

Distribuição relativa salarial e educacional entre o setor público e privado no Brasil (1987-2005).

Raquel Rangel de Meireles Guimarães♦
CEDEPLAR/UFMG

*Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira**
CEDEPLAR/UFMG

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar a distribuição salarial e educacional entre o setor público e privado no Brasil, entre 1987 e 2005. Utilizamos métodos de distribuição relativa (Handcock e Morris, 1999), uma abordagem não-paramétrica, para uma análise exploratória das densidades salariais e educacionais no setor público e privado. Evidências obtidas a partir dos dados revelam que o setor público apresenta uma menor densidade de salários mais baixos e uma maior densidade de salários elevados em relação ao setor privado em 1987, 1997 e 2005, indicando uma posição mais favorável em termos salariais. A decomposição da distribuição salarial do setor público em efeito de mudanças na mediana e na estrutura mostrou que, entre 1987 e 1997, houve um aumento salarial para os trabalhadores de ambos os setores, porém não acompanhado de uma polarização nos rendimentos. Por sua vez, entre 1997 e 2005, houve uma queda no rendimento como um todo, também não acompanhado por uma polarização nos rendimentos. No que tange à distribuição educacional, ambos os setores melhoraram ao longo do período, sendo essa melhora proeminente no setor público. Apesar dessa melhora educacional, o ajustamento das densidades salariais para o efeito composicional da educação evidencia que a educação não é o principal determinante das variações salariais nos dois setores. Embora não possua um alto poder explicativo, a melhoria educacional dos trabalhadores foi mais vantajosa para aqueles trabalhadores do setor público e privado que se situam na base da distribuição, enquanto que os trabalhadores no topo da distribuição repercutiu em uma piora sua posição em termos salariais.

♦ Mestranda em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional/UFMG. raquel@cedeplar.ufmg.br

* Pesquisadora do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional/UFMG. ahermeto@cedeplar.ufmg.br

Introdução

Diferenciais salariais entre o setor público e privado têm sido objeto de estudo em vários países do mundo: Estados Unidos (KATZ E KRUEGER, 1991; PORTEBA E RUENEN, 1994; MARGO E FINEGAN, 1995), Alemanha (MELLY, 2005), Paquistão (HYDER E REILLY, 2005); Grã Bretanha (YU, VAN KERM E ZHANG, 2004; LUCIFORA E MEURS, 2004); Grécia (PAPAPETROU, 2006) e Brasil (GILL, 1998; FOGUEL ET AL, 2000; BELLUZZO ET AL, 2005; BENDER E FERNANDES, 2006). A consensual e surpreendente evidência demonstrada nesses artigos é a de que, embora os trabalhadores do setor público angariem um salário médio superior aos trabalhadores do setor privado, esses retornos se diferenciam ao longo da distribuição salarial, sendo que o prêmio salarial para a participação no setor público é maior para os quantis inferiores de rendimento e menor (ou mesmo negativo) para os trabalhadores com rendimentos situados na cauda superior da distribuição. Em termos de política salarial, a análise da distribuição completa salarial permite um diagnóstico mais adequado da posição salarial desses trabalhadores¹.

Grande parte dos trabalhos anteriores assenta-se em metodologias paramétricas para a estimação dos diferenciais salariais entre os setores, mediante o uso de regressões mincerianas tradicionais e estimação de regressões nos quantis, seja-se utilizando a abordagem da estatística clássica ou bayesiana. O objetivo deste artigo é analisar e decompor as mudanças na distribuição relativa salarial e educacional entre o setor público e privado utilizando-se o arcabouço da distribuição relativa. Esta metodologia foi proposta por Handcock e Morris (1999) e baseia-se no instrumental não-paramétrico, permitindo uma análise exploratória livre dos pressupostos paramétricos recorrentes sobre a forma matemática da função de probabilidades da variável-resposta. Para tanto, estimamos densidades de probabilidade *kernel* para o setor público e privado e decomposições da distribuição relativa de forma a obter evidências substantivas sobre o diferencial público e privado no Brasil, entre 1987 e 2005.

Este artigo está organizado da seguinte forma: a primeira seção apresenta a metodologia de distribuição relativa, suas decomposições e a fonte de dados utilizada neste trabalho. A terceira seção traz os resultados da distribuição relativa para os salários dos

¹ Para uma aplicação desta metodologia com proposições para a Reforma Administrativa do Governo Federal no Brasil, ver Guimarães e Oliveira (2007).

trabalhadores do setor público e privado em 1987, 1997 e 2005, a distribuição relativa educacional dentro dos setores ao longo do tempo e o ajustamento da distribuição relativa salarial pela composição educacional. As considerações finais encerram as evidências deste trabalho.

1 Metodologia

1.1 Fonte de dados

Utilizar-se-ão neste trabalho os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), em três pontos no tempo: 1987, 1997 e 2005. A escolha dos períodos deve-se ao interesse na distribuição salarial vigente após grandes transformações na política econômica ou na política salarial do governo: i. antes da Constituição de 1988; ii. após a Reforma Administrativa de 1995 e, iii. após políticas subsequentes. A PNAD é disponibilizada anualmente pelo IBGE e apresenta uma fonte bastante rica de dados relativos aos rendimentos da população brasileira. Sua representatividade estatística é garantida em nível nacional, exceto em algumas áreas rurais do Norte do país.

Com o intuito de analisar os diferenciais de rendimento entre os trabalhadores do setor público e privado, a amostra será composta por trabalhadores que se declararam ocupados na semana de referência de cada pesquisa e apresentaram rendimento salarial na semana de referência positivo.

Uma limitação encontrada neste trabalho diz respeito à base da PNAD de 1987, a qual não contém diretamente a filiação do trabalhador ao setor público e privado. De forma a obter o setor de emprego do entrevistado, os trabalhadores foram alocados como pertencentes ao setor público se exerciam as seguintes atividades: ensino público; previdência social pública; serviços de saúde pública; serviços administrativos na esfera federal, municipal e estadual; poder legislativo; poder judiciário; polícia militar; polícia civil; corpo de bombeiros; outros órgãos de segurança governamental; produção e distribuição de energia elétrica, de gás canalizado; abastecimento de água e limpeza pública e remoção do lixo. Outra restrição nesse período deve-se à ausência, por conseguinte, de um quesito que identifique a esfera de governo de filiação do trabalhador do setor público para todas as atividades.

Ressaltam-se ainda nesse trabalho dificuldades inerentes à utilização de pesquisas amostrais, como a sub-declaração das rendas elevadas (BARROS ET AL, 2007) e, no caso

específico dos salários do setor público, da ausência de quesitos na PNAD que investigam os benefícios compensatórios pecuniários e não-pecuniários.

1.2 *Formalização: Distribuição relativa*

O advento dos instrumentais estatísticos não-paramétricos atentou os pesquisadores para a não necessidade de adoção de pressupostos sobre a forma matemática da distribuição de probabilidades de uma variável de interesse. Isso porque grande parte dos modelos paramétricos (regressão tradicional e suas decomposições) são sensíveis a violações em suas hipóteses, o que reflete em respostas enganosas para as questões de pesquisa (DINARDO e TOBIAS, 2001). Ademais, a metodologia não-paramétrica possibilita a análise dos dados tais como eles são, sem nenhuma suposição *a priori* de sua distribuição.

Nesse sentido, o método de distribuição relativa, apresentado por Handcock e Morris (1999), apresenta-se como um valioso instrumental para a análise substantiva da desigualdade salarial e fornece um arcabouço consistente para a análise de dados. Intuitivamente, a distribuição relativa consiste da transformação dos dados de duas distribuições (referência e comparação – ou setor público e privado) em uma única distribuição que contém toda a informação necessária para comparações entre elas. Mais ainda, a distribuição relativa combina o potencial exploratório dos dados com uma ferramenta estatística de estimação e inferência, que é insensível aos pressupostos recorrentes em metodologias paramétricas.

A despeito dos avanços na análise de dados via distribuição relativa e nas metodologias não-paramétricas, há poucos trabalhos no Brasil que investigam a evolução da desigualdade salarial entre setor público e privado utilizando esses instrumentais. Além disso, embora o estudo da desigualdade deveria ser focado na distribuição de estudo como um todo, geralmente os trabalhos empíricos se atêm a metodologias que se assentam nas médias, o que a análise quando elas não são representativas dessa população. O método de distribuição relativa supre essa ausência e fornece um arcabouço de medidas numéricas resumidas e gráficos que possibilitam uma investigação substantiva dos dados.

Intuitivamente, a distribuição relativa consiste na construção de cenários contrafactuais nos quais duas populações são comparadas em termos da sua distribuição de probabilidades. Neste trabalho verificar-se-á como os trabalhadores do setor público estariam alocados dentro da distribuição dos trabalhadores do setor privado ou como os trabalhadores

do setor público em 2005 estariam alocados caso permanecesse a distribuição salarial desses trabalhadores em 1997.

A distribuição relativa possui as seguintes propriedades: i. não é afetada pela escolha da escala (é invariante a qualquer transformação monotônica da variável original - ex: salários versus log-salários); ii. sua unidade básica de análise é a população, e não o indivíduo; iii. mensura a proporção de pessoas e efetua o seu ordenamento (*ranks*), e não os valores de renda, tal como as metodologias tradicionais. Essas características fazem com que a distribuição relativa se destaque como uma ferramenta exploratória de bastante conteúdo substantivo para o entendimento das questões de desigualdade de renda (HANDCOCK e MORRIS, 1999).

A análise dos dados através da distribuição relativa foi realizada no software R (R CORE DEVELOPMENT TEAM, 2007), com o pacote *reldist*². Os gráficos foram produzidos através dos códigos fornecidos por Handcock e Aldrich (2002).

Formalmente, para a aplicação no exercício empírico deste trabalho, consideremos Y_0 como a variável aleatória para o logaritmo do salário-hora de uma população de referência (trabalhadores no setor público). A função de densidade de probabilidade (*pdf*) de Y_0 é dada por $f_0(y)$ e sua distribuição acumulada (*cdf*) como $F_0(y)$. Considere-se ainda a mesma medida em uma população de comparação Y (trabalhadores no setor privado), sendo a *pdf* de Y , $f(y)$ e sua distribuição, $F(y)$. A distribuição relativa de Y para Y_0 (função R) é definida pela distribuição da variável aleatória:

$$R = F_0(Y) \quad (2.1)$$

Onde:

R : distribuição relativa do logaritmo dos salários-hora

F_0 : função de distribuição acumulada para o logaritmo do salário-hora dos trabalhadores do setor público.

Y : logaritmo do salário-hora dos empregados no setor privado.

Temos que a distribuição relativa R é obtida a partir de Y (logaritmo do salário-hora no grupo de comparação, ou no setor privado) transformado pela função de distribuição

² <http://cran.r-project.org/doc/packages/reldist.pdf>

acumulada para Y_0 , F_0 (logaritmo do salário-hora na população de referência, ou os empregados do setor público). Uma propriedade de R diz que ela é contínua no intervalo $[0,1]$ e chamamos a realização de R , r , por dados relativos.

Uma quantidade importante relacionada às funções de distribuição de probabilidades acumulada (*cdf*) é a sua função inversa, que dá origem à função quantílica. Para o logaritmo dos salários-hora de uma população, essa função pode ser descrita como:

$$Q(p) = F^{-1}(p) = \inf_x \{x | F(x) \geq p\} \quad (2.2)$$

Onde:

$Q(\cdot)$: função quantílica do logaritmo dos salários-hora de uma população.

$F^{-1}(\cdot)$: inversa da Função de Distribuição (*cdf*) dos salários-hora.

x : salário-hora observado

p : quantil de análise

O valor da função quantílica, $Q(p)$, define o valor do quantil p da distribuição do salário hora. Um caso especial é a mediana ($p = 0,5$), para a qual o valor $Q(0,5)$ define o valor do salário-hora que separa 50% da população com salários abaixo desse valor e 50% da população com valores superiores ao mesmo.

Uma vez que, por definição, a distribuição relativa é uma transformação monotônica da variável de interesse (logaritmo do salário-hora para dados relativos) e, se conhecemos a distribuição dessa variável, é possível demonstrar uma equivalência entre a distribuição original e sua transformação:

$$F_Y(y) = P(X \leq h^{-1}(y)) = F(h^{-1}(y)) \quad (2.3)$$

Onde Y é a variável de interesse, $h(x)$ é uma transformação monotônica dessa variável. Portanto, a equação (3) mostra que a função de distribuição acumulada de Y é equivalente à mesma função de distribuição para uma transformação monotônica de Y . Utilizando essa propriedade, podemos encontrar a função de distribuição acumulada (*cdf*) da variável aleatória R :

$$G(r) = F(F_0^{-1}(r)) = F(Q_0(r)), \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (2.4)$$

A derivada primeira de $G(r)$ nos traz a função de densidade relativa (*pdf*):

$$g(r) = \frac{f(Q_0(r))}{f_0(Q_0(r))}, \quad 0 \leq r \leq 1 \quad (2.5)$$

Assim, a densidade relativa $g(r)$ pode ser interpretada como uma razão de densidades: a razão da fração de respondentes dentre os trabalhadores no setor privado pela fração dos trabalhadores do setor público em um dado nível de atributo de resposta Y ($Q_0(r)$). Intuitivamente, a densidade relativa nos diz como os trabalhadores do setor privado se localizariam na distribuição salarial dos trabalhadores do setor público. Se os salários ao longo da distribuição para os dois setores forem iguais, a função $g(r)$ assume um valor 1 e, por exemplo, os 10% dos indivíduos no setor público que se localizam na cauda inferior da distribuição seriam iguais aos 10% de menores salários da distribuição no setor privado (se $g(0,10) = 1$).

Para a estimação das densidades de probabilidade do salário-hora dos setores público e privado, $f_0(y)$ e $f(y)$, utilizou-se uma metodologia de suavização não-paramétrica dos dados denominada *kernel*. A utilização dessa metodologia permite que não se adote uma suposição desnecessária ou equivocada sobre a forma matemática da função de distribuição dos salários.

A estimação de densidades *kernel* requer dois componentes, a largura do intervalo e a função *kernel*. A largura do intervalo provê a distância a partir de um ponto x_0 da distribuição salarial à qual a densidade será suavizada e a *kernel* é a função que estimará médias locais. De acordo com Dinardo e Tobias (2001), a escolha da *kernel* não influencia significativamente no formato da curva de probabilidades estimada, porém a escolha da largura do intervalo tem implicações significativas na análise, uma vez que envolve um *trade-off* entre viés e variância³. Neste trabalho, utilizaram-se os critérios ótimos propostos por Silverman (1986), o qual sugere, para a estimação da densidade de probabilidade ($\hat{f}_n(x)$) a adoção de uma kernel Epanechnikov ($k(x)$) com uma largura do intervalo (h^*) definida por:

$$\hat{f}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} k\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (2.6)$$

$$k(x) = \frac{3}{4}(1 - x^2)I(x) \quad (2.7)$$

³ Segundo Dinardo e Tobias (2001), esse trade-off, intuitivamente, existe porque um aumento da largura do intervalo acarreta em uma menor variância e no aumento da precisão da estimativa (sobresuavização). Entretanto, com uma suavização excessiva dos dados, corre-se o risco de obter uma densidade viesada.

$$h^* = 1,3643 \delta n^{-0,2} \sigma \quad (2.8)$$

Onde x é o valor da função a ser suavizado, $k(x)$ é a função kernel, $I(x)$ é a função indicadora, h^* é a largura ótima do intervalo, δ é uma constante para a kernel epanechnikov (1,7188), n é o tamanho da amostra e σ é o desvio-padrão amostral.

Além de ser de fácil interpretação e flexível, a distribuição relativa também provê meios de decomposição das mudanças na mediana da distribuição e na estrutura, o que permite análises interessantes sobre o efeito ao longo do tempo das mudanças sobre os salários, a qual será apresentada a seguir. Tudo isso é aliado ao poder explanatório dos gráficos, o que traz mais facilidade às interpretações.

1.2.1 Decomposição da distribuição relativa em mudanças na mediana e na estrutura

Seguindo-se Handcock e Morris (1999), considere Y_{0L} uma variável aleatória que descreve uma variável resposta (no nosso caso, salários padronizados) para o grupo de referência ajustada para ter a mesma mediana do grupo de comparação (ou seja, $Y_{0L} = Y_0 - \rho$, onde ρ é a mediana da variável de interesse no grupo de comparação). Nesse caso, dizemos que Y_{0L} é um grupo hipotético que tem a mediana do grupo de comparação, mas a estrutura do grupo de referência. A função de distribuição acumulada de Y_{0L} é denominada $F_{0L}(y)$ ou $F_0(y - \rho)$. Da mesma forma, a densidade de probabilidade de Y_{0L} é dada por $f_{0L}(y)$ ou $f_0(y - \rho)$.

Para a decomposição da distribuição relativa em mudanças na mediana e na estrutura, são construídas duas distribuições relativas, as quais se derivam das distribuições de três grupos: do grupo de referência Y , do grupo de comparação Y_0 , e do grupo hipotético descrito anteriormente Y_{0L} , o qual possui a mediana do grupo de comparação, mas a estrutura do grupo de referência.

Seja, portanto R a distribuição relativa do grupo de referência em relação ao grupo de comparação, ou seja, $F_0(Y)$. Tome-se também R_0^{OL} como a distribuição relativa do grupo hipotético em relação ao grupo de comparação, $F_0(Y_{0L})$ ou $F_0(Y_0 + \rho)$. Nesse caso, se o grupo de referência e de comparação possuem a mesma mediana, então R_0^{OL} tem distribuição uniforme.

Considere ainda R_{OL} como a distribuição relativa do grupo de referência em relação ao grupo hipotético. $F_{OL}(Y)$ ou $F_0(Y - \rho)$. R_{OL} terá distribuição uniforme quando, líquido das mudanças na mediana, as duas distribuições (referência e comparação) têm a mesma estrutura.

