empregados do setor privado cca são estatisticamente significativos, a um nível de significância de 0.1%. Os coeficientes estimados para a variável indígena revelaram-se não significativos porque este grupo possui uma amostra muito pequena, que não permite detectar como estatisticamente significativas as diferenças observadas.

A probabilidade caudal do teste *F* é sempre inferior a 0.01%, o que permite rejeitar a hipótese de que o conjunto de variáveis explanatórias incluídas na regressão não afeta o rendimento.

Por fim, as estimativas dos coeficientes das equações de rendimento ajustadas para cada grupo revelam-se estatisticamente diferentes, de acordo com o teste de Chow (ver item 3.6), cujos resultados estão na tabela AP.8 do Apêndice. Isto significa que são atribuídos preços distintos às características dos agentes na carreira pública e no setor privado formal, no âmbito do setor de serviços.

Era de se esperar que, no setor público, mulheres e homens portadores de um mesmo conjunto de características auferissem o mesmo salário. Elas, entretanto, não apenas recebem cerca de 28,5% menos no setor público, como sofrem maior discriminação neste segmento, já que no setor privado seu rendimento médio é 22% inferior ao dos homens²⁷.

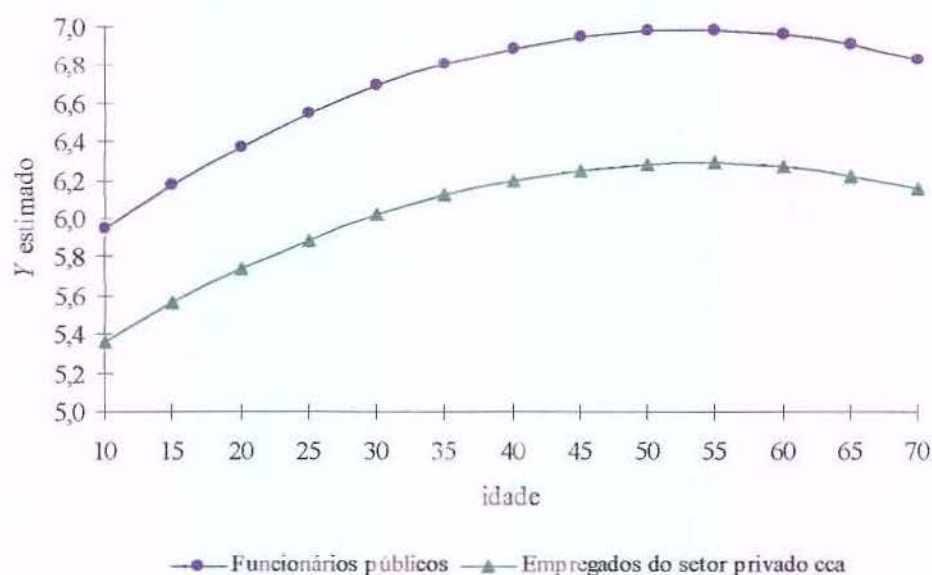
É de se supor que as mulheres tenham as mesmas chances de ingresso na carreira pública que os homens, uma vez que o processo de seleção dos concursos públicos é neutro quanto ao sexo do indivíduo. De fato, como havíamos visto no item anterior, a proporção de mulheres entre os funcionários públicos supera com certa folga aquela observada entre os empregados do setor privado cca. No entanto, a progressão profissional dentro da carreira pública não é suficientemente transparente, pois certos cargos dependem de indicação (cargos de chefia e de confiança, por exemplo). Assim, a discriminação salarial por gênero observada na carreira pública deve estar associada, em grande medida, à menor presença de mulheres em cargos do topo da hierarquia da administração pública.

Os coeficientes relativos à idade diferem entre os grupos, mas a idade para a qual o rendimento estimado passa por um máximo é bem próxima: 53,1 anos para funcionários públicos e 53,4 anos para empregados do setor privado cca. De fato, o comportamento da variação do rendimento em função da idade é bastante semelhante nos dois casos. A figura 4.1 mostra como o valor de $\hat{Y}$ (estimativa do logaritmo neperiano do rendimento mensal de todos os trabalhos) varia com a idade, para cada grupo, considerando uma pessoa com o tempo semanal de trabalho médio e a escolaridade média de seu grupo, e pertencente à categoria básica dos demais fatores analisados. Embora as parábolas estejam em níveis distintos — pois o intercepto da função é 5,42 para funcionários públicos e 4,89 para

²⁷ Nos demais anos da série também se observa que a discriminação salarial contra mulheres é maior no setor público (ver tabelas AP.5 e AP.6 do Apêndice). O teste para a hipótese nula de que o coeficiente estimado para a variável sexo é igual para os dois grupos, a um nível de significância de 1%, é significativo em todos os anos, exceto 1993.

empregados do setor privado cca — elas apresentam curvaturas parecidas, ou seja, coeficientes bastante próximos.

Figura 4.1 — Variação de $\hat{Y}$ em função da idade, para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, em 2003.



Fonte: elaboração própria.

Os coeficientes das duas variáveis associadas à escolaridade permitem calcular as taxas de retorno por ano de estudo quando ela é inferior a 9 anos, que são 7,22% para funcionários públicos e 3,07% para empregados do setor privado cca, e também as taxas de retorno quando a escolaridade ultrapassa o limiar dos 9 anos, que são, respectivamente, 13,65% e 14,67%. Constatase, assim, que o crescimento do rendimento em função da escolaridade é muito mais intenso quando esta ultrapassa o limiar dos 9 anos de estudo. Ademais, até os 9 anos de estudo, os funcionários públicos têm mais facilidade em converter educação em renda. A partir dos 9 anos de estudo, essa situação se inverte: os funcionários do setor privado obtêm maior retorno para cada ano adicional de estudo. Embora estas diferenças nas taxas de retorno à escolaridade, antes e após 9 anos de estudo,

entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca sejam pequenas, elas conservam seu sentido em todos os anos da série (ver tabela AP.7 do Apêndice), o que revela um padrão bem definido.

No setor privado, o preto ganha, em média, 12,0% menos que o branco. No setor público, seu salário é 15,7% menor. O trabalhador pardo recebe respectivamente 9,2% e 12,5% menos que o trabalhador branco nos setores privado e público. Não se pode, no entanto, afirmar que a discriminação por cor é maior na carreira pública, pois tais diferenças nos coeficientes estimados entre os grupos, para pretos e pardos, são significativas apenas a níveis de significância superiores a, respectivamente, 10,04% e 1,06%.

A pessoa de referência no domicílio ganha 13,6% a mais, se for funcionário público, e 17,8% a mais se está empregada no setor privado cca, em relação às demais pessoas do domicílio.

Em relação à região do país, a Nordeste é a que pior remunera funcionários públicos e empregados do setor privado cca. Os funcionários públicos mais bem pagos são os do Centro-Oeste e os paulistas, que recebem respectivamente 36,9% e 28,9% mais que seus equivalentes nordestinos. Dentre os trabalhadores formais do setor privado alocados em Serviços, o estado de São Paulo e as regiões Centro-Oeste e Sul oferecem rendimentos, em média, 46,6%, 30,4% e 31,8% maiores que aqueles pagos no Nordeste, respectivamente.

Em relação à localização do domicílio, os funcionários públicos residentes em áreas urbanas não-metropolitanas recebem 21,6% menos que funcionários públicos de áreas metropolitanas. No caso de empregados do setor privado cca, o rendimento médio é 10,9% menor quando se transita de área metropolitana para urbana não-metropolitana. Logo, os empregados do setor privado cca conservam uma proporção maior de seu rendimento quando transitam de áreas metropolitanas para urbanas não-metropolitanas, em relação a funcionários públicos submetidos à mesma mudança.

A elasticidade do rendimento mensal em relação ao tempo semanal de trabalho é estimada em 0,498, para funcionários públicos, e 0,188, para empregados do setor privado cca. O fato de ser menor que 1 indica que o prolongamento do tempo de trabalho é feito com prejuízo da produtividade e/ou por meio de trabalhos secundários pior remunerados.

No caso de empregados do setor privado cca, o valor é substancialmente menor que 1, revelando um prejuízo bem maior.

Antes de passarmos à próxima seção, convém lembrar que a diferença nos valores estimados dos coeficientes das equações de rendimentos pode resultar da existência de atributos pessoais relevantes na determinação do rendimento que não foram captados pelas variáveis explanatórias incluídas no modelo de regressão. As razões de se negligenciar tais atributos são inúmeras. Há, por exemplo, dificuldades para a mensuração de diferenças relativas à inteligência, à saúde e à ambição das pessoas. Embora afetem a produtividade do trabalho e, conseqüentemente, a renda do indivíduo, não existe consenso sobre a metodologia mais apropriada para aferir tais características.

Outras variáveis não são incluídas na equação de rendimentos por não serem captadas pelas pesquisas domiciliares do IBGE. É o caso da riqueza, cujo papel na determinação do rendimento está relacionado ao fato de o grau de dificuldade de realização educacional de um indivíduo estar relacionado, entre outros fatores, à riqueza de que dispõe para financiar sua formação. Tome-se ainda a profissão dos pais, componente não desprezível na determinação do rendimento em determinadas ocupações. Evidências nesse sentido sugerem que as dificuldades de realização profissional para um jovem médico são menores se já houver um médico na família. O mesmo vale para um advogado recém formado, que poderá encontrar maiores possibilidades de ascensão profissional no escritório de advocacia de seu pai. A PNAD, entretanto, não capta regularmente — isto é, a cada edição — informações a respeito da escolaridade e profissão dos pais do indivíduo entrevistado²⁸.

