

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

EDUCAÇÃO E DESIGUALDADE

Joana Simões de Melo Costa
No de matrícula 9814636-3

Orientador: Francisco H. G. Ferreira

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

Junho de 2002

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

AGRADECIMENTOS:

Agradeço especialmente ao apoio de minha família e amigos por sua compreensão e suporte, e também a Phillippe George Leite por me ajudar com seus conhecimentos estatísticos. Agradeço ainda a meus professores por terem muito me ensinado e inspirado.

ÍNDICE:

1- Introdução	5
2- Considerações teóricas sobre educação e desigualdade	9
3- Metodologia e dados	15
4- Resultados da análise empírica	18
5- Conseqüências para a desigualdade	25
6- Conclusões	29
7- Bibliografia	30

I - INTRODUÇÃO

De relevante importância para a sociedade é a questão da desigualdade de renda sob vários aspectos. Para os economistas, esta é considerada uma variável importante e tenta-se averiguar sua relação com outros elementos como o crescimento econômico. Além disso, a desigualdade de um país pode ser utilizada para avaliar o seu bem-estar social, uma vez que a função de bem-estar de uma população contera a maior ou menor preferência da mesma por equidade. Assim, é importante se fazer a mensuração da desigualdade por índices, como o coeficiente de Gini.

O índice de Gini mede a desigualdade variando entre 0 e 1. O valor 0 implicaria uma situação onde não há desigualdade alguma, ou seja, 10% da população possui 10% da renda total, 20% da população possui 20% da renda total, e assim em diante. Já o valor 1 implicaria na existência de uma desigualdade extrema com 1 indivíduo da população possuindo 100% da renda total. Os valores para o coeficiente de Gini dificilmente chegam a 0 ou 1, mas é importante notar que quanto mais próximo de 0, mais igualitária é a distribuição de renda de uma sociedade e quanto mais perto de 1 o contrário é verdade.

O Brasil ao longo das três últimas décadas do século XX apresentou um índice de Gini relativamente estável e próximo de 0,6¹, o que caracteriza o elevado grau de desigualdade da sociedade brasileira. O Brasil está ao lado dos países com maior índice de Gini como Serra Leoa com 0,629 e República Centro-Africana com 0,613. Nossos vizinhos sul-americanos como Paraguai, Chile e Peru apresentam como índice de Gini 0,591, 0,565 e 0,462, respectivamente. Os Estados Unidos têm um índice de Gini de 0,408; a Argélia, de 0,353; a Alemanha, de 0,30 e o Japão, de 0,249².

Apesar dessa relativa estabilidade de uma alta taxa de desigualdade, o Brasil passou por grandes mudanças estruturais ao longo da década de 90. Uma das principais

¹ Ver Ferreira e Barros (1999).

² Todos esses dados foram retirados do World Development Report 2000/2001 feito pelo Banco Mundial.

alterações foi a estabilização dos preços obtida com o Plano Real em 1994. A alta inflação funciona como um imposto regressivo, isto é, incide principalmente sobre os pobres já que são eles que não têm meios de se defender da erosão de seus salários provocada pela inflação. Desse modo, espera-se que o fim da inflação cause uma redução da desigualdade³.

Outra importante transformação foi a liberalização ao comércio internacional, iniciada em fins da década de 80 e intensificada em 1994 por Fernando Henrique Cardoso. A abertura comercial gera modificações importantes no âmbito econômico e seus efeitos sobre a distribuição de renda são muito discutidos. Há diversas teorias tentando explicar quais seriam as conseqüências distributivas do comércio.

Considerando o modelo de Heckscher-Ohlin, segundo o qual os países exportam bens intensivos em fatores de produção relativamente abundante no país e importam bens intensivos em fatores de produção relativamente escassos, espera-se que os países em desenvolvimento exportem bens intensivos em trabalho não qualificado e importem bens intensivos em trabalho qualificado. Então, um país em desenvolvimento fechado ao comércio mundial, ao realizar uma abertura, teria o preço relativo do bem intensivo em trabalho não qualificado aumentado. De acordo com o efeito Stolper-Samuelson, há uma relação unívoca entre a razão dos preços dos fatores e o preço relativo dos bens, de modo que o aumento do preço relativo do bem intensivo em trabalho não qualificado resultaria em um aumento do salário relativo do trabalhador não qualificado. Logo a abertura comercial para um país em desenvolvimento deveria significar uma redução no diferencial salarial entre trabalhadores não qualificados e trabalhadores qualificados.

Wood(1997) adverte que a consideração de bens não comerciáveis, bem como a de outros fatores além do trabalho qualificado e não-qualificado, poderiam alterar o resultado esperado do modelo Heckscher-Ohlin. Este trabalho ainda destaca que os trabalhos empíricos sobre essa questão apontam para o fato de que a experiência do leste

³ Uma melhor discussão sobre o Plano Real e seus efeitos para a desigualdade encontra-se em Neri e Camargo (1999).

da Ásia nas décadas de 60 e 70 teve resultados diferentes da América Latina nas décadas de 80 e 90. As possíveis razões para isso podem ser diferenças entre tais regiões ou diferenças entre os períodos 60-70 e 80-90. Esta última causa é a que Wood considera mais plausível pois houve uma grande entrada de países de renda baixa no mercado mundial, como a China, e isto deslocou a vantagem comparativa de países de renda média para bens intensivos em trabalho razoavelmente qualificado, o que reduz ao invés de aumentar a demanda por trabalho não qualificado. Outra importante diferença entre esses períodos foi o desenvolvimento tecnológico enviesado em favor do trabalhador mais qualificado e contra o trabalhador desqualificado .

Também Krugman(1999) analisa os efeitos do comércio sobre a distribuição de renda e considera que a impossibilidade da hipótese de que os países detessem mesma tecnologia seria um dos motivos pelos quais não se tem conseguido dar suporte empírico ao modelo Heckscher-Ohlin. É natural se pensar que através do comércio entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento, haverá uma importação de tecnologias novas pelos países em desenvolvimento beneficiando aos trabalhadores mais qualificados, o que poderia aumentar a desigualdade⁴. Entretanto se este avanço tecnológico for acompanhado de uma expansão do nível educacional, ocorrerá a corrida de Tinbergen e o resultado final sobre a desigualdade dependerá de qual fator é mais veloz. Se as mudanças tecnológicas ganharem, a desigualdade se elevará; mas se a expansão educacional ganhar, a desigualdade será reduzida.

Entretanto, há um efeito para o qual Barros e Mendonça (1996) chamam a atenção. Eles ressaltam o fato de que a expansão em educação pode levar a um aumento na desigualdade em educação e, conseqüentemente, a um aumento na desigualdade salarial. Ainda é argumentado que isso aconteceu na década de 60 no Brasil, em acordo com o trabalho de Langoni para esse período. Também é lembrado que esse efeito foi verificado em vários países como Colômbia e Coréia e essa hipótese de que a

⁴ Para uma melhor discussão sobre a abertura comercial brasileira e seus efeitos para o mercado de trabalho e a desigualdade, ver Neri e Camargo(1999) e Soares, Servo e Arbache (2001).

desigualdade educacional tem que crescer primeiro para depois cair seria uma tendência geral.

A abertura comercial e a estabilização da inflação são as reformas estruturais mais importantes ocorridas na década de 90 para o Brasil, mas também aconteceram outras, como as privatizações e as alterações na legislação trabalhista. Por essas transformações a década de 90 representa um marco na história brasileira e se torna um período interessante para a análise da desigualdade de renda. O trabalho de Neri e Camargo(1999) que acompanhou o período brasileiro de 1976 a 97 concluiu que a maior parte da queda observada na desigualdade ocorreu no período de 94 a 97, ou seja, pós- estabilização inflacionária. Também foi concluído que a educação, além de ser a principal variável para a explicação da desigualdade, teve seu poder explicativo aumentado na década de 90.

Desse modo, meu trabalho se destina a estudar a relação entre educação e desigualdade na década de 90 através da análise da variação da sensibilidade dos salários aos níveis de escolaridade. Terei como objetivo avaliar se houve um aumento na remuneração de trabalhadores com maior tempo de estudo e como isso afeta a desigualdade. Também analisarei quais devem ser as políticas adotadas para se melhorar esse cenário.

Tendo em vista minhas propostas a presente monografia se encontrará dividida em 6 capítulos. O primeiro é este, que visa a fazer uma introdução ao tema, enfatizando sua importância. O segundo exporá teorias e trabalhos empíricos envolvendo educação e desigualdade. O terceiro explicará os dados e a metodologia utilizados. O quarto apresentará os resultados do trabalho empírico. O quinto analisará as consequências para a desigualdade e avaliará quais políticas devem ser adotadas. O sexto fará a conclusão do trabalho.

II – EDUCAÇÃO E DESIGUALDADE

A teoria do capital humano⁵ representou um relevante marco na compreensão da determinação dos salários no mercado de trabalho. Essa teoria enfatiza o fato de que a educação é um investimento, que aumenta a produtividade marginal do trabalhador e implica em custos no presente com retornos no futuro. Dessa forma, os indivíduos alocam seu tempo à educação de forma a maximizar o valor presente de seu bem-estar ao longo do ciclo de vida, levando em conta suas preferências pessoais e os retornos dados pelo mercado a cada nível educacional.

Considerando isso, se houvesse igual acesso à educação e informação perfeita, a desigualdade existente seria fruto somente das escolhas e preferências individuais ou dos estágios dos indivíduos no ciclo de vida. Entretanto, como a realidade é diferente, os teóricos desse modelo sugerem que, para reduzir a desigualdade de renda, dever-se-ia melhorar a distribuição de educação, facilitando o acesso da população ao sistema educacional. Então, extinguir-se-iam os salários demasiadamente altos ocasionados pela escassez de mão-de-obra qualificada, com a eliminação do desequilíbrio entre oferta e demanda por distintos níveis educacionais.