Considerando-se a razão das densidades de probabilidade, ou a densidade relativa $g(r)$, temos:

$$g(r) = \frac{f(y_r)}{f_0(y_r)} = \frac{f_{OL}(y_r)}{f_0(y_r)} \times \frac{f(y_r)}{f_{OL}(y_r)} \quad (2.9)$$

Portanto, podemos dizer que a densidade relativa global $g(r)$ pode ser decomponível em duas partes: em uma densidade relativa que expressa mudanças na mediana $g_0^{OL}(r)$ e uma densidade relativa para diferenças nas estruturas das duas distribuições $g_{OL}(r)$:

$$g(r) = g_0^{OL}(r) \times g_{OL}(r) \quad (2.10)$$

Um exemplo prático dessa decomposição refere-se à análise de mudanças da estrutura salarial dentro do setor público ou privado, em dois pontos no tempo. Essa aplicação será realizada mais adiante.

1.2.2 Medidas numéricas resumidas: Entropia e Índice de Polarização na mediana e nas caudas superior e inferior

A principal vantagem do método de distribuição relativa é permitir análises e comparações mais robustas de duas populações. Como toda a análise é feita ao longo da distribuição de probabilidades, é possível através deste método mensurar a dissimilaridade entre duas distribuições e verificar, além de mudanças observadas na mediana, como a distribuição nas caudas superior e inferior se diferem nas duas populações. Nesse caso, o interesse de estudo é a análise de uma população qualquer (ex. setor privado ou setor público), em dois pontos no tempo, sendo os grupos de referência e população apenas deslocados no tempo.

De forma a medir-se a dissimilaridade entre duas distribuições no arcabouço da distribuição relativa, Handcock e Morris propõem a utilização da medida de *Kullback-Leiber*, a qual intuitivamente nos traz a “informação esperada quando discriminamos g de uma distribuição uniforme baseado numa única observação de R ” (p. 67). Nesse caso, o índice de

dissimilaridade de *Kullback-Leiber* é o índice de *entropia* estimado entre duas distribuições em distribuição relativa. Assim, dizemos que a entropia, ou distância entre a distribuição de probabilidades de um grupo de referência F em relação ao grupo de comparação, F_0 , é dada por:

$$D(F; F_0) = \int_{-\infty}^{\infty} \log\left(\frac{f(x)}{f_0(x)}\right) dF(x) = \int_0^1 \log(g(r))g(r)dr \quad (2.11)$$

A vantagem do índice de entropia para a distribuição relativa é que ele é facilmente decomponível nas contribuições de mudanças na mediana e na estrutura das duas populações. Seja $D(F; F_0)$ a divergência global entre as distribuições do grupo de referência e de comparação. Considere ainda $D(F_{0L}; F_0)$ a dissimilaridade estimada entre o grupo de referência com distribuição ajustada na mediana e o grupo de referência. Esse termo expressa o efeito da mudança na mediana sobre a dissimilaridade total. Constrói-se, daí a decomposição do índice de entropia nos efeitos de mudança na mediana e estrutura:

$$D(F; F_0) = D_Y(F_{0L}; F_0) + D(F; F_{0L}) \quad (2.12)$$

Onde:

$$D_Y(F_{0L}; F_0) = \int_0^1 \log(g_0^L(r))g(r)dr \quad (2.13)$$

Em economia do trabalho, há uma intensa discussão sobre a polarização nos rendimentos. A polarização ocorre quando há um aumento dos trabalhadores que recebem baixos salários acompanhado por um aumento dos trabalhadores que recebem salários muito elevados. Em termos da distribuição salarial, a polarização acarreta em um aumento da densidade nas caudas superior e inferior da distribuição e, conforme Handcock e Morris (1999), gerando assim uma densidade relativa com formato de “U”.

Dessa forma, os autores buscaram criar índices que refletissem os desvios observados na mediana e nas caudas inferior e superior entre duas distribuições. As medidas numéricas resumidas propostas por Handcock e Morris (1999) se inserem dentro do contexto não-paramétrico, ou seja, no conceito do desvio mediano absoluto:

$$y_i = |x_i - q(0,5)| \quad (2.14)$$

Considere a distribuição relativa ajustada vista na seção anterior para as mudanças na mediana de Y (grupo de referência) em relação a Y_0 (grupo de comparação), $R_{OL}=F_0(Y-\rho)$. Por ser uma versão ajustada na mediana, $Q_{R_{OL}}\left(\frac{1}{2}\right)=0,5$. Assim, define-se o índice de polarização relativa na mediana (PRM) do grupo de referência em relação ao grupo de comparação:

$$PRM(F; F_0) = 4E\left[\left|R_{OL} - \frac{1}{2}\right|\right] - 1 \quad (2.15)$$

Ou seja, a equação (2.15) expressa o desvio mediano absoluto ao redor da mediana da distribuição relativa ajustada para mudanças na mediana, reescalada para produzir um índice que varie de -1 a 1. Se R_{OL} tem densidade g_{OL} , então podemos reescrever (2.15) como:

$$PRM(F; F_0) = 4\int_0^1 \left|r - \frac{1}{2}\right| g_{OL}(r) dr - 1 \quad (2.16)$$

É possível observar a partir da equação (2.16) que a PRM é uma medida que pondera o valor da distribuição relativa, g_{OL} , pela distância do centro, $\left|r - \frac{1}{2}\right|$, porém dando peso maior para as massas na cauda inferior e superior em relação ao centro da distribuição. Se a PRM assume valor zero, então podemos dizer que não há diferença na estrutura das duas distribuições. Se a PRM assume valores positivos, então há um indício de maior polarização, ou do aumento da densidade na cauda das distribuições. Porém, se a PRM assume valores negativos, há um indício de convergência da distribuição para a sua mediana, ou de uma polarização negativa.

As propriedades do índice PRM são similares àquelas já elencadas para a distribuição relativa: i. simetria, i.e, $PRM(F; F_0) = -PRM(F_0; F)$; ii. invariante a transformações monotônicas da variável de interesse; iii. decomponível em contribuições específicas nas caudas superior e inferior para a polarização observada.

Da última propriedade listada do PRM, derivam-se dois índices, o índice de polarização relativa na cauda inferior (PRI) e na cauda superior (PRS):

$$PRI(F; F_0) = 4E\left[\left|R_{OL} - \frac{1}{2}\right| \mathbb{1}_{R_{OL} \leq \frac{1}{2}}\right] - 1 \quad (2.17)$$

$$PRS(F; F_0) = 4E\left[\left|R_{OL} - \frac{1}{2}\right| \mathbb{1}_{R_{OL} > \frac{1}{2}}\right] - 1 \quad (2.18)$$

Assim, temos que:

$$PRM(F; F_0) = \frac{1}{2} PRI(F; F_0) + \frac{1}{2} PRS(F; F_0) \quad (2.19)$$

Intuitivamente, pode-se dizer que o PRI mede a contribuição da distribuição relativa abaixo da mediana para o índice de polarização relativa mediana (PRM) e, conseqüentemente, que o PRS mede a contribuição acima da mediana para o PRM. Ademais, o PRI e o PRS apresentam as mesmas propriedades que o PRM.

Reescrevendo-se as equações (2.17) e (2.18), temos:

$$PRI(F; F_0) = 8 \int_0^{1/2} \left| r - \frac{1}{2} \right| g_{0L}(r) dr - 1 \quad (2.19)$$

$$PRS(F; F_0) = 8 \int_{1/2}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| g_{0L}(r) dr - 1 \quad (2.20)$$

Os valores assumidos pelo PRI e PRS possuem a seguinte interpretação: se assume valores positivos, há um indício de maior polarização; se assume valores negativos, indica convergência para o centro da distribuição; por fim, se assume o valor zero, o componente da distribuição relativa é uniforme acima ou abaixo da mediana.

É possível ainda obter-se a significância estatística dos índices de polarização relativa PRM, PRI e PRS. Os três índices possuem distribuição assintótica normal com média zero. Computacionalmente, a variância assintótica do PRM é dada por:

$$16 \operatorname{var}\left(\left|R_{0L} - \frac{1}{2}\right|\right) = 4 - 32 \int_0^1 \left(r - \frac{1}{2}\right) G_{0L}(r) dr - [PRM(F; F_0) + 1]^2 \quad (2.21)$$

Para o cálculo da variância do PRI e PRS, basta inserir-se na fórmula acima a função indicadora $I(\cdot)$ de forma a analisar-se apenas a cauda inferior da distribuição ($R_{0L} \leq \frac{1}{2}$) ou a cauda superior ($R_{0L} > \frac{1}{2}$).

Os índices de polarização desenvolvidos por Handcock e Morris (1999) apresentam bastante relevância para o estudo da evolução salarial. Neste trabalho, far-se-á uma análise da evolução dos salários dentro do setor público e do setor privado entre 1987 e 1997 e entre 1997 e 2005.

1.2.3 Ajustamento composicional da distribuição relativa por covariáveis – educação

Uma questão importante na análise temporal da distribuição salarial dentro do setor público ou privado diz respeito à importância de mudanças na composição educacional destes trabalhadores ao longo do tempo, ou mesmo de outros atributos individuais e de treinamento para a distribuição salarial como um todo. Considerando-se a escolaridade dos trabalhadores, seria necessário isolar da mudança observada na distribuição relativa o efeito das alterações no perfil educacional dos assalariados. Este procedimento é possível seguindo-se um ajustamento por covariáveis da distribuição relativa, o qual foi também introduzido por Handcock e Morris (1999) e será apresentado a seguir.

Seja (Y,Z) um vetor aleatório que expressa as variáveis observadas no grupo de referência, e seja (Y_0,Z_0) um vetor aleatório que expressa as variáveis observadas no grupo de comparação. Tal como anteriormente, Y e Y_0 é a variável de interesse nos dois grupos, e Z e Z_0 é a covariável de interesse, do tipo categórica. Podemos escrever a probabilidade de Y assumir um valor y como:

$$P(Y = y) = \sum_z P(Y = y|Z = z)P(Z = z) \quad (2.22)$$

Considere ainda o suporte das covariáveis Z e Z_0 no espaço amostral $f : \Omega \rightarrow \{1,2,\dots,k\}$. A função de massa de probabilidade, a qual relaciona uma variável Y a uma variável Z , faz com que cada valor y apresente um correspondente em z , porém com valores variando entre 0 e 1. Conforme Handcock e Morris, ela dá uma medida da composição populacional de Y dada a covariável Z . A função massa de probabilidade de Z é dada por $\{\pi_k\}_{k=1}^k$ e de Z_0 é dada por $\{\pi_k^0\}_{k=1}^k$.

Seja a densidade de Y dado que $Z=k$ definida como $f_{Y|Z}(y|k)$ para $k=1,\dots,k$ e a densidade de Y_0 dado que $Z_0=k$ definida como $f_{Y_0|Z_0}(y|k)$ para $k=1,\dots,k$. Essas densidades expressam a relação entre covariável e variável resposta. A densidade de probabilidade marginal de Y e Y_0 pode ser escrita como:

$$f(y) \equiv \sum_{k=1}^k \pi_k f_{Y|Z}(y|k) = E_{\pi} [f_{Y|Z}(y|Z)] \quad (2.23)$$

$$f_0(y) \equiv \sum_{k=1}^k \pi_k^0 f_{Y_0|Z_0}(y|k) = E_{\pi_0} [f_{Y_0|Z_0}(y|Z_0)] \quad (2.24)$$

Conforme Handcock e Morris, as expressões (2.23) e (2.24) mostram como a distribuição global da variável resposta pode ser reescrita como uma média ponderada das distribuições dadas as covariáveis na qual os pesos são as proporções de população que apresentam aquele valor da covariável. Agora, consideremos dois casos:

Caso 1: As distribuições condicionais das respostas são as mesmas para cada valor da covariável no grupo de referência e comparação:

$$f_{Y|Z}(y|k) = f_{Y_0|Z_0}(y|k), \quad k = 1, \dots, k \quad (2.25)$$

Para o caso explicitado na equação (2.25), podemos dizer que a população de referência e comparação são equivalentes dados os valores observados da covariável. Ou seja, os subgrupos definidos pela covariável dentro do grupo de referência e comparação têm distribuições uniformes da variável resposta. Exemplificando, as distribuições do setor público em 1987 e em 1997 seriam equivalentes dados os anos de estudo dos trabalhadores. Ou seja, para trabalhadores com 4 anos completos de estudo, a densidade salarial não variou entre 1987 e 1997. Essa situação se repetiria para todos os subgrupos de anos de estudo.

Fazendo-se a densidade marginal de Y_0 , podemos observar que, para o Caso 1, qualquer diferença entre o grupo de referência e comparação, com respeito à covariável de interesse, é dada pela magnitude de π_k^0 e de π_k :

$$f_0(y) \equiv \sum_{k=1}^k \pi_k^0 f_{Y|Z}(y|k) \quad (2.26)$$

Caso 2: A função de massa de probabilidade da covariável é a mesma para ambas as populações (referência e comparação):

$$\pi_k^0 = \pi_k, \quad k = 1, \dots, k \quad (2.27)$$

E, como decorrência, as diferenças entre as densidades marginais $f(y)$ e $f_0(y)$ são dadas pelas diferenças nas densidades condicionais $f_{Y_0|Z_0}(y|k)$ e $f_{Y|Z}(y|k)$, i.e., na relação entre a covariável e a variável resposta.

A partir desses dois casos, é possível construir-se a distribuição de probabilidades contrafactual que expressa as diferenças composicionais entre duas distribuições. Defina-se $f_{0C}(y)$ como a distribuição do grupo de referência Y_0 ajustada para ter a mesma composição em relação a covariável de Y :

$$f_{0C}(y) \equiv \sum_{k=1}^k \pi_k f_{Y_0|Z_0}(y|k) \quad (2.28)$$

Ou seja, a expressão (2.28) mostra a população contrafactual com a composição com respeito à covariável do grupo de comparação e a relação covariável-resposta do grupo de referência. Por conseguinte, uma comparação entre $f_{0C}(y)$ e $f(y)$ mantém a composição populacional constante. Ainda, uma comparação entre $f_{0C}(y)$ e $f_0(y)$ mantém constante a relação covariável-resposta do grupo de referência.

O objetivo deste ajustamento por covariáveis é decompor a distribuição relativa global do grupo de referência em relação ao grupo de comparação em duas contribuições: i. ao efeito de mudanças na distribuição marginal da covariável (efeito composicional); ii. ao componente residual. Assim, constroem-se duas distribuições relativas que expressem os componentes acima.

Seja $R_0^{0C} = F_{0C}(Y)$, ou seja, a distribuição contrafactual que terá distribuição uniforme quando as populações de referência e comparação têm a mesma distribuição marginal da covariável. É possível, pois, construir-se a seguinte razão de densidades:

$$\frac{f(y_r)}{f_0(y_r)} = \frac{f_{0C}(y_r)}{f_0(y_r)} \times \frac{f(y_r)}{f_{0C}(y_r)} \quad (2.29)$$

A equação (2.29), assim, decompõe a densidade relativa global em dois componentes: uma densidade relativa para o efeito composicional e uma densidade relativa para o resíduo. Uma interpretação mais intuitiva proposta por Handcock e Morris desta equação é que ela traz a distribuição no ponto zero e move a sua composição populacional um ponto à frente. O efeito residual mostra o que teria acontecido se somente a distribuição da resposta condicional tiver mudado ao longo do tempo.

Considerando-se uma variável Z do tipo contínua (anos de estudo), com densidade $f_Z(z)$, $z \in \mathcal{R}$, a densidade contrafactual para a mudança composicional é dada por:

$$f_{0C}(y) \equiv E_{f_z} [f_{Y_0|Z_0}(y|z)] = \int f_z(z) f_{Y_0|Z_0}(y|z) dz \quad (2.30)$$

Ou como uma versão ponderada, da seguinte forma:

$$f_{0C}(y) \equiv \int_0^1 g_z(r) f_{Y_0|Z_0}(y|Q_{Z_0}(r)) dr \quad (2.31)$$

Onde: $f_0(y) \equiv \int_0^1 f_{Y_0|Z_0}(y|Q_{Z_0}(r)) dr$ é a densidade condicional do grupo de referência

quando Z é contínua.

2 Análise dos Resultados

2.1 Análise descritiva dos dados

Uma discussão preliminar dos dados dos mercados de trabalho dos setores público e privado no Brasil mostra que eles são bem distintos, tanto no que se refere à composição, quanto aos atributos médios de seus trabalhadores. No que se refere à composição desses setores conforme o sexo, podemos observar pela Tabela 1 que as mulheres estão sobre-representadas no serviço público nos três pontos de tempo abordados por esse trabalho, e sua participação nesse setor têm sido crescente ao longo do tempo. Embora tenham uma participação inferior à dos homens no setor privado, a proporção de mulheres ativas nesse setor também aumentou ao longo do tempo. Essa mudança pode ser, de fato, decorrente de uma maior participação feminina no mercado de trabalho e, no caso da sua sobre-representação no setor público, pode sinalizar uma maior proteção dessas mulheres, uma vez que elas podem ser beneficiadas das garantias presentes no emprego público.

Tabela 1: Composição dos setores público e privado por sexo, Brasil (%)

	1987		1997		2005	
	Privado	Público	Privado	Público	Privado	Público
<i>Mulheres</i>	31,50	50,85	33,86	53,58	37,43	56,89
<i>Homens</i>	68,50	49,15	66,14	46,42	62,57	43,11
<i>Total</i>	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

Conforme sinalizam outros trabalhos na literatura sobre os diferenciais entre o mercado de trabalho do setor público e privado no Brasil, percebe-se que os trabalhadores do setor público são, em média, mais velhos que os trabalhadores do setor privado em todos os pontos analisados, conforme estão apresentados os dados na Tabela 2. Esse fato evidencia uma maior experiência potencial desses trabalhadores, o que é benéfico para o governo. Além disso, verifica-se um aumento dos níveis médios de idade ao longo do tempo, em decorrência do processo de envelhecimento populacional da população brasileira.

