

ISSN 1518-0010

REN 40 anos

Revista Econômica do Nordeste

Volume 40 | Nº 01 | Janeiro - Março de 2009 | www.bnb.gov.br | ren@bnb.gov.br

**Banco do
Nordeste**



O nosso negócio é o desenvolvimento

01



REN 40
anos
Revista Econômica do Nordeste



DOCUMENTOS TÉCNICO-CIENTÍFICOS | ISSN 0100-4956

REN *Revista Econômica do Nordeste*

Volume 40 | Nº 01 | Janeiro - Março | 2009

PRESIDENTE: Roberto Smith

DIRETORES: João Emílio Gazzana | Luiz Carlos Everton de Farias | Luiz Henrique Mascarenhas Corrêa Silva | Oswaldo Serrano de Oliveira | Paulo Sérgio Rebouças Ferraro | Pedro Rafael Lapa

ESCRITÓRIO TÉCNICO DE ESTUDOS

ECONÔMICOS DO NORDESTE - ETENE

REVISTA ECONÔMICA DO NORDESTE

EDITOR CIENTÍFICO:

José Sydrião de Alencar Júnior | Superintendente do Etene

EDITOR TÉCNICO

Jornalista Ademir Costa | CE00673JP Fenaj

REDAÇÃO

Ambiente de Comunicação Social
Av. Pedro Ramalho, 5.700 | Passaré
CEP: 60.743-902 | Fortaleza-CE | Brasil
Fone: (85) 3299.3137 | Fax: (85) 3299.3530
ren@bnb.gov.br

CONSELHO EDITORIAL

Abraham Sicsú

Universidade Federal de Pernambuco – UFPE

Adriano Dias

Fundação Joaquim Nabuco – Fundaj

José Sydrião de Alencar Júnior

Escritório Técnico e Estudos Econômicos do Nordeste – ETENE

Ana Maria de Carvalho Fontenele

Universidade Federal do Ceará – UFC

Antônio Henrique Pinheiro

Universidade Federal da Bahia – UFBA

Assuéro Ferreira

Universidade Federal do Ceará – UFC

Ladislau Dowbor

Pontifícia Universidade Católica de São Paulo – PUC-SP

Liana Carleial

Universidade Federal do Paraná – UFPR

Luis Ablas

Universidade de São Paulo – USP

Mauro Borges Lemos

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar

Otamar de Carvalho

Consultor Independente

Paul Singer

Universidade de São Paulo – USP

Tarcísio Patrício de Araújo

Universidade Federal de Pernambuco – UFPE

Sérgio Luiz de Oliveira Vilela

Embrapa Meio Norte

Tânia Bacelar

Universidade Federal de Pernambuco – UFPE

COMISSÃO EDITORIAL

José Sydrião de Alencar Júnior (Coordenador) | Biágio de Oliveira Mendes Júnior | Maria Odete Alves | Airton Saboya Valente Júnior | José Maria Marques de Carvalho | Técnicos do ETENE | Ademir da Silva Costa (Ambiente de Comunicação Social)

ASSINATURAS

Para fazer sua assinatura e pedir informações, o interessado entra em contato com o Cliente Consulta.

Ligação gratuita: 0800 728.3030

Preço da assinatura anual:

Brasil: R\$ 40,00 | Exterior: US\$ 100,00

Número avulso ou atrasado:

R\$ 10,00 | Número Especial: R\$ 20,00

EQUIPE DE APOIO

Revisão Vernacular:

Antônio Maltos Moreira

Normalização Bibliográfica:

Paula Pinheiro da Nóbrega

Revisão de Inglês:

Flávia de Deus Martins

Atendimento:

Hermano José Pinho, Wendell Sá, Rousianne da Silva Virgulino e Sueli Teixeira Ribeiro

Projeto Gráfico:

Wendell Sá

Diagramação:

Vanessa Teixeira

RESPONSABILIDADE E REPRODUÇÃO

Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste são de inteira responsabilidade de seus autores. Os conceitos neles emitidos não representam, necessariamente, pontos de vista do Banco do Nordeste do Brasil S.A. Permite-se a reprodução parcial ou total dos artigos da REN, desde que seja mencionada a fonte.

INDEXAÇÃO

A Revista Econômica do Nordeste é indexada por:

Dare Databank

UNESCO – Paris – FRANCE

Public Affairs Information Service, Inc. (PAIS)

New York – U.S.A

Clase – Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Coyoacan – MÉXICO

Depósito Legal junto a Biblioteca Nacional conforme a Lei nº 10.994 de 14/12/2004

Revista econômica do nordeste. V.1— jul. 1969-
Fortaleza, Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste do Banco do Nordeste do Brasil.
v. ilus. Trimestral

Título varia: jul. 1969—jan—1973, Revista Econômica.

Mudança de numeração: v. 1-5, n. 1-22; v. 6-20, n. 1-4 1975-90; v. 20, n. 1-2; v. 21, n. 3/4; v. 22, n. 1/4; v. 23, n. 1/4, v. 24, n. 1/4

1. Economia — Brasil — Nordeste — Periódico. 2. Desenvolvimento regional — Periódicos. I Banco do Nordeste do Brasil. Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste.

CDU 33(812/814)(05)

338.92(1—3)(05)

Sumário

AO LEITOR

A Ren chega aos 40 anos

07

DOCUMENTOS TÉCNICO-CIENTÍFICOS

Desigualdade e Pobreza nos Domicílios Rurais e Urbanos no Brasil, 1981-2005

Marina Silva da Cunha

09

Diferenças Salariais e Desigualdade de Renda nas Mesorregiões Mineiras: Uma Análise a Partir dos Microdados da Rais Utilizando Regressão Quantílica

Warley Rogério Fulgêncio Soares

31

Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico nos Municípios da Região Nordeste do Brasil: O que os Dados têm a Dizer?

Paulo de Andrade Jacinto e César Augusto Oviedo Tejada

61

Aproveitamento das Relações entre Pernambuco e Portugal: Uma análise do Comércio Potencial Versus Comércio Efetivo

Leonardo Ferraz Xavier, Robson Góes de Carvalho, Alcides Jerônimo de Almeida Tenório Júnior, Erick Soares de Sousa e Ecio de Farias Costa

81

Impacto do Aumento da Cobertura do Programa Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre a Pobreza e a Desigualdade entre o Grupo de Idosos e os Elegíveis não Atendidos¹

Gilvan Ramalho Guedes e Taiana Fortunato Araújo

99

Índices Coincidentes da Produção Industrial Cearense: Uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica

Bruno Moreira Wichmann e Paulo Araújo Pontes

119

Inserção do Brasil no Mercado Mundial de Castanha de Caju no Período de 1990 a 2005

Talles Girardi de Mendonça, Viviani Silva Lírio, Marília Fernandes Maciel Gomes e Antônio Carvalho Campos

133

A Fruticultura no Brasil e no Vale do São Francisco: Vantagens e Desafios

Paula Margarita Andrea Cares Bustamante

153

Trajetórias Ocupacionais na Região Nordeste

Júnior Macambira e Inácio Bessa

173

Análise de Bem-Estar para as Unidades da Federação do Brasil Aplicada aos Microdados de 2004

Roberta Muniz e Maurício Vaz Lobo Bittencourt

185

Efeitos da Previdência Social Sobre a Desigualdade e a Pobreza Rural no Nordeste: Uma Análise da Decomposição do Índice de Gini Jorge Luiz Mariano da Silva e Tatiana de Santana Lopes	203
--	-----

Avaliação de Impacto do FNE no Emprego, na Massa Salarial e no Salário Médio em Empreendimentos Financiados Ricardo Brito Soares, Jânia Maria Pinho Sousa e Antônio Pereira Neto	217
--	-----

DA REDAÇÃO Endereços dos Autores	235
--	-----

Normas para Apresentação de Originais	237
---------------------------------------	-----

• AO LEITOR

A REN Chega aos 40 Anos

Em 2009 a Revista Econômica do Nordeste – REN completa 40 anos publicando artigos na área de Economia, com enfoque em desenvolvimento regional, constituindo-se um fórum de discussão dos problemas e soluções regionais, de avaliação das políticas governamentais implementadas e de difusão do conhecimento para a sociedade.

A edição da REN pelo Banco do Nordeste caracteriza-se como ação supletiva de suporte ao desenvolvimento regional, na forma de edição e co-edição de trabalhos de reconhecido interesse para a missão do Banco.

Neste número a Revista Econômica do Nordeste – REN contribui para o debate sobre as questões de desenvolvimento da Região Nordeste, por meio dos seguintes artigos:

Diferenças Salariais e Desigualdade de Renda nas Mesorregiões Mineiras: uma Análise a Partir dos Microdados da RAIS utilizando Regressão Quantílica, de Warley Rogério Fulgêncio Soares indica uma queda na desigualdade de renda entre os anos de 2001 e 2005, em Minas Gerais, e atribui essa diminuição, ainda que não exclusivamente, ao aumento significativo dos níveis educacionais da mão-de-obra empregada.

Em Aproveitamento das Relações entre Pernambuco e Portugal: uma Análise do Comércio Potencial Versus Comércio Efetivo, Leonardo Ferraz Xavier, Robson Góes de Carvalho, Alcides Jerônimo de Almeida Tenório Júnior, Erick Soares de Sousa e Ecio de Farias Costa concluem que dos 25 setores que apresentaram potencial para exportar para Portugal, 17 revelaram-se subaproveitados, indicando oportunidades para novos negócios entre exportadores pernambucanos e compradores portugueses.

O artigo Desigualdade e Pobreza nos Domicílios Rurais e Urbanos no Brasil 1981- 2005, de Marina Silva da Cunha, concluiu que o diferencial das medidas de desigualdade entre os domicílios urbanos e rurais ampliou-se e o das medidas de pobreza reduziu-se.

No artigo Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico nos Municípios da Região Nordeste Do Brasil: o que os Dados têm a dizer?, de Paulo de Andrade Jacinto e César Augusto Oviedo apóiam a existência da curva de Kuznets para os municípios da Região Nordeste, no período 1970-91.

O artigo Avaliação do impacto do aumento da cobertura do programa Benefício de Prestação Continuada sobre a pobreza e a desigualdade entre o grupo de idosos e os elegíveis não atendidos, de Gilvan Ramalho Guedes e Taiana Fortunato Araújo, por sua vez, simula e avalia o impacto da eliminação da demanda a descoberto (idosos elegíveis, mas ainda não atendidos) pelo Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre indicadores de pobreza e desigualdade, com informações da PNAD de 2005 e conclui que esse benefício pode ser um importante instrumento de minoração das assimetrias socioeconômicas inter e intrarregionais, especialmente na população idosa.

Bruno Moreira Wichmann e Paulo Araújo Pontes em Índices Coincidentes da Produção Industrial Cearense: Uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica consideraram os três principais setores industriais - alimentos e bebidas, calçados e artigos de couro e têxtil - e elaboraram, com base na metodologia adotada, uma datação das recessões industriais cearenses.

Em Inserção do Brasil no Mercado Mundial de Castanha de Caju no Período de 1990 a 2005, Talles Girardi, Viviani Silva e Marília Fernandes e Antonio Carvalho concluíram que o crescimento das exportações nacionais ficou condicionado à expansão do mercado externo e dos principais mercados de destino do produto brasileiro, já que a competitividade atuou no sentido de limitar o crescimento do setor.

O artigo Efeitos da Previdência Social sobre a Desigualdade e a Pobreza Rural no Nordeste: uma Análise da Decomposição do Índice de Gini, de Jorge Luiz Mariano da Silva e Tatiana de Santana Lopes mostraram que a participação das aposentadorias e pensões no rendimento per capita das famílias é mais importante nos estratos

de renda mais baixos e que a proporção de famílias abaixo da linha da pobreza aumentaria para 50% se não existissem aposentados nas famílias rurais do Nordeste.

Já o artigo Trajetórias Ocupacionais na Região Nordeste, de Júnior Macambira e Inácio Bessa, caracteriza os trabalhadores desempregados e investiga o grau de reinserção desses trabalhadores no mercado de trabalho. Constata a situação crítica daqueles que perdem a sua ocupação, posto que precisam lutar contra o tempo para a sua nova inserção no mercado de trabalho, visto que a participação dos trabalhadores desligados no ano de 2000 que retornam ao mercado de trabalho tem comportamento descendente e que a dificuldade do reemprego tem relação direta com o tempo de desocupação.

O artigo Análise de Bem-Estar utilizando Microdados para as Unidades da Federação do Brasil em 2004, de Roberta Muniz e Maurício Vaz Lobo Bittencourt apresenta um conjunto eficiência formado por Santa Catarina e pelo Distrito Federal, significando que essas Unidades da Federação são as que possuem uma melhor posição em termos de bem-estar social no ano de 2004, enquanto Roraima, Maranhão e Alagoas, apresentam os piores resultados.

A Fruticultura no Brasil e no Vale do São Francisco: Vantagens e Desafios, de Paula Margarita Andrea Cares Bustamante, apresenta a importância deste setor para o agronegócio e para a economia brasileira, quais as frutas mais produzidas no país, o grau de inserção internacional desse setor a partir da abertura comercial em 1990, bem como suas principais vantagens e entraves.

Por fim, o artigo Avaliação de Impacto do FNE no Emprego, na Massa Salarial e no Salário Médio em Empreendimentos Financiados, de Ricardo Brito Soares, Jânia Maria Pinho Sousa e Antônio Pereira Neto, mostra os impactos significantes no emprego e na massa salarial para todos os períodos de acompanhamento das empresas financiadas pelo Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) em relação aquelas não financiadas.

ERRAMOS

Os autores do artigo O Custo Social da Energia Hidrelétrica e uma Política de Tarifação Social Ótima para o Setor Elétrico são José Carrera Fernandez e Rogério Pereira, e não como publicado na REN v. 39, nº 4. Rogério Pereira é doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e professor assistente da Universidade do Estado da Bahia.

Desigualdade e Pobreza nos Domicílios Rurais e Urbanos no Brasil, 1981-2005

RESUMO

Tem como objetivo analisar a evolução da desigualdade e da pobreza no Brasil, ressaltando as diferenças entre os domicílios rurais e urbanos, no período 1981-2005. São apresentadas algumas medidas de desigualdade e de pobreza, considerando tanto o rendimento familiar quanto o rendimento familiar per capita. Os resultados do trabalho confirmam uma redução da desigualdade e da pobreza em período recente, a partir de 2001, nos domicílios rurais e urbanos. No entanto, algumas medidas sugerem que tal mudança foi menos intensa nos domicílios urbanos. Conseqüentemente, o diferencial das medidas de desigualdade entre os domicílios urbanos e rurais amplia-se e o das medidas de pobreza reduz-se, uma vez que, historicamente, as medidas de desigualdade são menores no meio rural, e as medidas de pobreza são maiores.

PALAVRAS-CHAVE:

Desigualdade de Renda. Pobreza. Brasil.

Marina Silva da Cunha

- Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), da Universidade de São Paulo (USP);
- Professora Associada do Departamento de Economia e do Programa de Mestrado da Universidade Estadual de Maringá (UEM).

1 – INTRODUÇÃO

No Brasil, nas décadas de 1980 e 1990, a análise da desigualdade mostra uma ‘estabilidade inaceitável’ e a da pobreza, uma redução na segunda metade da última década, segundo Barros; Henriques e Mendonça (2000). Entretanto, as informações divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) indicam redução tanto na desigualdade quanto na pobreza no Brasil em período recente. Por sua vez, para Barros et al. (2006) e Hoffmann (2007a), a desigualdade vem caindo consideravelmente desde 2001. Conforme Soares (2006), a maioria das medidas de desigualdade elege o ano de 2004 como o menos desigual no período 1976-2004. Segundo Rocha (2006), com relação à pobreza, apesar das oscilações no período 1996-2004, os resultados de 2004 são similares aos observados em 1995 e, no caso da indigência ou da extrema pobreza, são os melhores já obtidos pelo País.

A América Latina e o Caribe, conforme Ferreira; Perry e Watson (2003), foram as regiões do mundo que apresentaram os maiores índices de desigualdade para o período com informações disponíveis.¹ No entanto, os autores destacam que, embora tenham um alto nível de desigualdade e esta venha aumentando nas últimas três décadas, nos anos 1990, este ritmo desacelerou-se e pôde-se observar uma convergência entre os países, em que aqueles com índices mais elevados apresentaram uma redução (Brasil) e aqueles com níveis mais baixos, um aumento (Argentina, Uruguai e Venezuela). Com relação à pobreza na região, para o ano de 2002, segundo a Cepal (2005), 44% da população estavam em situação de pobreza e 19,4%, de extrema pobreza. No entanto, esse relatório previa uma redução dela nos três anos seguintes, em decorrência do desempenho econômico observado nos países. Por outro lado, não existe um consenso sobre o que está ocorrendo com a pobreza e a desigualdade

¹ Por exemplo, segundo os autores, nos anos 1990, o índice de Gini médio para a América Latina e Caribe era igual a 0,522, enquanto para a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o Leste Europeu e a Ásia eram, respectivamente, iguais a 0,342, 0,328 e 0,412.

no mundo.² Para Ravallion (2003), isto ocorre especialmente devido aos diferentes métodos, dados e conceitos utilizados.

Nesse contexto, este trabalho busca contribuir para a análise do tema, discutindo a evolução da desigualdade e da pobreza no Brasil, no período 1981-2005, ressaltando as diferenças entre os domicílios rurais e urbanos. Além disso, existe também uma preocupação com a análise dos conceitos e métodos empregados, uma vez que as medidas de desigualdade e pobreza são analisadas considerando tanto o rendimento familiar quanto o rendimento familiar *per capita* e busca-se verificar o impacto nas medidas de pobreza de mudanças na linha de pobreza.

Para Ravallion (2003), na China, onde existe uma grande diversidade geográfica, como a brasileira, o impacto na pobreza e na desigualdade das reformas econômicas e políticas não é o mesmo para os domicílios rurais e urbanos. Segundo o autor, os domicílios rurais, mais dependentes da produção de grãos, experimentaram perdas de bem-estar. Na América Latina e no Caribe, entre 1980 e 2002, a pobreza e a extrema pobreza apresentaram crescimento, especialmente nos domicílios urbanos, relacionado à migração rural-urbana. Além disso, é verificado um nível maior nessas medidas nos domicílios rurais. (CEPAL, 2005). No Brasil, Rocha (2006), utilizando informações das PNADs, concluiu que a pobreza e a indigência constituem-se crescentemente em um problema urbano e metropolitano. Helfand (2005), analisando as informações dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, encontrou evidências de uma redução da pobreza e da extrema pobreza nos domicílios rurais e urbanos, atribuída ao crescimento da renda e à migração rural-urbana, mas observou um aumento da desigualdade.

² Com relação à pobreza, para alguns, a proporção de pessoas vivendo abaixo da linha de extrema pobreza nos países em desenvolvimento teve uma importante redução nos anos 1990 (BHALLA, 2002; SALA-I-MARTIN, 2006); outros sugerem melhorias não tão expressivas (CHEN; RAVALLION, 2001); e ainda há aqueles que indicam um aumento da pobreza. (MANDER; BAKER; KORTEN, 2001). Existem divergências também com relação à desigualdade, pois alguns argumentam que esta vem caindo no mundo (DOLLAR; KRAAY, 2002) e outros afirmam que ela vem aumentando. (BHALLA, 2002; SALA-I-MARTIN, 2006).

Para Ferreira; Perry e Watson (2003), existem algumas razões para nos preocuparmos com o alto grau de desigualdade, como a brasileira, uma vez que é considerada injusta por razões econômicas, filosóficas e éticas, e evidências têm sugerido que uma grande desigualdade dificulta a redução da pobreza e o crescimento econômico, além de estar associada à existência de conflitos e violência. Estudos dessa natureza são também importantes tanto para a elaboração de políticas públicas mais focalizadas quanto para a verificação de sua eficiência.

Com isto, este trabalho está subdividido em cinco partes, além dessa introdução. A próxima seção é dedicada à metodologia utilizada no trabalho. Posteriormente, são apresentadas e discutidas algumas medidas de desigualdade e de pobreza para o Brasil e os domicílios rurais e urbanos para o rendimento familiar e, no tópico seguinte, para o rendimento familiar *per capita*. No quinto tópico, analisam-se alguns determinantes da desigualdade e de pobreza geográficos – as grandes regiões e as regiões metropolitanas e não-metropolitanas –, e pessoais dos chefes das famílias: o nível de escolaridade e o gênero. Por fim, nas considerações finais, são sistematizados os principais resultados do trabalho.

2 – METODOLOGIA

São utilizadas as informações das PNADs do IBGE. A unidade de análise é o rendimento familiar, sendo que incluímos famílias com rendimento nulo.

Para permitir uma comparação dos resultados ao longo de todo o período, para 1992-2005, incluiu-se na região Centro-Oeste o Estado do Tocantins, que foi desmembrado do antigo Estado de Goiás e é atualmente classificado geograficamente na região Norte. Além disso, buscando também uniformizar as informações, foi excluída da análise a área rural da região Norte em 2004 e 2005, uma vez que, nos anos anteriores, esta área não foi pesquisada nas PNADs.

Conforme salientado, neste trabalho, analisam-se alguns determinantes de desigualdade e de pobreza: as grandes regiões, as regiões metropolitanas e não-metropolitanas e os níveis de escolaridade e o gênero do chefe da família. Assim, excluem-se as famílias de

cujos chefes não há informação sobre escolaridade.

Todas as estimativas foram realizadas utilizando-se os fatores de expansão presentes nas PNADs, sendo que, para os anos de 1992-96, foram utilizados os fatores corrigidos e disponibilizados no ano de 1997, para o ano de 1999, os novos fatores apresentados em 2001 e, para os anos de 2001-03, os respectivos fatores contidos em 2004.

Com isso, a base de dados utilizada, após aplicadas as restrições, está apresentada na Tabela 1. O número de famílias estimado aumentou em mais de 100%, de 27.587.967, em 1981, para 55.337.452, em 2005, enquanto nos domicílios rurais o número de famílias reduziu-se de 25,9% para 14,1% desse total e, conseqüentemente, nos domicílios urbanos, ocorreu uma expansão de 74,1% para 85,9%. Observa-se também que a proporção de famílias com rendimento nulo aumentou nos domicílios rurais e urbanos.

Para mensurar a desigualdade, são utilizados os índices de Gini e *T* de Theil, a renda média e alguns percentis da distribuição de rendimento. A pobreza é caracterizada pela proporção de pobres (*H*), pela insuficiência de renda (*I*) e pelo índice de Foster, Greer e Thorbecke (*FGT*). A proporção de pobres (*H*) é a proporção de famílias com renda igual ou abaixo da linha de pobreza. A razão de insuficiência de renda (*I*) corresponde à soma da diferença entre o valor da linha de pobreza e o rendimento de cada família, abaixo ou na linha de pobreza, dividida pelo valor máximo dessa diferença (número de famílias pobres multiplicado pelo valor da linha de pobreza). Para Neder e Silva (2003), esse indicador representa o 'déficit de pobreza', ou seja, o quanto de renda seria necessário para elevar as famílias pobres à linha de pobreza. O índice *FGT* leva em consideração a extensão, a intensidade e a desigualdade de rendimento entre os pobres, variando de 0 a 1.³

A análise da pobreza inicia-se com a definição da linha de pobreza, que tem um caráter relativamente arbitrário. Um dos métodos menos arbitrários é a utilização de uma cesta básica de alimentos para uma família de renda baixa, em que são incluídas despesas

³ Para maiores detalhes sobre as medidas de desigualdade e pobreza, ver Hoffmann (1998).

Tabela 1 – Evolução do Número de Famílias na População^a e na Amostra e da Proporção de Famílias na População com Rendimento Nulo (S), Após a Aplicação Cumulativa das Restrições, 1981-2005

Ano	Brasil			Rural			Urbano		
	População		Amostra	População		Amostra	População		Amostra
	No.	S		No.	S		No.	S	
1981	27.587.967	1,9	109.792	7.135.428	1,2	22.530	20.452.539	2,1	87.262
1982	28.837.454	1,8	117.603	7.444.027	1,6	24.495	21.393.427	1,9	93.108
1983	29.720.263	2,2	120.064	7.431.021	1,8	24.277	22.289.242	2,3	95.787
1984	30.961.479	1,9	123.189	7.611.642	1,6	25.112	23.349.837	2,0	98.077
1985	32.258.830	1,5	126.001	7.855.839	1,3	25.695	24.402.991	0,4	100.306
1986	32.827.546	1,5	69.119	6.496.625	0,3	17.881	26.330.921	1,4	51.238
1987	34.037.467	1,8	72.777	8.136.731	1,7	15.152	25.900.736	1,8	57.625
1988	34.994.523	1,8	72.739	8.297.208	1,6	15.115	26.697.315	1,8	57.624
1989	36.306.691	1,9	74.919	8.362.724	1,7	15.150	27.943.967	2,0	59.769
1990	36.088.691	2,3	77.546	8.562.913	2,3	15.887	27.525.778	2,2	61.659
1992	37.621.709	3,0	82.271	7.252.978	3,4	14.211	30.368.731	2,9	68.060
1993	38.524.000	2,9	83.909	7.339.583	3,0	14.185	31.184.417	2,9	69.724
1995	41.074.580	3,2	90.163	7.744.821	3,6	15.160	33.329.759	3,1	75.003
1996	41.622.678	3,7	89.055	7.677.596	4,5	14.796	33.945.082	3,6	74.259
1997	31.224.020	3,8	68.889	5.591.056	3,9	11.139	25.632.964	3,7	57.750
1998	44.024.927	3,5	95.878	8.154.506	3,6	16.053	35.870.421	3,5	79.825
1999	46.217.569	3,5	99.302	8.447.064	3,4	16.455	37.770.505	3,5	82.847
2001	49.548.807	3,9	109.762	7.234.986	3,7	14.487	42.313.821	3,9	95.275
2002	50.855.880	3,3	112.610	7.253.147	3,0	14.574	43.602.733	3,3	98.036
2003	52.418.577	3,4	114.152	7.456.519	3,0	14.953	44.962.058	3,5	99.199
2004	53.718.816	2,9	116.979	7.545.073	3,1	15.101	46.173.743	2,9	101.878
2005	55.337.452	2,8	121.372	7.826.403	2,9	15.817	47.511.049	2,8	105.555

Fonte: Elaborado com Base nas PNADs.

^a A estimativa da população é obtida utilizando-se os fatores de expansão disponibilizados pelo IBGE.

necessárias para educação, saúde, moradia, transporte etc. Como este trabalho abrange diversas regiões e um período relativamente amplo, esse método é de difícil aplicação. Com isso, seguindo alguns trabalhos (HOFFMANN, 2000; HELFAND, 2005), utilizamos o salário mínimo para definir a linha de pobreza. Adotam-se um e dois salários mínimos de agosto de 1980 como linhas de pobreza, quando a unidade de análise é o rendimento familiar. Pode-se dizer que um salário mínimo corrente corresponde a uma medida de 'extrema pobreza', e dois salários mínimos correntes, a uma medida de 'pobreza'.⁴ Além disso, utiliza-se como

deflator, neste trabalho, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, com base no mês de setembro de 2005. Assim, o salário mínimo real de agosto de 1980 é igual a R\$ 303,65.⁵

Discute-se ainda, no tópico seguinte, o impacto da mudança do ano de referência do salário mínimo para as medidas de pobreza, de agosto de 1980 para agosto de 2000, ano do último Censo Demográfico. O salário

como LP (linha de pobreza) no Brasil, existe consenso de que, havendo disponibilidade de informações sobre estrutura de consumo das famílias, esta é a fonte mais adequada para o estabelecimento de LPs".

⁵ O salário mínimo corrente e o INPC foram obtidos no Hoffmann (2000), para os anos 1980-1998; e para os demais, no site Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.

⁴ Conforme Rocha (2000, p. 1), vale ressaltar que, mesmo tendo "[...] sido relativamente comum a utilização de múltiplos de salário mínimo

mínimo real de agosto de 2000 era igual a R\$ 232,15, que correspondia a 1,31 do vigente em agosto de 1980. Além de analisar o rendimento familiar, posteriormente, considera-se também o rendimento familiar *per capita*. Com isso, as linhas de pobreza e extrema pobreza serão, respectivamente, meio salário mínimo corrente e um quarto do salário mínimo corrente.

3 – A EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE E DA POBREZA NO BRASIL PARA O RENDIMENTO FAMILIAR

As medidas de desigualdade para o rendimento familiar reduzem-se nos últimos anos, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, conforme a Tabela 2, ou seja, com poucas interrupções, esses índices sugerem uma queda da desigualdade, a partir da implementação do Plano Real e da estabilização econômica, mais especialmente no final dessa década e, de forma ainda

mais acentuada, no início da seguinte, a partir de 2001. Apesar de algumas oscilações no período, o ano de 2005 confirma esta tendência negativa na desigualdade brasileira. Os índices de Gini e Theil atingem seu maior nível em 1989 no Brasil e nos domicílios urbanos; já nos rurais, foi em 1986, ano do Plano Cruzado. Após uma queda nos anos de 1990 e 1992, estes índices voltam a subir, com o maior patamar dessa década em 1993, com exceção do índice de Gini para o Brasil e os domicílios urbanos, que foi em 1997.

No entanto, a análise dos anos extremos da série analisada evidencia uma redução da desigualdade apenas para o Brasil e os domicílios rurais, mas não para os urbanos, onde os índices de Gini e *T* de Theil apresentam, em 2005, valor acima ao obtido em 1981. Fato que pode ser considerado um reflexo da expansão desordenada das cidades, associada ao processo migratório do campo para as cidades, da escassez de infra-estrutura básica e da insuficiente demanda por trabalho.

