

# **O papel do capital humano na desigualdade de salários no Brasil entre 1981 e 2006**

**Priscilla Albuquerque Tavares<sup>1</sup>**  
**Naércio Aquino Menezes-Filho<sup>2</sup>**

**Sessão Ordinária**

**Área: Economia e Estado**

**Sub-área: Políticas Públicas, Pobreza e Distribuição de Renda**

## **Resumo**

Este artigo estuda os impactos das transformações educacionais que vem ocorrendo no mercado de trabalho sobre a desigualdade de salários no Brasil entre 1981 e 2006. Os resultados mostram que os retornos à educação relacionam-se positivamente com a desigualdade de salários. A despeito do aumento da qualificação da força de trabalho, o efeito-composição, que atuou no sentido de elevar a desigualdade de salários nos anos 1980, não vem apresentando impactos significativos sobre a dispersão salarial desde então, mas deve colaborar para a redução da iniquidade salarial a partir de 2012. Finalmente, conclui-se que a mudanças na desigualdade de salários no Brasil estão concentradas na cauda inferior da distribuição.

**Palavras-chave:** capital humano; desigualdade de renda; salários; educação.

## **Abstract**

This paper proposes to comprehend the impacts of labor market's educational transformations on Brazil's wage inequality from 1981 to 2006. It is possible to conclude that returns on education have a positive impact on wage inequity. As for the raise of educational level, which acted to raise inequality in the 80's, has not been having significant impacts on this disparity since then. Simulations show that rising in the schooling level may help wage inequality to lower by 2012. Finally, these findings show that changes in wage inequality are concentrated in the bottom of the wage distribution.

**Keywords:** human capital; income inequality; wages; education; economics.

---

<sup>1</sup> Diretoria de Pesquisas – Fundação para o Desenvolvimento da Educação (FDE).

<sup>2</sup> Ibmec /SP e FEA/USP.

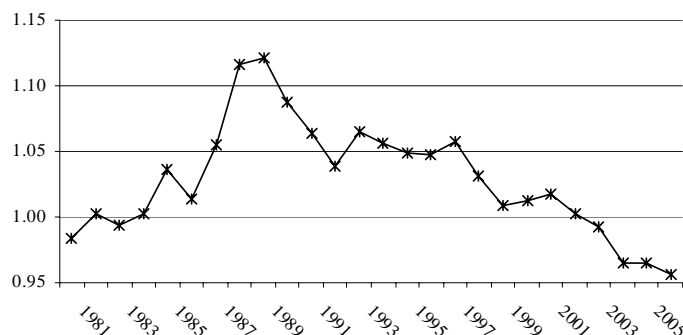
## 1. Introdução

O Brasil é considerado a décima quarta maior economia do mundo (Banco Mundial, 2006). Apesar disso, 34% e 13% da população brasileira vivem em situação de pobreza e miséria (Barros *et. alli.*, 2007). Esta contradição é fruto da elevada desigualdade de renda verificada no país (PNUD, 2006)<sup>3</sup>.

O debate sobre a questão distributiva no Brasil iniciou-se a partir da constatação de um forte aumento no Índice de Gini entre as décadas de 1960 e 1970, de 0,49 para 0,57 (Hoffman e Duarte, 1972; Langoni, 1973). Durante os anos 1980 e 1990, este indicador manteve-se praticamente inalterado no elevado patamar de 0,60, caracterizando a “estabilidade inaceitável” da desigualdade de renda brasileira (Barros *et. alli.*, 2001). Recentemente, a literatura tem chamado a atenção para uma importante redução do Índice de Gini, de 0,59 para 0,56 entre 2001 e 2005, o que representa uma queda de 4,6%, a mais expressiva das últimas três décadas (IPEA, 2007).

Boa parte da iniquidade de renda associa-se à dispersão de salários, que representam cerca de 80% da renda dos indivíduos. De fato, entre 1981 e 1989, o desvio-padrão dos salários<sup>4</sup> se elevou de 0,98 para 1,12. Depois de uma forte redução no início dos anos 1990 (para 1,04 em 1992), a iniquidade salarial manteve-se praticamente inalterada nesta década (em torno de 1,05 entre 1992 e 1997). Desde 1997, a dispersão salarial tem-se reduzido praticamente de forma contínua, sobretudo no período recente. Entre 2001 e 2006, o desvio-padrão dos salários diminuiu de 1,02 para 0,96 (gráfico 1).

**Gráfico 1**  
**Desvio-padrão do logaritmo dos salários - 1981 a 2006 (%)**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

<sup>3</sup> Numa comparação com 125 países, o Brasil está entre os 5% mais desiguais.

<sup>4</sup> Salários medidos em logaritmo.

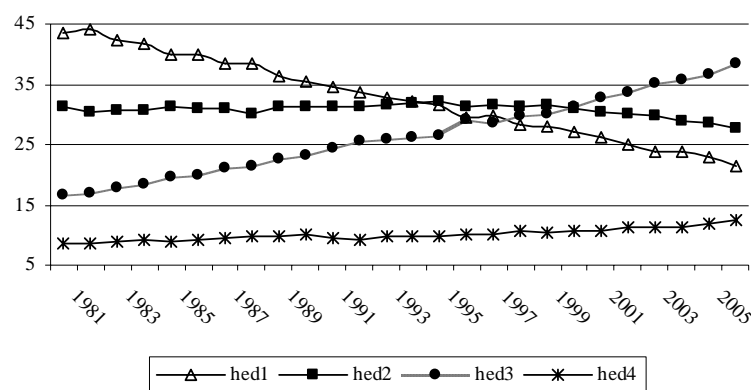
Embora muitos fatores se relacionem ao fenômeno da desigualdade salarial, o capital humano é considerado seu principal determinante: “uma das principais questões que se coloca desde o início do debate se refere ao peso da educação como fator explicativo da desigualdade de renda existente no Brasil (...)” (Menezes-Filho, 2001:21).

A relação entre educação e iniquidade salarial depende da desigualdade educacional existente no mercado de trabalho e do valor monetário que se atribui a cada ano adicional de escolaridade (Barros *et. alli.*, 2000). Assim, mudanças educacionais podem afetar a desigualdade por duas vias: alterando a composição da força de trabalho quanto à sua qualificação (efeito-composição) e alterando os prêmios salariais relacionados às mudanças na oferta relativa de trabalho qualificado (efeito-preço).

Sabe-se que no Brasil tanto os retornos médios à educação quanto a iniquidade educacional entre os trabalhadores são bastante elevados (Lam e Levinson, 1992; Menezes-Filho, 2001), de modo que ambos são importantes para explicar a elevada iniquidade de renda existente no país.

O mercado de trabalho brasileiro vem sofrendo mudanças importantes no que tange à sua qualificação. Entre 1981 e 2006, a média de escolaridade dos trabalhadores se elevou de 4,4 para 7,4 anos, alterando significativamente a composição educacional da força de trabalho (gráfico 2).