Pelo fato de não justificar como e por que a aquisição de educação torna os trabalhadores mais produtivos e conseqüentemente preferidos pelos empregadores, a teoria do capital humano é criticada. Apesar disso, a essência da teoria do capital humano é bastante válida. Pois, independente do motivo, o fato é que há diferenciais de renda relacionados à educação, e os indivíduos podem considerá-los em sua maximização intertemporal.

Como exemplo da importância do modelo de capital humano cabe ressaltar o trabalho de Mincer (1974), que desenvolve um modelo teórico no qual a variável

⁵ Para uma análise mais abrangente sobre diversas teorias a respeito da determinação dos salários e da desigualdade de renda, ver Ramos e Reis (1991).

explicativa central é capital humano. Este se decompõe em dois elementos: o nível de escolaridade e o nível de investimentos feitos após a escola.

Mincer constata que as diferenças nos anos de escolaridade explicam apenas parte da desigualdade salarial. Para entender esse fenômeno ele recorre ao fato de que pessoas com o mesmo nível de escolaridade podem ter diferentes tempos de experiência e podem ter feito diferentes quantidades de investimento após terminada a escola; e neste período de investimentos terão seus salários diminuídos comparativamente àqueles com o mesmo nível de escolaridade, mas posteriormente haverá retorno a esse investimento. Assim, Mincer ressalva que se for considerado um grupo de homens após oito anos terminado o estudo, haverá um considerável aumento do poder de explicação do nível educacional sob os salários, pois será minimizada a distorção causada pelos investimentos feitos após a escola. Tal poder seria ainda maior se pudesse ser controlada a qualidade de estudo.

Mincer ainda pontua que para a explicação dos salários a experiência é um fator que deve ser mais considerado do que a idade. Pois considerando-se uma dada idade, o modelo de capital humano faria uma subestimação do retorno à escolaridade já que os indivíduos com menor nível de escolaridade teriam mais experiência do que aqueles com maior nível de escolaridade.

Também é considerado por Mincer que a correlação positiva entre salário e educação pode ser entendida como reflexo da elevação da produtividade. Mas ele ressalta que tal relação entre produtividade e educação não é direta e nem simples. A absorção da aprendizagem depende de fatores como o indivíduo, sua localidade, e o período em que vive. A escola também não é o único local onde se adquire conhecimento que aumente a produtividade. O tempo de trabalho num mesmo emprego, por exemplo, é um elemento que eleva a produtividade. Dessa forma, ressalta-se que educação e anos de escolaridade não são sinônimos, e assim Mincer justifica o porquê de a correlação entre anos de escolaridade e salários, apesar de ser positiva, é fraca em seu estudo.

A principal limitação ao modelo, segundo Mincer, é a ausência de adequada informação sobre os investimentos individuais feitos em capital humano. Diferenças entre os indivíduos residem não apenas na quantidade de investimento, mas também nas taxas de retorno que eles recebem, e não há informações sobre tais taxas. Muito do resíduo está relacionado a quantidades não mensuradas de capital humano e, por isso, ele não deve ser usado como descrição das variações da taxa de retorno e nem como medida do risco de investimento em capital humano.

Tendo por referência a teoria desenvolvida por Mincer, vários trabalhos empíricos foram realizados para averiguar a relação entre salários, (diferenciais salariais e desigualdade de renda) e capital humano. Como esta presente monografia estuda o caso brasileiro, serão considerados somente trabalhos que tiveram o Brasil como objeto de análise.

Um marco no estudo da desigualdade brasileira foi o trabalho realizado por Langoni na década de 70. A partir de então, existe uma variedade de trabalhos que versam sobre esta questão. Muitos demonstram a importância do fator educação para se explicar o diferencial salarial, e conseqüentemente o nível de desigualdade no Brasil.

Barros e Mendonça (1996) faz um levantamento dos principais fatores determinantes da desigualdade, e de como esta é gerada e reproduzida. Primeiro é verificado que o mercado de trabalho é mais um transformador de desigualdade do que um gerador, pois a segmentação e a discriminação, que seriam formas do mercado de trabalho gerar desigualdade, respondem apenas por pequena parte da desigualdade existente.

Desse modo, o trabalho continua analisando três características relacionadas à produtividade do trabalhador (experiência no mercado de trabalho, tempo na empresa e nível educacional) avaliando como a desigualdade na distribuição delas estaria sendo transformada em desigualdade salarial pelo mercado de trabalho. Para isso, foram considerados o grau de desigualdade em que esta característica se encontra distribuída na

população, a sensibilidade dos salários a essa característica, e o grau de desigualdade obtido devido a transformação da desigualdade na distribuição dessa característica em desigualdade salarial. Foi concluído que o Brasil possui um alto grau de desigualdade da distribuição de educação e também uma alta sensibilidade dos salários à educação. Assim se os diferenciais salariais por nível educacional fossem extintos haveria uma redução de 35 a 50% na desigualdade salarial.

Outro ponto importante lembrado por esse trabalho é a corrida de Tinbergen. Levando-se em conta o princípio dos retornos decrescentes, maior será a produtividade de um tipo de trabalhador quanto mais escasso for tal tipo. Assim, se houver aumento da quantidade de trabalhadores muito qualificado e diminuição da quantidade de trabalhador pouco qualificado, o primeiro terá sua produtividade marginal reduzida e o segundo terá sua produtividade elevada. Desse modo, a expansão educacional da população terá como consequência a queda do diferencial de produtividade e de salário entre trabalhadores muito e pouco qualificados. Considerando-se a demanda no mercado de trabalho, se houver uma mudança na tecnologia de produção que tenha um viés por trabalhadores mais qualificados, haverá um aumento da sensibilidade da produtividade e do salário à qualidade do trabalhador. Por isso Tinbergen define que tal sensibilidade será determinada pela corrida entre mudanças tecnológicas na produção e a expansão da educação. Se o primeiro for mais veloz do que o segundo, haverá um aumento no diferencial salarial entre trabalhadores com maior e menor nível de educação. E se o segundo for o mais veloz, ocorrerá uma redução em tal diferencial.

Também Ferreira e Litchfield (2001) buscam compreender o que ocasionou um aumento da desigualdade na década de 80 no Brasil. Assim, é feita uma análise da estrutura da desigualdade brasileira, e, através de uma decomposição estática, verifica-se que a educação é o mais importante fator de explicação para a desigualdade. É ressaltado que não se deve falar da educação como causa já que é razoável esperar que as duas variáveis (desigualdade educacional e desigualdade salarial) sejam determinadas endógena e simultaneamente.

Como o objetivo desse estudo era elucidar qual o fator responsável pela elevação da desigualdade nos anos 80, foi feita uma decomposição dinâmica para averiguar qual seria o tal fator. Descobriu-se que características como localização geográfica, idade, gênero, raça, e educação não explicam muito as mudanças que ocorreram. Dessa forma, analisa-se o papel da instabilidade macroeconômica. Os efeitos do desemprego são descobertos de pouca influência para a desigualdade de renda. Então, avalia-se o efeito perverso gerado pelo incremento inflacionário num quadro instável economicamente onde a inflação já era alta. Isto revela um ponto importante, pois de nada adianta o governo realizar gastos sociais e não preservar a disciplina fiscal e monetária que garanta uma estabilidade macroeconômica.

Neri e Camargo (1999) é um estudo que visa a pesquisar a relação entre a desigualdade de renda e as reformas que tomaram lugar na década de 90. Mais uma vez foi verificado que anos de escolaridade é a variável que mais contribui para a desigualdade total. Ainda foi afirmado pelos autores que a escolaridade teve seu poder de explicação aumentado ao longo da década de 90. Ressalta-se também que a percentagem de pessoas com 12 ou mais anos de educação é muito maior entre os 10% mais ricos do que na população. E essa percentagem ainda aumentou nesse período analisado. Novamente acentua-se importância da redução da inflação com a conseqüente diminuição da volatilidade dos salários contribuindo para uma queda nos índices de desigualdade. Tal queda foi significativamente mais importante, segundo essa pesquisa, entre 93-97, ou seja, no período da estabilização.

Em suma, foi ressaltado aqui a existência de trabalhos teóricos e empíricos que enfatizam a importância do investimento em capital humano para se explicar os diferenciais salariais. Os anos de escolaridade revelaram-se fundamentais para o estudo das rendas individuais, apesar de não captarem todos os aspectos do investimento feito em educação. Pois eles não medem, por exemplo, a qualidade da escola e os investimentos feitos pós-escola. Também é importante considerar a experiência, pois esta também aumenta o capital humano. Desse modo, revelou-se fundamental para o estudo da desigualdade de renda a consideração da educação.

A influência da educação sobre o grau de desigualdade depende de dois fatores. O primeiro é a sensibilidade do salário ao nível de instrução. Pois quanto maior for essa sensibilidade maior será a diferença entre os salários de pessoas com níveis de educação díspares. O segundo fator é o modo pelo qual a educação encontra-se distribuída na população, ou seja, é o grau de desigualdade educacional. Quanto maior for a sensibilidade dos salários ao nível educacional e quanto mais desigual for a distribuição da educação, maior será o grau de desigualdade salarial.

Ainda cabe ressaltar que a expansão da educação nem sempre atuará de modo a reduzir a desigualdade. Barros e Mendonça (1996) ressaltam o fato de que parece que a desigualdade tem que primeiro crescer para depois cair; e, assim, num primeiro momento a expansão educacional provocaria um aumento da desigualdade. Também Neri e Camardo(1999) ressaltam esse efeito e afirmam que países, com pequena parte da população possuidora de nível universitário, teriam sua desigualdade mais elevada com a expansão do ensino universitário.

Dessa forma, a presente monografia comparará a evolução da sensibilidade dos salários à escolaridade para os anos de 93, 96 e 99, e interpretará os resultados, tendo em vista que essa década foi marcada por mudanças de suma relevância para o Brasil.

