ISSN 0102-9924

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS DA UFRGS

Análise Econômica

CENTRAL BANK INDEPENDENCE AND ECONOMIC GROWTH: AN ANALYSIS OF THE LINK BETWEEN THEM
HELDER FERREIRA DE MENDONÇA

INVESTIMENTOS EM CAPITAL HUMANO NO BRASIL: UM ESTUDO SOBRE RETORNOS FINANCEIROS PRIVADOS DE CURSOS DE GRADUAÇÃO
EDUARDO PONTUAL RIBEIRO, PAULO TIAGO CARDOSO CAMPOS E STEFANO FLORISSI

TENDÊNCIAS DO PENSAMENTO ECONÔMICO DE CURSOS DE ECONOMIA: UMA ABORDAGEM EXPLORATÓRIA PARA A CIDADE DE PORTO ALEGRE-RS
EDSON GONÇALVES DE OLIVEIRA, PERY FRANCISCO ASSIS SHIKIDA E DÉBORA DA SILVA LOBO

A TEORIA DO DESENVOLVIMENTO REGIONAL E O PAPEL DO ESTADO
ANTÔNIO ERNANI MARTINS LIMA

VANTAGENS COMPARATIVAS NO COMÉRCIO EXTERIOR DA AGROINDÚSTRIA PARANAENSE: 1989-2001
ALEXANDRE FLORINDO E TATIANA ROSA

ANÁLISE DA EFICIÊNCIA TÉCNICA NA ADMINISTRAÇÃO DOS RECURSOS PÚBLICOS MUNICIPAIS NO RIO GRANDE DO SUL, 1988-2000
AUGUSTO MUSSI ALVIM, ANDRÉ CARRARO E ADELAR FOCHEZATTO

VIABILIDADE ECONÔMICA DO ARMAZENAMENTO DE SOJA NA PROPRIEDADE RURAL: VANTAGEM COMPETITIVA VIA REDUÇÃO DE DESPESAS E BENEFÍCIOS PARA A ESTRATÉGIA DE COMERCIALIZAÇÃO
ALTEMAR CARLOS CRISTIANO, FÁBIO DA SILVA RODRIGUES E JOSÉ PAULO DE SOUZA

CRESCIMENTO ENDÓGENO, ENDIVIDAMENTO EXTERNO E CONTROLES DE CAPITAIS
GUILHERME JONAS COSTA DA SILVA E JOSÉ LUÍS DA COSTA OREIRO

EVOLUÇÃO SETORIAL DA ECONOMIA BRASILEIRA ENTRE 2002 E 2020: DO PASSADO AO FUTURO COM O MÉTODO DELPHI
DUILIO DE AVILA BÊRNI, ADALMIR ANTONIO MARQUETTI E FÁBIO CÁNDANO PEIXOTO

MULTINATIONAL ENTERPRISES AND THE INTERNATIONALIZATION OF R&D: ARE THERE INTRA-FIRM R&D NETWORKS?
FREDERICO ROCHA E ANA URRACA RUIZ

TENDÊNCIAS RECENTES DA CONSOLIDAÇÃO BANCÁRIA NO BRASIL
LUIZ FERNANDO DE PAULA E MARIA BEATRIZ L. MARQUES

DESIGUALDADE DOS RENDIMENTOS DO TRABALHO: ESTUDO COMPARATIVO PARA AS REGIÕES NORDESTE E SUDESTE DO BRASIL
ROSANA RIBEIRO E HENRIQUE NEDER

ANO 24
Nº 45
Março, 2006

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Reitor: Prof. José Carlos Ferraz Hennemann

Faculdade de Ciências Econômicas
Diretor: Prof. Gentil Corazza

Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas
Diretor: Prof. Lovois de Andrade Miguel

Departamento de Ciências Econômicas
Chefe: Prof. Ricardo Dathein

Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais
Chefe: Prof. Ceno Odilo Kops

Curso de Pós-Graduação em Economia
Coordenador: Prof. Fernando Ferrari Filho

Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural
Coordenador: Prof. Paulo Dabdab Waquil

Conselho Editorial: André Moreira Cunha (UFRGS), Carlos G. A. Mielitz Netto (UFRGS), Carlos Henrique Horn (UFRGS), Eduardo A. Maldonado Filho (UFRGS), Eleutério F. S. Prado (USP), Eugênio Lagemann (UFRGS), Fernando Cardim de Carvalho (UFRJ), Fernando Ferrari Filho (UFRGS), Fernando de Holanda Barbosa (FGV/RJ), Flávio Augusto Ziegelman (UFRGS), Flávio Vasconcellos Comim (UFRGS), Gentil Corazza (UFRGS), Giácomo Balbinotto Netto (UFRGS), Gustavo Franco (PUC/RJ), Hélio Henkin (UFRGS), Jan A. Kregel (UNCTAD), João Rogério Sanson (UFSC), Joaquim Pinto de Andrade (UnB), Júlio César Oliveira (UFRGS), Luiz Estrella Faria (UFRGS), Luis Paulo Ferreira Nogueról (UFRGS), Marcelo S. Portugal (UFRGS), Maria Alice Lahorgue (UFRGS), Octávio Augusto Camargo Conceição (UFRGS), Paul Davidson (University of Tennessee), Paulo D. Waquil (UFRGS), Pedro C. D. Fonseca (UFRGS), Philip Arestis (University of Cambridge), Ricardo Dathein (UFRGS), Ronald Otto Hillbrecht (UFRGS), Sabino da Silva Porto Jr. (UFRGS), Sérgio M. M. Monteiro (UFRGS), Stefano Florissi (UFRGS) e Werner Baer (University of Illinois at Urbana – Champaign).

Comissão Editorial: Eduardo Augusto Maldonado Filho, Fernando Ferrari Filho, Hélio Henkin, Marcelo Savino Portugal, Paulo Dabdab Waquil e Sérgio Marley Modesto Monteiro.

Editor: Sérgio Marley Modesto Monteiro
Editor Adjunto: Hélio Henkin
Secretário: Emerson Douglas Neves
Revisão de textos: Vanete Ricacheski
Editoração: Núcleo de Editoração e Criação (Gráfica UFRGS) – Cristiano Muniz
Fundador: Prof. Antônio Carlos Santos Rosa

Os materiais publicados na revista *Análise Econômica* são da exclusiva responsabilidade dos autores. É permitida a reprodução total ou parcial dos trabalhos, desde que seja citada a fonte. Aceita-se permuta com revistas congêneres. Aceitam-se, também, livros para divulgação, elaboração de resenhas e recensões. Toda correspondência, material para publicação (vide normas na terceira capa), assinaturas e permutas devem ser dirigidos ao seguinte destinatário:

Prof. Sérgio Marley Modesto Monteiro
Revista Análise Econômica – Av. João Pessoa, 52
CEP 90040-000 – Porto Alegre – RS, Brasil
Telefones: (051) 3316 3513 /3316 4164
Fax: (051) 3316-3990
Email: rae@vortex.ufrgs.br

Assinatura revista Análise Econômica: R$50,00
A assinatura anual dá direito a 2 números da revista.