**Gráfico 2**  
**Participação relativa dos grupos educacionais na força de trabalho - 1981 a 2006 (%)**



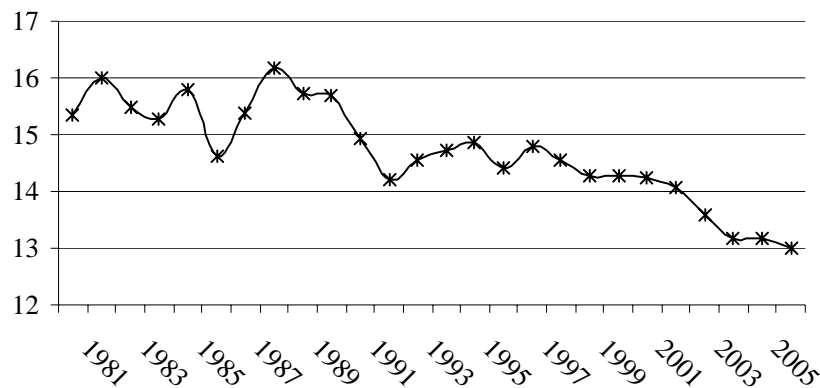
**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

Em 1981, 74,7% dos trabalhadores não haviam completado o ensino fundamental (hed1 – ciclo de 1ª a 4ª série, hed2 ciclo de 5ª a 8ª série). Em 2006, a participação relativa

destes trabalhadores pouco educados era de 49,1%. Por outro lado, a proporção de trabalhadores com qualificação mais elevada (hed3 – ensino médio e hed4 – ensino superior) aumentou significativamente neste período: respectivamente de 16,6% para 38,3% e de 8,7% para 12,6%.

Por outro lado, mesmo diante de um aumento da oferta da mão-de-obra qualificada, os retornos médios à educação aumentaram de 15,4% para 16,2% entre 1981 e 1988. Até 1997, o retorno educacional médio flutuou bastante (se reduziu de 16,2% para 14,2%, entre 1988 e 1991 e voltou a se elevar para 14,8% em 1997). Há cerca de uma década, o diferencial salarial médio relacionado à educação vem diminuindo continuamente, tendo atingido o valor de 12,9% em 2006 (gráfico 3).

**Gráfico 3**  
**Retornos médios à educação - 1981 a 2006 (%)**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

Diante deste cenário, este artigo pretende estudar os efeitos de mudanças na “composição” dos atributos produtivos dos trabalhadores e em seus “preços” sobre a desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil nos últimos 25 anos. Sua contribuição está em utilizar técnicas de decomposição da variância dos salários, a partir de uma abordagem de regressões quantílicas, ainda incipiente na literatura brasileira, que permite avaliar as mudanças salariais em pontos diferentes da distribuição de rendimentos.

Na literatura internacional, existem evidências de que a trajetória da desigualdade de renda pode ser explicada por mudanças salariais distintas para trabalhadores localizados em diferentes quantis: Autor *et. alli.* (2005) mostram que o aumento da desigualdade de salários nos EUA entre 1973 e 2003 deve-se a um aumento no diferencial de salários na

cauda superior da distribuição (90/50), de 0,59 para 0,83, já que o diferencial de salários na cauda inferior (50/10) permaneceu praticamente inalterado (de 0,61 para 0,65).

Corroborando estes resultados, Lemieux (2002, 2006, 2006b) afirma que “os retornos das habilidades mensuráveis como educação e experiência são os principais responsáveis pelo aumento secular da desigualdade salarial nos EUA” entre 1973-75 e 2003-05. Entretanto, o autor mostra que o aumento da desigualdade de renda americano está concentrado na cauda superior de distribuição e deve-se basicamente à elevação dos retornos da educação “pós-secundária”.

## 2. Metodologia e Base de Dados

Os salários são estimados por modelos polinomiais como funções de efeitos tempo, idade e *coorte*, e por interações entre eles<sup>5</sup>:  $lw = \mu + A(a) + T(t) + C(c) + R(a, t, c) + u$  (1)

Os efeitos temporais referem-se às mudanças macroeconômicas ocorridas em determinado período (como alterações nas taxas de inflação, desemprego e atividade). Já os efeitos demográficos e *coorte* captam as mudanças salariais relacionadas ao ciclo de vida dos trabalhadores (idade e experiência) e a características específicas de sua geração (diferentes características produtivas e condições de entrada no mercado de trabalho).

Apesar de sua relevância, estes efeitos não podem ser conjuntamente identificados, uma vez que existe uma relação linear exata entre eles<sup>6</sup>. Assim, para que o modelo fosse identificado, impuseram-se restrições de exclusão sobre os coeficientes dos termos que incluem a função *coorte*. Deste modo, o modelo considerado inclui termos com as funções de idade, tempo e interações entre elas:  $lw = \mu + A(a) + T(t) + R(a, t) + u$  (1')

Para modelar a distribuição de salários como um todo, estimam-se 21 quantis salariais ( $q$ )<sup>7</sup>. Para captar os efeitos da educação, o modelo é estimado separadamente para diferentes grupos de qualificação:  $lw^q = \mu^q + A(a, ed)^q + T(t, ed)^q + R(a, t, ed)^q + u^q$  (2)

A interpretação dos componentes da regressão é simples: num determinado quantil da distribuição, diferenças entre os coeficientes das funções  $T(t, ed)^q$ ,  $R(a, t, ed)^q$  e  $A(a, ed)^q$  entre grupos de educação captam mudanças nos retornos da educação e da

<sup>5</sup> Esta metodologia é proposta no artigo de MaCurdy e Mroz (1995) e empregada nos trabalhos de Goslin *et. alli.* (2000) e de Menezes-Filho *et. alli.* (2006).

<sup>6</sup> A idade do trabalhador é determinada pelo ano da pesquisa menos a *coorte* de nascimento ( $i = t - c$ ).

<sup>7</sup> 1°, 5°, 10°, 15°, 20°, 25°, 30°, 35°, 40°, 45°, 50°, 55°, 60°, 65°, 70°, 75°, 80°, 85°, 90°, 95° e 99°.

experiência, bem como da interação entre estes dois atributos; para um determinado grupo de educação, diferenças entre os coeficientes das funções  $T(t, ed)^q$ ,  $A(a, ed)^q$  e  $R(a, t, ed)^q$  entre quantis revelam mudanças na dispersão salarial intragrupos.

Os dados utilizados são os da PNAD de 1981 a 2006<sup>8</sup>. A amostra é constituída por homens entre 25 e 60 anos, com renda do trabalho principal e jornada de trabalho estritamente positivos. Organizou-se a amostra em 3744 células definidas pelo período, pela idade do trabalhador e por quatro grupos de educação: até três anos estudos (hed1), entre 4 a 7 anos (hed 2), entre 8 e 11 anos (hed3), 12 anos ou mais (hed5) (tabela 2.1). Como medidas de rendimento do trabalho e de desigualdade, utilizam-se o logaritmo do salário real por hora<sup>9</sup> e a variância dos salários.