Tabela 2: Média de idade dos trabalhadores no setor público e privado, Brasil

	1987	1997	2005
<i>privado</i>	33,41	35,11	36,09

<i>publico</i>	35,65	37,24	39,07
<i>Total</i>	33,47	35,39	36,45

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

Outra característica fundamental dos trabalhadores do setor público é a sua maior escolaridade média nos três períodos analisados, reportada na Tabela 3. Em 1987, a média de anos de estudo dos trabalhadores do setor público era de 8,69, contra 4,82 anos dos trabalhadores do setor privado. Em 1997, a média de anos de estudo do setor público era de 9,79, sendo a média respectiva no setor privado de 5,91. Em 2005, a média de anos de estudo do setor público aumenta para 10,81 anos, contra 7,31 do setor privado.

Tabela 3: Média de anos de estudo dos trabalhadores no setor público e privado, Brasil

	1987	1997	2005
<i>privado</i>	4,82	5,91	7,31
<i>publico</i>	8,69	9,79	10,81
<i>Total</i>	5,22	6,41	7,73

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

Além disso, endossa-se através da Tabela 4 a evidência de uma menor jornada de trabalho dos trabalhadores do setor público, além de uma decrescente jornada de trabalho média ao longo do tempo para ambos os setores, em decorrência de novas formas e processos de produção e organização do trabalho.

Tabela 4: Média das horas trabalhadas semanais no setor público e privado, Brasil

	1987	1997	2005
<i>privado</i>	45,65	44,03	42,20
<i>publico</i>	36,89	36,98	36,46
<i>Total</i>	44,46	43,12	41,50

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

No que tange à composição dos setores segundo a raça do trabalhador, a Tabela 5 mostra que os negros estão sub-representados em ambos os setores. No entanto, a proporção de negros no setor público é inferior à proporção de brancos em 1987, 1997 e em 2005, porém verifica-se um aumento da participação dos negros dentro do setor privado ao longo do período analisado. Ao contrário do que foi visto no caso das mulheres, essa sub-representação

de negros no setor público pode refletir sua dificuldade de acesso aos melhores postos de trabalho, como consequência de uma educação e treinamentos mais precários que seus pares.

Tabela 5: Composição dos setores público e privado por raça, Brasil (%)

	1987		1997		2005	
	privado	público	privado	público	privado	público
<i>negros</i>	42,93	36,65	44,28	39,96	48,6	44,58
<i>brancos</i>	57,07	63,35	55,72	60,04	51,4	55,42
<i>Total</i>	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

Em termos da distribuição do emprego público por regiões da federação no Brasil, observa-se que o sudeste concentra mais de 40% do total de empregos nos três períodos analisados. Em segundo lugar em termos do emprego público, temos a região nordeste, que detém cerca de 27% dos trabalhadores do setor público ao longo do tempo. Em seguida, temos a região sul, com aproximadamente 15% do total de trabalhadores, a região centro-oeste, com 10% e, por fim, a região norte, a qual corresponde pela menor fração do total de empregados do setor público, embora se verifique uma tendência de crescimento entre 1987 e 2005. Devemos nos atentar, entretanto, que o nível de empregos públicos por região segue a dinâmica dos empregos no setor privado em 1987, 1997 e 2005, evidenciando que a distribuição do emprego pode ser fortemente influenciada pela dinâmica do mercado de trabalho local (Tabela 6).

Tabela 6: Composição dos setores público e privado por Região da Federação, Brasil (%)

<i>Região</i>	1987		1997		2005	
	privado	público	privado	público	privado	público
<i>sudeste</i>	48,97	43,02	47,00	42,04	45,81	39,56
<i>sul</i>	16,17	15,37	16,67	14,49	16,20	14,59
<i>nordeste</i>	25,29	27,2	24,96	27,05	23,79	27,15
<i>norte</i>	2,79	4,92	3,50	6,30	6,28	8,25
<i>centro-oeste</i>	6,77	9,5	7,87	10,12	7,91	10,45
<i>Total</i>	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

Em termos salariais, os dados reforçam a evidência de que os trabalhadores do setor público são melhores remunerados que os do setor privado, em média. O logaritmo do salário-hora médio para os trabalhadores é de 1,57 em 1987, contra 0,93 do setor privado. Em 1997, ambos os log-salários-hora médios aumentam, mas a diferença entre o setor público e privado

aumenta. Em 2005, há uma queda nos salários médios dos trabalhadores do setor público e privado, mas a diferença média entre eles aumenta (Tabela 7).

Tabela 7: Média do logaritmo do salário-hora no setor público e privado, Brasil

	1987	1997	2005
<i>privado</i>	0,93	1,09	1,00
<i>publico</i>	1,57	1,72	1,69
<i>Total</i>	1,00	1,17	1,08

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

2.2 Distribuição relativa salarial e educacional entre o setor público e privado: 1987-2005.

Para a aplicação do método de distribuição relativa, em um primeiro momento, foram estimadas as densidades de probabilidade *kernel* para os setores público e privado, em 1987, 1997 e 2005. Os parâmetros para o cálculo da largura ótima do intervalo da suavização, segundo Silverman (1986) estão descritos na Tabela 8.

Tabela 8: Largura ótima do intervalo para a suavização dos dados (h^*), segundo o critério *plug-in* de Silverman (1986)

	Tamanho da amostra (n)	Desvio-padrão amostral (σ)	h^*
<i>privado87</i>	98876	1,07	0,25
<i>publico87</i>	13779	1,03	0,35
<i>privado97</i>	113363	1,01	0,23
<i>publico97</i>	17839	0,98	0,32
<i>privado05</i>	145424	0,93	0,20
<i>publico05</i>	21647	0,87	0,28

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005

Através do Gráfico 1, que plota as densidades de probabilidade dos log-salários padronizados pelas horas trabalhadas do setor público e privado em 1987, podemos observar que a mediana do logaritmo do salário hora do setor público, dada pelo centro da densidade de probabilidade, é maior que a do setor privado. Para o logaritmo do salário-hora menor do que 1,2, observa-se que, em 1987, a densidade dos trabalhadores do setor público era maior do que as do setor privado, revelando uma maior incidência desses salários mais baixos no setor privado. Além disso, a vantagem do setor público fica ainda mais clara quando observamos que a densidade observada no setor público é maior do que no setor privado para

os log-salários padronizados acima de 1,4. Assim, podemos dizer que há mais trabalhadores do setor público que angariam os salários mais elevados.

O Gráfico 2 mostra as densidades de probabilidade para os trabalhadores do setor público e privado em 1997. Observa-se que a tendência verificada em 1987 se manteve, com a mediana dos log-salários padronizados no setor público maiores do que as do setor privado. Uma diferença nas distribuições em relação à 1987 é um ligeiro aumento da incidência de salários mais baixos dentre os trabalhadores do setor privado e de salários mais elevados dentre os trabalhadores do setor público.

Gráfico 2: Kernel probability density function of the log-hourly wages, Brazil, 1987.

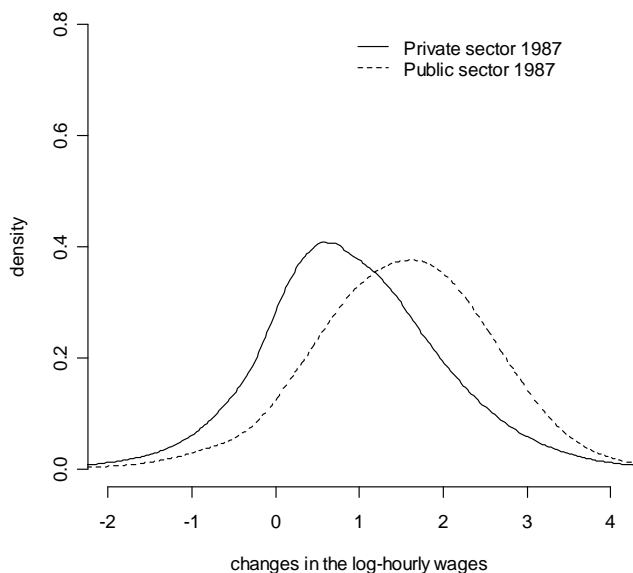
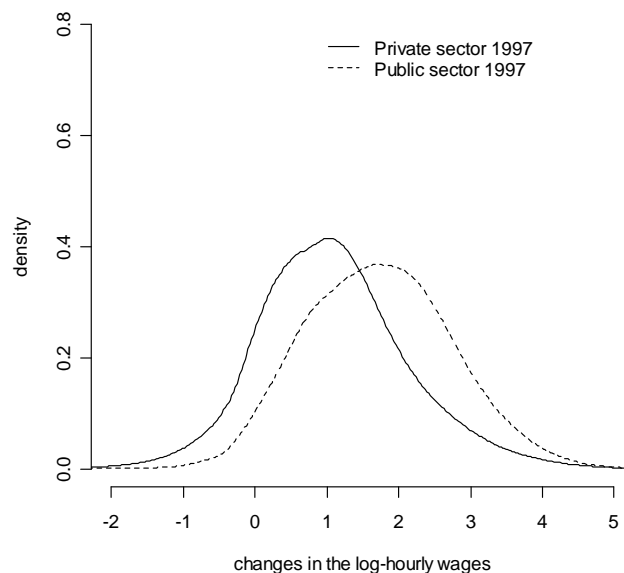
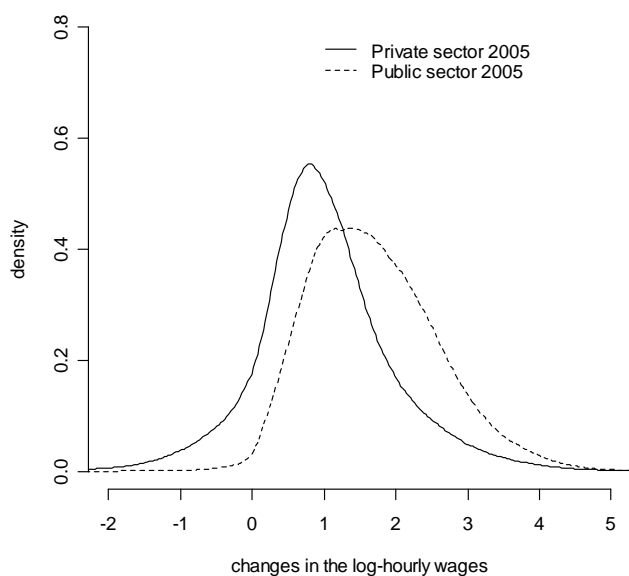


Gráfico 1: Kernel probability density function of the log-hourly wages, Brazil, 1997.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Em 2005, manteve-se a tendência observada no diferencial das distribuições salariais do setor público e privado em 1987 e 1997, porém sinalizando uma maior densidade de valores medianos para ambas as distribuições. Percebe-se uma maior tendência à polarização dentro do setor privado, com um aumento da densidade observada nas caudas inferior e superior da distribuição.

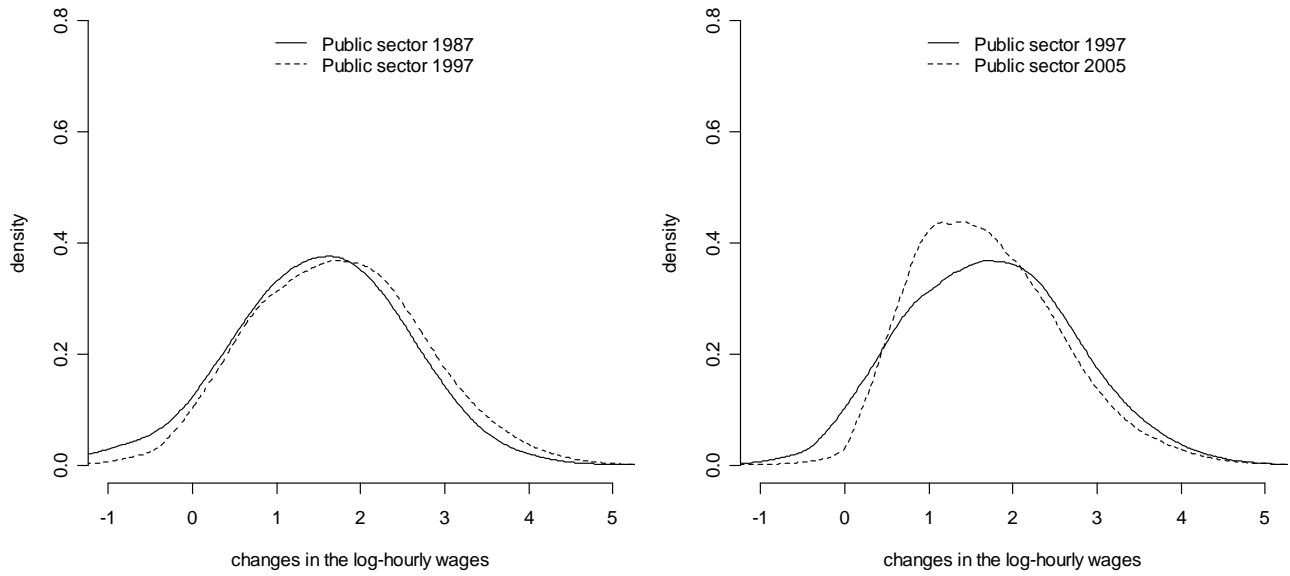
Gráfico 3: Densidade de Probabilidade do log-salário-hora por setor, Brasil, 2005.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

A seguir, serão analisadas as transições das distribuições salariais dentro de cada setor ao longo do tempo. O Gráfico 4 mostra como mudou a distribuição dos log-salários padronizados entre os trabalhadores do setor público entre 1987, 1997 e 2005. Podemos observar que, entre 1987 e 1997, a distribuição salarial do setor público não apresentou uma mudança significativa. Entre 1997 e 2005, entretanto, verifica-se que houve um aumento da densidade dos valores medianos de salário e redução da densidade na cauda superior e inferior, o que evidencia uma melhor distribuição salarial.

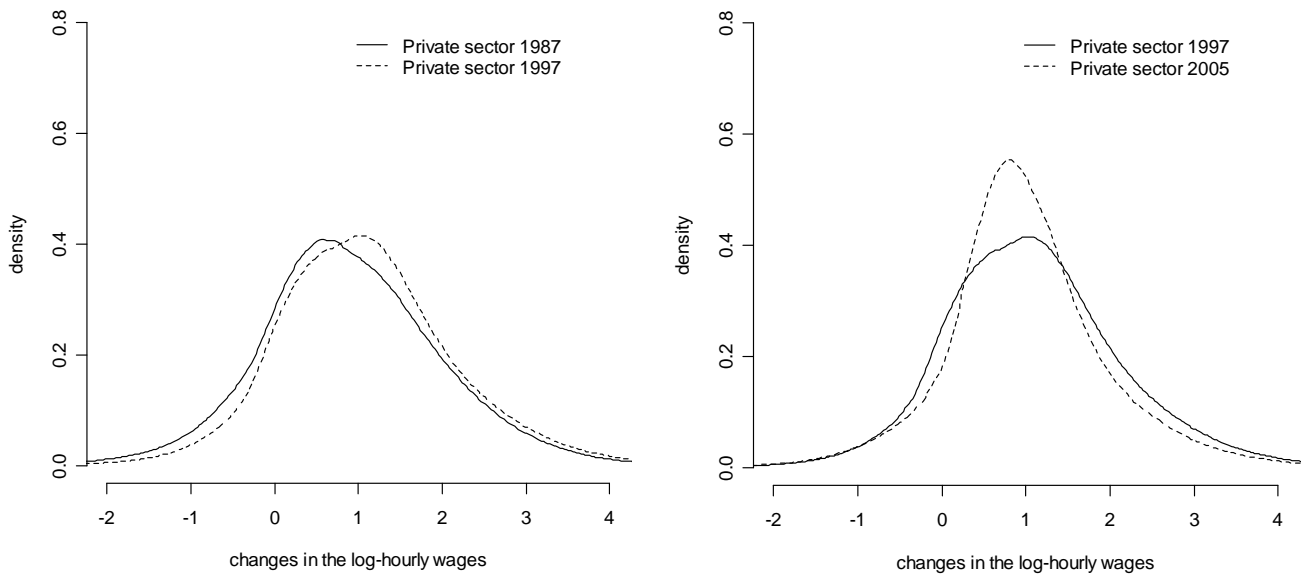
Para a distribuição salarial do setor privado, o Gráfico 5 confirma a mesma tendência verificada para as densidades de probabilidade do setor público. Entre 1987 e 1997, observa-se um ligeiro deslocamento da mediana para a direita. Entre 1997 e 2005, no entanto, verificamos um aumento significativo da densidade de valores medianos observados na amostra, não acompanhada por um deslocamento da mediana da distribuição.

Gráfico 4: Densidade de Probabilidade do log-salário-hora do setor público, 1987, 1997 e 2005, Brasil.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Gráfico 5: Densidade de Probabilidade do log-salário-hora do setor privado, 1987, 1997 e 2005, Brasil.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Todas essas informações contidas nos gráficos anteriores permitem uma análise mais substantiva da distribuição salarial entre o setor público e privado no Brasil e, conforme foi visto na seção 4.2.1, podemos analisar as distribuições dos dois setores a partir de uma razão de densidades, ou a densidade relativa $g(r)$, a qual permite visualizar como os trabalhadores do setor público seriam alocados na escala salarial observada para os trabalhadores do setor privado. No eixo x do gráfico de densidade relativa, temos a distribuição crescente dos trabalhadores do setor privado em décimos de sua distribuição e, no eixo y a densidade relativa dos salários observados no setor público em relação aos salários do setor privado. As barras representam a densidade observada da distribuição do setor público caso eles estivessem ordenados na escala salarial do setor privado. A curva sob o gráfico corresponde à suavização das barras também pela metodologia não-paramétrica. A linha tracejada horizontal corresponde ao valor da densidade relativa, $g(r)$, igual a um. Quando a curva sob o gráfico intercepta essa reta, temos que as duas distribuições (do setor público e privado) são iguais.