É provável, portanto, que uma parcela da diferença de rendimentos entre os grupos resulte de características pessoais não incluídas no modelo de regressão, mas que influem no rendimento pessoal. Nesse sentido, o componente do hiato de rendimentos associado à diferença nos coeficientes estimados — o efeito de parâmetros — estaria superestimado.

²⁸ Na década de 90, apenas a PNAD de 1996 captou informações a respeito da escolaridade dos pais do indivíduo entrevistado.

4.2 Evolução do diferencial de rendimentos de 1992 a 2003

Como constatado no início do capítulo, a desvantagem salarial dos empregados do setor privado cca em relação aos funcionários públicos, no setor terciário, ampliou-se de forma não desprezível no período de 1992 a 2003. Além da observação dos valores do rendimento médio e do logaritmo do rendimento para ambos os grupos, há outra forma de verificar este fenômeno. Trata-se de tomar as medidas de desigualdade T e L de Theil, calculadas para funcionários públicos e empregados do setor privado cca somados, e decompô-las na parcela referente à desigualdade entre os dois grupos e na parcela correspondente à desigualdade dentro de ambos os grupos (ver item 3.7).

Tabela 4.7 — Decomposição das medidas de desigualdade de Theil para o rendimento de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	T de Theil			L de Theil		
	Total	Entre os grupos	Dentro dos grupos	Total	Entre os grupos	Dentro dos grupos
1992	0,426	0,012	0,414	0,362	0,011	0,350
1993	0,496	0,020	0,476	0,406	0,019	0,387
1995	0,489	0,026	0,463	0,416	0,025	0,391
1996	0,472	0,019	0,453	0,409	0,018	0,391
1997	0,455	0,020	0,434	0,390	0,019	0,371
1998	0,465	0,022	0,443	0,391	0,021	0,371
1999	0,449	0,024	0,425	0,381	0,023	0,358
2001	0,456	0,030	0,426	0,374	0,029	0,345
2002	0,449	0,035	0,414	0,373	0,033	0,340
2003	0,434	0,035	0,399	0,355	0,034	0,321

Fonte: elaboração própria.

Os resultados mostram que a parcela dos índices T e L de Theil referente à desigualdade entre os grupos aumentou entre 1992 e 2003. No caso do índice T de Theil, este valor elevou-se de 2,71% para 8,17%. No caso do L de Theil, que é uma medida mais sensível a alterações na desigualdade entre os indivíduos de baixa renda, a parcela da desigualdade entre os grupos chegou a 9,56% do total da medida no final do período

analisado (tabela 4.8). Tal aumento da participação do componente entre grupos no valor total das medidas de desigualdade de Theil condiz com o constatado crescimento do hiato salarial entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca.

Tabela 4.8 — Decomposição das medidas de desigualdade de Theil para o rendimento de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	<i>T</i> de Theil		<i>L</i> de Theil	
	Entre os grupos	Dentro dos grupos	Entre os grupos	Dentro dos grupos
1992	2,71%	97,29%	3,09%	96,91%
1993	4,03%	95,97%	4,73%	95,27%
1995	5,30%	94,70%	5,99%	94,01%
1996	3,95%	96,05%	4,38%	95,62%
1997	4,42%	95,58%	4,93%	95,07%
1998	4,69%	95,31%	5,32%	94,68%
1999	5,28%	94,72%	5,96%	94,04%
2001	6,66%	93,34%	7,68%	92,32%
2002	7,73%	92,27%	8,93%	91,07%
2003	8,17%	91,83%	9,56%	90,44%

Fonte: elaboração própria.

Na tentativa de compreender este fenômeno de distanciamento do rendimento entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca, procedeu-se à decomposição do hiato salarial entre os dois grupos, segundo a metodologia de Blinder-Oaxaca (ver item 3.5). Os resultados da decomposição podem ser observados nas tabelas 4.9 e 4.10.

Tabela 4.9 — Decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Efeito de médias	% do total	Efeito de parâmetros	% do total
1992	-0,181	79,66	-0,046	20,34
1993	-0,222	82,39	-0,047	17,61
1995	-0,249	75,00	-0,083	25,00
1996	-0,190	69,17	-0,085	30,83
1997	-0,214	68,67	-0,098	31,33
1998	-0,192	56,20	-0,149	43,80
1999	-0,222	63,08	-0,130	36,92
2001	-0,241	57,21	-0,180	42,79
2002	-0,224	51,64	-0,210	48,36
2003	-0,242	56,47	-0,187	43,53

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4.10 — Decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Efeito de médias	% do total	Efeito de parâmetros	% do total
1992	-0,236	103,97	0,009	-3,97
1993	-0,258	95,81	-0,011	4,19
1995	-0,259	77,95	-0,073	22,05
1996	-0,241	87,98	-0,033	12,02
1997	-0,259	83,16	-0,052	16,84
1998	-0,250	73,22	-0,091	26,78
1999	-0,253	71,97	-0,099	28,03
2001	-0,280	66,51	-0,141	33,49
2002	-0,279	64,40	-0,154	35,60
2003	-0,287	66,94	-0,142	33,06

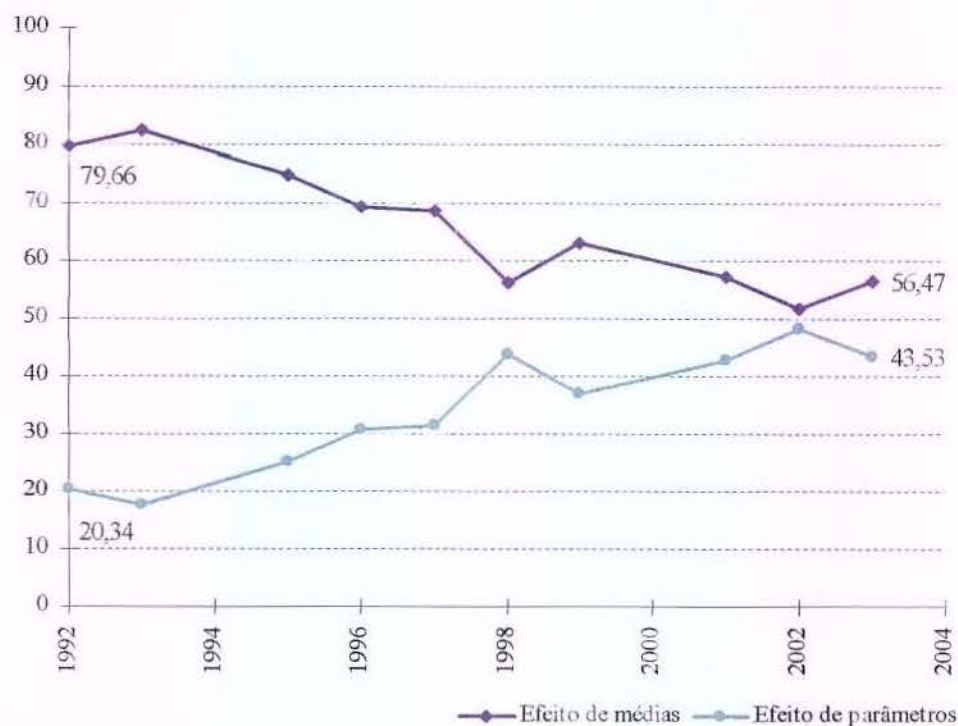
Fonte: elaboração própria.

Os resultados obtidos com base na equação (13) ou na equação (18) mostram que, tanto o efeito de médias, quanto o de parâmetros cresceram de 1992 para 2003. Entretanto, como este último cresceu mais intensamente, aumentou sua participação na explicação da diferença total das médias dos logaritmos dos rendimentos das duas categorias de trabalhadores. Assim, se tomarmos as médias das variáveis explanatórias dos empregados

do setor privado cca (equação (13)), a participação do efeito de parâmetros terá crescido, entre 1992 e 2003, de 20,3% para 43,5%. Tomadas as médias de funcionários públicos (equação (18)), estaremos diante de um crescimento de 17,8% para 35,7%.

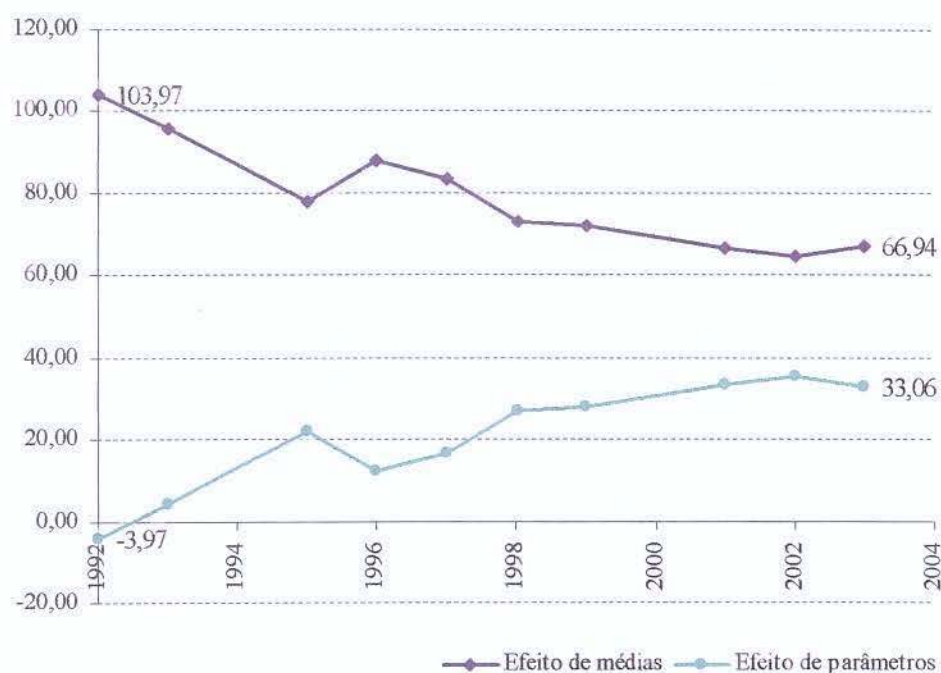
Os gráficos 4.2 e 4.3 mostram que, para as duas formas de decomposição do hiato entre os rendimentos médios das duas categorias, há uma clara tendência de diminuição da participação do efeito de médias. Tende a diminuir, portanto, a parcela do hiato de rendimentos que pode ser explicada pelas diferentes características das duas categorias de pessoas ocupadas.