Tabela 2 – Distribuição das Famílias, de acordo com o Rendimento Familiar, no Brasil, de 1981 a 2005. Índices de Gini (*G*) e *T* de Theil (*T*) e Porcentagens do Rendimento Total Familiar Apropriado pelos 50% Mais Pobres (50-), pelos 10% Mais Ricos (10+) e pelos 5% Mais Ricos (5+)

Ano	Brasil					Rural					Urbano				
	G	T	50-	10+	5+	G	T	50-	10+	5+	G	T	50-	10+	5+
1981	0,562	0,600	13,8	43,2	29,5	0,497	0,512	18,1	38,9	26,9	0,541	0,545	15,0	41,0	27,6
1982	0,567	0,617	13,6	43,6	29,9	0,487	0,461	18,5	37,7	25,5	0,544	0,560	14,9	41,5	28,0
1983	0,572	0,631	13,3	44,0	30,2	0,504	0,535	17,9	39,8	27,9	0,553	0,580	14,2	42,0	28,4
1984	0,566	0,607	13,6	43,7	29,9	0,503	0,510	17,9	39,8	27,8	0,551	0,565	14,4	42,0	28,3
1985	0,577	0,646	13,1	44,7	30,9	0,524	0,581	16,8	41,6	29,4	0,559	0,596	14,0	42,9	29,2
1986	0,573	0,657	13,1	44,5	31,0	0,587	0,696	13,4	47,6	34,0	0,563	0,633	14,0	43,5	30,2
1987	0,585	0,666	12,5	45,0	31,2	0,533	0,587	15,9	41,3	28,9	0,564	0,611	13,7	43,0	29,4
1988	0,600	0,707	11,9	46,9	32,8	0,538	0,584	15,7	41,8	29,3	0,582	0,655	12,8	45,0	31,1
1989	0,621	0,815	11,0	49,2	35,1	0,563	0,652	14,3	44,4	31,4	0,606	0,770	11,7	47,5	33,7
1990	0,599	0,706	11,8	46,4	32,4	0,538	0,575	15,5	41,7	28,9	0,580	0,655	12,8	44,7	30,8
1992	0,568	0,641	13,7	43,8	30,4	0,522	0,559	16,6	40,0	28,0	0,554	0,606	14,4	42,5	29,3
1993	0,589	0,713	12,9	46,6	33,2	0,559	0,675	15,0	44,8	32,9	0,577	0,679	13,5	45,4	32,1
1995	0,588	0,676	12,7	45,9	31,9	0,524	0,580	17,0	41,7	30,0	0,574	0,636	13,4	44,4	30,6
1996	0,590	0,679	12,3	45,6	31,7	0,538	0,600	16,1	42,5	30,4	0,575	0,639	13,1	44,1	30,4
1997	0,596	0,697	12,1	46,2	32,2	0,533	0,603	16,4	42,5	30,5	0,581	0,655	12,8	44,7	30,8
1998	0,588	0,681	12,7	45,9	32,2	0,526	0,594	17,1	42,4	31,0	0,574	0,643	13,4	44,5	30,9
1999	0,582	0,660	13,0	45,4	31,6	0,525	0,602	17,0	42,2	30,7	0,571	0,625	13,5	44,1	30,3
2001	0,581	0,671	13,2	45,6	32,0	0,506	0,542	17,7	39,5	28,2	0,573	0,647	13,5	44,6	31,1
2002	0,575	0,658	13,6	45,3	31,8	0,482	0,470	18,8	37,1	26,0	0,569	0,639	13,9	44,6	31,0
2003	0,559	0,637	14,9	44,7	31,9	0,453	0,396	19,9	32,6	21,9	0,559	0,631	15,0	44,5	31,4
2004	0,556	0,612	14,6	43,6	30,3	0,485	0,483	18,7	37,6	26,3	0,552	0,597	14,8	42,9	29,7
2005	0,553	0,605	16,2	39,3	25,9	0,475	0,461	19,2	36,3	25,0	0,548	0,590	15,2	44,4	31,7

Fonte: Dados Básicos das PNADs divulgados pelo IBGE.

O valor do índice de Gini em 2005 foi igual a 0,553, 0,475 e 0,548, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, respectivamente, o que ainda representa um nível alto de desigualdade. Conforme o PNUD (2005), o índice de Gini da Noruega, país com o menor Índice de Desenvolvimento Humano, foi igual a 25,8, no ano de 2000. A China e a Índia, países que têm apresentado taxas de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) expressivas atualmente, aparecem com índices de Gini iguais a 44,7 (em 2001) e 32,5 (em 1999), respectivamente. Na América Latina, destacam-se os índices da Colômbia (57,6 em 1999), do Chile (57,1 em 2000), do México (54,6 em 2000), da Argentina (52,2 em 2001), da Venezuela (49,1 em 1998), da Bolívia (44,7 em 1999) e do Uruguai (44,6 em 2000), cujos valores são inferiores ao brasileiro, igual a 59,3 (em 2001) nesse relatório.

Os percentis da distribuição do rendimento familiar também permitem visualizar que, embora a desigualdade tenha-se reduzido no país, o seu nível ainda é elevado. Em 2005, 50% das famílias mais pobres ficavam com 16,2% do rendimento familiar no Brasil, enquanto 10% e 5% das mais ricas, com 39,3% e 25,9%, respectivamente; nos domicílios rurais, esses percentuais são iguais a 19,2%, 36,3% e 25,0% e, nos domicílios urbanos, iguais a 15,2%, 44,4% e 31,7%.

Como os índices de Gini e *T* de Theil, esses percentis indicam uma redução da desigualdade no período recente. Além disso, para o período 1981-2005, também sugerem uma redução da desigualdade para o Brasil, os domicílios rurais e para a renda apropriada por 50% das famílias urbanas mais pobres, apontando uma melhoria mais significativa nos domicílios rurais.

Assim, como os resultados sugerem uma redução da desigualdade mais intensa nos domicílios rurais, nota-se uma ampliação do diferencial das medidas de desigualdade entre os domicílios urbanos e rurais, no período recente, conforme o Gráfico 1. Por exemplo, enquanto em 1981 o hiato entre o índice de Gini dos domicílios urbanos e rurais era igual a 8,8%, em 2005, passa para 15,5%. Vale ressaltar que o nível de desigualdade nos domicílios rurais é menor do que o observado nos urbanos ao longo de todo o período, o que pode, em parte, ser explicado pela menor segmentação presente neste setor.

Destaca-se que, embora tenha ocorrido uma redução da desigualdade nos domicílios rurais, no ano de 2004, verificou-se um aumento dessas medidas nesses domicílios, associado a um crescimento da renda média. Entre 2003 e 2004, o número de famílias aumentou 2,4% no Brasil, 1,19% nos domicílios rurais e 2,67% nos urbanos; já os rendimentos totais aumentaram, respectivamente, 4,48%, 4,90% e 4,45%, de tal forma que os rendimentos médios aumentaram mais que proporcionalmente nos domicílios rurais. A expansão da área plantada de grãos, associada ao aumento excepcional nos preços internacionais no primeiro semestre de 2004, pode auxiliar na explicação do aumento da desigualdade rural brasileira entre 2003 e 2004.⁶ Desse modo, não se pode dizer que a redução da desigualdade apontada pelas informações da PNAD de 2004 para o Brasil tenha sido homogênea entre os domicílios rurais e urbanos. De fato, as medidas de desigualdade sugerem que a expansão da renda verificada entre 2003 e 2004 foi desigual no setor rural brasileiro; no entanto, permitiu uma redução da desigualdade no setor urbano. Assim, o crescimento econômico observado no País em 2004 não se traduziu em redução da desigualdade em todos os setores.

No Brasil, não é recente a discussão acerca da relação entre crescimento econômico e desigualdade, haja vista a sugestão do então ministro Delfim Netto de deixar que o bolo cresça para depois distribuí-lo. Para Ferreira (2000), no meio acadêmico, a tese da inexistência de um *trade off* entre desigualdade e crescimento prevalece e as causas da alta desigualdade de renda brasileira são variadas e complexas – individuais, familiares e institucionais. No entanto, podem ser identificados cinco determinantes da desigualdade: as diferenças natas dos indivíduos, como raça, gênero e riqueza inicial; as diferenças adquiridas, como educação e experiência; aquelas transmitidas pelo mercado de trabalho, como

6 Conforme Brandão; Resende e Marques (2005), a desvalorização cambial de 1999 teve efeitos positivos para a agricultura brasileira, mas foram praticamente anulados por um período de baixa nos preços internacionais. Já a partir de 2002, ocorreu uma nova fase de alta nesses preços, reforçando o estímulo cambial; no entanto, a partir de meados de 2004, esses preços voltaram a cair no mercado internacional. Mesmo assim, segundo esses autores, entre 2001 e 2004, ocorreu uma expansão de 22,8% da área plantada com grãos no Brasil e, com isto, uma expansão da agricultura brasileira, representada principalmente pela soja, que cresceu nesse período nas regiões Sul e Sudeste 39,8% e, na Centro-Oeste, 66,1%.

discriminação e segmentação; as imperfeições dos mercados de fatores e capitais; e por fim, os fatores demográficos relacionadas às decisões de formação domiciliar, como fertilidade. Considerando as evidências empíricas analisadas, para o autor, a variável educação seria a mais relevante na explicação da desigualdade brasileira.⁷

Atualmente, a explicação para a queda na desigualdade de renda brasileira também não é única, conforme Barros et al. (2006), que destacam quatro determinantes: as transformações demográficas, as transferências de renda, a remuneração dos ativos e o mercado de trabalho. As transformações demográficas das famílias, primeiro determinante, com o aumento da proporção de adultos, não teve um impacto significativo na queda da desigualdade.⁸ As transferências de renda privada e pública corresponderam a cerca de 20% da renda total das famílias. Já as transferências públicas, a mais de 85% dessa parcela, segundo Barros et al. (2007), no período 2001-2005.⁹ Entre outros, os resultados desse trabalho indicam que, para a queda recente da desigualdade, destacam-se as pensões e aposentadorias públicas, o programa Bolsa Família e o Benefício de Prestação Continuada (BPC), associados a mudanças na magnitude das transferências, no grau de cobertura e de concentração do atendimento das famílias mais pobres.¹⁰ Com relação à remuneração dos ativos, terceiro determinante, não há evidências de que tenha contribuído de forma significativa para a queda recente da desigualdade. Por fim, o mercado de trabalho, constitui-se no quarto fator, em que se destacam a participação no mercado de trabalho e a distribuição dos rendimentos do trabalho, como a desigualdade educacional e a maior integração do

mercado de trabalho que permitiu uma redução das disparidades de remuneração dos trabalhadores, como exemplo, do meio rural e urbano.

Além disso, Barros et al. (2006) enfatizam que as políticas públicas têm um papel central na queda da desigualdade de renda, mas que fatores externos, como o comportamento da economia mundial, podem interferir nesse processo.

No tocante à pobreza, a proporção de pobres (*H*) mostra que a extensão da pobreza e da extrema pobreza reduziu o seu nível no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, com a estabilização econômica que ocorreu a partir da implementação do Plano Real, conforme a Tabela 3. No período analisado, o maior nível para essa medida de pobreza foi obtido no ano de 1982 ou no de 1983, ou seja, quando o Brasil estava passando pela crise da dívida externa. Apesar de menor que o da década anterior, é no início da década seguinte que esse indicador também atinge os mais altos patamares do período 1990-2005, em 1990 ou 1993, quando a economia brasileira convivia com altas taxas de inflação.

Ao final do período, a queda desse indicador pode ser verificada comparando-se os anos de 2001 e 2003 aos de 2004 e 2005, em que se apresenta redução tanto no Brasil quanto nos domicílios rurais e urbanos, alcançando, respectivamente, 0,178, 0,309 e 0,156 para a extrema pobreza e 0,405, 0,625 e 0,369 para a pobreza, no último ano da série. No entanto, apesar da queda da pobreza no período recente, na comparação entre 1981 e 2005, enquanto se nota uma redução da proporção de pobres no Brasil e nos domicílios rurais, ocorre um aumento dessa medida nos domicílios urbanos.

O nível dessa medida de pobreza é historicamente maior no setor rural, onde a renda média é menor, fato que pode ser parcialmente explicado pela subestimação da renda nessas localidades, uma vez que as PNADs não incluem nos rendimentos das famílias rurais a produção para autoconsumo.

A razão de insuficiência de renda (*I*), que representa uma medida da intensidade da pobreza, teve uma queda mais acentuada para a linha de pobreza do que para a linha de extrema pobreza, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, com a estabilização

7 Ferreira (2000) elabora um modelo formal buscando explicitar o equilíbrio político-econômico entre a desigualdade de renda, a desigualdade educacional e a desigualdade política, em que a alta desigualdade educacional propicia uma alta desigualdade de renda, que são mantidas pela desigualdade política.

8 Ver também Wajman; Turra e Agostino (2007).

9 Entre as transferências de renda privada, estão a ajuda de não-moradores e outras pensões e aposentadorias e entre as públicas, as pensões e aposentadorias e os programas federais, como o Auxílio-Gás, o Benefício de Prestação Continuada (BPC), o Bolsa Alimentação, o Bolsa Escola, o Bolsa Família, o Cartão-Alimentação do Programa Fome Zero, o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI). Para maiores detalhes sobre cada programa ver Soares et al. (2007).

10 Ver também Hoffmann (2007b).

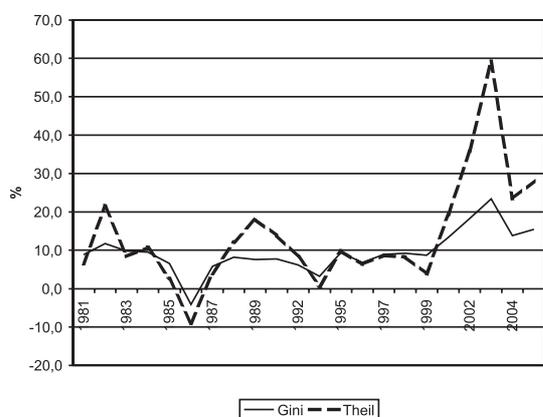


Gráfico 1 – Diferencial dos Índices de Gini e Theil, entre os Domicílios Urbanos e Rurais, 1981-2005

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

econômica. Para o período analisado, essa medida segue tendência de redução, em que, no ano de 2005, atinge o menor nível, com exceção para o ano de 1992, no caso da linha de pobreza. Como exemplo, em 1981, em média, o déficit de pobreza no Brasil era igual a 48,3% do valor da linha de pobreza e, em 2005, passou para 36,3%; já com relação à linha de extrema pobreza, esse valor passou de 42,6% para 41,7%, respectivamente. Os maiores valores para essa medida ocorreram após a década de 1980, em 1990 e 1997 para a extrema pobreza e, em 1990, para a pobreza.

Por sua vez, o índice de *FGT* segue o comportamento da proporção de pobres e da razão de insuficiência de renda, indicando uma queda na pobreza no período recente e na comparação entre 1981 e 2005, com uma exceção para os domicílios urbanos, no caso da linha de extrema pobreza. Ressalta-se que essa redução relativa do número de domicílios pobres vem acompanhada de uma melhora na renda média destes, uma vez que o déficit de pobreza vem diminuindo.

Não obstante os níveis de pobreza no Brasil ainda serem altos, o país encontra-se em uma situação melhor nesse aspecto do que no da desigualdade na América Latina. Segundo o PNUD (2005), considerando a proporção da população que consome menos de US\$

1 diário e US\$ 2 diários, o Brasil apresentava o valor igual a 8,2% e 22,4%, respectivamente. Para esses indicadores, podem ser citados o Uruguai (menor que 2% e 3,9%), o Chile (menor que 2% e 9,6%), a Argentina (3,3% e 14,3%), a Colômbia (8,2% e 22,6%), o México (9,9% e 26,3%), a Bolívia (14,4% e 34,3%) e a Venezuela (15% e 32,0%).¹¹

Em geral, as medidas de pobreza seguem o comportamento das medidas de desigualdade, com uma redução mais acentuada no período recente; mas, quando se analisa todo o período, observa-se que, a partir da implementação do Plano Real, essa tendência é mais significativa, em média, no Brasil e nos domicílios rurais. Assim, nota-se que, enquanto o diferencial das medidas de desigualdade entre os domicílios urbanos e rurais ampliou-se no período recente, o diferencial de pobreza reduziu-se, conforme indica o Gráfico 2. Vale destacar também que o Plano Cruzado teve um resultado apenas efêmero para as medidas de pobreza.

A seguir, é analisado o impacto da mudança no ano de referência do salário mínimo para as medidas de pobreza, de agosto de 1980 para agosto de 2000. O Gráfico 3 mostra o número de salários mínimos correntes para uma linha de pobreza equivalente a um salário mínimo, de agosto de 1980 e agosto de 2000, que se mantém em um patamar abaixo do anterior, uma vez que o salário mínimo real em agosto de 1980 é maior do que o de 2000. Consequentemente, a proporção de pobres (*H*) é menor quando o salário mínimo de referência é o de 2000. Por exemplo, em 2005, para a linha de pobreza, enquanto a proporção de pobres, quando se considera o salário mínimo de 1980, era igual a 0,405, 0,625 e 0,369 para o Brasil e os domicílios rurais e urbanos, respectivamente, quando o salário mínimo de referência é o de 2000, esses valores passam para 0,282, 0,467 e 0,252.

No entanto, nota-se que a proporção de pobres para o Brasil e os domicílios rurais e urbanos, tomando o salário mínimo de 2000 como referência, segue o

¹¹ As informações de cada país são para o ano com informações mais recentes, dentro do período 1990-2003. A China (com 16,6% e 46,6%) e a Índia (34,6% e 79,9%) apresentaram índices superiores ao brasileiro. No caso dos países com alto grau de desenvolvimento, esse indicador é obtido considerando US\$ 11 diários e US\$ 4 diários. A Noruega, país com o mais alto Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) em 2005, apresentou o valor 4,3% e 0%, respectivamente.

Tabela 3 – Distribuição das Famílias de acordo com o Rendimento Familiar no Brasil, de 1981 a 2005. Medidas de Pobreza para uma Linha de Pobreza e de Extrema Pobreza, INPC como Deflator: Proporção de Pobres (H), Razão de Insuficiência de Renda (I) e o Índice de Foster, Greer e Thorbecke (FGT)

Ano	Extrema pobreza												Pobreza								
	Brasil				Rural				Urbano				Brasil			Rural			Urbano		
	H	I	FGT	H	I	FGT	H	I	FGT	H	I	FGT	H	I	FGT	H	I	FGT	H	I	FGT
1981	0,212	0,426	0,055	0,397	0,405	0,088	0,148	0,446	0,043	0,446	0,483	0,134	0,715	0,521	0,236	0,352	0,455	0,099			
1982	0,216	0,420	0,054	0,425	0,404	0,094	0,144	0,436	0,041	0,450	0,484	0,135	0,737	0,531	0,250	0,350	0,450	0,096			
1983	0,275	0,420	0,069	0,491	0,410	0,112	0,203	0,428	0,055	0,519	0,504	0,167	0,775	0,555	0,282	0,434	0,474	0,128			
1984	0,273	0,417	0,067	0,470	0,406	0,105	0,208	0,424	0,055	0,521	0,501	0,165	0,766	0,545	0,270	0,441	0,477	0,131			
1985	0,237	0,401	0,056	0,432	0,395	0,095	0,175	0,405	0,044	0,468	0,484	0,141	0,723	0,532	0,246	0,385	0,456	0,107			
1986	0,146	0,385	0,035	0,238	0,373	0,054	0,123	0,391	0,030	0,331	0,452	0,090	0,504	0,470	0,143	0,288	0,444	0,077			
1987	0,230	0,438	0,062	0,430	0,435	0,110	0,168	0,440	0,047	0,440	0,502	0,142	0,709	0,547	0,257	0,356	0,474	0,106			
1988	0,248	0,433	0,066	0,457	0,436	0,118	0,184	0,430	0,050	0,470	0,501	0,152	0,732	0,554	0,271	0,389	0,469	0,115			
1989	0,225	0,434	0,060	0,412	0,435	0,105	0,169	0,433	0,047	0,434	0,500	0,139	0,678	0,549	0,246	0,360	0,473	0,107			
1990	0,262	0,462	0,076	0,474	0,460	0,132	0,196	0,464	0,058	0,485	0,518	0,166	0,747	0,568	0,288	0,403	0,489	0,127			
1992	0,137	0,439	0,034	0,285	0,405	0,060	0,102	0,461	0,028	0,374	0,377	0,069	0,628	0,402	0,126	0,313	0,366	0,055			
1993	0,253	0,435	0,071	0,448	0,452	0,127	0,207	0,426	0,058	0,491	0,494	0,156	0,736	0,551	0,272	0,434	0,472	0,129			
1995	0,182	0,446	0,055	0,351	0,424	0,093	0,143	0,458	0,046	0,395	0,479	0,119	0,671	0,507	0,217	0,331	0,466	0,097			
1996	0,195	0,458	0,060	0,370	0,436	0,101	0,155	0,470	0,051	0,400	0,488	0,126	0,673	0,520	0,228	0,338	0,474	0,103			
1997	0,193	0,466	0,061	0,373	0,433	0,099	0,154	0,483	0,053	0,395	0,494	0,126	0,684	0,519	0,229	0,332	0,483	0,104			
1998	0,189	0,444	0,056	0,351	0,413	0,086	0,152	0,461	0,050	0,399	0,480	0,121	0,672	0,501	0,212	0,337	0,470	0,101			
1999	0,197	0,444	0,059	0,354	0,411	0,087	0,162	0,460	0,052	0,417	0,479	0,127	0,671	0,502	0,213	0,360	0,469	0,107			
2001	0,207	0,425	0,062	0,373	0,404	0,096	0,179	0,432	0,057	0,426	0,468	0,128	0,681	0,499	0,218	0,382	0,458	0,112			
2002	0,192	0,417	0,056	0,343	0,398	0,086	0,166	0,423	0,051	0,418	0,456	0,119	0,666	0,484	0,203	0,377	0,447	0,106			
2003	0,206	0,417	0,061	0,356	0,398	0,091	0,181	0,423	0,056	0,442	0,460	0,128	0,668	0,491	0,209	0,404	0,451	0,115			
2004	0,180	0,416	0,053	0,315	0,400	0,082	0,158	0,421	0,049	0,417	0,448	0,116	0,642	0,476	0,192	0,380	0,440	0,103			
2005	0,178	0,363	0,049	0,309	0,372	0,078	0,156	0,360	0,044	0,405	0,417	0,105	0,625	0,454	0,179	0,369	0,407	0,092			

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

mesmo padrão de variação em relação às medidas cujo ano de referência é o de 1980, com uma redução da pobreza e da extrema pobreza, principalmente a partir da estabilização econômica, conforme o Gráfico 3b. Novamente, na comparação entre os anos extremos da série analisada, a exceção é o aumento da pobreza nos domicílios urbanos, indicado pelo aumento da proporção de pobres para a linha de pobreza, ou seja, igual a dois salários mínimos.

Dessa forma, com a mudança no ano de referência, a pobreza reduz-se e, em geral, tem o mesmo padrão de variação, mas podem ocorrer algumas discrepâncias em cada linha de pobreza, pois a composição das famílias e dos respectivos rendimentos não é a mesma. Como exemplo, pode ser citado o ano do Plano Cruzado, em 1986, em que o impacto positivo na linha de extrema pobreza foi maior quando o salário mínimo de referência é o de 2000, conforme o Gráfico 3b.

Para Barros; Henriques e Mendonça (2000), o principal determinante do alto grau de pobreza no Brasil é a distribuição da renda que é concentrada, uma vez que não se pode dizer que há um problema de escassez de recursos no País e, além disso, a renda *per capita* nacional está bem acima da linha de

pobreza. Neste sentido, como estratégia de redução da pobreza, sugerem políticas que estimulem o crescimento econômico e melhorem a desigualdade de renda, mas ressaltam que a pobreza é mais sensível a mudanças na desigualdade de renda que ao crescimento econômico. No entanto, atribuem ao crescimento econômico a queda na pobreza verificada na segunda metade da década de 1990.

Ferreira e Litchfield (2000) corroboram Barros; Henriques e Mendonça (2000) e mostram que as flutuações na pobreza, nas décadas de 1980 e 1990, responderam às oscilações no nível de atividade econômica do País, como, por exemplo, nos anos de 1986 e 1995.

Por outro lado, no período recente, para Barros et al. (2007), tanto o crescimento econômico como a comportamento da desigualdade foram importantes para a queda da pobreza no País. No entanto, entre 2001 e 2005, o crescimento da renda *per capita* foi pequeno no País, de apenas 0,9 a.a., enquanto a renda dos 10% mais pobres cresceu 8,0% a.a. Com isto, mais de 90% do crescimento da renda dessa parcela da população deveu-se à redução da desigualdade, proporcionando uma queda na porcentagem de pobres e de extremamente pobres de 4,5 %.

Rocha (2006) analisou a evolução da pobreza entre 2003 e 2004, e sugere que a redução da pobreza pode ser relacionada a fatores de longo prazo e ao comportamento da economia. No primeiro grupo, inclui as mudanças demográficas, como a redução da mortalidade infantil e a queda da natalidade, e o crescente acesso a bens e serviços, em que podem ser citados a escola, saneamento básico e telefonia. No segundo grupo, inclui a criação de postos de trabalho, a redução na desigualdade de renda e o comportamento favorável dos preços dos alimentos. Além disso, atribui importância às políticas públicas focalizadas na população mais pobre, tais como a expansão dos benefícios sociais, a política de valorização do salário mínimo e o aumento da cobertura e do valor dos programas de transferências de renda. Por fim, a autora resalta que os diversos fatores tiveram impactos diferenciados em cada área ou região do

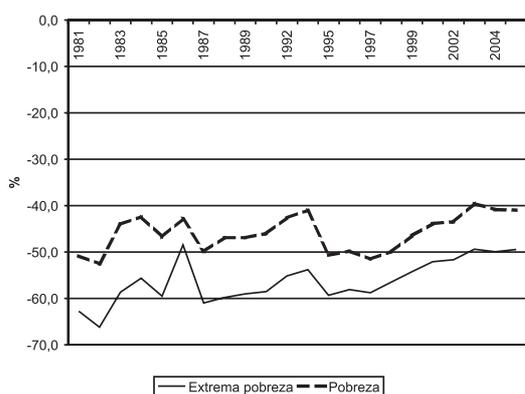
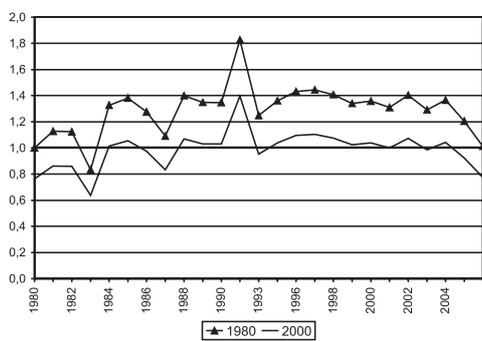
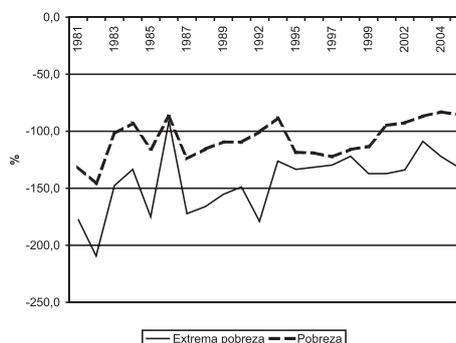


Gráfico 2 – Diferencial entre os Domicílios Urbanos e Rurais da Proporção de Pobres para uma Linha de Extrema Pobreza e de Pobreza, referente ao Salário Mínimo de Agosto 1980, 1981-2005

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.



a)



b)

Gráfico 3 – Número de Salários Mínimos Correntes para uma Linha de Pobreza Equivalente a um Salário Mínimo de Agosto de 1980 e de 2000 (a) e Diferencial entre os Domicílios Urbanos e Rurais da Proporção de Pobres para uma Linha de Extrema Pobreza e de Pobreza (b), Referente ao Salário Mínimo de Agosto de 2000, 1981-2005

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

país, como o agravamento da pobreza na região metropolitana de São Paulo e a manutenção relativa dos níveis de pobreza na região Nordeste.

Como já enfatizado, embora se detectasse uma redução da pobreza, o seu nível ainda não é confortável no País. Nesse sentido, além das políticas já apresentadas de combate à desigualdade, que também tem efeito positivo sobre a pobreza, como as transferências de renda, alguns trabalhos discutem políticas auxiliares de combate à pobreza, tais como o seguro-desemprego, a formação profissional e a redistribuição de terras. Para Chahad (2000), o seguro-desemprego pode constituir-se em uma política de combate à pobreza, mas não pode ser visto como instrumento isolado para a redução da pobreza, pois tem alcance limitado, uma vez que não oferece um emprego a quem o procura e se destina apenas aos trabalhadores do mercado formal. Por fim, salienta que ele deve ser aprimorado, como exemplo, criando estímulos à busca de um novo emprego. Para Rios-Neto e Oliveira (2000) e Barros et al. (2000) os programas estaduais de qualificação, financiados com os recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), também podem ser utilizados como um instrumento auxiliar na redução da pobreza, gerando emprego e renda, mas ressaltam a facilidade de serem geradas

ineficiências no programa. Por fim, a redistribuição de terras pode-se constituir em uma política importante para a redução da pobreza, conforme Barros et al. (2000), que analisaram o impacto da redistribuição de terra na região Nordeste, com base no Censo Agropecuário de 1985. Segundo os resultados desse trabalho, o volume de terras é adequado e há uma relação inversa entre o tamanho e o lucro por hectare do estabelecimento.

Com isso, pode-se dizer que, embora esteja ocorrendo uma redução da desigualdade nos últimos anos, esta não é homogênea entre os domicílios rurais e urbanos, uma vez que, em média, essa queda foi menor nos domicílios urbanos do que nos rurais. As medidas de pobreza apontam uma redução, apesar de algumas oscilações, a partir da implementação do Plano Real, não obstante esta queda seja menor nos domicílios urbanos, sendo que algumas medidas indicam até mesmo um aumento da pobreza nesta localidade, seguindo o comportamento das medidas de desigualdade. Esses fatos permitiram uma ampliação do diferencial de desigualdade entre os domicílios urbanos e rurais e uma redução do diferencial de pobreza. Diversos fatores são indicados como importantes para essa queda da desigualdade e, conseqüentemente, da pobreza, como o desempenho do mercado de

trabalho e as políticas públicas de transferência de renda, como o Bolsa Família. Além disso, pode-se incluir entre esses fatores a migração rural-urbana, uma vez que a proporção dos domicílios rurais reduziu-se de 25,9% para 14,1%, entre 1981 e 2005. Na seção 5, são analisados alguns dos fatores que contribuíram para o comportamento da desigualdade. A seguir, são analisadas algumas medidas de desigualdade e pobreza para o rendimento familiar *per capita*.