III - METODOLOGIA E DADOS

Para a realização do trabalho empírico serão utilizados dados da *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (PNAD), realizada pelo Instituto Nacional Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Desde 1971, essa pesquisa é feita no último trimestre de cada ano e houve sua interrupção para a realização dos Censos Demográficos em 1970, 1980 e 1991. Os domicílios são selecionados por um processo de seleção de amostra de dois ou três estágios.

O questionário da PNAD visa a investigar características socioeconômicas da população e, para tal, há perguntas de caráter permanente sobre fatores como educação, trabalho, rendimento e habitação; e também há perguntas sobre fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição e outros temas que são incluídos tendo em vista as necessidades de informação do país.

Serão utilizadas neste trabalho as pesquisas dos anos 1993, 1996 e 1999. As definições vigentes para a realização da PNAD na década de 80 foram alteradas na década de 90 por ocasião do Censo Demográfico ocorrido em 1991. Por exemplo, uma das mudanças foi a maior abrangência do conceito de trabalho. A partir da PNAD de 1992 a população ocupada não excluía mais os trabalhadores não remunerados que trabalhavam menos de 15 horas por semana e os trabalhadores na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso. Mas como só consideraremos anos após 91, não há alterações nos conceitos do questionário.

Partindo do modelo de capital humano desenvolvido por Mincer, será utilizado nesse trabalho a seguinte função de rendimento:

$$\ln y_i = f (ed_d, exp, exp^2, R_d, S_d) + u_i$$

Observa-se que este é um modelo semilog do tipo log-lin, pois o regressando é logarítmico e os regressores são lineares. Uma característica especial desse tipo de

modelo é que o coeficiente de inclinação de um regressor contínuo medirá a variação relativa no valor médio do regressando para mudança de uma unidade do regressor. Se o regressor for uma variável dummy, para sabermos a mudança relativa no regressor teremos que tirar o antilog (na base e) do coeficiente dummy estimado e subtrair 1.

A variável *ed* representa anos de educação e serão criadas dummies para essa variável com base nos dados da PNAD e, assim, se calculará o retorno dado à cada ano a mais de educação. Outro componente é a variável *exp* que significa experiência e será considerada também a sua forma quadrática. A experiência será construída através da PNAD diminuindo-se da idade do trabalhador os anos que este tinha quando começou a trabalhar.

Para que seja captada uma relação com menos distorções entre a renda e a educação há no modelo as variáveis de controle. R_d é uma variável para a região em que se encontra o trabalhador. Assim, serão criadas 4 dummies com a PNAD considerando-se que há 5 regiões no país: norte, nordeste, centro-oeste, sudeste e sul. Também deverão ser criadas dummies para a área em que está o trabalhador, para isso serão consideradas três tipos de área: metropolitana, urbana e rural. Outra variável de controle é S_d , que é para considerar o setor em que está ocupado o trabalhador. Serão criadas duas variáveis dummies para o setor pois consideraremos a existência de três setores: primário, secundário e terciário.

Além disso, $\ln y_i$ representa a variável dependente de rendimento, e será construída a partir do log (na base e) do valor do rendimento mensal de todos os trabalhos dado pela PNAD. O último componente a ser definido é u_i , que é o ruído, um termo de distribuição aleatória que capta a influência das características não observadas. É como se ele fosse um substituto de todas as variáveis omitidas no modelo mas que coletivamente afetam a variável dependente.

Esse modelo econômico será estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Tal método calcula os estimadores de modo que a soma dos resíduos

elevados ao quadrado seja a menor possível e é bastante utilizado em trabalhos empíricos; entretanto, deve-se ter cuidado com as hipóteses exigidas pelo MQO uma vez que estas muitas vezes não são realistas.

IV- RESULTADOS DA ANÁLISE EMPÍRICA

Em primeiro lugar, cabe descrever o cenário educacional do Brasil nesse período. A educação brasileira possui primeiro grau, segundo grau e terceiro grau. O primeiro grau se subdivide em dois grupos: um da primeira até a quarta série e outro da quinta até a oitava série. O segundo grau é composto de três séries e o terceiro grau corresponde ao nível universitário, que geralmente possui no mínimo quatro anos.

O cenário encontrado para a distribuição da educação na população brasileira para os anos estudados está exposto no gráfico 1 abaixo.

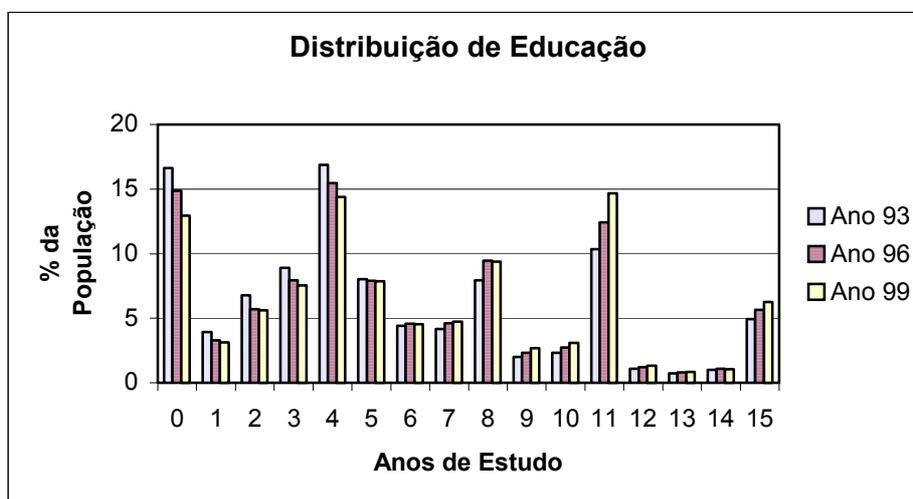


Gráfico 1

Fonte: Baseado nos dados da PNAD

Observa-se que os picos ocorrem nos anos de estudo que representam a conclusão de alguma etapa. É inegável a constatação de que houve uma expansão educacional nesse período apesar de ainda não termos atingido uma distribuição de educação muito justa. O percentual de pessoas sem nenhuma instrução formal é alto, 12,96% da população em 99, entretanto tal percentual em 96 era 16,64%. Houve uma queda do percentual de pessoas com baixo nível de educação e um aumento do percentual de pessoas com médio e alto nível educacional, o que evidencia a ocorrência da expansão de educação. O percentual de pessoas que estudaram até a quarta série do primeiro grau foi reduzido e o percentual

de pessoas com mais de cinco anos de estudo elevou-se, em especial em relação àqueles que concluíram o segundo grau.

Após observar uma expansão principalmente nos níveis médios de educação, foi realizado um cálculo para saber quanto um ano a mais de estudo influencia no nível salarial. Com os resultados da regressão foi contruída a Tabela 1 abaixo.

	Ano 93	Ano 96	Ano 99
educação	.1192142 (0.000)	.1015972 (0.000)	.1018974 (0.000)
educação ²	1.06e-18 (0.000)	1.33e-18 (0.000)	1.49e-18 (0.000)
experiência	.0400309 (0.000)	.0362545 (0.000)	.0371863 (0.000)
experiência ²	-2.01e-38 (0.000)	-1.72e-38 (0.000)	-2.89e-38 (0.000)
gênero	-.5399082 (0.000)	-.4709944 (0.000)	-.4663381 (0.000)

Tabela 1

Fonte: Estimadores calculados com base nos dados da PNAD, ver regressão no apêndice. Entre parênteses está o valor-p.

Observa-se que todas as variáveis apresentam os sinais esperados e são significativas. A dummy para o gênero é negativa e possui um valor grande, ou seja, as mulheres recebem em média um salário inferior ao dos homens indicando que há uma discriminação no mercado de trabalho. Mas como pode ser visto na tabela, a boa notícia é que essa diferença diminuiu no período em questão.

A experiência apresenta como esperado uma relação em forma de U invertido com o nível salarial. Inicialmente os salários crescem com o aumento da experiência, porém depois de certo ponto o contrário deve acontecer retratando a obsolescência e a depreciação da qualificação do trabalhador. Esta relação côncava é deduzida pelo sinal positivo do termo linear “experiência” e pelo sinal negativo do termo quadrático “experiência²”. De 93 a 96 houve uma diminuição da sensibilidade do salário tanto à variável “experiência” quanto à variável “experiência²” indicando que a relação ficou menos côncava. Entretanto de 96 a 99 tal sensibilidade aumentou e a relação ficou mais côncava.

A sensibilidade dos salários à educação é positiva como esperado e há uma relação convexa, pois quanto maior for os anos de estudos acumulados maior será o retorno a um ano de estudo adicional. Essa convexidade se caracteriza pela significância e pela positividade das variáveis “educação” e “educação²”. Ainda nota-se que enquanto a sensibilidade do nível salarial ao termo linear sofreu uma diminuição de 93 a 99, a sensibilidade quanto ao termo quadrático se elevou, o que sugere que houve um certo aumento da convexidade na relação salário-educação para o período considerado. A dinâmica da distribuição de educação analisada inicialmente ajuda a explicar parcialmente o porquê dessa mudança. A grande expansão dos níveis médios de educação implica num aumento da oferta de trabalhadores mediantemente qualificados, o que contribui para que haja uma queda nos retornos à educação. Entretanto essa expansão não ocorreu com a mesma intensidade em relação ao ensino universitário e pós-universitário, o que somado a nossas expectativas de aumento da demanda por trabalhadores mais qualificados explicaria o aumento da convexidade. Este aumento da demanda por trabalhadores mais qualificados nesse período no Brasil é esperado devido a fatores como abertura comercial e mudanças tecnológicas que já foram tratados no início desse trabalho e ainda serão abordados mais na frente.

Tendo em vista a análise acima, foi feita uma melhor investigação dos retornos salariais a cada ano de educação específico. A metodologia utilizada está explicada no capítulo anterior e os resultados completos das regressões estão no Apêndice.