Gráfico 4.2 — Participação (em %) do efeito de médias e do efeito de parâmetros na decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 4.3 — Participação (em %) do efeito de médias e do efeito de parâmetros na decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.



Fonte: Elaboração própria.

Na tentativa de entender a razão da diminuição da participação do efeito de médias na decomposição da diferença de rendimentos entre os dois grupos, de 1992 a 2003, decompôs-se o efeito total de médias e de parâmetros entre os diversos fatores determinantes do rendimento pessoal, em 2003.

Tabela 4.11 — Participação percentual de cada fator (variável ou conjunto de categorias) na geração do efeito de médias (A), do efeito de parâmetros (B) e da diferença total entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca (C) ocupados em serviços, em 2003, conforme a equação (13) do item 3.5.

Fator	Efeito de médias do fator	Efeito de parâmetros do fator	Participação, em %, do fator no efeito total de médias (A)	Participação, em %, do fator no efeito total de parâmetros (B)	Participação, em %, do fator no diferencial total de rendimentos (C)
Intercepto	—	1,2194	—	-652,66	-284,13
Sexo	0,0551	0,0376	-22,72	-20,10	-21,58
Idade	-0,1552	-0,1370	64,03	73,31	68,07
Escolaridade	-0,2722	-0,2860	112,33	153,08	130,07
Cor	0,0042	0,0137	-1,74	-7,33	-4,17
Região	0,0175	0,0521	-7,24	-27,90	-16,24
Condição na família	-0,0041	0,0173	1,71	-9,26	-3,06
Log do nº de horas semanais de trabalho	0,0790	-1,1778	-32,61	630,39	256,01
Localização do domicílio	0,0333	0,0738	-13,76	-39,51	-24,97
Total	-0,2423	-0,1868	100,00	100,00	100,00

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4.12 — Participação percentual de cada fator (variável ou conjunto de categorias) na geração do efeito de médias (A'), do efeito de parâmetros (B') e da diferença total entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca (C') ocupados em serviços, em 2003, conforme a equação (18) do item 3.5.

Fator	Efeito de médias do fator	Efeito de parâmetros do fator	Participação, em %, do fator no efeito total de médias (A')	Participação, em %, do fator no efeito total de parâmetros (B')	Participação, em %, do fator no diferencial total de rendimentos (C')
Intercepto	—	1,2194	—	-859,60	-284,13
Sexo	0,0409	0,0518	-14,22	-36,48	-21,58
Idade	-0,1397	-0,1524	48,63	107,44	68,07
Escolaridade	-0,2699	-0,2884	93,93	203,26	130,07
Cor	0,0030	0,0149	-1,04	-10,52	-4,17
Região	0,0390	0,0307	-13,56	-21,64	-16,24
Condição na família	-0,0053	0,0185	1,86	-13,04	-3,06
Log do nº de horas semanais de trabalho	0,0298	-1,1285	-10,36	795,47	256,01
Localização do domicílio	0,0150	0,0921	-5,23	-64,95	-24,97
Total	-0,2873	-0,1419	100,00	100,00	100,00

Fonte: elaboração própria.

Da análise das colunas C e C' das tabelas 4.11 e 4.12, depreende-se que os fatores idade, escolaridade e logaritmo do número de horas semanais de trabalho contribuem para a existência do hiato de rendimentos a favor de funcionários públicos, enquanto os demais fatores incluídos na equação de rendimentos, inclusive o intercepto, atuam na geração de um hiato em sentido contrário, isto é, favorável a empregados do setor privado cca, atenuando, portanto, a vantagem salarial de funcionários públicos. No cômputo global, ou seja, na soma dos efeitos gerados por todos os fatores explanatórios, obtém-se um efeito líquido igual a -0,4292 (2003), isto é, empregados em serviços do setor privado cca ganhando 34,90% menos que funcionários públicos (ver tabela 4.2).

As colunas A e A' das mesmas tabelas mostram que os fatores que mais contribuem para a geração do efeito de médias são escolaridade e idade, sendo que ambos atuam favoravelmente à geração do hiato de rendimentos pró funcionários públicos. De fato, vimos na seção 4.1.1 que as características que mais distinguem empregados em serviços do setor privado cca em relação a funcionários públicos são escolaridade e idade, sendo

estes últimos, em média, mais velhos e mais qualificados que aqueles. Em relação às demais características, os indivíduos dos dois grupos são, em média, mais parecidos.

Em relação ao efeito de parâmetros, são particularmente importantes os fatores logaritmo do número de horas semanais de trabalho, escolaridade e idade. A elevada importância do efeito de parâmetros do logaritmo do número de horas semanais de trabalho sobre o efeito de parâmetros total (colunas B e B') revela que o retorno, sob a forma de rendimentos, de cada hora trabalhada por indivíduos de cada um dos grupos é muito distinta. Em outras palavras, o preço dado à hora adicional trabalhada por um funcionário público é, em média, muito superior àquele atribuído à hora adicional de atividade do empregado privado cca do setor terciário. Estes resultados só vêm a confirmar aqueles obtidos no item 4.1.2, quando se constatou que o coeficiente da equação de rendimentos associado ao logaritmo do número de horas semanais de trabalho era 0,4981 no caso de funcionários públicos e 0,1876 para empregados do setor privado cca (para o ano de 2003).

Nas tabelas 4.13 e 4.15, a seguir, são apresentados os valores do efeito de médias, total e para cada um dos fatores determinantes do rendimento pessoal, de 1992 a 2003, de acordo com as equações (13) e (18) do item 3.5. Nas tabelas 4.14 e 4.16 estão as participações destes valores na diferença total das médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca.

Tabela 4.13 — Efeito de médias, total e por fator, da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Sexo	Idade	Escolaridade	Cor	Região	Condição na família	Log do nº de horas semanais de trabalho	Localização do domicílio	Total
1992	0,069	-0,130	-0,327	0,001	0,038	0,005	0,122	0,042	-0,181
1993	0,063	-0,123	-0,337	0,001	0,018	0,005	0,113	0,039	-0,222
1995	0,073	-0,133	-0,367	0,000	0,032	0,004	0,099	0,042	-0,249
1996	0,070	-0,129	-0,328	0,002	0,039	0,002	0,104	0,049	-0,190
1997	0,077	-0,116	-0,338	0,000	0,031	0,001	0,085	0,046	-0,214
1998	0,069	-0,116	0,314	0,001	0,036	0,000	0,086	0,045	-0,192
1999	0,065	-0,135	-0,307	0,001	0,028	0,002	0,078	0,046	-0,222
2001	0,060	-0,152	-0,289	0,001	0,030	0,002	0,069	0,043	0,241
2002	0,049	-0,135	0,280	0,001	0,028	0,004	0,080	0,037	0,224
2003	0,055	-0,155	0,272	0,004	0,018	0,004	0,079	0,033	0,242

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4.14 — Participação, em %, do efeito de médias do fator na diferença total de logaritmos de rendimentos entre funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, de 1992 a 2003.

Ano	Sexo	Idade	Escolaridade	Cor	Região	Condição na família	Log do nº de horas semanais de trabalho	Localização do domicílio	Participação do efeito de médias
1992	-30,56	57,36	144,26	-0,29	16,97	-2,00	-53,71	-18,42	79,67
1993	-23,44	45,73	125,06	0,19	-6,51	-1,98	-42,04	-14,62	82,38
1995	-21,88	39,87	110,37	0,04	-9,59	-1,15	-29,92	-12,73	74,99
1996	-25,64	47,05	119,54	-0,87	-14,11	-0,78	-38,00	-18,02	69,17
1997	-24,63	37,35	108,33	0,02	-10,06	-0,41	-27,30	-14,63	68,67
1998	-20,10	34,08	91,87	-0,43	10,67	-0,03	-25,32	-13,20	56,20
1999	-18,56	38,23	87,15	-0,15	-7,92	-0,43	22,10	-13,13	63,09
2001	-14,21	36,11	68,48	-0,18	-7,04	0,59	-16,42	-10,13	57,21
2002	-11,20	31,19	64,59	-0,28	-6,56	0,82	-18,38	-8,53	51,64
2003	-12,83	36,15	63,43	-0,98	-4,09	0,96	-18,41	-7,77	56,47

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4.15 — Efeito de médias, total e por fator, da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Sexo	Idade	Escolaridade	Cor	Região	Condição na família	Log do nº de horas semanais de trabalho	Localização do domicílio	Total
1992	0,056	-0,100	-0,318	0,001	0,045	0,007	0,054	0,019	-0,236
1993	0,056	-0,104	-0,332	-0,002	0,046	0,006	0,050	0,023	-0,258
1995	0,062	-0,117	-0,345	0,000	0,062	0,005	0,048	0,026	-0,259
1996	0,058	-0,118	-0,320	0,001	0,064	0,003	0,045	0,026	-0,241
1997	0,062	-0,130	-0,316	0,000	0,052	0,002	0,045	0,027	-0,259
1998	0,056	-0,126	-0,311	0,000	0,057	0,000	0,043	0,031	-0,250
1999	0,053	-0,127	-0,299	0,001	0,054	0,002	0,035	0,028	-0,253
2001	0,049	-0,138	-0,295	0,001	0,043	0,003	0,038	0,025	-0,280
2002	0,042	-0,138	-0,290	0,001	0,046	-0,003	0,043	0,020	-0,279
2003	0,041	-0,140	-0,270	0,003	0,039	-0,005	0,030	0,015	-0,287

Fonte: elaboração própria.