Análise Econômica

Ano 24, nº 45, março, 2006 – Porto Alegre
Faculdade de Ciências Econômicas, UFRGS, 2000

Periodicidade semestral, março e setembro.
ISSN 0102-9924

1. Teoria Econômica – Desenvolvimento Regional – Economia Agrícola – Pesquisa Teórica e Aplicada – Periódicos. I. Brasil.
Faculdade de Ciências Econômicas,
Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

CDD 330.05
CDU 33 (81) (05)

Desigualdade dos rendimentos do trabalho: estudo comparativo para as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil

Rosana Ribeiro[*]
Henrique Neder[*]

Resumo: Século XXI, e o Brasil ainda é uma das sociedades mais desiguais do Planeta. A discrepância é acentuada mesmo quando se considera o rendimento do trabalho em todo o território; no Nordeste, por exemplo, os índices de concentração de renda superam os do Sudeste. Neste artigo investigamos as principais variáveis explicativas para desigualdade total dos rendimentos do trabalho nessas regiões por meio da análise de variância. Os resultados revelaram que as variáveis nível de escolaridade e posição na ocupação contribuíram muito para tal desigualdade. Logo, elevar o nível de escolaridade das pessoas permite um melhor posicionamento na fila de indivíduos em busca de emprego. Contudo, realocar a participação das pessoas na ocupação segundo a posição é também crucial: se a elevação do nível de escolaridade dos indivíduos pode ser obtida mediante uma política pública educacional, alterações na proporção de pessoas segundo a posição na ocupação se revelam tarefa muito mais difícil, que exige redefinição na política industrial – na verdade, na política de desenvolvimento – para promover determinadas atividades econômicas fundamentais à geração de bons postos de trabalho.

Palavras-chave: desigualdade dos rendimentos, análise regional.

Abstract: Even in the 21st century, Brazil still remains as one of the most unequal societies in the world. Discrepancies are remarkable even when it is considered the work income all over the country; for instance, income concentration in Northeast is higher than in Southeast. In this article we approach the main variables that explain the work income inequality in these regions, through variance analysis. The results show that variables such as schooling and job position have reinforced inequality. Thus, a higher schooling level may place people in a higher rank when it comes to get a job. However, a change in the participation of people in the occupation according to the job position is crucial: if public educational policies may lead to a higher schooling, changes in the proportion of people according to job position seem to be a hard task because it requires redefining

[*] Professores do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (IE/UFU). E-mails: rosanaribeiro@netsite.com.br e hdneder@ufu.br

Recebido em novembro de 2005. Aceito em janeiro de 2006.

the industry policy (development policy) to promote certain economic activities aimed at increasing employment rates.

Keywords: income of unequal, analysis of regions.

JEL: J31

O índice de Gini para os rendimentos do trabalho em 2003 ficou em 0,57, o que mostra que o Brasil ainda ocupa posição de destaque como uma das sociedades mais desiguais do Planeta. Além disso, a desigualdade se estende a todo o espaço geográfico; para ilustrar, em 2003 o mesmo índice chegou a 0,53 na região Sudeste e a 0,55 no Nordeste. Segundo vários estudos – apresentados a seguir –, embora a variável região geográfica não seja determinante central da desigualdade total, para ela contribui.

Nessa perspectiva, este artigo visa mensurar os determinantes da desigualdade dos rendimentos do trabalho no Sudeste e no Nordeste do país. A principal abordagem empírica do artigo é a análise de variância, vantajosa por considerar as contribuições independentes de cada variável explicativa sobre a variabilidade da renda simultaneamente – embora a decomposição do Índice de Theil-T permita a obtenção da contribuição isolada de cada variável explicativa, ela não considera os efeitos simultâneos, interdependentes e aditivos de cada uma delas.[1] As variáveis explicativas eleitas são: gênero, cor, faixa etária, posição na ocupação, ramo de atividade, escolaridade e grupo ocupacional. Os dados foram levantados com base na Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD), enquanto os cálculos foram realizados por meio do *software* Stata. Assim, para determinar se há algum poder explicativo nas variáveis eleitas, utilizamos os anos 1995 e 2003. Escolhemos, como ponto de partida, o ano de 1995, pois é o primeiro ano para o qual existem dados disponíveis após a estabilização de preços que se iniciou com o Plano Real. Uma das novidades de nosso estudo da desigualdade dos rendimentos do trabalho é a utilização da análise de variância, já que, até então, a maioria dos testes realizados baseou-se na decomposição do índice de Theil-T.

O artigo divide-se em quatro seções. A primeira é uma resenha de diversas teorias sobre os determinantes de diferenciais de rendimento do trabalho; a segunda apresenta uma análise dos estudos de decompo-

[1] Há outras vantagens ao se usar a análise de variância no estudo da decomposição da desigualdade de renda; uma é poder testar, pela Anova, hipóteses estatísticas relativas à significância das variáveis explicativas com base em dados de uma amostra como a PNAD. Além disso, nesse modelo é possível testar a ocorrência de interações entre as variáveis.

sição do Índice Theil-T realizados para o Brasil; na seção seguinte, a decomposição da distribuição de renda é interpretada à luz do modelo de análise de variância para essas regiões; por fim, as notas conclusivas.

1 Os determinantes dos diferenciais de rendimento

No modelo de concorrência perfeita,[2] firmas e trabalhadores defrontam-se no mercado, de forma que aquelas buscam maximizar lucros e estes tentam otimizar sua utilidade. A construção da curva de demanda de trabalho das empresas obedece, portanto, ao princípio de maximização dos lucros. Pelo pressuposto da lei dos rendimentos decrescentes, o produto marginal do trabalho se reduz com o aumento do número de empregados, e isso dá um formato negativamente inclinado a essa curva. O somatório dessas demandas individuais corresponde à curva de demanda agregada por trabalho, que prevê, para cada salário real de mercado, a quantidade ótima de contratações.

No âmbito da oferta de trabalho,[3] os trabalhadores maximizam suas funções-utilidade compostas de bens ou serviços – renda proveniente do trabalho – e de lazer no ponto em que a utilidade derivada do salário real é igual à desutilidade do trabalho. Desse modo, o trabalhador decide a oferta de trabalho que maximiza sua função-utilidade, estabelecendo uma quantidade ótima de trabalho para cada salário real. O somatório das ofertas individuais de trabalho fornece uma curva de oferta agregada, que pressupõe uma inclinação positiva.[4]

No ponto em que as curvas de oferta e de demanda se interceptam, são determinados o salário real e o nível de emprego; esse ponto de equilíbrio se caracteriza pela eficiência produtiva, pois o salário real é igual à produtividade marginal do trabalho, que, por sua vez, iguala-se à taxa marginal de substituição entre consumo e lazer. Nesse modelo, a força de trabalho é tratada como um bem qualquer, além de ser considerada homogênea: admite-se a perfeita substituição entre os trabalhadores. Não há, então, espaço para desigualdade de salários no modelo neoclássico.

Entretanto, a realidade desafia a eqüidade salarial assegurada pelo modelo anterior. Na tentativa de explicar os diferenciais de salários, a

[2] As hipóteses sobre o comportamento das empresas são de que estas maximizam lucros; os salários e os preços são dados, e a tecnologia permanece inalterada.

[3] As hipóteses em relação à oferta de trabalho são as seguintes: os trabalhadores têm funções de utilidade estáveis, o trabalho gera desutilidade, os bens e o lazer geram utilidades, salários e preços são dados, e os trabalhadores maximizam suas utilidades.

[4] A inclinação dessa curva depende inteiramente dos efeitos substituição e renda, sobre os quais nada se pode afirmar *a priori*.

teoria neoclássica confere tratamento particular à discriminação[5] no mercado de trabalho. O argumento básico da discriminação é que trabalhadores com características similares e na mesma função recebem salários diferentes por causa da preferência dos empregadores por uns, e não por outros com as mesmas qualificações e os mesmos atributos produtivos. Assim, a discriminação originaria ineficiência, visto que as empresas poderiam reduzir custos contratando pessoas de grupos sociais atingidos pelo preconceito. Na perspectiva da economia neoclássica, os requerimentos crescentes de eficiência das empresas levariam, no longo prazo, à superação da discriminação.

