

A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90*

Naércio Menezes-Filho**
Reynaldo Fernandes**
Paulo Picchetti**

1 - Introdução

Recentemente vem ocorrendo um interesse renovado acerca do papel das mudanças tecnológicas no mercado de trabalho, estimulado por uma série de eventos. Diversos comentaristas têm apontado um grande crescimento da desigualdade da renda na Inglaterra e nos Estados Unidos (e em menor escala em outros países europeus), pelo qual a tecnologia é a grande culpada.¹ O argumento geralmente utilizado é que o rápido aumento da remuneração relativa dos trabalhadores qualificados, acompanhado por um aumento das qualificações educacionais, foi gerado fundamentalmente por choques de demanda associados à revolução da informática.

Este artigo é uma primeira tentativa de investigar essa questão dentro do contexto brasileiro. Isto é relevante por diversas razões. Uma das principais características da economia brasileira é a grande amplitude da distribuição de salários e renda. Um estudo realizado por Psacharopoulos (1991), por exemplo, mostra que entre 56 países do mundo o Brasil apresenta a maior desigualdade. A proporção da renda apropriada por 10% das famílias mais ricas era de cerca de 50% no Brasil, no início dos anos 80, enquanto os 40% mais pobres ficaram com apenas 7%.²

* Os autores agradecem a Renata del Tedesco pela coleta de dados e a Amanda Gosling, John Van Reenen e participantes de seminários na EPGE-FGV e no IPEA (Desigualdade e Pobreza) por seus comentários.

** Do Departamento de Economia da USP.

1 Ver Freeman e Katz (1997) para algumas comparações internacionais, e Johnson (1997) para uma explicação interessante.

2 O número equivalente para os Estados Unidos era (23% e 17%), para o Reino Unido (23% e 18%), Sri Lanka (34% e 16%) e Nepal (46% e 12%).

Além disso, Squire e Zou (1998) apresentam novos dados sobre os coeficientes de Gini que colocam o Brasil no topo da lista, com um coeficiente médio (ao longo do tempo) de 57,8 relativamente a uma média amostral (DP) de 36,2 (9,2). Finalmente, há importantes diferenças institucionais entre o Brasil e a maioria dos países europeus e da América do Norte, especialmente quanto às suas taxas de inflação extremamente altas durante os anos 80 e a grande proporção de pessoas empregadas nos setores informais da economia. Esses aspectos fazem com que um estudo comparativo entre a experiência brasileira e as tendências dos mercados de trabalho na Europa e nos Estados Unidos seja interessante.

O nível e a dispersão salarial de um país numa determinada época irão depender, via de regra, da distribuição das características dos trabalhadores, tais como educação, esforço, experiência, outras habilidades observadas e não-observadas e das taxas de retorno a essas características. Esses retornos irão, por sua vez, depender da distribuição da demanda por tais características. Fatores institucionais, tais como sindicatos e salário mínimo, também podem afetar a estrutura de salários.

Com relação à evolução das desigualdades salariais ao longo do tempo, pode-se pensar que ela dependa do efeito tempo, ciclo de vida e efeito coortes [ver Gosling, Machin e Meghir (1998)]. Os efeitos do tempo (ou macro) incluem as alterações no ambiente econômico, tais como fatores institucionais, inflação e taxas de desemprego que afetam a força de trabalho como um todo. Retornos crescentes à educação, que afetam todos os indivíduos numa determinada época, também estão sob essa alínea. Efeitos de experiência irão refletir, por exemplo, uma crescente dispersão de salários no ciclo de vida, quando associados a uma população crescentemente mais velha. Finalmente, os efeitos de agrupamentos refletem as mudanças permanentes na composição da população devido a diferenças nas características dos novos ingressantes, *vis-à-vis* os indivíduos que estão deixando o mercado de trabalho (tais como o tamanho do agrupamento e o nível, qualidade e desigualdade de escolaridade).

Gosling, Machin e Meghir (1998), por exemplo com o uso de dados do Reino Unido, identificaram um aumento na dispersão salarial de trabalhadores das gerações mais recentes (condicionados pelos efeitos da idade e do tempo), que pode estar refletindo um aumento da diversificação da educação. Mais ainda, esses autores mostram que os retornos sobre educação aumentaram nas novas coortes e que a dispersão salarial tende a crescer ao longo do ciclo de vida, principalmente para os indivíduos com baixos níveis de educação.

Existe extensa literatura acerca das razões essenciais que geraram um alto nível de desigualdade de renda no Brasil. As explicações vão do histórico do país à composição da força de trabalho e aos fatores institucionais, tais como segmentação de mercado de trabalho e discriminação [para uma análise mais aprofundada, ver Cacciamalli (1997)]. Isso posto, parece inevitável concluir que qualquer explicação razoável para a desigualdade de renda e salários no

Brasil esteja relacionada à questão da educação. O Brasil é um país que apresenta um alto nível de desigualdade educacional, cujos retornos sobre educação são também muito elevados, quando comparados a outros países [ver Lam e Levinson (1992)]. Barros (1997), por exemplo, estima que, *caeteris paribus*, a educação explica de 35% a 50% da média da desigualdade salarial no Brasil nos anos 80.³

Houve também evidentes aumentos na desigualdade verificada no Brasil desde os anos 60. Bonelli e Ramos (1995), por exemplo, mostram que o coeficiente Gini aumentou de 0,500 em 1960 para 0,568 em 1970, 0,580 em 1980 e 0,615 em 1990. Há um consenso muito menor sobre as causas subjacentes a esse rápido aumento da desigualdade. Em um estudo fundamental, Langoni (1973) conclui que a educação foi responsável por aproximadamente 58% do aumento da desigualdade entre 1960 e 1970.⁴ Alguns outros estudos, entretanto, enfatizam o papel de instituições, como as políticas salariais do governo, o enfraquecimento dos sindicatos etc. [Cacciamalli (1997)]. Mais recentemente, alguns estudos esvaziaram o papel da educação na crescente desigualdade, enfatizando, em vez disso, efeitos macroeconômicos, como inflação e crescimento do PIB.⁵

A principal evidência brasileira que enfatiza o papel dos efeitos de agrupamento está no estudo de Lam e Levinson (1992). Esses autores investigam a relação entre a distribuição dos anos de escolaridade e a desigualdade da renda no Brasil e documentam um aumento significativo nos anos médios de escolaridade para os agrupamentos de indivíduos nascidos mais recentemente, além de uma queda na variância. Esse fato, juntamente com uma crescente variância residual e retornos à escolaridade de acordo com a faixa etária, significa que a desigualdade salarial tende a aumentar no Brasil numa determinada época.