Tabela 4.16 — Participação, em %, do efeito de médias do fator na diferença total de logaritmos de rendimentos entre funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, de 1992 a 2003.

Ano	Sexo	Idade	Escolaridade	Cor	Região	Condição na família	Log do nº de horas semanais de trabalho	Localização do domicílio	Participação do efeito de médias
1992	-24,81	44,10	140,29	-0,28	-19,70	-3,31	-23,90	-8,42	103,97
1993	-20,67	38,71	123,01	0,72	-16,90	-2,31	-18,39	-8,36	95,81
1995	-18,73	35,32	103,77	-0,02	-18,68	-1,49	-14,38	-7,85	77,94
1996	-21,07	42,88	116,55	-0,42	-23,22	-1,11	-16,32	-9,31	87,98
1997	-19,90	41,60	101,41	0,03	-16,61	-0,51	-14,35	-8,50	83,16
1998	-16,32	36,88	91,18	-0,03	-16,77	-0,04	-12,61	-9,07	73,22
1999	-15,09	36,10	84,93	-0,21	-15,39	-0,62	-9,95	-7,82	71,97
2001	-11,59	32,81	69,91	-0,13	-10,17	0,61	-9,12	-5,83	66,51
2002	-9,76	31,76	66,97	-0,33	-10,56	0,80	-9,81	-4,66	64,40
2003	-9,52	32,55	62,88	-0,70	-9,08	1,24	-6,93	-3,50	66,94

Fonte: elaboração própria.

As tabelas 4.13 e 4.15 mostram que o efeito de médias do fator sexo estava entre 0,056 e 0,069 em 1992 e caiu para um valor entre 0,041 e 0,055 em 2003. Este fator atenua o hiato salarial a favor de funcionários públicos. Ademais, por haver diminuído ao longo do período, evidencia-se que, embora continue existindo uma maior proporção de mulheres entre os funcionários públicos, em relação aos empregados em serviços do setor privado, esta diferença era maior em 1992. Destarte, a participação do efeito de médias do fator sexo na diferença total de médias dos logaritmos dos rendimentos dos dois grupos diminuiu de 1992 para 2003, como atestam as tabelas 4.14 e 4.16.

Em relação ao fator idade, observa-se que o efeito de médias a ele atribuído contribui favoravelmente à geração do hiato de rendimentos a favor de funcionários públicos, em todos os anos da série, o que significa que, em todo o período analisado, os funcionários públicos são, em média, mais velhos que os empregados do setor privado cca. O valor absoluto deste fator apresentou uma pequena tendência de aumento entre 1992 e 2003, mas como o hiato total de rendimentos entre as duas categorias aumentou mais intensamente, sua participação diminuiu ao longo do período.

No que tange ao logaritmo do número de horas semanais de trabalho, houve diminuição progressiva de seu efeito de médias, o qual já era bastante pequeno. Assim, se este fator é importante para explicar a existência de hiato de rendimentos a favor de funcionários públicos, como se depreende das colunas C e C' das tabelas 4.12 e 4.13, isto se deve essencialmente a seu efeito de parâmetros.

O valor absoluto do efeito de médias do fator escolaridade cresceu de 1992 para 1995, mas diminuiu de 1997 em diante. Sua participação na diferença total de rendimentos observada diminuiu significativamente: era superior a 140% em 1992 e reduziu-se a um valor inferior a 65% em 2003. Assim, embora continue sendo importante para explicar o hiato de rendimentos a favor de funcionários públicos, o efeito de médias do fator escolaridade perdeu importância considerável. Dentre os fatores determinantes do rendimento pessoal, foi o que mais contribuiu para a diminuição da participação do efeito de médias, como um todo, na decomposição da diferença de rendimentos entre os dois grupos, de 1992 a 2003.

Na tabela 4.17 temos as médias de anos de estudo, em todos os anos da série, de funcionários públicos e empregados em serviços do setor privado cca. Observamos que,

embora os dois grupos tenham apresentado aumento contínuo no número médio de anos de estudo de 1992 a 2003, tal aumento foi mais intenso para os empregados do setor privado. Como resultado, a diferença de médias de anos de estudo entre os dois grupos diminuiu progressivamente no período; era de 3,24 anos em 1992 e passou a ser de 2,35 anos em 2003. Isto explica a perda de importância absoluta e relativa do efeito de médias do fator escolaridade.

Tabela 4.17 — Média de anos de estudo para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços.

Ano/Variável	Anos de estudo		
	Funcionário público (A)	Empregado do setor priv. cca (B)	(A) – (B)
1992	10,82	7,57	3,24
1993	10,86	7,74	3,12
1995	10,94	7,87	3,07
1996	11,00	8,15	2,85
1997	11,20	8,33	2,87
1998	11,21	8,53	2,68
1999	11,28	8,68	2,60
2001	11,51	9,01	2,51
2002	11,61	9,24	2,37
2003	11,76	9,41	2,35

Fonte: elaboração própria.

4.3 Análise por faixas de escolaridade

Na tentativa de entender a razão da ampliação do hiato de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca de 1992 a 2003, estudamos a evolução dos rendimentos dos dois grupos, subdividindo-os conforme a faixa de escolaridade do indivíduo.

Foram criadas as seguintes faixas de escolaridade: 0 a 4 anos de estudo, 5 a 8 anos de estudo, 9 a 11 anos de estudo e 12 ou mais anos de estudo.

A razão de se incorporar os indivíduos sem qualquer escolaridade àqueles com até e inclusive 4 anos de estudo reside no fato de se ter constatado que, entre os funcionários

públicos, a amostra de indivíduos sem qualquer escolaridade era demasiado pequena para dela se extrair estatísticas confiáveis.

Para a primeira faixa de escolaridade, referente a indivíduos com até (e inclusive) 4 anos de estudo, constatou-se uma situação bastante diferente daquela observada quando os dois grupos analisados não haviam sido desagregados de acordo com a escolaridade do indivíduo: em termos das médias dos logaritmos dos rendimentos de todos os trabalhos, a vantagem salarial durante todo o período foi de empregados do setor privado cca (ver tabela 4.18). O hiato salarial a favor destes era de 30,83% em 1992, caiu para 26,15% em 1995, mas voltou a aumentar, atingindo seu valor máximo em 1996 (38,05%). A partir deste ano, no entanto, a diferença diminuiu acentuadamente. Em 2003, a vantagem salarial dos empregados do setor privado cca era de 17,44%.

Tabela 4.18 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com até (e inclusive) 4 anos de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Média de Y_j para funcionários públicos	Média de Y_j para empregados do setor privado cca	Efeito total	Quanto os empregados do setor privado cca recebem a mais em comparação aos funcionários públicos
1992	5,750	6,019	0,2687	30,83%
1993	5,730	5,967	0,2375	26,81%
1995	5,881	6,113	0,2323	26,15%
1996	5,852	6,175	0,3225	38,05%
1997	5,890	6,176	0,2862	33,14%
1998	5,959	6,193	0,2347	26,46%
1999	5,924	6,145	0,2207	24,69%
2001	5,975	6,126	0,1509	16,28%
2002	5,949	6,107	0,1580	17,12%
2003	5,898	6,059	0,1608	17,44%

Fonte: elaboração própria.

No caso dos indivíduos com 5 a 8 anos de estudo, constatou-se maior rendimento médio para funcionários públicos em todo o período 1992-2003 (exceto em 1996).

A diferença de salários entre funcionários públicos e empregados do setor privado era desprezível em 1992, mas atingiu 7,05% em 1995 (ver tabela 4.19). Este hiato salarial favorável a funcionários públicos, no entanto, foi anulado pela queda de 7,82% no rendimento médio de funcionários públicos, e concomitante aumento de 3,19% no rendimento médio de empregados do setor privado, em 1996. A partir de 1996, voltou-se a observar vantagem salarial de funcionários públicos, com ápice de 10,92% em 2001 (tabela 4.19).

Tabela 4.19 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com 5 a 8 anos de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Média de Y_j para funcionários públicos	Média de Y_j para empregados do setor privado cca	Efeito total	Quanto os empregados do setor privado cca recebem a menos em comparação aos funcionários públicos
1992	6.096	6.089	-0.0078	-0.78%
1993	6.094	6.033	-0.0609	-5.91%
1995	6.261	6.188	-0.0731	-7.05%
1996	6.204	6.225	0.0208	2.10%
1997	6.268	6.251	-0.0174	-1.72%
1998	6.288	6.235	-0.0527	-5.14%
1999	6.246	6.211	-0.0354	-3.48%
2001	6.311	6.196	-0.1157	-10.92%
2002	6.244	6.173	-0.0711	-6.86%
2003	6.225	6.122	-0.1030	-9.79%

Fonte: elaboração própria.

Para o grupo de indivíduos com 9 a 11 anos de estudo, observou-se um distanciamento salarial entre funcionários públicos e empregados do setor privado bem mais acentuado: em 1992 os funcionários públicos auferiam um rendimento médio 4,20% maior que o de empregados do setor privado; em 2003, seu rendimento médio era 27,48% maior (tabela 4.20).

