

**GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ
SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO - SEPLAG
INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ - IPECE**

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 72

**UM ESTUDO DO RETORNO DA EDUCAÇÃO NA REGIÃO NORDESTE:
ANÁLISE DOS ESTADOS DA BAHIA, CEARÁ E PERNAMBUCO A
PARTIR DA RECENTE QUEDA DA DESIGUALDADE**

Daniel Cirilo Suliano¹
Marcelo Lettieri Siqueira²

**Fortaleza-CE
Fevereiro/2010**

¹ Analista de Políticas Públicas da Diretoria de Estudos Sociais - DISOC/IPECE.

² Auditor da Receita Federal do Brasil e Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC).

Textos para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Cid Ferreira Gomes – Governador

SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (SEPLAG)

Desirée Custódio Mota Gondim – Secretária

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Eveline Barbosa Silva Carvalho – Diretora Geral

A Série textos para Discussão do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) tem como objetivo a divulgação de estudos elaborados ou coordenados por servidores do órgão, que possam contribuir para a discussão de temas de interesse do Estado. As conclusões, metodologia aplicada ou propostas contidas nos textos são de inteira responsabilidade do(s) autor(es) e não exprimem, necessariamente, o ponto de vista ou o endosso do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE, da Secretaria de Planejamento e Gestão ou do Governo do Estado do Ceará.

O Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará é uma autarquia vinculada à Secretaria de Planejamento e Gestão do Governo do Estado do Ceará que tem como missão disponibilizar informações geosocioeconômicas, elaborar estratégias e propor políticas públicas que viabilizem o desenvolvimento do Estado do Ceará.

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

End.: Centro Administrativo do Estado Governador Virgílio Távora

Av. General Afonso Albuquerque Lima, S/N – Edifício SEPLAG – 2º andar

60830-120 – Fortaleza-CE

Telefones: (85) 3101-3521 / 3101-3496

Fax: (85) 3101-3500

www.ipece.ce.gov.br

ouvidoria@ipece.ce.gov.br

ISSN: 1983-4969

APRESENTAÇÃO

Neste artigo, estimamos a taxa de retorno da educação da região Nordeste a partir de suas principais forças econômicas: Bahia, Ceará e Pernambuco. O período compreende os anos de 2001-2006, caracterizado por uma forte queda da desigualdade de renda do Brasil. Diferentes alternativas de estimação aos de Mínimos Quadrados Ordinários são apresentados, inclusive uma por nível de escolaridade como forma de captar o efeito diploma. Os resultados constataam que o retorno da escolaridade ainda se mantém em patamares elevados em uma região caracterizada por elevada escassez educacional.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO, 5

2 REVISÃO DA LITERATURA, 6

3 MODELOS ECONOMETRICOS E VARIÁVEIS EXPLICATIVAS, 8

4 ESTIMAÇÕES, 13

5 CONCLUSÕES, 18

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS, 20

1. INTRODUÇÃO

Existe uma extensa literatura que procura evidenciar a importância da educação na explicação dos diferenciais de renda do Brasil [ver, por exemplo, Langoni (2005), Reis e Barros (1990, 1991), Leal e Werlang (1991, 2000), Lam e Levinson (1992), Lam e Schoeni (1993), Menezes-Filho *et al.* (2000, 2006), Menezes-Filho (2001b)].

Vale também observar que desde a estabilidade alcançada após o plano real têm-se observado um declínio quase contínuo da desigualdade no Brasil [Ramos (2007)]. Dentro da literatura, divide-se este período em duas fases: (i) de 1995 a 1999, apesar do controle inflacionário, período caracterizado por forte instabilidade macroeconômica em virtude de sucessivas crises externas; 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 *et al.* (2006, 2007) e Ferreira *et al.* (2006)].

Por tudo isso, o papel do prêmio à escolaridade, isto é, o adicional salarial que o indivíduo recebe resultante de um ano a mais de estudo, ausculta-se como grande objeto de estudo.