Conforme os gráficos apresentados a seguir, podemos observar que há uma menor densidade de salários observados para os trabalhadores do setor público ($g(r) < 1$) ao longo dos décimos inferiores e medianos da distribuição do setor privado. Dessa forma, há menos trabalhadores do setor público que angariam os salários mais baixos no setor privado. Para os décimos de renda mais elevados do setor privado, entretanto, observa-se uma maior incidência de trabalhadores do setor privado ($g(r) > 1$), indicando-se uma maior prevalência de salários elevados no setor público do que seria observado no setor privado.

É possível depreender, através dos Gráficos 6 e 7, que, entre 1987 e 1987, não houve uma mudança significativa na densidade relativa na escala salarial do setor privado. Nesse sentido, podemos argumentar que a Constituição de 1988 não teria acarretado em distorções salariais significativas no mercado de trabalho do setor público e privado, embora a situação dos trabalhadores do setor público, de uma maneira geral, mostra-se mais vantajosa do que os seus pares no setor privado. Em 2005, entretanto, a despeito das mudanças propostas com a Reforma Administrativa em 1995, sinaliza-se um aumento generalizado na densidade relativa para os décimos superiores da distribuição salarial, o que indica um maior rendimento relativamente ao setor privado para os trabalhadores do setor público no topo da distribuição de rendimentos. Além disso, a densidade relativa dos trabalhadores do setor público na mediana da distribuição é alterada, mas não demonstra um comportamento de equalização

com o setor privado, uma vez que a queda na densidade relativa do quarto décimo foi compensado pelo aumento no quinto décimo.

Gráfico 6: Distribuição relativa do log-salário hora do setor público versus setor privado. Brasil, 1987.

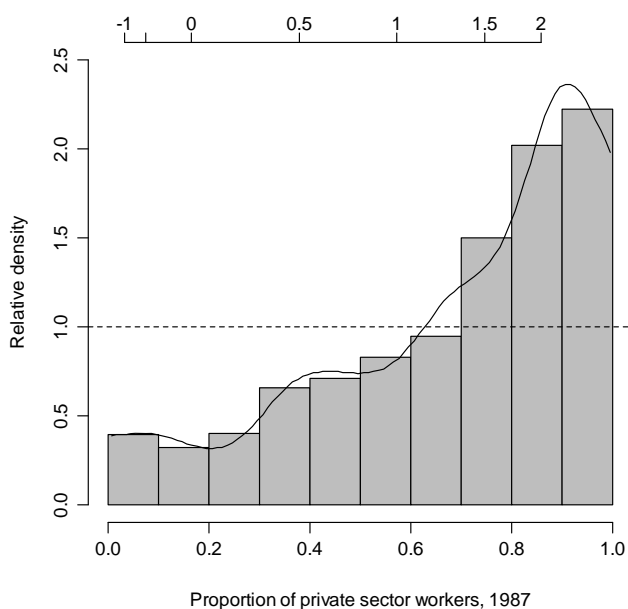
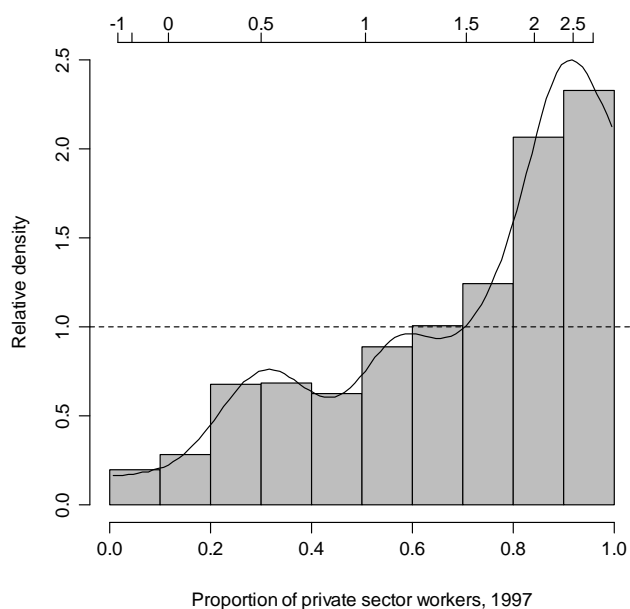
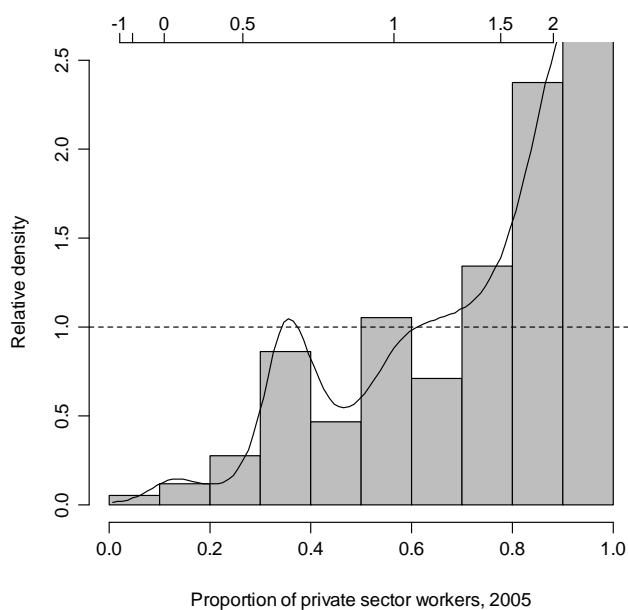


Gráfico 7: Distribuição relativa do log-salário hora do setor público versus setor privado. Brasil, 1997.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Gráfico 8: Distribuição relativa do log-salário hora do setor público versus setor privado. Brasil, 2005.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Assim, podemos observar que, ao longo de todo o período analisado, configura-se uma posição mais favorável dos trabalhadores do setor privado, os quais recebem salários superiores aos trabalhadores do setor privado que se situam na cauda inferior da distribuição e, ao mesmo tempo, recebem mais que os empregados que se situam na cauda superior da distribuição do setor privado. Devemos ressaltar, entretanto, que, em toda a análise descritiva e exploratória anterior, comparou-se a média e as distribuições salariais do setor público e privado como um todo, sem que fossem comparados trabalhadores semelhantes em termos de suas características observadas (idade, habilidade, região de moradia).

2.3 *Decomposição da densidade relativa em efeitos mediana e estrutura*

As figuras a seguir mostram as densidades relativas por cada setor, público e privado, e a decomposição das mudanças ao longo do tempo nessas densidades em efeitos sobre a mediana e sobre a estrutura. Nesse exercício, comparamos: i. os trabalhadores do setor público em 1997 caso eles tivessem a distribuição salarial dos trabalhadores do setor público em 1987; ii. os trabalhadores do setor público em 2005 caso eles tivessem a distribuição salarial dos trabalhadores do setor público em 1997.; iii. os trabalhadores do setor privado em 1997 caso eles tivessem a distribuição salarial dos trabalhadores do setor privado em 1987; iv. os trabalhadores do setor privado em 2005 caso eles tivessem a distribuição salarial dos trabalhadores do setor privado em 1997.

As figuras se apresentam da seguinte forma. O Gráfico (a) mostra a densidade relativa global do grupo de referência na escala do grupo de comparação – $g(r)$ – ou seja, como a distribuição do setor público ou privado se modificou no período analisado. O Gráfico (b) mostra a densidade relativa ajustada para mudanças na mediana – $g_0^{OL}(r)$. Finalmente, o Gráfico (c) reporta a densidade relativa que expressa as mudanças na estrutura ao longo do tempo – $g_{OL}(r)$. O eixo y traz os valores da densidade relativa observados. O eixo x traz os décimos do grupo de comparação, as barras são os décimos relativos estimados e a curva sob o gráfico mostra a densidade relativa do grupo de referência em relação ao grupo de comparação, que nada mais é do que uma suavização dos décimos relativos. O índice de entropia, indicado na parte superior dos gráficos, é a medida de dissimilaridade das distribuições apresentada na seção 3.2.2.

A Figura 1 compara as densidades salariais do setor público em 1987 e 1997. A partir do Gráfico (a), que reporta a densidade relativa global dos trabalhadores do setor público nos dois pontos no tempo, podemos observar que há uma menor densidade de trabalhadores do setor público em 1997 nos décimos inferiores da distribuição desses mesmos trabalhadores em 1987 (aumento de salário para os trabalhadores nos décimos inferiores da distribuição entre 1997 e 2007). Também se observa um aumento da densidade relativa de trabalhadores nos décimos superiores da distribuição em 1997 na escala observada em 1987. O Gráfico (b) mostra que o efeito de mudança na mediana resultou em um aumento dos salários ao longo de toda a distribuição. O efeito sinalizado pelo Gráfico (c) mostra um quadro interessante: a despeito do aumento nos salários, não houve uma polarização nos rendimentos, sendo que a estrutura variou com uma tendência a uma densidade relativa menor que um nas caudas inferior e superior da distribuição. Dessa forma, há menos indivíduos com salários muito baixos e muito elevados em 1997, dada a escala salarial observada em 1987. Observamos também que, no período analisado, o principal efeito observado para as mudanças nos salários do setor público é aquele decorrente de mudanças na mediana, com a maior parte da entropia explicada do total (0,0142 de um total de 0,0323).

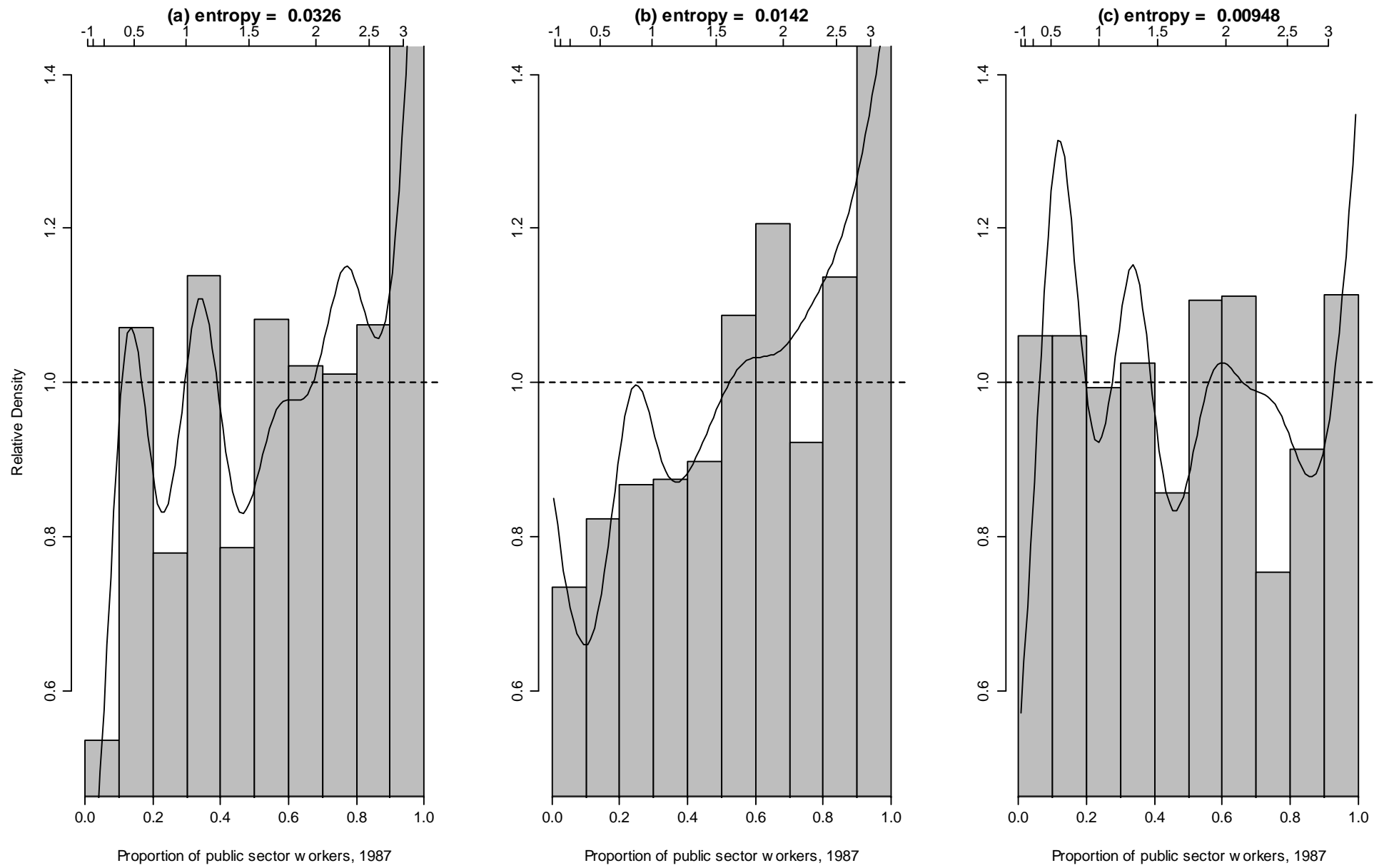
A transição da evolução salarial dentro do setor público no período 1997-2005 está apresentada na Figura 2. Através do Gráfico (a), mostra que houve um aumento da densidade relativa de salários situados nos décimos inferiores da distribuição, além de uma queda na densidade de salários mais elevados em relação a 1997. Todas essas evidências sinalizam uma queda salarial na mediana, que é comprovada pelo Gráfico (b). Toda essa transição, entretanto, não resultou em maior polarização, conforme podemos observar pelo Gráfico (c). Entre 1997 e 2005, a mudança salarial no setor público é explicada pelo efeito de mudanças na estrutura salarial, com uma entropia maior do que a da densidade relativa global (0,0652 de um total de 0,0572).

A Figura 3 mostra as mudanças salariais dentro do setor privado, entre 1987 e 1997. Assim como ocorreu para o setor público, a densidade de salários mais baixos é menor em 1997 do que a observada em 1987, uma vez que a densidade é menor que um para os décimos inferiores e maior que um para os décimos superiores (Gráfico (a)). A decomposição em efeitos de mudanças na mediana e na estrutura mostra que o efeito-mediana explica uma baixa proporção da variação total medida pela entropia, porém é uma função crescente, indicando que houve um aumento salarial durante o período (Gráfico (b)). O efeito mudanças de

mudanças na estrutura (ou o direcionamento das mudanças residuais na distribuição) corresponde ao principal efeito observado no período e se caracteriza por um aumento da densidade de salários mais baixos e queda da densidade no topo da distribuição (Gráfico (c)), o que, de certa forma, não indica uma polarização de rendimentos no período.

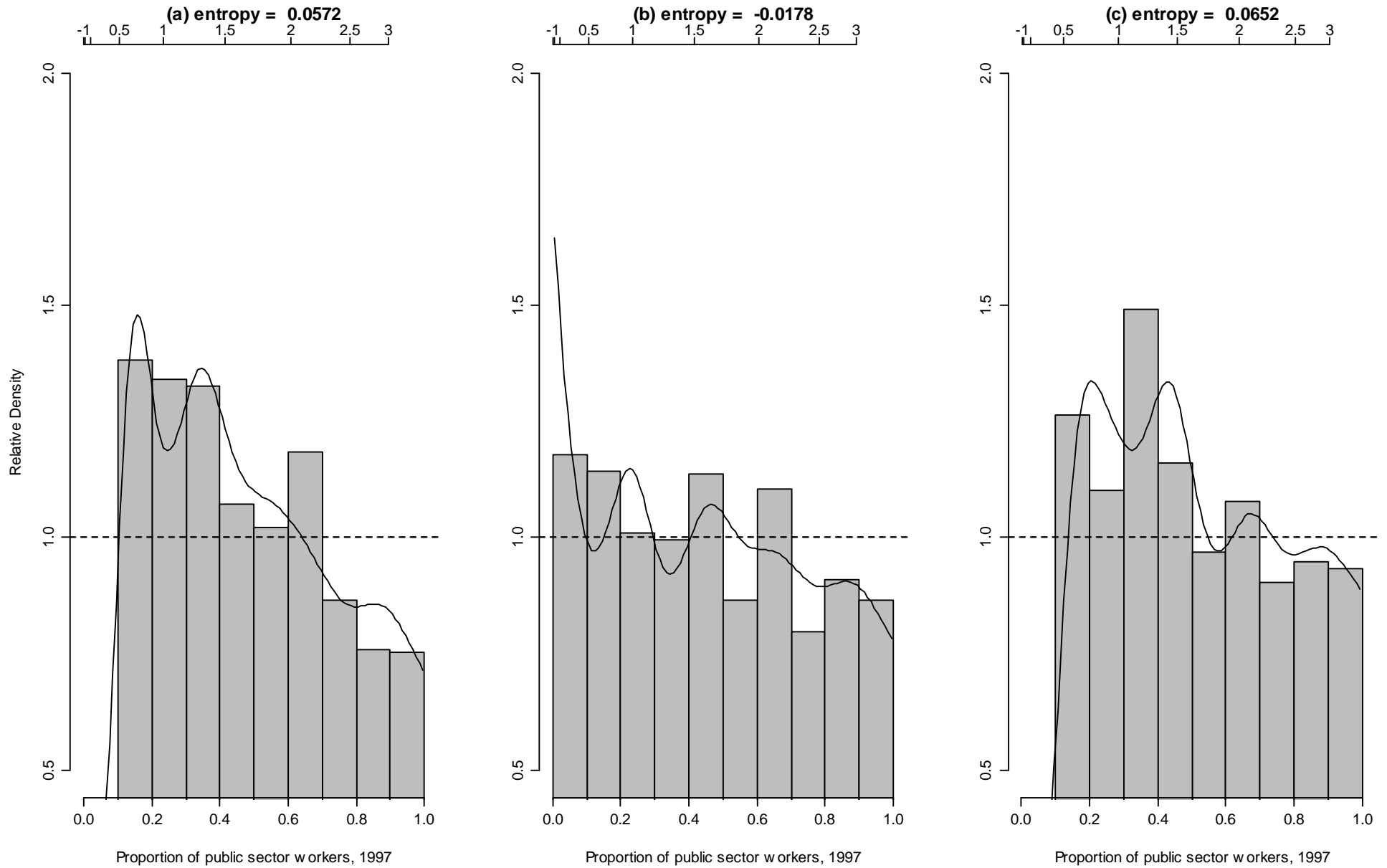
Finalmente, a Figura 4 mostra as mudanças na distribuição salarial do setor privado entre 1997 e 2005. Observamos que, da mesma forma verificada para o setor público no período, houve uma queda da densidade salarial global na base e no topo da distribuição de rendimentos e aumento das densidades medianas (Gráfico (a)). Essa alteração, no entanto, tenderia a se alterar pouco pelo efeito estimado de mudanças na mediana (sinal negativo para a entropia), segundo o qual houve uma queda salarial pronunciada para toda a distribuição (curva da densidade relativa decrescente no Gráfico (b)). No entanto, de uma forma pronunciada, o efeito residual (ou de mudanças na estrutura salarial) indica uma polarização invertida, i.e., queda dos salários mais baixos e dos salários mais elevados e aumento dos rendimentos medianos durante o período (Gráfico (c)).