Tabela 4.20 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com 9 a 11 anos de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Ano	Média de Y_j para funcionários públicos	Média de Y_j para empregados do setor privado cca	Efeito total	Quanto os empregados do setor privado cca recebem a menos em comparação aos funcionários públicos
1992	6,323	6,280	-0,0429	-4,20%
1993	6,315	6,224	-0,0912	-8,71%
1995	6,511	6,401	-0,1102	-10,44%
1996	6,521	6,402	-0,1183	-11,15%
1997	6,545	6,407	-0,1383	-12,92%
1998	6,602	6,408	-0,1944	-17,67%
1999	6,551	6,328	-0,2230	-19,99%
2001	6,606	6,292	-0,3137	-26,93%
2002	6,572	6,238	-0,3333	-28,35%
2003	6,491	6,170	-0,3214	-27,48%

Fonte: elaboração própria.

Para indivíduos com 12 ou mais anos de estudo, aqueles alocados no setor privado cca iniciaram a década com ligeira vantagem salarial em relação a funcionários públicos (tabela 4.21). Essa situação se inverteu a partir de 1995, quando funcionários públicos passaram a ganhar 9,64% a mais. De 1996 a 2003, este hiato de rendimentos cresceu progressivamente, atingindo o valor de 21,06%.

Tabela 4.21 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com 12 anos ou mais de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

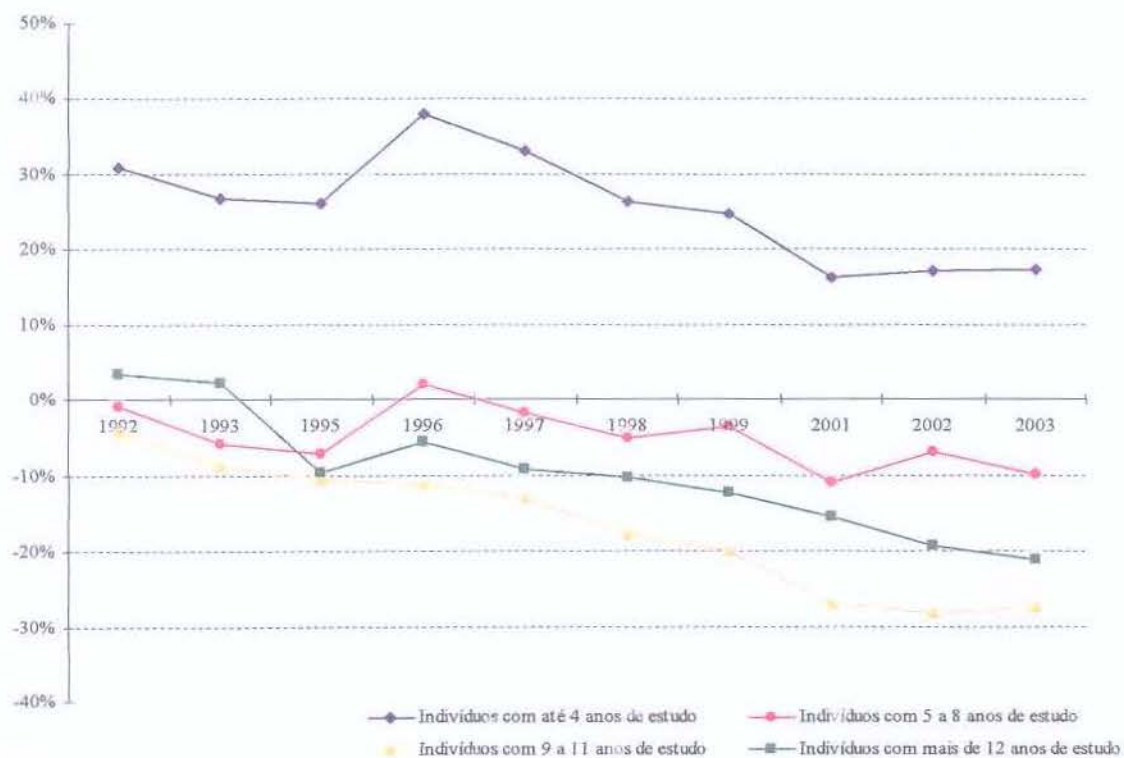
Ano	Média de Y_j para funcionários públicos	Média de Y_j para empregados do setor privado cca	Efeito total	Quanto os empregados do setor privado cca recebem a menos em comparação aos funcionários públicos
1992	6.979	7.013	0.0346	3,52%
1993	7.003	7.026	0.0235	2,38%
1995	7.293	7.191	-0.1014	-9,64%
1996	7.289	7.233	-0.0565	-5,49%
1997	7.312	7.217	-0.0950	-9,07%
1998	7.362	7.254	-0.1081	-10,25%
1999	7.316	7.185	-0.1308	-12,26%
2001	7.291	7.121	-0.1692	-15,56%
2002	7.274	7.061	-0.2134	-19,22%
2003	7.159	6.923	-0.2365	-21,06%

Fonte: elaboração própria.

A análise da evolução dos rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca conforme faixas de escolaridade permite-nos constatar que, à exceção dos indivíduos com até 4 anos de estudo, a vantagem salarial ao longo do período estudado é de funcionários públicos. Embora ocorra queda desta diferença salarial em 1996 (exceto para os indivíduos com 9 a 11 anos de estudo), há, em geral, aumento nos anos seguintes.

Mesmo no caso de indivíduos com até 4 anos de estudo, em que o hiato salarial é favorável a empregados do setor privado cca em todos os anos do período 1992-2003, constata-se comportamento semelhante ao das outras séries, isto é, perda relativa de rendimento dos empregados do setor privado cca entre 1996 e 2002.

Gráfico 4.4 — Evolução do hiato salarial entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, por faixa de escolaridade, no Brasil, de 1992 a 2003.



Fonte: elaboração própria.

5. Conclusões

Ao longo deste trabalho, constatou-se a existência de um hiato salarial entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca alocados no setor de serviços, no Brasil, a favor dos primeiros. Entre 1992 e 2003, período que em se concentrou o presente estudo, os empregados do setor privado cca auferiram, em média, um rendimento equivalente a 63,6% daquele recebido por funcionários públicos estatutários²⁹.

Constatou-se, ademais, que tal hiato ampliou-se de forma não desprezível no período considerado. Em 1992, os empregados do setor privado cca auferiam um rendimento cerca de 20% inferior ao recebido por funcionários públicos. Em 2003, esta diferença havia se ampliado para 35%³⁰. O aumento da participação do componente entre grupos no valor total das medidas de desigualdade de Theil, calculadas para funcionários públicos e empregados do setor privado cca somados, confirma este resultado.

Em certa medida, o hiato de rendimentos entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca se deve à heterogeneidade entre estas duas categorias de trabalhadores no tocante às suas características produtivas. Os empregados do setor privado cca ganham menos principalmente porque são, em média, mais jovens e menos qualificados. Ademais, seu ingresso precoce no mercado de trabalho, em atividades pouco qualificadas, contribui para o menor rendimento médio do grupo.

Por outro lado, os coeficientes das equações de rendimento estimadas para as duas categorias revelaram-se estatisticamente distintos, mesmo tendo sido utilizados controles para região e tipo de inserção no mercado de trabalho. Estas evidências reforçam a hipótese de segmentação entre os mercados de trabalho público e privado. As taxas de retorno por ano de estudo, por exemplo, são, até os 9 anos de estudo, superiores para funcionários públicos, indicando que estes têm mais facilidade em converter educação em renda. A partir dos 9 anos, porém, essa situação se inverte: os funcionários do setor privado obtêm maior retorno para cada ano adicional de estudo. Isto revela que os processos de determinação salarial nos setores público e privado, isto é, os critérios de remuneração e os

²⁹ Comparando diretamente as médias do rendimento mensal de todos os trabalhos no período 1992-2003.

³⁰ Neste caso, estamos comparando as médias geométricas do rendimento mensal de todos os trabalhos.

mecanismos de incentivo, são bastante distintos, sendo, portanto, distintos os pesos atribuídos aos atributos produtivos dos trabalhadores em cada caso.

Foram particularmente inesperados os valores obtidos para os coeficientes da variável sexo. Eles revelaram que a discriminação contra mulheres é maior na carreira pública. Isto sugere que os princípios de transparência e imparcialidade que regem o processo de contratação de funcionários públicos não se conservam no momento de progressão profissional dentro da carreira.

A decomposição do hiato salarial entre os dois grupos no componente que se deve a diferenças de atributos — escolaridade, idade, distribuição geográfica — e no componente residual, que expressa a segmentação entre os dois mercados de trabalho, revelou que tanto o efeito de médias quanto o de parâmetros cresceram de 1992 para 2003. Entretanto, como este último cresceu mais intensamente, aumentou sua participação na explicação da diferença total das médias dos logaritmos dos rendimentos das duas categorias de trabalhadores, diminuindo, portanto, a parcela do hiato de rendimentos que pode ser explicada pelas diferentes características das duas categorias de pessoas ocupadas.

O fator escolaridade foi o principal responsável pela redução da participação do efeito de médias no hiato salarial entre os grupos, pois seu valor absoluto apresentou expressiva queda de 1992 a 2003 e este fator é o mais importante para a geração do efeito de médias.

O efeito de médias do fator escolaridade reduziu-se porque a diferença de médias de anos de estudo entre os dois grupos diminuiu progressivamente de 1992 a 2003, ainda que ambas as categorias tenham apresentado aumento contínuo no número médio de anos de estudo no período.