Neste sentido, o presente trabalho buscará complementar a literatura recente dando enfoque ao aspecto regional do mercado de trabalho brasileiro, na medida em que estima a taxa de retorno da escolaridade da região Nordeste a partir de suas principais forças econômicas: Bahia, Ceará e Pernambuco. A literatura brasileira apresentada, não obstante o uso de diferentes técnicas de estimação, diferentes variáveis explicativas e base de dados diversas distribuídas ao longo dos anos encontram evidências que a taxa de retorno educacional brasileira ainda é persistentemente elevada. Tais resultados coadunam com as evidências internacionais. 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 média, o salário em cerca de 15% colocando o país em nono lugar de um total de 71 [Psacharopoulos e Patrinos (2002)].

Um trabalho desta estirpe tem inúmeras justificativas. Como dito, desde a década de 90, houve um progressivo aumento da escolaridade no Brasil. Desta forma, seria importante analisar os retornos educacionais neste contexto. Além disto, quase metade da queda na desigualdade de renda familiar observada de 2001 a 2004 deve-se aos rendimentos do trabalho [Ipea (2006)]. Outro fator a se ressaltar é que 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)].

Conforme prescrito acima, observa-se que a equação de salários de Mincer tem diversas alternativas de estimação, mediante seus inúmeros vieses que porventura possam surgir decorrentes da estimação pura e simples do método de mínimos quadrados ordinários. Nesse caso, buscar-se-á aqui diversas alternativas de estimação a este método, como forma de tentar minimizar o problema. Além disto, e tendo em conta a importância do complemento de um ciclo de estudo, procurar-se-á analisar a importância do “efeito diploma” através da estimação de um modelo por nível escolaridade.

Além desta introdução, este trabalho contém mais quatro seções. Na seção 2 é feita uma breve revisão da literatura sobre o papel da desigualdade de renda brasileira conjugada às taxas de retorno da educação no mesmo período, bem como as implicações destes fatores no mercado de trabalho. A seção 3 discute sobre os diferentes modelos e as diversas variáveis explicativas. Na seção 4 são discutidos os resultados das estimações. Por fim, a seção 5 contém as conclusões do trabalho.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Os estudos 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 Brasil [Langoni (2005) e Ramos e Reis (2000)].

Para 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)].

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 consequência, 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, por exemplo, caiu continuamente, período de maior oferta relativa.

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.

Do exposto acima, observa-se que o problema da desigualdade de renda familiar *per capita* brasileira parece concentrar-se na má distribuição da educação e a elevada estrutura de seus retornos [Ferreira (2000) e Menezes-Filho *et al.* (2000)]. De fato, Reis e Barros (1991) mostram 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.

Outra questão pertinente se dá dentro do comércio exterior em razão da crescente integração econômica entre países e as profundas mudanças tecnológicas, abrindo um amplo leque de discussões sobre as transformações no mercado de trabalho, desde o fim dos anos 80. 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)].

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.

Do ponto de vista da oferta relativa, Andrade e Menezes-Filho (2005) também 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 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.

Por outro lado, outros artigos recentemente 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 *et al.* (2006, 2007), Ferreira *et al.* (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 $\frac{1}{4}$ 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 *et al.* (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 *et al.* (2006)].

3. MODELOS ECONÔMETRICOS E VARIÁVEIS EXPLICATIVAS

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.

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, diferentes fontes de viés.

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, e 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)]. 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*.

Existe ainda um tipo de viés caracterizado pela não observância de atributos específicos dos indivíduos como, por exemplo, habilidade inata, esforço e determinação sendo, portanto, relacionados a componentes idiossincrásicos dos mesmos. Se for esse o caso, deve-se esperar que tais características não se alterem com o tempo e, portanto, tal problema poderia ser contornado a partir do uso da metodologia de dados em painel através do modelo de regressão com efeitos fixos. Como a amostra da Pnad é variável de um ano para outro, não acompanhando os mesmos indivíduos ao longo dos anos, a alternativa aqui seria o uso de pseudo-painel, conforme descrito por Deaton (1985).