Este artigo também pretende analisar a evolução das desigualdades salariais nos anos 80. Pretendemos iniciar investigando a hipótese de que houve um aumento na demanda relativa por trabalhadores com formação universitária, como foi observado em outros países. Se, por exemplo, avanços tecnológicos possuem um viés voltado para os trabalhadores mais qualificados, então, dadas as ofertas relativas, devemos observar um aumento nos retornos aos altos níveis

3 Barros (1997) também estima que o setor da atividade é responsável, *caeteris paribus*, por aproximadamente 15% das desigualdades no Brasil, que a segmentação formal/informal é responsável por cerca de 7%, que as diferenças regionais respondem por 2% a 5%, que a discriminação por sexo contribui com 5%, a racial com 2%, e que 5% são retornos por experiência.

4 Dos quais 35% são devidos às mudanças de composição e 23%, às mudanças de retorno econômico à educação.

5 Bonelli e Ramos (1995) afirmam que a educação é responsável por cerca de 15% do aumento da desigualdade entre 1977 e 1989 (principalmente devido aos retornos crescentes). Aproximadamente 56% da variação permaneceram sem explicação. Fishlow et alii (1993), acreditam que os diferenciais de educação diminuiram entre 1976 e 1981 e aumentaram entre 1981 e 1985 (especialmente para os indivíduos com ensino superior completo). Lam e Levinsohn (1992) mostram que os retornos sobre escolaridade caíram entre 1976 e 1985, especialmente entre 1976 e 1982.

de educação. Portanto, o principal objetivo deste artigo é analisar o comportamento da desigualdade salarial no Brasil nas décadas de 80 e 90. Com *cross-sections* repetidas e uma especificação desenvolvida por MaCurdy e Mroz (1991) e usada por Gosling, Machin e Meghir (1998), é possível, a princípio, separar das tendências os efeitos temporais (construídos com média zero ao longo do período amostral) e os efeitos do ciclo de vida, enquanto determinantes da evolução da desigualdade salarial. Portanto, pretendemos excluir os macroefeitos e nos aprofundarmos nas causas estruturais do aumento das desigualdades no Brasil durante a década de 80.

2 - Metodologia econométrica

Como já mencionado, os efeitos de tempo, agrupamento e faixa etária podem parecer importantes na determinação do aumento das desigualdades salariais. Infelizmente, é impossível desmembrar os seus efeitos distintos devido a um problema de identificação fundamental. Como mostram Heckman e Robb (1985), coortes de nascimento (c) são completamente determinadas pela faixa etária (a) e por uma tendência de tempo (t):

$$c = t - a \quad (1)$$

Tentamos modelar a equação salarial de forma parcimoniosa, seguindo MaCurdy e Mroz (1991) com as funções de tempo, idade e agrupamento:

$$\ln w = \alpha + A(a) + T(t) + C(c) + R(a, c, t) + u \quad (2)$$

As funções R foram incluídas na tentativa de se capturar as interações entre idade, tempo e agrupamentos, como a alteração de retornos de experiência ao longo do tempo. Ao explorar as interações de terceira ordem entre agrupamento, tempo e idade:

$$A(a) = A_1 a + A_2 a^2 + A_3 a^3$$

$$T(t) = T_1 t + T_2 t^2 + T_3 t^3$$

$$C(c) = C_1 c + C_2 c^2 + C_3 c^3$$

$$R(a, c, t) = R_1 ac + R_2 at + R_3 ct + R_4 ac^2 + \\ + R_5 tc^2 + R_6 ta^2 + R_7 at^2 + R_8 ca^2 + R_9 ct^2$$

Sabemos que, devido à identificação do problema, dos 18 coeficientes associados aos termos de terceira ordem, apenas nove das suas combinações lineares podem ser identificadas. Portanto, escolhemos a seguinte equação para aplicar os dados:

$$lw = \alpha + A_1 a + A_2 a^2 + A_3 a^3 + T_1 t + T_2 t^2 + T_3 t^3 + R_1 at + R_2 at^2 + R_3 ta^2 + u \quad (3)$$

e os parâmetros lineares estimados são, na verdade:

$$\hat{A}_1 = (\hat{A}_1 - \hat{C}_1),$$

$$\hat{T}_1 = (\hat{T}_1 + \hat{C}_1) \text{ etc.}$$

Esse fato deve ser mantido em mente, no momento da interpretação dos resultados das regressões. O termo de erro em (3) inclui efeitos temporais:

$$u = u_{it} + \bar{u}_t \quad (4)$$

que são construídos de forma ortogonal às funções idade e tendência, ou seja, não incluem nenhuma tendência. Todas as tendências dos dados ficarão, então, refletidas nas variáveis idade e tendência.