Figura 1: : Decomposição da distribuição relativa do setor público – 1987 e 1997: (a) Densidade relativa global; (b) efeito mediana; (c) efeito estrutura 29



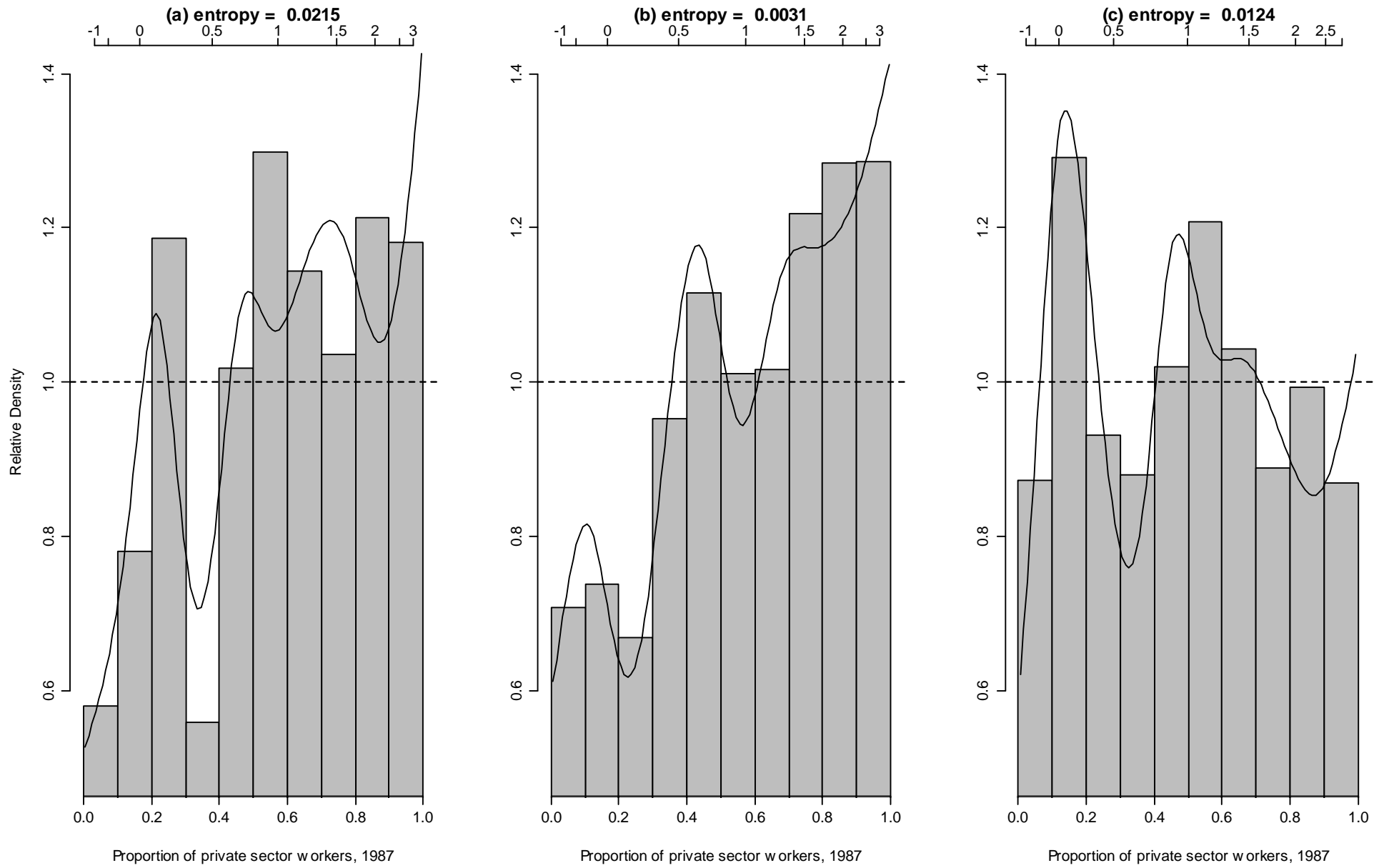
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Figura 2: Decomposição da distribuição relativa do setor público – 1997 e 2005: (a) Densidade relativa global; (b) efeito mediana; (c) efeito estrutura 30



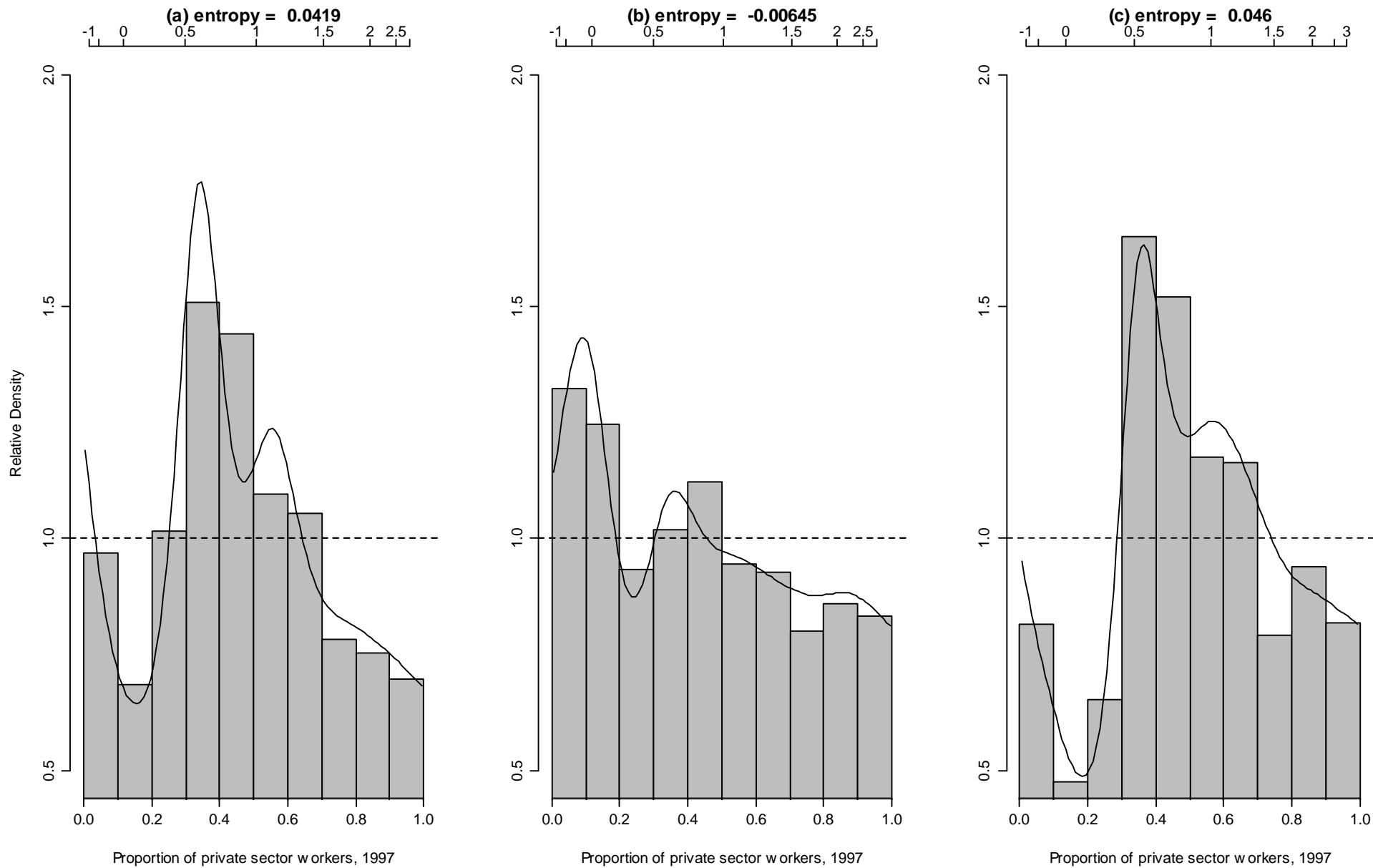
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Figura 3: Decomposição da distribuição relativa do setor privado – 1987 e 1997: (a) Densidade relativa global; (b) efeito mediana; (c) efeito estrutura 31



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Figura 4: Decomposição da distribuição relativa do setor privado – 1997 e 2005: (a) Densidade relativa global; (b) efeito mediana; (c) efeito estrutura 32



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

2.4 Medidas numéricas resumidas

Nesta seção reportam-se os resultados obtidos para os índices de polarização relativa na mediana (PRM), índice de polarização na cauda inferior (PRI) e índice de polarização na cauda superior (PRS) para os setores público e privado no Brasil, entre 1987 e 2005. Conforme foi discutido anteriormente, através destas medidas é possível verificar como as distribuições do setor público e privado se modificaram ao longo do tempo no que diz respeito ao seu *aspecto residual*⁴, se houve uma polarização nos rendimentos e decompondo essas mudanças em contribuições observadas na cauda inferior e na cauda superior da distribuição salarial (ou seja, gostaríamos de investigar se as mudanças residuais foram mais extremas na cauda superior ou inferior da distribuição).

A Tabela 9 mostra a evolução dos rendimentos dentro do setor público entre 1987 e 1997. Podemos observar que apenas o índice de polarização relativa na mediana (PRM) foi significativo a um nível de 5% (valor $p = 0,041$). Nesse caso, podemos dizer que não houve uma polarização dos rendimentos ao longo deste período uma vez que a estimativa para o PRM apresentou um sinal negativo. Assim, entre 1987 e 1997, assistiu-se a um aumento global dos salários dentro do setor público, acompanhado por uma convergência dos valores salariais para a mediana da distribuição.

Tabela 9: Medidas resumidas. Setor público. 1987 versus 1997

Índices de polarização	Estimativa	I.C. 95%		valor p
<i>Índice na mediana (PRM)</i>	-0,024	-0,011	0,001	0,041
<i>Índice na cauda inferior (PRI)</i>	-0,040	-0,014	0,012	0,147
<i>Índice na cauda superior (PRS)</i>	-0,035	-0,009	0,017	0,247

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005.

Embora se verificou no período 1997-2005 uma queda global nos salários do setor público, o índice de polarização relativa na mediana (PRM), o índice de polarização relativa na cauda inferior (PRI) e superior (PRS) são significativos e apresentaram um valor absoluto negativo. Desta forma, podemos dizer que, a despeito da queda generalizada nos salários dos trabalhadores do setor público no período, há uma tendência de convergência da distribuição para o seu valor mediano (Tabela 10).

⁴ Uma vez que trabalhamos com as distribuições localmente ajustadas.

Tabela 10: Medidas resumidas. Setor público. 1997 versus 2005

Índices de polarização	Estimativa	I.C. 95%		valor p
<i>Índice na mediana (PRM)</i>	-0,121	-0,110	-0,098	0,000
<i>Índice na cauda inferior (PRI)</i>	-0,187	-0,164	-0,141	0,000
<i>Índice na cauda superior (PRS)</i>	-0,081	-0,058	-0,035	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005.

Observando-se a transição salarial do setor privado entre 1987 e 1997, verificamos que, além de um aumento global observado nos salários, não houve uma polarização nos rendimentos na mediana da distribuição (PRM negativo e significativo a um nível de 1 %). Na cauda superior da distribuição salarial, houve uma tendência de convergência para o centro (PRS negativo e significativo a um nível de 1%). Entretanto, para a cauda inferior da distribuição, houve uma tendência à polarização, com um valor estimado para o PRI positivo e significativo a um nível de 1 %. Isso quer dizer que há uma tendência à maior polarização na cauda superior da distribuição, i.e, o aumento da concentração de salários muito baixos (Tabela 11).

Tabela 11: Medidas resumidas. Setor privado. 1987 versus 1997

Índices de polarização	Estimativa	I.C. 95%		valor p
<i>Índice na mediana (PRM)</i>	-0,030	-0,025	-0,020	0,000
<i>Índice na cauda inferior (PRI)</i>	0,016	0,026	0,036	0,000
<i>Índice na cauda superior (PRS)</i>	-0,085	-0,075	-0,065	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005.

Entre 1997 e 2005, a transição observada para os salários dos trabalhadores do setor privado foi bastante semelhante à dos trabalhadores do setor público. A queda global nos salários destes trabalhadores não foi acompanhada por uma polarização nos rendimentos em relação à mediana, cauda superior e cauda inferior, uma vez que todos os coeficientes estimados foram significativos e apresentaram um sinal negativo (Tabela 12).

Tabela 12: Medidas resumidas. Setor privado. 1997 versus 2005

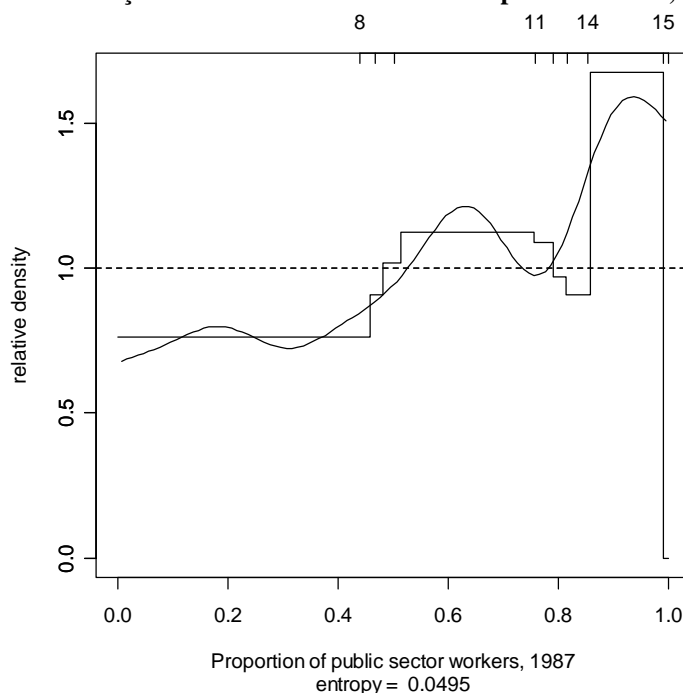
Índices de polarização	Estimativa	I.C. 95%		valor p
<i>Índice na mediana (PRM)</i>	-0,132	-0,128	-0,123	0,000
<i>Índice na cauda inferior (PRI)</i>	-0,217	-0,208	-0,200	0,000
<i>Índice na cauda superior (PRS)</i>	-0,052	-0,043	-0,034	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD 1987, 1997 e 2005.

2.5 Distribuição relativa educacional entre o setor público e privado e decomposição salarial em efeito composição educacional

No que tange à distribuição relativa educacional, o Gráfico 14 mostra a distribuição relativa dos anos de estudo completos entre os trabalhadores do setor público entre 1987 e 1997. Podemos observar que a densidade relativa é menor que um até 10 anos de estudo (eixo vertical). Podemos dizer, portanto, que a densidade de trabalhadores do setor público (tamanho da população) com menos de 10 anos de estudo é menor em 1997 do que era em 1987, indicando uma maior tendência à escolarização destes trabalhadores. Sinaliza-se também que, em 1997, há um aumento expressivo dos trabalhadores com ensino superior (mais de 14 anos de estudo), com uma densidade relativa de 1,5 (ou seja, mais de 50% maior em 1997 que em 1987). Para 15 anos ou mais de estudo, a amostra não é significativa por existirem poucos trabalhadores com este nível educacional.

Gráfico 9: Distribuição relativa educacional no setor público: Brasil, 1987 versus 1997.

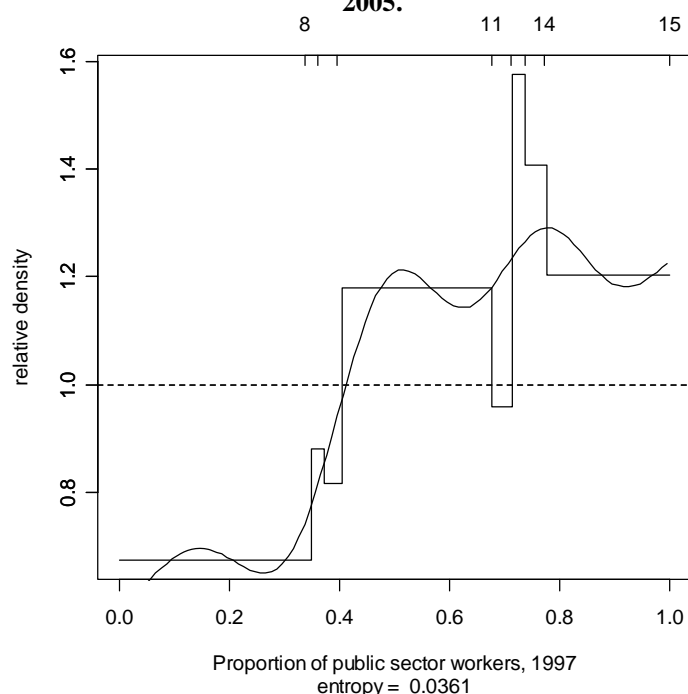


Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

O Gráfico 10 mostra a distribuição relativa dos anos de estudo completos entre os trabalhadores do setor público entre 1997 e 2005. Podemos observar que a densidade relativa

é menor que um até 8 anos de estudo (eixo vertical). Podemos dizer, portanto, que a densidade de trabalhadores do setor público (tamanho da população) com menos de 8 anos de estudo em 2005 é de aproximadamente 70% do total observado em 1997 (*densidade relativa* = 0,7), sinalizando um deslocamento da distribuição educacional para a direita ao longo do tempo. Além disso, há um aumento da densidade de trabalhadores com mais de 14 anos de estudo em relação a 1997 em cerca de 20% (*densidade relativa* = 1,20), indicando o surgimento de um maior número de trabalhadores com ensino superior completo dentro do setor público ao longo do período.