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 anos de escolaridade foi tomada como categoria base. Além disto, 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 consequência do baixo estoque de pessoas na categoria [Menezes-Filho (2001a, 2001b)].

Quanto às variáveis explicativas, como de praxe, foram feitas algumas filtragens 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 Wajman (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.

Os trabalhadores domésticos são auto-excluídos no número de componentes da família (variável utilizada como instrumento no modelo de variável instrumental)³. 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.

Em função da forte segmentação e discriminação do mercado de trabalho brasileiro [Barros, Franco e Mendonça (2007)], foram acrescentadas *dummies* diferenciando trabalhadores do segmento formal-informal e brancos e não brancos⁴. Similarmente, adicionou-se mais uma *dummy* para diferenciar 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

³ Esse instrumento também exclui os parentes de empregados domésticos e os pensionistas.

⁴ Os não brancos são indivíduos que declararam na Pnad serem da raça preta ou parda. Por convenção, os amarelos e os índios foram excluídos da amostra.

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 principal⁵ e setor de atividade⁶ foram também acrescentadas [ver Ueda e Hoffmann (2002)]. Por fim, foi incluída uma única *dummy chefdom* de forma a diferenciar o chefe de domicílio das demais categorias na condição na família⁷.

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. De uma maneira bem geral, o modelo econométrico teria o seguinte formato:

$$\ln w_i = \beta x'_i + \gamma esc_i + \delta Z_i + \varphi residuo_i + \theta residuo_i \times esc_i + \lambda \lambda + \varepsilon_i$$

$$x'_i = \left(\begin{array}{l} exp, exp^2, branca, esc \times exp, exp \times branca, esc \times exp \times branca, perm, \\ perm^2, formal, sind, urbmet, urbnaomet, secundario, terciaria, \\ contapropria, funcpub, empregador, chefdom \end{array} \right) \quad (01)$$

onde w é o salário real horário, x' é um vetor que indica as diversas características observadas dos indivíduos, conforme descrito, esc a escolaridade do indivíduo medida em anos de estudo e ε um termo de erro.. No modelo por nível de escolaridade, caracterizado pelo chamado “efeito diploma”, a variável esc é substituída por quatro *dummies* para cada ciclo de ensino. Estes atributos individuais e as demais variáveis explicativas que aparecem nos distintos modelos estão enumerados a seguir:

1. exp – experiência do indivíduo definida como experiência = idade – escolaridade – 6 (medida em anos).
2. exp^2 – experiência ao quadrado.
3. $branca$ – se o indivíduo se declarou branco ($branco = 1$ e demais casos = 0).
4. $esc \times exp$ – interação entre as variáveis escolaridade e experiência.
5. $exp \times branca$ – interação entre as variáveis experiência e raça branca.
6. $esc \times exp \times branca$ – interação entre as variáveis escolaridade, experiência e raça branca.
7. $perm$ – tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho (medida em anos).
8. $perm^2$ – tempo de permanência do indivíduo no mesmo trabalho ao quadrado.
9. $formal$ – se o indivíduo contribuiu para instituto de previdência em qualquer trabalho ($formal = 1$ e trabalhador informal = 0).

⁵ Foram acrescentadas as *dummies* conta-própria, funcionário público e empregador como forma de captar uma diferença de média entre o grupo de trabalhadores empregado (categoria base).

⁶ Uma *dummy* para o setor secundário (indústria) e outra para o setor terciário (comércio e serviços) diferencia-se do setor agrícola (grupo de controle).

⁷ O grupo de controle formado por pessoas não chefes de domicílio é composto de cônjuge, filhos, outros parentes e agregados.

10. *sind* – se o trabalhador é sindicalizado (*sind* = 1 e trabalhador não sindicalizado = 0).

11. *urbmet* – indivíduo da região urbana metropolitana (*urbmet* = 1 e rural = 0).

12. *urbnaomet* – indivíduo da região urbana não metropolitana (*urbnaomet* = 1 e rural = 0).