Outro conceito utilizado pela teoria neoclássica é o de segmentação. Nesse caso, pessoas que residem em regiões distintas ou trabalham em setores diversos da atividade econômica recebem salários diferenciados, embora tenham a mesma produtividade, desempenhando função idêntica. Essas desigualdades seriam oriundas, por exemplo, de custos de mobilidade – o que não interfere na aplicação do modelo de concorrência perfeita original. Vale ressaltar que os fenômenos de discriminação e segmentação podem coexistir.

Nos anos de 1960, para fundamentar a origem dos diferenciais de rendimentos sem se romper com o pressuposto neoclássico de que a produtividade determina os salários, foi desenvolvida a Teoria do Capital Humano.[6] Segundo os teóricos dessa corrente, os conhecimentos e as habilidades (inatas ou adquiridas) determinam a produtividade – a qual determina os salários –, e o capital humano compreende o conjunto dessas habilidades desenvolvidas, seja no sistema escolar (geral) ou no próprio local de trabalho (específico). De acordo com essa teoria, a escola modifica as habilidades cognitivas do trabalhador e, assim, sua capacidade produtiva; como resultado tem-se um produto marginal mais elevado e, portanto, um salário maior. No caso do conhecimento específico, a aquisição pode ser produto natural das atividades do empregado ou de uma política de formação profissional do empregador. Aqui nos parece bastante razoável supor que um trabalhador com mais tempo de *on-the-job training* produza mais. Contudo, a associação entre escolaridade e produtividade é um tanto quanto obscura. A título de exemplo, alguns testes com alunos não estabeleceram relação direta entre maiores notas (maiores habilidades) e maiores salários (LIMA, 1980).

Ainda assim, a teoria do capital humano permanece na defesa, intransigente, de que os diferenciais de rendimento devem-se aos diferenciais de escolaridade e experiência no mercado de trabalho (a *proxy* usada

[5] Os primeiros trabalhos com o tema discriminação são de Becker (1971) e Arrow (1973).

[6] Um dos teóricos é Schultz (1963).

nesse caso é a idade do trabalhador). Para os teóricos dessa corrente, as pessoas permaneceriam na escola até o momento em que o retorno esperado resultante de um período escolar adicional fosse inferior ao do retorno alternativo no mercado de trabalho. Porém, é difícil imaginar que as pessoas tenham essa possibilidade de escolha; logo, a aplicabilidade da teoria do capital humano exige uma sociedade caracterizada pela igualdade de oportunidades de acesso à educação, pois, nesse caso, a desigualdade de renda reflete escolhas individuais dos agentes. Todavia, a utilização dessa teoria para os países em desenvolvimento como o Brasil é comprometida pelo fato de que nestes inexiste a pré-condição anterior.

No início dos anos de 1970, surgiram as primeiras contestações à Teoria do Capital Humano – mais especificamente a suposta associação entre nível de escolaridade, capacidade produtiva e produtividade –, lideradas pelos autores da denominada Teoria do Filtro.[7] Para os defensores dessa teoria, embora os conhecimentos obtidos na escola não alterem a produtividade das pessoas, o sistema escolar as filtra, emitindo sinais aos empresários; por exemplo, os indivíduos que concluem o ensino médio ou universitário teriam vários atributos (inteligência, disciplina, etc.) nos quais as firmas estariam interessadas. Assim, os indivíduos estudariam para emitir aos empregadores sinais dos atributos e do potencial de produtividade deles; nessa ótica, uma trajetória escolar de sucesso indicaria uma possível trajetória profissional coroada de êxitos. Conclui-se que, para os defensores dessa teoria, não há associação direta entre nível de escolaridade e produtividade do trabalho; mas a trajetória escolar do indivíduo revelaria ou sinalizaria a possível produtividade dele para o empregador. Cabe dizer que, mesmo aqui, permanece o pressuposto de que a produtividade depende inteiramente da oferta.

Um rompimento efetivo com os postulados da Teoria do Capital Humano se deu com Lester Thurow (1975) em sua conhecida Teoria da Fila. Na perspectiva tradicional, a produtividade é inteiramente determinada pelas características da força de trabalho: relega-se por completo qualquer papel do lado da demanda. Segundo Thurow (1975), os trabalhadores competem por postos aos quais as firmas atribuem certas características (como salários, perspectivas de carreiras, etc.); logo, quanto melhor o posto, maior a concorrência. Aqui, a produtividade é determinada pelo posto de trabalho – e não pelo trabalhador – e depende, dentre outros fatores, da tecnologia utilizada pela firma e da organização da produção e do trabalho.

[7] Um dos representantes seria Arrow (1973).

Mas por que permanece estreita a correlação entre educação e rendimentos? Para Thurow (1975), a educação fornece um carimbo que definirá o lugar que o trabalhador vai ocupar numa fila imaginária de pessoas em busca de trabalho. Os indivíduos com elevada escolaridade ocupariam uma posição melhor na fila à medida que mostrassem aos empregadores certas características (inteligência, disciplina, etc.) que interessam a estes. Os conhecimentos e as habilidades necessárias para o exercício das tarefas do posto de trabalho seriam adquiridos no próprio local de trabalho. Mas cabe esclarecer que, se grande parcela da produtividade depende do treinamento realizado na empresa, também depende da tecnologia e da organização da produção adotada pela firma.

No fim da década de 1970, outra abordagem acerca dos diferenciais de salários – inspirada numa análise do mercado de trabalho dos Estados Unidos denominada Teoria Dualista –[8] foi também desenvolvida. Segundo a literatura sobre mercados dualistas, não existiria um único mercado de trabalho, mas segmentos distintos que operam com regras diferentes. Tais segmentos seriam, simplificadamente, o mercado primário e o mercado secundário: aquele reúne os bons postos de trabalho caracterizados pela estabilidade no emprego, salários elevados, etc; este compreende os postos de trabalho com más condições de trabalho, como elevada rotatividade e baixos salários. No mercado primário, o nível dos salários não depende tanto da produtividade quanto de regras das empresas; no secundário, o salário é influenciado pela abundância de trabalhadores.

Segundo Doeringer e Piore (1971), há segmentação entre os postos de trabalho por causa das distintas condições de mercado das firmas; mas os defensores da análise dualista não explicam por que, numa mesma empresa, há postos de trabalho com características tanto do segmento primário quanto do secundário. Na visão dualista, são as características pessoais dos trabalhadores que determinam onde serão eles alocados; portanto, a educação funcionaria mais como critério de seleção, sobretudo no caso de alocação no mercado primário. Para Vietorisz e Harrison (1970), a dualização do mercado de trabalho seria funcional para o sistema capitalista, pois seu desenvolvimento seguia rumo a uma homogeneização progressiva da força de trabalho que criava um potencial revolucionário entre os trabalhadores. Diante disso, as empresas dividiriam o mercado de trabalho para, então, governar. É importante frisar que essa análise conspiratória desconsidera fatores importantes para explicar as razões da divisão do trabalho, a exemplo da possibilidade de

[8] Por exemplo, Doeringer e Piore (1971).

elevação da produtividade. Além disso, os defensores da teoria dualista não esclarecem por inteiro por que há postos de trabalho no mercado primário e no secundário e enfatizam apenas as características pessoais dos trabalhadores como determinantes do tipo de mercado em que eles serão alocados.