Retornos a cada ano educacional específico:

	Ano 93	Ano 96	Ano 99	Ano 93	Ano 96	Ano 99
ed1	-.0025127 (0.914)	.0192048 (0.388)	-.0226857 (0.300)	-0,250954	1,9390398	-2,243031
ed2	.0695298 (0.000)	.0647233 (0.000)	.0432413 (0.010)	7,2004006	6,6863782	4,4189827
ed3	.1830111 (0.000)	.1261626 (0.000)	.1063898 (0.000)	20,082773	13,446661	11,225534
ed4	.3435448 (0.000)	.2334631 (0.000)	.2116989 (0.000)	40,993668	26,296622	23,577573
ed5	.4246326 (0.000)	.2730866 (0.000)	.2842586 (0.000)	52,902855	31,401403	32,877650
ed6	.496046 (0.000)	.3589361 (0.000)	.3305089 (0.000)	64,221509	43,180530	39,167617
ed7	.6058753 (0.000)	.4124046 (0.000)	.3944735 (0.000)	83,285580	51,044543	48,360286
ed8	.7776407 (0.000)	.5893773 (0.000)	.5579963 (0.000)	117,63315	80,286542	74,716818

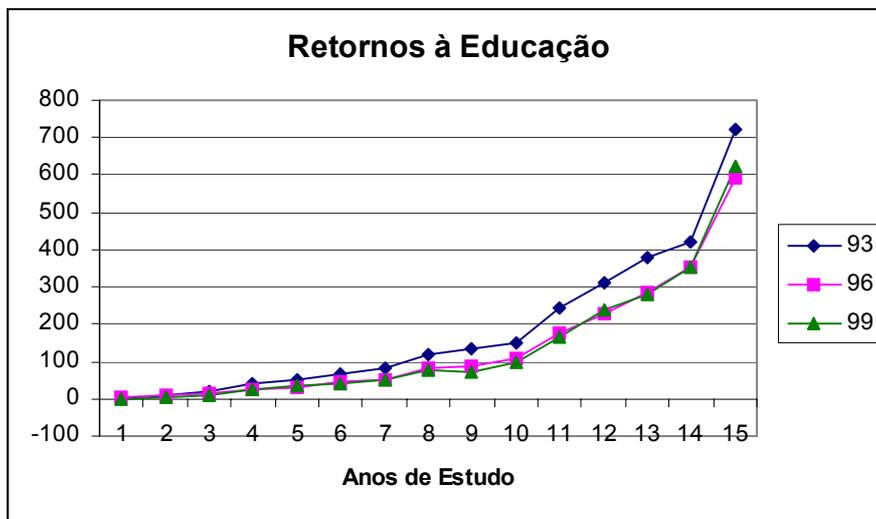
ed9	.8527749 (0.000)	.6232123 (0.000)	.5264765 (0.000)	134,61481	86,490907	69,295665
ed10	.9122788 (0.000)	.7240357 (0.000)	.6787934 (0.000)	148,99902	106,27410	97,149748
ed11	1.231067 (0.000)	1.007061 (0.000)	.9789 (0.000)	242,48819	173,75435	166,16334
ed12	1.417697 (0.000)	1.190764 (0.000)	1.211901 (0.000)	312,76036	228,95934	235,98656
ed13	1.561847 (0.000)	1.346306 (0.000)	1.331801 (0.000)	376,76189	284,32024	278,78591
ed14	1.652382 (0.000)	1.509143 (0.000)	1.505672 (0.000)	421,93976	352,28530	350,71814
ed15	2.108893 (0.000)	1.931026 (0.000)	1.979496 (0.000)	723,91155	589,65825	623,90935

Tabela 2

Fonte: Baseado em dados da PNAD, ver regressão completa no Apêndice.

Em parênteses está o valor-p.

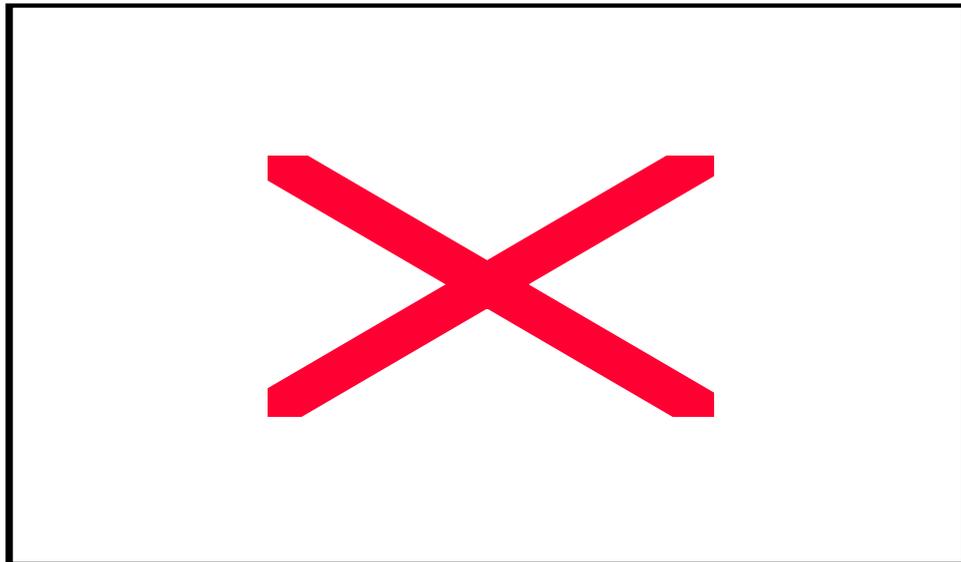
As três primeiras colunas apresentam os estimadores com seus respectivos p-valores. A única variável que não apresenta o sinal esperado é a referente à um ano de educação. Isso pode ocorrer porque na realidade não deve fazer muito diferença entre possuir um ano ou nenhum de escolaridade, mas, de qualquer forma, tal variável nem é significativa. Todas as outras variáveis apresentam sinal positivo esperado, ordem crescente com relação aos anos de estudo e são significativas. Como estas são variáveis dummies devemos tirar o antilog na base e do estimador e subtrair um para encontrar quanto é a alteração média do regressor ($\ln y$, onde y é o rendimento) por causa da dummy. Tais valores foram calculados e multiplicados por cem e estão nas três últimas colunas da tabela 2. Assim, por exemplo, em 93 indivíduos com 15 ou mais anos de estudo tinham um salário, em média, 724% maior do que quem não possuía qualquer instrução. Houve, de um modo geral, uma diminuição das sensibilidades dos rendimentos à cada nível educacional, o que pode ter sido ocasionado pela expansão educacional ocorrida em todos os níveis, ou seja, houve um aumento na oferta de trabalhadores com algum nível de instrução comparativamente aos sem qualquer educação. Para visualizar o aumento da convexidade foi feito o seguinte gráfico abaixo baseado nesses valores da tabela 2.

**Gráfico 2**

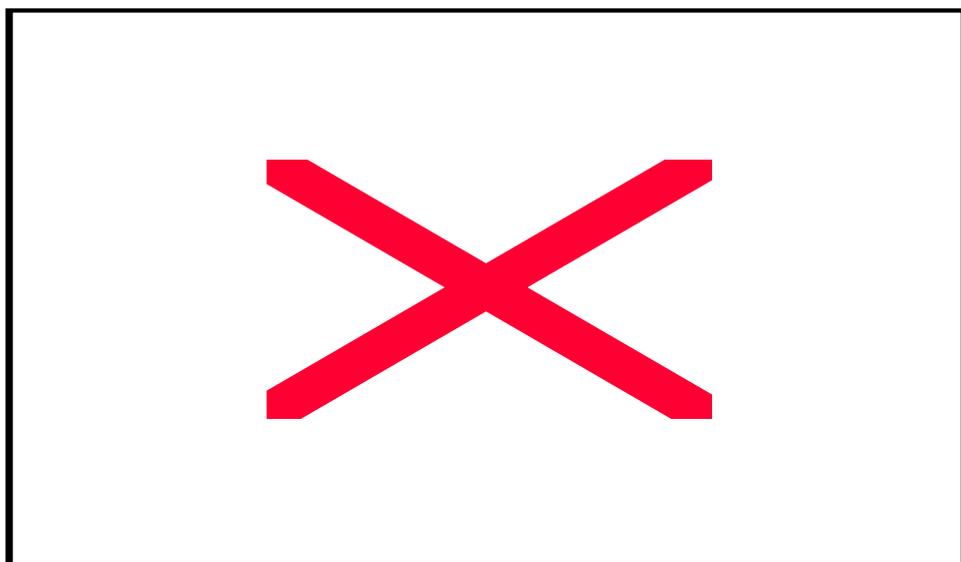
Fonte: Baseado nos dados da PNAD

Este gráfico permite uma visualização da evolução da convexidade ao longo desses anos. Observando-o percebemos que houve o maior deslocamento da curva ocorreu entre 93 e 96, mas também houve uma certa mudança da convexidade entre 96 e 99. Cabe observar que 93-96 foi um período de intensificação das reformas econômicas como liberalização comercial e estabilização inflacionária, o que pode ter influenciado no aumento da demanda por trabalhadores justificados nesse momento, ocorrendo assim uma elevação da sensibilidade dos rendimentos a níveis mais altos de educação.

Essa mesma regressão foi rodada separadamente para homens e mulheres e foi feito o mesmo exercício de cálculo dos retornos a cada ano educacional específico. Assim foram construídos os gráficos abaixo.

**Gráfico 3**

Fonte: Baseado nos dados da PNAD

**Gráfico 4**

Fonte: Baseado nos dados da PNAD

Observa-se que tratando homens e mulheres separadamente podemos perceber em cada um dos gráficos o mesmo perfil do gráfico 2. Ou seja, houve um aumento da convexidade na curva que relaciona \ln do rendimento com anos de estudo, ao longo desse

período. Entretanto foi construída uma tabela com os valores das diferenças entre os retornos à cada ano de estudo e o retorno ao ano imediatamente anterior, para se perceber mais facilmente como variaram os retornos que cada ano de escolaridade dá a mais, isto é, seus retornos marginais.