13. *secundario* – trabalhador do setor de comércio e serviços (*secundario* = 1 e primário = 0).

14. *terciario* – trabalhador do setor industrial (*terciario* = 1 e primário = 0).

15. *conta-propria* – se o indivíduo é conta-própria (*conta-propria* = 1 e empregado = 0).

16. *funcpub* – se o indivíduo é funcionário público estatutário ou militar (*funcpub* = 1 e empregado = 0).

17. *empregador* – se o indivíduo é empregador (*empregador* = 1 e empregado = 0).

18. *chefdom* – chefe de domicílio (chefe de domicílio = 1 e demais membros = 0).

19. *residuo* – variável gerada da equação específica para escolaridade no modelo de Garen (1984).

20. *residuoexesc* – interação entre a variável gerada da equação específica para escolaridade no modelo de Garen (1984) e a escolaridade do indivíduo (medida em anos).

21. *lambda* – razão inversa de Mills gerada pelo Modelo de Heckman de dois estágios.

22. *efeitos fixos (Z_i)* – conjunto de variáveis não observadas que varia de um indivíduo para outro no modelo de pseudo-painel.

Quando se considera o modelo por nível de escolaridade, a variável *esc* é substituída por quatro *dummies* e a equação (01) anterior é substituída pela equação (02) abaixo:

$$\ln w_i = \beta x'_i + \gamma_1 EF1 + \gamma_2 EF2 + \gamma_3 EM + \gamma_4 ES + \varepsilon_i$$

$$x'_i = \left(\begin{array}{l} \exp, \exp^2, \text{branca}, \text{perm}, \text{perm}^2, \text{formal}, \text{sin } d, \\ \text{urbmet}, \text{urbnaomet}, \text{secundario}, \text{terciario}, \\ \text{contapropria}, \text{funcpub}, \text{empregador}, \text{chefdom}. \end{array} \right) \quad (02)$$

onde:

1. *EF1* – indivíduos que possuem de quatro a sete anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de ensino fundamental 1 (*EF1* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).

2. *EF2* – indivíduos que possuem de oito a dez anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de ensino fundamental 2 (*EF2* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).

3. *EM* – indivíduos que possuem onze anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de Ensino Médio (*EM* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).

4. *ES* – indivíduos que possuem doze, treze, quatorze e mais de quinze anos de estudo e, portanto, detentor do diploma de ensino superior, onde diploma de ensino superior caracteriza-se por apenas um ano de estudo em instituição superior (*ES* = 1 e sem diploma = 0, com escolaridade de zero a três anos de estudo).

4. ESTIMAÇÕES

As tabelas 1, 2 e 3 abaixo apresentam, respectivamente, as estimações dos diferentes modelos para os Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco.

Tabela 1 - Estimativas para o Estado da Bahia

Variáveis Explicativas#	Modelos					
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Pseudo-Painel Efeitos Fixos	Variável Instrumental (IV)	Garen (1984)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1,0295	-	-1,0253	-1,2120	-0,7072	-0,4064
<i>esc</i>	0,1266	-	0,1209	0,1766	0,1077	-
<i>exp</i>	0,0527	-	0,0500	0,0505	0,0277	0,0215
<i>exp²</i>	-0,000622	-	-0,000592	-0,000437	-0,000314	-0,000286
<i>branca</i>	0,1214	-	0,1031	0,0903	0,1307	0,1902
<i>escxexp</i>	-0,0017	-	-0,0016	-	-0,0001*	-
<i>expxbranca</i>	-0,0047	-	-0,0039	-	-0,0066	-
<i>escxexpxbranca</i>	0,001251	-	0,001219	-	0,001121	-
<i>perm</i>	0,0127	-	0,0119	0,0086	0,0121	0,0137
<i>perm²</i>	-0,000258	-	-0,000240	-0,000272	-0,000233	-0,000263
<i>formal</i>	0,2885	-	0,2920	0,1592	0,2878	0,3157
<i>Sind</i>	0,1372	-	0,1402	0,0672	0,1358	0,1507
<i>urbmet</i>	0,1295	-	0,2173	-0,0691*	-0,0592*	0,1917
<i>urbnaomet</i>	0,0403	-	0,0415	-0,0497*	-0,1079	0,0711
<i>secundario</i>	0,1909	-	0,2071	0,0722	0,2064	0,2377
<i>terciario</i>	0,1332	-	0,1583	-0,0600*	0,1509	0,1897
<i>contaproprias</i>	0,0795	-	0,0779	0,0371	0,0913	0,0928
<i>funcpub</i>	0,2466	-	0,2481	0,0815*	0,1841	0,2732
<i>empregador</i>	0,7410	-	0,7352	0,5384	0,7197	0,8099
<i>chefdom</i>	0,1192	-	0,1293	0,1034	0,1413	0,1350
<i>residuo</i>	-	-	-	-	-0,0746	-
<i>residuoxesc</i>	-	-	-	-	0,0079	-
<i>lambda</i>	-	-	-	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	-	0,1380
<i>EF2</i>	-	-	-	-	-	0,3118
<i>EM</i>	-	-	-	-	-	0,4102
<i>ES</i>	-	-	-	-	-	0,8405