A elevação do nível educacional dos trabalhadores em serviços do setor privado formal não impediu, entretanto, que seu rendimento médio sofresse queda contínua a partir de 1998. Isto indica que estes trabalhadores não conseguiram converter a melhoria alcançada em seus atributos produtivos em ganhos salariais, seja porque não conseguiram repor as perdas salariais causadas pela inflação, seja porque as remunerações pagas nas novas vagas criadas neste setor são inferiores às verificadas nas antigas ocupações. Assim, mesmo dispondo de maior capacidade de negociação salarial que os trabalhadores informais, estes trabalhadores não conseguiram evitar um achatamento de seus salários.

É surpreendente que, no mesmo período em que os empregados formais do setor terciário privado tiveram sua renda estagnada, a renda média dos funcionários públicos tenha crescido 25,7%. Há várias explicações possíveis para este fenômeno.

Por um lado, a estabilidade do emprego público tornou os trabalhadores deste segmento menos vulneráveis às vicissitudes pelas quais passou a economia brasileira nos anos 90, ao passo que, no setor privado, os trabalhadores enfrentaram ondas de demissão e posterior reconstrução a menores salários.

Por outro lado, há indícios de que os funcionários públicos tenham sofrido menores perdas salariais em virtude da inflação, em relação aos empregados em serviços do setor privado. Aos funcionários públicos federais, por exemplo, foram concedidos aumentos salariais reais em 1993 e 1994, um reajuste linear no início de 1995 e diversos reajustes setoriais ao longo do mesmo ano, que permitiram a recomposição do patamar salarial dos anos 80. Cabe lembrar que o poder de barganha dos funcionários públicos está atrelado, em grande medida, ao fato de gozarem de estabilidade no emprego, o que permite a realização de greves longas.

Finalmente, podemos encontrar uma explicação para o aumento da renda média dos funcionários públicos no critério utilizado pelos governantes para, ao longo do período estudado, realizar o saneamento deste setor. Optou-se pela diminuição de cargos de suporte e manutenção de profissionais considerados de áreas finalísticas, isto é, responsáveis pela formulação, fomento e execução das tarefas dos órgãos a que pertencem. Como consequência, a reforma empreendida eliminou principalmente cargos de menor qualificação e menores salários, contribuindo para o aumento da escolaridade média e do rendimento médio do setor.

Referências Bibliográficas

ALVES, T. Nas fábricas, as pioneiras. **O Estado de S. Paulo**, São Paulo, 6 nov. 2005. Caderno Empregos, p. 2.

BALTAR, P. Estrutura econômica e emprego urbano na década de 1990. In: PRONI, M. W. e HENRIQUE, W. (org.) **Trabalho, mercado e sociedade: o Brasil nos anos 90**. São Paulo: Editora Unesp, 2003. cap. 3, p. 153-198.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: Henriques, R. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 1, p. 21-47.

BERNDT, E. R. Analyzing determinants of wages and measuring discrimination: dummy variables in regression models. In: _____. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. Addison-Wesley, 1991. cap. 5, p. 150-223.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: v. 58, nº 2, p. 185-210, abr./jun. 2004.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 2002. 8 p. (Texto para discussão nº 897).

GOIS, A. Negro e mulher são minoria na chefia. **Folha de S. Paulo**, São Paulo, 20 jul. 2004. Caderno Dinheiro.

GRANDES empresas têm poucos negros e pardos. **Folha de S. Paulo**, São Paulo, 24 jul. 2005. Caderno Dinheiro, p. B3.

HOFFMANN, R. A distribuição da renda no Brasil no período 1992-2001. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas: Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, nº 19, p. 213-235, jul./dez. 2002.

_____. 2000a. Distribuição de renda no Brasil em 1998. In: XXXVIII CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 2000, Rio de Janeiro. **Anais do XXXVIII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro: SOBER, 2000. CD-ROM.

_____. 2000b. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 3, p. 81-107.

_____. 1998a. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Ed. da USP, 1998. cap. 4, p. 99-152.

_____. 1998b. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979/97 e a influência da inflação e do salário mínimo. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas: Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, nº 11, p. 199-221, dez. 1998.

_____; VIEIRA, S. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 3ª ed. São Paulo: Hucitec, 1998.

_____; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. **Economia e Sociedade**, v. 13, nº 2 (23), p. 51-79, jul./dez. 2004.

_____; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Nova Economia**, v. 15, nº 2, p. 35-62, maio/ago. 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1992**. Rio de Janeiro, 1993. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1993**. Rio de Janeiro, 1994. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1995**. Rio de Janeiro, 1996. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1996**. Rio de Janeiro, 1997. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1997**. Rio de Janeiro, 1998. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1998**. Rio de Janeiro, 1999. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 1999**. Rio de Janeiro, 2000. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 2001**. Rio de Janeiro, 2002. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 2002**. Rio de Janeiro, 2003. CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio 2003**. Rio de Janeiro, 2004. CD-ROM.

_____. **Síntese de Indicadores Sociais 2003**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003. 398 p. (Estudos e Pesquisas. Informação demográfica e socioeconômica, nº 12).

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 1997. p. 126-132.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: Henriques, R. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 9, p. 251-270.

MARCONI, N. Uma breve comparação entre os mercados de trabalho do setor público e privado. **Revista do Serviço Público**, Brasília: ENAP, ano 48, nº 1, p. 127-146, jan./mar. 1997.

_____. A evolução do perfil da força de trabalho e das remunerações nos setores público e privado ao longo da década de 1990. **Revista do Serviço Público**, Brasília: ENAP, ano 54, nº 1, p. 7-43, jan./mar. 2003.

_____. Gap between public and private wages and wages determination in the public sector. **Revista de Economia Política**, São Paulo: editora 34, v. 24, nº 2, p. 257-279, abr./jun. 2004.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: Henriques, R. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 8, p. 231-250.

MENEZES-FILHO, N. **A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho**. Instituto Futuro Brasil, mar. 2001. Disponível em: <www.ifb.com.br>.

NAJBERG, S.; MORAES, R. M.; IKEDA, M. Participação dos empregos do setor público no mercado de trabalho. **Informe-se**, Rio de Janeiro (RJ): Área de Assuntos Fiscais e de Emprego, BNDES, nº 42, jun. 2002. 8 p.

NERI, M. Uma nota sobre o deflacionamento da renda do trabalho. **Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise**, v. 1, nº 1, MTE/IPEA, 1996.

NEY, M.G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Economia**, Niterói (RJ): ANPEC, v. 4, nº 1, p. 113-152, jan./jun. 2003.

OMETTO, A. M. H.; HOFFMANN, R.; ALVES, M. C. Participação da mulher no mercado de trabalho: discriminação em Pernambuco e em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: v. 53, nº 3, p. 287-322, jul./set. 1999.

RAMALHO, M.; URANI, A. **A administração pública como empregadora: uma avaliação da década de 80**. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 1995. 22 p. (Série Seminários nº 5/95).

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: Henriques, R. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. cap. 6, p. 159-176.

ROCHA, S. **A investigação do rendimento na PNAD – comentários e sugestões à pesquisa nos anos 2000**. Rio de Janeiro: IPEA, ago. 2002. 19 p. (Texto para discussão nº 899).

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho — homens negros, mulheres brancas e mulheres negras**. Brasília: IPEA, nov. 2000. 26 p. (Texto para Discussão nº 769).

TAVARES, M. C. A economia política do Real. In: Mercadante, A. (org.) **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. Campinas (SP): Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, 1997. p. 101-129.

ZUCCHI, J.D.; HOFFMANN, R. Diferenças de renda associadas à cor: Brasil, 2001. **Pesquisa e Debate** 24, São Paulo: PUC-SP, v. 15, nº 1, p. 107-129, 2004.

Índice de Tabelas, Figuras e Gráficos

Capítulo 2

Gráfico 2.1 — Efeito dos controles de inserção em 1998.

Tabela 2.1 — Nível de emprego por setor e regime de trabalho. Participação (em %) no total de empregados entre 18 e 65 anos.

Tabela 2.2 — Remuneração média mensal dos funcionários públicos e do total da população ocupada, em salários mínimos, em 2000.

Tabela 2.3 — Rendimento real no trabalho principal (em salários mínimos), indivíduos com 10 anos ou mais de idade.

Capítulo 3

Tabela 3.1 — Taxa anual de inflação, medida pelo INPC.

Tabela 3.2 — Amostras extraídas das PNADs para estudo dos rendimentos de funcionário público estatutário e empregado do setor privado cca ocupados em serviços.

Tabela 3.3 — Valores do deflator utilizado no presente trabalho.

Tabela 3.4 — Distribuição das pessoas economicamente ativas residentes em domicílios particulares e pertencentes a famílias com declaração de rendimento familiar, conforme estratos de rendimento pessoal de todas as fontes e estratos de rendimento familiar *per capita*, em 2003.

Gráfico 3.1 — Diferenciais salariais associados à educação, no Brasil, em 1997.

Capítulo 4

Tabela 4.1 — Média e mediana do rendimento de todos os trabalhos, para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, em R\$ de 01/10/2003.

Tabela 4.2 — Diferença entre médias de Y_j de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Gráfico 4.1 — Diferença entre médias geométricas de rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.3 — Principais medidas de desigualdade da distribuição do rendimento de todos os trabalhos de funcionários público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.4 — Distribuição de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, em 2003, em categorias de diversas variáveis (%).

Tabela 4.5 — Média das variáveis idade, anos de estudo e logaritmo do nº de horas semanais de trabalho para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, em 2003.

Tabela 4.6 — Estimativa da equação de rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, em 2003.

Figura 4.1 — Variação de $\hat{Y}$ em função da idade, para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, em 2003.