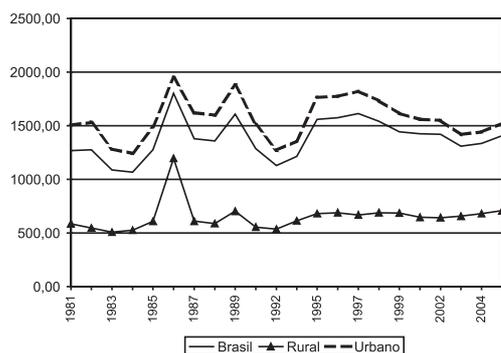
4 – A EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE E DA POBREZA NO BRASIL PARA O RENDIMENTO FAMILIAR *PER CAPITA*

Uma crítica que poderia ser feita à análise anterior da desigualdade e da pobreza é que o rendimento familiar não é a melhor medida do rendimento, uma vez que o número de componentes das famílias não é o mesmo, alterando-se com o tempo, ou seja, um determinado rendimento pode ser suficiente para atender às necessidades básicas de uma família, mas não de outra com um número maior de componentes e o mesmo rendimento.

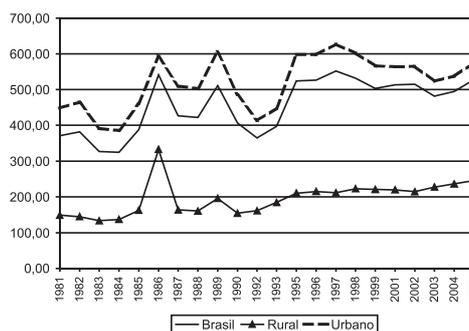
No País, o tamanho médio das famílias vem-se reduzindo, conforme as PNADs. Essa redução foi de aproximadamente 26,0% no Brasil e nos domicílios rurais, e de 24,0%, nos urbanos. No Brasil, o número

médio de componentes das famílias passou de 4,3 em 1981 para 3,2 pessoas em 2005; já nos domicílios rurais, esses valores são iguais a 4,8 e 3,6, respectivamente e, nos urbanos, a 4,1 e 3,2. Para incorporar esse fenômeno, a seguir, analisa-se a evolução da desigualdade e da pobreza, utilizando-se como unidade de renda o rendimento familiar *per capita*.

Inicialmente, o Gráfico 4 traz o rendimento familiar médio e o rendimento familiar *per capita* médio, em valores reais de setembro de 2005. Enquanto o rendimento médio teve uma variação positiva de 11,0%, 20,8% e de 1,1%, respectivamente, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, no período analisado, o rendimento familiar *per capita* médio atingiu 42,2%, 65,0% e 28,0% de variação positiva. No entanto, deve-se ressaltar que essas séries têm um comportamento similar, com as mesmas oscilações, como o aumento efêmero em 1986, ano do Plano Cruzado, e um outro mais estável e permanente a partir de 1995, com a implementação do Plano Real. Pode-se também destacar que a redução da desigualdade observada no final do período foi seguida por um aumento da renda média, o que nem sempre ocorre no País. Em 2005, o rendimento familiar médio no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos era igual a R\$1.335,56; R\$680,92 e R\$1.442,54, respectivamente, e o rendimento familiar *per capita* médio igual a R\$495,08; R\$236,23 e R\$537,38.



a) Rendimento familiar médio



b) Rendimento familiar *per capita* médio

Gráfico 4 – Rendimento Familiar Médio (a) e Rendimento Familiar *Per Capita* Médio (b), no Brasil e nos Domicílios Rural e Urbano, de 1981 a 2005

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

Na Tabela 4, estão algumas medidas de desigualdade e de pobreza do rendimento familiar *per capita*. Como medidas de desigualdade do rendimento familiar *per capita*, foram obtidos os índices de Gini (G) e T de Theil (T), e de pobreza foi obtida a proporção de pobres, considerando meio salário mínimo como linha de pobreza (H_p) e um quarto de salário mínimo como linha de extrema pobreza (H_{ep}).

A evolução das medidas de desigualdade e de pobreza do rendimento familiar *per capita* é semelhante à evolução dessas medidas do rendimento familiar. No entanto, em geral, enquanto as medidas de desigualdades do rendimento familiar *per capita* assumem valores superiores, as medidas de pobreza ficam quase sempre abaixo das respectivas medidas de pobreza do rendimento familiar.

Com isso, no Brasil, para as medidas de desigualdade, o diferencial entre as medidas para o rendimento familiar e o rendimento familiar *per capita* é positivo e se reduziu de 7,0%, em 1981, para 4,8%, em 2005, no caso do índice de Gini, e para o índice T de Theil de 20,0% para 13,8%, respectivamente.¹² O nível mais elevado das medidas de desigualdade do rendimento familiar *per capita* deve estar associado ao fato de que estas passam a captar a desigualdade daquelas famílias com o mesmo rendimento familiar, mas com diferentes números de componentes, as quais têm um mesmo rendimento familiar, mas diferentes rendimentos familiares *per capita*.

Os domicílios urbanos também seguem essa tendência, mas, nos domicílios rurais, ocorre um aumento dessa diferença, que, no caso do índice de Gini, passou de 4,5% no início do período para 7,8% no final. Esse fato representa um reflexo da redução mais que proporcional do número de componentes dos domicílios rurais nos decis superiores da distribuição do rendimento familiar *per capita*.¹³

12 Esses diferenciais foram obtidos comparando os resultados da Tabela 2 e os da Tabela 4. Por exemplo, no caso dos 7,0%, comparando o índice de Gini do Brasil, em 1981, igual a 0,562, considerando o rendimento familiar, com o índice de Gini do Brasil, em 1981, igual a 0,601, considerando o rendimento familiar *per capita*.

13 Entre 1981 e 2005, o número de componentes dos domicílios rurais reduziu-se, em média, aproximadamente 25%. No entanto, considerando-se os decis da distribuição do rendimento familiar *per capita*, do primeiro

Por sua vez, no caso da pobreza, o diferencial entre as medidas do rendimento familiar e as do rendimento familiar *per capita* aumentou em termos absolutos com o passar dos anos. No Brasil, para a extrema pobreza, esse diferencial foi de -5,29% em 1981 para -36,5% em 2005; já no caso da pobreza, passou, respectivamente, de -3,29% para -31,2%. Os domicílios rurais e urbanos seguem essa mesma tendência. Além disso, com a redução no número de componentes, as medidas do rendimento familiar *per capita* reduzem-se em relação às medidas do rendimento familiar; conseqüentemente, os diferenciais ampliam-se. Desse modo, estaria ocorrendo um ganho de renda real para as famílias.

Por fim, a mesma análise realizada para o rendimento familiar, com o diferencial entre os domicílios urbanos e rurais, considerando uma mesma medida de desigualdade ou de pobreza, nos gráficos 1 e 2, pode ser feita para o rendimento familiar *per capita*, conforme o Gráfico 5. Nota-se um comportamento similar entre os respectivos gráficos, indicando que os diferenciais com as medidas de desigualdade são, em geral, positivos e aumentaram no final do período e, com as medidas de pobreza, são negativos e se reduziram a partir de meados da década de 1990. Por exemplo, o diferencial entre o índice de Gini dos domicílios urbanos e rurais, em 1981, era igual a 10,56% e, em 2005, igual a 12,01%, enquanto entre a proporção de pobres para a linha de pobreza era igual a -55,09% e passou para -50,3%.

5 – DETERMINANTES DA DESIGUALDADE E POBREZA: FATORES ESPACIAIS E CARACTERÍSTICAS PESSOAIS DOS CHEFES DAS FAMÍLIAS

Neste tópico, é realizada uma análise de alguns dos determinantes da desigualdade e da pobreza. São considerados dois fatores espaciais, as grandes regiões e as regiões metropolitanas e não-metropolitanas, além de duas características dos chefes das famílias, uma

ao décimo, apresentou os seguintes percentuais: -23,4%, -17,0%, -25,3%, -33,5%, -29,1%, -37,6%, -35,0%, -40,9%, -40,3% e -43,7%, ou seja, uma redução mais que proporcional nos decis superiores.

Tabela 4 - Medidas de Desigualdade e de Pobreza⁽¹⁾ para o Rendimento Familiar *Per Capita*, para o Brasil, Domicílios Rurais e Urbanos, 1981-2005

Ano	Medidas de Desigualdade						Medidas de Pobreza					
	Brasil		Rural		Urbano		Brasil		Rural		Urbano	
	G	T	G	T	G	T	H _{ep}	H _p	H _{ep}	H _p	H _{ep}	H _p
1981	0,601	0,720	0,519	0,613	0,579	0,649	0,201	0,431	0,414	0,729	0,127	0,327
1982	0,606	0,741	0,516	0,572	0,583	0,669	0,201	0,426	0,427	0,731	0,123	0,320
1983	0,609	0,743	0,525	0,607	0,590	0,680	0,245	0,492	0,473	0,772	0,169	0,398
1984	0,603	0,724	0,514	0,558	0,588	0,671	0,243	0,492	0,460	0,763	0,172	0,403
1985	0,611	0,758	0,546	0,675	0,592	0,695	0,202	0,434	0,417	0,714	0,133	0,344
1986	0,609	0,761	0,614	0,841	0,595	0,726	0,120	0,307	0,217	0,508	0,096	0,258
1987	0,623	0,800	0,552	0,673	0,602	0,732	0,191	0,406	0,408	0,708	0,123	0,311
1988	0,632	0,822	0,584	0,669	0,613	0,757	0,207	0,424	0,429	0,717	0,139	0,333
1989	0,654	0,966	0,583	0,768	0,638	0,909	0,185	0,390	0,381	0,665	0,126	0,307
1990	0,630	0,823	0,554	0,661	0,610	0,758	0,214	0,435	0,435	0,721	0,145	0,346
1992	0,593	0,727	0,552	0,648	0,578	0,685	0,200	0,413	0,409	0,676	0,150	0,350
1993	0,615	0,802	0,584	0,744	0,602	0,763	0,199	0,410	0,399	0,656	0,153	0,352
1995	0,615	0,783	0,551	0,658	0,601	0,737	0,142	0,314	0,313	0,580	0,102	0,252
1996	0,615	0,772	0,564	0,688	0,599	0,726	0,152	0,318	0,327	0,577	0,112	0,260
1997	0,619	0,788	0,552	0,671	0,604	0,741	0,146	0,310	0,316	0,578	0,109	0,252
1998	0,613	0,778	0,558	0,697	0,599	0,734	0,145	0,312	0,306	0,566	0,108	0,254
1999	0,607	0,755	0,551	0,674	0,595	0,716	0,145	0,319	0,297	0,561	0,111	0,265
2001	0,608	0,763	0,543	0,637	0,599	0,735	0,145	0,315	0,305	0,551	0,118	0,275
2002	0,602	0,761	0,518	0,561	0,595	0,737	0,131	0,303	0,281	0,543	0,106	0,263
2003	0,585	0,713	0,491	0,467	0,582	0,700	0,142	0,318	0,282	0,539	0,118	0,282
2004	0,582	0,698	0,523	0,583	0,576	0,678	0,123	0,293	0,254	0,508	0,101	0,258
2005	0,579	0,689	0,512	0,539	0,573	0,669	0,113	0,279	0,242	0,491	0,092	0,244

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

⁽¹⁾ Em que G é o índice de Gini, T é o índice T de Theil, H_{ep} é a proporção de pobres para uma linha de extrema pobreza, H_p é a proporção de pobres para uma linha de pobreza, ambas considerando como referência o salário mínimo de 1980.

adquirida, que é a escolaridade, e outra nata, o gênero dos chefes das famílias. Inicialmente, se verificam as mudanças na composição das famílias, segundo esses fatores. Posteriormente, para analisar a desigualdade é realizada uma decomposição do índice T de Theil e, para analisar a pobreza, calcula-se a proporção de pobres, considerando o rendimento familiar.¹⁴

Em termos absolutos, ocorreu uma expansão do número de famílias em todas as grandes regiões brasileiras, conforme a Tabela 1; no entanto, em termos relativos, esse crescimento foi mais acentuado nas regiões Norte e Centro-Oeste, conforme a Tabela 5. Os domicílios rurais aumentaram relativamente nas regiões Nordeste e Centro-Oeste e no Estado de São Paulo; já os domicílios urbanos vêm-se reduzindo

14 Foram também obtidas essas medidas para o rendimento familiar *per capita*, as quais são similares aos resultados para o rendimento

familiar, mas, por limitação de espaço, não foram apresentadas.

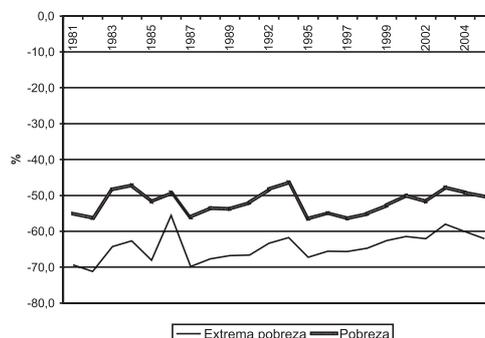
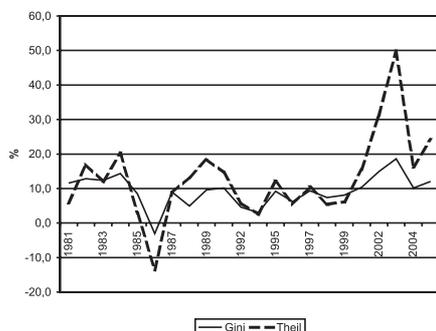


Gráfico 5 – Diferencial entre os Domicílios Urbanos e Rurais dos Índices de Gini e T de Theil e da Proporção de Pobres para uma Linha de Extrema Pobreza e de Pobreza, Referente ao Salário Mínimo de Agosto 1980, Rendimento Familiar *Per Capita*, 1981-2005

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

na região Sudeste, desde 1981, em detrimento das demais regiões. Cabe ressaltar, porém, que é na região Sudeste, mais especificamente em áreas urbanas, onde se encontra a maior proporção das famílias brasileiras.

A decomposição do índice T de Theil mostra uma redução da desigualdade entre as grandes regiões no Brasil, uma vez que, em 1981, representava 8,0% da desigualdade total e 6,4%, em 2005. Por outro lado, nos domicílios urbanos e rurais, a desigualdade entre as regiões aumentou de 4,0% para 4,7% e de 9,4% para 12,1%, respectivamente, nesse período. ()

Considerando as informações da Tabela 7, com a proporção de pobres, nota-se que é na região Nordeste onde essa medida atinge o maior nível em todos os anos, tanto no Brasil quanto nos domicílios rurais e urbanos. Corroborando as informações da Tabela 3, que mostraram uma redução na proporção de pobres entre 1981 e 2005 maior nos domicílios rurais, seguidos pelo Brasil, e um aumento nos domicílios urbanos, verifica-se que houve uma queda nessa medida no meio rural em todas as regiões, no Brasil, em quatro regiões (Nordeste, MG+ RJ+ES, Sul e Centro-Oeste) e no meio urbano em apenas três regiões (MG+ES+RJ, Sul e Centro-Oeste).

Com relação às regiões metropolitanas e não-metropolitanas, o aumento das famílias tem sido um pouco mais intenso nas últimas, onde se encontram

67,4% das famílias brasileiras, em 2005. A maior parcela dos domicílios rurais concentra-se em regiões não-metropolitanas, 93,3% em 2005; no entanto, estes vêm-se expandindo mais nas regiões metropolitanas. Já os domicílios urbanos, que também estão em sua maioria nas regiões não-metropolitanas, 63,2%, seguem o caminho oposto, expandindo-se relativamente mais em regiões não-metropolitanas.

A desigualdade entre as regiões metropolitanas e não-metropolitanas reduziu-se no período analisado. Em 1981, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, representava, respectivamente, 8,3%, 1,0% e 4,3% da desigualdade total; já em 2005, estes valores ficaram em 3,1%, 0,9% e 2,0%. O maior nível da proporção de pobres (H) encontra-se nas regiões não-metropolitanas; não obstante, nessas localidades, ocorreu uma queda dessa medida de pobreza, sendo que o contrário é observado nas regiões metropolitanas, nas três esferas analisadas, com exceção dos domicílios rurais localizados nas regiões metropolitanas. Estes resultados corroboram os obtidos por Rocha (2006), que apontam uma redução menos acentuada na pobreza nas áreas metropolitanas, mas enfatiza que esse fato foi uma tendência iniciada na década de 1990.

No tocante ao nível de escolaridade do chefe da família, observa-se um aumento, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, desse indicador, mas esse

ritmo é mais intenso nos domicílios rurais, onde se encontra o menor nível de escolaridade ao longo do período analisado. Em 2005, enquanto a escolaridade nacional média do chefe da família era igual a 6,3 anos, nos domicílios urbanos, era igual a 6,9 anos e, nos rurais, a apenas 3,1 anos. A maior proporção dos chefes das famílias nos domicílios urbanos tem educação elementar completa ou primário incompleto e, nos rurais, são analfabetos ou possuem menos de um ano de escolaridade.

Entre os quatro fatores analisados nesta seção, o nível de escolaridade do chefe da família é o mais importante na explicação das desigualdades de rendimento das famílias, fato que pouco se alterou no período, sendo verificada apenas uma pequena redução no percentual explicado por esse fator no Brasil e nos domicílios urbanos, e o contrário nos rurais. Em 2005, no Brasil, a desigualdade no nível de escolaridade entre os chefes do domicílio contribuía

com 35,3% da desigualdade total e, nos domicílios rurais e urbanos, com 17,2% e 34,1%, respectivamente, sendo que, em 1981, estes valores correspondiam a 39,8%, 16,0% e 37,3%.

Quanto menor o nível de escolaridade, maior é o valor para a proporção de pobres. Por exemplo, no Brasil, a proporção de pobres nas famílias cujos chefes pertenciam ao nível 1 de escolaridade era igual a 0,644 em 2005; e nos níveis acima há, sucessivamente, 0,547; 0,447; 0,377; 0,230 e 0,031. Destaca-se o fato de a proporção de pobres ter caído, entre 1981 e 2005, apenas no nível 1 nas três localidades, além de nos níveis 2 e 6, nos domicílios rurais.

Por fim, considerando os diferenciais de gênero, nota-se que a proporção de mulheres chefes de família também está em expansão no País, mas é menor nos domicílios rurais. A contribuição

Tabela 5 – Composição das Famílias, segundo a Região e a Região Metropolitana, o Nível de Escolaridade^a e o Gênero dos Chefes das Famílias, no Brasil, 1981-2005

Região	Brasil				Rural				Urbano			
	1981	1992	2001	2005	1981	1992	2001	2005	1981	1992	2001	2005
Nordeste	27,1	26,2	26,5	26,5	47,0	47,3	48,7	49,5	20,2	21,2	22,8	22,7
Norte	2,4	3,6	4,7	5,2	-	-	-	-	3,2	4,4	5,5	6,1
MG+ES+RJ	23,6	22,8	22,1	21,7	17,3	17,6	15,8	15,0	25,8	24,0	23,2	22,8
São Paulo	23,7	23,5	22,8	22,9	7,3	7,7	8,4	8,6	29,5	27,2	25,2	25,2
Sul	16,7	16,5	16,0	15,7	22,2	19,6	19,3	18,4	14,7	15,8	15,4	15,3
C.-Oeste	6,4	7,4	7,9	8,0	6,3	7,8	7,8	8,5	6,5	7,3	7,9	8,0
Região												
Metrop.	33,6	32,5	32,5	32,6	3,7	3,7	6,2	6,7	44,1	39,4	37,0	36,8
Não-metrop.	66,4	67,5	67,5	67,4	96,3	96,3	93,8	93,3	55,9	60,6	63,0	63,2
Escolaridade do Chefe												
nível 1	28,0	23,3	18,0	15,3	50,5	46,0	39,0	33,9	20,2	17,9	14,4	12,2
nível 2	24,4	18,9	15,9	14,2	30,2	25,5	25,5	24,7	22,4	17,4	14,2	12,5
nível 3	29,2	30,4	30,1	28,5	16,8	22,5	27,3	29,0	33,5	32,3	30,6	28,4
nível 4	7,3	10,5	13,1	13,6	1,4	2,9	4,6	6,4	9,4	12,3	14,6	14,7
nível 5	7,2	11,6	16,6	21,3	0,9	2,5	3,1	5,3	9,4	13,8	18,9	23,9
nível 6	3,8	5,2	6,2	7,2	0,2	0,5	0,5	0,6	5,1	6,3	7,2	8,2
Média	3,9	4,9	5,8	6,3	1,6	2,2	2,6	3,1	4,7	5,5	6,3	6,9
Gênero do Chefe												
H	83,0	77,9	72,6	69,2	89,2	85,7	83,9	82,9	80,8	76,0	70,7	66,9
M	17,0	22,1	27,4	30,8	10,8	14,3	16,1	17,1	19,2	24,0	29,3	33,1

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

^a nível 1: analfabeto ou com menos de 1 ano de estudo; nível 2: alguma educação elementar (1 a 3 anos de estudo); nível 3: educação elementar completa ou primário incompleto (4 a 7 anos de estudo); nível 4: primário completo ou secundário incompleto (8 a 10 anos de estudos); nível 5: secundário completo ou superior incompleto (11 a 14 anos de estudos); nível 6: superior completo ou mais (15 anos ou mais de estudos).

desse fator na explicação da desigualdade total vem caindo: em 2005, foi igual a 1,8%, 1,0% e 2,6%, respectivamente, no Brasil e nos domicílios rurais e urbanos, sugerindo uma convergência dos rendimentos familiares dos domicílios chefiados por ambos os sexos. Conforme Leme e Wajzman (2000), esse estreitamento pode ser explicado, no Brasil, pela redução da discriminação contra as mulheres. Deve-se salientar que, entre os fatores analisados, esse foi o que menos contribuiu para a explicação da desigualdade total. Já a proporção de pobres, que apresentou um maior nível para as famílias chefiadas por mulheres, vem caindo, com exceção para os domicílios urbanos cujos chefes são homens.

Para os quatro fatores analisados, tanto no período 1981 e 2005 quanto no recente, a pobreza reduziu-se mais nos segmentos dos domicílios rurais do que nos urbanos, seguindo o comportamento da desigualdade. Ao longo de 1981 até 2005, nos domicílios rurais, o nível de pobreza caiu em todas as regiões, nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas, nos domicílios cujos chefes tinham níveis 1, 2 e 6 de escolaridade e naqueles chefiados por homens e mulheres. Por outro lado, nos domicílios urbanos, reduziu-se apenas em três regiões (nas regiões Sul e na Centro-Oeste e nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo), nas regiões não-metropolitanas, nos domicílios

cujos chefes tinham nível 1 de escolaridade e nos domicílios chefiados por mulheres. Já no período recente, pode-se acrescentar a redução da pobreza para as famílias cujos chefes tinham o nível 3 de escolaridade, para os domicílios rurais, e as regiões Nordeste e Norte e as famílias cujos chefes tinham o nível 3 de escolaridade, para os urbanos.

Assim, pode-se dizer que a pobreza vem diminuindo, especialmente nos segmentos em que apresentava um maior nível, nas regiões não-metropolitanas, para famílias cujos chefes eram analfabetos ou tinham menos de um ano de instrução e cujos chefes eram mulheres. Com relação às regiões, a redução foi maior na região Sul, seguida pela Centro-Oeste e os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo. Assim, para o fator região, esse comportamento não é verificado, pois a redução da pobreza não foi maior na região Nordeste. Este fato também foi apontado no trabalho de Rocha (2006).

Em geral, para o período 1981-2005, no Brasil, a desigualdade de renda entre as famílias vem-se reduzindo entre as regiões, as regiões metropolitanas e não-metropolitanas e os níveis de escolaridade e gênero dos chefes das famílias. Esse comportamento é seguido pelos domicílios rurais e urbanos, com exceção para o fator região e, apenas nos domicílios rurais, para o fator educação, onde aumentou. No

Tabela 6 – Decomposição do Índice T de Theil, Rendimento Familiar, 1981-2005

	Brasil				Rural				Urbano			
	1981	1992	2001	2005	1981	1992	2001	2005	1981	1992	2001	2005
Região												
Intra	0,553	0,600	0,626	0,567	0,464	0,502	0,487	0,405	0,523	0,581	0,614	0,562
Entre	0,048	0,041	0,045	0,039	0,048	0,056	0,055	0,056	0,022	0,025	0,032	0,028
Região Metropolitana												
Intra	0,550	0,614	0,647	0,587	0,507	0,557	0,539	0,457	0,522	0,592	0,632	0,578
Entre	0,050	0,026	0,024	0,019	0,005	0,001	0,003	0,004	0,023	0,013	0,015	0,012
Escolaridade do chefe												
Intra	0,362	0,432	0,420	0,392	0,430	0,474	0,455	0,382	0,342	0,420	0,414	0,389
Entre	0,239	0,209	0,251	0,214	0,082	0,084	0,088	0,079	0,203	0,185	0,233	0,201
Gênero do chefe												
Intra	0,584	0,624	0,657	0,595	0,502	0,550	0,536	0,457	0,521	0,583	0,627	0,575
Entre	0,016	0,017	0,014	0,011	0,010	0,008	0,007	0,005	0,024	0,023	0,019	0,015

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.

período recente, entre 2001 e 2005, a proporção da desigualdade de renda explicada pelos fatores analisados caiu para o Brasil e os domicílios urbanos, mas, nos domicílios rurais, apenas para o fator gênero. Por outro lado, os fatores espaciais – as grandes regiões e as regiões metropolitanas e não-metropolitanas, e o fator educacional – tornaram-se mais importantes na explicação do nível da desigualdade nos domicílios rurais, o que pode ser justificado pelo crescimento e desenvolvimento ocorrido no meio rural brasileiro, com a expansão e diversificação da agropecuária no território nacional e utilização de mão-de-obra mais qualificada. Vale ressaltar que a educação foi o fator mais importante na explicação do nível de desigualdade nos domicílios rurais e urbanos, corroborando os trabalhos na área, seguida pelos fatores grandes regiões, gênero e região metropolitana.¹⁵ Esses resultados sugerem que outros

fatores foram importantes para a redução mais intensa da desigualdade no meio rural.

Hoffmann (2007b) analisa o rendimento domiciliar *per capita* decompondo-o em seis parcelas: Rendimento de Todos os Trabalhos (TTR), Aposentadorias e Pensões do Governo ou de Instituto de Previdência (AP1), outras Aposentadorias e Pensões (AP2), Doações (DOA), Aluguel (ALU) e juros, dividendos e transferências de programas oficiais (JUR). Entre as transferências é incluído o Bolsa Família ou o Renda Mínima, com isso, para as famílias mais pobres, esta parcela corresponde, especialmente, às transferências, enquanto, para as famílias mais ricas, está associada a juros e dividendos. Em 2005, o rendimento de todos os trabalhos representava 75,91% do rendimento domiciliar *per capita*; as demais parcelas detinham, respectivamente, 18,16%, 1,62%, 0,71%, 1,62% e 1,77%. No entanto, para as famílias mais

Tabela 7 – Proporção de Pobres para uma Linha de Pobreza Equivalente a Dois Salários Mínimos de Agosto de 1980, segundo a Região e a Região Metropolitana, e o Nível de Escolaridade e o Gênero dos Chefes das Famílias, Rendimento Familiar, 1981-2005

Região	Brasil				Rural				Urbano			
	1981	1992	2001	2005	1981	1992	2001	2005	1981	1992	2001	2005
Região												
Nordeste	0,682	0,596	0,651	0,621	0,826	0,757	0,807	0,767	0,565	0,511	0,594	0,569
Norte	0,375	0,404	0,478	0,469	-	-	-	-	0,375	0,404	0,478	0,469
MG+ES+RJ	0,416	0,333	0,390	0,368	0,713	0,613	0,663	0,589	0,347	0,284	0,358	0,344
São Paulo	0,241	0,208	0,255	0,255	0,470	0,345	0,442	0,405	0,221	0,199	0,244	0,247
Sul	0,400	0,299	0,328	0,296	0,573	0,457	0,499	0,414	0,310	0,252	0,291	0,273
C.Oeste	0,457	0,391	0,427	0,396	0,681	0,591	0,633	0,543	0,381	0,340	0,392	0,371
Região												
Metrop.	0,262	0,249	0,321	0,321	0,459	0,436	0,480	0,449	0,256	0,245	0,317	0,317
Não-met.	0,539	0,434	0,476	0,446	0,725	0,635	0,694	0,638	0,427	0,358	0,420	0,400
Escolaridade do Chefe												
Nível 1	0,714	0,603	0,687	0,644	0,817	0,721	0,784	0,705	0,625	0,531	0,643	0,615
Nível 2	0,514	0,463	0,560	0,547	0,679	0,641	0,705	0,658	0,436	0,400	0,516	0,511
Nível 3	0,336	0,344	0,444	0,445	0,539	0,507	0,587	0,580	0,301	0,317	0,422	0,423
Nível 4	0,204	0,239	0,340	0,377	0,390	0,382	0,525	0,543	0,194	0,230	0,330	0,366
Nível 5	0,086	0,121	0,196	0,230	0,219	0,269	0,338	0,377	0,082	0,114	0,192	0,225
Nível 6	0,017	0,029	0,030	0,031	0,088	0,063	0,059	0,045	0,016	0,028	0,030	0,031
Gênero do Chefe												
H	0,409	0,332	0,381	0,362	0,698	0,608	0,660	0,606	0,298	0,257	0,324	0,312
M	0,624	0,523	0,545	0,504	0,861	0,747	0,785	0,717	0,577	0,491	0,523	0,486

Fonte: Dados Básicos das PNADs Divulgados pelo IBGE.
15 Ver, por exemplo, Ferreira (2000).

pobres, a parcela referente às pensões e aposentadorias “oficiais” reduz a sua proporção no rendimento domiciliar *per capita*, enquanto a parcela de JUR aumenta. Assim, para o autor, cerca de 20% a 25% da redução da desigualdade podem ser atribuídos à última parcela (JUR), além de quase 60% aos rendimentos de todos os trabalhos. Por outro lado, as aposentadorias e pensões “oficiais” têm contribuído para reforçar o elevado grau de desigualdade de renda no Brasil.