Na investigação empírica a seguir, agruparemos os dados em células de educação, ano e idade, considerando-se que todas as variáveis de interesse são discretas. Então, computaremos diferentes percentis das amostras das distribuições salariais e estimaremos modelos das regressões lineares (ponderadas) para os dados agrupados para cada quantil e grupos educacionais separadamente, como em Chamberlain (1993). Se todos os percentis evoluírem da mesma maneira (exceto uma mudança por intercepto), então a alteração da dispersão salarial pode ser explicada pelas mudanças de preços e/ou composição observadas das características de habilidade. A mediana define a localização da distribuição e os percentis em torno dela descrevem alterações na dispersão. Temos, portanto:

$$lw^q = \alpha^q + A^q(a) + T^q(t) + C^q(c) + R^q(a, c, t) + u^q \quad (5)$$

O conjunto de funções T^q para cada quantil medirá as diferenças em termos salariais ao longo do tempo. A diferença nessas funções entre o teto e o piso da distribuição irá capturar os efeitos da tendência das dispersões salariais dentro dos grupos. A diferença entre os grupos de educação para cada quantil medirá as alterações nos retornos à educação ao longo do tempo. As funções A^q auferem como a distribuição salarial muda à medida que cada grupo educacional fica mais velho. As mudanças na média refletirão os efeitos de experiência e as taxas

diferenciais de aprendizagem prática significarão que a variância de salários aumentará com a idade [ver Farber e Gibbons (1997)]. Choques comuns à distribuição salarial \bar{u}_t são os mesmos para cada grupo educacional, independentemente da idade, tais como efeitos macroeconômicos comuns a todos os indivíduos em qualquer época.

Proseguiremos conforme a descrição a seguir: primeiro escolhemos dentro de cada célula uma característica populacional de interesse e fazemos a estimativa usando as características amostrais correspondentes. Estimamos então a mediana e os 10º, 25º, 75º e 90º percentis para cada célula de faixa etária, ano e educação. Isso equivale ao uso da amostra completa para regredir os salários em todas as interações de anos, educação e idades. Os percentis têm distribuição assintoticamente normal [ver Koenker e Portnoy (1998)]. A variância dessa ordem estatística estimada é dada por:

$$V(q) = \frac{q(1-q)}{Nf(q)^2} \quad (6)$$

Estimamos $f(q)$ (densidade condicional) usando Gaussian Kernel com amplitude igual à metade do desvio-padrão dos salários para cada célula.

Tentamos então impor alguma estrutura na distribuição salarial por meio de um estimador de distância mínima. O procedimento da distância mínima escolheu β para minimizar:

$$\min(\hat{q} - Z\beta)' V(\hat{q})^{-1} (\hat{q} - Z\beta) \quad (7)$$

onde q são as ordens estatísticas estimadas e Z é um conjunto de restrições lineares.

Sob a hipótese nula de que as restrições são válidas, o valor minimizado segue uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições. Como isso equivale a mínimos quadrados ponderados, o procedimento da regressão agrupada nos dará estimativas consistentes, e tudo o que temos de fazer para construir o teste estatístico é somar os quadrados residuais ponderados, isto é, os percentis empíricos menos os efeitos de idade e tendência, e os efeitos ortogonais de tempo.

3 - Dados

Neste artigo usamos um conjunto de dados particularmente rico, que consiste de *cross-sections* repetidas de uma pesquisa domiciliar anual, realizada nos meses de setembro pelo IBGE, oferecendo aproximadamente 125 mil dados individuais para cada ano. Dos dados originais mantivemos apenas os relativos

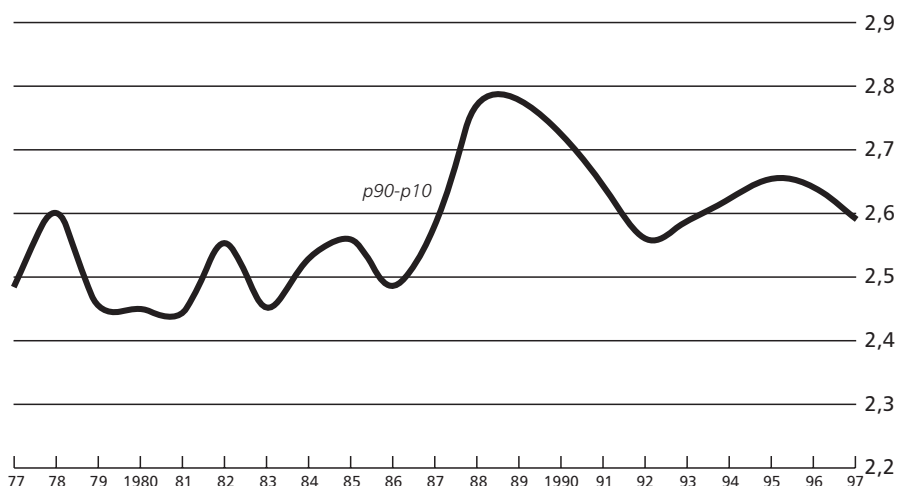
aos homens (para evitar os problemas usuais de composição devido às alterações da participação feminina), com renumeração monetária e carga horária de trabalho positivas nas semanas de referência, e com faixa etária entre os 25 e 55 anos. A amostra final possui 706.782 observações no grupo de baixo nível educacional (com 0 a 4 anos de escolaridade), 214.077 no grupo intermediário (com 5 a 8), 161.355 no grupo de (algum) nível secundário e 110.883 no grupo de (algum) nível universitário. O período da amostra vai de 1977 a 1996.

A principal variável utilizada nessa análise é o salário real por hora, definido como remuneração normal vinda da principal fonte de trabalho do mês de referência, normalizado pelas horas semanais normais trabalhadas. O salário nominal foi deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e levou em consideração as alterações monetárias ocorridas em 1986.

A análise preliminar dos dados conta uma história interessante. O Gráfico 1 mostra o comportamento da desigualdade medida pela razão entre os rendimentos do trabalhador no nonagésimo e no décimo percentis (90/10) no período amostral (note que os trabalhadores não são os mesmos ao longo do tempo). Podemos verificar que a desigualdade parece ter permanecido basicamente constante, apesar de um leve aumento no índice, se considerarmos os períodos inicial e final. Esse comportamento é muito preocupante, pois, apesar das intensas mudanças pelas quais o Brasil passou nesse período, parece-nos que existe um conjunto estrutural de fatores que faz com que a dispersão salarial