Tabela 4.7 — Decomposição das medidas de desigualdade de Theil para o rendimento de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.8 — Decomposição das medidas de desigualdade de Theil para o rendimento de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.9 — Decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.10 — Decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Gráfico 4.2 — Participação (em %) do efeito de médias e do efeito de parâmetros na decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Gráfico 4.3 — Participação (em %) do efeito de médias e do efeito de parâmetros na decomposição da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.11 — Participação percentual de cada fator (variável ou conjunto de categorias) na geração do efeito de médias (A), do efeito de parâmetros (B) e da diferença total entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca (C) ocupados em serviços, em 2003, conforme a equação (13) do item 3.5.

Tabela 4.12 — Participação, em %, de cada fator (variável ou conjunto de categorias) na geração do efeito de médias (A'), do efeito de parâmetros (B') e da diferença total entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca (C') ocupados em serviços, em 2003, conforme a equação (18) do item 3.5.

Tabela 4.13 — Efeito de médias, total e por fator, da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.14 — Participação, em %, do efeito de médias do fator na diferença total de logaritmos de rendimentos entre funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (13) do item 3.5, de 1992 a 2003.

Tabela 4.15 — Efeito de médias, total e por fator, da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.16 — Participação, em %, do efeito de médias do fator na diferença total de logaritmos de rendimentos entre funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços, conforme a equação (18) do item 3.5, de 1992 a 2003.

Tabela 4.17 — Média de anos de estudo para funcionário público e empregado do setor privado cca ocupados em serviços.

Tabela 4.18 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e de empregados do setor privado cca ocupados em serviços com até (e inclusive) 4 anos de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.19 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com 5 a 8 anos de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.20 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com 9 a 11 anos de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela 4.21 — Diferença entre médias de Y_j de funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços com 12 anos ou mais de estudo, no Brasil, de 1992 a 2003.

Gráfico 4.4 — Evolução do hiato salarial entre funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, por faixa de escolaridade, no Brasil, de 1992 a 2003.

Apêndice

Tabela AP.1 — Distribuição dos funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003, em categorias de diversas variáveis (%).

Tabela AP.2 — Distribuição dos empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003, em categorias de diversas variáveis (%).

Tabela AP.3 — Média das variáveis idade, anos de estudo e logaritmo do nº de horas semanais de trabalho para funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela AP.4 — Média das variáveis idade, anos de estudo e logaritmo do nº de horas semanais de trabalho para empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela AP.5 — Estimativa da equação de rendimentos de funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela AP.6 — Estimativa da equação de rendimentos de empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Tabela AP.7 — Retorno para cada ano adicional de estudo, para funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, de 1992 a 2003 (em %).

Tabela AP.8 — Resultados do teste de Chow para a hipótese de que os 19 coeficientes das equações de rendimento são os mesmos para funcionários públicos e empregados do setor privado cca em serviços.

Apêndice

Tabela AP.1 — Distribuição dos funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003, em categorias de diversas variáveis (%).

Variável/Ano	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003
<i>Sexo</i>										
Masculino	40,88	41,79	40,03	39,98	39,69	39,81	40,23	40,74	40,54	40,17
Feminino	59,12	58,21	59,97	60,02	60,31	60,19	59,77	59,26	59,46	59,83
<i>Cor</i>										
Branco	63,22	63,74	62,65	61,49	62,61	62,17	62,28	62,17	61,44	59,28
Indígena	0,08	0,04	0,03	0,12	0,09	0,27	0,17	0,12	0,17	0,17
Preto	4,62	4,01	4,11	4,42	4,66	4,42	4,56	5,39	5,22	6,15
Amarelo	0,46	0,76	0,66	0,66	0,51	0,57	0,54	0,56	0,62	0,42
Pardo	31,61	31,44	32,55	33,31	32,14	32,56	32,44	31,77	32,56	33,98
<i>Área</i>										
Região metropolitana	36,13	35,42	34,02	33,37	33,60	31,94	30,90	31,80	32,00	31,68
Urbana não-metropolitana	57,96	59,13	60,03	60,22	60,38	61,30	61,73	63,39	63,12	63,51
Rural não-metropolitana	5,91	5,45	5,94	6,41	6,03	6,76	7,37	4,81	4,88	4,81
<i>Condição na família</i>										
Pessoa de referência	46,35	47,71	46,62	47,15	47,40	48,14	47,88	50,49	49,72	50,19
Demais	53,65	52,29	53,38	52,85	52,60	51,86	52,12	49,51	50,28	49,81
<i>Região</i>										
Nordeste	24,11	24,15	25,63	26,36	24,62	25,43	25,54	24,79	25,07	24,43
Norte	6,54	6,19	7,34	6,99	7,71	7,80	8,40	7,23	7,60	8,23
MG+ES+RJ	26,10	25,24	24,14	23,15	23,27	23,13	22,47	22,28	23,43	22,11
SP	21,75	21,80	20,08	19,33	21,30	19,40	19,83	21,21	19,57	19,41
Sul	11,96	12,57	13,05	14,30	12,93	13,67	13,86	14,23	14,43	15,13
Centro-Oeste	9,54	10,04	9,76	9,87	10,17	10,56	9,91	10,26	9,90	10,69

Fonte: elaboração própria.

Tabela AP.2 — Distribuição dos empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003, em categorias de diversas variáveis (%).

Variável/Ano	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003
<i>Sexo</i>										
Masculino	62,06	62,17	60,95	60,56	60,54	59,54	59,23	58,66	56,22	56,59
Feminino	37,94	37,83	39,05	39,44	39,46	40,46	40,77	41,34	43,78	43,41
<i>Cor</i>										
Branco	63,87	63,51	64,03	63,87	63,58	63,45	63,46	62,99	63,06	62,19
Indígena	0,06	0,05	0,05	0,07	0,08	0,27	0,09	0,11	0,18	0,13
Preto	5,26	5,79	5,40	6,25	5,68	6,07	5,72	6,19	5,72	6,10
Amarelo	0,50	0,61	0,37	0,40	0,31	0,57	0,49	0,45	0,44	0,50
Pardo	30,32	30,04	30,14	29,42	30,35	29,64	30,24	30,26	30,61	31,08
<i>Área</i>										
Região metropolitana	50,56	51,93	50,86	50,23	49,77	49,42	49,23	47,57	44,58	43,66
Urbana não-metropolitana	46,92	45,71	46,66	46,91	47,64	47,67	47,86	50,85	53,50	54,45
Rural não-metropolitana	2,53	2,36	2,49	2,86	2,58	2,91	2,91	1,58	1,91	1,90
<i>Condição na família</i>										
Pessoa de referência	50,42	50,91	48,99	48,64	48,31	48,22	49,13	48,80	47,20	46,94
Demais	49,58	49,09	51,01	51,36	51,69	51,78	50,87	51,20	52,80	53,06
<i>Região</i>										
Nordeste	14,13	14,24	14,48	14,80	15,19	15,04	15,33	15,05	14,86	15,08
Norte	2,94	3,02	2,85	3,16	2,90	3,13	3,24	3,85	3,88	4,03
MG+ES+RJ	26,65	26,73	27,07	26,99	26,81	26,10	26,38	25,17	25,37	25,56
SP	32,38	32,19	32,38	32,07	31,87	31,62	30,95	31,05	30,37	29,47
Sul	17,41	17,36	16,67	16,41	16,14	16,71	16,59	17,43	17,85	18,25
Centro-Oeste	6,49	6,46	6,55	6,57	7,09	7,40	7,51	7,45	7,68	7,61

Fonte: elaboração própria.

Tabela AP.3 — Média das variáveis idade, anos de estudo e logaritmo do nº de horas semanais de trabalho para funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Variável	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003
Idade	38,11	38,10	38,45	38,71	38,84	39,15	39,47	40,34	40,45	40,87
Anos de estudo	10,82	10,86	10,94	11,00	11,20	11,21	11,28	11,51	11,61	11,76
Logaritmo neperiano do nº de horas semanais de trabalho	3,61	3,61	3,63	3,62	3,63	3,62	3,63	3,64	3,64	3,63

Fonte: elaboração própria.

Tabela AP.4 — Média das variáveis idade, anos de estudo e logaritmo do nº de horas semanais de trabalho para empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Variável	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003
Idade	31,91	31,97	31,99	32,01	32,01	32,38	32,66	32,43	32,36	32,56
Anos de estudo	7,57	7,74	7,87	8,15	8,33	8,53	8,68	9,01	9,24	9,41
Logaritmo neperiano do nº de horas semanais de trabalho	3,80	3,79	3,79	3,79	3,78	3,79	3,78	3,79	3,80	3,79

Fonte: elaboração própria.

Tabela AP.5 — Estimativa da equação de rendimentos de funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Variável/Ano	1992	1993	1995	1996	1997
<i>Constante</i>	1,8361	1,9417	2,1240	2,3593	2,6600
<i>Sexo</i>	-0,3271	-0,3101	-0,3477	-0,3416	-0,3680
<i>Idade/10</i>	0,5822	0,5139	0,5020	0,4898	0,4287
<i>(Idade/10)²</i>	-0,0551	-0,0464	-0,0438	-0,0439	-0,0381
<i>Cor</i>					
Indígena	0,5335	0,4733 <i>ns</i>	0,3362 <i>ns</i>	-0,0132 <i>Ns</i>	-0,3005 <i>ns</i>
Preto	-0,1122	-0,0767	-0,1267	-0,0889	-0,1257
Amarco	0,1800 <i>ns</i>	0,1657 <i>ns</i>	0,1517 <i>ns</i>	-0,0616 <i>Ns</i>	0,1282 <i>ns</i>
Pardo	-0,1097	-0,0774	-0,0769	-0,0983	-0,0815
<i>Escolaridade</i>	0,0832	0,0864	0,0933	0,0841	0,0886
<i>Escolaridade a partir de 9 anos de estudo</i>	0,0282	0,0343	0,0405	0,0460	0,0427
<i>Log. do nº de horas semanais de trabalho</i>	0,6529	0,6285	0,6194	0,5987	0,5513
<i>Condição na família</i>	0,1115	0,1665	0,1619	0,1444	0,1408
<i>Região</i>					
Norte	0,3413	0,3771	0,3422	0,3623	0,3486
MG+ES+RJ	0,2655	0,1803	0,2112	0,2076	0,2389
SP	0,3684	0,2723	0,3667	0,4060	0,3832
Sul	0,3852	0,3275	0,2869	0,2890	0,2918
Centro-Oeste	0,3563	0,4788	0,4496	0,4008	0,3318
<i>Área</i>					
Urbana não-metropolitana	-0,2381	-0,1900	-0,2160	-0,2570	-0,2506
Rural não-metropolitana	-0,4569	-0,4505	-0,3882	-0,4290	-0,3973
<i>R² (em %)</i>	53,72	51,11	56,18	56,15	56,68
<i>Teste F</i>	514,22	484,69	678,01	647,38	670,16

Nota: *ns* denota os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Fonte: elaboração própria.

