

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN

DANIEL CIRILO SULIANO

**ESTIMATIVAS DA TAXA DE RETORNO DA ESCOLARIDADE A
PARTIR DA QUEDA RECENTE DA DESIGUALDADE: UMA
ANÁLISE REGIONAL**

FORTALEZA
2008

DANIEL CIRILO SULIANO

**ESTIMATIVAS DA TAXA DE RETORNO DA ESCOLARIDADE A
PARTIR DA QUEDA DA RECENTE DESIGUALDADE: UMA
ANÁLISE REGIONAL**

Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

**Orientador: Prof. Dr. Marcelo Lettieri
Siqueira**

**FORTALEZA
2008**

S474e Suliano, Daniel Cirilo.
Estimativas da Taxa de Retorno da Escolaridade
a partir da Queda Recente da Desigualdade: Uma Análise
Regional/Daniel Cirilo Suliano – Fortaleza, 2008.

33 f.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do
Ceará – UFC, Curso de Pós-graduação em Economia, CAEN.

1. Desigualdade 2. Educação. 3. Nordeste. 4. São
Paulo. I. Título

CDD – 370.981

Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que seja feita em conformidade com as normas científicas.

Daniel Cirilo Suliano

Dissertação aprovada em _____ de _____ de _____

Prof. Marcelo Lettieri Siqueira
(Orientador)

Prof. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto
(Membro da Banca Examinadora)

Prof. Frederico Augusto Gomes de Alencar
(Membro da Banca Examinadora)

AGRADECIMENTOS

Meus pais, Franck e Zoraide, que, sem dúvida nenhuma, são co-responsáveis diretos por todo esse trabalho.

Ao IPECE, em nome do Diretor Geral Prof. Marcos Holanda, pelo apoio e incentivo ao término do curso.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, pela concessão de financiamento, através da bolsa de estudo durante a parte inicial do curso.

A todos os professores e funcionários do CAEN.

Ao Prof. Marcelo Lettieri Siqueira, pela disponibilidade, receptividade e dedicação no tocante à orientação deste trabalho.

Aos professores Flávio Ataliba e Frederico Alencar, por fazerem parte da banca examinadora.

Aos amigos da turma de 2006 do CAEN, em especial ao Braga e ao Wagner, por toda trajetória de luta ao longo do curso.

Ao André, por todo apoio logístico.

E a todos os demais, que de forma direta ou indireta contribuíram na elaboração deste trabalho.

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho é estimar a taxa de retorno da escolaridade do Brasil sob a luz de um enfoque regional, na medida em que considera a região historicamente mais pobre, a região Nordeste, e o estado tradicionalmente mais rico brasileiro (São Paulo). Dado que a recente queda da desigualdade de renda no país no período 2001-2005 se dá, em boa parte, dentro do mercado de trabalho, resta saber o comportamento da taxa de retorno da educação neste período. Dentro deste contexto, com o intuito de corrigir problemas de endogeneidade e seletividade amostral que surgem na estimativa de MQO, buscou-se formas alternativas de estimação como forma de contornar essas possíveis fontes de viés. Os resultados encontrados mostram que o prêmio à escolaridade no Brasil ainda se mantém em patamares elevados. No caso do Nordeste, os retornos, no cômputo geral, e por nível de escolaridade, são ainda maiores. Desta forma, a implementação de políticas educacionais específicas para cada região do país poderá vir a reduzir um possível problema de desigualdade regional no sistema educacional brasileiro.

Palavras-Chave: Desigualdade; Educação; Nordeste; São Paulo.

ABSTRACT

The main objective of this work is estimate the rate of return to schooling of Brazil on the light of a regional approach where it considers the historically poorest region, Northeast region, and the traditionally richer Brazilian state (São Paulo). Considering the fact that the recent fall of the income inequality in the country in the 2001-2005 period happened mainly inside of the labor market, remains to know the behavior the rate of return of the education in the period of fall. In this context, aiming to correct endogeneity and sample selectivity problems that comes from OLS estimate, it was estimated alternative forms to overcome these possible sources of bias. The results show that the benefit of education in Brazil still in high levels. In the case of the Northeast region, the returns are even higher. Thus, the implementation of specific educational policies for each region may help to reduce a possible regional problem of inequality in the Brazilian educational system.

Keywords: Inequality; Education; Northeast; São Paulo.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	1
2	DESIGUALDADE, EDUCAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL	6
3	BASE DE DADOS E MODELAGEM ECONOMETRICA	13
4	RESULTADOS	18
5	CONCLUSÕES	26
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1: Estimativas para a Região Nordeste	18
Tabela 4.2: Estimativas para o Estado de São Paulo	19
Tabela 4.3: Taxa de Retorno da Educação	24

1 INTRODUÇÃO

A literatura econômica tem conferido ao capital humano papel fundamental no processo de desenvolvimento econômico de um país [Becker, Murphy e Tamura (1990), Romer (1986) e Lucas (1988)]. O argumento central é que o capital, aí abrangendo sua definição ampla na qual inclui capital físico e humano, gera externalidades (*spillovers*), contribuindo para melhora da capacidade produtiva da economia como um todo.

Além do mais, o capital humano, em geral, e a educação, em particular, é responsável por grande parte das diferenças de produtividade entre os países [Mankiw, Romer e Weil (1992) e Hall e Jones (1998)], assim como determinante para o crescimento econômico [Romer (1989) e Barro (1991)].

No Brasil, em particular, apesar de o país ter passado por períodos de altas taxas de crescimento, assim como Estados Unidos e Coréia do Sul, a taxa de escolaridade de sua população ainda é considerada baixa [Barro e Lee (2000)]. Ademais, apesar de o PIB *per capita* brasileiro está próximo da média mundial, sua grande desigualdade interna de renda acaba servindo de espelho para as diferenças observadas entre países [Néri (2006)].

Na literatura internacional, ainda não existe consenso se a desigualdade é prejudicial ao crescimento e desenvolvimento econômico. De um lado, o trabalho seminal de Kuznets (1955) fundamenta uma relação de U invertido entre desigualdade e desenvolvimento. Segundo o autor, o processo de crescimento levaria inicialmente a uma piora da distribuição de renda em virtude de um aumento da industrialização, urbanização e educação, aumentando, assim, o diferencial de produtividade entre trabalhadores do setor industrial e setor agrícola. Em seguida, a atração de uma porção maior dos trabalhadores agrícolas para as cidades e indústria levaria a uma diminuição da desigualdade.

Dentro dessa mesma linha de pesquisa existem outros argumentos em favor da hipótese de que existe causalidade no sentido de a desigualdade aumentar o

crescimento. Em primeiro lugar, a própria natureza da poupança, uma espécie de bem de luxo, parte do pressuposto que os ricos apresentam uma propensão a poupar maior [Keynes (1982)], onde, a partir de então, um efeito concentrador de renda aumentaria a taxa de poupança e, portanto, o investimento e o crescimento econômico [Bourguignon (1981)]. Segundo, a questão dos incentivos tem papel fundamental. Uma política tributária redistributiva desincentiva a poupança e como esta última é peça chave para o investimento, haveria uma menor acumulação de capital [Alesina e Rodrik (1994)]. Assim, dentro dessas argumentações, existiria um *trade-off* entre eficiência na produção e equidade social.

Nessa mesma perspectiva, empiricamente, na linha de regressões “*cross-country*”, existem ainda evidências de uma relação positiva no curto e médio prazo entre desigualdade de renda (medida através do índice de Gini) e crescimento [Li e Zou (1998) e Forbes (2000)].

De outra parte, existem argumentos que uma maior desigualdade pode vir a criar instabilidade social na medida que o convívio de indivíduos com menores custos de oportunidade com outros indivíduos mais abonados acabaria transformando estes últimos em potenciais vítimas, já que os primeiros teriam maiores incentivos de participarem de atividades criminosas, ocasionando, assim, um ambiente menos propício ao crescimento. De fato, existem evidências de que uma elevada desigualdade reduz os custos morais de delinqüência de indivíduos menos favorecidos, além de que taxas de criminalidade impactam de forma negativa o crescimento econômico [Fajnzylber, Lederman e Loayza (1998)].

Similarmente, há ainda outros efeitos nocivos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico. Aghion, Caroli e Peñarosa (1999) argumentam que uma economia formada por agentes heterogêneos reduz oportunidades de investimento de modo que a existência de um mercado de capitais imperfeito passa a não emprestar aos mais pobres, impedindo, nesse contexto, a não realização de atividades produtivas, o que conduz, por conseguinte, a falta de crescimento. A argumentação dos autores é válida: os ricos são detentores de capital e, de maneira racional, seguem o princípio da maximização, investindo até o momento em que a produtividade marginal do capital iguala-se a taxa de juros. Os pobres, por sua vez, na escassez ou quase ausência de

capital, apresentam uma produtividade marginal elevada do insumo. Nesta situação, a transferência de ativos entre esses agentes passaria a gerar maiores oportunidades de investimento e, portanto, crescimento econômico. De fato, políticas de redistribuição através de gastos sociais, alíquotas marginais de impostos e alíquotas médias impactam de maneira positiva a taxa de crescimento [Easterly e Rebelo (1993)]. Da mesma forma, Persson e Tabellini (1991), usando um modelo de gerações sobrepostas, mostram que a desigualdade além de não bem delinear os direitos de propriedade e provocar incertezas quanto aos retornos do investimento provocam efeitos danosos no crescimento econômico.