Gráfico 1

Diferencial 90/10



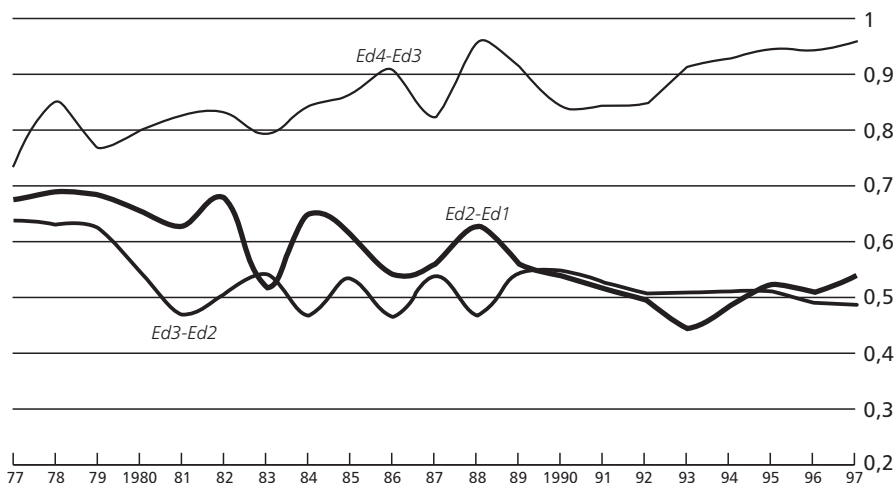
não se altere. Os números mostram que alguém no topo da distribuição (com um salário equivalente a R\$ 2 mil em 1997) ganha aproximadamente 13 vezes mais do que alguém na base (R\$ 150).

O Gráfico 2 mostra os retornos econômicos à educação no Brasil, ou seja, o diferencial em termos salariais entre trabalhadores com diferentes níveis de escolaridade.⁶ Podemos notar que a diferença entre os rendimentos médios dos trabalhadores com cinco a oito anos de estudo, *vis-à-vis* aqueles com menos de cinco anos de escolaridade (ed2-ed1), tem declinado ao longo do tempo. O mesmo tem ocorrido com os rendimentos diferenciais daqueles com nove a 11 anos de estudo em relação a quem tem cinco a oito (ed3-ed2). O único diferencial educacional médio que tem crescido no Brasil é aquele associado ao ensino superior (ed4-ed3).

Os valores mostram que os indivíduos com ensino superior ganham em média quase três vezes mais que os trabalhadores com ensino médio em 1997. Em contrapartida, a diferença entre a média salarial associada ao ensino médio (R\$ 530) e a associada ao ensino fundamental (R\$ 330) era de R\$ 200 mensais, ou seja, de uma vez e meia. Já o Gráfico 3 mostra que o diferencial entre os grupos educacionais permaneceu basicamente constante no período, acompanhando a desigualdade total. O Gráfico 4 mostra que esse comportamento não

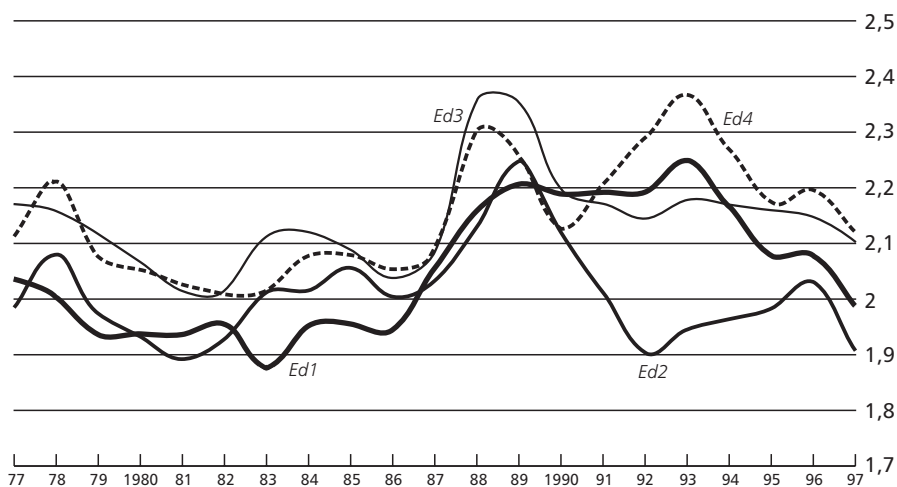
Gráfico 2

Retornos à educação



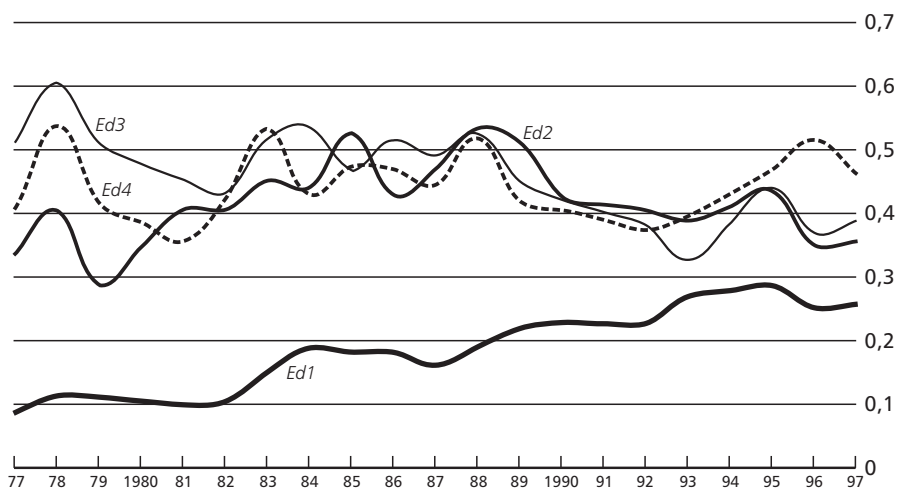
6 Diferencial bruto entre o salário médio de alguém com nove e 11 anos de estudo e alguém com cinco e oito anos, por exemplo.