Todavia, eles rompem com o suposto comportamento maximizador dos empresários e com a hipótese de que a produtividade depende por completo da força de trabalho. Para os dualistas, à parte os diferenciais de salários entre o mercado primário e secundário, há vários subsegmentos no mercado primário que estabelecem diferentes trajetórias de mobilidade ocupacionais e, portanto, salariais. Cabe dizer ainda que, segundo esses teóricos, há mobilidade dentro dos subsegmentos, mas não entre eles.

As diferentes abordagens já mencionadas retratam o diferencial de rendimentos entre os assalariados. No caso do Brasil, tratariam em essência das divergências de remuneração entre assalariados protegidos pela legislação trabalhista. No entanto, no mercado de trabalho do país, assalariados sem carteira assinada e trabalhadores por conta própria têm peso relevante entre os ocupados, e os primeiros ocupam basicamente postos de trabalho de baixa remuneração, que exigem pouca qualificação. Nesse segmento, a evolução do salário mínimo é importante, pois quase a metade desses trabalhadores ganha até um salário mínimo. Outra parte importante ganha múltiplos do mínimo, ou seja, tem algum tipo de contrato, ainda que informal, que indexa os salários ao valor do mínimo.

No caso dos trabalhadores por conta própria, a remuneração pode ser considerada resultado imediato de um ajuste entre suas dimensões econômica e populacional – explicadas pelo ritmo e pelas peculiaridades do desenvolvimento do núcleo capitalista. A renda deles depende, então, do tamanho do mercado, isto é, da renda da clientela e do seu poder de barganha. A isso se acresce o fato de o trabalho autônomo desdobrar-se tanto em atividades de rendas relativamente altas (e em condições de trabalho satisfatórias na comparação com o conjunto de postos de trabalho assalariado) quanto em expediente de mera sobrevivência física – o que evidencia seu caráter duplo. Nessa ótica, o segmento de trabalhadores por conta própria se caracteriza por intensos diferenciais de rendimento, os quais, no Brasil, afetam assalariados e trabalhadores por conta própria e, também, essas posições distintas na ocupação. Diante disso, faz-se necessário identificar os principais determinantes desses diferenciais.

2 Determinantes da desigualdade dos rendimentos do trabalho no Brasil

Um dos trabalhos pioneiros sobre o tema da desigualdade de rendimentos no Brasil foi a obra de Langoni (1973), que comparou os resultados dos censos demográficos de 1960 e 1970 – nesse período, o coeficiente de Gini,[9] no que se refere à PEA, com rendimentos não nulos passou de 0,50 para 0,57. Outros trabalhos (HOFFMANN, 1975), também, constataram o mesmo movimento de concentração dos rendimentos na década de 1960. Mas havia várias divergências entre eles acerca das razões subjacentes desse aumento da desigualdade. Langoni (1973), por exemplo, atribuiu a elevação da concentração de renda ao diferencial existente entre a demanda por mão-de-obra qualificada (elevada escolaridade) e sua oferta, enquanto outros autores (HOFFMANN, 1975) responsabilizaram a política de compressão salarial do período que favoreceu as pessoas com rendimentos maiores. Em suma, para alguns autores, o principal determinante da elevação da desigualdade dos rendimentos estava na baixa escolaridade dos trabalhadores; porém, para outros, um fator crucial foi o impacto da política de rendas sobre o funcionamento do mercado de trabalho.

Ao se comparar o mesmo coeficiente de Gini calculado com base nos resultados dos censos demográficos de 1970 e 1980, verificou-se novo aumento da concentração dos rendimentos: de 0,57 para 0,59 – ainda que tenha sido bem inferior ao da década de 1960 (BONELLI e RAMOS, 1993). Confrontando-se o índice de Gini, no que se refere à PEA, com rendimento não nulo entre 1980 e 1990, a variação foi de 0,59 para 0,62, quase na mesma proporção do aumento da década anterior. Assim, tendo em vista o período 1960-90, os dados sugerem elevação substancial da desigualdade de rendimentos no país, independentemente de desempenho macroeconômico.

Vários trabalhos tentaram associar as mudanças socioeconômicas da força de trabalho com a elevação na desigualdade dos rendimentos, e, apesar das diferenças metodológicas – como nos trabalhos de Langoni (1973) e Fishlow (1975) –, os resultados apontaram, em seu conjunto, que a educação é a principal variável explicativa da desigualdade dos rendimentos na década de 1960, seguida – no caso de Fishlow (1975) – do setor de atividade, pela idade e região geográfica; no caso de Langoni (1973), a ordem hierárquica de contribuição das variáveis incluiria

[9] O indicador assume valores de 0 (perfeita igualdade) a 1(extrema desigualdade). Trata-se de uma medida menos sensível à desigualdade associada à riqueza ou pobreza extrema, refletindo mais precisamente o que se passa em termos distributivos nos segmentos de renda média.

educação, idade, sexo e setor de atividade econômica. Vale ressaltar que, em geral, as variáveis explicativas testadas nos estudos de decomposição da desigualdade dos rendimentos se referem, sobretudo, às características da força de trabalho.

Entretanto, o uso apenas dessas variáveis limita as conclusões de tais estudos. Isso porque, juntos, explicam pouco mais da metade da desigualdade de renda. Além disso, a contribuição da educação para explicar as variações de rendimento fica em torno de um terço, o que evidencia as potencialidades e os limites da elevação do nível de escolaridade como mecanismo de superação das desigualdades de renda.

Bonelli e Ramos (1993), a fim de apreenderem os principais determinantes da variação da desigualdade entre 1977 e 1989, realizaram uma decomposição estática e dinâmica do índice de Theil-T.[10] Na decomposição[11] estática, a variável com maior poder explicativo foi escolaridade, seguida de posição na ocupação, idade e setor da atividade econômica. Entretanto, constataram que o poder explicativo dessas variáveis se reduziu no tempo, o que pode indicar que outras variáveis ganharam peso – a exemplo de recessão e aceleração inflacionária – no que se refere a explicar a desigualdade dos rendimentos.

Ferreira (2000) realizou idêntica decomposição, para os anos de 1981, 1985 e 1990, e também constatou que a principal variável explicativa para a elevação do grau de desigualdade é o nível de escolaridade; no entanto, seus cálculos se basearam na renda familiar do chefe de família.

Por sua vez, Paes de Barros e Mendonça (1995), na tentativa de superar as deficiências da decomposição do índice de Theil-T, elaboraram uma decomposição parcial em que tentam eliminar o fator em questão para cada pessoa, permanecendo constantes todas as outras características observadas. Os resultados desse exercício revelaram, mais uma vez, que o nível de escolaridade é a principal variável explicativa da desigualdade dos rendimentos; a seguir, vêm as variáveis: segmentação setorial, segmentação formal e informal, gênero, experiência e raça.

No entanto, na decomposição dinâmica realizada por Bonelli e Ramos (1993), a ordem de importância das variáveis explicativas nas oscilações do Theil-T revelou alteração na hierarquia das variáveis, em que a posição na ocupação respondeu por um quarto dessa variação e

[10] O índice de Theil-T é uma medida de desigualdade mais sensível ao que ocorre na cauda superior da distribuição, enquanto o índice de Gini não ultrapassa o valor de 1 – esse índice pode assumir valor superior.

[11] De acordo com Ferreira (2000), a decomposição do índice de Theil-T tem uma propriedade indesejável: cada decomposição deve ser interpretada como decomposição total, e não parcial. Numa palavra, a decomposição não considera nenhuma correlação possível entre as variáveis.

permaneceu acima de educação, idade e setor de atividade econômica. Para esses autores, o peso dessa variável demonstra a relevância dos movimentos na estrutura do emprego no que se refere a explicar mudanças da desigualdade de renda.