Considerando a mesma decomposição realizada por Hoffmann (2007b), mas para o rendimento familiar total, no ano de 2005, se obtêm valores similares para o Brasil, ou seja, as seis parcelas representavam, respectivamente, 75,97%, 18,12%, 1,61%, 1,81% e 1,77% do rendimento familiar.¹⁶ No entanto, para os domicílios rurais, estes valores correspondem a 73,02%, 20,98%, 0,52%, 0,43%, 0,89% e 4,16% e, para os urbanos, a 76,22%, 17,87%, 1,70%, 0,74%, 1,89 e 1,57%. Assim, as aposentadorias e pensões “oficiais” e a última parcela são mais importantes para os domicílios rurais.¹⁷ Contudo, para as famílias mais pobres, com rendimento familiar até R\$ 500,00, as aposentadorias e pensões “oficiais” e a parcela que inclui as transferências correspondem a 14,74% e 9,18% para os domicílios rurais e 19,50% e 5,21% para os urbanos. Com isto, pode-se dizer que as transferências de renda tiveram um papel relevante na queda mais acentuada da desigualdade e da pobreza no meio rural, em detrimento do urbano, uma vez que são mais importantes, relativamente, para as famílias mais pobres dessa localidade. O comportamento do mercado de trabalho e da economia também foi importante para explicar estes diferenciais, como indica a magnitude do Rendimento de Todos os Trabalhos (TTR) no rendimento familiar, que nos domicílios rurais foi igual a 74,02% e, nos urbanos, igual a 69,25%.

Portanto, não se podem atribuir a apenas um fator as mudanças na desigualdade e na pobreza

¹⁶ Ressalta-se que, no presente trabalho, são analisados o rendimento familiar e o rendimento familiar *per capita*, mas é comum também a análise do rendimento domiciliar ou domiciliar *per capita*. Alguns trabalhos chegam a tratá-los como equivalentes, uma vez que, conforme os dados das PNADS, em cerca de apenas 5% dos domicílios convivem duas ou mais famílias. (BARROS et al., 2006).

¹⁷ Para uma análise da previdência rural, implementada a partir de 1992, com base na Constituição de 1988, ver Delgado e Cardoso Junior (1999).

no País, mas é possível dizer que a política pública de transferência de renda e o comportamento do mercado de trabalho e da economia foram relevantes para explicar tanto a queda recente da desigualdade e da pobreza quanto os diferenciais entre os domicílios rurais e urbanos.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados do trabalho confirmam uma redução da desigualdade e da pobreza no período recente, a partir da implementação do Plano Real e, em especial, nos últimos anos, tanto no Brasil quanto nos domicílios rurais e urbanos. No entanto, nos domicílios urbanos, algumas medidas sugerem que essas mudanças foram menos intensas; conseqüentemente, o diferencial das medidas de desigualdade entre os domicílios urbanos e rurais ampliou-se e o das medidas de pobreza reduz-se notadamente no final do período analisado, uma vez que, no meio rural, as medidas de desigualdade são historicamente menores e as medidas de pobreza são maiores.

A mudança no ano de referência do salário mínimo de agosto de 1980 para agosto de 2000 também altera as medidas de pobreza para um patamar inferior, uma vez que o valor do salário mínimo real era menor em 2000.

As medidas de desigualdade e pobreza são afetadas pela redução do número de componentes das famílias. As medidas do rendimento familiar *per capita* seguem o mesmo padrão geral de variação que as do rendimento familiar. No entanto, existe um hiato entre elas, que, em geral, no caso das medidas de desigualdade, reduz-se com o passar dos anos e, entre as medidas de pobreza, amplia-se.

No Brasil, a desigualdade de renda entre as famílias vem-se reduzindo entre as regiões, as regiões metropolitanas e não-metropolitanas e os níveis de escolaridade e gênero dos chefes das famílias. Esse comportamento é seguido pelos domicílios rurais e urbanos, com exceção para o fator região e, apenas nos domicílios rurais, para educação, em que aumentou. Além disso, pode-se dizer que a pobreza também vem diminuindo, principalmente nos segmentos em que apresentava um maior nível, com exceção do fator região, ou seja, nas regiões não-metropolitanas, para

famílias cujos chefes eram analfabetos ou tinham menos de um ano de instrução e cujos chefes eram mulheres, especialmente no período recente, a partir de 2001. Além disso, entre os determinantes da desigualdade analisados, a educação foi o fator mais importante na explicação do nível de desigualdade nos domicílios rurais e urbanos, seguido pelos fatores grandes regiões, gênero e região metropolitana.

Por fim, pode-se dizer que as políticas públicas, como as transferências de renda, o desempenho da economia e do mercado de trabalho foram relevantes na explicação do comportamento da desigualdade e, conseqüentemente, da pobreza no País, inclusive dos diferenciais entre os domicílios rurais e urbanos. Desse modo, embora a queda da desigualdade e da pobreza tenha sido significativa, o Brasil ainda não se encontra em uma posição confortável no cenário internacional e ainda está entre aqueles com os piores índices de desigualdade do mundo, o que sugere a continuidade e até mesmo ampliação de políticas dessa natureza.

ABSTRACT

This work has as objective to analyze the evolution of the inequality and of the poverty in Brazil, standing out the differences between the rural and urban domiciles, in the period 1981-2005. Some measures of inequality and poverty are presented, considering the familiar income as much as the per capita familiar income. The results of the work confirm a reduction of the inequality and of the poverty in recent period, from 2001, in the rural and urban domiciles. However, some measures suggest that such change was less intense in the urban domiciles. Consequently, the differential of the measures of inequality between the urban domiciles and rural grows and of the measures of poverty diminishes, since, historically, the measures of inequality are smaller in the rural environment, and the measures of poverty are bigger.

KEY WORDS:

Inequality of Income. Poverty. Brazil.

REFERÊNCIAS

BARROS, A. B.; ANDRADE, S. C.; PERRELLI, R. A. A eficiência do plano nacional de qualificação profissional como instrumento de combate à pobreza no Brasil: os casos de Pernambuco e Mato Grosso. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 639-684.

BARROS, R. P; CARVALHO, M.; FRANCO, S. O papel das transferências públicas na desigualdade de renda brasileira. In: BARROS, R. P; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. V. 2. p. 41-86.

BARROS, R. P et al. **Conseqüências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. 32 p. (Texto para Discussão, n. 1.201).

_____. Impactos da distribuição da terra sobre a eficiência agrícola e a pobreza no Nordeste. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 639-684.

_____. A importância da queda recente da desigualdade para a pobreza. In: BARROS, R. P; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. V. 2. p. 331-353.

BARROS, R. P; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-47.

BHALLA, S. **Imagine there's no country: poverty, inequality and growth in the era of globalization**. Washington, DC: Institute for International Economics, 2002.

BRANDÃO, A. S. P; RESENDE, G. C.; MARQUES, R. W. C. **Crescimento agrícola no período 1999-**

2004: explosão da área plantada com soja e meio ambiente no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, n. 1103).

CEPAL. **Panorama social de América Latina**. Santiago, 2005.

CHAHAD, J. P. Z. O seguro-desemprego no contexto do sistema público de emprego e o seu papel no combate à pobreza no caso brasileiro. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 561-588.

CHEN, S.; RAVALLION, M. How did the world's poorest fare in the 1990s?. **Review of Income and Wealth**, v. 47, n. 3, p. 283-300, 2001.

DELGADO, G. C.; CARDOSO JUNIOR, J. C. **O idoso e a previdência rural no Brasil:** a experiência recente da universalização. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. 23 p. (Texto para Discussão, n. 688).

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.

FERREIRA, F. H. G. Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional?. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 131-158.

FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil: 1981/95. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 49-80.

FERREIRA, F. H. G.; PERRY, G.; WATSON, M. Introdução. In: FERRANTI, D. et al. (Org.). **Desigualdade na América Latina e no Caribe:** rompendo com a história?. Cidade do México: Banco Mundial, 2003. p. 6-44. Edição da conferência.

HELFAND, S. M. Changes in Brazilian rural poverty and inequality from 1991 to 2000: the role of migration. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE

BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 43., Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto, 2005.

HOFFMANN, R. **Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-99**. Piracicaba, 2000. 24 p. Mimeografado.

_____. **Distribuição de renda:** medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998.

_____. Queda recente da desigualdade da distribuição de renda no Brasil, de 1995 a 2005, e delimitação dos relativamente muito ricos em 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil:** uma análise da queda recente. Rio de Janeiro: IPEA, 2007a. V. 1. p. 93-105.

_____. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões entre 1997 e 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil:** uma análise da queda recente. Rio de Janeiro: IPEA, 2007b. V. 2. p. 17-40.

HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 14, n. 2, p. 35-58, maio/ago. 2004.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 251-270.

MANDER, J.; BAKER, D.; KORTEN, D. Does globalization help the poor?. **International Forum on Globalization Bulletin**, v. 1, n. 3, p. 6, 2001.

NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro, 2003.

PNUD. **Informe sobre desarrollo humano 2005**. New York, 2005.

RAVALLION, M. The debate on globalization, poverty and inequality: why measurement matters. **International Affairs**, v. 79, n. 4, p. 739-753, 2003.

RIOS-NETO, E. L. G.; OLIVEIRA, A. M. Políticas voltadas para a pobreza: o caso da formação profissional. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 589-614.

ROCHA, S. **Alguns aspectos relativos à evolução 2003-2004 da pobreza e da indigência no Brasil**. Rio de Janeiro: IETS, 2006. Disponível em: <<http://www.iets.inf.br>>. Acesso em: fev. 2006.

_____. **Opções metodológicas para a estimação de linhas de indigência e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, n. 720).

SALA-I-MARTIN, X. The world distribution of income: falling poverty and ... convergence, period. **The Quarterly Journal of Economic**, v. 121, n. 2, p. 351-397, May 2006.

SOARES, F. V. et al. Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. V. 1. p. 87-130.

SOARES, S. S. D. Distribuição de renda entre 1976 a 2004 com ênfase no período 2001 a 2004. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1166).

WAJNMAN, S.; TURRA, C. M.; AGOSTINO, C. S. Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. V. 1. p. 423-442.

Recebido para publicação em: 31.08.2007

Diferenças Salariais e Desigualdade de Renda nas Mesorregiões Mineiras: uma Análise a Partir dos Microdados da Rais Utilizando Regressão Quantílica¹

RESUMO

Tem como principal objetivo analisar os diferenciais salariais e a desigualdade de renda nas mesorregiões mineiras, a partir de microdados da RAIS. Para tanto, mensura três índices de desigualdade de renda amplamente difundidos, assim como a decomposição do índice de Theil-L para verificar a contribuição das variáveis observáveis na desigualdade de renda salarial e realiza, ainda, exercício econométrico para verificar o impacto das mesmas sobre os diferenciais salariais. Os resultados encontrados apontam uma queda na desigualdade de renda entre os anos de 2001 e 2005, em Minas Gerais, e o principal determinante para essa diminuição, ainda que não o único, foi o aumento significativo dos níveis educacionais da mão-de-obra empregada.

PALAVRAS-CHAVE:

Diferenças Salariais. Desigualdade de Renda. Emprego Formal. Regressão Quantílica

Warley Rogério Fulgêncio Soares

- Mestrando em Economia – Curso de Mestrado em Economia (CME) – Universidade Federal da Bahia (UFBA);
- Economista da Empresa Brasileira de Correios e Telégrafos – Diretoria Regional da Bahia;
- Ex-técnico da Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado da Bahia (FAPESB).

¹ O autor é grato a um parecerista anônimo da revista pelos comentários e sugestões a uma primeira versão deste artigo. Como de praxe, os erros e omissões remanescentes são de inteira responsabilidade do autor.

1 – INTRODUÇÃO

As grandes disparidades socioeconômicas do país tornam este um caso de grande interesse dos estudiosos. Desde o clássico trabalho de Langoni (2005), o estudo da desigualdade de renda no Brasil tem sido um assunto de crescente interesse na agenda de pesquisa econômica.

Estudos recentes têm apontado que além da educação, já observada por Langoni (2005), outros fatores têm um peso significativo na desigualdade de renda persistente e aguda ainda hoje verificada. O fator gênero aparece com frequência como um dos determinantes, assim como a raça, ou a região geográfica na qual o empregado está inserido.

A grande maioria dos estudos utiliza como fonte de dados nas análises realizadas os dados oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), os Censos Demográficos ou as Pesquisas de Emprego e Desemprego (PED) realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entretanto, poucos tratam da desigualdade de renda com os dados a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). É mais comum a utilização destes dados na análise da dinâmica do estoque de emprego, negligenciando as informações sobre a remuneração do trabalhador.

O principal objetivo deste trabalho é analisar os diferenciais salariais e a desigualdade de renda nas mesorregiões mineiras. Não é pretensão deste estudo inovar em relação às metodologias já desenvolvidas e aplicadas por diversos estudiosos do mercado de trabalho brasileiro, mas fazer estimativas utilizando um banco de dados ainda pouco explorado nos estudos sobre o tema, os microdados da RAIS, que tem a característica desejável de dispor de informações de cada participante do mercado formal de trabalho e não apenas por grupos, como é mais usual nas diversas publicações que utilizam esta fonte de dados². Os microdados utilizados inovam em relação aos outros estudos sobre desigualdade de renda e diferencial salariais já realizados. Obviamente, os resultados

encontrados restringem-se à parte do mercado de trabalho que é captado por esta fonte.

Seguem-se neste trabalho os modelos neoclássicos do capital humano, notadamente os trabalhos de Becker (1971) e Mincer (2008) referentes à relação entre desigualdade e educação. A relação é direta: quanto maior é o diferencial em relação à educação dos trabalhadores, mais significativos são os retornos daqueles com os níveis mais elevados de instrução e conseqüentemente maiores são os desníveis salariais.

Para medir o nível de desigualdade de renda, foram utilizados três índices amplamente difundidos. São eles: o índice de Gini, o índice de Theil-T e, ainda, o índice de desigualdade Theil-L. Foi realizado ainda exercício de decomposição deste último indicador para verificar o comportamento intergrupos e intragrupo de renda das variáveis observáveis.

Para mensurar os diferenciais salariais dos trabalhadores do setor formal na economia mineira, foram estimadas equações salariais através de regressões pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e ainda a técnica de regressões quantílicas.

O principal resultado do trabalho não rejeita a hipótese da teoria do capital humano que prediz que quanto maior as diferenças nos níveis educacionais, maior o diferencial salarial. Observa-se ainda queda na desigualdade de renda em Minas Gerais, tanto pelos exercícios de decomposição quanto pelos econométricos. Sem embargo, dentro do rol de variáveis observáveis, a educação, ainda que não a única, foi umas das principais causas para a redução da desigualdade nas mesorregiões mineiras quando a fonte do rendimento é o salário do trabalho formal. Este é o atributo pessoal de maior impacto nos diferenciais salariais e conseqüentemente nos índices de desigualdade de renda.

2 – ALGUNS ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE DIFERENCIAIS SALARIAIS E A DESIGUALDADE DE RENDA

Desde o clássico trabalho de Langoni (2005), o estudo da desigualdade de renda no Brasil tem sido um assunto de crescente interesse na agenda de

2 Ver De Negri et al. (2001).

pesquisa econômica. Sem embargo, o país ainda figura entre os mais desiguais em termos de distribuição de renda no mundo. Este autor chegou ao resultado principal concluindo que a desigualdade de renda é gerada dentro do mercado de trabalho, sendo o fator determinante a grande heterogeneidade nos níveis educacionais dos trabalhadores brasileiros. De um lado havia uma grande demanda por mão-de-obra em contraste com a sua limitada oferta qualificada. Esse hiato era proveniente do crescimento econômico experimentado pelo país durante o final dos anos 1960 e início dos anos 1970, no auge do chamado milagre econômico brasileiro.

Barros e Mendonça (1995) demonstram como a desigualdade de renda no Brasil constitui um dos problemas mais graves a ser ainda equacionado. Segundo estes autores, os indivíduos que compõem o estrato dos 10% mais ricos da população chegam a receber cerca de 30 vezes mais que os indivíduos pertencentes aos 40% mais pobres, enquanto para o mundo a média é de cerca de 10 vezes e na Argentina, por exemplo, a diferença entre esses dois estratos é exatamente de 10. Ou seja, mesmo comparando o Brasil a países que possuem níveis de renda *per capita* similar ou mesmo abaixo da brasileira, estamos em posição constrangedora em termos de distribuição de renda. Os principais resultados encontrados pelos autores para a posição do país estão na má distribuição da escolaridade da população que, por sua vez, gera o diferencial de renda dos trabalhadores brasileiros.

Antigo; Machado e Oliveira (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e a partir do modelo econométrico de regressão quantílica, comparam o diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal do mercado de trabalho no Brasil. Constataram que as variáveis educação, idade e experiência são fatores determinantes para explicar o diferencial de rendimentos dos trabalhadores desses dois setores.

Analisando o diferencial de rendimentos por raça e gênero no mercado de trabalho em regiões geográficas selecionadas, Nogueira e Marinho (2006) evidenciam discriminação no mercado de trabalho no país quando os indivíduos igualmente produtivos e do mesmo setor de atividade recebem remunerações distintas devido ao

grupo, classe ou categoria nas quais estão inseridos. Os principais resultados são que existe discriminação contra mulheres e negros no mercado de trabalho nas regiões Sudeste e Nordeste do país, principalmente para o sexo feminino.

Utilizando análise de *coorte* para investigar os diferenciais de rendimento por sexo no Brasil, Leme e Wajnman (2000) evidenciam a discriminação contra as mulheres no diferencial salarial, principalmente para as trabalhadoras não-pertencentes à região Sudeste e nos setores não-pertencentes à atividade agrícola.

A partir de dados da PNAD, Menezes-Filho; Fernandes e Picchetti (2000) analisam os diferenciais de salários no Brasil para as décadas de 1980 e 90. A principal conclusão dos autores é que a educação é ainda o principal componente na desigualdade de renda dos trabalhadores brasileiros permanecendo constante para as duas décadas em análise.

A partir de exercício constractual, Soares (2001) estima equações salariais também com dados da PNAD. O resultado principal aponta novamente a importância desempenhada pela educação sobre os diferenciais salariais, salientado que, se o Estado provesse seus cidadãos com a obrigação que lhe é facultada, os impactos sobre a desigualdade e pobreza seriam de grande amplitude.

Estudos recentes têm apontado uma significativa queda na desigualdade de renda no país neste último decênio, principalmente nos últimos cinco anos. Partindo de dados da PNAD, Neri (2008) constata redução significativa no índice de Gini, tanto para os anos iniciais do Plano Real, mas, sobretudo, para anos recentes. Em parte, esses resultados são derivados dos programas governamentais de transferência de renda, como também as transformações no mercado de trabalho, principalmente a redução nos diferenciais de rendimentos induzidos pela melhora nos níveis educacionais dos trabalhadores, o que contribuiu sobremaneira para a recente queda na desigualdade de renda brasileira. (BARROS et al., 2007).

Em paralelo aos estudos citados acima, outros autores apontam para a questão ainda pouco conclusiva sobre a convergência entre as rendas *per capita* no Brasil, dentre os quais, Azzoni (1994);

Ferreira (1996 a, 1996 b, 1996 c); Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Elery Júnior (1996); Monteiro Neto (1997) e Souza (1993), que apontam para uma relativa convergência para algumas regiões brasileiras, com maior ou menor intensidade, mas que há aquelas menos dinâmicas, as quais, a permanecerem as condições atuais, demorarão um tempo muito grande para que consigam atingir padrões mínimos de renda *per capita*.

Há uma abrangente literatura internacional que trata também deste assunto, que apresenta indícios muito fortes de que há na verdade clubes de convergência e que, relacionando-se produtividade, educação, tecnologia, dentre outros fatores, há, portanto, padrões e velocidades diferenciadas de convergência. Dentre alguns desses trabalhos, citam-se os de Barro (1991); Barro e Sala-i-Martin (1991); Barro; Mankiw e Sala-i-Martin (1992); Baumol (1996); Bertola (1993), Blanchard e Quah (1989); Lucas (2008a, 2008b), Romer (1989, 1990) e Solow (1956).

Longe de cobrir, ainda que em parte, os estudos sobre desigualdade de renda e diferencial de salários no Brasil, de uma forma geral, pode-se constatar, a partir dos estudos empíricos citados acima (vale ressaltar que predominam nesses estudos as bases de dados PNAD e/ou Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), que um dos principais componentes da desigualdade de rendimentos no trabalho para a economia brasileira é o grau de instrução da mão-de-obra empregada. Apesar de diferentes bases de dados utilizadas e modelos econométricos para estimação de equações de renda, há certa convergência nos resultados encontrados. Ressalta-se, ainda, a importância da discriminação racial e por gênero no diferencial de rendimentos dos trabalhadores brasileiros apontados por alguns estudos.

3 – FONTE DE DADOS E OS ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE RENDA

3.1-Fonte de Dados

A fonte de dados utilizada para este estudo são os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Apesar das limitações impostas por esta

base de dados, pois ela capta apenas a dinâmica do emprego formal, são bastante satisfatórios os níveis de desagregação e abrangência disponíveis. As variáveis escolhidas para a análise foram:

- a) Estoque de Emprego: entenda-se número de trabalhadores registrados como empregados pelas empresas no dia 31 de dezembro de cada ano;
- b) Renda Individual: é o valor do salário nominal médio em reais recebido pelo trabalhador, informado por seu empregador no momento do preenchimento da RAIS;
- c) Setores de Atividade: indústria extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais, construção civil, comércio, serviços, administração pública;
- d) Gênero: masculino e feminino³;
- e) Grau de Instrução: analfabeto, 4ª série incompleta, 4ª série completa, 8ª série incompleta, 8ª série completa, 2º grau incompleto, 2º grau completo, superior incompleto e superior completo;
- f) Idade do trabalhador: idade informada pela empresa no ato de preenchimento da RAIS;
- g) Recorte geográfico: estados do Sudeste e do Nordeste e Brasil e, ainda, as 12 mesorregiões mineiras, conforme classificação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – 1) Noroeste de Minas, 2) Norte de Minas, 3) Vale do Jequitinhonha, 4) Vale do Mucuri, 5) Parnaíba/Triângulo, 6) Central Mineira, 7) Metropolitana, 8) Vale do Rio Doce, 9) Oeste de Minas, 10) Sul/Sudoeste de Minas, 11) Campos das Vertentes e 12) Zona da Mata.

3.2 – Medidas de Desigualdade de Renda

3.2.1 – Índice de desigualdade de Gini

Uma das medidas clássicas de desigualdade de renda mais utilizadas é o índice de Gini, sendo este uma maneira apropriada e concisa de calcular o grau

³ Os dados disponíveis na RAIS não contemplam informações sobre raça, variável encontrada tanto na PNAD como nos Censos Demográficos.

relativo de desigualdade com base na curva de Lorenz⁴. Conforme Hoffman (1998), o índice de Gini pode ser calculado com base na fórmula abaixo:

$$G = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\phi_i + \phi_{1-i}) \quad (1)$$

Onde G é o índice de Gini, n é o tamanho da amostra e ϕ é a razão da renda individual pela renda total da distribuição. O índice de Gini varia de zero (quando há perfeita igualdade na distribuição de renda) até um (quando há perfeita desigualdade na distribuição de renda).

3.2.2-O índice de desigualdade de Theil – T

A segunda medida de desigualdade utilizada neste trabalho e o índice de Theil-T ou índice de entropia de Theil, formalmente:

$$T = \sum_{h=1}^k \left(\frac{x_i}{X} \right) \ln \frac{\frac{x_i}{X}}{\frac{1}{n}} \quad (2)$$

Seja X_i a renda da i-ésima pessoa, com $i=1, \dots, n$ e seja X a renda média. Esta medida varia de zero (perfeita igualdade) ao Ln de n (completa desigualdade); também é denominada de redundância da distribuição de renda, por analogia com a medida correspondente na teoria da informação. (HOFFMANN, 1998).

3.2.3-O índice de desigualdade de Theil-L

Seja X_i a renda da i-ésima pessoa em uma população com n pessoas. Vamos admitir que as rendas estejam ordenadas de maneira que:

$$x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_h \leq \dots \leq x_n$$

O Theil-L em função das rendas individuais como medida de desigualdade tem a seguinte fórmula de cálculo. (HOFFMANN, 1998):

$$L = -\frac{1}{n} \sum \ln \frac{x_i}{\mu} = \ln \mu - \frac{1}{(3)n} \sum \ln x_i$$

onde x_i é a renda média, variando de zero (perfeita igualdade) ao Ln n (completa desigualdade).

⁴ Ver Hoffmann (1998).

Para a decomposição do índice de desigualdade de Theil-L quando as rendas podem ser agrupadas segundo algum critério (por exemplo, como nível de escolaridade), elas podem ser decompostas em uma medida de desigualdade dentro dos grupos (intranível de instrução) ou entre os grupos (internível de instrução).

Para os cálculos de decomposição, utilizam-se as seguintes fórmulas (HOFFMANN, 1998):

$$L_e = \sum_{h=1}^k \pi_h \ln \frac{\pi_h}{Y_h} \quad (4)$$

$$L_h = \frac{1}{n_h} \sum_{h=1}^{n_h} \ln \frac{Y_h}{n_h y_{hi}} \quad (5)$$

$$L = L_e + \sum_{h=1}^k \pi_h L_h \quad (6)$$

onde y_{hi} é a fração da renda total apropriada pelo i-ésimo elemento do h-ésimo grupo; Y_h é a fração da renda total da população apropriada pelo h-ésimo grupo; μ é a renda média da população e π_h é a fração da população. As fórmulas (4), (5) e (6) mensuram, respectivamente, as medidas de desigualdades dentro do grupo, entre os grupos e a desigualdade total de Theil-L (somatório das duas primeiras medidas).

4 – METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

A partir de dados de corte para os anos de 2001 e 2005, estimamos equações salariais para os empregados do setor formal da economia mineira. O método dos mínimos quadrados ordinários foi utilizado para estimação do logaritmo do salário como variável dependente; utilizando-se como variáveis explicativas observáveis a *dummy* de sexo, *dummies* para grau de instrução, idade e idade ao quadrado como atributos do empregado, as *dummies* para mesorregiões mineiras para mensurar os diferenciais relacionados às regiões geográficas e, ainda, *dummies* para as

diferentes atividades econômicas para averiguar disparidades inter-setoriais. A equação salarial segue a forma funcional padrão do tipo *Miceriana* amplamente utilizada na literatura econômica especializada conforme a equação 04 abaixo.

$$\log(\text{salário}) = \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 I_i^2 + \beta_3 E_i + \beta_4 S_i + \beta_5 M_i + \xi_i \quad (7)$$

onde:

$\log(\text{salário})$ = logarítmico neperiano do salário recebido em reais;

β_0 = ao termo de intercepto da regressão;

I_i = vetor referente à idade;

I_i^2 = vetor referente à idade na forma quadrática;

E_i = vetor referente à escolaridade;

S_i = vetor referente ao setor de atividade;

M_i = vetor referente à mesorregião;

$\beta_1; \beta_2; \beta_3; \beta_4; \beta_5$ = parâmetros estimados;

ξ_i = termo de erro.

Assumimos, como de costume, a hipótese da média condicional zero, ou seja, o erro ξ_i tem um valor esperado igual a zero, dados quaisquer valores das variáveis independentes (WOOLDRIDGE, 2006), formalmente:

$$E(u \mid x_1, x_2, \dots, x_k) = 0 \quad (8)$$

A relação causal ocorre apenas quando esta hipótese é verificada.

Quando as regressões são realizadas com o estimador de mínimos quadrados, significa que os parâmetros obtidos representam os efeitos das variáveis explicativas sobre a renda individual para a média da distribuição condicional desta variável. Para dados que apresentam grande dispersão como é o caso dos microdados da RAIS, as estimativas realizadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) podem não captar os reais efeitos ao longo de toda a distribuição. Conforme alertam Machado e Mata (2008), suponha-se, por exemplo, que se estime uma equação simplificada de salários que considera

a informação de homens e mulheres conjuntamente. As variáveis independentes são apenas a constante e uma *dummy* tomando o valor usual de 1 quando corresponder a mulher. A regressão pela média pode nos fornecer o seguinte resultado: as mulheres recebem 20% a menos que os homens. A vantagem quando a regressão é realizada por quantis é que nos permite verificar conclusões semelhantes para qualquer quantil ao longo de toda a distribuição. É possível observar que a diferença salarial para o primeiro decil seja menos acentuada que para o último decil, ou seja, para o quantil inferior, a diferença pode ser de apenas 10% e, para o último, pode chegar a 30%, informado que a discriminação salarial para o gênero é mais elevada para os trabalhadores mais bem remunerados.