(continua)

Tabela AP.5 — Estimativa da equação de rendimentos de funcionários públicos ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003. (continuação)

Variável/Ano	1998	1999	2001	2002	2003
<i>Constante</i>	2,7420	2,6190	2,8244	2,9527	2,6298
<i>Sexo</i>	-0,3478	-0,3436	-0,3339	-0,3097	-0,3355
<i>Idade/10</i>	0,4879	0,5535	0,5884	0,4114	0,5883
<i>(Idade/10)²</i>	-0,0460	-0,0512	-0,0559	-0,0340	-0,0554
<i>Cor</i>					
Indígena	0,1009 <i>ns</i>	0,0517 <i>ns</i>	-0,1475 <i>ns</i>	-0,1272 <i>ns</i>	-0,1326 <i>ns</i>
Preto	-0,1217	-0,1776	-0,0955	-0,1028	-0,1713
Amarelo	0,1948	0,0702 <i>ns</i>	0,0716 <i>ns</i>	0,0354 <i>ns</i>	0,2920
Pardo	-0,1190	-0,1198	-0,1042	-0,0925	-0,1335
<i>Escolaridade</i>	0,0822	0,0918	0,0731	0,0762	0,0697
<i>Escolaridade a partir de 9 anos de estudo</i>	0,0505	0,0373	0,0562	0,0531	0,0583
<i>Log. do nº de horas semanais de trabalho</i>	0,5328	0,4952	0,4527	0,4937	0,4981
<i>Condição na família</i>	0,1528	0,1215	0,1476	0,1409	0,1272
<i>Região</i>					
Norte	0,2701	0,2617	0,2070	0,2648	0,2198
MG+ES+RJ	0,1487	0,1334	0,2332	0,2082	0,1671
SP	0,3856	0,3318	0,3348	0,3382	0,2538
Sul	0,2396	0,2277	0,1676	0,1601	0,1656
Centro-Oeste	0,3090	0,2904	0,2974	0,3464	0,3143
<i>Área</i>					
Urbana não-metropolitana	-0,2426	-0,2297	-0,2353	-0,2481	-0,2431
Rural não-metropolitana	-0,3114	-0,3216	-0,4077	-0,4431	-0,3887
<i>R² (em %)</i>	57,58	57,10	55,21	56,23	54,51
<i>Teste F</i>	700,35	710,44	696,86	757,75	727,81

Nota: *ns* denota os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Fonte: elaboração própria.

Tabela AP.6 — Estimativa da equação de rendimentos de empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003.

Variável/Ano	1992		1993		1995		1996		1997
<i>Constante</i>	3,3142		3,2183		3,1935		3,4657		3,3481
<i>Sexo</i>	-0,2655		-0,2735		-0,2976		-0,2807		-0,2974
<i>Idade/10</i>	0,6043		0,6351		0,6263		0,6184		0,6369
<i>(Idade/10)²</i>	-0,0656		-0,0689		-0,0655		-0,0654		-0,0659
<i>Cor</i>									
Indígena	-0,1350	<i>ns</i>	-0,1559	<i>ns</i>	0,1028	<i>ns</i>	-0,1133	<i>ns</i>	-0,0709
Preto	-0,1190		-0,1813		-0,1914		-0,1850		-0,1955
Amarelo	-0,0010	<i>ns</i>	0,1969		0,0622	<i>ns</i>	0,1985		0,1857
Pardo	-0,1048		-0,1125		-0,1113		-0,1276		-0,1267
<i>Escolaridade</i>	0,0562		0,0556		0,0640		0,0521		0,0512
<i>Escolaridade a partir de 9 anos de estudo</i>	0,0673		0,0801		0,0746		0,0895		0,0867
<i>Log. do n° de horas semanais de trabalho</i>	0,2905		0,2749		0,2976		0,2571		0,2898
<i>Condição na família</i>	0,1844		0,1945		0,2088		0,2052		0,1749
<i>Região</i>									
Norte	0,1311		0,2182		0,2296		0,2616		0,2425
MG+ES+RJ	0,1726		0,1646		0,1928		0,1964		0,1940
SP	0,3858		0,4331		0,5237		0,5488		0,5275
Sul	0,2500		0,3085		0,3549		0,3533		0,3244
Centro-Oeste	0,2039		0,2714		0,3277		0,3398		0,3122
<i>Área</i>									
Urbana não-metropolitana	-0,1274		-0,1277		-0,1512		-0,1495		-0,1645
Rural não-metropolitana	-0,1484		-0,1748		-0,1701		-0,1586		-0,1615
<i>R² (em %)</i>	41,46		44,31		47,86		47,95		49,20
<i>Teste F</i>	679,51		770,88		994,57		1016,11		1131,17

Nota: *ns* denota os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Fonte: elaboração própria.

(continua)

Tabela AP.6 — Estimativa da equação de rendimentos de empregados do setor privado cca ocupados em serviços, no Brasil, de 1992 a 2003. (continuação)

Variável/Ano	1998	1999	2001	2002	2003
<i>Constante</i>	3,4637	3,5842	3,6258	3,5239	3,8492
<i>Sexo</i>	-0,2823	-0,2794	-0,2724	-0,2699	-0,2490
<i>Idade/10</i>	0,6221	0,6241	0,5495	0,6149	0,5229
<i>(Idade/10)²</i>	-0,0635	-0,0630	-0,0529	-0,0620	-0,0490
<i>Cor</i>					
Indígena	-0,1848	0,1045 <i>ns</i>	-0,0583 <i>ns</i>	-0,1969	-0,0537 <i>ns</i>
Preto	-0,1757	-0,1512	-0,1488	-0,1536	-0,1281
Amarelo	0,0368 <i>ns</i>	0,0469 <i>ns</i>	0,0490 <i>ns</i>	0,0823 <i>ns</i>	0,1604
Pardo	-0,1021	-0,1163	-0,1180	-0,1069	-0,0962
<i>Escolaridade</i>	0,0463	0,0431	0,0391	0,0291	0,0302
<i>Escolaridade a partir de 9 anos de estudo</i>	0,1015	0,1018	0,1051	0,1182	0,1067
<i>Log. do nº de horas semanais de trabalho</i>	0,2653	0,2229	0,2514	0,2634	0,1876
<i>Condição na família</i>	0,1871	0,1738	0,1515	0,1368	0,1641
<i>Região</i>					
Norte	0,2264	0,1978	0,1769	0,1181	0,1396
MG+ES+RJ	0,2029	0,1938	0,1609	0,1705	0,1707
SP	0,5010	0,4944	0,4469	0,4069	0,3827
Sul	0,3309	0,2983	0,2573	0,2637	0,2762
Centro-Oeste	0,2983	0,2642	0,2859	0,2731	0,2654
<i>Área</i>					
Urbana não-metropolitana	-0,1706	-0,1532	-0,1411	-0,1454	-0,1156
Rural não-metropolitana	-0,2002	-0,1402	-0,2122	-0,2098	-0,1561
<i>R² (em %)</i>	50,78	50,19	48,86	48,91	46,44
<i>Teste F</i>	1239,11	1210,79	1315,27	1108,88	1040,34

Nota: *ns* denota os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Fonte: elaboração própria.

Tabela AP.7 — Retorno para cada ano adicional de estudo, para funcionários públicos e empregados do setor privado cca ocupados em serviços, de 1992 a 2003 (em %).

Ano	Funcionários públicos		Empregados do setor privado cca	
	Até 9 anos de estudo	Após 9 anos de estudo	Até 9 anos de estudo	Após 9 anos de estudo
1992	8,68	11,79	5,78	13,14
1993	9,03	12,84	5,72	14,54
1995	9,78	14,32	6,61	14,87
1996	8,77	13,90	5,35	15,22
1997	9,27	14,04	5,25	14,79
1998	8,57	14,19	4,74	15,93
1999	9,61	13,78	4,41	15,60
2001	7,59	13,81	3,99	15,51
2002	7,92	13,81	2,95	15,87
2003	7,22	13,65	3,07	14,67

Fonte: elaboração própria

Tabela AP.8 — Resultados do teste de Chow para a hipótese de que os 19 coeficientes das equações de rendimento são os mesmos para funcionários públicos e empregados do setor privado cca em serviços.

Ano	F_E	$\Pr > F_E$
1992	23,42	<0,0001
1993	27,70	<0,0001
1995	29,46	<0,0001
1996	30,08	<0,0001
1997	29,00	<0,0001
1998	29,83	<0,0001
1999	37,96	<0,0001
2001	48,50	<0,0001
2002	59,97	<0,0001
2003	62,11	<0,0001

Fonte: elaboração própria.