Fonte: Cálculos pelos autores.

Número de observações: 32.149.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

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

* Variáveis não significativas.

Tabela 2- Estimativas para o Estado do Ceará

Variável Dependente: Logaritmo do Salário Real Horário						
Variáveis Explicativas#	MQO	Modelos				
		Heckman em 2 Estágios	Pseudo-Painel Efeitos Fixos	Variável Instrumental (IV)	Garen (1984)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1,2700	-2,6718	-1,2047	-0,9101	-0,7917	-0,6029
<i>esc</i>	0,1265	0,1782	0,1249	0,1074	0,0787	-
<i>exp</i>	0,0577	0,0925	0,0555	0,0313	0,0270	0,0249
<i>exp²</i>	-0,000700	-0,001311	-0,000678	-0,000310	-0,000337	-0,000355
<i>branca</i>	0,0815	0,0648*	0,0782	0,0758	0,1293	0,1053
<i>escxexp</i>	-0,0018	-0,0032	-0,0018	-	-0,00004*	-
<i>expxbranca</i>	-0,0042	-0,0044	-0,0033	-	-0,0068	-
<i>escxexpxbranca</i>	0,000873	0,001180	0,000722	-	0,000846	-
<i>perm</i>	0,0167	0,0167	0,0182	0,0158	0,0161	0,0172
<i>perm²</i>	-0,000347	-0,000346	-0,000375	-0,000356	-0,000318	-0,000338
<i>formal</i>	0,2158	0,2171	0,2018	0,1871	0,2167	0,2357
<i>sind</i>	0,1088	0,1090	0,1075	0,0960	0,1033	0,1290
<i>urbmet</i>	0,1685	0,2184	0,1113	0,1325	0,0803	0,2122
<i>urbnaomet</i>	0,0003*	0,0799*	0,0198*	-0,0154*	-0,0730	0,0214*
<i>secundario</i>	0,2744	0,2734	0,2732	0,2408	0,2800	0,3080
<i>terciario</i>	0,2839	0,2838	0,2730	0,2260	0,2893	0,3387
<i>contaproprias</i>	0,1002	0,1024	0,0938	0,0904	0,1131	0,1119
<i>funcpub</i>	0,4241	0,4147	0,4234	0,3927	0,3347	0,4650
<i>empregador</i>	0,6958	0,6959	0,6773	0,6517	0,6822	0,7576
<i>chefdom</i>	0,0890	0,4689	0,1009	0,0897	0,1014	0,0936
<i>residuo</i>	-	-	-	-	-0,0581	-
<i>residuoexesc</i>	-	-	-	-	0,0081	-
<i>lambda</i>	-	1,4299	-	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	-	0,1293
<i>EF2</i>	-	-	-	-	-	0,2908
<i>EM</i>	-	-	-	-	-	0,4579
<i>ES</i>	-	-	-	-	-	0,8433

Fonte: Cálculos pelos autores.