Mas, para Paes de Barros e Mendonça (1993), o mercado de trabalho pode ser gerador (no caso de desigualdade oriunda de discriminação ou de segmentação) ou revelador (quando a desigualdade é atribuída aos diferenciais de escolaridade e experiência) de desigualdade de condições. Com base em uma síntese de diversos trabalhos acerca das origens da desigualdade dos rendimentos, os autores reafirmam que a principal variável explicativa é o nível de escolaridade. Como os diferenciais de escolaridade são meramente revelados no mercado de trabalho, eles concluem que grande parte da desigualdade não é gerada, e sim só revelada por esse mercado. Logo, se entre as pessoas não existissem diferenciais no nível de escolaridade, não haveria diferenciais de rendimento, pois todas teriam a mesma produtividade, e isso permitiria obter remunerações semelhantes.

Na verdade, esse raciocínio resgata a Teoria do Capital Humano, reduzindo a origem da desigualdade dos rendimentos ao âmbito da oferta de trabalho – redução essa contestada pela Teoria da Fila. Além disso, nenhum trabalho analisado pelos autores incluiu variáveis como posição na ocupação e grupo ocupacional, o que poderia alterar a conclusão de que o mercado de trabalho brasileiro apenas revela a desigualdade dos rendimentos.

Com base nas tabelas 1 e 2, vê-se que, na década de 1990, as diferentes formas de cálculo dos índices de Gini e Theil-T, considerando os pontos extremos das séries históricas, revelam tendência de redução das desigualdades dos rendimentos no mercado de trabalho. Porém, entre 1990 e 1993 (período de aceleração inflacionária e reformas econômicas), os distintos coeficientes não apontaram trajetória de queda – aliás, o índice de Theil-T computado para PEA com base em todas as rendas indica elevação no seu valor.

Tabela 1. Coeficiente de Gini, Brasil – 1990-1999.

Conceito de população	1990	1993	1995	1996	1997	1998	1999
População ocupada*	0.600	0.596			0.578		
PEA – todas as rendas*	0.605	0.601			0.583		
PEA – com rendimento**		0.605	0.589	0.584	0.584	0.581	0.572

Fonte: *Neri e Camargo (1999); **Hoffmann (s/d).

Tabela 2. Coeficiente de Theil-T, Brasil – 1990-1999.

Conceito de população	1990	1993	1995	1996	1997	1998	1999
População ocupada*	0.800	0.771			0.686		
PEA – todas as rendas*	0.748	0.793			0.699		
PEA – com rendimento**		0.808	0.710	0.698	0.703	0.697	0.666

Fonte: *Neri e Camargo (1999); **Hoffmann (s/d).

Entretanto, de 1993 a 1999, quando houve estabilização de preços, valorização cambial e aprofundamento das reformas econômicas, todos os indicadores de desigualdade apontaram para uma queda em seus valores, atribuída aos efeitos da estabilização dos preços. Contudo, a desigualdade no país permaneceu, e permanece extremamente elevada. A título de ilustração, o índice de Gini para a PEA com rendimento em 1999 (0,572) é maior que o calculado por Langoni para o ano de 1970 (0,565).

Segundo Neri e Camargo (1999), a decomposição do índice de Theil-T para os anos de 1990, 1993 e 1997 revelou que as variáveis anos de escolaridade e posição na ocupação contribuíram mais para a desigualdade total; no entanto, os pontos extremos da série revelam que o poder de explicação de ambas as variáveis cresceu ainda mais.

A idade é a terceira variável em termos de contribuição para a desigualdade total; apesar de oscilar em 1993, manteve a estabilidade em seu poder explicativo. Em seguida, destaca-se a variável densidade populacional: em que pese uma queda na sua contribuição no ano de

Tabela 3. Contribuição das variáveis ao índice de Theil-T.

Variáveis	1990	1993	1997
Gênero	3,3%	3,5%	2,7%
Idade	8,0%	8,0%	8,2%
Escolaridade	32,6%	30,3%	34,7%
Posição na ocupação	20,6%	18,7%	21,4%
Setor da atividade	5,2%	3,7%	5,6%
Densidade populacional	7,9%	5,6%	7,8%
Região geográfica	4,7%	4,0%	5,4%

Fonte: Neri e Camargo (1999).

1993, no período restante o peso dessa variável permaneceu quase estagnado. Em quinto lugar, temos a variável região geográfica, cujo peso na contribuição para a desigualdade se elevou entre 1990 e 1997 – exceto em 1993. Por último, cabe destacar que a variável gênero oscilou em seu poder explicativo para a desigualdade total, sem tendência definida. No estudo de Neri e Camargo (1999), embora a ocupação tenha sido introduzida na decomposição do índice de Theil-T, não houve preocupação com a influência de grupos ocupacionais sobre os diferenciais de rendimento.

De acordo com as decomposições anteriores, a variável região geográfica não é o mais importante para explicar a desigualdade dos rendimentos, mas permanece relevante. A Tabela 4 mostra, no caso das regiões Sudeste e Nordeste, diferenciais no valor dos índices de desigualdade (Gini e Theil-T) calculados para população ocupada com rendimento não nulo. Vale observar que esses índices revelam uma concentração dos rendimentos do trabalho mais elevada no Nordeste do que no Sudeste.

A desigualdade de rendimentos entre essas duas regiões já foi apontada por diversos autores. A título de ilustração, Siqueira e Hamasaki (2000) estudaram a disparidade nas condições de vida das famílias do Sudeste e do Nordeste por meio do cálculo da desigualdade de renda e gasto com consumo. No dizer das autoras:

> (...) a desigualdade de renda para a região Nordeste, mais do que para o Sudeste supera em muito a desigualdade de gasto, embora esta ainda possa ser considerada bastante alta. Além disso, observa-se que apesar da desigualdade de renda na região Nordeste ser substancialmente maior que a desigualdade de renda na região Sudeste a diferença entre o nível de desigualdade de gasto nas duas regiões é significativamente menor (...) (SIQUEIRA e HAMASAKI, 2000, p.555-556).

Tabela 4. Índices de Gini e de Theil-T nas regiões Sudeste e Nordeste, 1992-2003.

	92	93	95	96	97	98	99	01	02	03	Taxa de Crescimento (%)
Região Sudeste											
Índice de Gini	0,54	0,57	0,55	0,55	0,55	0,54	0,53	0,54	0,53	0,53	-0,4380
Índice de Theil-T	0,57	0,69	0,61	0,59	0,60	0,58	0,56	0,60	0,58	0,58	-0,6523
Região Nordeste											
Índice de Gini	0,59	0,64	0,59	0,60	0,59	0,62	0,62	0,57	0,56	0,55	-0,8307
Índice de Theil-T	0,73	0,90	0,77	0,79	0,76	0,74	0,73	0,70	0,71	0,66	-1,6392

Fonte: PNADs, vários anos (Elaboração própria).

Ademais, as taxas de crescimento da Tabela 4 foram estimadas com base em um modelo de regressão log-linear. Certamente, se desconsiderarmos o período inflacionário, elas seriam bem superiores em valor absoluto.