Adicionalmente, Deininger e Squire (1996) apresentam fortes evidências de uma relação positiva entre crescimento e redução da pobreza. Através da compilação de uma nova base de dados, descrevem períodos em que o crescimento esteve associado tanto a aumentos como também a reduções na desigualdade. De maneira similar, Deininger e Squire (1998), usando uma base de dados longitudinais, corroboram a hipótese de que o crescimento pode atenuar ou aumentar a desigualdade. Já Barro (2000), ao considerar um conjunto de países ricos e pobres, evidencia que a desigualdade promove o crescimento para os primeiros assim como retarda o crescimento do segundo grupo¹.

Recentemente, uma questão mais detidamente analisada pelos pesquisadores foi a tentativa de entender melhor a relação entre crescimento econômico e dispersão salarial entre trabalhadores com diferentes níveis educacionais resultante das mudanças tecnológicas ocorridas desde o final da década de 1970 [Katz e Autor (1999)].

No caso brasileiro, os primeiros trabalhos empíricos encontraram evidências para um aumento na desigualdade de renda na década de 1960, apesar do forte crescimento real no período [ver, por exemplo, entre outros Fishlow (1972), Langoni (2005) e Ramos e Reis (2000)].

Para Langoni (2005), a educação era a variável mais importante para explicar esse aumento da concentração de renda. Segundo ele, a taxa de retorno do capital

¹ Castelar (2007) ao analisar os estados brasileiros para o período de 1985-2002 encontra evidências que a desigualdade afeta negativamente o crescimento, significando que quanto maior a desigualdade inicial, menor foi a taxa de crescimento no período.

humano era significativamente superior à taxa de retorno do capital físico. Além do mais, desequilíbrios no mercado de trabalho decorrente de uma maior demanda por mão-de-obra qualificada, associada a uma oferta relativamente inelástica no curto prazo, teria beneficiado os trabalhadores qualificados, aumentando, nessas circunstâncias, o diferencial de renda entre grupos de trabalhadores e contribuindo substantivamente para um aumento da desigualdade de renda. Fishlow (1972), por outro lado, argumentava que a desigualdade fora provocada por mudanças estruturais além da condução da política econômica da época (em especial, a do período 1964-1967).

Desde então, diversos foram os estudos que tem procurado evidenciar a importância da educação na explicação dos diferenciais de renda do Brasil [ver, por exemplo, entre outros, Reis e Barros (1990, 1991), Leal e Werlang (1991, 2000), Lam e Levinson (1992), Lam e Schoeni (1993), Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000, 2006), Menezes-Filho (2001b) e Sotomayor (2004)].

Outro fato digno de nota é que, desde a estabilidade alcançada após o plano real, têm-se observado um declínio quase contínuo da desigualdade no Brasil [Ramos (2007)]. Dentro desse contexto, pode-se dividir esse período em dois: (i) de 1995 a 1999, apesar do controle inflacionário, período caracterizado por forte instabilidade macroeconômica em virtude de sucessivas crises externas²; e (ii) de 2001 a 2005, no qual a desigualdade vem declinando de forma acentuada e contínua, atingindo em 2005 o nível mais baixo dos últimos 30 anos [Soares (2006a, 2006b), Ipea (2006), Barros, Carvalho, Franco e Mendonça (2006, 2007) e Ferreira, Leite, Litchfield e Ulyssea (2006)].

Neste mesmo período, Barros, Franco e Mendonça (2007) mostram que, aliada a queda da desigualdade, medida pelo coeficiente de Gini, ocorreu uma rápida expansão educacional no Brasil. Neste contexto, o papel do prêmio à escolaridade, isto é, o adicional salarial que o indivíduo recebe resultante de um ano a mais de estudo, assume papel fundamental. Por exemplo, estimativas da taxa de retorno da escolaridade para um conjunto de países mostram que um ano adicional de estudo no Brasil aumenta, em

² Nesse período, diversas crises internacionais, México (1995), Ásia (1997) e Rússia (1998), atingiram a economia brasileira pelo chamado “efeito contágio”. Para mais detalhes sobre esse período ver Giambiagi (2005).

média, o salário em cerca de 15% colocando o país em nono lugar de um total de 71 [Psacharopoulos e Patrinos (2002)].

Neste sentido, cabe notar o comportamento que o retorno da educação vem tendo neste período de queda ininterrupta da desigualdade. Ainda, levando em conta que quase metade da queda na desigualdade de renda familiar observada de 2001 a 2004 deve-se aos rendimentos do trabalho [Ipea (2006)], resta observar se a taxa de escolaridade sofreu alguma alteração em um período marcado por fortes mudanças no mercado de trabalho brasileiro.

Além do mais, como a redução da desigualdade de renda esteve associada tanto a fatores ligados aos rendimentos do trabalho, quanto às transferências governamentais, exercendo estes diferentes impactos nas regiões brasileiras [Hoffmann (2006) e Silveira Neto e Gonçalves (2007)], uma grande questão a ser analisada é o prêmio à escolaridade em nível regional.

Com base nisso, o presente trabalho busca complementar a literatura recente, dando enfoque ao aspecto regional do mercado de trabalho brasileiro no que concerne a taxa de retorno da escolaridade. Assim, usando diferentes métodos de estimação, de forma a corrigir um possível viés resultante daquele obtido por MQO da equação de salários proposta originalmente por Mincer (1974), a idéia aqui é fazer uma análise comparativa entre o Nordeste brasileiro e o estado de São Paulo, dadas as enormes disparidades sócio-econômicas entre a região historicamente mais pobre e o estado mais rico do país.

Além desta introdução, este trabalho contém mais quatro capítulos. O capítulo 2 procura fazer um relato do papel da desigualdade de renda brasileira nestes últimos 35 anos, concatenada às taxas de retorno da educação no mesmo período, bem como as implicações destes fatores no mercado de trabalho. O capítulo 3 faz um aparato geral da base de dados e descreve as diversas alternativas de estimações econométricas para a equação de salários. O capítulo 4 discorre sobre os distintos modelos, assim como algumas implicações das estimativas das diversas variáveis explicativas. Por fim, o capítulo 5 contém as conclusões do trabalho.

2 DESIGUALDADE, EDUCAÇÃO E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL

O debate acerca da desigualdade de renda na economia brasileira remonta a década de 1970, a partir dos trabalhos de Fishlow (1972) e Langoni (2005). Não obstante o crescimento da renda real, a publicação do Censo Demográfico de 1970 revelou um aumento considerável da desigualdade de renda na década de 60 no Brasil³ [ver, entre outros, Langoni (2005) e Ramos e Reis (2000)].

Segundo Langoni, a desigualdade de renda ocorrida entre 1960 e 1970 teria como causa dois fatores. Primeiramente, o papel da interação entre oferta e demanda no mercado de trabalho, na qual a acelerada expansão da atividade econômica conduziu a um aumento da demanda por mão-de-obra qualificada que, aliada a uma oferta relativamente inelástica no curto prazo, teve como consequência uma maior dispersão salarial entre os grupos de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação. Além do mais, fatores relacionados à discriminação, segmentação e características individuais teriam mudado a composição da força de trabalho. Dentro desta última causa, a educação seria a variável chave na explicação do aumento da desigualdade de renda, enfatizando-se o papel de seus retornos no período [Langoni (2005)].

Ainda segundo Langoni, o crescimento resultante da época teria tido um viés tecnológico em virtude do processo de industrialização, o que, dentro desse contexto, teria provocado aumentos na demanda por mão-de-obra mais qualificada (especializada). Como não houve um acompanhamento recíproco da oferta, acabou-se gerando um desequilíbrio no mercado de trabalho em favor dos trabalhadores mais qualificados. Por outro lado, partindo da hipótese de Kuznets, segundo a qual mudanças na composição do emprego e aumentos na desigualdade de renda resultam de um processo natural de desenvolvimento das economias capitalistas, para Langoni, os desequilíbrios estruturais à época vivenciadas pela economia brasileira eram plenamente

³ A desigualdade aqui considerada refere-se ao Índice de Gini do rendimento das pessoas. A queda recente observada a partir de 2001 considerou rendimentos do trabalho e rendimentos domiciliares e serviram de referência para o presente estudo considerando as pesquisas até aqui realizadas.

justificáveis. Conseqüentemente, seria errôneo atribuir o aumento da desigualdade a perdas de bem-estar.

De maneira alternativa, Fishlow argumentava que as políticas de estabilização efetuadas no período tiveram papel central no processo de desigualdade, na medida em que a redução do salário mínimo real teria contribuído para a queda do poder aquisitivo de parte dos trabalhadores. Além do mais, o programa de estabilização da inflação adotado em abril de 1964 teria provocado uma alteração na distribuição funcional de renda, já que privilegiou lucros e rendas de propriedade em geral em contrapartida aos salários, gerando, como conseqüência, aumentos na desigualdade pessoal de renda, já que os detentores de rendas de capital encontravam-se na cauda superior da distribuição. Vale também ressaltar que, assim como Langoni, Fishlow enfatizou o papel da educação como fator estruturante no aumento da desigualdade uma vez que os grupos menos afortunados foram os menos privilegiados na distribuição educacional no período 1960-1970 [Fishlow (1972)].