Número de observações: 19.656.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

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

* Variáveis não significativas.

Tabela 3 - Estimativas para o Estado de Pernambuco

Variáveis Explicativas [#]	Modelos					
	MQO	Heckman em 2 Estágios	Pseudo-Painel Efeitos Fixos	Variável Instrumental (IV)	Garen (1984)	Nível de Escolaridade
<i>constante</i>	-1,2088	-0,4620	-1,1376	-1,1064	-0,7809	-0,4908
<i>esc</i>	0,1411	0,1088	0,1365	0,1608	0,1106	-
<i>exp</i>	0,0576	0,0349	0,0537	0,0413	0,0267	0,0202
<i>exp²</i>	-0,000666	-0,000261	-0,000611	-0,000333	-0,000292	-0,000279
<i>branca</i>	0,0710	0,0518*	0,0640	0,0671	0,0965	0,1511
<i>escxexp</i>	-0,0022	-0,0013	-0,0021	-	-0,0003	-
<i>expxbranca</i>	-0,0046	-0,0040	-0,0044	-	-0,0072	-
<i>escxexpxbranca</i>	0,001189	0,001137	0,001212	-	0,001100	-
<i>perm</i>	0,0140	0,0141	0,0154	0,0109	0,0143	0,0160
<i>perm²</i>	-0,000260	-0,000262	-0,000313	-0,000305	-0,000269	-0,000291
<i>formal</i>	0,2006	0,2011	0,1985	0,1210	0,2063	0,2264
<i>sind</i>	0,1415	0,1401	0,1345	0,1112	0,1297	0,1637
<i>urbmet</i>	0,1109	0,1940	0,1080	-0,0409*	-0,0564*	0,1874
<i>urbnaomet</i>	0,0549	0,0583	0,0639	-0,0034*	-0,0710	0,0895
<i>secundario</i>	0,1701	0,1728	0,1707	0,0647*	0,1877	0,2249
<i>terciario</i>	0,1578	0,1598	0,1596	0,0017*	0,1811	0,2269
<i>contapropria</i>	0,0712	0,0714	0,0648	0,0441	0,0838	0,0939
<i>funcpub</i>	0,3616	0,3641	0,3608	0,2277	0,2953	0,4124
<i>empregador</i>	0,6860	0,6840	0,7044	0,5441	0,6619	0,7591
<i>chefdom</i>	0,1094	-0,1084*	0,1019	0,0921	0,1221	0,1333
<i>residuo</i>	-	-	-	-	-0,0800	-
<i>residuoxesc</i>	-	-	-	-	0,0086	-
<i>lambda</i>	-	-0,7018	-	-	-	-
<i>EF1</i>	-	-	-	-	-	0,1278
<i>EF2</i>	-	-	-	-	-	0,3067
<i>EM</i>	-	-	-	-	-	0,4231
<i>ES</i>	-	-	-	-	-	0,8939

Fonte: Cálculos pelos autores.

Número de observações: 20.323.

Os erros padrão são robustos à heteroscedasticidade.

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

* Variáveis não significativas.

No que se observou, o modelo de Heckman em dois estágios para o Estado Bahia foi o único que não apresentou um bom ajuste. Neste caso, optou-se por sua exclusão. Para os demais modelos, pode-se observar a significância estatística de quase todas as variáveis em todos os Estados mostrando, portanto, a relevância da grande maioria das variáveis explicativas, bem como a robustez de todos os modelos escolhidos para as distintas estimações.

Com relação às principais variáveis explicativas⁸, observa-se o seguinte: no caso dos trabalhadores dos setores secundário e terciário⁹, nos três Estados, seus diferenciais salariais são bem superiores quando comparados

⁸ O efeito parcial (marginal) exato das principais variáveis explicativas descritas no modelo é obtido através da expressão $\frac{\partial y}{\partial x} = [\exp(\text{coef}) - 1] \times 100$.