Gráfico 3

Diferencial 90/10 entre grupos educacionais

A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90

Gráfico 4

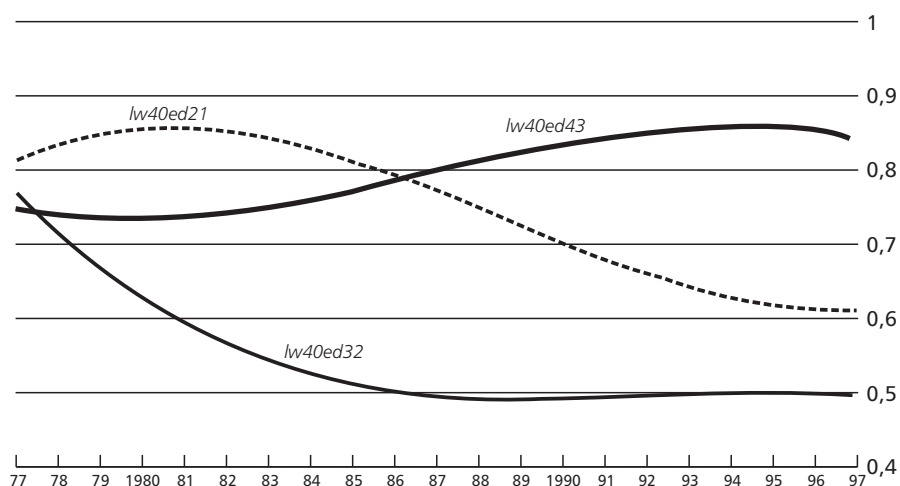
Retornos à experiência por educação

é incompatível com os movimentos observados na oferta relativa desses grupos educacionais, pois esta se comporta de maneira oposta aos diferenciais salariais.

O Gráfico 5 mostra que os diferenciais associados à idade, denominados aqui retornos à experiência, tenderam a ficar basicamente constantes nesse período, a não ser no grupo educacional mais baixo, ou seja, para aqueles indivíduos com menos de cinco anos de estudo, que tiveram esses diferenciais substancialmente aumentados no período.

Gráfico 5

Retornos à educação no tempo: idade = 40



4 - Resultados

As Tabelas 1 a 4 no final do artigo trazem os principais resultados deste trabalho. Ainda que os resultados sejam melhor interpretados em termos dos gráficos apresentados a seguir, alguns pontos merecem ser mencionados. Primeiro, todos os coeficientes parecem ter sido estimados com precisão. Segundo, há diferenças importantes tanto entre os diferentes percentis dentro de cada grupo educacional quanto ao longo dos diferentes grupos educacionais. Terceiro, os coeficientes das interações entre tendência e idade tendem a ser significativos em todos os grupos educacionais e percentis, o que indica que os retornos por experiência parecem estar em alteração durante o período da amostra. Finalmente, o teste qui-quadrado tende a rejeitar as restrições em muitas especificações, o que levanta dúvidas sobre o poder de explicação do modelo restrito.

Tabela 1

Educação até 4 anos de estudo

	10th	25th	50th	75th	90th
Constante	-0,523	-0,082	0,348	0,806	1,202
	0,031	0,025	0,027	0,027	0,026
Tendência	0,565	0,180	0,017	-0,078	-0,064
	0,091	0,074	0,082	0,081	0,081
Tendência ao quadrado	-1,316	-0,822	-0,672	-0,462	-0,418
	0,103	0,085	0,094	0,092	0,093
Tendência ao cubo	0,472	0,311	0,271	0,187	0,167
	0,036	0,030	0,033	0,033	0,033
Idade	0,182	0,181	0,299	0,384	0,458
	0,058	0,046	0,051	0,051	0,051
Idade ao quadrado	-0,069	-0,060	-0,103	-0,125	-0,120
	0,039	0,032	0,035	0,035	0,035
Idade ao cubo	0,005	0,003	0,005	0,008	0,006
	0,008	0,006	0,007	0,007	0,007
Tendência/idade	0,037	0,051	0,146	0,148	0,113
	0,052	0,042	0,047	0,046	0,047
Tendência ao quadrado/idade	-0,016	-0,014	-0,020	-0,018	-0,011
	0,012	0,010	0,011	0,011	0,011
Tendência/idade ao quadrado	0,019	0,013	-0,016	-0,021	-0,019
	0,019	0,016	0,018	0,018	0,019
Qui-quadrado (632)	1239	786	1065	1109	1331

Tabela 2

Educação entre 5 e 8 anos de estudo

	10th	25th	50th	75th	90th
Constante	0,042	0,399	0,825	1,266	1,696
	0,024	0,025	0,023	0,024	0,029
Tendência	0,292	0,256	0,271	0,197	0,049
	0,080	0,079	0,076	0,078	0,091
Tendência ao quadrado	-1,111	-1,092	-0,996	-0,837	-0,662
	0,091	0,089	0,086	0,088	0,101
Tendência ao cubo	0,441	0,441	0,387	0,321	0,296
	0,031	0,031	0,029	0,030	0,035
Idade	0,331	0,498	0,520	0,593	0,662
	0,052	0,052	0,051	0,052	0,061
Idade ao quadrado	-0,037	-0,132	-0,108	-0,116	-0,137
	0,038	0,038	0,036	0,038	0,044
Idade ao cubo	-0,018	-0,002	-0,004	-0,004	0,000
	0,008	0,008	0,008	0,008	0,009
Tendência/idade	0,099	0,157	0,111	0,055	0,038
	0,050	0,051	0,048	0,050	0,059
Tendência ao quadrado/idade	0,036	0,036	0,031	0,041	0,043
	0,012	0,012	0,011	0,012	0,014
Tendência/idade ao quadrado	-0,089	-0,115	-0,089	-0,074	-0,068
	0,020	0,020	0,019	0,020	0,023
Qui-quadrado (632)	995	785	776	794	965