Posteriormente, nesta mesma perspectiva histórica, o papel da educação voltou a ser reforçado como fonte de desigualdade salarial durante o decênio 1976-1986. Nesse período, a relativa escassez de oferta educacional por parte do setor público, conjugada com a falta de investimentos da iniciativa privada, acabou refletindo-se em elevados retornos ao prêmio de escolaridade no Brasil [Leal e Werlang (1991, 2000)]. De fato, como ressaltado em Menezes-Filho (2001b), o comportamento da oferta relativa de mão-de-obra parece exercer aspectos fundamentais no comportamento dos retornos educacionais: entre 1970 e 1980 o prêmio pelo avanço no ensino elementar caiu continuamente, período de maior oferta relativa. O diferencial associado ao nível superior, por sua vez, tem comportamento exatamente simétrico à oferta relativa, aumentando entre 1960 e 1970, declinando entre 1970 e 1981 e aumentando continuamente a partir daí.

Por sua vez, Fernandes e Menezes-Filho (2000), ao decompor a evolução da desigualdade entre diferentes grupos educacionais, regionais, de idade e de gênero, além de uma decomposição intra-grupos, encontram evidências para queda dos retornos da educação para todos os níveis educacionais, exceto a educação superior. De acordo com essas evidências, parece ter havido uma redução significativa na desigualdade via

redução do diferencial de renda entre uma pessoa com nível superior e outra sem qualquer instrução, tendo como controles a idade, o sexo e a região do indivíduo durante as décadas de 80 e 90.

É importante também ressaltar que tais diagnósticos da realidade educacional brasileira vieram, muitas vezes, acompanhadas por propostas de políticas educacionais. Reis e Barros (2000), por exemplo, argumentam que a política de investimentos educacionais está condicionada ao perfil salarial dos grupos educacionais e sua sensibilidade à oferta relativa de trabalhadores qualificados e não qualificados. Por um lado, se a causa da dispersão de salários decorre dos altos vencimentos por parte dos indivíduos com maiores níveis educacionais, então a redução de tais desigualdades se dá via expansão da oferta relativa de trabalhadores com nível similar de educação. Por outro, se a desigualdade salarial entre grupos educacionais é pequena ou mesmo inelástica, a redução na dispersão salarial ocorre através de investimentos em níveis de educação básica. Na visão dos autores, esta última opção parece ser a mais adequada para o caso brasileiro, mesmo que não seja a mais eficiente.

Leal e Werlang (2000) propõem também políticas educacionais parecidas objetivando melhoras na distribuição de renda. No caso do ensino elementar, deveria haver uma maior centralização de esforços em investimentos por parte do governo nessa categoria de ensino tendo em vista seu baixo custo relativo e seus elevados retornos. De maneira oposta, o ensino superior público deveria passar por um sistema de cobranças de mensalidades com subvenção apenas parcial do governo, já que privilegia uma pequena parcela da população, ao oferecê-lo de forma gratuita, além de essa fração de privilegiados ser formada por indivíduos de famílias que podem ser educados nas melhores escolas e assim terem boas classificações nos vestibulares.

Do exposto acima, observa-se que o problema da desigualdade de renda familiar *per capita* brasileira parece concentrar-se em dois pontos principais: distribuição da educação e a estrutura de seus retornos [Ferreira (2000), Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000) e Ferreira e Veloso (2005)]. De fato, Barros e Mendonça (1995) mostram que grupos com níveis distintos de escolaridade explicam de 30 a 50% da desigualdade total de renda, mesmo que os indivíduos possuam diferentes níveis de experiência ou ainda sejam de setores, regiões, raça ou gênero distintos. De maneira

similar, Reis e Barros (1991) mostram também que a desigualdade na distribuição de renda seria 50% menor se não houvesse distinção de renda de acordo com o nível de instrução formal do indivíduo.

Nesse contexto, fazendo uso de um modelo simplificado, Ferreira (2000) argumenta que a geração e a reprodução da desigualdade de renda brasileira atingem um tipo de equilíbrio político-econômico dentro do qual três tipos de desigualdade se reforçam mutuamente, gerando, assim, um círculo vicioso no Brasil. O mecanismo é o seguinte: uma grande desigualdade educacional processa uma grande desigualdade de renda e/ou riqueza, implicando, por sua vez, em uma distribuição desigual de poder político, na medida em que a riqueza exerce influência e poder no processo político. Sequencialmente, a desigualdade no poder político gera desigualdade educacional, uma vez que os detentores do poder, ao não utilizarem a educação pública, não se interessam pela sua qualidade e os pobres, por não terem meios para afetar as decisões orçamentárias, não têm influência na melhora do sistema. O equilíbrio, apesar de estável, é desigual e ineficiente, no qual uma grande heterogeneidade educacional gera uma grande desigualdade de riqueza, que se transforma em grandes diferenças de poder político, que por sua vez geram uma política educacional que perpetua a desigualdade educacional inicial [Ferreira (2000)].

De fato, tais hipóteses parecem corroborar as evidências de que a mobilidade educacional e a desigualdade de oportunidades estão diretamente ligadas ao histórico do indivíduo. Pesquisas recentes mostram que o grau de mobilidade intergeracional de educação no Brasil é menor do que o observado nos países desenvolvidos e nos países em desenvolvimento para os quais existem dados disponíveis, com exceção da Colômbia. Além do mais, essa persistência intergeracional de educação no país é de maneira significativa mais elevada entre filhos de pais com baixa escolaridade que para filhos de pais com maior escolaridade [Ferreira e Veloso (2003)].

Por meio de um coeficiente de persistência educacional, pode-se medir o mecanismo transmissor de desigualdade do nível de escolaridade de pais e filhos. Um elevado valor do coeficiente de persistência educacional sugere uma baixa mobilidade no país. No Brasil, Ferreira e Veloso (2003) evidenciam que 68% da diferença entre a educação do pai e a média da sua geração é transmitida para seu filho. Por exemplo, se

o pai tem um ano de escolaridade acima da média de sua geração, o valor esperado da educação do filho é igual a 0,68 anos acima da média de sua geração. Tal coeficiente é de 0,30 para os Estados Unidos e 0,20 para a Alemanha. Por sua vez, países em estágio de desenvolvimento semelhante ao Brasil, como o México, apresentam um grau de persistência de 0,50⁴ [Ferreira e Veloso (2005)].

De maneira similar, para a América Latina em geral, um aumento de dois para dezesseis anos de estudo na escolaridade dos pais eleva a probabilidade de 30 para 80% dos adolescentes entre 16 e 17 anos frequentarem a escola sem a necessidade de trabalhar. Dentro de todo esse histórico, políticas públicas em nível educacional centralizadas em uma geração surtiriam fortes efeitos nas gerações vindouras [Menezes-Filho (2001b)].

Adicionalmente, desde o fim dos anos 80, com a crescente integração econômica entre países e as profundas mudanças tecnológicas, vem-se abrindo um amplo leque de discussões sobre as transformações mais recentes no mercado de trabalho. Países como o Brasil, que abriram tardiamente suas economias, experimentaram efeitos simultâneos do comércio internacional e incorporação de novas tecnologias [Arbache (2001)].

Tais eventos estariam provocando mudanças na estrutura de demanda por trabalho e, particularmente, favorecendo trabalhadores qualificados, assim como aumentos dos retornos do capital humano nessas economias. O argumento por trás disso é que a importação de bens de capital feita pelos países menos desenvolvidos seria viesada em favor de trabalho qualificado, já que se origina de países desenvolvidos, onde há certa complementaridade entre capital e trabalho qualificado [Arbache (2001)]. Neste sentido, a liberalização comercial, ao provocar maiores importações de bens de capital e aumento no volume de investimento nos países menos desenvolvidos, estaria elevando a desigualdade de salários nos mesmos [Robbins (1996)].

Por outro lado, via de regra, o nível e a dispersão de salários dos indivíduos dependem de características observáveis, tais como educação e experiência, e a

⁴ Ferreira e Veloso (2003) mostram também que o grau de persistência é mais alto no Nordeste (0,79) do que na região Sudeste (0,65) e para negros e pardos (0,72), em comparação com brancos (0,66). Particularmente, a probabilidade de o filho de um pai com ensino superior completo também completar seus estudos universitários é de 40,3% para negros e pardos e de 62,2% para indivíduos brancos.

estrutura de retornos desses fatores. Além do mais, a estrutura de retornos dessas características irá depender tanto da distribuição da oferta como também da distribuição da demanda.

Neste sentido, será que a literatura empírica oferece algum suporte para comprovação dessas hipóteses? Arbache (2001) mostra que ocorreu grande elevação dos retornos relativos da educação superior completa e queda dos demais grupos a partir de 1992 no Brasil, período que coincide com as reformas comerciais. O mesmo autor também destaca que o aumento das importações teria beneficiado os salários de trabalhadores mais qualificados, resultante da maior demanda decorrente da modernização e racionalização da produção nos setores que sofreram maior crescimento da concorrência.

Além do mais, a liberalização comercial provocou mudanças na tecnologia de produção com forte viés em favor de trabalhadores qualificados [Reis (2006a, 2006b)]. Isso ocorreu devido a uma relação positiva entre estoque de capital e uso de qualificação derivado de uma complementaridade entre capital físico e trabalho qualificado [Menezes-Filho e Rodrigues Jr (2003)].

Do ponto de vista da oferta relativa, Andrade e Menezes-Filho (2005) encontram evidências que a proporção de indivíduos com nível de qualificação intermediária na força de trabalho está crescendo, enquanto a proporção de trabalhadores com baixa qualificação e de indivíduos qualificados vêm-se reduzindo. Assim, apesar do viés de crescimento em relação à demanda por mão-de-obra qualificada, uma maior oferta de mão-de-obra intermediária, associada com uma relativa escassez de pessoas com ensino superior, vem elevando os diferenciais de salários na força de trabalho brasileira.