Gráfico 10: Distribuição relativa educacional dos trabalhadores do setor público: Brasil, 1997 versus 2005.

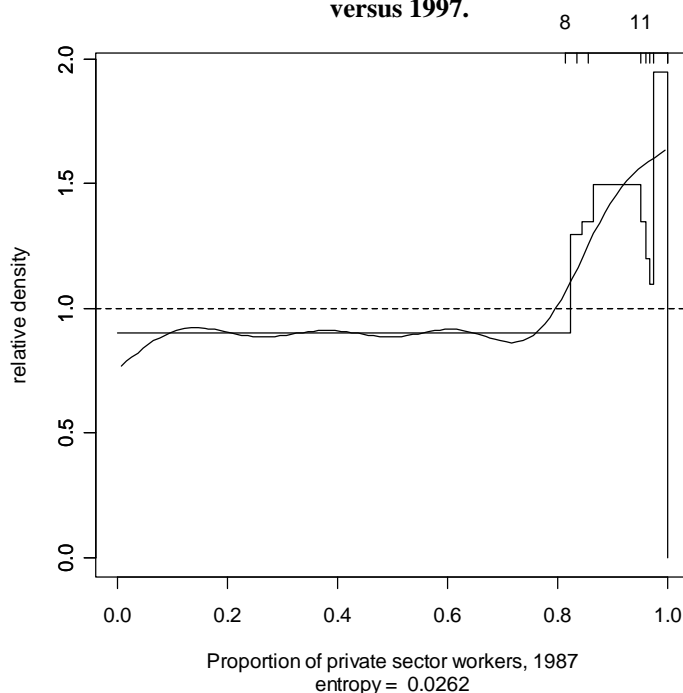


Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

A seguir, os Gráficos 11 e 12 mostram a distribuição relativa dos anos de estudo completos entre os trabalhadores do setor privado entre 1987 e 1997 e entre 1997 e 2005. Observamos através do Gráfico 11, que traça a evolução entre 1987 e 1997, que há uma tendência semelhante à observada no setor público, ou seja, um deslocamento da distribuição para a direita ao longo do tempo e um aumento expressivo da escolarização dos trabalhadores com ensino médio (até 11 anos de estudo). No entanto, a velocidade da escolarização dos trabalhadores do setor privado parece ser inferior à do setor público, uma vez que, em 1997, a

densidade relativa de trabalhadores com menos de 8 anos de estudo era apenas 10% menor do que a observada em 1987. Em 1997, a proporção de trabalhadores do setor privado com até 11 anos de estudo é cerca de 50% maior do que a observada em 1997 (densidade relativa = 1,5). A queda expressiva da densidade relativa a partir do 15º ano de estudo reflete a pequena quantidade de trabalhadores com ensino superior.

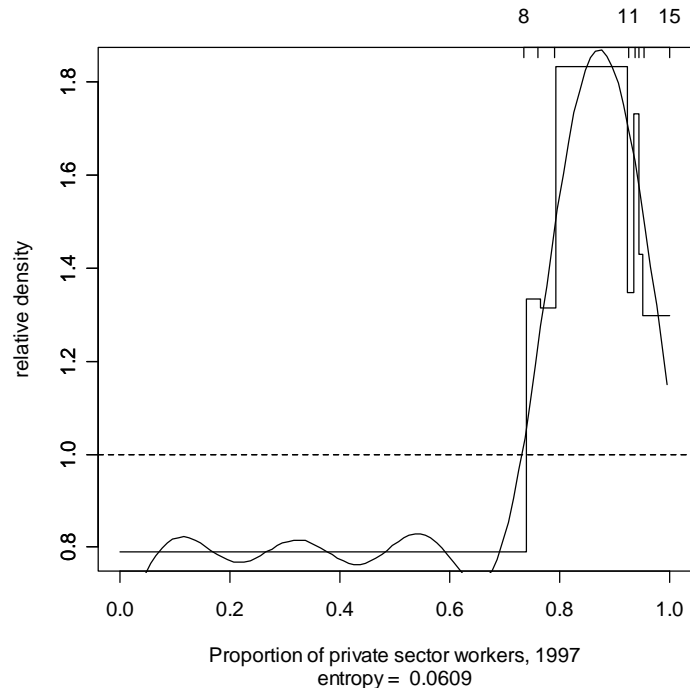
Gráfico 11: Distribuição relativa educacional dos trabalhadores do setor privado: Brasil, 1987 versus 1997.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Entre 1997 e 2005, entretanto, uma nova melhoria educacional é observada entre os trabalhadores do setor privado. A proporção de trabalhadores com menos de 8 anos de estudo em 2005 é cerca de 20% menor do que a observada em 1997 (densidade relativa = 0,8). A grande modificação educacional, porém, observamos entre os trabalhadores com ensino médio e ensino superior em 2005, os quais são mais de 80% e 20% maiores, respectivamente, do que o tamanho da população destes mesmos trabalhadores em 1997.

Gráfico 12: Distribuição relativa educacional dos trabalhadores do setor privado: Brasil, 1997 versus 2005



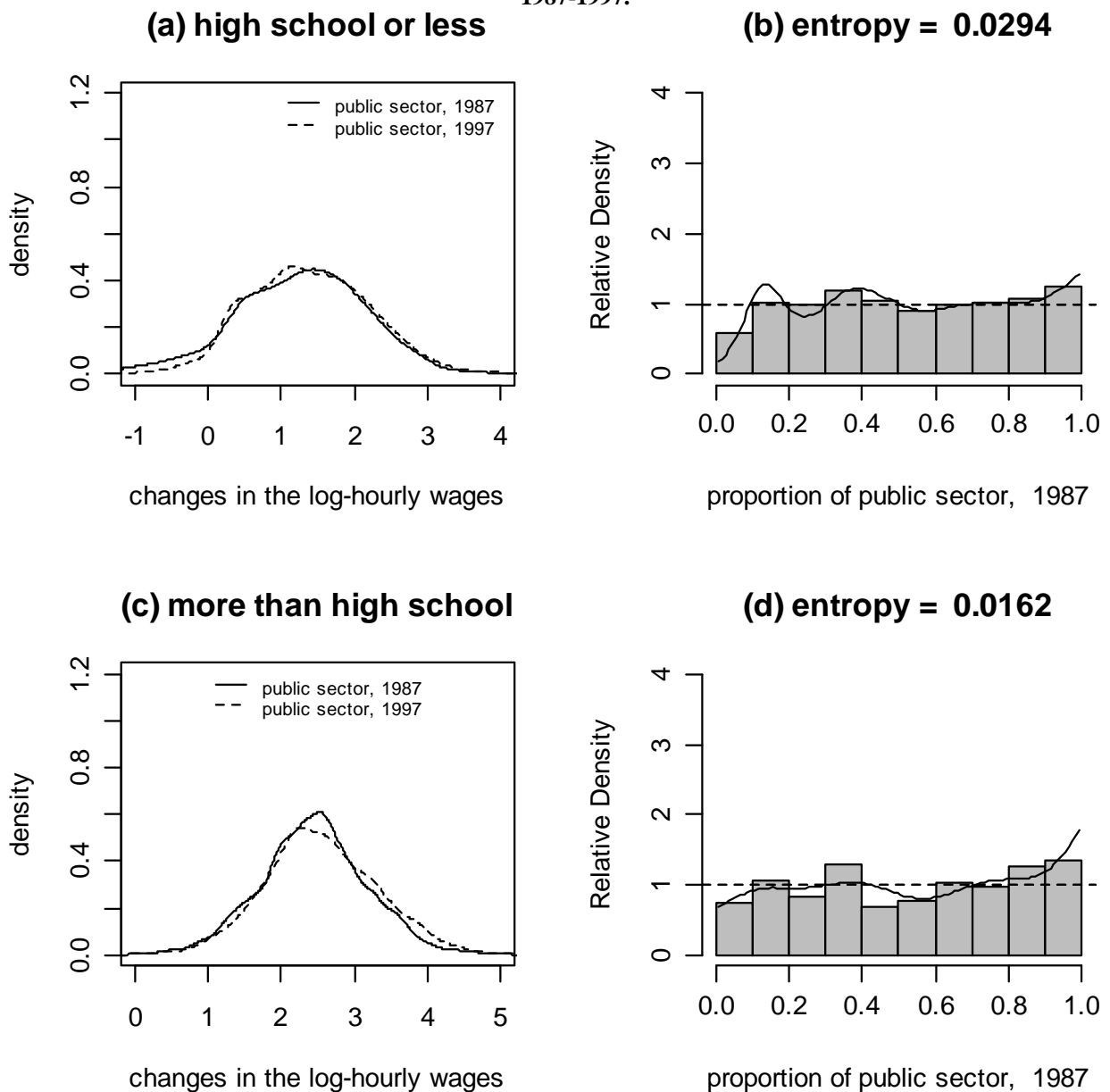
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Ademais, gostaríamos de compreender adicionalmente o impacto dos diferentes perfis de escolarização dos trabalhadores do setor público e privado entre 1987 e 2005 para as mudanças observadas na distribuição salarial como um todo. Uma análise preliminar será apresentada nas figuras a seguir. A partir delas analisamos separadamente os trabalhadores com escolaridade até o ensino médio e aqueles que possuem mais do que o ensino médio concluídos e a mudança em seus salários entre 1987 e 2005, dentro de cada setor (público e privado).

A Figura 5 traça uma comparação entre os grupos de escolaridade de trabalhadores do setor público entre 1987 e 1997. O Gráfico (a) mostra que a densidade salarial dentre os trabalhadores do setor público com ensino médio completo ou menos não se alterou significativamente entre 1987 e 1997. Esse fato pode ser comprovado pelo Gráfico (b), através do qual depreende-se que houve apenas uma ligeira queda dos trabalhadores em 1997 que se localizariam no primeiro décimo da escala salarial de 1987 (densidade relativa é menor que um para esse décimo) e um ligeiro aumento no nono décimo destes mesmos trabalhadores

(densidade relativa maior que um). O Gráfico (c) mostra que, entre os trabalhadores que possuíam escolaridade maior do que o ensino médio, houve um achatamento dos rendimentos medianos entre 1987 e 1997, pois a densidade dos valores medianos em 1997 é menor do que a observada em 1987. Isso se traduz em uma densidade relativa (Gráfico (d)) menor que um para os valores na mediana da distribuição (quarto, quinto e sexto décimo). Da mesma forma que ocorreu para os trabalhadores com até o ensino médio completos, houve uma melhoria da posição destes trabalhadores, com redução ligeira da densidade no primeiro décimo e aumento ligeiro no último décimo.

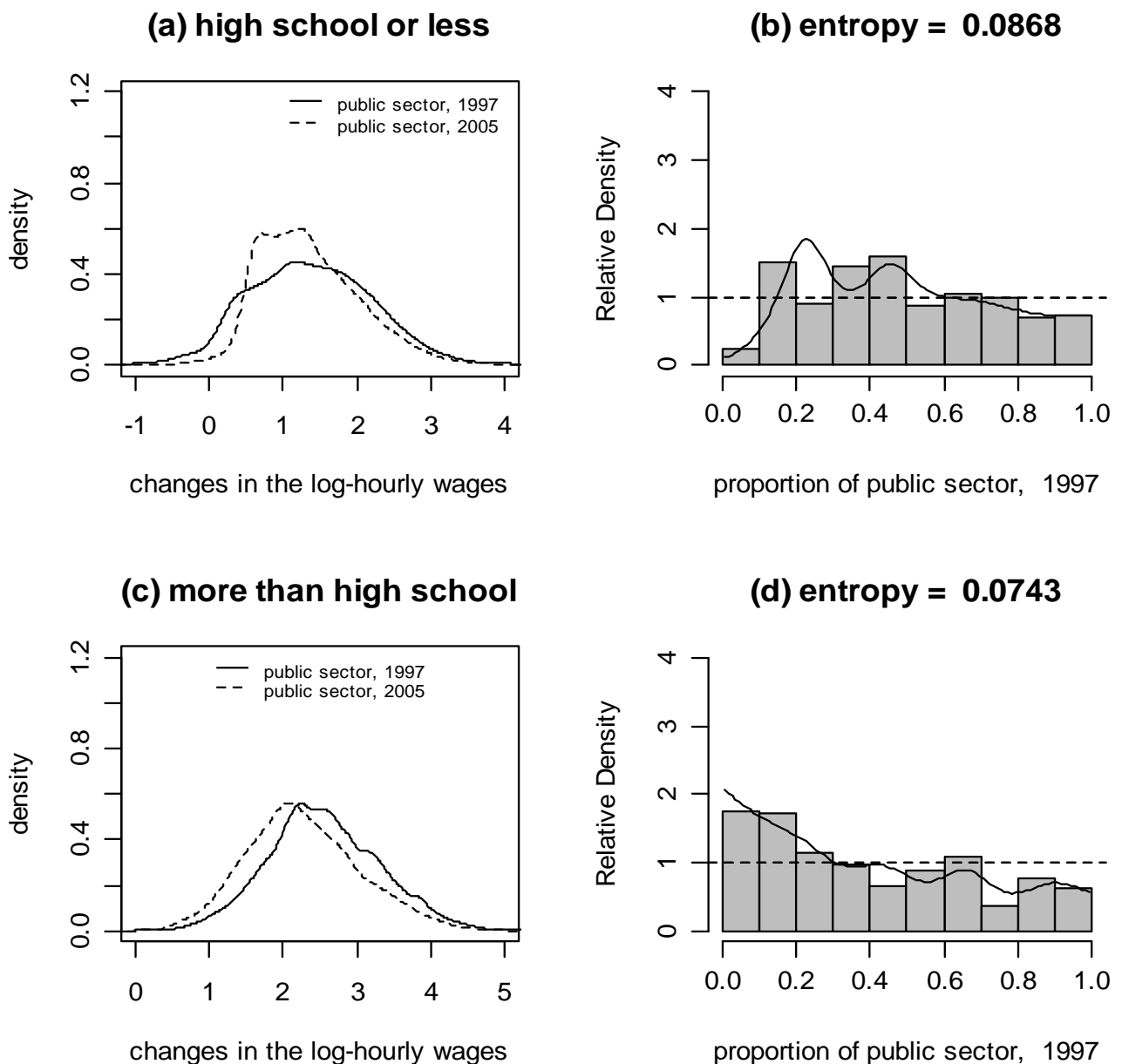
Figura 5: Densidade de probabilidade para os trabalhadores do setor público conforme a escolaridade. Brasil, 1987-1997.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

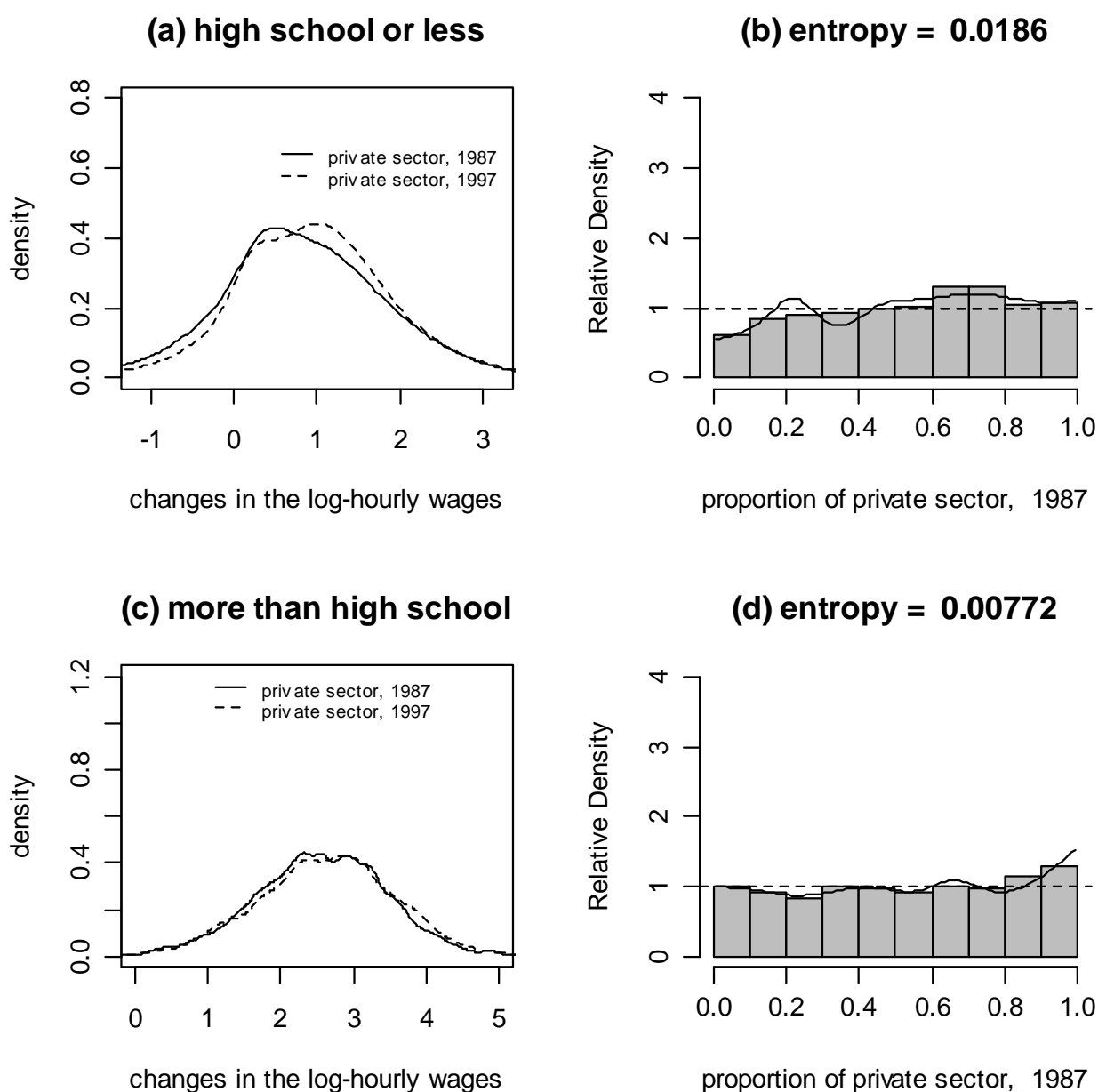
A Figura 6 mostra a evolução salarial para os trabalhadores do setor público conforme os grupos de escolaridade entre 1997 e 2005. Para os trabalhadores do setor público com escolaridade de até o ensino médio, o Gráfico (a) mostra que houve um aumento significativo da densidade de valores medianos e uma queda na polarização dos rendimentos (diminuição da densidade de valores salariais muito baixos e muito elevados). O Gráfico (b) sintetiza essa informação em termos da densidade relativa, a qual assume um formato de U invertido. Por sua vez, para os trabalhadores do setor público cuja escolaridade é superior ao ensino médio completo, observa-se através do Gráfico (c) um deslocamento da distribuição salarial para a esquerda, o que indica uma mediana inferior à de 1997, um aumento da densidade de salários mais baixos e queda dos rendimentos elevados. Isso, portanto, se traduz em uma densidade relativa monotonicamente decrescente, conforme se pode observar pelo Gráfico (d).