⁹ No modelo de variável instrumental dos Estados da Bahia e de Pernambuco o setor terciário e os setores secundário e terciário, respectivamente, possuem um baixo poder explicativo além de os coeficientes serem não significantes. Em todos os demais modelos, os diferenciais são potencialmente relevantes para os dois setores.

com os trabalhadores do setor primário (agrícola)¹⁰. No caso dos chefes de domicílio, situação semelhante acontece: quando comparados com suas respectivas categorias de referência, seus diferenciais salariais são também enormes. Para o Estado da Bahia, os diferenciais variam de 12,66% a 15,18%, enquanto no Ceará o diferencial varia de 9,31% a 59,82% e em Pernambuco a variação está entre 9,65% a 12,99%.

As *dummies* de posição do trabalho principal que diferencia conta-própria, funcionário público e empregador dos empregados (categoria de referência), apresentam também efeitos parciais potencialmente relevantes. No caso de trabalhadores inseridos na categoria conta-própria, os resultados mostram que seus efeitos marginais são positivos. Funcionários públicos e empregadores, em média, apresentam efeitos ainda maiores. Para o Ceará, a categoria funcionários públicos apresenta valores superiores aos outros dois Estados, enquanto que a categoria empregador, em todos os três, apresentam efeitos ainda mais diferenciados (na o maior efeito marginal de um empregador é de até 124,77%, no Ceará o diferencial salarial chega a até 113,32% e em Pernambuco o diferencial é até 113,64%).

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. Assim, 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, nos três Estados, em todos os modelos estimados, ganham, em média, acima de 12% que trabalhadores da informalidade. 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)]. No tocante a segmentação espacial, apesar de grandes variações intra-regionais entre trabalhadores com características similares observado em alguns modelos, algumas destas variáveis apresentaram-se com sinais não esperados e muitas vezes não significativas.

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 chega a ganhar, em média, até 17,79% a mais que um não-sindicalizado no Estado de Pernambuco.

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:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial perm} = \beta_{perm1} + 2\beta_{perm2} perm . \quad (03)$$

¹⁰ No caso do Ceará, o diferencial chega a até 40,31% para o setor terciário no modelo por nível de escolaridade.

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 marginal da variável é bem similar para os três Estados.¹¹

Resta ainda observar a variável experiência. Para tanto, em virtude dos diversos coeficientes de interação que envolve a variável nos modelos, optou-se por captar seu efeito parcial pela expressão abaixo como forma de incluir todas as variáveis de interação:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial exp} = \beta_{exp1} + 2\beta_{exp2} exp + \beta_{exp3} esc + \beta_{exp4} branca + \beta_{exp5} esc \times branca. \quad (04)$$

onde β_{exp1} representa o coeficiente da variável *exp*, β_{exp2} o coeficiente da variável exp^2 , β_{exp3} o coeficiente da variável *esc*×*exp*, β_{exp4} o coeficiente da variável *exp*×*branca* e β_{exp5} o coeficiente da variável *esc*×*exp*×*branca*.

Considerando apenas homens brancos e apenas os modelos que incluem todos os termos de interação, na Bahia o efeito parcial varia de 1,13% a 1,43%, no Ceará esse efeito varia de 0,79% a 1,55% e em Pernambuco variação se dá entre 1,03% a 1,71%¹². 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)]. Em segundo lugar, a redução da heterogeneidade étnica no mercado de trabalho brasileiro talvez explique o baixo poder explicativo dessa variável.

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:

$$\frac{\partial(\bullet)}{\partial esc} = \beta_{esc1} + \beta_{esc2} exp + \beta_{esc3} exp \times branca. \quad (05)$$

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*¹³.

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 acima. A tabela 4 abaixo resume todos esses resultados.

¹¹ A variável *perm* incluída para o cálculo do efeito marginal foi dada pela média dos seis anos das amostras.

¹² No cálculo do efeito marginal da experiência, como existem coeficientes que incluem medidas de experiência e anos de estudo, foi considerada a média dos seis anos das amostras para cada variável na composição dos resultados.