Esses resultados estão conjugados em Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2006). Por um lado, apesar de a queda nos retornos médios da educação ter o efeito de reduzir a desigualdade, a composição dos grupos educacionais veio agir no sentido inverso, de tal forma que a desigualdade total tem permanecido estável.

Por outro lado, recentemente, os artigos publicados na literatura econômica brasileira são enfáticos ao atribuírem papel importante do mercado de trabalho, e em

particular a educação dentro desse contexto, na redução da desigualdade de renda [ver, por exemplo, Soares (2006a, 2006b), Ipea (2006), Hoffmann (2006), Barros, Carvalho, Franco e Mendonça (2006, 2007), Ferreira, Leite, Litchfield e Ulyssea (2006), Ramos (2007) e Barros, Franco e Mendonça (2007)].

Essa redução do grau de desigualdade no Brasil é relevante por pelo menos dois fatores: para uma amostra de 74 países com informações disponíveis referentes ao coeficiente de GINI desde a década de 1990, menos de ¼ deles reduziu na mesma magnitude a desigualdade de renda como a brasileira no período considerado como referência (2001-2005); além do mais, o grau de desigualdade declinou de forma contínua e acentuada, atingindo em 2005, independentemente da medida de desigualdade utilizada, o nível mais baixo nos últimos 30 anos [Barros, Carvalho, Franco e Mendonça (2007)].

Diversos são os fatores relevantes para a queda recente na desigualdade de renda no Brasil [Ipea (2006)]. Por exemplo, apesar do enorme papel das transferências ao longo do período, sua contribuição para a magnitude da redução na desigualdade parece ter tido um papel limitado [Hoffmann (2005), Soares (2006a, 2006b) e Ipea (2006)]. Por sua vez, o nível médio de escolaridade da população brasileira tem sido um dos fatores chaves. De fato, o papel da escolaridade, no que concerne à redução da desigualdade, vem exercendo forte influência desde 1993 em consequência da persistente redução dos retornos médios à educação [Ferreira, Leite, Lichfield e Ulyssea (2006)].

Com base nisso, será que o prêmio à escolaridade no Brasil está se reduzindo e atingindo, realmente, patamares condizentes a média mundial? É o que se pretende mostrar nos próximos capítulos do presente trabalho.

3 BASE DE DADOS E MODELAGEM ECONOMÉTRICA

Conforme já explicitado, o presente trabalho tem como objetivo precípua estimar a taxa de retorno da escolaridade do Nordeste brasileiro e do estado de São Paulo no período em que houve uma significativa redução na desigualdade de renda brasileira e no qual se atribui parte substancial dessa queda a efeitos decorrentes no mercado de trabalho com forte ênfase no papel da escolaridade.

Dentro desse contexto, os dados aqui considerados são referentes à Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) dos anos de 2001 a 2006. A maioria das pesquisas concernentes à queda recente da desigualdade são, no máximo, relativas aos anos de 2001 a 2005. Aqui foi adicionado o ano de 2006 como forma de incorporar um ano a mais na base de dados e, assim, expandir ainda mais a amostra⁵.

Assim, com base na amostra total da Pnad, como de praxe, foram feitas algumas filtrações de forma a obter uma maior consistência do modelo. Em primeiro lugar, utilizou-se apenas homens com idade entre 24 e 57 anos, inclusive, excluindo da amostra os trabalhadores cuja informação na variável posição na ocupação eram empregados domésticos, trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso.

A escolha dos homens e não das mulheres se deve a participações distintas de ambas as categorias no mercado de trabalho, decorrente, por exemplo, da fertilidade do sexo feminino em função de tarefas reprodutivas, assim como discriminação [ver Leme e Wajzman (2001)]. Por sua vez, a idade mínima de 24 anos implica selecionar indivíduos que não estejam estudando, da mesma forma que ao impor a idade máxima de 57 anos possibilita a exclusão dos aposentados, selecionando, ao máximo, apenas trabalhadores que estejam em atividade.

⁵ Barros, Franco e Mendonça (2007) e Soares (2008) estendem também seu horizonte de análise para o ano de 2006.

No caso dos trabalhadores domésticos, como a variável número de componentes da família utilizada como instrumento no modelo de variável instrumental não inclui esses trabalhadores, optou-se por sua exclusão na amostra⁶. Para os trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso, sendo a discriminação fator determinante da desigualdade salarial [Campante, Crespo e Leite (2004)], fez-se também a opção de excluir os indivíduos nessas duas ocupações devido a especificidades dessas atividades.

A inclusão da escolaridade e da experiência como variáveis explicativas segue o senso comum da literatura internacional e nacional [ver, por exemplo, Mincer (1974), Garen (1984), Kassouf (1994, 1998), Silva e Kassouf (2000), Ueda e Hoffmann (2002), Sachsidá, Loureiro e Mendonça (2004) e Resende e Wyllie (2006)]. A variável *anos de escolaridade* é a mais apropriada para captar os efeitos da educação, já que a Pnad não contém informações referentes ao tipo e a qualidade da escolaridade recebida do indivíduo⁷. No caso da experiência, segue-se a abordagem de Heckman, Tobias e Vytlačil (2000), segundo a qual a idade é subtraída dos anos de estudo e dos anos pré-escolares (experiência = idade – escolaridade – 6)^{8,9}. Finalmente, a inclusão do termo quadrático exp^2 capta uma não linearidade, assim como $esc \times exp$ busca interagir os anos de estudo com a experiência.

Em função da forte segmentação e discriminação do mercado de trabalho brasileiro [Barros, Franco e Mendonça (2007)], foi acrescentada uma *dummy*, distinguindo-se os trabalhadores do segmento formal-informal e outra diferenciando brancos e não brancos¹⁰. Similarmente, adicionou-se mais uma *dummy* para diferenciar

⁶ Esse instrumento também exclui os parentes de empregados domésticos e os pensionistas.

⁷ Resende e Wyllie (2006), usando dados da Pesquisa do Padrão de Vida (PPV) do IBGE, tentam controlar a qualidade da educação recebida pelos indivíduos a partir da opinião dos mesmos.

⁸ No entanto, devido aos grandes problemas estruturais referentes a incidência e a duração do desemprego vivenciadas pelas principais economias desde a década de 1970, essa medida de experiência vem recebendo diversas críticas. O argumento é baseado no fato que trabalhadores com diferentes características demográficas e formas distintas de ocupação apresentam ocorrências de desemprego diferenciadas e, portanto, as medidas de experiência potencial estariam superestimando as medidas efetivas de experiência [Leme e Wajzman (2001)].

⁹ Uma alternativa para uma medida mais precisa da variável experiência seria tomar o ano de ingresso no mercado de trabalho menos a idade do indivíduo.

¹⁰ Os não brancos são indivíduos que declararam na Pnad serem da raça preta, parda ou amarela. Por convenção, os índios foram excluídos da amostra.

o setor urbano metropolitano do setor urbano não metropolitano e do setor rural, tendo em conta a falta de convergência de renda dos mesmos dentro da região nordeste [ver, por exemplo, Hoffmann (2006) e Barros, Franco e Mendonça (2007)]. Por sua vez, considerando o papel dos sindicatos no mercado de trabalho brasileiro, uma *dummy* ‘*sind*’ é incluída como forma de captar uma diferença de médias entre trabalhadores sindicalizados e não-sindicalizados.

Além do mais, a adição de controles extras pode vir a reduzir significativamente a variância do erro, conduzindo, assim, a uma estimativa mais precisa do prêmio à escolaridade. Nesta situação, não se trata da inexistência de viés ou inconsistência do estimador, e sim da obtenção de um estimador com menor variância amostral. Dentro desse contexto, incluiu-se duas variáveis adicionais, de forma a captar efeitos do tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho [Wooldrige (2002)]. Interações envolvendo as variáveis experiência e raça branca e as variáveis escolaridade, experiência e raça branca [ver Garen (1984)], bem como *dummies* referentes à posição de ocupação no trabalho principal¹¹ e setor de atividade¹² foram também acrescentadas [ver Ueda e Hoffmann (2002)]. Por fim, foi incluída uma única *dummy* *chefd* de forma a diferenciar o chefe de domicílio das demais categorias na condição na família¹³.

A variável dependente, salário real horário, refere-se ao rendimento do trabalho principal, tendo sido deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE. Assim, de forma a isolar o impacto da variação das horas trabalhadas sobre os rendimentos salariais, dividiu-se o rendimento mensal por quatro, obtendo-se o rendimento semanal do trabalho. Por conseguinte, o rendimento semanal do trabalho foi dividido pelo número de horas trabalhadas por semana, resultando, finalmente, no salário real horário.

No que tange à estimação, diversos modelos alternativos ao de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são propostos, de forma a obter uma maior robustez dos resultados em relação àqueles obtidos a partir de MQO, corrigindo-se, dessa maneira,

¹¹ Foram acrescentadas as *dummies* empregado, empregador e funcionário público como forma de captar uma diferença de média entre o grupo de trabalhadores conta própria (categoria base).

¹² Uma *dummy* para o setor secundário (indústria) e outra para o setor terciário (comércio e serviços) diferencia-se do setor agrícola (grupo de controle).

¹³ O grupo de controle formado por pessoas não chefes de domicílio é composto de cônjuge, filhos, outros parentes e agregados.

diferentes fontes de viés que porventura possa estar afetando a estimação mais acurada da taxa de retorno da escolaridade da região Nordeste brasileira e o do estado de São Paulo.