Tabela 3

Educação entre 9 e 11 anos de estudo

	10th	25th	50th	75th	90th
Constante	0,419	0,863	1,312	1,808	2,214
	0,036	0,030	0,028	0,030	0,026
Tendência	0,034	-0,010	0,019	-0,104	-0,191
	0,110	0,094	0,088	0,091	0,103
Tendência ao quadrado	-0,875	-0,718	-0,644	-0,453	-0,299
	0,120	0,104	0,098	0,101	0,113
Tendência ao cubo	0,375	0,296	0,256	0,187	0,137
	0,041	0,035	0,033	0,033	0,038
Idade	0,745	0,757	0,815	0,842	0,907
	0,069	0,060	0,056	0,059	0,065
Idade ao quadrado	-0,221	-0,215	-0,209	-0,222	-0,255
	0,049	0,042	0,040	0,042	0,046
Idade ao cubo	0,015	0,016	0,012	0,017	0,025
	0,011	0,010	0,009	0,009	0,010
Tendência/idade	-0,085	-0,073	-0,134	-0,121	-0,103
	0,068	0,059	0,056	0,058	0,064
Tendência ao quadrado/idade	0,045	0,028	0,031	0,027	0,023
	0,015	0,014	0,013	0,014	0,015
Tendência/idade ao quadrado	-0,038	-0,019	0,009	0,013	0,002
	0,027	0,024	0,022	0,023	0,025
Qui-quadrado (632)	1077	734	698	751	951

Tabela 4

Mais de 12 anos de estudo

	10th	25th	50th	75th	90th
Constante	0,937	1,393	1,961	2,515	2,902
	0,041	0,030	0,035	0,034	0,036
Tendência	-0,011	-0,046	-0,243	-0,561	-0,805
	0,124	0,113	0,100	0,097	0,103
Tendência ao quadrado	-0,657	-0,553	-0,354	-0,071	0,393
	0,141	0,125	0,111	0,108	0,114
Tendência ao cubo	0,288	0,234	0,174	0,027	-0,066
	0,049	0,043	0,039	0,038	0,040
Idade	1,106	1,216	1,215	1,106	1,157
	0,080	0,060	0,067	0,066	0,069
Idade ao quadrado	-0,446	-0,500	-0,510	-0,448	-0,498
	0,056	0,050	0,045	0,045	0,047
Idade ao cubo	0,054	0,065	0,068	0,059	0,071
	0,012	0,011	0,010	0,009	0,010
Tendência/idade	-0,048	-0,071	-0,039	-0,008	0,008
	0,076	0,068	0,062	0,061	0,065
Tendência ao quadrado/idade	0,052	0,040	0,037	0,029	0,032
	0,018	0,016	0,015	0,014	0,016
Tendência/idade ao quadrado	-0,052	-0,017	-0,020	-0,015	-0,027
	0,030	0,027	0,024	0,023	0,025
Qui-quadrado (632)	989	836	764	746	997

Quanto à análise dos resultados, o Gráfico 6 mostra que o comportamento dos diferenciais associados à educação ao longo do tempo permanecem bastante claros, com a elevação dos retornos associados à educação superior, exemplificada aqui para os homens de 40 anos de idade. O Gráfico 7, por sua vez, confirma que houve um aumento significativo nos retornos à experiência para o grupo educacional mais baixo, mesmo após controlar por efeitos cíclicos e tendências na economia. Em contraste, o Gráfico 8 mostra que nada aconteceu com os diferenciais salariais associados à idade no grupo com educação superior. O próximo passo na nossa agenda de pesquisa é examinar os fatores que podem ser responsáveis por esse comportamento diferenciado dos retornos à experiência entre os vários grupos educacionais.

O Gráfico 9 mostra claramente outra faceta da interação entre educação e experiência, ou seja, o comportamento dos retornos à educação ao longo do ciclo de vida. Nele, os diferenciais de salários associados a uma idade maior crescem a uma taxa maior para os mais educados, em relação aos menos educados. Por exemplo, entre 25 e 55 anos, os salários crescem cerca de 3,5 vezes para aqueles com nível superior (de R\$ mil para R\$ 3.500 em valores de 1997), enquanto entre os menos educados o crescimento é de 50%, ou seja, de R\$ 190 para R\$ 290. Para aqueles com cinco a oito anos de estudo (fim do ensino fundamental), os salários crescem cerca de 80%, e para os trabalhadores com escolaridade entre oito e 11 anos de estudo, o crescimento é basicamente 100% (R\$ 500