**Tabela 2.1 - Descrição das células**

grupo de educação	observações na célula	população representada	média da célula	mínimo da célula	máximo da célula	log(w) médio
hed1	476.581	191.475.426	582	275	1311	0,53
hed2	442.002	181.003.686	532	117	1355	1,08
hed3	380.620	154.379.805	444	32	1583	1,58
hed4	145.597	58.631.426	172	17	431	2,62

**Fonte: PNADs 1981 a 2006.**

A análise da decomposição da variância é feita a partir da distribuição não-condicional dos salários, obtida da distribuição condicional gerada após a estimação dos modelos para os quantis (2)<sup>10</sup>. A decomposição da variância consiste em medir as parcelas da dispersão salarial atribuídas às diferenças de atributos produtivos dos trabalhadores (desigualdade entre grupos) e às diferenças em características produtivas não-observáveis entre indivíduos num mesmo grupo (desigualdade intragrupos):

$$Var(lw_t) = \underbrace{\sum_z f_{zt} Var(lw_{zt})}_{\text{variância intragrupos}} + \underbrace{\sum_z f_{zt} [E(lw_{zt}) - E(lw_t)]^2}_{\text{variância entre grupos}} \quad (3)$$

em que  $f_{zt}$  é o peso relativo da célula  $z$  no ano  $t$ ;

$E(lw_{zt})$  e  $Var(lw_{zt})$  são a média e a variância dos salários na célula  $z$  e no ano  $t$ ;

<sup>8</sup> Em 1991, 1994 e 2000, a PNAD não foi realizada. Então, utilizou-se a interpolação das variáveis como a média simples dos anos subjacentes.

<sup>9</sup> O salário real é calculado para preços de 2005, utilizando-se o deflator de Corseuil e Foguel (2002).

<sup>10</sup> Detalhes sobre o método de estimação e sobre a recuperação da distribuição, ver os apêndices metodológicos I e II.

$E(lw_t)$  e  $Var(lw_t)$  são a média e a variância dos salários no mercado de trabalho no ano  $t$ ;

O componente intragrupos da dispersão salarial é afetado por mudanças na composição da força de trabalho e na dispersão salarial dentro de cada grupo. O componente entre grupos da dispersão salarial, por sua vez, é afetado pelo efeito-composição e pelo efeito-preço.

O efeito-composição da educação avalia como as mudanças na composição educacional da força de trabalho afetam a desigualdade de salários existente entre os grupos ao longo do tempo. Para estimar este efeito, calcula-se o componente entre grupos da desigualdade, mantendo-se fixos os retornos salariais da educação e da experiência e a composição etária dos trabalhadores.

Já o efeito-preço da educação avalia como as mudanças nos diferenciais de salários pagos aos trabalhadores com diferentes níveis de qualificação afetam a iniquidade salarial existente entre os grupos ao longo do tempo. Para estimar este efeito, calcula-se o componente entre grupos da desigualdade, mantendo-se fixa a composição educacional e etária dos trabalhadores e os retornos salariais da experiência<sup>11</sup>.

### 3. Resultados

Os termos de tendência, idade e interação são significantes em todos os grupos de educação e quantis (tabelas 3.1 a 3.3).

A diferença de magnitude nos coeficientes de tendência entre os grupos de escolaridade revela uma mudança nos retornos salariais relacionados à educação ao longo do tempo. Os coeficientes de idade também diferem significativamente entre os grupos de educação, o que mostra que os retornos à experiência são bastante distintos entre os níveis de escolaridade. Os coeficientes de interação revelam uma mudança nos retornos à experiência ao longo do tempo ou a importância de efeitos *coorte*.

Além disso, verificam-se diferenças significativas entre os coeficientes dos diferentes quantis em cada grupo de educação. Isto sugere que devem ter ocorrido mudanças importantes na distribuição de salários dentro dos grupos educacionais e etários ao longo do tempo, principalmente entre os menos educados e na cauda inferior da distribuição.

---

<sup>11</sup> Para manter os retornos da educação e/ou da experiência fixos, atribui-se valor zero para os termos de tendência e/ou interação da regressão, antes de se fazer a previsão dos salários. Para manter a composição da força de trabalho fixa, mantêm-se fixo o peso relativo da composição educacional e/ou etária.

**Tabela 3.1 - Coeficientes da regressão para a mediana**

	hed1	hed2	hed3	hed4
t	0.44*	0.50*	0.50*	0.54*
t <sup>2</sup>	-1.09*	-1.51*	-1.72*	-1.48*
t <sup>3</sup>	0.81*	0.96*	1.03*	0.79*
idade	0.23*	0.32*	0.45*	0.81*
idade <sup>2</sup>	-0.03**	-0.03**	-0.08*	-0.26*
idade <sup>3</sup>	-0.01*	-0.01*	0.00	0.03*
t*idade	-0.13*	-0.10*	-0.06	-0.08
t*idade <sup>2</sup>	0.03*	0.03*	0.01***	0.00
t <sup>2</sup> *idade	0.00	0.00	0.00	0.06***
constante	0.23*	0.76*	1.23*	2.03*

**Tabela 3.2 – Coeficientes da regressão para o 25º quantil**

	hed1	hed2	hed3	hed4
t	0.29*	0.58*	0.63*	0.72*
t <sup>2</sup>	-0.69*	-1.52*	-1.64*	-1.87*
t <sup>3</sup>	0.55*	1.02*	0.97*	1.03*
idade	0.05***	0.27*	0.43*	0.75*
idade <sup>2</sup>	0.03***	-0.01	-0.10*	-0.25*
idade <sup>3</sup>	-0.01*	-0.01*	0.01***	0.03*
t*idade	0.00	-0.14*	-0.14*	-0.11***
t*idade <sup>2</sup>	0.00	0.04*	0.02*	-0.01
t <sup>2</sup> *idade	0.00	-0.02	0.04**	0.09**
constante	-0.12*	0.29*	0.72*	1.52*

**Tabela 3.3 – Coeficientes da regressão para o 75º quantil**

	hed1	hed2	hed3	hed4
t	0.52*	0.39*	0.44*	0.35*
t <sup>2</sup>	-1.41*	-1.45*	-1.72*	-1.04*
t <sup>3</sup>	0.91*	0.94*	1.00*	0.56*
idade	0.33*	0.43*	0.51*	0.86*
idade <sup>2</sup>	-0.06*	-0.06*	-0.09*	-0.29*
idade <sup>3</sup>	0.00	0.00	0.00	0.04*
t*idade	-0.13*	-0.17*	-0.04	-0.03
t*idade <sup>2</sup>	0.03*	0.05*	0.00	-0.02
t <sup>2</sup> *idade	0.01	0.00	0.03	0.06
constante	0.69*	1.17*	1.73*	2.52*

**Obs.: significância: \* 1%; \*\*5%; \*\*\* 10%.**

**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

De maneira geral, podem-se estabelecer três momentos distintos para a trajetória da desigualdade de rendimentos do trabalho no Brasil nos últimos 25 anos.