De fato, um grande problema que as equações de salários *a lá* Mincer enfrentam é o possível problema de endogeneidade entre educação e salários. Ou seja, a causalidade que geralmente vai da educação para salários também vai dos salários para a educação, na medida em que o nível salarial do indivíduo pode muito bem determinar seu nível ótimo de escolaridade, de forma que ambas as variáveis passam a ser determinadas dentro do modelo. Se for esse o caso, a causalidade vai para trás (de salário para educação), e para frente (de educação para salário), isto é, há causalidade simultânea. Se ela existe, uma regressão por MQO capta ambos os efeitos, de modo que o estimador torna-se viesado e inconsistente [Stock e Watson (2004)]. Uma forma de corrigir esse possível problema é através da estimação de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) com o uso de variáveis instrumentais [Wooldridge (2002) e Stock e Watson (2004)]. Para que a variável instrumental seja válida, ela deve ser relevante (isto é, correlacionada com o regressor endógeno), além de ser exógena (inexistência de correlação entre o instrumento e o termo de erro). No presente caso, considerando as limitações da base de dados da Pnad, o instrumento a ser utilizado é o número de pessoas na família do indivíduo [De La Croix e Doepke (2003) e Berni, Barreto e Siqueira (2007)]. No modelo de De La Croix e Doepke (2003), educação e fertilidade são decisões interdependentes; logo, pais pobres ao decidirem ter mais filhos, levando em conta as limitações orçamentárias, passam a investir menos em educação.

Outra possível fonte de viés resulta do problema de seletividade amostral. Nesse caso, além de o salário depender da oferta de emprego, pode também ser uma função da estratégia de “*job search*” do indivíduo, o que remete ao fato de o mesmo ter implícito um salário de reserva abaixo do qual não aceitaria participar do mercado de trabalho, resultando, assim, em um possível viés de seleção amostral. Dessa forma, o procedimento aqui adotado seria a estimação de uma equação de participação no mercado de trabalho para uma amostra composta por trabalhadores empregados e desempregados, da qual resultaria a geração de uma nova variável *lambda*, conhecida como razão inversa de Mills, passando, então, a ser incluída no modelo original como

regressor adicional. Tal metodologia caracteriza o procedimento de dois estágios de Heckman [Heckman (1979)].

De outra parte, usando uma extensão da metodologia do viés de seleção amostral, onde não se observa escolhas não-ótimas, pode-se considerar a escolha dos anos de estudo como sendo uma variável contínua e ordenada [Garen (1984)]. Assim, nesse modelo, controlam-se fatores relacionados aos rendimentos do trabalho por meio da inclusão de uma equação específica para a escolaridade, de forma a corrigir problemas de endogeneidade, tendo como subproduto uma variável explicativa *resíduo* e outra interativa entre *resíduo* e *escolaridade*.

Finalmente, com o objetivo de investigar os resultados por nível de escolaridade, foi estimado um modelo em que a variável contínua *anos de estudo* foi substituída por quatro *dummies* que mensura quatro diferentes graus de escolaridade: ensino fundamental 1 (*EF1*), ensino fundamental 2 (*EF2*), ensino médio (*EM*) e ensino superior (*ES*), na qual menos de quatro de escolaridade foi tomado como categoria base. Além do mais, adotando como hipótese o mercado de sinalização desenvolvido por Spence (1974), no qual os ganhos dos agentes que logram êxito em concluir todo um ciclo de estudo são maiores do que aqueles que apenas concluíram algumas séries desse nível [Hungerford e Sólón (1987)], optou-se por construir as diferentes categorias de escolaridade de acordo com o chamado “efeito diploma”. Portanto, para a categoria ensino fundamental 1 agregou-se todos os indivíduos que tinham pelo menos quatro anos de estudo e menos de oito (apenas diploma de ensino fundamental 1); por sua vez, a categoria ensino fundamental 2 agregou indivíduos com pelo menos oito anos de estudo e menos de onze anos; já na categoria ensino médio foram incluídos os indivíduos que tinham onze anos de estudo completo; e, por fim, na categoria *ES* foram incluídos os indivíduos que freqüentaram pelo menos um ano de ensino superior. Neste último caso, apenas um ano de estudo pode já configurar o “efeito diploma”, como conseqüência do baixo estoque de pessoas na categoria [Menezes-Filho (2001a, 2001b)].

4 RESULTADOS

As tabelas 1 e 2 abaixo apresentam, respectivamente, as estimações dos diferentes modelos para a região Nordeste e para o estado de São Paulo.

Tabela 4.1: Estimativas para a Região Nordeste

Variáveis Explicativas#	Modelos				
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Garen (1984)	Variável Instrumental (IV)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1.4869	-1.4663	-1.0670	-1.5734	-0.8115
<i>esc</i>	0.1270	0.1267	0.0912	0.1518	-
<i>exp</i>	0.0536	0.0538	0.0264	0.0461	0.0247
<i>exp²</i>	-0.000618	-0.000618	-0.000303	-0.000436	-0.000327
<i>branca</i>	0.0453	0.0449	0.0798	0.0546	0.1187
<i>escxexp</i>	-0.0016	-0.0015	-0.00002**	-	-
<i>expxbranca</i>	-0.0041	-0.0041	-0.0061	-	-
<i>escxexpxbranca</i>	0.001036	0.001035	0.000954	-	-
<i>perm</i>	0.0166	0.0141	0.0161	0.0134	0.0176
<i>perm²</i>	-0.000382	-0.000323	-0.000359	-0.000383	-0.000382
<i>formal</i>	0.2849	0.2835	0.2865	0.2003	0.3074
<i>sind</i>	0.0807	0.0807	0.0750	0.0418	0.0968
<i>urbmet</i>	0.1054	0.1077	0.0104**	-0.0095**	0.1557
<i>urbnaomet</i>	0.0407	0.0416	-0.0554	-0.0154*	0.0684
<i>secundario</i>	0.3892	0.3892	0.4048	0.3010	0.4327
<i>terciário</i>	0.3833	0.3823	0.4016	0.2388	0.4420
<i>empregado</i>	0.0647	0.0662	0.0515	0.0873	0.0532
<i>empregador</i>	0.7530	0.7530	0.7248	0.6487	0.8018
<i>funcpub</i>	0.3486	0.3517	0.2664	0.2544	0.3776
<i>chefdcom</i>	0.1254	0.1183	0.1398	0.1138	0.1403
<i>resíduo</i>	-	-	-0.0627	-	-
<i>residuoesc</i>	-	-	0.0074	-	-
<i>lambda</i>	-	-0.0462	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	0.1873
<i>EF2</i>	-	-	-	-	0.3760
<i>EM</i>	-	-	-	-	0.5031
<i>ES</i>	-	-	-	-	0.9421

Fonte: Cálculos pelo autor.

Número de observações: 131.185.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

Obs. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%.

* Variáveis significativas a 5%.

** Variáveis não significativas.

Tabela 4.2: Estimativas para o Estado de São Paulo

Variáveis Explicativas [#]	Modelos				
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Garen (1984)	Variável Instrumental (IV)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1.1979	-1.1871	-0.7614	-0.7921	-0.1157
<i>esc</i>	0.1552	0.1556	0.1230	0.1361	-
<i>exp</i>	0.0670	0.0677	0.0323	0.0255	0.0191
<i>exp²</i>	-0.000732	-0.000737	-0.00038	-0.000163	-0.000300
<i>branca</i>	0.0247**	0.0246**	0.0493	0.0914	0.1660
<i>escxexp</i>	-0.0029	-0.0029	-0.0008	-	-
<i>expxbranca</i>	-0.0033	-0.0033	-0.0044	-	-
<i>escxexpxbranca</i>	0.001066	0.001068	0.000847	-	-
<i>perm</i>	0.0257	0.0226	0.0265	0.0254	0.0289
<i>perm²</i>	-0.000406	-0.000322	-0.000459	-0.000586	-0.000452
<i>formal</i>	0.2390	0.2358	0.2446	0.2071	0.2668
<i>sind</i>	0.1371	0.1369	0.1315	0.1127	0.1594
<i>urbmet</i>	0.2199	0.2224	0.1273	0.1716	0.2662
<i>urbnaomet</i>	0.0922	0.0941	0.0182**	0.0607	0.1231
<i>secundario</i>	0.2109	0.2089	0.2428	0.1543	0.2523
<i>terciario</i>	0.1816	0.1791	0.2141	0.0998	0.2420
<i>empregado</i>	-0.0643	-0.0615	-0.0698	-0.0561	-0.0823
<i>empregador</i>	0.4258	0.4270	0.3973	0.3709	0.4780
<i>funcpub</i>	0.0040**	0.0079**	-0.0318*	-0.0312**	0.0333**
<i>chefdom</i>	0.1698	0.1642	0.1848	0.1646	0.1895
<i>resíduo</i>	-	-	-0.0846	-	-
<i>residuoxesc</i>	-	-	0.0074	-	-
<i>lambda</i>	-	-0.0568	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	0.1529
<i>EF2</i>	-	-	-	-	0.3215
<i>EM</i>	-	-	-	-	0.4300
<i>ES</i>	-	-	-	-	0.8590

Fonte: Cálculos pelo autor.

Número de observações: 53.981.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

Obs. Salvo menção em contrário, todas as variáveis são significativas a 1%.

* Variáveis significativas a 5%.

** Variáveis não significativas.

A princípio, pode-se observar a significância estatística de quase todas as variáveis em todos os modelos, tanto para a região Nordeste, como para o estado de São Paulo, mostrando, portanto, a relevância da grande maioria das variáveis explicativas, bem como a robustez de todos os modelos escolhidos para as distintas estimações.