Figura 6: Densidade de probabilidade para os trabalhadores do setor público conforme a escolaridade. Brasil, 1997-2005.



A Figura 7 mostra a densidade salarial do setor privado conforme os subgrupos de escolaridade entre 1987 e 1997. O Gráfico (a) mostra que os trabalhadores com ensino médio ou escolaridade inferior apresentaram um ligeiro deslocamento da mediana da distribuição para a direita e uma queda pequena da densidade de salários mais baixos, mas as duas distribuições são bastante semelhantes, o que resulta em uma densidade relativa próxima à uniforme no Gráfico (b). Entre os trabalhadores cuja escolaridade era maior que o ensino médio, não houve mudança significativa entre as duas densidades (Gráficos c e d).

Figura 7: Densidade de probabilidade para os trabalhadores do setor privado conforme a escolaridade. Brasil, 1987-1997.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

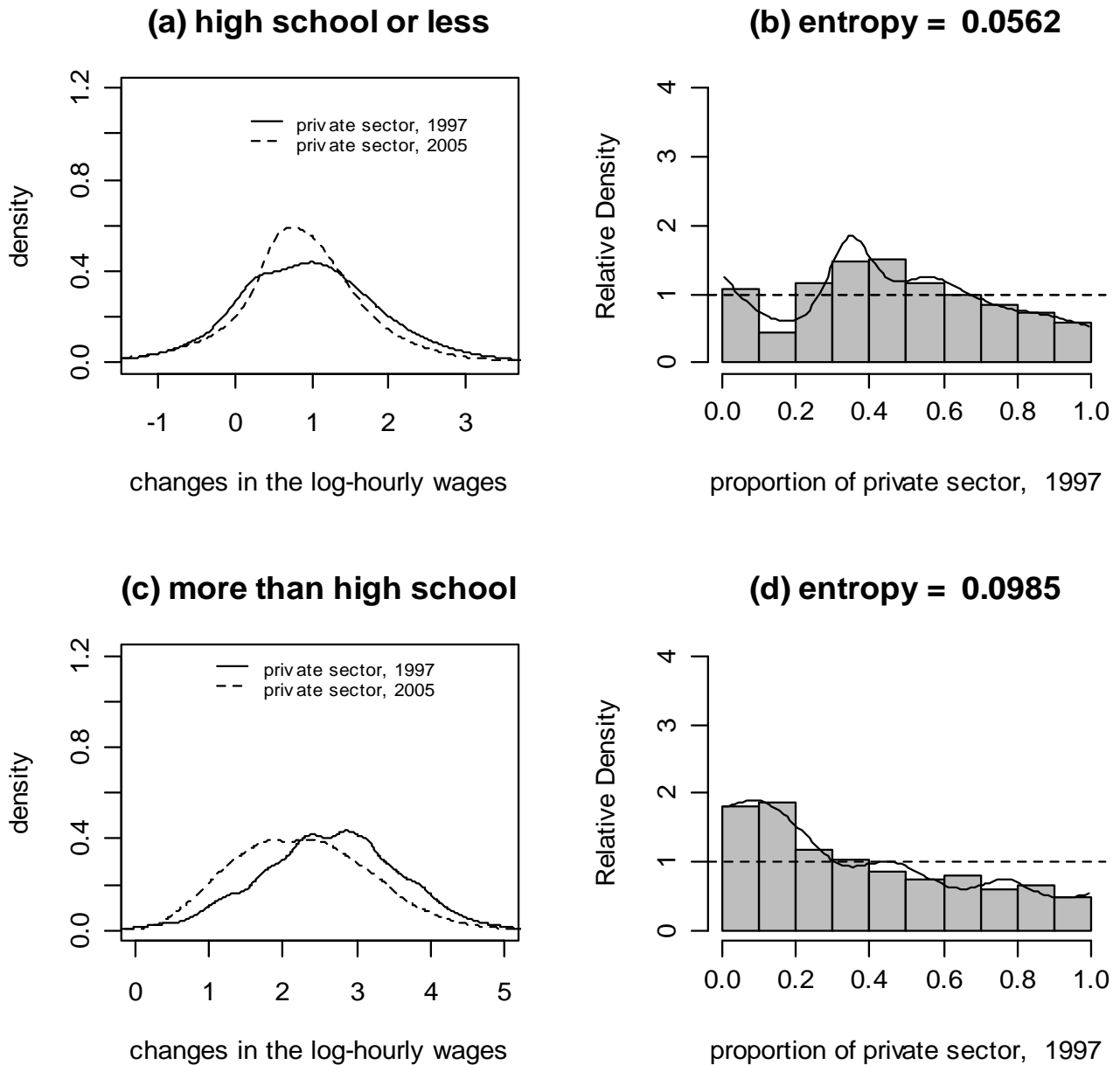
Finalmente, a Figura 8 mostra a mudança observada nos rendimentos dos trabalhadores do setor privado entre 1997 e 2005, conforme a escolaridade. Podemos observar que a dinâmica das mudanças dentro dos subgrupos é bastante semelhante à experimentada pelos trabalhadores do setor público. Entre 1997 e 2005, o Gráfico (a) mostra um aumento da densidade de valores medianos dentre os trabalhadores com ensino médio ou escolaridade inferior. Em termos da densidade relativa (Gráfico (b)), verifica-se nesse grupo, a despeito de um ligeiro aumento dos trabalhadores na base da distribuição em 1997, que a densidade relativa é maior que um para os valores medianos da distribuição (ou seja, há uma maior densidade de trabalhadores na posição mediana em 2005 do que em 1997) e há uma densidade relativa menor que um para o topo da distribuição (i.e., há menos trabalhadores no topo da distribuição salarial em 2005 do que o que foi observado em 1997). O Gráfico (c) mostra que, para os trabalhadores com o ensino médio ou superior houve um deslocamento da distribuição para a esquerda, o que sinaliza uma situação mais desfavorável em termos salariais em 2005 do que em 1997. Isso se reflete, por fim, em uma distribuição relativa monotonicamente decrescente expressa no Gráfico (d).

Após a análise dos subgrupos educacionais, seria interessante investigar também qual é o efeito global das mudanças na composição educacional sobre a estrutura salarial dos setores público e privado, ao longo do tempo. Essa análise é possível mediante o ajustamento da distribuição relativa por covariável, a qual será apresentada nas figuras a seguir.

A Figura 9 traz o ajustamento da densidade de probabilidade salarial para mudanças no efeito composicional dos anos de estudo dos trabalhadores do setor público entre 1987 e 1997. O Gráfico (a) mostra a densidade relativa global, a qual mostra que houve uma queda da densidade de trabalhadores com baixos salários ($r < 1$ para os décimos inferiores da distribuição) e aumento da densidade de salários elevados no setor público ($r > 1$ para os décimos situados na cauda superior da distribuição). O Gráfico (b) mostra o efeito composicional da escolaridade dos trabalhadores para as mudanças observadas na densidade relativa global. Observa-se que a curva de densidade estimada situa-se próxima da linha horizontal ($r = 1$), indicando uma aproximação da distribuição uniforme e, portanto, indicando que a distribuição marginal educacional do setor público não se alterou significativamente ao longo do período. Em suma, podemos dizer que o efeito de mudanças na composição educacional não foi tão significativo para as mudanças observadas na distribuição salarial entre 1987 e 1997. Essa baixa contribuição também pode ser constatada

pela baixa proporção de entropia explicada da entropia global (0,00145 de um total de 0,0326). Assim, o efeito residual apresentado no Gráfico (c) foi o principal determinante das mudanças na distribuição salarial ao longo deste período.

Figura 8: Densidade de probabilidade para os trabalhadores do setor privado conforme a escolaridade. Brasil, 1997-2005.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

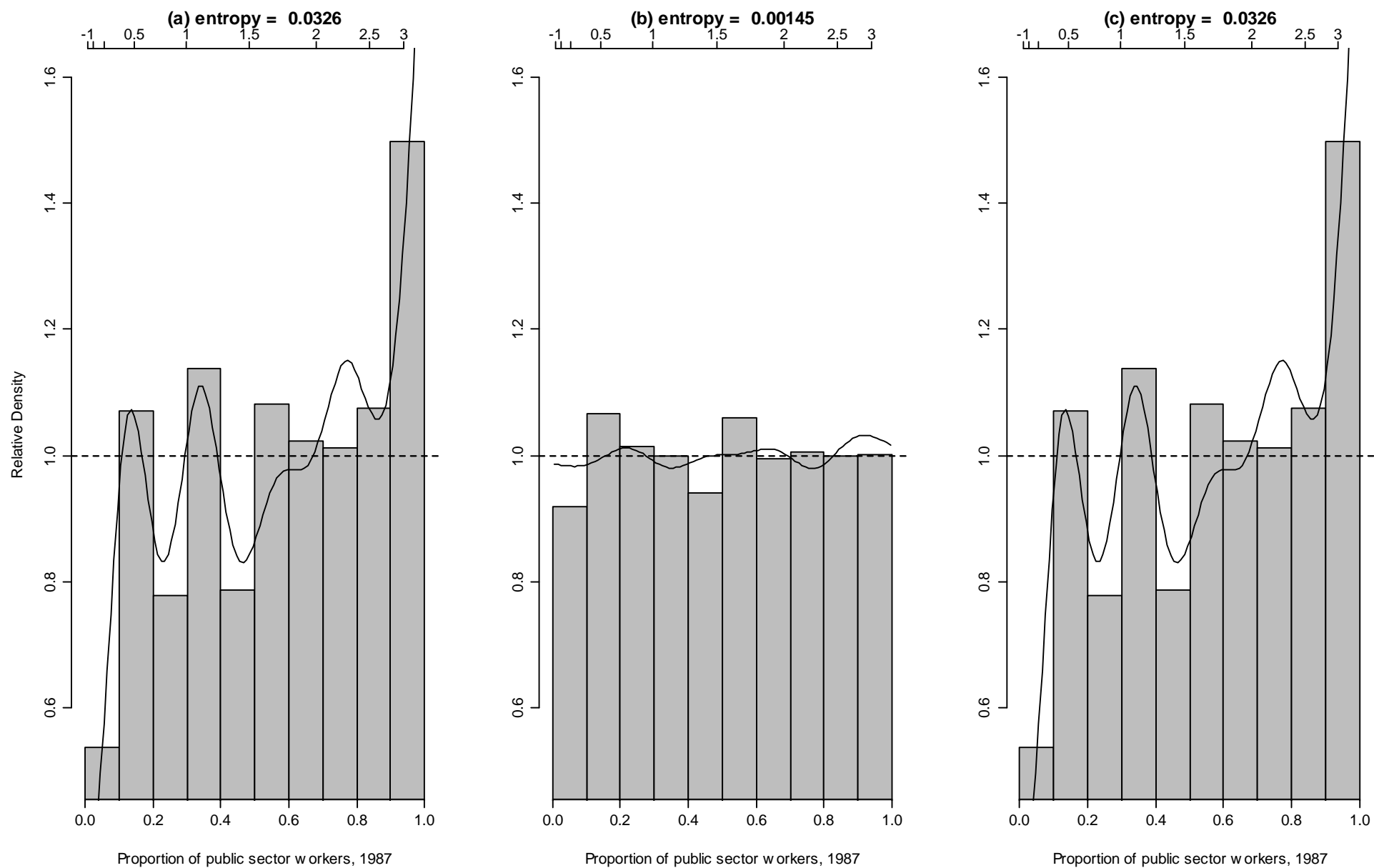
Entre 1997 e 2005, um quadro novo emerge dentro do setor público (Figura 10). Em termos da densidade relativa global (Gráfico (a)), observamos um aumento expressivo da densidade de salários mais baixos e medianos (densidade relativa maior que um para os

primeiros décimos da distribuição até a mediana) e uma queda na densidade dos salários mais elevados (densidade relativa menor que um para os décimos superiores da distribuição). Quando se verifica a densidade do efeito composicional dos anos de estudo dos trabalhadores do setor público (Gráfico (b)), verificamos um ligeiro distanciamento da distribuição uniforme, indicando uma mudança entre 1997 e 2005 na distribuição marginal da educação. Entre 1997 e 2005, a densidade marginal educacional é maior para os primeiros décimos e para o décimo superior. Para os trabalhadores do setor público situados na base da distribuição, a melhoria educacional observada entre 1997 e 2005 se refletiu em maiores salários. Todavia, a despeito de uma melhoria na composição educacional dos trabalhadores do setor público no topo da distribuição, eles experimentaram uma queda salarial entre 1997 e 2005. Vale a pena ressaltar que, embora esse resultado seja significativo, ele explica pouco da mudança na distribuição salarial observada para os trabalhadores do setor público no período, pois a entropia estimada é aproximadamente zero. Da mesma forma que se constatou entre 1987 e 1997, o efeito residual foi o principal determinante das mudanças na distribuição salarial.

Considerando-se o ajustamento da distribuição relativa pela covariável educação para os salários do setor privado entre 1987 e 1987 (Figura 11), verificamos a mesma tendência observada para os salários do setor público: aumento salarial ao longo do período, porém as mudanças na composição educacional não impactaram de uma maneira significativa (densidade relativa horizontal indica que a densidade marginal educacional não se alterou ao longo do tempo), mas sim o efeito residual.

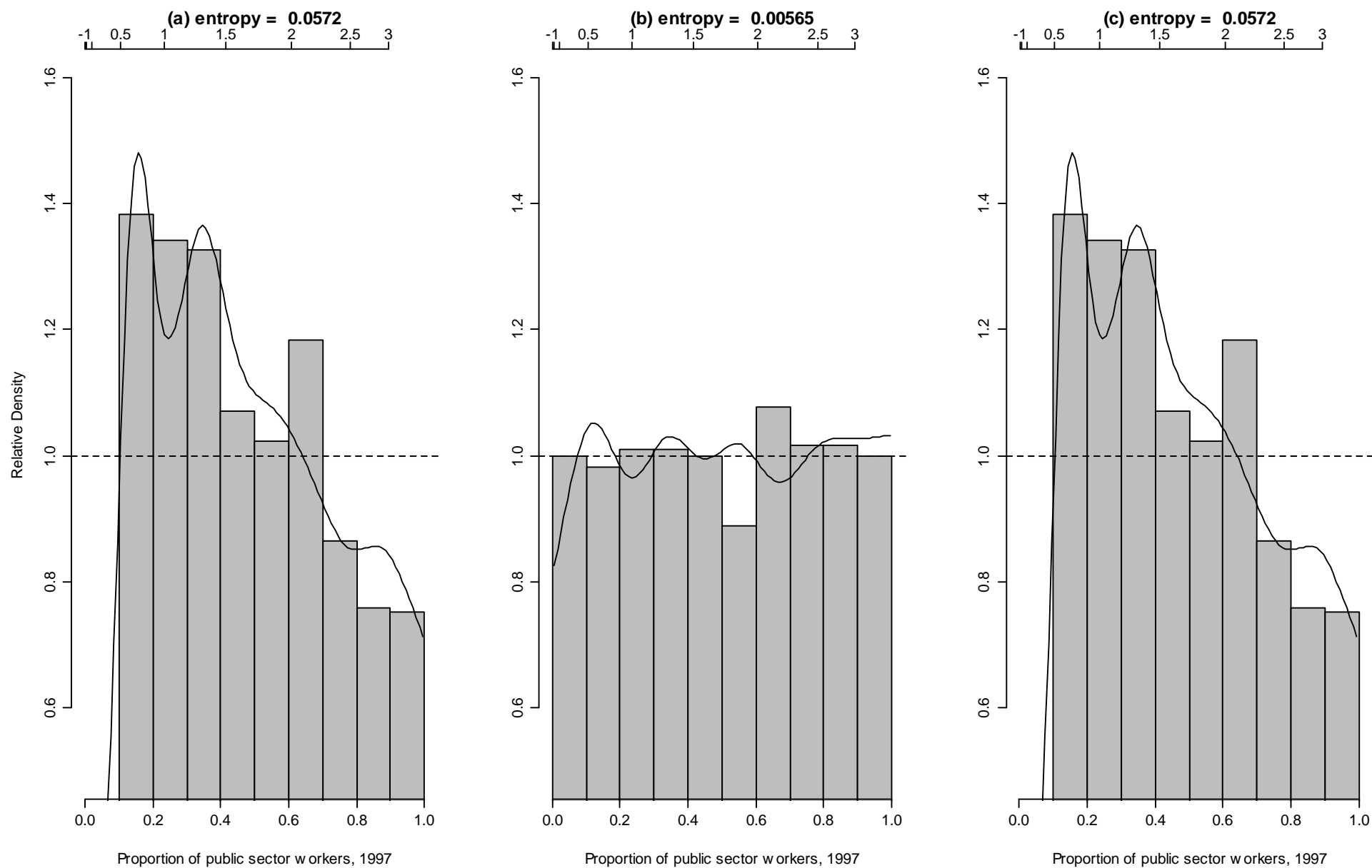
De maneira similar, entre 1997 e 2005, o setor privado experimentou uma queda dos baixos salários e dos salários elevados, concomitantemente a um aumento da distribuição mediana (Figura 12). O efeito composição educacional (Gráfico (b)) evidencia que a melhoria salarial na base da distribuição foi acompanhada por um ligeiro desvio da densidade marginal na base da distribuição, ou seja, por uma piora educacional nos primeiros décimos – densidade relativa menor que um. Por outro lado, o topo da distribuição experimentou uma queda salarial, a despeito da melhoria ligeira na densidade marginal educacional (densidade relativa maior que um para os décimos superiores). Todas essas evidências, entretanto, explicam uma proporção muito baixa das mudanças na distribuição salarial, conforme pode ser visto pelo baixo valor absoluto do índice de entropia.