Durante a década de 1980, a variância dos salários sofreu um aumento expressivo, de 0,87 em 1981 para 1,10 em 1988. Depois de sofrer uma forte redução no início dos anos 1990 (0,96 em 1992), a desigualdade salarial manteve-se estável ao longo de quase toda a década (em média de 0,98 entre 1992 e 1997). Desde então, a dispersão de rendimentos do trabalho vem sofrendo uma redução contínua: entre 1997 e 2001, a variância dos

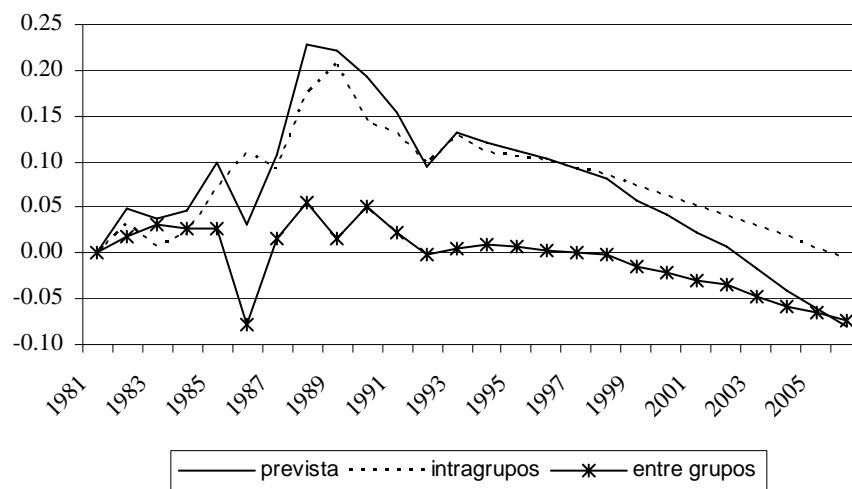


salários passou de 0,97 para 0,89. No período recente, a queda da desigualdade salarial se acelerou: em 2006, a variância dos salários atingiu o menor valor do período (0,79).

Os componentes intragrupos e entre grupos correspondem a cerca de 62% e 38% da variância total dos salários. Nesta decomposição, o maior peso relativo da variância intragrupos se deve ao fato de que ele contabiliza todas as diferenças observáveis entre os trabalhadores que não se referem ao capital humano, além dos fatores não-observáveis.

De maneira geral, a trajetória da variância dos salários foi acompanhada por mudanças no componente intragrupos ao longo de todo o período (gráfico 4). Isto significa que as oscilações de curto prazo da dispersão salarial são explicadas por outros fatores que não as diferenças produtivas entre os trabalhadores. A parcela da desigualdade de salários explicada por diferenças de educação e experiência dos trabalhadores – a variância entre grupos - manteve-se praticamente constante até 1997 (exceto por uma forte queda em 1986), a partir de quando passou a declinar continuamente até 2006.

**Gráfico 4**  
**Decomposição da variância dos salários - 1981 a 2006**

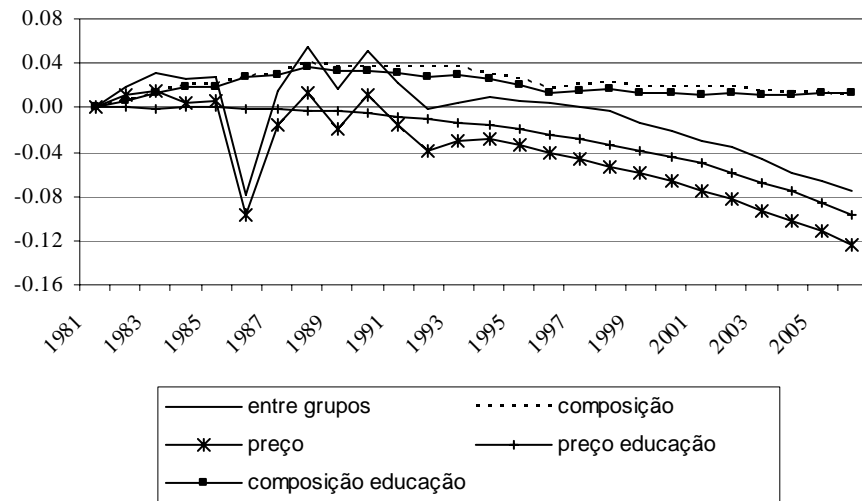


**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

A trajetória da desigualdade de salários explicada por diferenças produtivas dos trabalhadores nos últimos 25 anos foi seguida pelas variações no efeito-preço total, que inclui tendências de curto-prazo dos salários e mudanças nos retornos dos atributos produtivos dos trabalhadores, principalmente os retornos da educação (gráfico 5).

Entre 1982 a 1985, a contribuição da variância entre grupos sobre a desigualdade manteve-se constante em cerca de 42%. Em 1986, a variância entre grupos se reduziu bruscamente, passando a explicar 32% da desigualdade total de salários. Isto se deveu a uma forte redução do efeito preço, relacionada à diminuição dos retornos à educação (de 1,2 p.p. de 1985 para 1986).

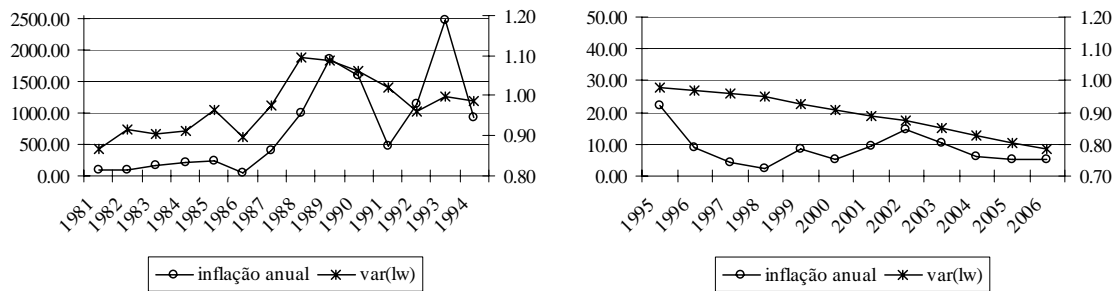
**Gráfico 5**  
**Variância entre grupos - 1981 a 2006**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

A diminuição no diferencial de remuneração relacionado à escolaridade representa muito mais um efeito artificial de mudanças no diferencial de salários entre trabalhadores com baixos e altos salários, fruto das medidas adotadas no Plano Cruzado. Isto porque em 1986, o abono salarial foi estabelecido em 8% para todos os salários na economia, exceto para o salário mínimo, cuja correção foi fixada em 16%, além do gatilho salarial de 20%. A taxa de inflação se reduziu de 239% a.a. para 59% a.a. (gráficos 6 e 7).

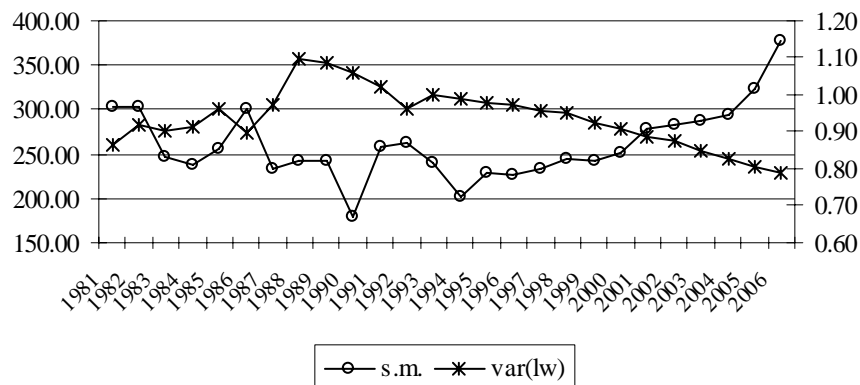
**Gráfico 6 – Taxa de inflação anual e desigualdade de salários**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006 e IPEADATA.**

Entre 1987 e 1990, o componente entre grupos da desigualdade salarial flutuou bastante, como consequência das bruscas variações salariais oriundas dos diversos planos de estabilização adotados neste período. No início dos anos 1990 (1990-92/93), a dispersão salarial explicada pelos atributos produtivos dos trabalhadores sofreu outra queda importante. Novamente, pode-se atribuir este resultado à redução artificial dos retornos da educação (de 1,5 p.p. entre 1990-92), associada ao aumento no valor real do salário mínimo (de 46,5% entre 1990-92).