	Mulheres			Homens		
	Ano 93	Ano 96	Ano 99	Ano 93	Ano 96	Ano 99
ed3	8.288689	6.367362	3.983492	15.76989	7.555046	9.157554
ed4	25.09492	13.0056	10.7249	18.47932	12.11757	12.62839
ed5	6.237901	2.003299	12.31965	14.65389	7.428377	7.647913
ed6	13.2008	9.942662	-1.37647	9.29425	11.95335	10.67397
ed7	17.99752	7.573387	10.85997	18.96539	7.892419	7.869441
ed8	39.57623	28.09748	30.98344	29.20877	29.09393	23.03876
ed9	10.2686	9.309802	-8.26879	19.29094	2.909841	-3.09909
ed10	21.11591	15.12564	34.11544	10.49839	20.43363	20.99549
ed11	105.2966	68.64713	72.94595	80.72195	66.17222	64.17118
ed12	48.83182	52.89212	63.83944	97.54915	58.99472	74.67728
ed13	63.70513	48.49314	43.36229	44.75288	57.83882	39.79851
ed14	78.99548	104.3662	79.99948	16.65575	22.13761	65.90185
ed15	279.5796	202.0021	287.3569	333.1961	278.1579	260.8714

Não foram consideradas a diferença para 1 e 2 anos de estudo porque aquele não é significativo. De 93 a 99, olhando os retornos marginais a cada ano de educação para as mulheres verificamos que estes subiram para o 5^o, 10^o, 12^o, 14^o e 15^o anos de estudo. Já para os homens o aumento do retorno marginal ocorreu apenas para o 6^o, 10^o e 14^o anos de educação, de 93 a 99. Logo, o aumento da convexidade entre as curvas de 93 e 99 ocorreu de forma mais clara no caso das mulheres.

V- CONSEQÜÊNCIAS PARA A DESIGUALDADE

No período analisado foi observado que houve expansão da educação na população brasileira. Também foi observado um aumento da convexidade na relação entre retornos à educação e anos de estudo. Este capítulo aborda quais possíveis efeitos a expansão educacional e o aumento da convexidade teriam sobre a desigualdade de renda.

A expansão da educação nem sempre atuará no sentido de diminuir da desigualdade. Em primeiro lugar é apontado na literatura⁶ a existência de uma curva de Kuznets na distribuição da educação. Isto implica que conforme a média dos anos de estudo da população vai aumentando, a desigualdade na distribuição de educação primeiro aumentaria para depois de atingido um certo ponto começar a cair. A razão para isso é que a educação inicialmente se expande num certo segmento da população e, depois de atingido o máximo nesse segmento, distribuir-se-á para o restante da população. Desse modo, dependendo do ponto em que determinada população se encontra em sua distribuição de educação, o aumento da escolaridade média poderá contribuir para o aumento ou redução da desigualdade educacional, e conseqüentemente, da desigualdade salarial.

Entretanto, está sendo desenvolvido um trabalho por Francisco Ferreira, François Bourguignon e Nora Lustig, que investiga outra explicação para os casos não raros em que a expansão educacional impulsiona o aumento da desigualdade. É considerada não só a distribuição de educação, mas como esta influencia a distribuição dos rendimentos. O argumento matemático é que se os rendimentos forem uma função estritamente convexa da educação, então um aumento da média de escolaridade mantendo inalterada a desigualdade provocará um aumento na desigualdade da distribuição de rendimentos. Assim, é possível que aumentos consideráveis da média de escolaridade levem a um aumento da desigualdade de renda.

Porém se as premissas que garantem a veracidade desse modelo matemático como, por exemplo, a convexidade não forem verdadeiras, tal efeito não ocorrerá. Deve-se notar que não é raro encontrar em trabalho empíricos a constatação de que a função de rendimentos é convexa em relação aos anos de estudo, e também é encontrado que mesmo se considerando \ln dos rendimentos tal função é ainda convexa. Como exemplo, isso foi realizado nesse trabalho e foi encontrada uma relação convexa mesmo considerando \ln dos rendimentos. Apesar de já ter sido verificado em vários trabalhos empiricamente que nem sempre uma melhoria na distribuição de educação se reflete como diminuição da desigualdade de rendimentos, esse efeito chamado efeito MIDD pelos três autores citados acima não foi ainda formalizado.

Um exemplo que verifica esse efeito é o trabalho de Lam (1999), que analisa o que aconteceria à desigualdade do Brasil se este tivesse uma distribuição de educação como a da África do Sul, que é menos desigual se comparada a do Brasil. A África do Sul expandiu a educação primária e secundária antes do Brasil, entretanto a proporção de universitários no Brasil é maior. Foi encontrado que o nível de desigualdade praticamente não se alteraria e permaneceria elevado, apesar da distribuição mais igual.

Cabe ressaltar que esse efeito não é contraditório à idéia da corrida de Tinbergen, que considera que a expansão educacional terá como efeito a diminuição da desigualdade de renda num contexto de aumento da demanda por trabalhadores qualificados, pois nesse caso de Tinbergen as taxas de retorno à educação iriam diminuir, enquanto que no caso considerado para estudo do efeito MIDD, os preços são mantidos constantes para se captar o efeito parcial de expansões educacionais.

Com relação ao aumento da convexidade, a direção em que esse elemento atua sobre a desigualdade é no sentido de aumentá-la. Pois o aumento da convexidade implica que os retornos marginais para os mais altos níveis de estudo estão se elevando, o que tem um efeito perverso sobre a desigualdade numa população em que somente pequena

⁶ Ver Barros e Mendonça (1996) que citam vários trabalhos que abordam essa idéia de que a desigualdade educacional tem que crescer primeiro para só depois diminuir. Também Há um gráfico retratando a

parte da população possui níveis mais altos de educação. Enquanto isso caem os rendimentos marginais aos níveis mais baixos e médios de educação, que é onde se encontra maior parte da população.

Como foi discutido nos Capítulos 1 e 2, houve várias mudanças no Brasil no período estudado que justificam esse aumento da convexidade. A abertura comercial e mudanças da tecnologia usada influenciaram a demanda no sentido de aumentar a demanda por trabalhadores mais qualificados. Como a expansão educacional ocorreu mais para os níveis médios de escolaridade, não houve um aumento na oferta de trabalhadores mais qualificados suficiente que evitasse a elevação dos retornos a esses trabalhadores, o que gerou o aumento da convexidade.

O trabalho de Neri e Camargo (1999) encontra que de 93 a 97 houve uma redução da desigualdade e considera que esta está relacionada a efeitos da estabilização ocorrida em 1994 sobre a distribuição de renda, devido à redução da volatilidade dos salários. Neste trabalho também é notado que as taxas de retorno ao primário e secundário caíram, já as taxas de retorno ao nível universitário aumentaram. Também foi ressaltado que a proporção de universitários é tão pequena na população brasileira que sua contribuição para a desigualdade é muito baixa. Ainda é argumentado que por ser tão baixo o percentual de universitários, o aumento desse percentual contribui para o aumento da desigualdade, considerando que nada se altere. Isto só não aconteceria se ocorrer um declínio significativo do diferencial entre qualidade dos trabalhadores. Ou seja, até que esse grupo se torne grande o suficiente para representar a população como todo, o aumento da proporção de universitários é regressivo.

O trabalho de Blom, Holm-Nielsen, Verner (2001) também observa o aumento da convexidade da função de rendimentos, que tem como causas a mudança na demanda por trabalho com viés para trabalhadores mais qualificados e a escassez de tal tipo de trabalhadores. Se o mercado de educação funcionasse sem falhas, a oferta de trabalhadores mais qualificados teria se adaptado às mudanças da demanda. Como isso

relação entre desigualdade educacional e nível educacional em forma de U invertido.

não aconteceu, há espaço para políticas públicas no mercado de educação. Essa escassez é um obstáculo ao crescimento econômico na medida em que dificulta a difusão de tecnologias mais avançadas. Ainda é argumentado que não faz sentido reverter processo que gerou aumento na demanda por trabalhadores mais qualificados, pelo contrário, devemos é aproveitar essa oportunidade de crescimento econômico aumentando a oferta de trabalhadores mais qualificados. Além disso ao se aumentar tal oferta, a sensibilidade dos à alta educação será reduzida o que terá um efeito de diminuir a desigualdade salarial.

Esse estudo ainda divide os efeitos de um aumento da oferta de trabalho mais qualificado em dois. O primeiro seria o efeito direto da composição, que considerando que os retornos permaneçam constante, um aumento de trabalhadores universitários aumentaria a desigualdade de renda. O segundo é o efeito indireto do preço, que considera a existência de uma redução no retorno à educação universitária em função do aumento da oferta de universitários. É considerado que no curto prazo o primeiro efeito predomina, mas no longo prazo o que predomina é o segundo. Desse modo, foi ressaltado que o aumento da oferta de universitários é uma política de longo prazo que reduz a desigualdade e promove o crescimento econômico, além de ser uma resposta coerente à alteração que houve na demanda, e de representar uma expansão natural já que houve uma grande expansão do ensino médio.

Nota-se, então, que os dois últimos trabalhos citados apesar de possuírem análises semelhantes acerca da evolução da convexidade na década de 90 apresentam opiniões distintas sobre a expansão do ensino universitário. Pois a expansão de educação ao mesmo tempo em que aumenta a desigualdade pelo efeito MIDD, também pode reduzi-la ao diminuir os altos retornos dados aos níveis educacionais mais elevados. A resposta a essa questão só poderá ser dada com uma análise de quando e de quanto tal efeito será.

V- CONCLUSÃO

Na década de 90 o Brasil passou por várias reformas e apesar da relativa estabilidade do alto nível de desigualdade de renda nesse período, podem ser observadas importantes mudanças por trás dessa estabilidade.