Figura 9: Decomposição da distribuição relativa do setor público – 1987 e 1997: (a) Densidade relativa global; (b) efeito educação; (c) Densidade relativa ajustada pela educação



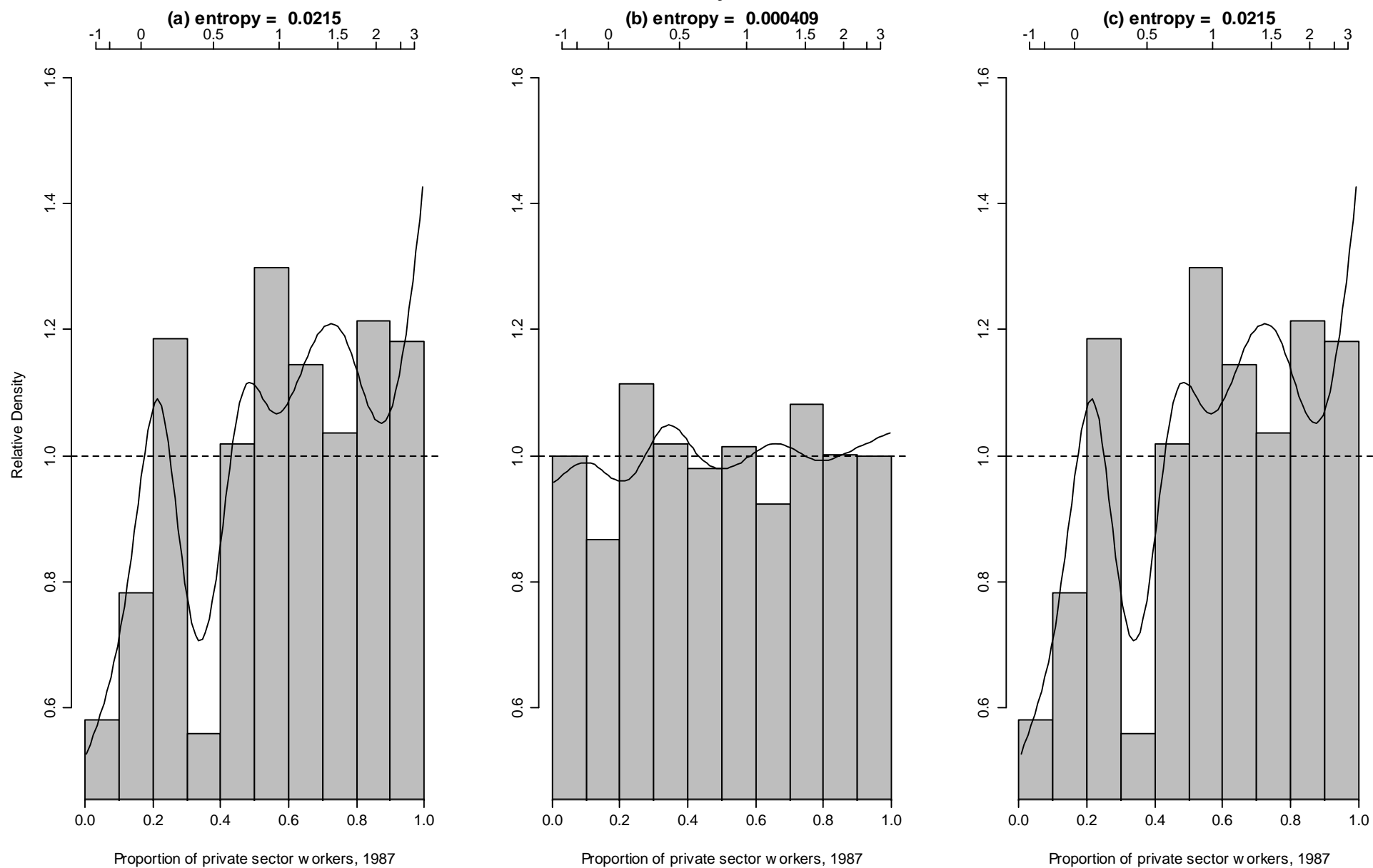
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Figura 10: Decomposição da distribuição relativa do setor público – 1997 e 2005: (a) Densidade relativa global; (b) efeito educação; (c) Densidade relativa ajustada pela educação



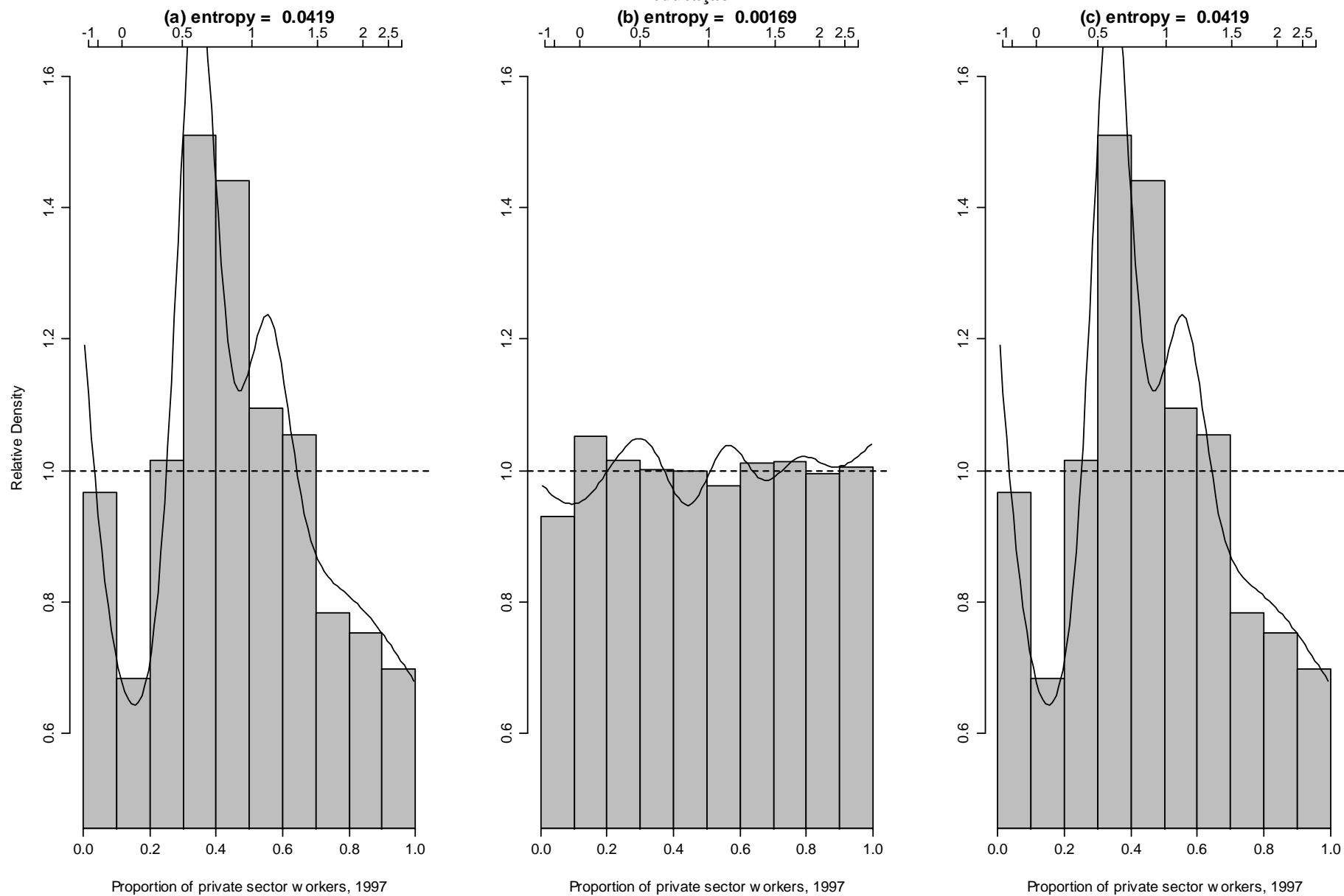
Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Figura 11: Decomposição da distribuição relativa do setor privado – 1987 e 1997: (a) Densidade relativa global; (b) efeito educação; (c) Densidade relativa ajustada pela educação



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Figura 12: Decomposição da distribuição relativa do setor privado – 1997 e 2005: (a) Densidade relativa global; (b) efeito educação; (c) Densidade relativa ajustada pela educação



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

3 Considerações Finais

O contraste salarial entre o setor público e privado no Brasil é bastante pronunciado no Brasil e acredita-se situação que essa situação tenha persistido ao longo do tempo. Essa disparidade é conseqüência de uma série de políticas salariais adotadas no país com respeito ao setor público, bem como de diferentes políticas econômicas que impactam significativamente no rendimento dos trabalhadores de ambos os setores. Conforme prediz a teoria microeconômica e a literatura, não há um consenso a respeito de uma política salarial ideal de equidade entre os setores, uma vez que os objetivos o governo podem privilegiar a prestação de serviços públicos e, nesse caso, e uma equidade não necessariamente seria desejosa. Todavia, salários divergentes tendem a gerar incentivos do lado da oferta de trabalho, como o desemprego de espera e, portanto, podem ser prejudiciais ao mercado de trabalho como um todo.

Dentro do arcabouço dos estudos salariais em Economia do Trabalho, fundamentados na Teoria do Capital Humano, a educação como um atributo pessoal do trabalhador cumpre um papel fundamental na determinação do seu salário. Entre os setores público e privado, dados seus diferentes critérios de remuneração e estabilidade, pode haver uma atração desigual de trabalhadores qualificados, refletindo na composição da força de trabalho e na produtividade do setor.

Esse artigo objetivou diagnosticar a distribuição salarial e educacional entre o setor público e privado no Brasil entre 1987 e 2005, período nesse no qual o país atravessou por uma série de Reformas Administrativas e conjunturas macroeconômicas, especialmente nas quais predominavam uma inflação elevada (1987-1994) e políticas de estabilização (1994-2005). Com esse diagnóstico, seria possível verificar possíveis políticas públicas, conforme seja o objetivo do governo.

Com esse intuito, aplicamos uma metodologia não-paramétrica de distribuição relativa (Handcock e Morris, 1999), a qual é flexível e robusta e permite que sejam construídos gráficos exploratórios e análises contra-factuais que facilitam o entendimento de questões substantivas sobre as distribuições.

As evidências empíricas obtidas a partir da aplicação da metodologia de distribuição relativa mostram que, em 1987, 1997 e em 2005, a distribuição salarial do setor público é deslocada para a direita em relação à distribuição do setor privado. Isso quer dizer que os salários vigentes no setor público são superiores aos do setor privado ao longo de toda a distribuição, em todos os pontos de tempo analisados.

Em termos de mudanças na distribuição salarial dentro de cada setor durante o período, sistematizadas nas contribuições de mudanças na mediana e na estrutura das distribuições, foi possível verificar que, entre 1987 e 1997, as mudanças na mediana se direcionaram para o *crescimento dos salários*, ao contrário do observado para o período 1997-2005, para o qual a tendência foi de *queda salarial*. Por outro lado, o principal efeito observado, medido como proporção explicada da entropia global, foi o de mudanças na estrutura das distribuições, o qual representa o impacto das mudanças residuais (ou não-explicadas), e elas se direcionam, predominantemente, para a ausência de polarização dentro dos setores, a despeito das flutuações na mediana.

As evidências acima puderam ser quantificadas mediante a estimação dos índices de polarização relativa na mediana (PRM), na cauda superior (PRS) e na cauda inferior (PRI). De uma maneira geral, todos os índices estimados apresentaram um sinal negativo, a exceção do índice de polarização na cauda inferior para o setor privado entre 1987 e 1997. Assim, a evidência central é de uma convergência dos salários de cada setor para a mediana da sua distribuição, o que é desejável em termos equitativos.

No que diz respeito à distribuição educacional entre os setores, observou-se que os trabalhadores do setor público possuem uma maior escolaridade em relação aos do setor privado ao longo de toda a distribuição dos anos de estudo das populações. Porém, ao longo do tempo, houve uma melhoria educacional dos trabalhadores de uma maneira geral, a qual poderia ser atribuída à universalização do ensino e à maior exigência por qualificação no mercado de trabalho. Ao mesmo tempo, entre 1987 e 2005, verificamos um aumento da densidade de trabalhadores que possuem o ensino superior, especialmente dentro do setor público.

O passo seguinte, no qual foi ajustada e controlada a distribuição salarial conforme diferentes grupos educacionais, verificou-se que entre 1987 e 1997, para os subgrupos de trabalhadores do setor público e privado com até o ensino médio e trabalhadores com mais do

que o ensino médio concluídos, a distribuição salarial não se modificou significativamente ao longo do período. Uma evidência semelhante entre os subgrupos de educação nos dois setores é evidenciada entre 1997 e 2005: para os trabalhadores que possuem apenas o ensino médio completo ou menos, a distribuição tornou-se menos achatada ao longo do tempo, i.e, esses trabalhadores passaram a ter salários mais próximos ao valor mediano. Por sua vez, para os trabalhadores que possuíam escolaridade superior ao ensino médio, houve um deslocamento da distribuição para a direita em ambos os setores, o que significa que eles agora estão em uma posição inferior em termos salariais, para toda a distribuição salarial, ao longo do período.

Finalmente, buscou-se isolar o efeito das mudanças na composição educacional dos trabalhadores sobre a distribuição relativa salarial mediante o procedimento de ajuste por covariáveis. A (surpreendente) evidência encontrada nessa estimação foi a de que as *mudanças na composição educacional não impactaram de maneira substantiva nas mudanças nas distribuições salariais do setor público e privado observadas entre 1987 e 2005*. Isso se traduz tecnicamente em uma densidade relativa marginal para o efeito composicional próxima da uniforme e com uma entropia baixa (ou proporção explicada da variação total).

Ainda que o efeito composicional da educação não tenha se apresentado como um fator predominante para as variações salariais, as evidências apontam que, para os trabalhadores do setor público e privado situados na base da distribuição, entre 1987 e 1997, *um ligeiro efeito composicional de melhoria da escolaridade repercutiu em uma melhoria em termos salariais, com convergência para a mediana*. Entre 1997 e 2005, esses trabalhadores melhoraram a sua escolaridade e também melhoraram em termos salariais. Todavia, para aqueles trabalhadores com alta qualificação, que se situam no topo da distribuição, as variações positivas para o efeito composicional não se traduziram em uma melhor posição salarial, em ambos os setores, ao longo do período analisado.

Para uma futura agenda de pesquisas, acreditamos ser importante identificar qual foi o principal determinante das variações salariais observadas nos setores, aplicando o ajustamento por covariáveis utilizando outras características observáveis como sexo, raça, experiência, ou mesmo pautando-se nas características não observáveis. Essa estratégia pode ser útil caso se deseje alguma interferência no mercado de trabalho com vistas à equalização salarial.

Referências Bibliográficas

BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. **Journal of Applied Econometrics**. Vol. 13, p. 1-30, 1998.

DINARDO, J.; TOBIAS, J.L. Nonparametric density and regression estimation. **Journal of Economic Perspectives**. Vol. 15, n.4, p.11-28, 2001.

GUIMARÃES, R. R. M; OLIVEIRA, A. M. H. C. de. **Análise da Distribuição Salarial entre o Setor Público e Privado no Brasil (1987-2005) com Aplicações para a Reforma Administrativa do Governo Federal**. Brasília: ESAF, 2007. Tópicos Especiais de Finanças Públicas. Belo Horizonte (MG). Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XIIPremio/financas/1tefpXIIPTN/analise_da_distribuicao_salarial.pdf>

HANDCOCK, M.; MORRIS, M. **Relative distribution methods in social science**. Springer, 1999. 265 pgs.

HANDCOCK, M.; ALDRICH, E. M. **Applying relative distribution methods in R**. Center for Statistics and Social Sciences. University of Washington, 2002 (*Working Paper* n. 27).

SILVERMAN, B. W. **Density Estimation**. Londres: Chapman and Hall, 1986.