É importante também notar a diferença quando se compara as duas dimensões geográficas: o termo de intercepto nos modelos da região Nordeste é bem superior em valor absoluto aos modelos do estado de São Paulo o que representa, nestas circunstâncias, uma maior convergência salarial neste último¹⁴. Essa tendência de maior

¹⁴ A categoria de controle nos modelos é dada por um indivíduo não branco sem nem um tipo de vínculo empregatício formal e não sindicalizado. Esse mesmo indivíduo reside na região rural pertencente ao setor agrícola e sendo ainda trabalhador por conta própria. Por sua vez,

homogeneidade salarial em São Paulo é ainda maior quando se comparam os diferentes setores produtivos: no Nordeste, em todos os modelos, o setor industrial remunera, em média, acima de 35% que o setor agrícola, enquanto no setor de serviços os cinco modelos apresentam retornos acima de 26%. De outra parte, no caso de São Paulo, considerando apenas o modelo por nível de escolaridade, que apresenta a maior remuneração média, os retornos dos setores secundário e terciário são de 28,69% e 27,37%, respectivamente¹⁵. Por outro lado, os chefes de domicílio de São Paulo representam uma exceção, na medida em que apresentam uma diferenciação salarial bem maior do que os chefes nordestinos, quando comparados com suas respectivas categorias de referência. Todos os cinco modelos comprovam a robustez destes resultados.

A *dummy* de posição do trabalho principal que diferencia funcionário público dos trabalhadores por conta própria (categoria de referência), é a única variável não significativa em quase todos os modelos no estado de São Paulo (apenas no modelo de Garen (1984) ela é significativa a 5% com baixo efeito marginal e sinal negativo); na região Nordeste, esta variável, além de significativa, tem seu efeito parcial potencialmente relevante. Quanto aos demais grupos de tratamento, no que concerne a posição de ocupação do trabalho principal, cabem aqui algumas particularidades: primeiro, enquanto os empregados da região Nordeste, em todos os modelos, ganham, em média, 5% a mais que o grupo de controle, no estado de São Paulo os trabalhadores por conta própria, em todos os modelos também, é que ganham, em média, 5% a mais em relação ao grupo experimental. Segundo, os empregadores, tanto na região Nordeste, como no estado de São Paulo, apresentam um diferencial salarial, na margem, significativamente superior aos trabalhadores por conta própria. No Nordeste, os diferenciais salariais para os modelos MQO, Heckman em 2 estágios, Garen (1984), variável instrumental e nível de escolaridade são de 112,33%, 112,33%, 106,43%, 91,3% e 122,95%, respectivamente. Para São Paulo, os diferenciais são de 53%, 53,26%, 48,78%, 44,9% e 61,28%.

no modelo que estima os retornos da escolaridade por nível, a categoria omitida no que tange aos anos de estudo é dada por uma pessoa que possui três ou menos anos de escolaridade (efeito diploma nulo).

¹⁵ Para o Nordeste, o modelo por nível de escolaridade apresenta retornos médios de 54,14% e 55,58% para os setores secundário e terciário, respectivamente.

Para distinguir a segmentação de mercado formal-informal optou-se, semelhantemente a Kassouf (1998), diferenciar trabalhadores que pertencem ao setor formal através da contribuição para Instituto de Previdência Social. Dentro desse contexto, tendo como base o questionário da Pnad e usando uma medida ampla de formalidade, trabalhador formal seria aquele que contribuiu para instituto de previdência em *qualquer* trabalho. Os resultados encontrados mostram alta segmentação no mercado de trabalho, na medida em que trabalhadores do setor formal, tanto no Nordeste com em São Paulo, em todos os modelos estimados, ganham, em média, acima de 20% que trabalhadores da informalidade¹⁶. Isso mostra que apesar da redução no grau de informalidade ter contribuído para uma queda recente da desigualdade, os diferenciais salariais decorrentes da segmentação de mercado formal-informal ainda são bem elevados [Ipea (2006) e Barros, Franco e Mendonça (2007)].

Por sua vez, no tocante a segmentação espacial, não obstante o maior grau de integração entre os meios metropolitano e não-metropolitano e entre as regiões urbana e rural [Ipea (2006) e Barros, Franco e Mendonça (2007)], observa-se ainda grandes variações intra-regionais entre trabalhadores com características similares. De maneira mais específica, para o estado de São Paulo, os resultados evidenciam uma forte ausência de integração intra-regional na medida em que indivíduos com as mesmas características observadas residentes na região urbana metropolitana e urbana não metropolitana apresentam um diferencial salarial que varia entre 13,57%(Garen (1984)) e 30,5%(nível de escolaridade); e 6,25%(variável instrumental) e 13,09%(nível de escolaridade), respectivamente, quando comparados com trabalhadores do setor rural. Por outro lado, no caso do Nordeste, apesar da não significância estatística de alguns coeficientes da região urbana metropolitana, existe uma diferença expressiva entre trabalhadores desse segmento e da região rural quando se considera apenas o modelo por nível de escolaridade¹⁷; no caso dos trabalhadores da região urbana não-metropolitana, os efeitos marginais apresentam-se baixos e algumas vezes com sinais trocados.

¹⁶ Para o modelo por nível de escolaridade, no Nordeste o diferencial chega até 36%, enquanto em São Paulo, para o mesmo modelo, o diferencial é 35,57%.

¹⁷ O diferencial salarial gira em torno de 11,37%.

Adicionalmente, a inclusão de uma *dummy* para trabalhadores sindicalizados vem a corroborar o fato que atribui aos sindicatos um aumento na dispersão salarial no Brasil [Menezes-Filho, Zylberstajn e Chahad (2002)]. De fato, um trabalhador sindicalizado no estado de São Paulo, caracterizado por forte influência sindical, ganha, em média, até 17,28% a mais que um não-sindicalizado, enquanto no Nordeste esse efeito pode ser até 10,16% maior quando se considera, em ambas as regiões geográficas, o modelo por nível de escolaridade.

Vale observar ainda que o mercado de trabalho gera desigualdade na medida em que discrimina trabalhadores igualmente produtivos através, por exemplo, da cor ou raça. Assim, considerando novamente apenas o modelo por nível de escolaridade, observa-se uma relativa discriminação em São Paulo levando em conta que os brancos, nesse modelo, ganham, em média, uma remuneração de 18,05%¹⁸ superior aos não brancos. A título comparativo, é importante ressaltar o baixo efeito marginal dos coeficientes referentes à raça dos demais modelos, bem como a não significância estatística de alguns quando se considera o estado de São Paulo¹⁹. Assim, é preciso certa cautela ao interpretar esses resultados²⁰.

No caso da variável permanência, foi também incluído um termo quadrático como forma de captar certa não linearidade [Wooldridge (2002)]. Assim, seu efeito parcial é dado por:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial perm} = \beta_{perm1} + 2\beta_{perm2} perm .$$

em que β_{perm1} é o coeficiente da variável explicativa *perm* e β_{perm2} é o coeficiente da variável explicativa $perm^2$. Todos os modelos mostram que o efeito

¹⁸ No Nordeste, levando em conta o mesmo modelo, esse valor é de 12,6%.

¹⁹ No Nordeste, os efeitos marginais dos demais modelos de pertencer à cor branca também são baixos, mas significativos.

²⁰ Barros, Franco e Mendonça (2007) estimam que os brancos recebiam, em 2005, uma remuneração 11% maior quando comparados com os negros considerando o Brasil como um todo. Aqui, talvez o grupo base composto de pardos, negros e amarelos é que esteja distorcendo os resultados dos outros modelos apesar da literatura evidenciar diferenciais salariais para brancos quando comparado com não brancos [ver, por exemplo, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004)].

marginal da variável é bem maior para São Paulo do que para o Nordeste, apesar do baixo poder explicativo em ambas as regiões²¹.

Resta ainda observar a variável experiência. Para tanto, em virtude dos diversos coeficientes que envolvem as variáveis nos modelos de MQO, Heckman em 2 estágios e Garen (1984), optou-se por captar seu efeito parcial pela expressão abaixo como forma de incluir todas as variáveis de interação:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial \text{exp}} = \beta_{\text{exp}1} + 2\beta_{\text{exp}2} \text{exp} + \beta_{\text{exp}3} \text{esc} + \beta_{\text{exp}4} \text{branca} + \beta_{\text{exp}5} \text{esc} \times \text{branca}.$$

onde $\beta_{\text{exp}1}$ representa o coeficiente da variável *exp*, $\beta_{\text{exp}2}$ o coeficiente da variável exp^2 , $\beta_{\text{exp}3}$ o coeficiente da variável *esc*×*exp*, $\beta_{\text{exp}4}$ o coeficiente da variável *exp*×*branca* e $\beta_{\text{exp}5}$ o coeficiente da variável *esc*×*exp*×*branca*.

Considerando apenas homens brancos e os três modelos que incluem todos os termos de interação, no Nordeste o efeito parcial varia de 1,56% a 1,12%, enquanto que em São Paulo esse efeito varia de 1,26% a 1,22%²². Aqui, cabem duas importantes observações. Em primeiro lugar, a inclusão do termo de controle permanência nos modelos estimados reduz, de maneira significativa, o poder explicativo da variável experiência, levando em conta que a produtividade do trabalhador depende estritamente do seu posto atual de ocupação [Ipea (2006) e Barros, Franco e Mendonça (2007)]. Em segundo lugar, a redução da heterogeneidade etária no mercado de trabalho brasileiro talvez explique o baixo poder explicativo dessa variável.