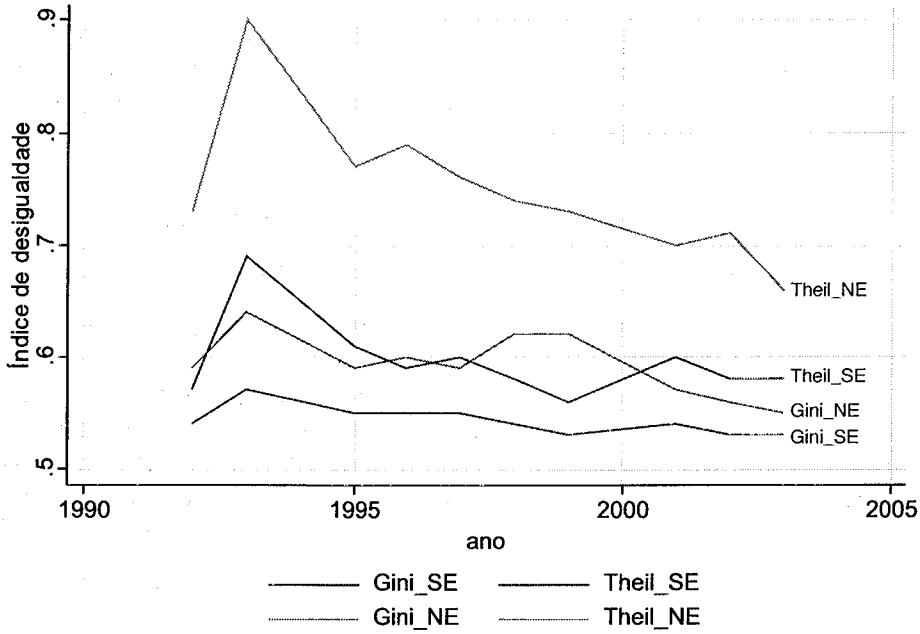

Gráfico 1. Evolução dos indicadores de desigualdade de renda (Gini e Theil) para as regiões Sudeste e Nordeste do Brasil, 1992 a 2003.

No Gráfico 1, verifica-se elevação da desigualdade dos rendimentos no período inflacionário 1992-1993, porém, a partir da estabilização dos preços, observa-se tendência de queda para todos os índices, sobretudo no Nordeste. As taxas de crescimento também confirmam redução na concentração dos rendimentos na região Sudeste e Nordeste (Tabela 4). Os dados apontam ainda para uma nítida tendência de convergência dos valores dos índices no decorrer do período analisado. No caso da região nordestina, a queda na proporção de ocupados na atividade agrícola (de rendimento monetário médio inferior ao rendimento monetário médio urbano) contribuiu para reduzir a desigualdade.

A tendência de aproximação dos valores dos índices Theil-T e de Gini, por sua vez, deve-se, em parte, à estabilização de preços. Isso porque, num período inflacionário – e mais ainda num quase hiperinflacionário como o início da década de 1990 –, a variabilidade dos rendimentos

torna-se maior. Mas não se trata de um problema de superestimação das rendas mais elevadas que se verifica seja qual for o nível de inflação; o preço da força de trabalho comporta-se, nesses períodos, como os demais preços da economia: com maior dispersão relativa. Ainda vale lembrar que o índice de Theil-T tem maior sensibilidade às oscilações na cauda superior da distribuição.

Assim, ambas as regiões mostram redução no grau de desigualdade dos rendimentos, em especial o Nordeste; porém, resta investigar se as variáveis explicativas da desigualdade se assemelham em ambos os casos.

3 Análise de variância na decomposição da desigualdade dos rendimentos do trabalho: Nordeste x Sudeste

Possibilidade promissora para o futuro da análise dos determinantes da desigualdade de renda, o modelo de análise de variância[12] é enfocado nesta seção, onde comparamos os resultados de tal modelo para região Nordeste e Sudeste nos anos de 1995 e 2003.[13] Nesse caso, a variável dependente é o logaritmo natural do rendimento do trabalho principal,[14] e as variáveis independentes são: idade,[15] cor, gênero, anos

[12] Esse método decompõe a soma dos quadrados totais das observações da renda em relação à média total em componentes de somas de quadrados entre os grupos e a soma dos quadrados intragrupos. Em um modelo com diversas variáveis explicativas, teríamos: $SST = SSB_{X1} + SSB_{X2} + ... + SSB_{Xp} + SSI + SSW$, onde SST = soma dos quadrados totais; SSB_{X1} = soma dos quadrados entre os grupos para a variável X_1; SSB_{X2} = soma dos quadrados entre os grupos para a variável X_2; SSI = soma dos quadrados considerando-se as interações entre as variáveis; SSW = soma dos quadrados entre os elementos dos grupos. As componentes SSB desse modelo relativas à soma dos quadrados das diferenças entre as médias de cada grupo e a média total mostram o efeito da variável sobre a desigualdade de renda: quanto maior for o valor de SSB, maior será a importância na desigualdade — aqui se desconsidera o efeito das demais variáveis, pois o modelo é aditivo.

[13] Nesta seção, escolhemos esses dois anos para contemplar uma análise de evolução da desigualdade abrangendo um período de relativa estabilização dos preços.

[14] Ao considerarmos a transformação logarítmica para a variável dependente na análise de variância, implicitamente adotamos a variância dos logaritmos como indicador de desigualdade. Para Hoffman (1998), há problemas no uso desse indicador, e o principal é que não satisfaz à condição de Pigou-Dalton. Mas, como a mensuração da desigualdade não nos interessa, nos abstrairemos dessa limitação.

[15] As variáveis foram divididas em subgrupos para o período 1992-2003, como segue. Gênero: feminino e masculino. Cor: indígena, branca, preta, amarela e parda. Faixas de escolaridade: zero a quatro anos de estudo; cinco a oito; nove a onze; doze ou mais. Faixas etárias: 10 a 20 anos; 21 a 30; 31 a 40; 41 a 50; 51 a 60; 61 ou mais. Posição na ocupação: empregado com carteira, militar, funcionário público, empregado sem carteira, empregado sem declaração, trabalhador doméstico com carteira, trabalhador doméstico sem carteira, trabalhador domés-

de estudo, posição na ocupação, ramos de atividade e grupo ocupacional.[16]

Pela Tabela 5, em 1995, no Nordeste, as variáveis mais relevantes para explicar a variabilidade do rendimento do trabalho principal em ordem decrescente foram: anos de estudo (7,19%), gênero (5,12%), posição na ocupação (2,93%) e idade (2,63%). Entretanto, nessa região, ao se compararem 1995 e 2003, a variável posição na ocupação (5,73%) passou da terceira posição para a primeira em importância explicativa, e a variável gênero, da segunda para a terceira (3,39%). A variável anos de estudo (4,67%), por sua vez, deslocou-se na hierarquia da primeira colocação para a segunda, e a variável idade permaneceu na quarta (Tabela 7). No caso da região Sudeste, em 1995, a ordem de importância das variáveis para a explicação da desigualdade do rendimento foi a seguinte: anos de estudo (8,53%), idade (3,90%), gênero (3,49%) e posição na ocupação (3,37%). No mesmo ano, no Nordeste, a variável idade ocupou a quarta colocação, o que pode indicar que o mercado de trabalho no Sudeste diferencia mais intensamente os rendimentos pela experiência profissional (a idade seria sua *proxy*), pois nessa região o peso