¹³ Neste caso, semelhantemente a experiência, considerou-se apenas homens brancos.

Tabela 4 - Taxa de Retorno da Educação

Modelos	Bahia	Ceará	Pernambuco
MQO	12,23	10,87	12,34
Heckman em 2 Estágios	-	13,60	11,05
Pseudo-Painel (Efeitos Fixos)	11,78	10,28	12,16
Garen (1984)	14,25	10,40	13,90
Variável Instrumental (IV)	19,32	11,34	17,45
Nível de Escolaridade	-	-	-
EF1	14,80	13,80	13,63
EF2	36,59	33,75	35,89
EM	50,71	58,08	52,67
ES	131,75	132,40	144,46

Fonte: Cálculos pelos autores a partir dos dados da Pnad e das estimações econométricas.

Em primeiro lugar, é preciso observar que a taxa de retorno da escolaridade se encontra acima de 10% tanto dentro da mesma região geográfica, como também em uma comparação intra-regional (o valor mais baixo se dá no Estado do Ceará no modelo de Garen (1984), onde a taxa é de 10,40%).

Com exceção do modelo de Heckman em dois estágios, as taxas de retorno para o Ceará são, em média, menores que para os outros dois Estados nordestinos. De fato, quando se considera somente o modelo de variável instrumental, a taxa de retorno da educação para o Estado da Bahia chega a 19,32% e em Pernambuco a 17,45%.

Já o modelo que discrimina por nível de escolaridade, os resultados tornam-se interessantes por pelo menos duas razões. Primeiro, 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 pelo menos um ciclo de estudo. Além do mais, como se pode observar, esses efeitos são potencializados na medida em que se conclui um ciclo mais elevado¹⁴.

5. CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo estimar a taxa de retorno da escolaridade do Brasil sob a luz de um enfoque regional ao abordar a região Nordeste a partir de suas principais forças econômicas: Bahia, Ceará e Pernambuco. Em decorrência de problemas como endogeneidade, seletividade amostral e características não observadas de indivíduos que surgem via estimativa por MQO, buscou-se aqui alternativas de estimação.

Os resultados encontrados, tanto em nível intra como em nível inter-regional, apesar de não comparáveis com outros estudos semelhantes devido às diferentes variáveis explicativas e base de dados, mostram que o prêmio à escolaridade no Brasil, sob um prisma regional, ainda se mantém em patamares elevados.

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

¹⁴ Para o ensino superior, conforme explicitado na seção 4, apenas um ano de estudo no ciclo serviu como delimitador do “efeito diploma” em virtude do baixo estoque de capital humano na categoria.

supletivo, por exemplo, podem suprir a escassez educacional em termos de anos de estudo formal, e, assim, homogeneizar mais a força de trabalho e reduzir a taxa de retorno da escolaridade nos ciclos mais inferiores de ensino¹⁵. Além disto, é importante também entender o efeito da composição educacional, e em que medida uma expansão mais acelerada da educação superior 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 em vista de uma maior escassez relativa de capital humano quando se considera as principais economias da região Nordeste.

¹⁵ Anuatti e Fernandes (2000) mostram que, de modo geral, o ensino supletivo traz um retorno econômico positivo em termos salariais. Desta forma, a educação complementar seria uma maneira alternativa de resolver gargalos do sistema educacional em ciclos mais inferiores de ensino.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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.
- ANUATTI N. F.; FERNANDES, R. 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.
- 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.
- 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).
- BEHRMAN, J.; BIRDSAALL, N. The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading. **American Economic Review**, v.73, n.5, p.928-946, dec., 1983.
- 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.
- DEATON. A. Panel Data from Time Series of Cross-Sections. **Journal of Econometrics**. v.30, p.109-126, jan-feb, 1985.
- DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. **American Economic Review**, v.73, n.4, p.1093-1113, sep., 2003.
- 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.
- FISHLOW, A. Brazilian Size Distribution of Income. **American Economic Review**, v.62, n.2, p.391-402, may, 1972.
- 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.
- HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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, 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.
- 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.
- 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.