²¹ Quando considerado o modelo que apresenta o maior poder explicativo para ambas as localidades (no caso, o modelo por nível de escolaridade), o efeito marginal para São Paulo é de 2,24% enquanto para o Nordeste é de 1,10%. A variável *perm* incluída para o cálculo do efeito marginal foi dada pela média da amostra.

²² No cálculo do efeito marginal da experiência, como existem coeficientes que incluem medidas de experiência e anos de estudo, foi considerada a média da amostra para cada um na composição dos resultados. Seguindo o critério aqui adotado como medida *proxy* para experiência, a média de seu valor na região Nordeste é de 25,16 e em São Paulo 23,83. Nos anos de estudos as médias são de, respectivamente, 6,61 e 8,85.

Por fim, e mais importante, segue-se os comentários no que tange à variável *anos de estudo*. Inicialmente, obteve-se o efeito marginal *ceteris paribus* do prêmio à escolaridade com base nos modelos que incluem todos os termos interativos, expresso pela equação abaixo:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial esc} = \beta_{esc1} + \beta_{esc2} \exp + \beta_{esc3} \exp \times branca .$$

em que β_{esc1} é o coeficiente da variável *esc*, β_{esc2} o coeficiente do termo de interação *esc*×*exp* e β_{esc3} o coeficiente do termo *esc*×*exp*×*branca*²³.

Em seguida, calculou-se a taxa de retorno da escolaridade apenas para o modelo de variável instrumental já que o mesmo não inclui termos de interação envolvendo a variável educação. Finalmente, devido suas particularidades nos resultados, foi feito o cálculo do retorno da educação por nível de escolaridade segundo os critérios descritos acima²⁴. A tabela 3 abaixo resume todos esses resultados.

Tabela 4.3: Taxa de Retorno da Educação

Nordeste	
MQO	11.94
Heckman em 2 Estágios	12.18
Garen (1984)	12.15
Variável Instrumental (IV)	16.39
Nível de Escolaridade	-
EF1	20.59
EF2	45.64
EM	65.38
ES	156.53
São Paulo	
MQO	11.79
Heckman em 2 Estágios	11.84
Garen (1984)	13.21
Variável Instrumental (IV)	14.57
Nível de Escolaridade	-
EF1	16.52
EF2	37.91
EM	53.72
ES	136.07

Fonte: Cálculos pelo autor.

²³ Neste caso, semelhantemente a experiência, considerou-se apenas homens brancos.

²⁴ Ver seção 3.

Em primeiro lugar, é preciso observar que a taxa de retorno da escolaridade é praticamente igual quando se compara os modelos de MQO e Heckman em 2 Estágios tanto dentro da mesma região geográfica, como também em uma comparação intra-regional. Similarmente, no modelo de Garen (1984), os valores praticamente não se diferenciam, exceto para o estado de São Paulo, que apresenta valor superior aos demais. Por outro lado, no modelo de variável instrumental, a taxa de retorno do Nordeste é 1,82% superior ao estado de São Paulo, além de ser bem superior quando comparado aos modelos de MQO e Heckman em 2 Estágios em termos intra e inter-regional.

Já o modelo que discrimina por nível de escolaridade, os resultados para a região Nordeste são novamente interessantes tanto devido à magnitude de seus coeficientes, como também devido a suas diferenças em relação ao estado de São Paulo. De fato, como nos modelos estimados está considerando-se o nível de escolaridade por meio do “efeito diploma”, as estimativas obtidas evidenciam a importância do término de pelos menos um ciclo de estudo. Por exemplo, a conclusão do primeiro ciclo do ensino fundamental na região Nordeste, quando comparado com nenhum ciclo de estudo completo (indivíduos com 3 anos ou menos de estudo), resulta de um efeito salarial 20,59% superior. Esses efeitos são potencializados na medida em que se conclui um ciclo mais elevado haja vista os resultados dos efeitos parciais para o segundo ciclo do ensino fundamental, médio e superior serem de, respectivamente, 45,64%, 65,38% e 156,53%²⁵. Quando comparados com o estado de São Paulo, os retornos marginais de um ciclo completo no Nordeste são também elevados.

²⁵ Para o ensino superior, conforme explicitado na seção 3, apenas um ano de estudo no ciclo serviu como delimitador do “efeito diploma” em virtude do baixo estoque de capital humano na categoria.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo principal estimar a taxa de retorno da escolaridade do Brasil sob a luz de um enfoque regional ao abordar a região historicamente mais pobre, a região Nordeste, e o estado tradicionalmente mais rico brasileiro (São Paulo). Devido a problemas como endogeneidade e seletividade amostral que surgem via estimativa por MQO, buscou-se aqui alternativas de estimação como forma de corrigir essas possíveis fontes de viés.

Os resultados encontrados, tanto em nível intra como em nível inter-regional, apesar de não comparáveis como outros estudos semelhantes devido às diferentes variáveis explicativas, mostram que o prêmio à escolaridade no Brasil ainda se mantém em patamares elevados, apesar de em alguns modelos, como o de Heckman em 2 Estágios e Garen (1984), já darem sinais de uma possível redução da taxa de retorno da educação no Brasil.

Para o Nordeste brasileiro, a relativa escassez de capital humano, ou talvez uma demanda associada a uma oferta inelástica, tem elevado a taxa de retorno educacional da região a um patamar superior acima de São Paulo. No modelo de variável instrumental, que considera as estimativas no cômputo geral, a taxa de retorno para o Nordeste mostra-se bem mais elevada. Por sua vez, os diferenciais salariais associados à educação para a região, considerando o modelo por nível de escolaridade, são também relativamente maiores quando comparados como o estado de São Paulo.

De posse destes resultados, parece que a maior homogeneização da força de trabalho brasileira no tocante a redução da desigualdade tem sido mais intensa em algumas regiões, sugerindo-se, neste contexto, que houve uma maior compressão salarial nestas, ou seja, uma queda dos retornos educacionais maior em São Paulo do que no Nordeste causado por uma expansão mais elevada de sua oferta educacional. Assim, parece que o sistema educacional reflete-se em um problema regional dada a desigual distribuição educacional do país, sendo necessário, neste caso, políticas públicas de educação específicas para cada região.

Nesta perspectiva, pelo menos três importantes questões se colocam diante desse problema. Em primeiro lugar, é preciso entender em que medida políticas públicas em termos de educação complementar, através do ensino supletivo, por exemplo, podem suprir a escassez educacional no Nordeste em termos de anos de estudo formal, de forma a homogeneizar mais a sua força de trabalho e reduzir a taxa de retorno da escolaridade nos ciclos mais inferiores de ensino²⁶. Além disto, é importante também entender o efeito da composição educacional, e em que medida uma expansão mais acelerada da educação superior na região nordestina pode vir a reduzir o prêmio à escolaridade nos níveis mais elevados de educação.

Por fim, resta saber em que grau a abertura comercial ocorrida no início dos anos 90 está elevando a demanda por mão-de-obra qualificada e provocando, nesta situação, aumentos nos diferenciais salariais da educação superior no Nordeste em vista de uma maior escassez relativa de capital humano na região.

²⁶ Anuatti Neto e Fernandes (2000) mostram que, de modo geral, o ensino supletivo traz um retorno econômico positivo em termos salariais. Assim, a educação complementar pode ser uma maneira eficiente de suprir o atraso educacional para níveis educacionais mais baixos [Menezes-Filho (2001a)].

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGHION, P.; CAROLI, E.; PENALOSA G. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. **Journal of Economic Literature**, v.37, n.4, p.1615-1660, dec., 1999.

ALESINA, A.; D. RODRIK. Distributive Politics and Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v.109, n.2, p.465-490, may, 1994.

ANDRADE, S. A. A.; MENEZES-FILHO, N. O Papel da Oferta de Trabalho no Comportamento dos Retornos à Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.35, n.2, p.189-225, ago., 2005.

ARBACHE. J. S. Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho no Brasil. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001.

BARRO, R. J. Economic Growth in a Cross Section of Countries. **Quarterly Journal of Economics**, v.106, n.2, p.407-443, may, 1991.

BARRO, R. J. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic Growth**, v.5, n.1, p.5-32, mar., 2000.

BARRO, R. J.; LEE, J. **International Data on Educational Attainment: Updates and Implications**. NBER Working Paper 7.911, 2000.

BARROS, R. P.; MEDONÇA, R. **Os Determinantes da Desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1995. (Texto para Discussão, 377).

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. Uma Análise das Principais Causas da Queda Recente na Desigualdade de Renda Brasileira. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.117-147, jun. 2006.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2007. (Texto para Discussão, 1258).

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MEDONÇA, R. **A Recente Queda da Desigualdade de Renda e o Acelerado Progresso Educacional Brasileiro da Última Década**. Rio de Janeiro: IPEA, set. 2007. (Texto para Discussão, 1304).

BECKER, G.; MURPHY, K.; TAMURA, R. Human Capital, Fertility and Economic Growth. **Journal of Political Economy**, v.98, n.5, p.12-37, oct., 1990.

BERNI, H. A.; BARRETO, F. A.; SIQUEIRA, M. L. **Determinantes Recentes da Desigualdade Salarial no Nordeste do Brasil**. Fortaleza: CAEN-UFC, ago. 2007. (Série Ensaios Sobre a Pobreza, 11).

BOURGUIGNON, F. Pareto Superiority of Unequalitarian Equilibrium in Stiglitz Model Wealth Distribution with Convex Savings Function. **Econometrica**, v.49, n.6, p.1469-1475, nov., 1981.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO A.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p.185-210, abr-jun., 2004.