**Gráfico 7 – Salário mínimo real e desigualdade de salários**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006 e IPEADATA.**

Então, a redução observada do *gap* salarial entre trabalhadores de diferentes grupos educacionais (em 1986 entre 1990-93) pode refletir a diminuição das diferenças de salários entre trabalhadores com baixas remunerações (atreladas ao salário mínimo) e aqueles com remunerações mais elevadas<sup>12</sup>. Por outro lado, os elevados retornos à

<sup>12</sup> Para resultados sobre o impacto do salário mínimo sobre a desigualdade de renda, ver Fajnzylber (2001), Lemos (2001), Rodrigues (2003), Firpo e Reis (2006).

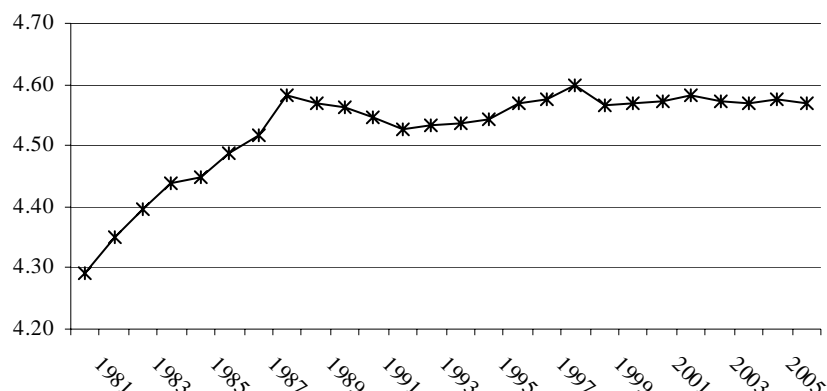
educação (média de 15,6% na década de 1980) explicam o efeito positivo dos preços da escolaridade sobre a desigualdade de renda neste período.

A partir de 1994, com a estabilização macroeconômica, a trajetória da dispersão salarial entre grupos tornou-se mais ‘bem-comportada’. Desde 1997, a desigualdade de rendimentos do trabalho explicada pela diferença de atributos produtivos dos trabalhadores passou a declinar contínua e significativamente até 2006. Este resultado se deve ao efeito-preço do capital humano, que tem atuado de forma a reduzir a desigualdade de salários entre grupos. A explicação para isto está na redução dos retornos salariais médios relacionados à qualificação dos indivíduos.

De maneira geral, as trajetórias do efeito-composição total e do efeito-composição de educação caminharam juntas. As mudanças na composição da força de trabalho relativas às características produtivas dos indivíduos se relacionam de maneira significativa com o aumento da desigualdade entre grupos entre 1981 e 1988. Entre 1988 e 1996, o impacto do efeito-composição de educação sobre a variância dos salários entre os grupos de qualificação se reduziu, assim como o do efeito-composição total. A partir de então, efeito-composição de educação apresenta impactos praticamente nulos (mas ainda positivos) sobre a dispersão salarial entre grupos.

A distribuição de educação no mercado de trabalho tem forte correlação com o efeito-composição. A desigualdade educacional sofreu um forte aumento entre 1981 e 1988 e uma posterior redução entre 1989 e 1993. A partir de então, o desvio-padrão da escolaridade tem permanecido praticamente constante (gráfico 8). Estes resultados são consistentes com a previsão de Knight e Salbot (1985) de que a desigualdade de educação tende a aumentar nos momentos iniciais da expansão educacional, que ocorreu no Brasil no início dos anos 1980.

**Gráfico 8**  
**Desigualdade educacional (desvio-padrão da escolaridade) - 1981 a 2006**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

Sabemos que os efeitos da educação sobre a desigualdade de salários dependem de dois fatores: o valor monetário que o mercado de trabalho atribui a um ano adicional de escolaridade e o quão desigual é a distribuição de educação entre os trabalhadores.

Na última década, os retornos médios à educação têm-se reduzido de forma sustentável, provavelmente como consequência do aumento da oferta de mão-de-obra mais educada. Isto tem impactado de forma expressiva a redução da iniquidade salarial. Por outro lado, o efeito-composição de educação, que nos anos 1980 atuou de forma perversa sobre a dispersão salarial no Brasil, na última década parece não ter exercido influências expressivas sobre a variância dos salários.

De fato, a forma como efeito-composição tem atuado na trajetória da desigualdade de renda ainda não é clara. A literatura tem encontrado resultados distintos sobre a direção dos impactos do aumento da qualificação sobre a dispersão salarial (Menezes-Filho *et. alli.*, 2006; Ferreira *et. alli.*, 2006; Ramos, 2007 e IPEA, 2007)<sup>13</sup>.

Apesar disso, nos últimos anos a média educacional da força de trabalho brasileira atingiu o valor pouco maior que sete anos de estudos, o que segundo a literatura representaria o ponto de inflexão da desigualdade educacional<sup>14</sup>. Assim, pode-se pensar

<sup>13</sup> Os períodos estudados nestes trabalhos são: Em Menezes-Filho *et. al.* (2006) e Ferreira *et. al.* (2006), que estudam os períodos de 1977 a 1997 e 1981 a 2004, o efeito-composição atua no sentido de elevar a dispersão salarial. Em Ramos (2007) e IPEA (2007), que estudam os períodos de 1995 a 2005 e 2001 a 2005, acredita-se que a composição educacional passou a contribuir para a redução da iniquidade de rendimentos no período recente.

<sup>14</sup> Ram (1990).

que o Brasil talvez tenha atingido sua maturidade educacional e que esteja passando por uma fase de transição entre os efeitos perversos e benéficos da composição educacional sobre a desigualdade de salários. Em outras palavras, será que a evolução educacional da força de trabalho poderia afetar de maneira positiva a redução da iniquidade salarial no Brasil num futuro próximo?

Para tentar responder a esta pergunta, foi feita uma simulação do efeito-composição da educação sobre a desigualdade, considerando-se as expectativas do INEP/MEC acerca da evolução educacional de crianças que atualmente estão em idade de cursar a escola. No trabalho do INEP/MEC, são calculadas as probabilidades de progressão no sistema escolar, ou seja, qual a probabilidade de um indivíduo passar da série  $k$  para a série  $k+1$ . Considerando-se a *coorte* nascida em 1995, utilizaram-se as probabilidades de conclusão da 4ª série do ensino fundamental (98%); de conclusão da 8ª série do ensino fundamental e progressão para o ensino médio (90%) e de progressão para o ensino superior (27%)<sup>15</sup>.