A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90

Gráfico 6

Retornos à experiência no tempo: $0 < Ed \leq 4$

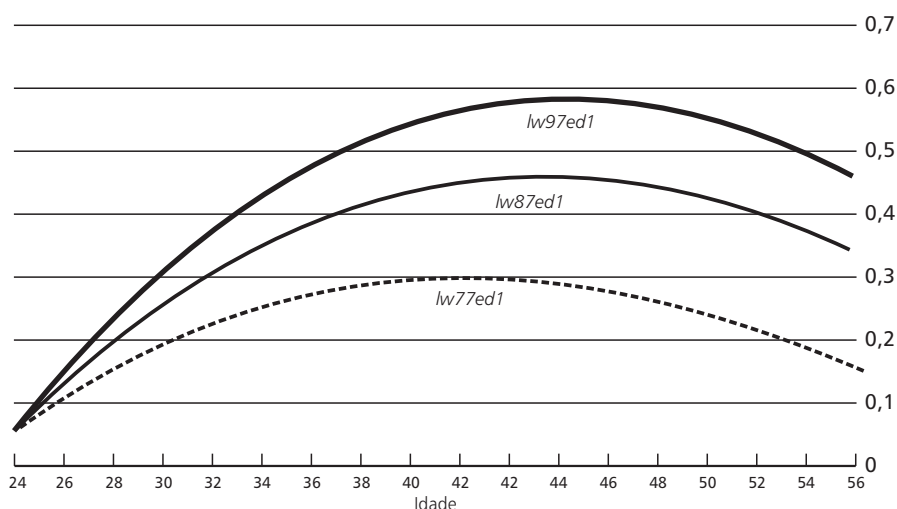


Gráfico 7

Retornos à experiência no tempo: Ed >= 12

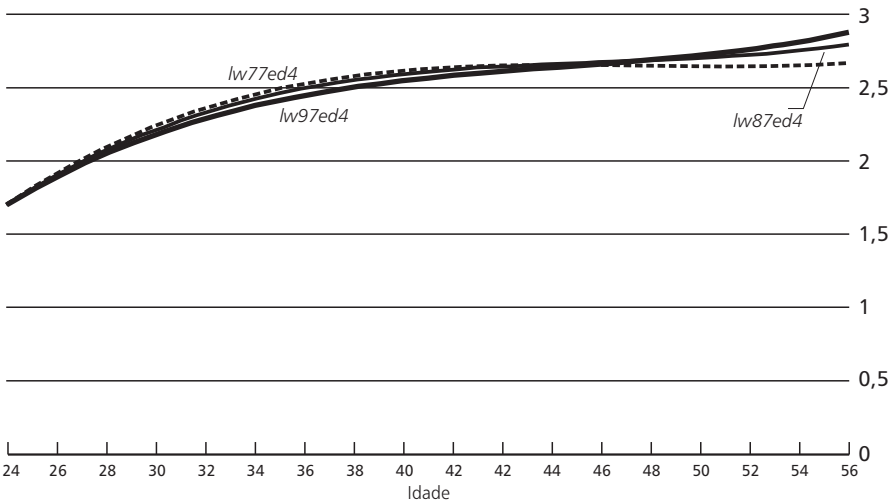
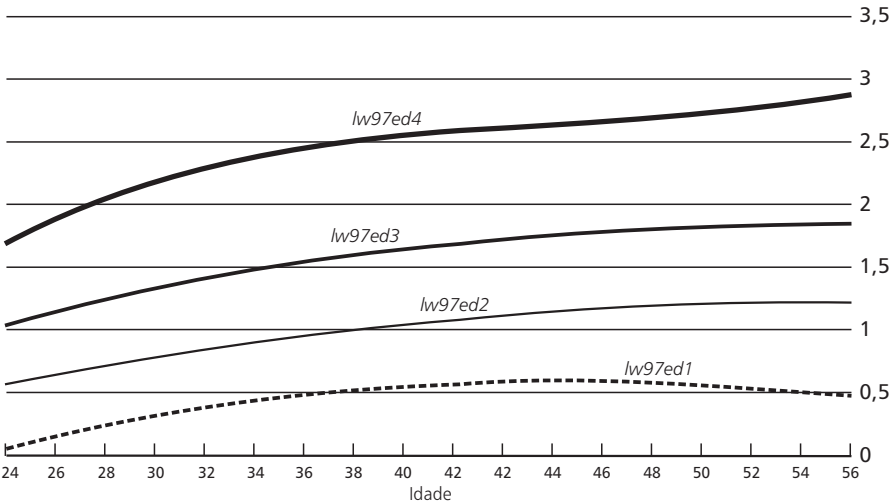
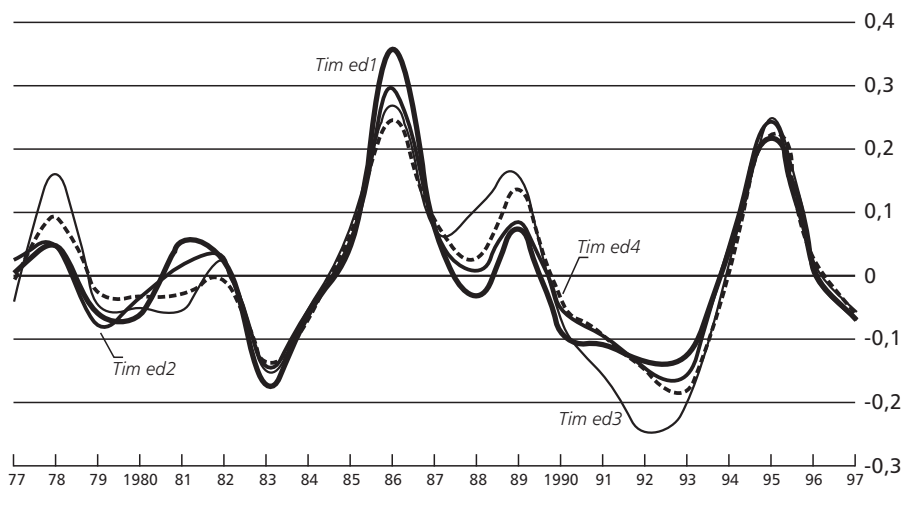


Gráfico 8

Retornos à experiência por educação: 1997



Efeitos cíclicos



A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90

para R\$ mil). Dessa forma, os trabalhadores com nível médio recebem no auge da sua vida produtiva o equivalente a um trabalhador com nível superior no começo da carreira.

Esses resultados são consistentes com teorias básicas de capital humano [ver Farber e Gibbons (1997) e Baker, Gibbs e Holmstrom (1994)].

A última parte do artigo visa examinar o comportamento dos retornos à educação ao longo do ciclo econômico. O Gráfico 10 mostra que, apesar de o salário médio dos trabalhadores de vários grupos educacionais seguir movimentos similares ao longo do tempo, pode-se perceber que há diferenças significativas entre os mesmos em alguns períodos. Por exemplo, no ano do Plano Cruzado (1986) o crescimento dos salários foi inversamente proporcional ao nível educacional dos trabalhadores, efeito revertido entre 1987 e 1990. Após o Plano Collor, houve uma queda muito acentuada dos diferenciais associados ao nível superior, sendo que após 1994 os movimentos são bastante similares.