CASTELAR, P. U. C. **Crescimento Econômico e Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise de Painel Dinâmico para o Período 1985-2002**. Dissertação de Mestrado, CAEN-UFC, 2007.

DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. **American Economic Review**, v.93, n.4, p.1093-1113, sep., 2003.

DENINGER, K.; SQUIRE, L. A. New Data Set Measuring Income Inequality. **The World Bank Economic Review**, v.10, n.3, p.565-591, sep., 1996.

DENINGER, K.; SQUIRE, L. New Ways of Looking at Old Issues: Asset Inequality and Growth. **Journal of Development Economics**, v.57, n.4, p.259-287, sep., 1998.

EASTERLY, W.; REBELO, S. **Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation**. NBER Working Paper 4.499, 1994.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. **Determinants of Crime Rates in Latin America and the World**. The World Bank, 1998.

FERNANDES, R.; ANUATTI NETO, F. Grau de Cobertura e Resultados Econômicos do Ensino Supletivo no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.53, n.4, p.165-187, abr-jun., 2000.

FERNANDES, R.; MENEZES-FILHO, N. A Evolução da Desigualdade no Brasil Metropolitano entre 1983 e 1997. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.30, n.4, p.549-569, out-dez., 2000.

FERREIRA, F. H. G. **Os Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil: Luta de Classes ou Heterogeneidade Educacional?** Rio de Janeiro: Departamento de Economia – PUC-RIO, fevereiro. 2000. (Texto para Discussão, 415).

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J.; ULYSSEA, G. A. Ascensão e Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.147-169, jun., 2006.

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F A. Mobilidade Intergeracional de Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.33, n.3, p. 481-513, dez., 2003.

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F A. A Escassez de Educação. In: GIAMBIAGI, F.; CASTRO L. B.; VILLELA A (ORG). **Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

FISHLOW, A. Brazilian Size Distribution of Income. **American Economic Review**, v.62, n.2, p.391-402, may, 1972.

FORBES, K. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. **American Economic Review**, v.90, n.4, p.869-887, sep., 2000.

GAREN, J. The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable, **Econometrica**, v.52, n.5, p.1199-1218, sep., 1984.

GIAMBIAGI, F. Estabilização, Reformas e Desequilíbrios Macroeconômicos: Os Anos FHC. In: GIAMBIAGI, F.; CASTRO L. B.; VILLELA A (ORG). **Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

HALL R.; JONES, C. **Why do some Countries Produce so much more Output per Worker than Others?** NBER Working Paper 6.564, 1998.

HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.

HECKMAN, J.; TOBIAS, J. L.; VYTLACIL, E. **Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework with an Application to Estimation the Returns to Schooling**. NBER Working Paper 7.950, 2000.

HOFFMANN, R. As Transferências não são a Causa Principal da Redução da Desigualdade. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.7, n.2, p.335-341, dez., 2005.

HOFFMANN, R. Transferências de Renda e a Redução da Desigualdade no Brasil e cinco Regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.55-81, jun., 2006.

HUNGERFORD, T.; SOLON, G. Sheepskin Effects in the Returns to Education. **Review of Economics and Statistics**, v.69, n.1, p.175-177, feb., 1987.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Sobre a Recente Queda da Desigualdade no Brasil**. Nota Técnica: ago., 2006.

KASSOUF, A. L. Wage Rate Estimation Using Heckman Procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.41, n.1, p.89-107, jan-mar., 1994.

KASSOUF, A. L. Wage Gender Discrimination and Segmentation in the Brazilian Labor Market. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.2, n.2, p.243-269, abr-jun., 1998.

KATZ, L.; AUTOR, D. **Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality**. Handbook of Labor Economics, Elsevier, 1999.

KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Atlas, 1982.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v.45, n.1, p.1-28, mar., 1955.

LAM, D.; LEVINSON, D. Declining Inequality in Schooling in Brazil and its Effects on Inequality in Earnings. **Journal of Development Economics**, v.37, n.1-2, p.199-225, nov., 1992.

LAM, D.; SHOENI, R. Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v.101, n.4, p.710-739, aug., 1993.

LANGONI, C. G. **Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil**. 3. Ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em Educação no Brasil: 1976/89. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.21, n.3, p.559-574, dez., 1991.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Educação e Distribuição de Renda. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

LEME, S. C. M.; WAJNMAN, S. Diferenciais de Rendimentos por Gênero. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001.

LI H.; H. ZOU. Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence. **Review of Development Economics**, v.2, n.3, p.318-334, oct., 1998.

LUCAS, R. E. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, v.22, n.1, p.3-42, jul., 1998.

MANKIW, G. N.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, v.107, n.2, p.407-437, may, 1992.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A Evolução da Distribuição de Salários no Brasil: Fatos Estilizados para as Décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, R. (ORG). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

MENEZES-FILHO, N. A. **A Evolução da Educação no Brasil e seu Impacto no Mercado de Trabalho**. Instituto Futuro Brasil, 2001a.

MENEZES-FILHO, N. A. Educação e Desigualdade. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ORG). **Microeconomia e Sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: EPGE-FGV, 2001b.

MENEZES-FILHO, N.; ZYLBERSTAJN, H.; CHAHAD, J. P. Z. (ORG). Os Efeitos dos Sindicatos sobre o Salário Médio das Firms Brasileiras. In: CHAHAD, J. P. Z.; MENEZES-FILHO, N. **Mercado de Trabalho no Brasil**. São Paulo: LTr, 2002.

MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Rising Human Capital but Constant Inequality: the Education Composition Effect in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.60, n.4, p.407-424, out-dez., 2006.

MINCER, J. **Schooling, Experience and Earning**. New York: Columbia University Press, 1974.

NERI, M. **Desigualdade, Estabilidade e Bem-Estar Social**. Rio de Janeiro: EPGE, dez., 2006. (Ensaio Econômico, 637)

PERSSON, T.; TABELLINI, G. **Is Inequality Harmful for Growth?** NBER Working Paper 3.599, 1991.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. **Returns to Investment in Education: a Further Update**. World Bank Policy Research Working Paper 2.881, 2002.

RAMOS, L. A Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Período Pós-Real: O Papel da Escolaridade e do Desemprego. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.11, n.2, p.281-301, abr-jun., 2007.

RAMOS, L.; REIS, J. Distribuição da Renda: Aspectos Teóricos e o Debate no Brasil. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

REIS, C. M. Mudanças no Desemprego e nos Rendimentos do Trabalho por Nível de Qualificação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.36, n.1, p.415-478, abr., 2006a.

REIS, C. M. Os Impactos das Mudanças na Demanda por Trabalho Qualificado sobre o Desemprego por Nível de Qualificação Durante os Anos Noventa no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.60, n.3, p.297-319, jul-set., 2006b.

REIS, J.; BARROS, R. Desigualdade Salarial e Distribuição de Educação: A Evolução das Diferenças Regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.20, n.3, p.415-478, dez., 1990.

REIS, J.; BARROS, R. Wage Inequality and Distribution of Education. **Journal of Development Economics**, v.36, n.1, p.117-143, jul., 1991.

REIS, J.; BARROS, R. Desigualdade Salarial: Resultados de Pesquisas Recentes. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Distribuição de Renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

RESENDE, M.; WYLLIE, M. Retornos para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.10, n.3, p. 349-365, jul-set., 2006.

ROBBINS, D. J. **HOS Hits Facts: Facts Win; Evidence on Trade and Wages in the Developing World**. Development Discussion Papers, 557, Harvard Institute for International Development, 1996.

ROMER, P. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, v.94, n.5, p.1002-1037, oct., 1986.

ROMER, P. **Human Capital and Growth: Theory and Evidence**. NBER Working Paper 3.173, 1989.

SACHSIDA, A., LOUREIRO P. R. A.; MENDONÇA M. J. C. Um Estudo Sobre o Retorno em Escolaridade no Brasil. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.58, n.2, p.249-265, abr-jun., 2004.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. Mercado de Trabalho Formal e Informal: Uma Análise da Discriminação e da Segmentação. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.10, n.1, p.41-78, jul., 2000.

SILVEIRA NETO R. M.; GONÇALVES, M. B. C. Mercado de Trabalho, Transferências de Renda e Evolução da Desigualdade de Renda no Nordeste do Brasil entre 1995 e 2005. **Anais**, Encontro Regional de Economia, 12, Fortaleza, 2007.

SOARES, S. S. D. **Distribuição de Renda no Brasil de 1976 a 2004 com Ênfase no Período entre 2001 e 2004**. Brasília: IPEA, fev., 2006a. (Texto para Discussão, 1166).

SOARES, S. S. D. Análise do Bem-Estar e Decomposição por Fatores da Queda na Desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.83-115, jun., 2006b.

SOARES, S. S. D. **O Ritmo de Queda na Desigualdade no Brasil é Adequado? Evidências do Contexto Histórico e Internacional**. Brasília: IPEA, maio. 2008. (Texto para Discussão, 1339).

SOTOMAYOR, O. J. Education and Changes in Brazilian Wage Inequality, 1976-2001. **Industrial and Labor Relations Review**, v.58, n.1, p.94-111, oct., 2004.

SPENCE, M. **Market Signaling**. Harvard University Press, 1974.

STOCK, H. J.; WATSON, W. M. **Econometria**. Pearson, Addison Wesley, 2004.

UEDA, E. M.; HOFFMANN, R. Estimando o Retorno em Educação no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.6, n.2, p.209-238, abr-jun., 2002.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press, Cambridge, MA, 2002.