Assim, encontrou-se a composição educacional dos trabalhadores ingressantes no mercado de trabalho em 2020<sup>16</sup>: 2% e 10%, respectivamente, não terão concluído o 1º e o 2º ciclos do ensino fundamental (hed1 e hed2), 64% terão concluído o ensino fundamental ou ingressado/concluído o ensino médio (hed3) e 24% terão ingressado no ensino superior (hed4). Por fim, aplicou-se a mesma taxa de mudanças em cada nível de qualificação para os trabalhadores com as demais idades, de maneira linear entre os anos de 2006 e 2020 e calculou-se a variância entre grupos, dada pela composição de educação prevista para cada um destes anos futuros<sup>17</sup>.

Os resultados mostram que o efeito-composição permaneceria praticamente nulo (mas ainda positivo) por mais cinco anos a partir de 2006. Em 2012, no entanto, os efeitos da educação passariam a atuar para reduzir a desigualdade de salários entre os grupos de educação e idade (gráfico 9). Deve-se ressaltar, porém, que este exercício não considera as mudanças futuras que podem ocorrer nos retornos à educação, de forma que não seria possível inferir qual deveria ser o impacto do efeito-preço da educação sobre a desigualdade de salários.

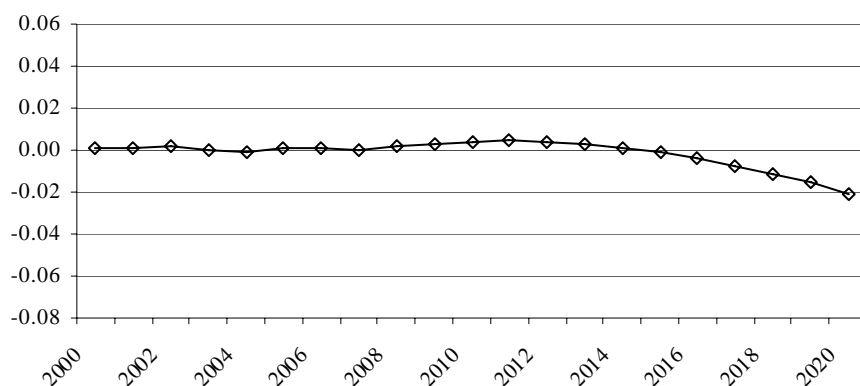
---

<sup>15</sup> A probabilidade prevista de entrada no sistema educacional é de 100%.

<sup>16</sup> Ano em que esta *coorte* terá 25 anos de idade.

<sup>17</sup> Mantiveram-se os retornos salariais e a composição etária fixos em 1994.

**Gráfico 9**  
**Efeito-composição de educação previsto - 2000 a 2020**



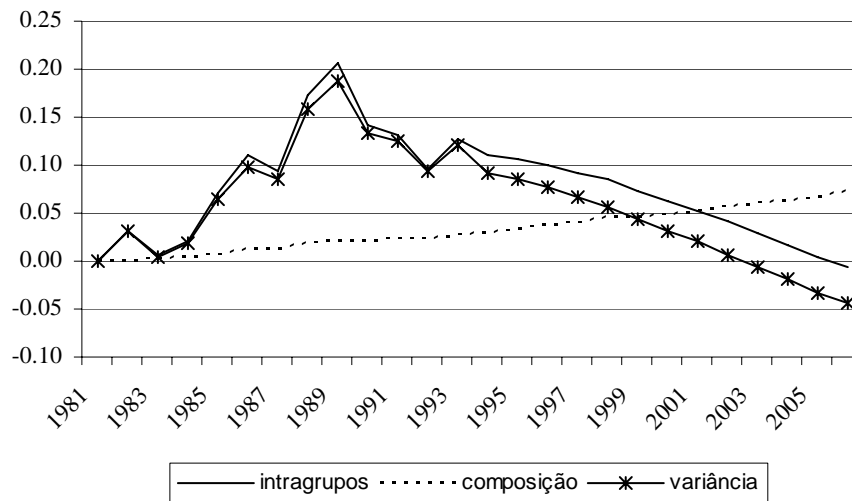
**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

De maneira geral, ao longo de todo o período de 1981 a 2006, a trajetória da variância intragrupos foi acompanhada pelas mudanças nas dispersões salariais dentro de cada grupo de educação e idade (gráfico 10). Este resultado é esperado, uma vez que a variância salarial dentro das células de educação e idade reflete quaisquer outras mudanças na desigualdade de salários que não possam ser explicadas por diferenças na composição e nos preços das características produtivas dos trabalhadores.

Grosso modo, a variância intragrupos da desigualdade de salários flutuou significativamente entre 1981 e 1993. Novamente, a instabilidade macroeconômica deve estar por trás deste resultado, já que a trajetória do componente intragrupos é bastante semelhante às variações anuais das taxas de inflação (gráfico 6).

A partir de 1994, a variância intragrupos passou a se reduzir de forma expressiva e praticamente contínua. O fim da inflação explica em parte esta queda. Além disso, isto deve sinalizar a importância de outros fatores que expliquem a redução na desigualdade salarial na última década, além das diferenças produtivas entre os trabalhadores, como a redução dos diferenciais de salários por segmentação espacial e setorial (atreladas à expansão do agronegócio e desconcentração industrial) e o grande aumento no valor real do salário mínimo (gráficos 7 e 11).

**Gráfico 10**  
**Variância intragrupos - 1981 a 2006**



**Fonte: PNADs de 1981 a 2006.**

Entre 1981 a 2006, o aumento relativo da proporção de trabalhadores mais educados e mais velhos no mercado de trabalho apresentou um efeito positivo sobre a variância intragrupos, uma vez que os salários destes indivíduos são mais dispersos.

Assim, parte do aumento da desigualdade de salários nos anos 1980 se deve a um efeito ‘mecânico’ associado às transformações na composição da força de trabalho, dadas principalmente pelo aumento de escolaridade dos trabalhadores. Por outro lado, pode-se inferir que a queda contínua da dispersão salarial que vem ocorrendo desde meados da década de 1990 poderia ser ainda maior caso este efeito ‘mecânico’ não existisse.

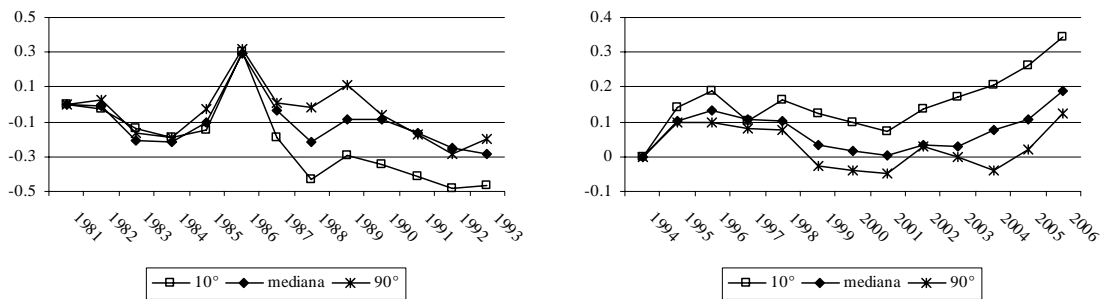
Ao longo do período 1981 e 2006, as variações na desigualdade podem ser atribuídas a mudanças distintas ao longo da distribuição de renda (gráfico 11). Entre 1981 e 1993, período de elevação da desigualdade, as oscilações salariais foram desfavoráveis aos trabalhadores localizados no 10º quantil da distribuição de salários, cujas perdas salariais foram maiores do que aquelas verificadas entre os indivíduos localizados na mediana e no 90º quantil (principalmente a partir de 1986). Assim, enquanto o *gap* 50/10 aumentou de 2,8 em 1981 para 3,4 em 1991, o *gap* 90/50 permaneceu em 4,5 ao longo de toda a década (exceto por uma elevação para 5,2 em 1988/89).