tico sem declaração, conta própria e empregadores. Ramos de atividade: agrícola, indústria de transformação, construção civil, outras atividades industriais, comércio e mercadorias, prestação de serviços, serviços de auxiliares à atividade econômica, transporte/comunicação, social, administração pública e outras atividades. Grupos ocupacionais: técnica, científica, artística e assemelhada; administrativa; agropecuária e produção extrativa vegetal e animal; indústria de transformação; comércio e atividades auxiliares; transporte e comunicação; prestação de serviços; outra ocupação, ocupação mal-definida ou não declarada. No entanto, a partir de 2002, o IBGE adotou a Classificação Nacional de Atividades Econômicas para pesquisas domiciliares (CNAE/DOM), não inteiramente compatível com a classificação utilizada até 2001 — o que resultou em desagregação por subgrupos na variável ramo de atividade bastante distinta daquela até então utilizada. Por causa das dificuldades de compatibilização dos subgrupos dessa variável, optou-se por manter a desagregação usada pelo IBGE. Os novos subgrupos da variável ramo de atividade, a partir de 2002, são: agrícola, indústria, indústria de transformação; construção, comércio e reparação; alojamento e alimentação; transporte, armazenagem e comunicação; administração pública; educação, saúde e serviços sociais; serviços domésticos; outros serviços coletivos, sociais e pessoais; outras atividades; atividades mal-definidas ou não declaradas. Outra mudança importante implementada pelo IBGE a partir de 2002 foi a adoção da nova Classificação de Ocupações, que também estabelece dificuldades de compatibilização quando se desagrega a variável grupos ocupacionais em subgrupos. Ante tais limitações, optamos por manter a desagregação utilizada pelo IBGE. A partir de 2002, os novos subgrupos da variável grupo ocupacional são: dirigentes em geral; profissionais das ciências e das artes; técnicos de nível médio; trabalhadores dos serviços administrativos; trabalhadores dos serviços; vendedores e prestadores de serviço do comércio; trabalhadores agrícolas; trabalhadores da produção de bens e serviços e da reparação e manutenção; membros das Forças Armadas e auxiliares; ocupações mal-definidas ou não declaradas.

[16] As variáveis independentes são qualitativas, exceto os fatores anos de estudo e idade. Esse modelo é mais rigorosamente um modelo de análise de covariância, devido à existência de variáveis qualitativas, que, embora discretas, foram consideradas contínuas.

Tabela 5. Resultados do modelo de análise de variância para a decomposição da desigualdade de renda do trabalho principal - região Nordeste, 1995.

Fonte	Parcial SS	%	df	MS	Prob > F
Modelo	7300653,24	46,84	32	228145,41	0
Idade	410393,89	2,63	1	410393,89	0
Cor	49705,62	0,32	4	12426,41	0
Gênero	798659,39	5,12	1	798659,39	0
Anos de estudo	1120516,13	7,19	1	1120516,13	0
Posição na ocupação	455919,29	2,93	8	56989,91	0
Ramos de atividade	198535,93	1,27	10	19853,59	0
Grupo ocupacional	170334,36	1,09	7	24333,48	0
Resíduo	8284713,76	53,16	14851160	0,56	
Total	15585367	100,00	14851192	1,05	

Fonte: PNAD, 1995 (Elaboração própria).

Nota: Número de observações = 14851193; R2 = 0,4684. Modelo estimado pelo *software* Stata, considerando-se os pesos (fatores de expansão da amostra).

Legenda: Parcial SS = soma dos quadrados entre os grupos para a variável explicativa; % = participação relativa de cada variável explicativa na soma dos quadrados totais (SST). A parcela atribuída ao modelo corresponde à soma dos quadrados entre os grupos (SSB) para as variáveis e respectivas interações. A parcela correspondente aos resíduos refere-se à soma dos quadrados entre os elementos dos grupos (SSW). df = número de graus de liberdade. MS = *mean square*, resultado da divisão entre a Parcial SS e o df. Prob > F = valor p para a estimativa do efeito e corresponde ao menor nível de significância para o qual podemos rejeitar a hipótese nula de inexistência deste efeito (ou seja, a componente – variável explicativa – não participa em nada na população para explicar a desigualdade).

da atividade industrial e do setor de serviços – que exigem mão-de-obra mais qualificada – é mais elevado. Além disso, os resultados revelam a existência de uma maior diferenciação dos rendimentos por gênero na região Nordeste do que na Sudeste.

Na região Sudeste também se verifica, em 2003, aumento da importância da variável posição na ocupação: que passou do quarto lugar, em 1995, para o segundo (4,12%) no *ranking* explicativo da variação total dos rendimentos do trabalho (tabelas 6 e 8). Isso resulta de um movimento de convergência dos rendimentos dos trabalhadores formais e informais em 1995 e 1996, que, no entanto, cessou a partir de 1997. Ademais, nessa região a variável idade passou do segundo lugar, em

Tabela 6. Resultados do modelo de análise de variância para a decomposição da desigualdade de renda do trabalho principal – região Sudeste, 1995.

Fonte	Parcial SS	%	df	MS	Prob > F
Modelo	13627953,30	51,29	33	412968,28	0
Idade	1035054,64	3,90	1	1035054,64	0
Cor	163228,78	0,61	4	40807,19	0
Gênero	927513,19	3,49	1	927513,19	0
Anos de estudo	2265340,07	8,53	1	2265340,07	0
Posição na ocupação	894894,83	3,37	9	99432,76	0
Ramos de atividade	306507,41	1,15	10	30650,74	0
Grupo ocupacional	308165,36	1,16	7	44023,62	0
Resíduo	12943419,20	48,71	27178117	0,48	
Total	26571372,50	100,00	27178150	0,98	

Fonte: PNAD, 1995 (Elaboração própria).

Nota: Número de observações = 27178151; R2 = 0,5129. Modelo estimado pelo *software* Stata, considerando-se os pesos (fatores de expansão da amostra).

Legenda: Parcial SS = soma dos quadrados entre os grupos para a variável explicativa; % = participação relativa de cada variável explicativa na soma dos quadrados totais (SST). A parcela atribuída ao modelo corresponde à soma dos quadrados entre os grupos (SSB) para as variáveis e as suas respectivas interações. A parcela correspondente aos resíduos refere-se à soma dos quadrados entre os elementos dos grupos (SSW). df = número de graus de liberdade. MS = *mean square*, resultado da divisão entre a Parcial SS e o df. Prob > F = valor p para estimativa do efeito e corresponde ao menor nível de significância para o qual podemos rejeitar a hipótese nula de inexistência deste efeito (ou seja, a componente – variável explicativa – não participa em nada na população para explicar a desigualdade).

1995, para o terceiro em 2003, enquanto, no mesmo período, a variável gênero se deslocou do terceiro para o quarto. A variável anos de estudos permaneceu em primeiro lugar – embora vale ressaltar que teve maior importância explicativa na desigualdade dos rendimentos, exceto no Nordeste em 2003. Por outro lado, a posição na ocupação se destacou nas duas regiões.

Todos os modelos tiveram um R^2 muito baixo, sobretudo o Nordeste, enquanto a parcela denominada "Residual" – corresponde à soma dos quadrados intragrupos – teve valores considerados elevados. Enfim, uma pequena parcela da desigualdade dos rendimentos do trabalho é explicada pelas variáveis escolhidas, pois certamente uma parcela significa-

Tabela 7. Resultados do modelo de análise de variância para a decomposição da desigualdade de renda do trabalho principal – região Nordeste, 2003.

Fonte	Parcial SS	%	df	MS	Prob > F
Modelo	8574887,62	46,51	34	252202,58	0
Idade	527345,48	2,86	1	527345,48	0
Cor	22593,05	0,12	4	5648,26	0
Gênero	625630,31	3,39	1	625630,31	0
Anos de estudo	860065,83	4,67	1	860065,83	0
Posição na ocupação	1055598,71	5,73	7	150799,82	0
Ramos de atividade	152661,45	0,83	11	13878,31	0
Grupo ocupacional	321493,80	1,74	9	35721,53	0
Resíduo	9860943,55	53,49	16975458	0,58	
Total	18435831,20	100,00	16975492	1,09	

Fonte: PNAD, 2003 (Elaboração própria).