Com o objetivo de captar esses efeitos ao longo da distribuição para diferentes *quantis* da distribuição condicional de rendas dos trabalhadores das diversas mesorregiões mineiras, utiliza-se a metodologia proposta por Koenker e Basset (2007). Tal metodologia permite, através da solução de um problema de programação linear que minimiza uma soma de valores absolutos ponderados, a obtenção para cada variável explicativa de um valor potencialmente diferente do parâmetro de interesse por *quantil* da distribuição de renda. Formalmente pode ser escrita como:

$$\ln w_i = x_i \beta_\theta + \xi_{\theta i} \quad \text{com}$$

$$\text{Quant}_\theta (\ln w_i / x_i) = x_i \beta_\theta \quad (9)$$

onde: x_i é um vetor de variáveis exógenas e β_θ é um vetor de parâmetros. $\text{Quant}_\theta (\ln w_i / x_i) = x_i \beta_\theta$ denota o quantil condicional de $\ln w_i$ dado x_i , onde $\theta \in (0,1)$, é definida como sendo a solução do seguinte problema de minimização:

$$\min \left\{ \sum_{i: \ln w_i \geq x_i \beta} \theta |\ln w_i - x_i \beta| + \sum_{i: \ln w_i < x_i \beta} (1-\theta) |\ln w_i - x_i \beta| \right\} \quad (10)$$

que é o mesmo que minimizar

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^n \rho_\theta (\ln w_i - x_i \beta) \right\} \quad (11.1)$$

em que ρ é a função *check function* definida por

$$\rho_{\theta}(\xi) = \begin{cases} \theta \xi, & \text{para } \xi \geq 0 \\ (\theta - 1)\xi, & \text{para } \xi < 0 \end{cases} \quad (11.2)$$

onde a função ρ_{θ} multiplica os resíduos por θ , se eles forem não-negativos e por $(\theta - 1)$, caso contrário, para que, dessa forma, sejam tratados assimetricamente. Assim, o θ pode ser obtido para os diversos quantis ao longo da distribuição. Para o propósito do trabalho, a equação (4) pode ser reescrita como:

$$\log(\text{salário}) = \beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 I_i^2 + \beta_3 E_i + \beta_4 S_i + \beta_5 M_i + \xi_i \quad (12)$$

onde:

$\log(\text{salário})$ = logarítmico neperiano do salário recebido em reais;

β_0 = ao termo de intercepto da regressão;

I_i = vetor referente à idade;

I_i^2 = vetor referente à idade na forma quadrática;

E_i = vetor referente à escolaridade;

S_i = vetor referente ao setor de atividade;

M_i = vetor referente à mesorregião;

$\beta_0; \beta_1; \beta_2; \beta_3; \beta_4; \beta_5$ = parâmetros estimados para cada quantil θ da renda considerada (mais precisamente, 0,1, 0,2, 0,3, 0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8, 0,9)

ξ_i = termo de erro.

Assim, é possível estimar os parâmetros de interesse para cada um dos quantis ao longo da distribuição de renda.

5 – DESIGUALDADE DE RENDA NO NORDESTE, SUDESTE E BRASIL

Os anos 1990 compreendem um período de grandes transformações na economia brasileira, marcado por mudanças significativas no ambiente

macroeconômico. Nesse intervalo, se processam possivelmente as duas principais inflexões econômicas recentes: a abertura da economia brasileira no início da década e a implantação do mais bem-sucedido plano de estabilização econômica em meados de 1994, após as fracassadas tentativas de políticas heterodoxas experimentadas na década de 1980. O impacto desse novo ambiente sobre o emprego formal foi significativo tanto em termos de empregos ceifados quanto sobre a renda auferida pelo trabalhador, mas os efeitos sobre a competitividade das empresas foram extremamente positivos. (SOARES, 2008). Não é objetivo deste trabalho discutir tais transformações, pois foge ao seu escopo. Para os prós e contras sobre a política econômica nos anos noventa e seus impactos sobre os diferentes setores de atividade existe uma ampla literatura disponível a respeito⁵.

A Tabela 1, a seguir, mostra a evolução do emprego formal para estados, regiões selecionadas e Brasil para o período de 2001 a 2005. Para a região Nordeste, a taxa de crescimento do emprego formal foi significativa, cerca de 29%, superior as registradas no país e na região Sudeste. As taxas de crescimento dos estados do Maranhão, Piauí, Bahia e Rio Grande do Norte chamam a atenção devido a estas serem as mais elevadas. Verifica-se que, em Minas Gerais, o resultado é superior à média nacional e do Sudeste. Naquele estado, a taxa de crescimento no período foi de aproximadamente 25%. O destaque negativo no rol dos recortes regionais da tabela fica para o Rio de Janeiro. Sem embargo, aquele estado apresentou as menores taxas de crescimento, inferior inclusive à média do Sudeste e Brasil. Como pode ser verificado em Soares (2008), quando comparados ao desempenho dos anos 1990, estes resultados são sem dúvidas auspiciosos, pois as taxas de crescimento do emprego formal naquela década foram extremamente reduzidas.

Se, por um lado, as taxas de crescimento do emprego formal foram expressivas no período 2001-2005, o mesmo não se pode dizer sobre as taxas de crescimento do salário do trabalhador. A Tabela 2, contém os dados sobre os salários médios para

⁵ Existe uma rica literatura sobre todo esse processo, entre as quais podemos citar: Giambiagi e Moreira (1999); Giambiagi et al. (2005); Diniz e Crocco (1996); Sabóia (2001) e Pacheco (1999), entre outros.

as mesmas regiões analisadas acima corrigidos pelo Índice de Preços ao Consumido Amplo (IPCA) de janeiro de 2008. Constata-se uma diminuição

de aproximadamente 1,5% no salário real médio no país para os trabalhadores do setor formal. Em São Paulo, este valor é de aproximadamente 6% e Minas

Tabela 1 – Evolução do Emprego Formal do Sudeste, Nordeste e Brasil 2001-2005

	2001	2002	2003	2004	2005	Δ%
MG	2.877.019	3.046.362	3.138.026	3.332.775	3.592.560	24,87
ES	512.693	551.601	565.301	593.593	656.344	28,02
RJ	2.773.531	2.922.463	2.945.193	3.060.174	3.191.784	15,08
SP	8.185.857	8.608.048	8.748.152	9.273.177	9.760.764	19,24
SE	14.349.100	15.128.474	15.396.672	16.259.719	17.201.452	19,88
CE	719.657	793.312	825.062	860.435	920.161	27,86
MA	300.781	329.935	348.761	370.370	400.154	33,04
PI	208.818	236.945	247.106	263.183	279.198	33,70
AL	284.471	311.780	315.691	346.503	367.116	29,05
BA	1.197.249	1.309.717	1.379.609	1.458.315	1.596.990	33,39
PB	356.133	375.537	383.867	396.150	420.835	18,17
PE	886.958	943.895	962.176	1.022.609	1.095.551	23,52
RN	335.173	318.971	388.007	421.109	450.797	34,50
SE	216.302	239.305	245.111	256.056	277.788	28,43
NE	4.505.542	4.859.397	5.095.390	5.394.730	5.808.590	28,92
BR	26.966.897	28.683.913	29.544.927	31.407.576	33.238.617	23,26

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

Tabela 2 – Evolução da Renda Média Real do Sudeste, Nordeste e Brasil 2001-2005

	2001	2002	2003	2004	2005	Δ%
MG	978,52	927,19	922,33	928,92	938,15	-4,12
ES	983,73	963,85	970,54	969,05	1.000,61	1,72
RJ	1.374,90	1.358,47	1.329,74	1.344,40	1.353,16	-1,58
SP	1.496,35	1.426,02	1.395,20	1.406,72	1.411,30	-5,68
SE	1.350,73	1.295,68	1.270,71	1.281,08	1.286,03	-4,79
CE	812,74	798,46	775,25	787,94	808,78	-0,49
MA	843,37	814,51	844,33	906,96	826,54	-2,00
PI	772,52	741,33	767,50	813,87	809,84	4,83
AL	804,09	754,67	726,29	763,70	804,62	0,07
BA	927,67	874,62	888,73	897,04	944,56	1,82
PB	772,51	738,07	772,55	778,14	786,56	1,82
PE	899,28	879,05	843,64	840,05	871,83	-3,05
RN	781,46	770,05	788,03	828,07	843,05	7,88
SE	894,40	896,85	864,99	938,55	984,16	10,04
NE	851,32	825,61	826,30	846,20	863,14	1,39
BR	1.202,67	1.168,01	1.086,12	1.152,32	1.184,14	-1,54

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

Gerais, ao redor de 4%. Para a região Nordeste, apenas os estados do Rio Grande do Norte e Sergipe apresentaram taxas de crescimento de 7,88% e 10,04%, respectivamente, ainda que bastante reduzidas para o período analisado.

6 – OS ÍNDICES DE DESIGUALDADE DE RENDA

A recente queda na desigualdade de renda no país é um fenômeno sem precedentes na história do Brasil. Os estudos de Neri (2008) e Barros et al. (2007) evidenciam as conquistas do país na trajetória declinante dos índices de desigualdade de renda; tais estudos são realizados com dados provenientes da PNAD, a qual capta informações sobre rendimentos do trabalho de várias fontes.

Os dados dos Gráficos 1, 2 e 3, a seguir, contêm os cálculos dos três principais índices de desigualdade de renda utilizados na literatura. A variável utilizada foi a renda auferida pelo trabalhador com informações a partir dos microdados da RAIS. Para o índice de Gini, verifica-se uma redução significativa para os estados nordestinos, com destaque para a Paraíba, Piauí, Rio Grande do Norte e Alagoas. Nestes estados, o índice de Gini recuou entre 6% no Rio Grande do Norte a 10% no Piauí e, para a região Nordeste como um todo, a redução média foi de aproximadamente 6% no período. A média para o país ficou em cerca de 3%, enquanto para a região Sudeste o resultado foi similar à média nacional. Dois estados do Sudeste se destacam pelos contrastes dos

resultados: enquanto para Minas Gerais a redução foi de aproximadamente 7%, ou superior a duas vezes a média nacional, para o Estado do Rio de Janeiro houve um aumento na desigualdade de renda em cerca de 1%.

Quanto ao índice de Theil-T, a tendência foi a mesma: a redução média do Nordeste ficou em torno de 9%, chegando a mais de 20% para o Estado do Piauí; para o Estado de Minas Gerais, a redução foi de mais de 9%; já para os estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro, verifica-se um aumento de 2,7% e 3,9%, respectivamente. Na média nacional, a redução foi em torno de 3,6%.

Os resultados para o índice de Theil-L convergem com os demais. Os destaques são: o Maranhão na região Nordeste, com redução de quase 20% no período; no Sudeste, Minas Gerais aparece com uma redução de aproximadamente 14%; novamente para Estado do Rio de Janeiro, os resultados são desoladores; este indicador praticamente estagnou no período. A média nacional aponta uma redução de 7%.

7 – EMPREGO E APROPRIAÇÃO DA MASSA SALARIAL NAS MESORREGIÕES MINEIRAS

As disparidades socioeconômicas em Minas Gerais são um foco de intenso debate. Sem embargo, aquele estado representa em uma escala reduzida as disparidades brasileiras com regiões dinâmicas (Metropolitana de Belo Horizonte e Sul de Minas, por

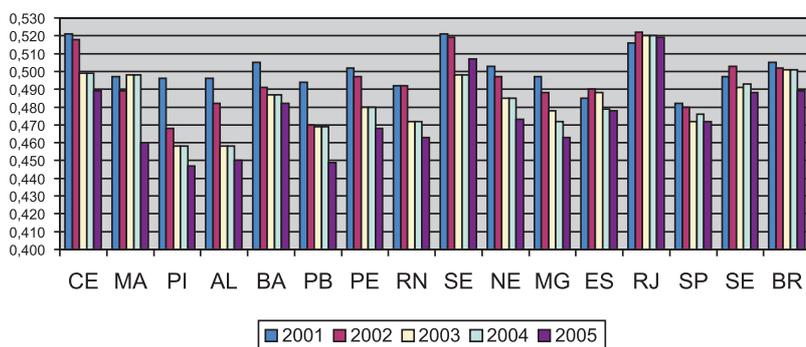


Gráfico 1 – Índice de GINI do Brasil, Sudeste e Nordeste 2001-2005

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

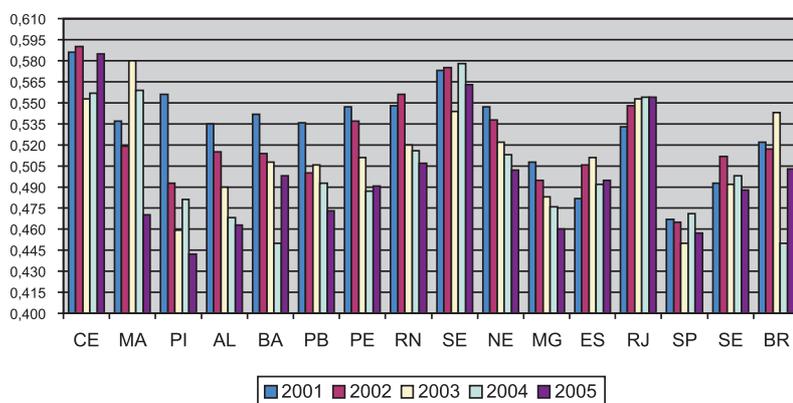


Gráfico 2 – Índice de Theil-T para o Brasil, Sudeste e Nordeste 2001-2005

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

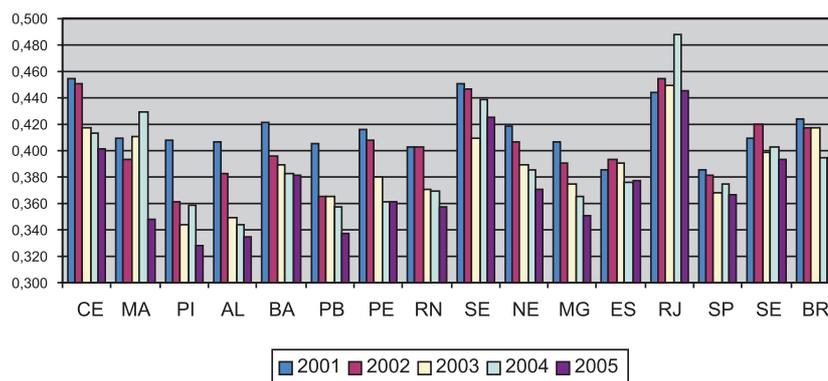


Gráfico 3 – Índice de Theil-L para o Brasil, Sudeste e Nordeste 2001-2005

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

exemplo) e regiões extremamente pobres (como os Vales do Jequitinhonha, Mucuri e Norte de Minas), estas últimas, inclusive, pertencentes à área de atuação da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE).

As diferenças de renda, sejam elas analisadas pelo recorte microrregional ou mesorregional, são acentuadas. Figueiredo; Leal Filho e Souza (2006) verificam uma tendência de redução da desigualdade de renda *per capita* para a maior parte das microrregiões mineiras para o período de 1970-2000. A análise de

convergência de renda com o mesmo recorte regional e temporal acima descrito é realizada por Silva; Fontes e Alves (2006), utilizando-se de modelos já consagrados na literatura. Os autores concluem que, apesar de uma redução nas disparidades, existem ainda diferenças estruturais no nível de capital humano, o que tende a manter inalterados os diferentes estados estacionários das microrregiões mineiras.

A análise da distribuição de renda entre as pessoas ocupadas no Estado Minas Gerais e suas mesorregiões é realizada por Simão (2006), que utiliza dados do

Censo Demográfico. A autora verifica diferenças significativas de renda entre as mesorregiões mineiras e ainda conclui que a educação é uma das principais determinantes da diferença de renda. Queiroz (2003) utiliza a abordagem do modelo hierárquico linear para verificar o diferencial regional de salário na economia mineira a partir também dos dados dos Censos Demográficos. O resultado principal continua na mesma direção: a educação explica a maior parte do diferencial salarial.

Com dados referentes à Região Metropolitana de Belo Horizonte, Guimarães (2004) conclui a alta correlação entre o aumento do grau de instrução e a renda auferida entre os trabalhadores, além de ser a principal variável explicativa para a desigualdade total de renda entre os ocupados. Além disso, os trabalhadores do setor público atingem rendas mais elevadas e os trabalhadores domésticos, as menores remunerações. A partir da análise de regressão, é demonstrado que a variável gênero tem peso

significativo na diferença de renda, assim como o grau de instrução, um poder explicativo acentuado no diferencial de rendimento médio auferido.

As Tabelas 3 e 4, a seguir, mostram a participação percentual do número de empregados e a distribuição salarial por quantil e nível de escolaridade nas mesorregiões mineiras para o ano de 2001. Os trabalhadores com segundo grau completo compunham o maior percentual no emprego formal da economia mineira naquele ano e os analfabetos, a menor participação com cerca de 24% e 1,5%, respectivamente. Para as mesorregiões, a metropolitana de Belo Horizonte, Campo das Vertentes, Sul/Sudoeste de Minas e Zona da Mata, os trabalhadores com curso superior completo representavam maior participação no emprego formal comparado às demais mesorregiões, ainda que, para o total dos empregados, essa participação seja reduzida. Fica evidente que, nas mesorregiões mais

Tabela 3 - Participação Percentual do Número de Empregados por Grau de Instrução e Mesorregião em 2001

Mesorregião	ANALFA-BETO	4. SÉR. INCOMP.	4. SÉR. COMP.	8. SÉR. INCOMP.	8. SÉR. COMP.	2. GR. INCOMP.	2. GR. COMP.	SUP. INCOMP.	SUP. COMP.
Noroeste de Minas	2,33	17,08	18,53	13,64	11,03	7,00	24,17	1,54	4,67
Norte de Minas	3,04	12,91	15,34	12,94	13,44	7,82	29,01	1,12	4,39
Jequitinhonha	5,08	19,73	15,79	13,90	9,99	6,18	25,75	0,65	2,91
Vale do Mucuri	4,69	18,42	10,63	13,64	12,35	7,87	26,74	1,24	4,42
T. Mineiro/A. Parnaíba	1,17	8,17	12,23	18,20	16,34	9,99	21,95	3,15	8,79
Central Mineira	1,77	12,02	22,53	16,95	11,44	8,11	20,90	1,50	4,77
M. Belo Horizonte	1,09	5,07	12,32	13,83	16,00	7,65	26,77	2,84	14,43
V. Rio Doce	2,23	8,69	12,05	16,30	16,41	10,42	25,45	1,97	6,48
Oeste de Minas	1,17	9,05	17,81	19,69	16,15	9,20	19,19	1,55	6,17
Sul/Sud. Minas	1,67	11,40	17,66	17,66	15,06	8,95	17,05	2,17	8,38
C. das Vertentes	2,45	7,42	19,41	13,87	15,19	8,72	20,99	2,26	9,69
Zona da Mata	1,23	6,86	18,68	15,90	17,79	7,14	21,67	2,29	8,44
Minas Gerais	1,45	7,57	14,27	15,37	15,78	8,26	24,05	2,49	10,76

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

Tabela 4 – Distribuição Salarial por Quantil – Grau de Instrução e Mesorregião em 2001

Continua

Nordeste de Minas						V. Rio Doce				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	226,92	263,53	300,21	344,22	542,50	272,36	297,74	328,77	514,54	865,68
4. SÉR. INCOMP.	274,50	315,67	407,35	570,33	804,93	274,50	301,85	410,86	564,29	857,68
4. SÉR. COMP.	282,15	345,48	483,17	641,89	936,29	271,49	305,62	431,81	606,42	961,76
8. SÉR. INCOMP.	274,24	305,36	509,03	660,80	954,90	271,01	306,49	410,90	653,90	1.101,18
8. SÉR. COMP.	295,44	352,27	494,03	818,55	1.333,26	274,50	310,90	409,76	648,45	1.158,17
2. GR. INCOMP.	272,78	289,81	344,87	525,30	837,00	274,50	302,45	363,07	595,26	989,21
2. GR. COMP.	292,16	353,14	540,15	832,18	1.179,10	297,37	358,59	584,80	1.070,42	2.034,83
SUP. INCOMP.	301,02	729,88	1.182,96	1.558,49	3.241,49	359,23	651,44	1.037,46	2.634,51	3.480,56
SUP. COMP.	351,99	808,91	1.678,12	2.501,82	4.623,20	467,89	1.137,38	1.978,37	3.447,63	6.316,21
Norte de Minas						Oeste de Minas				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	230,15	263,44	275,42	422,15	1.326,39	264,51	321,71	405,03	460,97	896,18
4. SÉR. INCOMP.	255,68	269,69	291,16	385,58	571,38	271,83	303,87	353,75	566,33	705,45
4. SÉR. COMP.	263,44	281,45	346,93	492,72	705,97	271,06	285,81	378,26	541,33	820,99
8. SÉR. INCOMP.	263,44	282,73	359,03	532,51	829,38	274,50	306,01	384,74	547,84	846,73
8. SÉR. COMP.	274,50	299,11	374,02	557,95	795,08	272,35	300,17	435,72	680,47	1.041,94
2. GR. INCOMP.	263,44	274,50	320,52	459,02	682,26	274,50	301,13	345,62	484,66	786,29
2. GR. COMP.	289,99	328,87	451,39	686,24	1.240,06	289,03	339,95	493,45	760,40	1.195,51
SUP. INCOMP.	271,23	344,89	652,78	1.945,73	3.224,77	306,44	471,03	816,50	1.521,33	2.656,74
SUP. COMP.	320,24	809,52	1.386,34	2.210,65	3.519,77	567,00	823,00	1.265,64	2.055,47	3.118,83
Jequitinhonha						Sul/Sud. Minas				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	262,60	266,27	309,65	364,75	418,33	281,79	329,01	427,25	620,53	720,44
4. SÉR. INCOMP.	263,44	271,06	300,89	402,01	543,80	269,83	288,60	363,05	536,81	717,31
4. SÉR. COMP.	224,10	274,50	331,65	448,26	685,32	274,50	306,53	405,85	564,49	825,07
	263,44	274,50	304,23	445,02	756,12	275,98	316,57	444,09	679,61	980,16
8. SÉR. COMP.	230,27	308,06	395,15	676,56	813,19	275,12	306,18	443,94	632,97	985,27
2. GR. INCOMP.	263,44	270,57	294,03	473,83	854,88	273,48	299,10	397,40	709,33	1.178,89
2. GR. COMP.	270,59	305,76	422,63	662,01	1.053,03	292,10	364,35	554,70	855,53	1.411,42
SUP. INCOMP.	249,87	297,62	594,83	1.793,24	3.189,73	277,96	457,49	798,92	1.492,13	0,00
SUP. COMP.	471,05	545,65	1.226,52	2.912,84	3.444,83	524,18	744,68	1.433,28	2.417,31	4.494,32
Mucuri						C. das Vertentes				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	264,55	274,50	298,78	358,57	469,13	260,77	322,20	362,72	525,59	603,60
4. SÉR. INCOMP.	270,08	276,79	319,86	431,71	573,71	271,06	285,13	318,26	416,16	915,22
4. SÉR. COMP.	294,82	321,11	406,59	591,74	741,17	270,63	294,82	358,19	489,80	704,60
8. SÉR. INCOMP.	263,44	299,27	347,23	522,45	704,81	274,50	305,81	376,67	637,84	868,52
8. SÉR. COMP.	270,07	304,20	395,15	627,45	709,03	277,48	302,40	388,61	599,58	990,68
2. GR. INCOMP.	269,37	298,19	357,45	563,33	676,05	271,55	295,41	317,69	492,12	1.035,55
2. GR. COMP.	300,53	316,51	433,70	754,69	1.121,32	290,37	315,08	455,47	763,02	1.341,01
SUP. INCOMP.	262,07	294,57	602,46	1.640,74	3.052,49	276,68	348,75	557,75	2.115,49	2.355,21
SUP. COMP.	514,25	578,79	1.818,86	2.788,10	5.036,31	500,56	641,33	1.322,95	2.351,01	4.697,67

Tabela 4 – Distribuição Salarial por Quantil – Grau de Instrução e Mesorregião em 2001

Conclusão

T. Mineiro/A. Paranaíba						Zona da Mata				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	360,25	417,08	515,02	644,70	801,46	193,98	266,20	319,36	452,33	619,79
4. SÉR. INCOMP.	279,38	336,81	460,48	613,16	786,19	271,06	287,32	351,96	533,42	806,66
4. SÉR. COMP.	299,08	393,16	525,04	714,03	1033,62	271,06	293,11	380,41	529,36	731,42
8. SÉR. INCOMP.	292,12	342,33	464,89	645,87	933,64	274,50	304,23	391,92	592,35	891,95
8. SÉR. COMP.	291,67	348,08	522,09	755,63	1125,65	277,97	316,33	397,55	595,61	947,24
2. GR. INCOMP.	274,50	328,82	446,99	647,15	954,57	274,50	301,02	393,38	575,80	1.116,85
2. GR. COMP.	305,00	378,74	572,03	1002,47	1663,10	292,16	355,58	511,46	929,76	1.599,59
SUP. INCOMP.	322,11	536,59	813,10	1540,96	2400,27	398,26	683,00	933,16	1.581,92	2.928,50
SUP. COMP.	561,11	954,59	1568,42	3199,90	5449,71	453,46	911,76	1.552,78	2.792,19	5.044,31

Central Mineira						M. Belo Horizonte				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	271,06	300,50	333,70	403,55	648,96	276,94	344,43	501,26	784,16	1.417,57
4. SÉR. INCOMP.	263,74	279,06	362,66	504,56	777,84	302,74	371,96	525,80	738,06	1.559,86
4. SÉR. COMP.	263,44	274,50	376,00	528,32	816,32	306,01	399,04	591,48	890,99	1.753,72
8. SÉR. INCOMP.	265,73	299,83	395,15	526,88	847,76	300,52	378,31	516,24	751,54	1.207,48
8. SÉR. COMP.	270,14	292,03	379,34	531,61	850,75	304,66	387,34	548,05	890,75	1.470,80
2. GR. INCOMP.	274,50	274,50	345,22	515,20	616,49	297,45	370,15	506,99	917,77	1.702,23
2. GR. COMP.	270,82	293,34	504,37	739,34	1.266,62	362,33	510,49	841,24	1.530,66	2.685,09
SUP. INCOMP.	316,13	399,86	1.186,75	1.433,36	2.232,52	506,29	765,84	1.290,86	2.213,28	3.858,82
SUP. COMP.	379,71	595,15	1.520,11	2.872,11	5.810,15	908,01	1.342,04	2.169,28	3.821,65	6.805,21

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

Tabela 5 – Participação Percentual do Número de Empregados por Grau de Instrução e Mesorregião em 2005

Mesorregião	ANALFA-BETO	4. SÉR. INCOMP	4. SÉR. COMP	8. SÉR. INCOMP	8. SÉR. COMP	2. GR. INCOMP	2. GR. COMP	SUP. INCOMP	SUP. COMP.
Noroeste de Minas	1,17	11,54	14,61	14,01	11,73	8,19	29,49	2,24	7,01
Norte de Minas	1,34	9,65	11,46	11,04	12,31	7,56	34,35	1,89	10,40
Jequitinhonha	2,75	14,86	12,94	13,55	10,58	7,39	30,94	1,33	5,65
Vale do Mucuri	3,29	15,27	8,37	13,47	10,86	8,76	31,21	2,27	6,50
T. Mineiro/A. Paranaíba	0,75	6,82	9,45	14,80	15,03	10,94	27,66	3,70	10,85
Central Mineira	0,97	9,00	18,32	16,00	12,37	8,11	26,09	2,11	7,02
M. Belo Horizonte	0,36	3,33	7,84	10,43	14,95	7,16	30,46	2,81	22,66
V. Rio Doce	0,93	6,38	8,31	13,72	15,91	10,78	32,83	2,17	8,98
Oeste de Minas	0,64	6,44	13,96	17,55	16,77	10,18	24,71	2,26	7,48
Sul/Sud. Minas	0,91	8,31	14,77	14,85	15,26	10,09	23,82	2,33	9,65
C. das Vertentes	0,59	5,19	14,79	12,14	15,45	8,47	27,16	2,57	13,65
Zona da Mata	0,74	5,03	14,48	13,58	17,91	8,28	26,75	2,42	10,81
Minas Gerais	0,67	5,51	10,35	12,49	15,12	8,45	28,94	2,67	15,79

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

Tabela 6 – Distribuição Salarial por Quantil – Grau de Instrução e Mesorregião em 2005

Continua

Noroeste de Minas						V. Rio Doce				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	322,41	331,17	379,94	525,52	833,72	313,47	326,13	364,98	445,10	795,24
4. SÉR. INCOMP.	320,69	369,15	486,42	658,07	994,69	318,47	356,56	410,59	524,81	821,01
4. SÉR. COMP.	322,20	361,58	478,50	618,92	734,57	318,71	336,61	407,14	617,99	975,27
8. SÉR. INCOMP.	327,34	380,48	494,26	644,49	934,36	326,13	354,47	431,55	611,59	910,28
8. SÉR. COMP.	353,14	397,59	505,07	832,51	961,49	326,13	362,21	464,67	711,14	1.435,76
2. GR. INCOMP.	323,22	329,05	396,43	576,08	858,85	326,13	352,16	458,16	651,54	1.037,85
2. GR. COMP.	332,75	364,17	520,35	757,33	1.266,81	326,13	355,48	513,55	893,12	1.567,88
SUP. INCOMP.	317,35	437,99	641,38	1.236,15	1.632,12	335,03	375,05	760,95	1.303,63	3.298,54
SUP. COMP.	437,23	833,67	1.512,80	3.386,16	6.024,23	505,36	747,33	1.518,16	2.917,14	4.772,89
Norte de Minas						Oeste de Minas				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	311,62	318,09	396,49	483,89	523,34	320,69	324,77	345,22	398,17	470,47
4. SÉR. INCOMP.	294,04	318,11	345,69	455,19	602,22	326,13	345,93	438,75	613,25	940,38
4. SÉR. COMP.	294,02	320,69	374,88	545,99	746,75	326,13	346,48	433,67	623,26	858,88
8. SÉR. INCOMP.	311,62	338,12	382,80	568,24	752,71	323,53	339,67	422,88	613,73	857,38
8. SÉR. COMP.	317,69	334,53	413,46	561,74	724,96	326,13	348,72	434,84	626,96	903,90
2. GR. INCOMP.	316,63	342,16	396,22	518,23	708,90	328,90	347,84	420,81	593,35	728,76
2. GR. COMP.	321,29	347,72	421,82	613,12	929,68	330,48	348,88	472,76	733,11	1.049,42
SUP. INCOMP.	329,74	412,38	523,30	613,04	1.247,02	328,87	366,75	584,69	1.218,78	2.520,71
SUP. COMP.	394,73	522,44	935,95	1.937,19	6.436,35	525,94	742,57	1.187,42	2.102,06	3.940,33
Jequitinhonha						Sul/Sud. Minas				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	310,15	314,27	333,31	413,08	487,90	324,86	352,76	416,93	565,37	712,94
4. SÉR. INCOMP.	219,40	315,29	342,58	466,84	532,32	318,05	335,18	391,35	548,25	808,55
4. SÉR. COMP.	311,62	326,13	423,93	529,49	649,71	320,69	350,96	438,16	591,85	797,05
8. SÉR. INCOMP.	322,76	326,73	430,40	604,58	1.060,23	322,53	355,55	424,83	608,29	918,82
8. SÉR. COMP.	309,99	320,99	355,75	492,31	790,79	326,13	355,80	455,31	655,79	975,33
2. GR. INCOMP.	320,90	331,65	378,33	456,72	781,65	323,44	347,86	391,35	582,63	926,57
2. GR. COMP.	313,08	333,19	439,73	582,04	887,91	334,82	380,71	536,51	811,53	1.297,53
SUP. INCOMP.	140,23	445,27	798,59	1.278,32	1.355,23	337,57	426,01	763,17	1.290,85	2.157,25
SUP. COMP.	547,78	886,08	1.285,68	2.488,69	6.343,35	534,63	849,67	1.328,01	2.279,07	4.060,95
Mucuri						C. das Vertentes				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	310,12	316,89	323,41	377,46	470,47	299,25	306,02	312,54	366,59	448,72
4. SÉR. INCOMP.	311,62	331,74	406,20	512,33	645,00	320,26	335,23	411,51	504,94	674,36
4. SÉR. COMP.	311,62	316,76	326,13	449,35	536,48	320,69	334,82	400,48	548,55	678,51
8. SÉR. INCOMP.	318,88	347,11	411,92	576,37	699,36	332,90	354,77	421,75	608,88	946,61
8. SÉR. COMP.	311,82	326,13	388,84	533,79	856,65	313,76	342,85	422,48	590,03	902,29
2. GR. INCOMP.	323,55	343,47	391,36	465,04	1.313,93	312,89	341,53	433,54	634,24	952,03
2. GR. COMP.	329,39	356,59	434,49	648,43	1.304,51	335,18	353,68	501,92	753,22	1.070,05
SUP. INCOMP.	364,17	378,01	819,90	1.062,03	1.341,10	342,84	416,55	828,97	1.167,42	1.938,13
SUP. COMP.	345,03	762,90	1.466,30	2.107,68	4.378,79	379,72	662,22	1.143,00	2.000,88	4.130,24