Primeiro houve uma expansão educacional e esta ocorreu ainda principalmente nos níveis médios de educação. Simultaneamente houve uma mudança da demanda por trabalhadores, que ficou mais enviesada por trabalhadores mais qualificados. Ora, esses dois fatores juntos implicam numa escassez relativa de trabalhadores qualificados, o que fez com que esses tivessem seus retornos marginais aumentados e a curva de rendimentos com relação a anos educacionais ficou mais convexa ao longo da década de 90. Isso reflete exatamente as idéias por trás da Corrida de Tinbergen, que diz que se o avanço da tecnologia (elevando o viés da demanda por qualificação dos trabalhadores) for mais rápido que a expansão educacional, então os retornos aos anos educacionais mais altos se tornarão maiores.

Discute-se qual seria a melhor política para combater essa elevação da convexidade uma vez que a expansão de educação mais elevada possui efeitos ambíguos com relação à desigualdade de renda. O aumento de universitário mantendo tudo o mais constante acabaria por elevar a desigualdade de acordo com o efeito MIDD. Mas também se a expansão do ensino universitário aumentar a oferta de trabalhadores qualificados em tal ordem que diminua significativamente a sensibilidade dos rendimentos a altos níveis educacionais, haverá uma diminuição da desigualdade.

Entretanto deve-se dizer que a distribuição de educação no Brasil ainda é injusta e nem todas as pessoas tem acesso a ela, tratando-se tanto de educação primária quanto secundária e terciária.. Políticas públicas no sentido de melhorar o acesso à educação, sua qualidade e a eficiência das instituições públicas de ensino são muito importantes, e especialmente deve-se visar às pessoas mais pobres que são quem têm menos acesso à uma educação de qualidade.

VII - BIBLIOGRAFIA :

Barros, R.P. e R. Mendonça (1996): “Os Determinantes da Desigualdade no Brasil”, IPEA, Série Seminários N.20/96.

Blom, Andreas, Lauritz Holm-Nielsen e Dorte Verner (2001): “Education, Earnings, and Inequality in Brazil 1982-1998; Implications for Education Policy”, World Bank, Washington.

Ferreira, F. H.G., e J. Litchfield (2001): “Education or Inflation? The Micro and Macroeconomics of the Brazilian Income Distribution”, *Cuadernos de Economia*, Año 38, No 114, pp. 209-238 (Agosto).

Ferreira, F. H.G., e R. Paes de Barros(1999): “The Slippery Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil, 1976-1996”, *Revista de Econometria*, Volume 19, Número 2 (Novembro).

Krugman, P., e M. Obstfeld (1999): *Economia Internacional- Teoria e Política*, (São Paulo: Makron Books, 4ª edição, capítulo 3).

Lam, D. (1999): “Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings and Intergenerational Transmissions of Human Capital in South Africa and Brazil”, Research Report, No. 99-439, Population Studies Center, University of Michigan.

Mincer, J.(1974): *Schooling, Experience and Earnings*, (New York: Columbia University Press).

Neri, M. e J. M. Camargo (1999): “Structural reforms, macroeconomic fluctuations and income distribution in Brazil”, United Nations, Economic Commission for Latin America and the Caribbean, Série Reformas Econômicas No.39.

Ramos, L.R.A. e José G. A. Reis (1991): “Distribuição da renda: Aspectos Teóricos e o Debate no Brasil”, em J.M.Camargo e F.Giambiagi(1991), *Distribuição da Renda no Brasil*, (São Paulo: editora Paz e Terra s/a)

Soares S., L. M. S. Servo e J. S. Arbache (2001): “O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil”. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão No. 843.

Wood, Adrian (1997): “Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American challenge to East Asian conventional wisdom”, *The World Bank Economic Review*, vol 11, no.1, pp.33-57.

Apêndice

RESULTADOS DE REGRESSÕES:

A) regress lrend educ educ2 exp exp2 set2 set3 reg2 reg3 reg4 reg5 are2 are3 gen [pweight= v4729]

A.i. Ano 93

```
(sum of wgt is 3.5843e+07)
Regression with robust standard errors
```

	Number of obs = 78841
	F(11, 78827) = .
	Prob > F = .
	R-squared = 0.5127
	Root MSE = .77323

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
educ	.1192142	.00097	122.90	0.000	.117313 .1211155
educ2	1.06e-18	3.68e-20	28.77	0.000	9.87e-19 1.13e-18
exp	.0400309	.0004378	91.43	0.000	.0391728 .0408891
exp2	-2.01e-38	3.05e-39	-6.59	0.000	-2.60e-38 -1.41e-38
set2	.1978987	.0123734	15.99	0.000	.1736469 .2221506
set3	.0497158	.0124944	3.98	0.000	.0252268 .0742048
reg2	-.4186566	.0130554	-32.07	0.000	-.4442452 -.3930681
reg3	.0514978	.0120573	4.27	0.000	.0278655 .07513
reg4	.1281032	.0130657	9.80	0.000	.1024944 .153712
reg5	.0932674	.0137798	6.77	0.000	.0662591 .1202758
are2	-.2382831	.0064497	-36.95	0.000	-.2509244 -.2256418
are3	-.448873	.012458	-36.03	0.000	-.4732906 -.4244554
gen	-.5399082	.0067258	-80.27	0.000	-.5530906 -.5267257
_cons	4.402038	.0180958	243.26	0.000	4.36657 4.437506

A.ii. Ano 96

```
(sum of wgt is 3.7098e+07)
Regression with robust standard errors
```

	Number of obs = 80959
	F(11, 80945) = .
	Prob > F = .
	R-squared = 0.5104
	Root MSE = .70318

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
educ	.1015972	.0008965	113.32	0.000	.09984 .1033543
educ2	1.33e-18	3.35e-20	39.64	0.000	1.26e-18 1.39e-18
exp	.0362545	.0003904	92.86	0.000	.0354893 .0370197
exp2	-1.72e-38	2.75e-39	-6.26	0.000	-2.26e-38 -1.18e-38
set2	.2608295	.0116638	22.36	0.000	.2379685 .2836904
set3	.173177	.0117209	14.78	0.000	.1502041 .1961499
reg2	-.2877819	.0117639	-24.46	0.000	-.3108391 -.2647247
reg3	.146526	.0111847	13.10	0.000	.1246042 .1684479
reg4	.1114229	.012075	9.23	0.000	.0877559 .1350899
reg5	.0938249	.0126238	7.43	0.000	.0690822 .1185675

are2		-.2242523	.0060155	-37.28	0.000	-.2360426	-.212462
are3		-.4068724	.0109349	-37.21	0.000	-.4283046	-.3854401
gen		-.4709944	.0061431	-76.67	0.000	-.4830348	-.4589541
_cons		4.620729	.0168418	274.36	0.000	4.587719	4.653738

A.iii. Ano 99

(sum of wgt is 3.7860e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 84834
 F(11, 84820) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5165
 Root MSE = .68342

lrend		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
educ		.1018974	.000856	119.04	0.000	.1002197 .1035751
educ2		1.49e-18	3.01e-20	49.46	0.000	1.43e-18 1.55e-18
exp		.0371863	.000373	99.68	0.000	.0364551 .0379174
exp2		-2.89e-38	2.54e-39	-11.38	0.000	-3.38e-38 -2.39e-38
set2		.2279838	.0110011	20.72	0.000	.2064217 .2495459
set3		.1637323	.0110824	14.77	0.000	.1420109 .1854538
reg2		-.2207842	.010926	-20.21	0.000	-.2421991 -.1993692
reg3		.1949103	.0104212	18.70	0.000	.1744849 .2153357
reg4		.1518402	.0114151	13.30	0.000	.1294667 .1742136
reg5		.1443096	.0116784	12.36	0.000	.12142 .1671992
are2		-.1973684	.0056296	-35.06	0.000	-.2084022 -.1863345
are3		-.3451944	.0102398	-33.71	0.000	-.3652643 -.3251245
gen		-.4663381	.0057489	-81.12	0.000	-.4776059 -.4550703
_cons		4.430533	.0160685	275.73	0.000	4.399039 4.462027

B) regress lrend ed16 ed15 ed14 ed13 ed12 ed11 ed10 ed9 ed8 ed7 ed6 ed5 ed4 ed3 ed2 exp exp2 set3 set2 reg5 reg4 reg3 reg1 are2 are1 gen[pweight=v4729]

B.i. Ano 93

(sum of wgt is 3.5843e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 78841
 F(25, 78814) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5165
 Root MSE = .77033

lrend		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ed16		2.108893	.0183658	114.83	0.000	2.072897 2.14489
ed15		1.652382	.0284037	58.17	0.000	1.596711 1.708053
ed14		1.561847	.0314179	49.71	0.000	1.500268 1.623426
ed13		1.417697	.0283393	50.03	0.000	1.362152 1.473242
ed12		1.231067	.0144753	85.05	0.000	1.202696 1.259439
ed11		.9122788	.0197981	46.08	0.000	.8734747 .9510829
ed10		.8527749	.0213156	40.01	0.000	.8109964 .8945534
ed9		.7776407	.0149899	51.88	0.000	.7482606 .8070208

ed8		.6058753	.0172502	35.12	0.000	.572065	.6396856
ed7		.496046	.0169316	29.30	0.000	.4628601	.5292318
ed6		.4246326	.0151374	28.05	0.000	.3949634	.4543018
ed5		.3435448	.0138988	24.72	0.000	.3163032	.3707864
ed4		.1830111	.0159311	11.49	0.000	.1517861	.214236
ed3		.0695298	.0177111	3.93	0.000	.034816	.1042435
ed2		-.0025127	.0233715	-0.11	0.914	-.0483207	.0432953
exp		.0388789	.0004419	87.99	0.000	.0380128	.039745
exp2		-1.96e-38	3.04e-39	-6.46	0.000	-2.56e-38	-1.37e-38
set3		.0737815	.0125518	5.88	0.000	.04918	.0983831
set2		.2241986	.0124724	17.98	0.000	.1997527	.2486445
reg5		.535	.0107277	49.87	0.000	.5139739	.5560262
reg4		.5732325	.0098173	58.39	0.000	.5539906	.5924744
reg3		.4932537	.0082349	59.90	0.000	.4771133	.5093941
reg1		.4355639	.0130255	33.44	0.000	.410034	.4610938
are2		.2187179	.0118545	18.45	0.000	.1954832	.2419526
are1		.4548078	.012432	36.58	0.000	.4304411	.4791745
gen		-.5475387	.0067367	-81.28	0.000	-.5607425	-.5343349
_cons		3.647539	.0142307	256.32	0.000	3.619647	3.675431