A partir do Plano Real, momento em que a desigualdade de salários passou a cair, vem ocorrendo exatamente o oposto. Entre 1997 e 2001, todos os trabalhadores sofreram reduções salariais, embora esta diminuição tenha sido bem mais acentuada entre os



indivíduos melhor remunerados. A partir de 2001, o crescimento dos salários dos trabalhadores localizados na cauda inferior foi contínuo e bastante expressivo (6,8% a.a.), além de muito superior ao aumento dos salários dos trabalhadores na cauda superior (2,4% a.a.) e da mediana (3,4% a.a.). Assim, entre 1997 e 2006, a redução no *gap* 50/10 (de 3,2 para 2,5) foi mais acentuada do que a redução do *gap* 90/50 (de 4,3 para 4,0).

**Gráfico 11**  
**Variação salarial por quantis - 1981 a 2006**

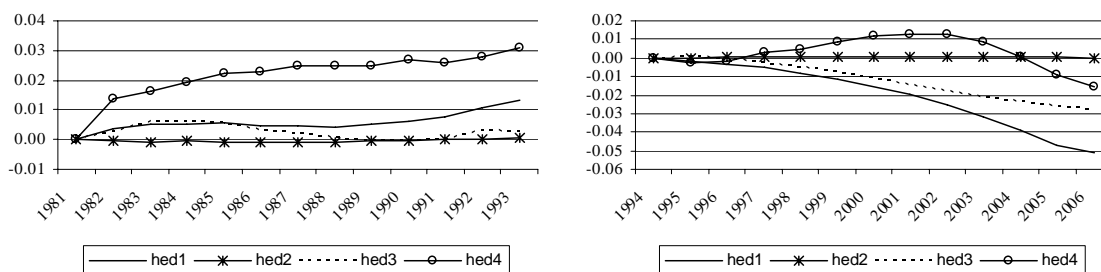


Fonte: PNADs de 1981 a 2006.

Os retornos salariais relacionados à educação devem ajudar a explicar as diferentes mudanças salariais em pontos distintos da distribuição (gráfico 12). Entre 1981 e 1993, o aumento nos retornos do ensino superior e a redução nos retornos de 1º ciclo do ensino fundamental associam-se ao impacto positivo do efeito-preço da escolaridade sobre a dispersão salarial.

Entre 1994 e 2006, o impacto negativo do efeito-preço da educação sobre a desigualdade de salários parece ser explicado pelo aumento nos retornos do 1º ciclo do ensino fundamental e pela queda nos retornos do ensino médio e do ensino superior (a partir de 2002).

**Gráfico 12**  
**Efeitos dos retornos educacionais sobre a desigualdade - 1981 a 2006**



Fonte: PNADs de 1981 a 2006.

#### 4. Conclusões

Este artigo avaliou o papel do capital humano sobre a desigualdade de salários no Brasil no período de 1981 a 2006 por meio de exercícios contrafactuais que indicam os efeitos de mudanças nos preços e na composição dos atributos produtivos de trabalhadores homens com idade entre 25 e 60 anos sobre a variância dos salários.

Na década de 1980, os efeito-preço e composição da educação atuaram no sentido de elevar a variância salarial entre grupos distintos de trabalhadores, já que, neste período, os prêmios salariais relacionados à escolaridade e a desigualdade educacional se elevaram substancialmente. Assim, as melhorias educacionais na década de 1980 atuaram de forma perversa sobre a dispersão de rendimentos no mercado de trabalho brasileiro. Aumentos nos retornos do ensino superior e reduções nos retornos de 1º ciclo do ensino fundamental explicam o impacto positivo do efeito-preço da escolaridade sobre a desigualdade de salários. Além disso, pode-se dizer que o aumento da desigualdade neste período é fruto de mudanças localizadas na cauda inferior da distribuição, principalmente por perdas salariais dos trabalhadores mal remunerados, que provocaram um aumento do *gap* 50/10 de 2,8 para 3,4 nos anos 1980. O processo inflacionário e as variações no valor real do salário mínimo também se relacionaram positivamente (negativamente) ao aumento da dispersão salarial na década de 1980.

Na década de 1990, a iniquidade de rendimentos do trabalho manteve-se praticamente estável em elevados patamares. Há cerca de uma década, a dispersão salarial vem diminuindo continuamente. A partir de 1997, o efeito-preço da escolaridade apresentou um impacto significativo sobre a redução da desigualdade de salários, explicado pela contínua queda nos retornos médios à escolaridade, principalmente pelo aumento nos retornos do 1º ciclo do ensino fundamental e pela queda nos retornos do ensino médio e do ensino superior (a partir de 2002). A redução da desigualdade de salários neste período também pode ser atribuída a mudanças localizadas na cauda inferior da distribuição, mas desta vez por um crescimento dos salários dos trabalhadores mal remunerados, que ocasionou uma redução do *gap* 50/10 (de 3,2 para 2,5) maior do que a queda do *gap* 90/50 (de 4,3 para 4,0).

A despeito do expressivo aumento da participação relativa de trabalhadores mais qualificados na força de trabalho, o efeito-composição de educação praticamente não

afetou a dispersão salarial nos últimos dez anos, como consequência da estabilidade de desigualdade educacional verificada na força de trabalho. Apesar disso, a educação poderá colaborar com a redução da desigualdade de salários em poucos anos, à medida que novas gerações de trabalhadores com níveis mais elevados de qualificação ingressarem no mercado.

Também se mostrou a importância da redução da variância intragrupos sobre a queda da desigualdade salarial nos últimos anos, que pode estar associada a outros fatores que não dizem respeito às diferenças de capital humano, tais como a redução dos diferenciais de salários por segmentação espacial e setorial e o aumento no valor real do salário mínimo.

## **Bibliografia**

AUTOR, D.H.; KATZ, L.F.; KEARNEY, M.S. *Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices*. Working Paper n° 11628, Cambridge: NBER, 2005.

BANCO MUNDIAL. *World Development Report 2006: Equity and Development*. Nova Iorque: Oxford University Press, 2006.

BARROS, R.P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *Determinantes Imediatos da Queda da Desigualdade Brasileira*. Texto para discussão n° 1253, Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

BARROS, R.P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. *A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil*. Texto para discussão n° 800, Rio de Janeiro: IPEA, 2001.

\_\_\_\_\_. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. In: HENRIQUES, R.O. (ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BONELLI, R.; RAMOS, L. *Distribuição de renda no Brasil: Avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993.

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

FAJNZYLBBER, P. “Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil’s formal and informal sectors”, Texto para discussão nº 151, Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2001.

FERREIRA, F.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. *The rise and fall of Brazilian Inequality: 1981 – 2004*. Policy Research Working Paper nº 3867, Washington D. C.: World Bank, 2006.

FIRPO, S.; REIS, M.C. Minimum Wage Effects on Labor Earnings Inequality: Some Evidence from Brazil, *Anais do Encontro Brasileiro de Econometria*. Salvador, 2006.

GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. The Changing Distribution of Male Wages in the UK. *The Review of Economic Studies*, v.67, nº 4, p. 635-66, 2000.

HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, v. 12, nº 2, p. 46-66, 1972.

INSTITUTO de Pesquisa Econômica Aplicada. *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007.

INSTITUTO Nacional Estudos Pedagógicos Anísio Teixeira. *Atualização das projeções de anos de estudo com base nas PPSs cenários básicos*. Disponível em [www.inep.gov.br/download/estudos\\_pesquisas/indic\\_educacionais/Atualizacao%20das%20projeções%20de%20anos%20de%20estudo.pdf](http://www.inep.gov.br/download/estudos_pesquisas/indic_educacionais/Atualizacao%20das%20projeções%20de%20anos%20de%20estudo.pdf). Acesso em 15 de setembro de 2007.

KNIGHT, J.; SALBOT, R. Education Expansion and the Kuznets Effect. *American Economic Review*, v.73, p.1132-36, 1983.

KOENKER, R.; PORTNOY, S. *Quantile Regressions*. Technical Report 97-0100, Urbana-Champaign: University of Illinois, 1998.

LAM, D.; LEVINSON, D. Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequity in earnings. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v.37, nº2, p.199-225, 1992.

LANGONI, C. *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LEMIEUX, T. Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach, *Canadian Journal of Economics*, v.35, nº4, 646-88, 2002.

\_\_\_\_\_. Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill? *American Economic Review*, v.96, nº3, p.461-98, 2006.

\_\_\_\_\_. *Post-secondary Education and Increasing Wage Inequality*. Working Paper nº 12077, Cambridge: NBER, 2006b.

LEMOS, S. “The effects of minimum wages on wages and employment in Brazil: a menu of minimum wage variables”, Discussion papers nº02-02, London: University College London, 2002.

MACURDY, T.; MROZ, T., *Estimating Macro Effects from Repeated Cross-Sections*, University of Stanford Discussion Paper, 1995.

MENEZES-FILHO, N. Educação e desigualdade. In: LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, A. *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: FGV, 2001.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising Human Capital but Constant inequality: the education composition effect in Brazil, *Revista Brasileira de Economia*, v.60, nº4, p.407-24, 2006.

RAM, R. Education expansion and schooling inequality: international evidence and some implications, *Review of Economics and Statistics*, v.72, p.266-73, 1990.

RAMOS, L. A desigualdade de rendimentos do trabalho no período pós-Real: o papel da escolaridade e do desemprego, *Economia Aplicada*, v.11, nº2, 2007.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. *Desigualdade de Rendimentos no Brasil nas Décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes*. Texto para discussão nº 803, Rio de Janeiro: IPEA, 2001.

RODRIGUES, E. A. S. *Salário Mínimo e Desigualdade no Brasil, 1981-1999: Uma Abordagem Semiparamétrica*, 2003. 178f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

United Nations Development Programme. Human Development Report 2006. Nova Iorque, 2006.

## Apêndice Metodológico

**I. Estimação:** os modelos estimados para os quantis referem-se a polinômios de terceira ordem nas funções de idade, tempo e interações:

$lw_q = \mu_q + A_1a + A_2a^2 + A_3a^3 + T_1t + T_2t^2 + T_3t^3 + R_1at + R_2a^2t + R_3at^2 + u$ . A escolha da ordem do polinômio (entre dois e cinco) baseou-se estatísticas qui-quadrado do teste de validades das restrições. Os modelos são estimados por mínimos quadrados ponderados, cujos pesos são baseados na matriz de variância e covariância dos  $lw_q^z$  (logaritmo do

salário observado no quantil  $q$  e na célula  $z$ ), dada por  $V(lw_q^z) = \frac{q(1-q)}{N_z f(lw_q^z)^2}$ , em que  $N_z$  é

o número de observações da célula  $z$  e  $f(lw_q^z)$  é a função densidade de probabilidade de  $lw_q^z$ . A função  $f(lw_q^z)$  é estimada não-parametricamente a partir de uma distribuição

kernel gaussiana:  $f(lw_q^z) = \frac{1}{N_z h} \sum_{i=1}^{N_z} \phi\left(\frac{lw_i^z - lw_q^z}{h}\right)$ , em que  $lw_i^z$  é o logaritmo de salários de

cada indivíduo  $i$  numa mesma célula  $z$ ;  $h$  é a *bandwidth* ('janela') fixa de metade do desvio-padrão do logaritmo dos salários para a célula  $z$  e  $\phi$  é a função densidade da distribuição normal-padrão (Koenker e Portnoy, 1998).

**II. Construção das distribuições não-condicionais:** sejam  $q$  e  $q_z$  um determinado quantil das distribuições não-condicional e condicional de salários, tem-se que  $q = \Pr(lw < lw_q)$  e  $q_z = \Pr(lw < lw_q^z)$ , em que  $lw_q$  e  $lw_q^z$  são, respectivamente, os

logaritmos de salário do quantil  $q$  e  $q_z$ . A relação entre  $q$  e  $q_z$  é dada por  $q = \int_{z=1}^Z q_z \frac{N_z}{N}$ , em

que  $N_z/N$  é o tamanho relativo da célula  $z$ , e  $Z$  é o número total de células. Uma vez que todas as variáveis que definem as células são discretas (idade, grupo de educação e ano

da pesquisa), a relação entre  $q$  e  $q_z$  pode ser escrita como  $q = \sum_{z=1}^Z q_z \frac{N_z}{N}$ .

Dado um conjunto de  $lw_q^z$ , pode-se estimar a qual quantil condicional da célula  $z$

$$(q_z^{lw}) \text{ um dado salário } (lw) \text{ corresponderia: } q_z^{lw} = \frac{1}{2} \left[ \max_q (lw_q^z \leq lw) + \min_q (lw_q^z \geq lw) \right].$$

Ao se estimar um número suficiente de pares  $(lw; q^{lw})$ , é possível estimar o logaritmo de salário que corresponde ao quantil  $q$  da distribuição não-condicional de salários. Isto é

$$\text{estimado por: } lw^q = \frac{1}{2} \left[ \max_{lw} (q^{lw} \leq q) + \min_{lw} (q^{lw} \geq q) \right]. \text{ Este procedimento é feito para os}$$

inúmeros pontos de logaritmos de salários encontrados no intervalo da amostra  $[-4;8]$ , igualmente espaçados com uma diferença de 0,05 entre eles. A partir disso, encontram-se os 21  $lw^q$ 's correspondentes aos quantis considerados que caracterizam a distribuição não-condicional. Perceba que, se  $q = \Pr(lw < lw_q) = G(lw^q)$  é a função densidade acumulada; então, a função densidade de probabilidade empírica referente ao quantil  $q$  pode ser escrita como  $g(lw^q) = G(lw^q) - G(lw^{q-\varepsilon})$ , em que  $q - \varepsilon$  é o quantil vizinho. Assim, a média e variância da distribuição não-condicional de salários são dadas por:

$$E(lw_t) = \sum_q lw^q * g(lw^q) \text{ e } Var(lw_t) = \sum_q [lw^q - E(lw_t)]^2 * g(lw^q).$$