Tabela 6 – Distribuição Salarial por Quantil – Grau de Instrução e Mesorregião em 2005

Conclusão

T. Mineiro/A. Paranaíba						Zona da Mata				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	369,60	443,18	516,61	660,60	831,24	310,05	337,92	413,40	483,73	576,29
4. SÉR. INCOMP.	330,38	405,92	543,53	720,85	972,23	319,47	332,31	419,63	606,74	876,28
4. SÉR. COMP.	341,96	426,06	549,97	714,18	972,01	319,73	338,70	418,53	547,89	708,44
8. SÉR. INCOMP.	331,64	389,86	515,13	707,05	1.042,36	320,78	342,92	411,69	587,26	916,37
8. SÉR. COMP.	327,96	380,48	502,01	700,04	1.171,69	319,50	343,50	416,66	571,40	878,07
2. GR. INCOMP.	324,31	357,86	466,93	652,25	956,75	321,50	339,92	395,87	519,06	844,97
2. GR. COMP.	341,07	394,73	543,53	836,54	1.405,19	330,34	370,66	487,10	744,11	1.312,82
SUP. INCOMP.	346,05	447,51	693,12	1.108,35	1.923,26	364,97	435,59	602,23	1.016,55	2.121,99
SUP. COMP.	498,71	805,03	1.400,55	2.786,32	5.063,30	442,22	761,30	1.384,40	2.538,58	4.701,43
Central Mineira						M. Belo Horizonte				
Escolaridade	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
ANALFABETO	282,64	321,14	347,90	422,53	470,47	329,08	371,96	447,18	597,22	688,83
4. SÉR. INCOMP.	311,62	327,18	406,54	582,55	907,54	341,99	401,45	508,42	737,41	1.369,71
4. SÉR. COMP.	311,62	326,13	398,47	608,38	791,51	342,82	413,83	582,34	964,11	1.751,52
8. SÉR. INCOMP.	318,40	331,84	405,22	552,68	877,13	341,12	396,13	517,67	760,33	1.183,06
8. SÉR. COMP.	319,93	338,90	404,55	580,45	727,83	347,87	410,70	547,13	835,48	1.340,09
2. GR. INCOMP.	315,36	326,96	389,54	570,09	1.146,83	336,63	387,99	500,06	746,62	1.258,43
2. GR. COMP.	321,59	347,87	451,74	646,21	1.030,08	367,62	453,98	677,12	1.260,57	2.167,25
SUP. INCOMP.	311,62	386,91	402,22	799,99	1.062,03	429,06	639,15	1.032,51	1.856,56	3.165,68
SUP. COMP.	385,82	636,78	1.313,82	1.992,38	4.250,08	478,76	674,27	1.189,81	2.549,45	5.053,12

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

empobrecidas, os trabalhadores com até a quarta série completa representavam a maioria da força de trabalho.

Quanto à distribuição salarial⁶ por quantil, pode-se notar que o diferencial de renda aumenta de forma crescente para todos os quantis de renda conforme aumenta o nível educacional. Por exemplo, na mesorregião Noroeste de Minas, a diferença entre os primeiros decis dos trabalhadores analfabetos e os com nível superior completo foi de cerca de 55%; já para os últimos decis dos respectivos níveis de escolaridade, a diferença foi superior a 750%, sem dúvidas uma diferença extremamente elevada. Esses resultados se repetem sistematicamente para todas as demais

mesorregiões. Outro resultado importante é que para os quantis superiores de renda (principalmente a partir da mediana) o diferencial por nível de instrução aumenta significativamente e. Relevante também é a constatação de que os diferenciais por mesorregião não são tão significativos. A comparação para os mesmos quantis e grau de instrução para as diversas áreas analisadas mostram que o importante é mesmo a escolaridade do trabalhador para as diferenças salariais, resultado importante para a formulação de políticas de redução das disparidades regionais.

De acordo com a tabela a seguir, a participação dos trabalhadores com nível superior de escolaridade, que era de 10,76% em 2001, passou para 15,79% em 2005, uma taxa de crescimento de aproximadamente 47%. O aumento da escolaridade foi substancial para todas as mesorregiões mineiras: para a faixa

⁶ Corrigido pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de Janeiro de 2008.

Tabela 7 – Decomposição do Índice L-Theil para o Estado de Minas Gerais 2001 e 2005

Variáveis Decompostas	2001			2005		
	Le-Theil*	Li-Theil**	Lt-Theil***	Le-Theil*	Li-Theil**	Lt-Theil***
Escolaridade	0,157	0,243	0,401	0,116	0,234	0,350
Sexo	0,035	0,366	0,401	0,050	0,300	0,350
Mesorregião	0,044	0,357	0,401	0,030	0,320	0,350
Setores de Atividade	0,062	0,339	0,401	0,045	0,305	0,350

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

*Desigualdade intergrupos

** Desilguadade intragrupos

*** Desigualdade total

que compreende os analfabetos até a oitava série completa, houve uma taxa de redução acima de 20%; para o Norte de Minas e a região metropolitana de Belo Horizonte, a média estadual foi de 18%. Em contrapartida, para o número de trabalhadores com segundo grau incompleto até o superior completo, a taxa de crescimento média estadual foi de 22,59%. Os destaques são o Norte de Minas e os Vales do Jequitinhonha e Mucuri com uma taxa de crescimento deste mesmo nível de escolaridade de 28,01%, 27,67% e 21,03%, respectivamente.

O reflexo dessa maior oferta de trabalhadores com níveis educacionais mais elevados pode ser constatado na Tabela 6. No Noroeste de Minas, o diferencial entre os primeiros decis dos trabalhadores analfabetos e os com nível superior completo foi de cerca de 35% em 2005 (55% em 2001); já para os últimos decis dos respectivos níveis de escolaridade, a diferença foi ao redor de 623% (750%, em 2001), ainda que o diferencial seja significativo, não restam dúvidas de que a diferença diminuiu de forma robusta. Essa tendência pode ser constatada para as diversas mesorregiões, diferentes quantis e níveis de escolaridade.

Os resultados contidos nas Tabelas 3, 4, 5 e 6 demonstram uma mudança significativa do perfil da mão-de-obra do setor formal em Minas Gerais neste pequeno intervalo de tempo. Ressalta-se, entretanto, que os dados utilizados são dados de corte, ou seja, os resultados não implicam que os trabalhadores de 2005

sejam os mesmos do ano de 2001; essa inferência só seria possível se os dados fossem do tipo longitudinal ou dados em painel como também é conhecido.

A decomposição do índice de Theil-L na Tabela 7, abaixo, ratifica os resultados descritos anteriormente. Primeiro, a desigualdade intergrupos para a educação é superior às demais variáveis; no ano de 2001, cerca de 39% da desigualdade total eram devidos a este atributo; a diferença para os setores de atividade foi de 15% aproximadamente, ficando em segundo lugar. Nitidamente, a desigualdade interna em cada grupo é superior às desigualdades entre os diversos grupos, resultados que convergem com alguns dos estudos citados anteriormente.

É possível verificar que este diferencial diminuiu significativamente no ano de 2005, uma redução de 35%, aproximadamente, ou seja, a educação contribuiu sobremaneira para a diminuição da desigualdade salarial no período, ainda que, claramente, não tenha sido o único fator responsável. Registra-se ainda que a desigualdade total diminuiu em, aproximadamente, 13%.

As regressões expostas no próximo tópico deixam mais claras os diferenciais salariais, quando controladas por diferentes variáveis, assim como os principais determinantes da diminuição das disparidades de renda de emprego formal e seus impactos sobre os índices de desigualdade de renda citados anteriormente.

8 – RESULTADOS DAS REGRESSÕES

Realizamos as regressões em nível para os anos de 2001 e 2005. Conforme os dados da Tabela 8, a seguir, as características observáveis dos trabalhadores explicam em grande parte os diferenciais salariais. Para o ano de 2001, pode-se observar que a diferença salarial entre sexo era significativa, sendo que os homens recebiam um salário 46,57% superior ao das mulheres, mantendo-se praticamente estagnada esta relação ao ano de 2005. Quanto à influência da idade sobre os salários, os dados indicam que cada ano acrescentava cerca de 7,4% no rendimento em 2001 e, para o ano de 2005, era de 6,7%. As taxas de crescimento aumentam a taxas decrescentes para ambos os anos, sendo que a idade de maior rendimento era de 39 anos em 2001, passando para 37 anos em 2005.

Os resultados quanto à escolaridade permitem verificar que as causas da redução da desigualdade de renda em Minas Gerais para os assalariados do setor formal sejam, em grande parte, explicadas. Em 2001, a diferença salarial entre os trabalhadores com curso superior completo e os analfabetos era de 315,88%; em 2005, essa diferença era de 222,95%, uma redução bastante significativa. Salienta-se que esse diferencial de salários diminuiu para todos os níveis de escolaridade mais elevados. Por exemplo, a diferença entre os trabalhadores com formação superior incompleta e analfabetos era de 189,22% em 2001, passou para 151,73% em 2005, e a dos com segundo grau completo era de 93,96% e foi para 79,52%. Outra importante constatação é que, entre os diferentes graus de instrução, o diferencial também diminuiu de forma robusta. A diferença entre os trabalhadores com segundo grau completo e os de nível superior completo era de 236% em 2001; em 2005, esse diferencial foi reduzido para 180%. Esses resultados não chegam a surpreender; como discutido anteriormente, as taxas de escolarização da força de trabalho aumentaram sobremaneira entre os anos 2001 e 2005. Ainda que a participação dos mais escolarizados na força de trabalho ainda seja reduzida, esse robusto crescimento da escolaridade dos trabalhadores do emprego formal contribuiu significativamente para reduzir os índices de desigualdade de renda verificados. A mensagem continua sendo a mesma que os outros estudos apontam: o melhor a fazer para reduzir as desigualdades de renda continua sendo

o aumento da taxa de escolarização da população, tanto para a que já está no mercado de trabalho quanto para aquela que está chegando, uma política pública importante a ser observada.

As diferenças salariais quanto aos setores de atividade não seguem uma mesma tendência. A diferença salarial entre os trabalhadores da construção civil em 2001 era de 11,78% superior em relação aos do comércio. Em 2005, essa diferença foi de 12,50%, praticamente estagnada no período. Para os empregados no setor de extrativa mineral, o diferencial salarial era de 52,09% em 2001, passando para 72,73% em 2005. Na Administração Pública, a diferença passou de 34,34% para 13,93%, uma diminuição considerável. Para os demais setores de atividade, as diferenças salariais praticamente se mantiveram inalteradas entre os anos analisados. Apesar de haver uma diferença salarial entre os diversos setores de atividade, a magnitude dessa diferença é bem inferior em relação aos níveis de escolaridade observados.

A desigualdade salarial quanto a mesorregiões é bastante robusta. O trabalhador do Vale do Jequitinhonha e Norte de Minas recebia 40,17% e 35,59% menos que um trabalhador da Região Metropolitana de Belo Horizonte em 2001, respectivamente. No ano de 2005, esses diferenciais haviam sido reduzidos para 26,08% e 28,15%. Reportando-se novamente às Tabelas 3, 4, 5 e 6, essa diminuição do diferencial salarial é decorrente novamente do fato de ter havido um aumento substancial na escolarização dos trabalhadores dessas mesorregiões. Não obstante, os efeitos da escolaridade se refletem também na diminuição da desigualdade de renda intermesorregional. Esse movimento é percebido em todas as demais áreas com maior ou menor magnitude.

A Tabela 9, em anexo, contém os resultados para a regressão quantílica. Se a regressão por MQO já demonstra resultados a favor de políticas públicas voltadas principalmente para o aumento dos níveis educacionais, as regressões para os diversos quantis⁷ são ainda mais robustas. Sem embargo, a grande dispersão dos salários principalmente no mercado de trabalho brasileiro é significativa e a análise dos dados para os diversos quantis demonstra quão forte é esta disparidade.

⁷ O programa utilizado neste trabalho, o Eviews 6, permite estimativas para quaisquer separatrizes desejadas.

Tabela 8 – Regressões em Nível – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal

Variável	2001				2005			
	Coefficiente	Estat.-t	Perc.**	Prob.	Coefficiente	Estat.-t	Perc.	Prob.
Constante	3,78	89,45		0,000	4,2248	91,85		0,000
Características do trabalhador								
Sexo - Masculino	0,3823	52,72	46,57	0,000	0,3807	59,33	46,33	0,000
Idade	0,0741	42,45	7,41	0,000	0,0673	44,55	6,73	0,000
Idade 2	-0,0008	-34,04	-0,08	0,000	-0,0007	-35,86	-0,07	0,000
Escolaridade								
Analfabeto (omitida)								
Quarta série incompleta*	0,0266	0,90	2,70	0,370	0,0976	2,60	10,25	0,009
Quarta série completa	0,1388	4,87	14,89	0,000	0,1830	5,00	20,08	0,000
Oitava série incompleta	0,1901	6,66	20,94	0,000	0,2098	5,74	23,34	0,000
Oitava série completa	0,2786	9,76	32,13	0,000	0,2682	7,35	30,76	0,000
Segundo grau incompleto	0,3790	12,73	46,08	0,000	0,3414	9,17	40,70	0,000
Segundo grau completo	0,6625	23,46	93,96	0,000	0,5851	16,15	79,52	0,000
Superior incompleto	1,0620	30,84	189,22	0,000	0,9232	23,05	151,73	0,000
Superior completo	1,4252	48,94	315,88	0,000	1,1723	31,98	222,95	0,000
Setores de Atividade								
Comércio (omitida)								
Administração Pública	0,2952	25,20	34,34	0,000	0,1304	12,53	13,93	0,000
Agropecuária*	-0,0127	-0,78	-1,26	0,436	-0,0312	-2,09	-3,07	0,037
Construção Civil	0,1178	6,79	12,50	0,000	0,1182	7,73	12,55	0,000
Extrativa Mineral	0,4193	13,05	52,09	0,000	0,5466	19,24	72,73	0,000
Indústria de Transformação	0,2779	24,57	32,04	0,000	0,2566	26,17	29,25	0,000
Serviços	0,1644	15,97	17,87	0,000	0,1533	17,32	16,57	0,000
Serviços Ind. de Utilidade Pública	0,7387	24,15	109,33	0,000	0,7511	24,77	111,92	0,000
Mesorregiões								
Metropolitana de BH (omitida)								
Central Mineira	-0,3785	-14,31	-31,51	0,000	-0,2256	-10,01	-20,20	0,000
Vale do Jequitinhonha	-0,5137	-15,58	-40,17	0,000	-0,3021	-11,27	-26,08	0,000
Zona da Mata	-0,3266	-27,42	-27,86	0,000	-0,2310	-21,73	-20,62	0,000
Vale do Mucuri	-0,3787	-11,02	-31,52	0,000	-0,3011	-10,11	-26,00	0,000
Noroeste de Minas	-0,2278	-7,15	-20,37	0,000	-0,0985	-3,85	-9,38	0,000
Norte de Minas	-0,4400	-24,62	-35,59	0,000	-0,3306	-21,69	-28,15	0,000
Oeste de Minas	-0,3220	-19,60	-27,53	0,000	-0,2084	-14,51	-18,81	0,000
Parnaíba/Triângulo	-0,1632	-14,76	-15,06	0,000	-0,0783	-7,97	-7,53	0,000
Vale do Rio Doce	-0,2421	-16,94	-21,50	0,000	-0,1266	-9,69	-11,90	0,000
Sul de Minas	-0,2573	-23,29	-22,69	0,000	-0,1610	-15,97	-14,87	0,000
Campo das Vertentes	-0,3889	-17,18	-32,22	0,000	-0,2457	-12,45	-21,78	0,000
Número de Observações	28.598				35.925			
R ² Ajustado	0,503				0,418			
Estatística F	100.404				87.029			

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

* não-significativas

**Valor obtido pelo antilog (na base e) do coeficiente *dummy* estimado subtraindo 1, conforme Halvorsen e Palmquist (2008).

O diferencial de salários quanto ao sexo do trabalhador é de 16,65% para o primeiro quantil da distribuição, passando para 63,49% para o último quantil no ano de 2001, ou seja, o diferencial salarial entre homens e mulheres é maior para os níveis maiores de renda; isso implica que políticas de combate à discriminação salarial por sexo deve focar os esforços, sobretudo, para a faixa de maiores salários. Os resultados são bastante parecidos também para o ano de 2005, ficando claro que esta discriminação está perpetuando-se.

Quanto ao nível de escolaridade, constata-se que a desigualdade salarial é maior para os mais escolarizados. Enquanto os trabalhadores do primeiro quantil com oitava série completa recebiam salários de 14,59% superior aos analfabetos, para o último quantil, a diferença era de 34,28% no ano de 2001. Já para os trabalhadores com nível superior completo, os situados no primeiro quantil, a diferença era de 149,84% em relação aos analfabetos e, para o último quantil, era de 432,57% em 2001. Isso demonstra que a desigualdade de renda é elevada tanto intragrupos quanto intergrupos. Este resultado não chega a surpreender, pois aqueles trabalhadores com menor escolaridade são geralmente ocupantes de postos com menor remuneração e menos competitivos, ao contrário do que ocorre com os assalariados mais escolarizados.

Quanto aos diversos setores de atividade, os diferenciais para os diversos quantis não são tão significativos quanto à escolaridade, com exceção para os setores da extrativa mineral e serviços de utilidade pública.

Nas mesorregiões, os resultados demonstram que os diferenciais de renda, quando analisados por quantil, são mais acentuados para os trabalhadores situados nos primeiros níveis da distribuição de renda que para os últimos, ou seja, o diferencial salarial é mais significativo para aqueles trabalhadores que recebem os maiores salários. Por exemplo, os trabalhadores do primeiro quantil da mesorregião Norte de Minas recebiam 24,07% a menos que os trabalhadores da Região Metropolitana de Belo Horizonte, enquanto os trabalhadores pertencentes ao último nível da distribuição recebiam 40,94% menos.

Quanto ao ano de 2005, os dados revelam que o diferencial salarial quanto aos níveis de escolaridade

diminuiu em relação ao ano de 2001, principalmente para os primeiros quantis. Para os trabalhadores com nível superior completo pertencentes ao primeiro quantil, a diferença em relação aos analfabetos passou de 149,84% para 45,88%, um declínio considerável. Este movimento se repete para os demais quantis deste nível de escolaridade, com exceção do último. Salienta-se que a diminuição desse diferencial é observada para os demais níveis de escolaridade, principalmente para os mais elevados.

Os resultados para as diversas mesorregiões indicam este mesmo movimento, em parte, devido aos efeitos do aumento da escolaridade do trabalhador, que induziram uma redução na desigualdade de renda em Minas Gerais, ainda que exista uma diferença significativa quando são comparados os diversos quantis, principalmente para aqueles situados nos níveis de renda mais elevados da distribuição.

A sugestão de políticas públicas a partir da análise dos dados continua a mesma: os esforços devem ter como foco principal a disseminação da educação. Não que as outras políticas regionais não sejam importantes; apenas constatamos que a melhor distribuição da educação seria um bom começo para reduzir as disparidades regionais mineiras.

9 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos demonstram uma sensível redução na desigualdade de renda no Nordeste e um baixo declínio para o país como um todo. Para os estados do Sudeste, os resultados chamam a atenção devido ao fato de a magnitude da redução da desigualdade ter sido bem inferior às verificadas no Nordeste. Interessante notar ainda que os índices de desigualdade de renda sejam superiores no Sudeste, quando esta é medida com os dados provenientes da renda do trabalho no setor formal.

Para o Estado de Minas Gerais (objeto do presente trabalho), os resultados apontam uma diminuição da desigualdade de renda para todos os índices calculados. Deve ser salientado que a magnitude dessa redução foi superior à média nordestina e mais de duas vezes superior à do país e três vezes superior à média do Sudeste para o índice de Gini. A análise de

decomposição indica que a educação foi o fator que mais contribuiu para esta redução, ainda que não tenha sido o único.

Os resultados das regressões realizadas tanto por MQO quanto para as regressões quantílicas revelaram que, em Minas Gerais, existe uma diferença significativa nos salários daqueles mais escolarizados em relação aos menos escolarizados. A diferença em relação ao sexo do trabalhador se mostrou também não-negligenciável, principalmente para os níveis mais elevados de renda, indicando forte discriminação salarial e permanência deste estado ao longo dos anos.

As diferenças no salário em relação à mesorregião indicam que a Região Metropolitana de Belo Horizonte paga os melhores salários e o Vale do Jequitinhonha, Vale do Mucuri e Norte de Minas, os menores; entretanto, esse diferencial vem-se reduzindo.

O principal resultado do trabalho não rejeita a hipótese da teoria do capital humano, que prediz que quanto maior as diferenças nos níveis educacionais, maior a desigualdade de renda. Os resultados mostram que um dos principais determinantes para a redução da desigualdade de renda nas mesorregiões mineiras entre os anos de 2001 e 2005 foi a educação. Este é o atributo pessoal de maior impacto nos diferenciais salariais e, conseqüentemente, nos índices de desigualdade de renda calculados. Salienta-se, entretanto, que este não foi o único fator responsável por essa diminuição.

Por fim, cabe ressaltar que, possivelmente, devido à natureza dos dados explorados na análise (trabalhadores do setor formal), estes sofram impacto reduzido dos programas de transferência de renda governamentais. Este fator tem sido apontado por diversos estudiosos como um dos principais determinantes para a redução recente da desigualdade de renda no país. Parece que este não é o caso para os trabalhadores do setor formal, pelo menos para a economia mineira.

ABSTRACT

This article has as main goal examine the differential in incomes and inequality of income in mineira regions based on the micro-data from RAIS. For this, are

measured three indexes of inequality of income widely disseminated, as well as the decomposition of the index Theil-L to verify the contribution of observable variables in inequality of income and still performed econometric exercise to verify the impact of them on differential in incomes. The results show a fall in inequality of income between the years 2001 and 2005 in Minas Gerais and the main determinant for that decline, though not the only, was the significant increase in levels of the educational workforce employed

KEY WORDS:

Income Differentials. Inequality of Income. Formal Employment. Quantile Regression.

REFERÊNCIAS

- ANTIGO, M.; MACHADO, A. N.; OLIVEIRA, A. M. Evolução do diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador, 2006. 1 CD-ROM.
- AZZONI, C. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 1994, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis, 1994.
- BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-443, 1991.
- BARRO, R.; MANKIW, N.; SALA-I-MARTIN, X. **Capital mobility in neoclassical models of growth**. Connecticut: Yale University, Economic GrowthCenter, 1992. 31 p.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brooking Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 107-182, 1991.
- BARROS, R. P. de et al. **Sobre a recente queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. 60 p. (Nota Técnica).
- BARROS, R. P. de; MEDONÇA, R. P. de. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1995. 58 p. (Texto para Discussão, n. 377).

BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data

show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1.072-1.085, 1996.

BECKER, G. Investment in human capital: effects on earnings. In: BURTON, J. F. et al. (Ed.). **Readings in labor market analysis**. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1971. p. 159-177. Disponível em: <<http://www.nber.org>>. Acesso em: 20 jan. 2008.

_____. Investment in human capital: rates of return. In: Burton, J. F. et al. (Ed.). **Readings in labor market analysis**. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1971. p. 178-196.

BERTOLA, G. Factor shares and savings in endogenous growth. **American Economic Review**, v. 83, n. 5, p. 1.184-1.198, 1993.

BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply

disturbances. **American Economic Review**, v. 79, n. 4, p. 155-173, 1989.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Relação Anual de Informações Sociais**. Brasília, DF, 2005. 1 CD-ROM.

DINIZ, C. C.; CROCCO, M. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 6, n. 1, p. 87-103, 1996.

DE NEGRI, J. A. et al. **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da RAIS e PNAD**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 25 p. (Texto para Discussão, n. 840).

FIGUEIRÊDO, L.; LEAL FILHO, R. S.; AGUIAR, C. Matriz de probabilidades de transição por estimador de núcleo para as rendas relativas das microrregiões de Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina. **Anais...** Diamantina, 2006.

FERREIRA, A. H. B. O debate sobre a convergência das rendas per capita. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 5, n. 2, p. 139-154, 1996a.

_____. A distribuição interestadual da renda no Brasil, 1950-85. **Revista Brasileira de Economia**, Belo Horizonte, v. 5, n. 4, p. 469-485, 1996b.

_____. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 27, n. 3, p. 363-374, 1996c.

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, n. 60, p. 38-56, 1995.

FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JÚNIOR, R. G. Convergência entre as rendas per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-104, 1996.

FIGUEIRÊDO, L.; LEAL FILHO, R. S.; AGUIAR, C. Matriz de probabilidades de transição por estimador de núcleo para as rendas relativas das microrregiões de Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina. **Anais...** Diamantina, 2006.

GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (Org.). **A economia brasileira nos Anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

GIAMBIAGI, F. et al. (Org.). **Economia brasileira contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campos, 2005.

GUIMARÃES, A. Q. Belo Horizonte (RMBH): uma análise a partir da pesquisa de emprego e desemprego (PED) para 2001. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 11., 2004, Diamantina. **Anais...** Belo Horizonte: UFMG. 1 CD-ROM.

HALVORSEN, R.; PALMQUIST, R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. **American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 474-475, 1980. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2008.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1998. 275 p.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 1, n. 46, p. 33-50, 1978. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2007.

LANGONI, C. G. **Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil**. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimento por sexo. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 251-270.

LUCAS, R. E. On mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2008a.

_____. Why doesn't capital flow from rich to poor countries?. **American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2008b.

MACHADO, J.; MATA, J. Earning functions in Portugal 1982-1994: evidence from quantile regressions. **Empirical Economics**, v. 1, n. 26, p. 115-134, 2001. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2008.

MENEZES-FILHO, N.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. A evolução da distribuição dos 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. p. 231-249.

MINCER, J. **Shooling, experience, and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974. (Studies in Human Behavior and Social Institutions, n. 2). Disponível em: <<http://www.nber.org>>. Acesso em: 20 jan. 2008.

NERI, M. Miséria, desigualdade e estabilidade: o segundo Real. In: BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **PNAD 2005: pobreza e desigualdade**. Brasília, DF, 2007. Disponível em: <www.cgee.org.br>. Acesso em: 20 jan. 2008.

MONTEIRO NETO, A. **Desigualdades setoriais e crescimento do PIB no Nordeste**: uma análise do período 1970/1995. Brasília, DF: IPEA, 1997. 32 p. (Texto para Discussão, 484).

NOGUEIRA, J.; MARINHO, E. Discriminação salarial por raça e gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador, 2006.

PACHECO, C. A. **Novos padrões de localização industrial?**: tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 633).

QUEIROZ, B. L. Diferencial regional de salários e retornos sociais à educação: uma abordagem hierárquica. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Org.). **Mercado de trabalho**: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil. Belo Horizonte: UFMG, 2003.

ROMER, P. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990.

_____. Human capital and growth: theory and evidence: unit roots, investment measures and other essays. **Carnegie Roches for Conference Series on Public Policy**, v. 32, p. 251-286, 1989.

SABÓIA, J. A Dinâmica da descentralização industrial no Brasil. Rio de Janeiro: UFRJ, 2001. (Texto para Discussão, 452).

SILVA, E.; FONTES, R.; ALVES, L. F. Análise das disparidades regionais em Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2004, Diamantina. **Anais...** Diamantina, 2006.

SIMAO, R. C. S. A contribuição das parcelas do rendimento que formam a renda domiciliar per capita para a desigualdade em Minas Gerais de acordo com os dados do Censo Demográfico 2000. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina. **Anais...** Diamantina, 2006.

SIQUEIRA, M. L. Desigualdade de renda no Nordeste brasileiro: uma análise de decomposição. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA – ANPEC/ BANCO DO NORDESTE, 11., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2006. 17 p. 1 CD-ROM.

SOARES, S. S. D. **Simulando o mundo maravilhoso das distribuições contractuais**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. 18 p. (Texto para Discussão, n. 780).