B.ii. Ano 96

(sum of wgt is 3.7098e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 80959
F(25, 80932) = .
Prob > F = .
R-squared = 0.5176
Root MSE = .69803

lrend		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ed16		1.931026	.0167287	115.43	0.000	1.898238 1.963815
ed15		1.509143	.0274363	55.01	0.000	1.455368 1.562918
ed14		1.346306	.0301788	44.61	0.000	1.287156 1.405456
ed13		1.190764	.0247185	48.17	0.000	1.142316 1.239213
ed12		1.007061	.0129603	77.70	0.000	.981659 1.032463
ed11		.7240357	.0178139	40.64	0.000	.6891206 .7589507
ed10		.6232123	.0186054	33.50	0.000	.5867459 .6596787
ed9		.5893773	.0135204	43.59	0.000	.5628774 .6158771
ed8		.4124046	.0153272	26.91	0.000	.3823633 .4424458
ed7		.3589361	.014867	24.14	0.000	.3297968 .3880753
ed6		.2730866	.0135854	20.10	0.000	.2464594 .2997138
ed5		.2334631	.012885	18.12	0.000	.2082085 .2587177
ed4		.1261626	.0150374	8.39	0.000	.0966894 .1556358
ed3		.0647233	.0167848	3.86	0.000	.0318251 .0976214
ed2		.0192048	.0222549	0.86	0.388	-.0244146 .0628242
exp		.0348457	.0003932	88.61	0.000	.034075 .0356165
exp2		-1.70e-38	2.74e-39	-6.20	0.000	-2.24e-38 -1.16e-38
set3		.2121232	.0117802	18.01	0.000	.1890342 .2352123
set2		.3037034	.011733	25.88	0.000	.2807068 .3267
reg5		.4076242	.0093406	43.64	0.000	.3893167 .4259317
reg4		.4323394	.0085487	50.57	0.000	.415584 .4490948
reg3		.4607712	.0071293	64.63	0.000	.4467979 .4747445
reg1		.3063602	.0116566	26.28	0.000	.2835133 .329207
are2		.1893336	.0103094	18.37	0.000	.1691273 .20954
are1		.4105363	.01089	37.70	0.000	.389192 .4318807
gen		-.481299	.0061355	-78.44	0.000	-.4933245 -.4692735
_cons		4.058512	.0133729	303.49	0.000	4.032301 4.084723

B.iii. Ano99

(sum of wgt is 3.7860e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 84834
 F(25, 84807) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5256
 Root MSE = .67697

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ed2	-.0226857	.0219034	-1.04	0.300	-.0656162	.0202449
ed3	.0432413	.0167655	2.58	0.010	.0103811	.0761015
ed4	.1063898	.0148243	7.18	0.000	.0773342	.1354453
ed5	.2116989	.0130483	16.22	0.000	.1861242	.2372735
ed6	.2842586	.0137853	20.62	0.000	.2572394	.3112777
ed7	.3305089	.0152112	21.73	0.000	.3006951	.3603226
ed8	.3944735	.0150145	26.27	0.000	.3650451	.4239019
ed9	.5579963	.0134189	41.58	0.000	.5316953	.5842972
ed10	.5264765	.0169064	31.14	0.000	.4933402	.5596129
ed11	.6787934	.0163404	41.54	0.000	.6467664	.7108204
ed12	.97894	.0126866	77.16	0.000	.9540744	1.003806
ed13	1.211901	.0229877	52.72	0.000	1.166845	1.256957
ed14	1.331801	.0261791	50.87	0.000	1.28049	1.383112
ed15	1.505672	.0265663	56.68	0.000	1.453603	1.557742
ed16	1.979496	.0159431	124.16	0.000	1.948247	2.010744
exp	.0356295	.0003745	95.14	0.000	.0348955	.0363635
exp2	-2.78e-38	2.53e-39	-11.01	0.000	-3.27e-38	-2.28e-38
set2	.2683718	.0109699	24.46	0.000	.2468708	.2898727
set3	.2006375	.0110444	18.17	0.000	.1789905	.2222845
reg2	-.2362292	.0108033	-21.87	0.000	-.2574036	-.2150547
reg3	.2027685	.0103084	19.67	0.000	.1825642	.2229728
reg4	.164789	.0113214	14.56	0.000	.1425991	.1869788
reg5	.1562785	.011549	13.53	0.000	.1336426	.1789145
are2	-.1935301	.0055784	-34.69	0.000	-.2044637	-.1825966
are3	-.3490051	.0101456	-34.40	0.000	-.3688904	-.3291197
gen	-.4758826	.0057227	-83.16	0.000	-.487099	-.4646663
_cons	4.614656	.0178785	258.11	0.000	4.579614	4.649697

Cabe ressaltar que a dummy ed2 assume valor 1 se apenas um ano de estudo tiver sido completado e zero para qualquer outro caso, a dummy ed3 assume valor 1 se dois anos de estudo tiver sido completado e zero para qualquer outro caso, e assim em diante. Desse modo para facilitar o entendimento do leitor, na tabela presente no texto, foram alterados os nomes das dummies de maneira que ed2 passou a ser ed1, ed3 passou a ser ed2, e assim em diante.

**C) regress lrend ed16 ed15 ed14 ed13 ed12 ed11 ed10 ed9 ed8 ed7 ed6 ed5 ed4 ed3
ed2 exp exp2 set3 set2 reg5 reg4 reg3 reg1 are2 are1 if gen==1 [pweight=v4729]**

C.i. ANO 99

(sum of wgt is 1.5293e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 34915
F(24, 34889) = .
Prob > F = .
R-squared = 0.5250
Root MSE = .67751

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ed2	-.0287364	.0452918	-0.63	0.526	-.1175097	.0600369
ed3	.0554726	.0339812	1.63	0.103	-.0111316	.1220768
ed4	.0924652	.0290018	3.19	0.001	.0356207	.1493097
ed5	.1857523	.0260254	7.14	0.000	.1347416	.2367629
ed6	.2831622	.026986	10.49	0.000	.2302688	.3360556
ed7	.2727378	.0286177	9.53	0.000	.2166461	.3288294
ed8	.3521737	.0284454	12.38	0.000	.2964198	.4079277
ed9	.549271	.0255921	21.46	0.000	.4991097	.5994322
ed10	.5003522	.029528	16.94	0.000	.4424763	.5582281
ed11	.688364	.0284002	24.24	0.000	.6326988	.7440292
ed12	1.000601	.0239248	41.82	0.000	.953708	1.047495
ed13	1.211438	.0342066	35.42	0.000	1.144392	1.278484
ed14	1.332876	.0396647	33.60	0.000	1.255132	1.41062
ed15	1.5243	.0372091	40.97	0.000	1.451369	1.597231
ed16	2.010292	.026546	75.73	0.000	1.958261	2.062323
exp	.0250384	.0005677	44.10	0.000	.0239255	.0261512
exp2	-2.08e-38	4.19e-39	-4.95	0.000	-2.90e-38	-1.25e-38
set2	.2255072	.0299958	7.52	0.000	.1667145	.2843
set3	.0958523	.0281454	3.41	0.001	.0406865	.1510182
reg2	-.2689738	.0161145	-16.69	0.000	-.3005587	-.2373889
reg3	.159233	.0153823	10.35	0.000	.1290832	.1893829
reg4	.1090153	.0170435	6.40	0.000	.0756095	.1424211
reg5	.0968489	.0172834	5.60	0.000	.0629729	.1307249
are2	-.2624223	.0083532	-31.42	0.000	-.2787949	-.2460498
are3	-.5158781	.017208	-29.98	0.000	-.5496063	-.4821499
_cons	4.463857	.0370759	120.40	0.000	4.391187	4.536527

ANO 96

(sum of wgt is 1.4843e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 33015
 F(24, 32989) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5192
 Root MSE = .68745

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ed2	.0534578	.0447949	1.19	0.233	-.0343418	.1412574
ed3	.0276783	.033109	0.84	0.403	-.0372165	.092573
ed4	.0877714	.0278248	3.15	0.002	.0332337	.1423091
ed5	.2003207	.024074	8.32	0.000	.1531347	.2475066
ed6	.2165841	.0252039	8.59	0.000	.1671835	.2659847
ed7	.2936051	.0274123	10.71	0.000	.239876	.3473343
ed8	.3485335	.0269272	12.94	0.000	.2957552	.4013117
ed9	.5294292	.0246466	21.48	0.000	.481121	.5777374
ed10	.5828081	.0301047	19.36	0.000	.5238018	.6418144
ed11	.6638817	.0295103	22.50	0.000	.6060404	.721723
ed12	.9665231	.0230653	41.90	0.000	.9213142	1.011732
ed13	1.149847	.0348043	33.04	0.000	1.08163	1.218065
ed14	1.292709	.043072	30.01	0.000	1.208287	1.377132
ed15	1.544644	.0371841	41.54	0.000	1.471762	1.617527
ed16	1.903051	.0268041	71.00	0.000	1.850514	1.955588
exp	.0238319	.0005945	40.09	0.000	.0226666	.0249972
exp2	-1.44e-38	4.76e-39	-3.03	0.002	-2.38e-38	-5.11e-39
set2	.2414463	.033074	7.30	0.000	.17662	.3062725
set3	.067971	.0311093	2.18	0.029	.0069957	.1289462
reg2	-.3631863	.0179288	-20.26	0.000	-.3983275	-.3280451
reg3	.1226667	.0170668	7.19	0.000	.0892151	.1561183
reg4	.103163	.0182947	5.64	0.000	.0673047	.1390214
reg5	.0556909	.0192929	2.89	0.004	.0178761	.0935058
are2	-.2795923	.0088884	-31.46	0.000	-.2970139	-.2621707
are3	-.6260539	.0179343	-34.91	0.000	-.6612058	-.590902
_cons	4.687782	.0386434	121.31	0.000	4.612039	4.763524