Nota: Número de observações = 16975493; R2 = 0,4651. Modelo estimado pelo *software* Stata, considerando-se os pesos (fatores de expansão da amostra).

Legenda: Parcial SS = soma dos quadrados entre os grupos para a variável explicativa; % = participação relativa de cada variável explicativa na soma dos quadrados totais (SST). A parcela atribuída ao modelo corresponde à soma dos quadrados entre os grupos (SSB) para as variáveis e suas respectivas interações. A parcela correspondente aos resíduos refere-se à soma dos quadrados entre os elementos dos grupos (SSW). df = número de graus de liberdade. MS = *mean square*, resultado da divisão entre a Parcial SS e o df. Prob > F = valor p para a estimativa do efeito e corresponde ao menor nível de significância para o qual podemos rejeitar a hipótese nula de inexistência deste efeito (ou seja, a componente – variável explicativa – não participa em nada na população para explicar a desigualdade).

tiva provém de outros fatores não incluídos no modelo, como *background* familiar.[17]

Além disso, a decomposição do índice de Theil-T e a análise de variância apontaram que as contribuições das variáveis idade e cor na desigualdade total dos rendimentos são mais intensas no Sudeste que no Nordeste, e o poder explicativo da variável ramo de atividade é maior

[17] A soma da participação relativa das variáveis independentes não equivale à Parcial SS do modelo, pois, além da parcela atribuída a cada variável, há a parcela resultante de interações entre as variáveis. Esse baixo valor do coeficiente de determinação R^2 para os modelos Anova estimados em aplicações na área de ciências sociais é bastante comum na literatura, tanto na aplicação de análise de variância como em modelos de regressão cuja variável dependente é a renda (FIELDS, 1980).

Tabela 8. Resultados do modelo de análise de variância para a decomposição da desigualdade de renda do trabalho principal – região Sudeste, 2003.

Fonte	Parcial SS	%	df	MS	Prob > F
Modelo	14058735,90	50,31	36,00	390520,44	0
Idade	1120627,74	4,01	1,00	1120627,74	0
Cor	199449,28	0,71	4,00	49862,32	0
Gênero	821526,99	2,94	1,00	821526,99	0
Anos de estudo	1827665,99	6,54	1,00	1827665,99	0
Posição na ocupação	1151502,85	4,12	9,00	127944,76	0
Ramos de atividade	216827,45	0,78	11,00	19711,59	0
Grupo ocupacional	739637,67	2,65	9,00	82181,96	0
Resíduo	13884413	49,69	31259243,00	0,44	
Total	27943148,90	100,00	31259279,00	0,89	

Fonte: PNAD, 2003 (Elaboração própria).

Nota: Número de observações = 31259280; R2 = 0,5031. Modelo estimado pelo *software* Stata considerando-se os pesos (fatores de expansão da amostra).

Legenda: Parcial SS = soma dos quadrados entre os grupos para a variável explicativa; % = participação relativa de cada variável explicativa na soma dos quadrados totais (SST). A parcela atribuída ao modelo corresponde à soma dos quadrados entre os grupos (SSB) para as variáveis e suas respectivas interações. A parcela correspondente aos resíduos refere-se à soma dos quadrados entre os elementos dos grupos (SSW). df = número de graus de liberdade. MS = *mean square*, resultado da divisão entre o parcial SS e o df. Prob > F = valor p para a estimativa do efeito e corresponde ao menor nível de significância para o qual podemos rejeitar a hipótese nula de inexistência deste efeito (ou seja, a componente – variável explicativa – não participa em nada na população para explicar a desigualdade).

na região Nordeste que na Sudeste. Todavia, em cada um dos testes, a importância das variáveis anos de estudo, gênero e grupo ocupacional na desigualdade total indicou regiões distintas.

4 Notas conclusivas

Os resultados da análise de variância apontaram as seguintes variáveis como mais importantes na explicação da desigualdade total: anos de estudo, posição na ocupação, idade e gênero.

Assim, não há dúvida de que uma elevação do nível de escolaridade das pessoas permite um melhor posicionamento na fila de indivíduos em busca de emprego; porém, uma mudança na distribuição das pessoas

segundo a posição na ocupação também é crucial. Se a elevação do nível de escolaridade dos indivíduos pode ser obtida mediante política pública educacional, as alterações na proporção de pessoas segundo a posição na ocupação se revela tarefa mais difícil, pois exige redefinição da política industrial – na verdade, da política de desenvolvimento – para promover determinadas atividades econômicas-chave na geração de bons postos de trabalho.

Todavia, a capacidade explicativa do exercício empírico para a desigualdade dos rendimentos do trabalho é muito baixa, pois variáveis relevantes – como o *background* familiar – não são captadas pelas pesquisas domiciliares. Mesmo limitado, esse exercício revelou as dificuldades de superação do diferencial de rendimentos do trabalho, que se agrava ainda mais em determinadas regiões geográficas, como o Nordeste em relação ao Sudeste. Assim, a redução das desigualdades de rendimentos exige elaboração e implementação de uma nova proposta de desenvolvimento econômico para o país que inclua as diferenças regionais na repartição da renda.

Referências

ARROW, K. Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, Vol. 2, n. 3, 1973.

BECKER, G. *The economics of discrimination*. Chicago: The University of Chicago Press. 1971.

BONELLI, R.; RAMOS, L. *Distribuição de renda no Brasil*: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. IPEA: Brasília, texto para discussão n. 288, 1993.

DOERINGER, P. B.; PIORE, M. J. *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington, Mass: D. D. Heath and Company, 1971.

FERREIRA, F. H. G. *Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil*: luta de classes ou heterogeneidade educacional? PUC-RIO: Rio de Janeiro, texto para discussão n. 415, 2000.

FIELS, G.S. *Poverty, Inequality and Development*. Cambridge: Cambridge University Press. 1980.

FISHLOW, A. A distribuição de renda no Brasil. In: TOLIPAN, R; TINELLI, A. C. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.

HOFFMANN, R. Tendências da distribuição da renda no Brasil e suas relações com o desenvolvimento econômico. In: TOLIPAN, R; TINELLI, A. C. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.

HOFFMANN, R. *Distribuição de renda*: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Universidade de São Paulo. 1998.

HOFFMANN, R. *A distribuição de renda no Brasil no período 1993-99*. Campinas: Unicamp (s/d).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro, vários anos.

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

LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro: abril, n.10, 1980.

NERI, M. C.; CAMARGO, J. M. *Distributive effects of Brazilian structural reforms*. PUC-RIO: Rio de Janeiro, texto para discussão n.406, 1999.

PAES de BARROS, R.; MENDONÇA, R. S. P. (1993). Geração e reprodução da desigualdade de renda no Brasil. In: IPEA, *Perspectiva da Economia Brasileira*. Rio de Janeiro, IPEA,1994.

SCHULTZ, T. *The economic value of education*. New York: Columbia University Press, 1963.

SIQUEIRA, R. B de.; HAMASAKI, C.S. Gasto, Renda e Desigualdade no Brasil: um estudo comparativo entre as Regiões Nordeste e Sudeste. *Revista Econômica do Nordeste*. Fortaleza: novembro, especial, v.31, 2000.

_____. (1995). Os determinantes da desigualdade no Brasil. In: IPEA, *Perspectiva da Economia Brasileira*, 1996. Rio de Janeiro, IPEA.

THUROW, L. *Generating inequality mechanisms of distribution in the U. S. Economy*. Basic Books, New York. 1975.

VIETORISZ, T.; HARRISON, B. *The economic development of Harlem*. Nova York: Praeger Publishers Inc. 1970.