SOARES, W. R. F. Desigualdade de renda nas microrregiões baianas: uma análise a partir do emprego formal. **Revista Desenbahia**, Salvador, v. 4, n. 7, p. 207-226, set. 2007.

SOARES, W. R. F. Desigualdade de renda no emprego formal no Brasil: uma análise de decomposição para a década de 90. In: ENCONTRO DA BRAZILIAN STUDIES ASSOCIATION (BRASA), 9., 2008, New Orleans.

Anais... New Orleans, 2008. 20 p. Disponível em: <www.brasa.org>. Acesso em: 20 fev. 2008.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of**

Economics, v. 70, p. 64-94, 1956.

SOUZA, N. J. Desenvolvimento polarizado e desequilíbrios regionais no Brasil. **Análise Econômica**, n. 19, p. 29-59, 1993.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson Learning, 2006.

Recebido para publicação em: 28.03.2008

ANEXO

Tabela 9 – Regressões por Quantil – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal
 Continua

Ano	2001					2005				
	Quantil	Coefficiente	Perc.*	Estat.-T	Prob.	Quantil	Coefficiente	Perc.	Estat.-T	Prob.
Sexo - Masculino	0,10	0,1540	16,65	17,43	0,000	0,10	0,1072	11,31	18,95	0,000
	0,20	0,2106	23,44	25,11	0,000	0,20	0,1803	19,76	31,41	0,000
	0,30	0,2655	30,41	32,70	0,000	0,30	0,2385	26,93	40,35	0,000
	0,40	0,3036	35,47	39,21	0,000	0,40	0,2943	34,22	49,61	0,000
	0,50	0,3487	41,73	41,44	0,000	0,50	0,3395	40,42	52,73	0,000
	0,60	0,3999	49,17	44,48	0,000	0,60	0,3819	46,51	53,88	0,000
	0,70	0,4473	56,41	47,10	0,000	0,70	0,4282	53,46	52,37	0,000
	0,80	0,4710	60,16	43,51	0,000	0,80	0,4663	59,40	50,41	0,000
	0,90	0,4916	63,49	33,97	0,000	0,90	0,4704	60,07	36,05	0,000
Idade	0,10	0,0326	3,26	15,98	0,000	0,10	0,0225	2,25	17,81	0,000
	0,20	0,0410	4,10	20,77	0,000	0,20	0,0343	3,43	23,61	0,000
	0,30	0,0518	5,18	24,96	0,000	0,30	0,0408	4,08	26,84	0,000
	0,40	0,0579	5,79	31,74	0,000	0,40	0,0481	4,81	32,46	0,000
	0,50	0,0659	6,59	32,23	0,000	0,50	0,0545	5,45	32,90	0,000
	0,60	0,0732	7,32	36,86	0,000	0,60	0,0606	6,06	37,41	0,000
	0,70	0,0819	8,19	37,42	0,000	0,70	0,0686	6,86	38,21	0,000
	0,80	0,0902	9,02	37,59	0,000	0,80	0,0760	7,60	32,66	0,000
	0,90	0,0987	9,87	28,15	0,000	0,90	0,0842	8,42	33,97	0,000
Idade 2	0,10	-0,0004	-0,04	-13,56	0,000	0,10	-0,0003	-0,03	-15,65	0,000
	0,20	-0,0004	-0,04	-16,68	0,000	0,20	-0,0004	-0,04	-19,76	0,000
	0,30	-0,0005	-0,05	-19,64	0,000	0,30	-0,0004	-0,04	-21,27	0,000
	0,40	-0,0006	-0,06	-25,33	0,000	0,40	-0,0005	-0,05	-25,25	0,000
	0,50	-0,0007	-0,07	-24,73	0,000	0,50	-0,0006	-0,06	-25,62	0,000
	0,60	-0,0008	-0,08	-29,04	0,000	0,60	-0,0006	-0,06	-28,08	0,000
	0,70	-0,0009	-0,09	-30,19	0,000	0,70	-0,0007	-0,07	-29,40	0,000
	0,80	-0,0009	-0,09	-30,94	0,000	0,80	-0,0007	-0,07	-23,71	0,000
	0,90	-0,0010	-0,10	-21,52	0,000	0,90	-0,0008	-0,08	-26,45	0,000
Analfabeto (omitida)										
Q.S. Incompleta	0,10	0,0364	10,52	1,50	0,133	0,10	-0,0034	-0,34	-0,25	0,802
	0,20	0,0586	6,04	2,79	0,005	0,20	0,0225	2,28	1,34	0,179
	0,30	0,0718	7,44	2,72	0,007	0,30	0,0280	2,84	1,32	0,186
	0,40	0,0575	5,92	2,11	0,034	0,40	0,0519	5,33	2,00	0,045
	0,50	0,0618	6,38	1,82	0,069	0,50	0,0558	5,74	2,40	0,017
	0,60	0,0239	2,42	0,70	0,482	0,60	0,0732	7,60	2,64	0,008
	0,70	0,0182	1,83	0,58	0,562	0,70	0,1070	11,29	2,95	0,003
	0,80	-0,0250	-2,47	-0,58	0,561	0,80	0,1081	11,42	1,90	0,058
	0,90	0,0018	0,18	0,03	0,977	0,90	0,1844	20,25	3,72	0,000
Q.S. Completa	0,10	0,0728	7,55	3,06	0,002	0,10	0,0133	1,34	1,01	0,311
	0,20	0,1202	12,77	5,74	0,000	0,20	0,0578	5,95	3,49	0,001
	0,30	0,1591	17,24	5,99	0,000	0,30	0,0899	9,40	4,23	0,000
	0,40	0,1601	17,36	6,02	0,000	0,40	0,1193	12,67	4,82	0,000
	0,50	0,1525	16,48	4,57	0,000	0,50	0,1259	13,41	5,60	0,000
	0,60	0,1365	14,62	4,12	0,000	0,60	0,1567	16,96	6,00	0,000

Tabela 9 – Regressões por Quantil – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal

Continuação

Ano	2001					2005				
	Quantil	Coefficiente	Perc.*	Estat.-T	Prob.	Quantil	Coefficiente	Perc.	Estat.-T	Prob.
	0,70	0,1333	14,26	4,35	0,000	0,70	0,1994	22,06	5,70	0,000
	0,80	0,1168	12,39	2,73	0,006	0,80	0,2123	23,66	3,73	0,000
	0,90	0,1501	16,19	2,73	0,006	0,90	0,2999	34,97	6,27	0,000
O.S. Incompleta	0,10	0,1261	13,44	5,23	0,000	0,10	0,0278	2,82	2,10	0,036
	0,20	0,1677	18,25	7,99	0,000	0,20	0,0758	7,87	4,51	0,000
	0,30	0,2104	23,41	7,86	0,000	0,30	0,1138	12,05	5,30	0,000
	0,40	0,2158	24,08	8,03	0,000	0,40	0,1428	15,35	5,80	0,000
	0,50	0,2251	25,24	6,71	0,000	0,50	0,1549	16,76	6,88	0,000
	0,60	0,1938	21,39	5,90	0,000	0,60	0,1958	21,63	7,48	0,000
	0,70	0,1953	21,57	6,55	0,000	0,70	0,2464	27,94	7,00	0,000
	0,80	0,1560	16,88	3,68	0,000	0,80	0,2656	30,43	4,67	0,000
	0,90	0,1500	16,18	2,77	0,006	0,90	0,3092	36,23	6,62	0,000
O.S. Completa	0,10	0,1362	14,59	5,58	0,000	0,10	0,0372	3,78	2,80	0,005
	0,20	0,2014	22,31	9,30	0,000	0,20	0,1063	11,22	6,19	0,000
	0,30	0,2581	29,45	9,57	0,000	0,30	0,1478	15,93	6,89	0,000
	0,40	0,2747	31,62	10,21	0,000	0,40	0,1835	20,14	7,46	0,000
	0,50	0,2914	33,83	8,60	0,000	0,50	0,2063	22,91	9,13	0,000
	0,60	0,2926	33,99	8,62	0,000	0,60	0,2549	29,04	9,69	0,000
	0,70	0,3158	37,13	10,40	0,000	0,70	0,3213	37,89	9,11	0,000
	0,80	0,3029	35,37	7,11	0,000	0,80	0,3494	41,83	6,14	0,000
	0,90	0,2963	34,48	5,51	0,000	0,90	0,4230	52,66	8,92	0,000
S.G. Incompleto	0,10	0,1621	17,60	6,23	0,000	0,10	0,0455	4,66	3,12	0,002
	0,20	0,2407	27,21	10,43	0,000	0,20	0,1232	13,11	6,95	0,000
	0,30	0,3151	37,04	11,19	0,000	0,30	0,1709	18,64	7,67	0,000
	0,40	0,3461	41,35	12,15	0,000	0,40	0,2264	25,41	8,91	0,000
	0,50	0,3767	45,75	10,74	0,000	0,50	0,2616	29,91	11,21	0,000
	0,60	0,3791	46,10	10,94	0,000	0,60	0,3214	37,91	11,75	0,000
	0,70	0,4234	52,71	13,21	0,000	0,70	0,3989	49,03	11,04	0,000
	0,80	0,4243	52,86	9,55	0,000	0,80	0,4598	58,38	7,97	0,000
	0,90	0,4504	56,89	7,93	0,000	0,90	0,5316	70,17	11,03	0,000
S.G. Completo	0,10	0,2954	34,37	11,21	0,000	0,10	0,1222	13,00	8,90	0,000
	0,20	0,4230	52,65	18,49	0,000	0,20	0,2355	26,56	13,37	0,000
	0,30	0,5389	71,41	19,47	0,000	0,30	0,3179	37,42	14,47	0,000
	0,40	0,5905	80,48	21,52	0,000	0,40	0,4063	50,13	16,37	0,000
	0,50	0,6567	92,84	19,32	0,000	0,50	0,4680	59,68	20,52	0,000
	0,60	0,6827	97,91	20,24	0,000	0,60	0,5649	75,93	21,52	0,000
	0,70	0,7474	111,14	24,59	0,000	0,70	0,6629	94,04	18,87	0,000
	0,80	0,7403	109,65	17,47	0,000	0,80	0,7468	111,01	13,23	0,000
	0,90	0,7771	117,53	14,33	0,000	0,90	0,8349	130,46	17,66	0,000
Sup. Incompleto	0,10	0,4961	64,23	10,76	0,000	0,10	0,2284	25,66	8,75	0,000
	0,20	0,7197	105,38	17,70	0,000	0,20	0,4103	50,72	14,44	0,000
	0,30	0,8804	141,19	20,76	0,000	0,30	0,5859	79,66	17,56	0,000
	0,40	0,9694	163,63	23,37	0,000	0,40	0,7230	106,07	20,53	0,000
	0,50	1,0943	198,70	23,20	0,000	0,50	0,8197	126,98	22,69	0,000
	0,60	1,1576	218,22	24,45	0,000	0,60	0,9583	160,72	25,52	0,000

Tabela 9 – Regressões por Quantil – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal

Continuação

Ano	2001					2005				
	Quantil	Coeficiente	Perc.*	Estat.-T	Prob.	Quantil	Coeficiente	Perc.	Estat.-T	Prob.
	0,70	1,2215	239,22	25,57	0,000	0,70	1,0693	191,33	23,02	0,000
	0,80	1,2714	256,60	25,43	0,000	0,80	1,1884	228,19	17,40	0,000
	0,90	1,3107	270,88	18,04	0,000	0,90	1,3288	277,66	23,91	0,000
Sup. Completo	0,10	0,9156	149,84	28,74	0,000	0,10	0,3776	45,88	22,21	0,000
	0,20	1,1438	213,86	36,93	0,000	0,20	0,5962	81,52	27,84	0,000
	0,30	1,3166	273,06	43,57	0,000	0,30	0,7773	117,55	30,87	0,000
	0,40	1,3737	294,97	46,39	0,000	0,40	0,9451	157,30	31,45	0,000
	0,50	1,4700	334,92	37,85	0,000	0,50	1,1162	205,31	41,67	0,000
	0,60	1,5482	370,30	41,77	0,000	0,60	1,2655	254,48	41,53	0,000
	0,70	1,6277	409,22	46,10	0,000	0,70	1,4500	326,31	37,89	0,000
	0,80	1,6725	432,57	37,37	0,000	0,80	1,6020	396,28	27,68	0,000
	0,90	1,7210	459,03	30,35	0,000	0,90	1,7640	483,60	34,51	0,000
Comércio (omitida)										
Ad. Pública	0,10	0,1603	17,39	12,58	0,000	0,10	0,0354	3,60	4,62	0,000
	0,20	0,2232	25,01	16,66	0,000	0,20	0,0620	6,39	7,00	0,000
	0,30	0,2585	29,50	21,19	0,000	0,30	0,0790	8,22	8,09	0,000
	0,40	0,2710	31,13	21,56	0,000	0,40	0,0923	9,67	8,97	0,000
	0,50	0,2635	30,14	19,91	0,000	0,50	0,1071	11,31	9,70	0,000
	0,60	0,2563	29,21	17,48	0,000	0,60	0,1340	14,34	10,85	0,000
	0,70	0,2745	31,58	17,23	0,000	0,70	0,1625	17,64	11,48	0,000
	0,80	0,3074	35,99	15,59	0,000	0,80	0,2141	23,87	14,39	0,000
	0,90	0,4030	49,63	14,93	0,000	0,90	0,2517	28,63	11,09	0,000
Agropecuária	0,10	-0,0509	-4,96	-4,52	0,000	0,10	-0,0524	-5,10	-7,58	0,000
	0,20	-0,0426	-4,17	-3,28	0,001	0,20	-0,0708	-6,83	-8,01	0,000
	0,30	-0,0309	-3,04	-1,86	0,063	0,30	-0,0763	-7,34	-6,83	0,000
	0,40	-0,0181	-1,79	-1,20	0,230	0,40	-0,0657	-6,36	-6,07	0,000
	0,50	-0,0179	-1,78	-1,16	0,248	0,50	-0,0541	-5,27	-4,31	0,000
	0,60	-0,0160	-1,59	-0,98	0,329	0,60	-0,0366	-3,60	-2,69	0,007
	0,70	-0,0098	-0,98	-0,52	0,601	0,70	-0,0203	-2,01	-1,27	0,205
	0,80	-0,0047	-0,47	-0,23	0,820	0,80	-0,0091	-0,90	-0,56	0,577
	0,90	-0,0471	-4,60	-1,62	0,106	0,90	-0,0113	-1,12	-0,50	0,615
Construção civil	0,10	0,0536	5,50	3,34	0,001	0,10	0,0671	6,95	6,73	0,000
	0,20	0,1033	10,89	6,64	0,000	0,20	0,1020	10,74	8,62	0,000
	0,30	0,1288	13,75	7,41	0,000	0,30	0,1141	12,09	9,51	0,000
	0,40	0,1415	15,20	8,29	0,000	0,40	0,1179	12,51	8,87	0,000
	0,50	0,1161	12,31	7,39	0,000	0,50	0,1262	13,45	8,78	0,000
	0,60	0,0939	9,85	5,26	0,000	0,60	0,1233	13,12	8,07	0,000
	0,70	0,0809	8,43	3,80	0,000	0,70	0,0987	10,37	4,95	0,000
	0,80	0,1151	12,19	4,57	0,000	0,80	0,1060	11,18	5,19	0,000
	0,90	0,0796	8,29	2,60	0,009	0,90	0,1096	11,59	3,84	0,000
Extrativa Mineral	0,10	0,1393	14,95	3,67	0,000	0,10	0,2239	25,09	8,32	0,000
	0,20	0,2698	30,97	8,68	0,000	0,20	0,3474	41,54	7,08	0,000
	0,30	0,3440	41,06	6,21	0,000	0,30	0,4655	59,29	9,89	0,000
	0,40	0,5010	65,04	9,71	0,000	0,40	0,6021	82,59	10,53	0,000
	0,50	0,5195	68,12	11,63	0,000	0,50	0,6914	99,66	18,52	0,000

Tabela 9 – Regressões por Quantil – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal

Continuação

Ano	2001					2005				
	Quantil	Coefficiente	Perc.*	Estat.-T	Prob.	Quantil	Coefficiente	Perc.	Estat.-T	Prob.
	0,60	0,5233	68,76	11,03	0,000	0,60	0,6779	96,97	20,80	0,000
	0,70	0,5076	66,14	14,15	0,000	0,70	0,6175	85,43	24,33	0,000
	0,80	0,5062	65,90	9,19	0,000	0,80	0,5207	68,32	14,09	0,000
	0,90	0,4047	49,89	9,95	0,000	0,90	0,4032	49,66	12,09	0,000
Ind. de Transformação	0,10	0,0961	10,09	9,65	0,000	0,10	0,0722	7,49	11,59	0,000
	0,20	0,1557	16,85	14,25	0,000	0,20	0,1093	11,55	16,22	0,000
	0,30	0,1944	21,46	17,49	0,000	0,30	0,1394	14,96	18,66	0,000
	0,40	0,2266	25,43	20,42	0,000	0,40	0,1720	18,77	20,90	0,000
	0,50	0,2557	29,14	21,39	0,000	0,50	0,2054	22,81	21,86	0,000
	0,60	0,2770	31,91	22,13	0,000	0,60	0,2385	26,93	24,08	0,000
	0,70	0,2977	34,67	21,08	0,000	0,70	0,2684	30,78	23,01	0,000
	0,80	0,3172	37,33	19,95	0,000	0,80	0,3019	35,24	22,60	0,000
	0,90	0,3025	35,33	14,63	0,000	0,90	0,3143	36,93	19,03	0,000
Serviços	0,10	-0,0007	-0,07	-0,07	0,942	0,10	0,0278	2,82	4,64	0,000
	0,20	0,0696	7,20	7,28	0,000	0,20	0,0776	8,07	12,52	0,000
	0,30	0,1119	11,84	11,39	0,000	0,30	0,1056	11,14	15,49	0,000
	0,40	0,1330	14,22	13,40	0,000	0,40	0,1275	13,60	17,57	0,000
	0,50	0,1463	15,75	13,84	0,000	0,50	0,1442	15,51	18,28	0,000
	0,60	0,1688	18,39	14,72	0,000	0,60	0,1580	17,12	17,47	0,000
	0,70	0,1819	19,95	14,09	0,000	0,70	0,1643	17,86	16,42	0,000
	0,80	0,2151	24,00	13,23	0,000	0,80	0,1666	18,12	14,24	0,000
	0,90	0,1893	20,84	9,29	0,000	0,90	0,1549	16,75	9,62	0,000
S. U. Pública	0,10	0,4392	55,14	5,53	0,000	0,10	0,4094	50,60	6,05	0,000
	0,20	0,7243	106,32	20,30	0,000	0,20	0,5602	75,10	11,89	0,000
	0,30	0,7181	105,06	18,01	0,000	0,30	0,6649	94,42	11,87	0,000
	0,40	0,7899	120,33	15,49	0,000	0,40	0,7347	108,48	11,06	0,000
	0,50	0,8200	127,04	17,32	0,000	0,50	0,8168	126,33	15,60	0,000
	0,60	0,8231	127,75	18,96	0,000	0,60	0,9107	148,60	11,67	0,000
	0,70	0,8109	124,99	14,86	0,000	0,70	0,9213	151,25	14,66	0,000
	0,80	0,8002	122,60	17,39	0,000	0,80	0,8990	145,72	23,33	0,000
	0,90	0,6853	98,44	16,69	0,000	0,90	0,7686	115,67	21,16	0,000
Met. de BH (omitida)										
Central	0,10	-0,2295	-20,51	-12,68	0,000	0,10	-0,1032	-9,81	-8,79	0,000
	0,20	-0,3023	-26,09	-16,79	0,000	0,20	-0,1304	-12,23	-9,26	0,000
	0,30	-0,3485	-29,43	-15,35	0,000	0,30	-0,1531	-14,20	-10,04	0,000
	0,40	-0,3518	-29,66	-13,47	0,000	0,40	-0,1742	-15,99	-10,77	0,000
	0,50	-0,3734	-31,16	-14,84	0,000	0,50	-0,1860	-16,97	-10,40	0,000
	0,60	-0,4022	-33,12	-12,30	0,000	0,60	-0,2174	-19,54	-10,58	0,000
	0,70	-0,3908	-32,35	-12,29	0,000	0,70	-0,2783	-24,29	-13,81	0,000
	0,80	-0,3520	-29,67	-7,11	0,000	0,80	-0,3036	-26,18	-11,51	0,000
	0,90	-0,3779	-31,47	-9,22	0,000	0,90	-0,3406	-28,86	-12,17	0,000
Vale Jequitinhonha	0,10	-0,3099	-26,65	-14,31	0,000	0,10	-0,1439	-13,40	-10,77	0,000
	0,20	-0,3991	-32,91	-14,72	0,000	0,20	-0,1835	-16,76	-12,09	0,000
	0,30	-0,4214	-34,39	-14,34	0,000	0,30	-0,1952	-17,73	-11,81	0,000
	0,40	-0,4478	-36,10	-18,77	0,000	0,40	-0,2302	-20,56	-11,50	0,000

Tabela 9 – Regressões por Quantil – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal

Continuação

Ano	2001					2005				
	Quantil	Coeficiente	Perc.*	Estat.-T	Prob.	Quantil	Coeficiente	Perc.	Estat.-T	Prob.
	0,50	-0,4768	-37,92	-17,74	0,000	0,50	-0,2509	-22,19	-13,25	0,000
	0,60	-0,5117	-40,05	-15,60	0,000	0,60	-0,3019	-26,06	-14,07	0,000
	0,70	-0,5438	-41,95	-16,61	0,000	0,70	-0,3509	-29,60	-12,00	0,000
	0,80	-0,5623	-43,01	-12,45	0,000	0,80	-0,3884	-32,18	-13,59	0,000
	0,90	-0,6181	-46,10	-10,36	0,000	0,90	-0,4617	-36,98	-13,09	0,000
Zona da Mata	0,10	-0,2030	-18,37	-17,18	0,000	0,10	-0,1060	-10,06	-15,86	0,000
	0,20	-0,2488	-22,03	-20,15	0,000	0,20	-0,1377	-12,87	-18,24	0,000
	0,30	-0,2759	-24,11	-24,40	0,000	0,30	-0,1648	-15,19	-19,49	0,000
	0,40	-0,2944	-25,51	-25,27	0,000	0,40	-0,1839	-16,80	-19,24	0,000
	0,50	-0,3173	-27,19	-26,78	0,000	0,50	-0,1945	-17,68	-19,67	0,000
	0,60	-0,3278	-27,95	-23,04	0,000	0,60	-0,2280	-20,38	-20,43	0,000
	0,70	-0,3417	-28,94	-21,66	0,000	0,70	-0,2747	-24,02	-22,36	0,000
	0,80	-0,3507	-29,58	-18,69	0,000	0,80	-0,3107	-26,71	-21,13	0,000
	0,90	-0,3647	-30,56	-14,97	0,000	0,90	-0,3336	-28,37	-15,67	0,000
Vale do Mucuri	0,10	-0,2200	-19,75	-6,61	0,000	0,10	-0,1078	-10,22	-8,83	0,000
	0,20	-0,2636	-23,17	-10,99	0,000	0,20	-0,1613	-14,89	-10,97	0,000
	0,30	-0,3075	-26,47	-10,58	0,000	0,30	-0,2073	-18,72	-10,73	0,000
	0,40	-0,3262	-27,83	-13,46	0,000	0,40	-0,2244	-20,10	-9,85	0,000
	0,50	-0,3740	-31,20	-13,38	0,000	0,50	-0,2509	-22,19	-10,16	0,000
	0,60	-0,3773	-31,43	-11,14	0,000	0,60	-0,2989	-25,84	-11,42	0,000
	0,70	-0,4240	-34,56	-14,93	0,000	0,70	-0,3435	-29,07	-11,13	0,000
	0,80	-0,4461	-35,99	-9,69	0,000	0,80	-0,4035	-33,20	-13,69	0,000
	0,90	-0,4442	-35,87	-4,33	0,000	0,90	-0,4807	-38,16	-12,34	0,000
Noroeste de Minas	0,10	-0,1702	-15,65	-6,69	0,000	0,10	-0,0577	-5,61	-4,11	0,000
	0,20	-0,1793	-16,42	-6,48	0,000	0,20	-0,0617	-5,99	-3,49	0,001
	0,30	-0,1495	-13,89	-3,48	0,000	0,30	-0,0468	-4,57	-1,96	0,050
	0,40	-0,1431	-13,33	-4,78	0,000	0,40	-0,0501	-4,89	-2,38	0,017
	0,50	-0,1647	-15,19	-6,26	0,000	0,50	-0,0661	-6,40	-2,70	0,007
	0,60	-0,2043	-18,48	-6,29	0,000	0,60	-0,0865	-8,29	-3,58	0,000
	0,70	-0,2176	-19,55	-4,41	0,000	0,70	-0,1645	-15,17	-6,81	0,000
	0,80	-0,2335	-20,82	-7,11	0,000	0,80	-0,1986	-18,01	-6,95	0,000
	0,90	-0,3052	-26,30	-5,11	0,000	0,90	-0,2113	-19,04	-3,25	0,001
Norte de Minas	0,10	-0,2753	-24,07	-17,13	0,000	0,10	-0,1587	-14,67	-15,05	0,000
	0,20	-0,3456	-29,22	-22,55	0,000	0,20	-0,1867	-17,03	-20,10	0,000
	0,30	-0,3963	-32,72	-21,48	0,000	0,30	-0,2282	-20,41	-22,63	0,000
	0,40	-0,3966	-32,74	-22,18	0,000	0,40	-0,2579	-22,73	-21,56	0,000
	0,50	-0,4052	-33,32	-23,91	0,000	0,50	-0,2793	-24,37	-20,90	0,000
	0,60	-0,4357	-35,32	-27,24	0,000	0,60	-0,3045	-26,25	-20,88	0,000
	0,70	-0,4731	-37,69	-22,01	0,000	0,70	-0,3759	-31,34	-26,03	0,000
	0,80	-0,4865	-38,53	-18,53	0,000	0,80	-0,4444	-35,88	-26,58	0,000
	0,90	-0,5265	-40,94	-18,67	0,000	0,90	-0,4899	-38,73	-16,06	0,000
Oeste de Minas	0,10	-0,1580	-14,61	-13,45	0,000	0,10	-0,0843	-8,08	-11,15	0,000
	0,20	-0,2303	-20,57	-17,54	0,000	0,20	-0,1153	-10,89	-12,88	0,000
	0,30	-0,2568	-22,65	-16,69	0,000	0,30	-0,1311	-12,29	-12,62	0,000
	0,40	-0,2785	-24,31%	-19,12	0,000	0,40	-0,1591	-14,71	-13,91	0,000

Tabela 9 – Regressões por Quantil – Mesorregiões Mineiras 2001 e 2005 – Variável Dependente: Logaritmo dos Salários dos Trabalhadores do Emprego Formal

Conclusão

Ano	2001					2005				
	Quantil	Coefficiente	Perc.*	Estat.-T	Prob.	Quantil	Coefficiente	Perc.	Estat.-T	Prob.
	0,50	-0,3028	-26,12	-19,59	0,000	0,50	-0,1631	-15,05	-11,37	0,000
	0,60	-0,3252	-27,76	-20,13	0,000	0,60	-0,1978	-17,95	-15,37	0,000
	0,70	-0,3528	-29,73	-18,18	0,000	0,70	-0,2454	-21,76	-15,77	0,000
	0,80	-0,3585	-30,13	-17,87	0,000	0,80	-0,2835	-24,69	-17,98	0,000
	0,90	-0,4113	-33,72	-14,30	0,000	0,90	-0,3144	-26,98	-12,59	0,000
Parnaíba	0,10	-0,1129	-10,68	-9,62	0,000	0,10	-0,0423	-4,15	-5,81	0,000
	0,20	-0,1138	-10,75	-9,45	0,000	0,20	-0,0432	-4,23	-5,25	0,000
	0,30	-0,1279	-12,01	-10,91	0,000	0,30	-0,0379	-3,72	-4,13	0,000
	0,40	-0,1231	-11,58	-10,32	0,000	0,40	-0,0399	-3,91	-4,37	0,000
	0,50	-0,1312	-12,30	-11,58	0,000	0,50	-0,0447	-4,37	-4,37	0,000
	0,60	-0,1535	-14,23	-12,14	0,000	0,60	-0,0643	-6,22	-5,85	0,000
	0,70	-0,1706	-15,69	-11,96	0,000	0,70	-0,0916	-8,75	-6,71	0,000
	0,80	-0,1866	-17,02	-10,75	0,000	0,80	-0,1077	-10,21	-7,67	0,000
	0,90	-0,1944	-17,67	-8,99	0,000	0,90	-0,1242	-11,68	-7,13	0,000
Vale Rio Doce	0,10	-0,1989	-18,04	-13,99	0,000	0,10	-0,0913	-8,73	-12,27	0,000
	0,20	-0,2264	-20,26	-15,22	0,000	0,20	-0,1261	-11,85	-13,84	0,000
	0,30	-0,2474	-21,91	-16,10	0,000	0,30	-0,1309	-12,27	-12,07	0,000
	0,40	-0,2377	-21,16	-15,91	0,000	0,40	-0,1376	-12,85	-11,82	0,000
	0,50	-0,2318	-20,69	-15,15	0,000	0,50	-0,1308	-12,26	-9,35	0,000
	0,60	-0,2438	-21,63	-13,85	0,000	0,60	-0,1384	-12,92	-9,55	0,000
	0,70	-0,2498	-22,11	-12,17	0,000	0,70	-0,1500	-13,93	-7,30	0,000
	0,80	-0,2420	-21,50	-10,51	0,000	0,80	-0,1453	-13,53	-6,77	0,000
	0,90	-0,2577	-22,71	-10,19	0,000	0,90	-0,1632	-15,05	-7,45	0,000
Sul de Minas	0,10	-0,1587	-14,68	-15,78	0,000	0,10	-0,0701	-6,77	-11,02	0,000
	0,20	-0,2047	-18,51	-20,17	0,000	0,20	-0,0909	-8,69	-12,73	0,000
	0,30	-0,2302	-20,56	-20,70	0,000	0,30	-0,1055	-10,01	-12,48	0,000
	0,40	-0,2312	-20,64	-19,89	0,000	0,40	-0,1156	-10,92	-12,76	0,000
	0,50	-0,2336	-20,83	-17,65	0,000	0,50	-0,1223	-11,51	-12,74	0,000
	0,60	-0,2338	-20,85	-17,47	0,000	0,60	-0,1494	-13,88	-13,38	0,000
	0,70	-0,2475	-21,92	-17,49	0,000	0,70	-0,1804	-16,51	-14,65	0,000
	0,80	-0,2665	-23,39	-17,05	0,000	0,80	-0,2155	-19,38	-15,43	0,000
	0,90	-0,2721	-23,82	-13,30	0,000	0,90	-0,2639	-23,19	-15,32	0,000
Vale das Vertentes	0,10	-0,2239	-20,06	-11,45	0,000	0,10	-0,1004	-9,55	-8,11	0,000
	0,20	-0,2447	-21,70	-13,41	0,000	0,20	-0,1228	-11,56	-9,40	0,000
	0,30	-0,3141	-26,96	-18,12	0,000	0,30	-0,1400	-13,06	-10,23	0,000
	0,40	-0,3492	-29,47	-20,01	0,000	0,40	-0,1725	-15,85	-11,74	0,000
	0,50	-0,3767	-31,39	-18,98	0,000	0,50	-0,1979	-17,96	-13,51	0,000
	0,60	-0,4039	-33,23	-17,36	0,000	0,60	-0,2352	-20,96	-12,62	0,000
	0,70	-0,4235	-34,52	-15,72	0,000	0,70	-0,2894	-25,13	-13,87	0,000
	0,80	-0,4497	-36,22	-17,58	0,000	0,80	-0,3398	-28,81	-13,80	0,000
	0,90	-0,4538	-36,48	-7,44	0,000	0,90	-0,3856	-32,00	-11,21	0,000

Fonte: Elaboração Própria do Autor a Partir dos Microdados da RAIS.