ANO 93

(sum of wgt is 1.3851e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 30892
 F(24, 30866) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5143
 Root MSE = .784

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ed2	-.0572457	.0465387	-1.23	0.219	-.1484636	.0339721
ed3	.0620496	.0344901	1.80	0.072	-.0055524	.1296516
ed4	.1370644	.0309037	4.44	0.000	.0764918	.197637
ed5	.3349362	.0265475	12.62	0.000	.282902	.3869703
ed6	.3785941	.0286098	13.23	0.000	.3225177	.4346705
ed7	.4651407	.0309969	15.01	0.000	.4043856	.5258958

ed8		.5722293	.031568	18.13	0.000	.5103547	.6341039
ed9		.7737939	.0277198	27.91	0.000	.719462	.8281259
ed10		.8200713	.0353075	23.23	0.000	.7508671	.8892755
ed11		.9089925	.0342566	26.53	0.000	.8418482	.9761369
ed12		1.262653	.0259146	48.72	0.000	1.211859	1.313446
ed13		1.392054	.0405507	34.33	0.000	1.312573	1.471535
ed14		1.539049	.0469636	32.77	0.000	1.446998	1.631099
ed15		1.695636	.0393638	43.08	0.000	1.618481	1.772791
ed16		2.109717	.0293493	71.88	0.000	2.052192	2.167243
exp		.0264935	.0007009	37.80	0.000	.0251197	.0278673
exp2		-1.51e-38	5.14e-39	-2.93	0.003	-2.52e-38	-5.01e-39
set2		.1833557	.0316593	5.79	0.000	.1213021	.2454092
set3		-.1086175	.0294337	-3.69	0.000	-.1663088	-.0509262
reg2		-.5566638	.0215453	-25.84	0.000	-.5988934	-.5144341
reg3		-.0121489	.0198203	-0.61	0.540	-.0509976	.0266997
reg4		.0942799	.0211544	4.46	0.000	.0528164	.1357434
reg5		.0675872	.0224565	3.01	0.003	.0235716	.1116027
are2		-.3196219	.0100527	-31.79	0.000	-.3393255	-.2999182
are3		-.6918378	.0217745	-31.77	0.000	-.7345167	-.6491589
_cons		4.445354	.0400766	110.92	0.000	4.366802	4.523906

**D) regress lrend ed16 ed15 ed14 ed13 ed12 ed11 ed10 ed9 ed8 ed7 ed6 ed5 ed4 ed3
ed2 exp exp2 set3 set2 reg5 reg4 reg3 reg1 are2 are1 if gen==0 [pweight=v4729]
(Homens)**

Ano 99:

(sum of wgt is 2.2567e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 49919
F(24, 49893) = .
Prob > F = .
R-squared = 0.5224
Root MSE = .66814

		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ed2		-.0105115	.0246238	-0.43	0.669	-.0587744	.0377515
ed3		.0444643	.0191122	2.33	0.020	.0070042	.0819244
ed4		.1284312	.0172501	7.45	0.000	.0946207	.1622417
ed5		.2337488	.01506	15.52	0.000	.2042311	.2632664
ed6		.292525	.0160398	18.24	0.000	.2610868	.3239633
ed7		.3691786	.017967	20.55	0.000	.3339632	.4043941
ed8		.422152	.0177461	23.79	0.000	.3873695	.4569345
ed9		.5628266	.0160134	35.15	0.000	.5314401	.594213
ed10		.5450166	.0210635	25.87	0.000	.5037319	.5863013
ed11		.6598964	.0206502	31.96	0.000	.6194218	.7003711
ed12		.9463557	.0155947	60.68	0.000	.9157899	.9769215
ed13		1.200891	.0339728	35.35	0.000	1.134304	1.267478
ed14		1.314009	.0359887	36.51	0.000	1.243471	1.384547
ed15		1.477067	.0418397	35.30	0.000	1.395061	1.559073
ed16		1.944308	.0222947	87.21	0.000	1.90061	1.988006
exp		.0435649	.0004897	88.96	0.000	.042605	.0445247
exp2		-3.45e-38	3.12e-39	-11.06	0.000	-4.06e-38	-2.84e-38

set2		.3112151	.0120487	25.83	0.000	.2875995	.3348307
set3		.2832615	.0125464	22.58	0.000	.2586704	.3078526
reg2		-.213121	.0143405	-14.86	0.000	-.2412285	-.1850135
reg3		.2313263	.0136778	16.91	0.000	.2045177	.2581349
reg4		.1988901	.0149113	13.34	0.000	.1696638	.2281165
reg5		.1939268	.0152648	12.70	0.000	.1640076	.223846
are2		-.1366869	.0074125	-18.44	0.000	-.1512154	-.1221583
are3		-.2410136	.0124752	-19.32	0.000	-.2654652	-.2165621
_cons		4.373306	.0218975	199.72	0.000	4.330387	4.416226

Ano 96:

(sum of wgt is 2.2254e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 47944
 F(24, 47918) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5111
 Root MSE = .69602

lrend		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ed2		.0133672	.0254353	0.53	0.599	-.0364862 .0632207
ed3		.0883765	.0192537	4.59	0.000	.050639 .126114
ed4		.1552499	.0177706	8.74	0.000	.1204193 .1900805
ed5		.2539641	.0152879	16.61	0.000	.2239996 .2839287
ed6		.3099884	.0161757	19.16	0.000	.2782837 .3416931
ed7		.3940285	.0176064	22.38	0.000	.3595197 .4285373
ed8		.4458819	.018831	23.68	0.000	.4089729 .482791
ed9		.6167014	.0162907	37.86	0.000	.5847715 .6486313
ed10		.6322844	.0239952	26.35	0.000	.5852535 .6793153
ed11		.7353639	.022718	32.37	0.000	.6908363 .7798915
ed12		1.01086	.016314	61.96	0.000	.9788845 1.042836
ed13		1.205345	.0382274	31.53	0.000	1.130419 1.280271
ed14		1.365147	.0433247	31.51	0.000	1.28023 1.450064
ed15		1.420134	.043042	32.99	0.000	1.335772 1.504497
ed16		1.934308	.0231894	83.41	0.000	1.888857 1.97976
exp		.0427739	.000514	83.21	0.000	.0417665 .0437814
exp2		-2.18e-38	3.28e-39	-6.63	0.000	-2.82e-38 -1.53e-38
set2		.3577633	.0127813	27.99	0.000	.3327117 .3828149
set3		.3097718	.0132913	23.31	0.000	.2837207 .3358229
reg2		-.2664121	.0151162	-17.62	0.000	-.2960401 -.2367841
reg3		.173398	.0143741	12.06	0.000	.1452245 .2015715
reg4		.1344115	.0156107	8.61	0.000	.1038142 .1650087
reg5		.1308424	.0161416	8.11	0.000	.0992046 .1624803
are2		-.1718852	.0079617	-21.59	0.000	-.1874902 -.1562802
are3		-.2769307	.01352	-20.48	0.000	-.3034301 -.2504313
_cons		4.514451	.0223891	201.64	0.000	4.470568 4.558334

ANO 93:

(sum of wgt is 2.1992e+07)

Regression with robust standard errors

Number of obs = 47949
 F(24, 47923) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.5074
 Root MSE = .74958

lrend	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ed2	.0227605	.0266838	0.85	0.394	-.02954	.0750611
ed3	.0868006	.0203986	4.26	0.000	.046819	.1267822
ed4	.2218452	.0181817	12.20	0.000	.1862088	.2574815
ed5	.3598897	.0161212	22.32	0.000	.328292	.3914875
ed6	.4572414	.0175832	26.00	0.000	.422778	.4917047
ed7	.5144108	.019932	25.81	0.000	.4753439	.5534778
ed8	.6218158	.0203908	30.49	0.000	.5818495	.661782
ed9	.7675096	.0177318	43.28	0.000	.7327551	.8022641
ed10	.8532673	.0270074	31.59	0.000	.8003324	.9062021
ed11	.8970213	.0241391	37.16	0.000	.8497083	.9443344
ed12	1.181576	.0179444	65.85	0.000	1.146405	1.216747
ed13	1.443383	.0424416	34.01	0.000	1.360197	1.526569
ed14	1.543838	.0434156	35.56	0.000	1.458743	1.628933
ed15	1.57879	.0453554	34.81	0.000	1.489893	1.667687
ed16	2.10182	.0255593	82.23	0.000	2.051724	2.151917
exp	.047612	.000558	85.32	0.000	.0465182	.0487057
exp2	-2.48e-38	3.69e-39	-6.71	0.000	-3.20e-38	-1.75e-38
set2	.2752285	.0136556	20.16	0.000	.2484634	.3019936
set3	.2005043	.0141597	14.16	0.000	.1727511	.2282574
reg2	-.3550003	.016167	-21.96	0.000	-.3866879	-.3233127
reg3	.0971103	.0149781	6.48	0.000	.067753	.1264677
reg4	.1553897	.0163735	9.49	0.000	.1232974	.187482
reg5	.1160611	.0171231	6.78	0.000	.0824996	.1496225
are2	-.1672445	.0082532	-20.26	0.000	-.1834208	-.1510681
are3	-.3094244	.0148175	-20.88	0.000	-.3384669	-.280382
_cons	4.235685	.0235214	180.08	0.000	4.189583	4.281788