Esse comportamento é ressaltado no Gráfico 11, em que os próprios diferenciais são analisados. Podemos perceber que há uma variação de cerca de 10% para cima e para baixo nos retornos econômicos associados ao nível superior. O que precisa ser examinado são os fatores que provocam esse comportamento. Pode ser que isso reflita um comportamento genuíno da interação entre oferta e demanda por qualificação ou (mais provável em nosso entender) um efeito composição. Esse efeito teria lugar, por exemplo, se no período de recessão as

Gráfico 10

Retornos à educação ao longo do ciclo

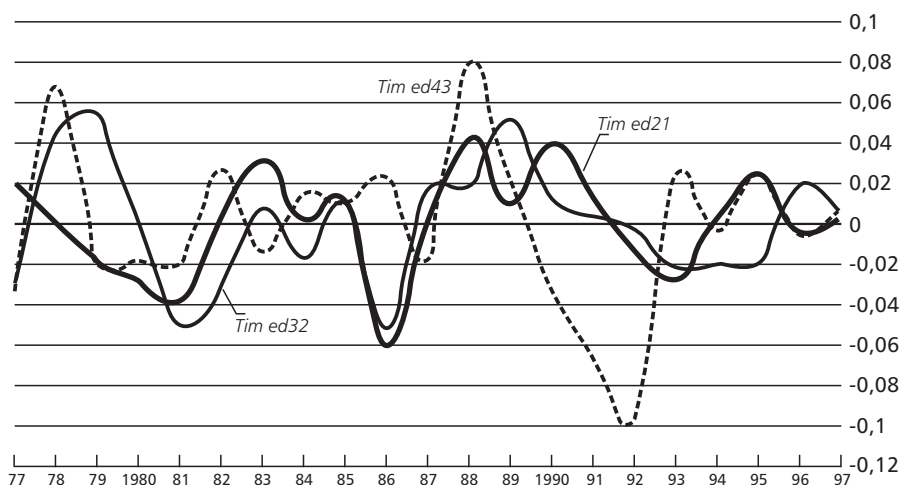
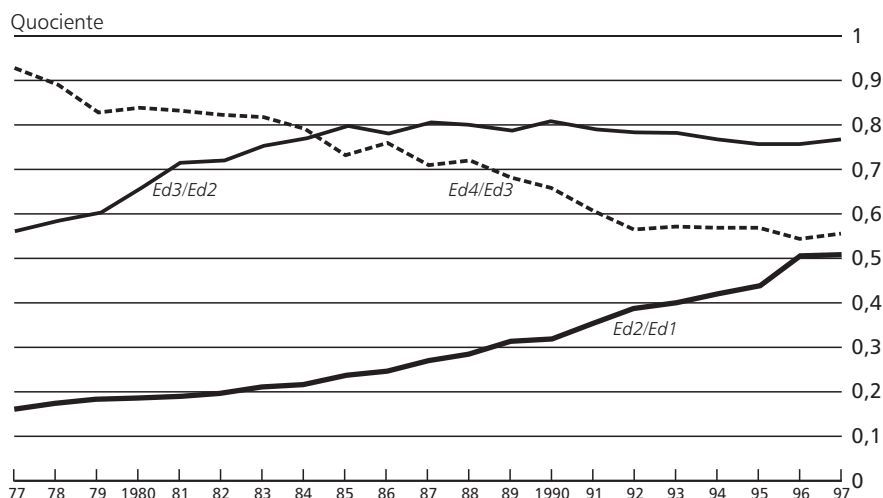


Gráfico 11

Composição educacional



firmas demitem os trabalhadores menos habilitados o que poderia enviesar a amostra e causar uma diminuição nos diferenciais associados à educação.

5 - Conclusão

Neste artigo demos início à análise do comportamento dos salários da força de trabalho masculina no Brasil nas décadas de 80 e 90. Os resultados mostram que os retornos à educação declinaram no período, com a importante exceção dos retornos à educação universitária. Os diferenciais 90-10 do logaritmo dos salários permaneceram basicamente constantes ao longo do tempo, o mesmo acontecendo com a desigualdade intragrupos educacionais. Ao longo do ciclo de vida, mostramos que os retornos à experiência aumentam com a educação e que esses retornos crescem para o grupo de menor nível educacional, permanecendo constante para os mais educados. Finalmente, parece que os retornos à educação variam substancialmente ao longo do ciclo econômico. Conciliar todos esses aspectos é uma grande tarefa que pretendemos realizar em estudo posterior.

Bibliografia

- BAKER, G., GIBBS, M., HOLMSTROM, B. The wage policy of the firm. *Quarterly Journal of Economics*, n.109, p. 921-955, 1994.
- BARROS, R. P. de. *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. São Paulo: USP, 1997 (DP, 22/97).
- BONELLI, R., RAMOS, L. Distribuição de renda no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, n. 49, p. 353-373, 1995.
- CACCIAMALLI, M. C. The growing inequality in income distribution in Brazil. In: WILLUMSEN, FONSECA (eds.). *Brazilian economy: structure and performance in recent decades*. North-South Center Press, 1997.
- CHAMBERLAIN, G. Quantile regressions, censoring and the structure of wages. In: SIMS, C. (ed.). *Advances in econometrics: proceedings of the 6th world congress in Barcelona*, v. 1, 1993.
- FARBER, H., GIBONS, R. Learning and wage dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, n.112, p.1.007-1.047, 1997.
- FREEMAN, R., KATZ, L. *Changes and differences in wage structures*. Chicago IL: University of Chicago Press, 1997.
- GOSLING, A., MACHIN, S., MEGHIR, C. *The changing distribution of male wages in the UK*. 1998 (Centre for Economic Performance Discussion Paper, 271).

- HECKMAN, J., ROBB, R. Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations. In: FEINBERG e MASON (eds.). *Analysing longitudinal data for age, period and cohort effects*. New York: Academic Press, 1985.
- JOHNSON, G. Changes in earnings inequality: the role of demand. *Journal of Economic Perspectives*, n. 11, p. 41-54, 1997.
- KOENKER, R., BASSET, G. Regression percentiles. *Econometrica*, n. 46, p. 33-50, 1978.
- KOENKER, R., PORTNOY, S. *Quantile regressions*. University of Illinoy, 1998, mimeo.
- LAM, D., LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effect on inequality of wages. *Journal of Development Economics*, n. 37, p. 199-225, 1992.
- LANGONI, G. *Distribuição de renda e crescimento econômico*. Expressão e Cultura, 1973.
- MACURDY, T., MROZ. *Estimating macro effects from repeated cross-sections*. University of Standford, 1991, mimeo.
- PSACHAROPOULOS, G. Time trends of the returns to education: cross-national evidence. *Economics and Education Review*, n. 8, v. 3, 1991.
- SQUIRE, ZOU. Inter-national and intra-national inequality. *The Economic Journal*, v. 108, 1998.