*Valor obtido pelo antilog (na base e) do coeficiente dummy estimado subtraindo 1, conforme Halvorsen e Palmquist (2008).



Desigualdade de Renda e Crescimento Econômico nos Municípios da Região Nordeste do Brasil: o que os Dados têm a Dizer?

RESUMO

Este artigo analisa a hipótese do U invertido entre desigualdade de renda e crescimento econômico para os municípios da região Nordeste do Brasil no período de 1970-91. Para tanto, utiliza a análise econométrica de cross section e dados em painel para as informações do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Os resultados apóiam a existência da curva de Kuznets para esses municípios.

PALAVRAS-CHAVE:

Curva de Kuznets. Dados de Painel. Desigualdade de Renda. Crescimento Econômico. Nordeste do Brasil.

Paulo de Andrade Jacinto

- Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-RS).

César Augusto Oviedo Tejada

- Professor Adjunto da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade Federal de Alagoa.

1 – INTRODUÇÃO

A relação entre a distribuição de renda e o processo de crescimento econômico ocupa um espaço significativo no pensamento econômico. O vínculo entre esses dois fenômenos foi relatado por Simon Kuznets, em 1955, em seu discurso de despedida da função de presidente da *American Economic Association*. O seu *insight* partiu de duas questões importantes acerca do crescimento econômico: (i) A desigualdade na distribuição de renda aumenta ou diminui à medida que ocorre o crescimento econômico? (ii) Quais são os fatores que determinam a desigualdade de renda no longo prazo? Essas questões, em geral, evidenciaram a sua preocupação com o grau de desigualdade na distribuição de renda, cuja origem poderia estar associada ao crescimento econômico. Com base na evidência de dados de séries de tempo, Kuznets (1955) postulou a existência de uma relação na forma de um U invertido, indicando que, inicialmente, o padrão de desigualdade no curto prazo aumenta com o crescimento econômico e, no longo prazo, decresce a partir de um *turning point*. Esse padrão ficou conhecido na literatura econômica como a “curva de Kuznets”.

Essa proposição tornou-se uma das questões centrais na economia e despertou o interesse nas investigações econômicas, em que diversos índices de desigualdades, diferentes métodos de análise econométrica, diversas formas funcionais e diferentes bases de dados foram utilizados com a finalidade de validar empiricamente a curva de Kuznets. Entretanto, o padrão descrito por essa curva nem sempre foi constatado nos resultados apresentados nos inúmeros estudos realizados, o que contribuiu para aumentar as controvérsias acerca desse tema. Entre as razões encontradas na literatura para esse problema, uma se apóia nos dados utilizados, cuja análise mostra a existência de diferentes níveis de desenvolvimento dos países, dando evidências de uma relação fraca entre desigualdade e desenvolvimento. Talvez fosse possível encontrar uma curva de Kuznets condicionando uma amostra de informações específicas de países com um grau de desenvolvimento mais homogêneo.

Ao considerar que a proposição de Kuznets possa ser estendida para compreender o desenvolvimento em

regiões ou municípios, que a região Nordeste do Brasil tem apresentado altas taxas de crescimento médio do produto interno bruto *per capita* para os nove estados no período de 1970 a 1989 e que, comparado ao do Brasil, o crescimento de todos os estados nordestinos foi superior à média¹, empiricamente, essas informações são indícios para validar a existência da curva de Kuznets para essa região? Caso contrário, que inferências podem ser feitas a partir do crescimento econômico desse período? Assim, o presente trabalho tem por objetivo verificar a hipótese do U invertido entre desigualdade e renda *per capita* para os municípios da região Nordeste do Brasil no período 1970-1991. A principal razão para a escolha dos municípios como unidade de análise deve-se à possibilidade de se obter uma amostra de tamanho significativo, o que não aconteceria se fossem tomados unicamente os estados da região.

A despeito dos estudos realizados no Brasil sobre a curva de Kuznets, como o de Lledó (1996), que apresentou uma análise sobre distribuição de renda, crescimento endógeno e política fiscal para os estados brasileiros, não encontrando evidências para apoiar a hipótese do U invertido, e os de Bêrni; Marquetti e Kloeckner (2002) e Bagolin; Gabe e Ribeiro (2002) para os municípios do Rio Grande do Sul, cujos resultados indicaram a existência de curva na forma de U invertido, a contribuição desse estudo para literatura pode ser vista na necessidade de buscar mais evidências sobre a curva na forma de U invertido como está implícito no trabalho de Kuznets (1955, p. 26), em que menciona: “*This paper is perhaps 5 per cent empirical information and 95 per cent speculation, some of it possibly tainted by wishful thinking*”. Para tanto, utiliza a base de dados do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD), elaborado pela Fundação João Pinheiro, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que disponibilizaram informações acerca da desigualdade e renda *per capita* por municípios, permitindo análises mais desagregadas

¹ Utilizando dados de nove estados nordestinos no período 1970-1998, Barreto; Jorge Neto e Tebaldi (2001), mostraram que há uma relação direta na qual os estados com maior Produto Interno Bruto (PIB) nas décadas de 1970, 1980 e 1990 são aqueles que tendem a possuir mais elevado grau de concentração.

e com um maior número de informações. Esse procedimento contrasta com a maioria dos trabalhos² sobre desigualdade de renda, crescimento econômico e convergência para a região Nordeste, em que foram utilizadas informações dos censos demográficos, anuários estatísticos, do Boletim Conjuntural da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) ou da Pesquisa Nacional por Amostras e Domicílios (PNAD) do IBGE.

Assim, além da introdução, este trabalho foi organizado em mais quatro seções. Na próxima, será apresentada uma revisão teórica e empírica sobre a curva de Kuznets. Na terceira, descreve-se a metodologia utilizada no estudo. Na seção seguinte, são apresentadas e discutidas as evidências a partir da análise de *cross-section* e dados de painel. A última seção é reservada às considerações finais do trabalho.

2 – A CURVA DE KUZNETS: UMA BREVE REVISÃO

Os estudos que se seguiram da formulação inicial de Kuznets (1955) desenvolveram-se em duas direções distintas, porém complementares. Uma delas direcionada ao desenvolvimento de modelos teóricos que gerariam o U invertido, enquanto a outra, e talvez mais controversa, acrescenta a base empírica a essa formulação. Neste sentido, a seguir, uma breve revisão da literatura em termos teóricos e empíricos.

2.1-Literatura Teórica sobre a Curva de Kuznets

A literatura teórica sobre a curva de Kuznets é vasta e os modelos desenvolvidos para mostrar a sua existência de forma geral podem ser classificados em três grupos³: modelos dualistas e a hipótese do U invertido, curva de Kuznets e os modelos de crescimento e a curva de Kuznets e a escolha social. No primeiro grupo, em termos gerais, enquadram-se todos os modelos, cuja ênfase é dada às implicações

da desigualdade e ao desenvolvimento econômico numa economia dual em que a principal característica é a existência de um setor dinâmico e moderno ao lado de um setor agrícola tradicional. Inicialmente, destaca-se o estudo de Kuznets (1955), que simulou a evolução da desigualdade ao longo do processo de crescimento econômico, no qual a população migraria para um setor moderno, rico e mais desigual do que o setor tradicional. Para demonstrar, ele usou um exemplo numérico com base em evidências de séries de tempo da Inglaterra, Alemanha e Estados Unidos e observou que a desigualdade declinava quando a renda *per capita* aumentava.

Posteriormente, uma demonstração mais rigorosa deste resultado foi proposta por Robinson (1976), a qual partia da hipótese de existirem diferenças na renda média intersetorial não utilizando qualquer suposição para um maior nível de desigualdade ou renda média no setor que apresentava crescimento. Por sua vez, a importância que essa formulação adquiriu contribuiu para que ela fosse ampliada no trabalho de Fields (1980), cujo estudo admitiu uma distinção para os efeitos de uma ampliação do setor de um efeito de enriquecimento do setor deste e da interação entre eles.

Uma extensão do modelo dual foi apresentada por Bourguignon (1990). A principal característica em sua formulação deu-se no uso de um modelo de equilíbrio geral, admitindo a existência de variações nos termos internos de comércio. Por exemplo, se ocorresse uma redução na proporção da população empregada no setor agrícola tradicional, os preços relativos dos bens tradicionais tenderiam a subir. Se, por um lado, a contribuição desse estudo foi o uso de um modelo de equilíbrio geral, por outro, a principal crítica estava associada à ênfase dada à Curva de Lorenz na análise, ao invés de um índice de desigualdade qualquer. Consequentemente, os resultados encontrados ficaram condicionados ao seu comportamento, o que não ocorreria, caso fossem utilizados outros índices específicos de desigualdade.

Recentemente, uma formulação rigorosa do processo de distribuição de renda implícito no *paper* de Kuznets (1955) foi apresentada por Anand e Kanbur (1993a, 1993b). Seguindo a linha dos modelos dualistas, eles procuraram modelar a

2 Ver Vergolino e Monteiro Neto (1996); Rocha e Vergolino (2002); Barreto; Jorge Neto e Tebaldi (2001); Duarte (2002); Silveira Neto e Campelo (2003) e Pôrto Júnior e Ribeiro (2003).

3 Segundo Barro (2002), as teorias elaboradas com a finalidade de avaliar a relação macroeconômica entre desigualdade e crescimento econômico podem ser classificadas em quatro categorias diferentes, correspondendo às principais características apresentadas: imperfeições do mercado de crédito, economia política, instabilidade social e taxa de poupança.

distribuição de renda nacional considerando que a população se distribuía como uma soma ponderada de duas distribuições setoriais para traçar, por meio das variações nos pesos populacionais, algumas implicações para vários pressupostos de Kuznets. Uma das características importantes desse estudo diz respeito ao uso das seis medidas comuns de desigualdade na formulação do processo, cuja análise foi realizada para o comportamento da curva de Lorenz e outros índices específicos de desigualdade. Além disso, foram especificadas as condições necessárias para a existência de um *turning point* que caracterizaria a forma do U invertido.

A formalização de modelos de caráter dual não excluiu as inúmeras tentativas de analisar as implicações das novas teorias de crescimento econômico para relacionar a desigualdade e o desenvolvimento. As evidências mais claras disso foram os estudos realizados tendo como base o modelo de crescimento econômico de Solow. Neste sentido, não poderia deixar de destacar o trabalho dos teóricos Galor e Tsiddon, publicado em 1996, cujo *paper* combinou alguns elementos que surgiram na recente literatura para derivar uma relação agregada entre distribuição e crescimento. (KANBUR, 1999). Em seu modelo, eles mostraram que uma distribuição desigual de capital humano (e conseqüentemente renda) deve ser a condição necessária para o investimento em capital humano, para mais tarde ocorrer uma redução no conhecimento acumulado para os menores segmentos, reduzindo, assim, a desigualdade. A migração e fertilidade, consideradas como fatores de caráter demográfico, também foram consideradas na formalização desses modelos, como se observa nos estudos de Wilianson (1998) e Doepke (1999).

Além dos modelos que procuravam inserir capital humano ou fatores demográficos, cabe destacar aqueles que visavam estabelecer vínculos sistemáticos entre distribuição de riqueza e o subsequente crescimento, tendo como base as imperfeições no mercado de crédito. A idéia subjacente a esses modelos pode ser descrita como aquela em que um indivíduo apto a se engajar com projetos produtivos específicos e com chances de sucesso possui informações que não são totalmente conhecidas

pelo mercado. Visando garantir uma estrutura de incentivos adequada, os financiadores irão demandar um colateral dos tomadores de recursos, que, em tese, poderiam ser vistos como um equilíbrio com racionamento de crédito. Ao considerar essa exigência, o resultado mais provável é aquele em que apenas os empresários com alto nível de riqueza pessoal estarão habilitados a financiar seus projetos. Assim, a distribuição de riqueza inicial determinará quais os indivíduos que estarão habilitados para implementação desses projetos. Banerjee e Newnan (1991), ao combinarem a teoria de mercados imperfeitos e a teoria neoclássica de crescimento com o altruísmo encontram indícios de que este modelo é consistente com a hipótese de Kuznets.

Com relação à curva de Kuznets e a escolha social, o recente crescimento dos estudos sobre modelos de economia política forneceram um canal a mais para o pensamento econômico sobre a relação entre crescimento e distribuição de renda. Neste sentido, nos modelos, buscou-se relacionar o mecanismo de decisão política dos eleitores na geração de um vínculo entre desigualdade e distribuição. Em linhas gerais, o modelo parte da hipótese de um contexto sob distribuição de renda e riqueza desigual e considera que as decisões não são tomadas por um governo visando maximizar uma função de bem-estar social, mas um resultado de interações políticas que podem ser modeladas como votos nos valores que certas variáveis (como por exemplo, os impostos) são tomadas. O resultado é o "teorema do eleitor mediano". O eleitor mediano desprovido de qualquer ativo de renda tenta buscar ganhos no curto prazo de uma distribuição de renda do capital para o trabalho. Dessa forma, os programas políticos que têm essa característica certamente tenderão a obter êxito nas eleições. Tal fato deve ter implicações no processo de acumulação, pois pode resultar em menores taxas de crescimento da economia no longo prazo.

Por outro lado, se o contexto for de uma sociedade em que os recursos são distribuídos de forma mais igualitária, a acumulação de capital poderá ser mais rápida. Nesta área, destacam-se os trabalhos de Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994). Para St-Paul e Verdier (1993), a distribuição de renda pode-se tornar mais igualitária se os impostos são utilizados

para gastos em educação, uma vez que existe uma correlação positiva entre crescimento e gastos públicos nesta área. Cabe destacar que a hipótese subjacente na maioria dos modelos é que a participação na política foi considerada exógena. Contudo, recentemente, alguns modelos tentaram endogenizar a participação política como, por exemplo, o trabalho dos teóricos Bourguignon e Verdier, publicado em 1996 (KANBUR, 1999), em que a participação política depende do nível de escolaridade, sendo a acumulação de capital humano o determinante do crescimento.

2.2 – Evidência Empírica da Curva de Kuznets

A literatura empírica sobre a curva de Kuznets também é vasta e inclui investigações para o índice de Gini e suas transformações logarítmicas, o índice de Atkinson, o índice de entropia de Theil-T, índice de Theil – L e a variância do log da renda, contemplando diferentes bases de dados. Contudo, os resultados obtidos para tais estudos, nem sempre foram favoráveis à existência de uma curva na forma de U invertido. Isso, conseqüentemente contribuiu para a especificação de diversas formas funcionais e do uso de diferentes métodos de estimação. A seguir, apresenta-se uma breve revisão dos estudos de Ahluwalia (1976a), de Anand e Kambur (1993a, 1993b) e de Fields e Jakubson (1994), que contemplaram questões relacionadas a especificações, base de dados e o método empregado nas estimações de curva de Kuznets.

Inicialmente, cabe destacar o trabalho de Ahluwalia (1976a), cujo resultado confirmou o padrão da curva em U invertido para descrever uma relação entre desigualdade e crescimento econômico. Utilizou-se uma amostra de 60 países, na qual 40 destes eram considerados como subdesenvolvidos; 6 eram socialistas da Europa Oriental (que foram acompanhados de uma variável *dummy*) e 14 eram desenvolvidos. Entre as especificações empregadas para testar a curva de Kuznets, a mais geral possuía a forma:

$$L = \alpha + \beta_1 \log Y + \beta_2 \log Y^2 + \beta_3 U + \beta_4 E + \beta_5 P + \beta_6 S + \varepsilon \quad (1)$$

onde L é a participação na renda dos 40% mais pobres, Y é a renda *per capita*, U é a participação da população no meio urbano, E é a taxa de alfabetização,

P é a taxa de crescimento da população e S é uma variável *dummy* para o caso de o país ser socialista. A investigação de uma relação na forma de U invertido por meio da equação (1) visava captar as mudanças estruturais que os modelos dualistas apresentam, e observou-se que, em linhas gerais, apenas os países em desenvolvimento apresentavam um comportamento similar. Constatou-se também que a participação da agricultura na renda não foi significativa para os países de rendas mais baixas, enquanto foi positiva para os de renda intermediária e negativa para os 20% mais ricos. No entanto, a participação da população urbana na população total foi positiva para o grupo de países de baixa renda, não sendo significativa para os de renda média e negativa para os 20% mais ricos. A concentração de renda foi favorecida tanto pela redução da participação da agricultura como pelo aumento da urbanização.

Não satisfeito apenas com esse resultado, Ahluwalia (1976a) dividiu a população de cada país numa amostra de cinco *quintis*, estimando regressões dos 20% da população com menor participação na renda para o de maior participação. Ao fazer isso considerou uma especificação alternativa para a equação a ser estimada:

$$L = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 Y^2 + D + \varepsilon \quad (1')$$

onde L é a participação na renda de cada *quintil*, Y é o logaritmo da renda *per capita* e D é uma *dummy* que toma valores 1 se o país é socialista e 0 se for contrário. Os coeficientes poderiam apresentar sinais diferentes, porém a existência da curva na forma de U invertido deveria obedecer à seguinte condição: $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Ao estimar a equação (1'), o autor admitia que, nas variáveis explicativas, estavam implícitas as mudanças estruturais incorporadas na equação mais geral. A principal conclusão do trabalho foi comprovar que as participações de todos os grupos percentuais, exceto os 20% superiores, declinam e depois aumentam à medida que a renda *per capita* se eleva.

Um estudo mais geral foi apresentado por Anand e Kambur (1993a), que se tornou uma referência clássica nos estudos sobre a curva de Kuznets. Considerando

o processo de mudança populacional intersetorial implícito em Kuznets (1955) e utilizando seis medidas de desigualdades, eles derivaram uma relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico e descreveram as condições necessárias para que a curva no formato de U invertido fosse obtida. Para o caso específico do índice L de Theil, que será empregado nesse estudo, sugeriram regressar o índice de desigualdade contra renda *per capita* e no log da renda *per capita*, ou seja:

$$L = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 \log Y + \varepsilon \quad (2)$$

onde L é o índice de desigualdade L de Theil, Y a renda *per capita*. A condição necessária para que a equação (2) apresente um formato de U Invertido é que os coeficientes devem apresentar os sinais de $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 > 0$. Além da formalização da proposição de Kuznets, a grande contribuição desse estudo é a recomendação feita por Anand e Kambur para os pesquisadores adotarem diferentes especificações para os diferentes índices de desigualdade. Uma extensão desse trabalho foi a aplicação das formas funcionais derivadas aos dados de Ahluwalia (1976), cujos resultados negaram a existência de uma curva na forma de U invertido para desigualdade e a renda *per capita*, mostrando evidências de pouca robustez nos resultados apresentados por esse autor.

O Quadro 1 apresenta um sumário de alguns estudos encontrados na literatura sobre o tema. Contudo, a escolha de Ahluwalia (1976a) e de Anand e Kanbur (1993a, 1993b) é suficiente para mostrar as controvérsias que cercaram as diversas tentativas de verificar a existência da curva de Kuznets. Estas têm sua origem nas diversas medidas de desigualdade empregadas nas estimações e nas diferentes formas funcionais utilizadas e demonstraram que uma combinação entre especificações alternativas para diferentes índices de desigualdade é uma condição necessária ao testar a existência de uma curva na forma de U invertido.

O estudo de Fields e Jakobson (1994) foge a essa tendência e busca dar atenção ao aspecto metodológico ao considerar que a proposição de Kuznets é um processo essencialmente dinâmico e

que o seu uso nos estudos de dados *cross-country* poderiam gerar inúmeros problemas. Para tanto, utilizaram uma combinação de *cross-section* e dados de painel para uma amostra de 20 países. Os resultados obtidos para as duas metodologias foram diferentes. No modelo *pooled*, observou-se que a desigualdade aumentava nos anos que precediam o crescimento econômico e que os dados exibiam a curva na forma de U invertido, porém, para o painel com efeitos fixos, existia sempre uma relação negativa entre desigualdade de renda e o nível de desenvolvimento, não permitindo obter evidências para uma curva de Kuznets.

Embora esse estudo tenha apresentado indícios de uma fraca relação entre desigualdade e crescimento para um painel com efeitos fixos, metodologicamente, ele surgiu como uma boa alternativa para captar o aspecto dinâmico implícito na proposição de Kuznets, ao permitir que cada país pudesse seguir sua própria relação de desigualdade e desenvolvimento, que não seria possível por meio de regressões *cross-section*. Considerando esse aspecto, Thornton (2001) estimou um painel para uma amostra de 96 países extraída dos dados de Deininger e Squire (1998) para a versão reduzida da forma funcional de Ahluwalia (1976a) e encontrou evidências para a existência de uma curva na forma de U invertido. Ou seja, contradiz os resultados de Fields e Jakobson (1994) com relação ao método. De qualquer forma, apesar de a literatura econômica mostrar evidências de uma relação na forma de U invertido para um número reduzido de países, segundo Fields (2001), tem-se presenciado uma redução na desigualdade ao longo do tempo no século XX.

3 – METODOLOGIA

A forma mais adequada para verificar a existência da curva de Kuznets para os municípios da região Nordeste do Brasil seria através do estudo individual de cada município ao longo do tempo; porém, em virtude da inexistência de informações que permitam construir séries longas de índices de desigualdade e renda *per capita*, optou-se pela comparação em diferentes estágios do desenvolvimento para estudar a sua evolução, seja por via do uso de dados *cross-section*, dados *pooled cross-section* ou de painel de

Referência	Âmbito do estudo	Método	Conclusões
Ahluwalia (1976a, 1976b)	Amostra de 60 países sendo que eram 40 considerados como subdesenvolvidos, 6 eram socialistas e 14 eram desenvolvidos	<i>Cross-section</i> para desigualdade em função da renda per capita e uma <i>dummy</i> para países socialistas	Os resultados apoiam a hipótese do U invertido
Braulke (1983)	Amostra de 33 países com renda homogênea	Modelo não linear para o Índice de Gini na função de razões setoriais de renda e população	Quando é considerada a convergência entre as rendas setoriais, o U invertido apresenta uma redução em sua fase inicial
Ram (1989)	Amostra com 115 países para o período 1960-80	<i>Cross-section</i> para um modelo quadrático do Índice de Theil em função do PIB <i>per capita</i>	Os resultados apoiam a hipótese do U invertido
Anand e Kambur (1993b)	Amostra de 60 países (dados de Ahluwalia (1976))	<i>Cross-section</i> para as funcionais derivadas para 6 índices de desigualdade em função do PIB <i>per capita</i>	Os resultados não apoiam a hipótese do U invertido
Fields e Jakobson (1994)	Amostra de 20 países	<i>Cross-section pooled</i> e dados de painel para o modelo quadrático do índice de Gini como função da renda <i>per capita</i>	Os resultados do <i>cross-section pooled</i> apoiam a existência do U invertido, porém as estimações com efeitos fixos contradiz essa hipótese
Hsing e Smyth (1994)	Séries de tempo para economia americana no período 1948-87	Estimação de um SUR para índice de Gini considerando separadamente as raças brancas e negras	Os resultados apoiam a hipótese do U invertido para as duas raças e o <i>turning point</i> coincide
Dawson (1997)	Amostra dos 20 países menos desenvolvidos de RAM (1989)	<i>Cross-section</i> com modelos quadráticos e semilog para o coeficiente do Gini com respeito à renda <i>per capita</i>	Os resultados apoiam a hipótese do U invertido
Deininger e Squire (1998)	Amostra de 108 países para o período 1960-90	<i>Cross-section</i> para o crescimento em função da renda, inverso da desigualdade e educação. Dados em painel do nível de desigualdade em função da renda média e do sistema político do país	A desigualdade reduz o crescimento econômico nos países pobres, mas não nos ricos. Os dados de séries de tempo apoiam a hipótese do U invertido
Ogwang (2000)	Amostra de 175 países com dados das Nações Unidas para 1994	<i>Cross-section</i> da desigualdade entre países para PIB per capita e vários índices de desenvolvimento humano	A relação da desigualdade e PIB <i>per capita</i> é maior do que com relação aos índices de desenvolvimento humano
Sylvester (2000)	Amostra de 54 países (dados de Barro e Lee (1994))	<i>Cross-section</i> do crescimento em função dos gastos em educação e desigualdade de renda (índice de Gini)	Os gastos em educação afetam o crescimento no longo prazo e a desigualdade condiciona o crescimento no curto prazo
Thornton (2001)	Amostra de 96 países (dados de Deininger e Squire (1998))	Dados em painel do modelo quadrático da desigualdade em função do PIB <i>per capita</i>	Os resultados apoiam a hipótese do U invertido

Quadro 1 - Sumário dos Estudos sobre a Curva de Kuznets

Fonte: Rodriguez e Menéndez (2003).

dados. Trata-se do mesmo procedimento observado nos estudos empíricos encontrados na literatura para verificar a validade ou não da hipótese da curva na forma de U invertido, cuja metodologia é descrita a seguir.

Nos estudos com dados de *cross-section*, está implícito que os municípios possuem as mesmas trajetórias de evolução da renda e da desigualdade. Segundo Fields (2001), esta hipótese implica que a experiência histórica de cada município não é suficiente para criar trajetórias diferenciadas no espaço renda *versus* desigualdade. Apesar dessa limitação, a maior parte das análises foram realizadas com dados de *cross-section*, como pode ser visto no Quadro 1. Sua adoção em grande parte se justifica ao permitir verificar as variações na desigualdade entre municípios que estão em diferentes estágios no processo de desenvolvimento. Assim, a hipótese da curva na forma de U invertido para a versão reduzida da forma funcional de Ahluwalia (1976a) pode ser expressa como:

$$L_i = \alpha + \beta_1 Y_i + \beta_2 Y_i^2 + \varepsilon_i \quad (3)$$

onde L é a medida de desigualdade, Y é a renda *per capita*, i = municípios. A condição necessária para que a curva se apresente ao formato de U invertido é de que os coeficientes apresentem os sinais de $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Considerando que $\varepsilon_i \sim iid(0, \sigma^2)$ para todo i , a equação (3) pode ser estimada utilizando-se os Métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ou o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (GLS).

Não obstante as evidências de amplo uso de *cross-section*, na literatura têm sido cada vez mais freqüentes os estudos em que são empregados conjuntamente os dados na dimensão temporal e na dimensão espacial (combinação de séries de tempo e *cross-section*). O método mais simples de estimação é o que consiste em ignorar a estrutura de painel de dados, caracterizado como dados seccionais reunidos ou modelos de regressão *Pooled*. A equação a ser estimada possui a seguinte forma:

4 A investigação da hipótese da curva na forma de U invertido para desigualdade e renda per capita pode ser obtida, matematicamente, pela derivada de primeira e segunda ordem.

$$L_{it} = \alpha + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

onde L é um vetor que contém os valores para a variável dependente, Y e Y^2 são matrizes para as variáveis explicativas, β é um vetor de coeficientes a serem estimados e ε é um ruído branco. Por sua vez, $i = 1, 2, \dots, N$ e indica as diferentes unidades *cross-section* e $t = 1, 2, \dots, T$ e denota o tempo. Assumindo que $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ para todo i e t , para cada município, as observações não são serialmente correlacionadas e, para os municípios e o tempo, os erros são homocedásticos. Como os pressupostos apresentados correspondem ao modelo linear clássico, a equação (4) pode ser estimada utilizando-se os Métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (GLS).

Ao considerar *cross-section* conjuntamente com os dados de séries de tempo, mas numa estrutura de painel de dados, os problemas apresentados pelas estimações oriundas de *cross-section* são contornados. Para entender como estimar um painel, faz-se necessário partir da estrutura básica de um modelo de regressão na forma:

$$L_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

onde $\alpha_i = \alpha + u_i$ é o efeito individual, constante ao longo do tempo t e específico para cada município. Se os α_i 's forem iguais para todos os municípios, o método de mínimos quadrados ordinários fornece estimativas consistentes e eficientes de α e β . Caso contrário, existem duas estruturas que generalizam esse modelo. A primeira, a abordagem de efeitos fixos, considera o termo constante no modelo de regressão, enquanto a segunda, a dos efeitos aleatórios, especifica que α_i é um grupo específico de erros, semelhante ao ε_{it} , exceto que, para grupos, exista um termo comum em cada período. Pode-se dizer que a diferença entre as duas abordagens se verifica no tratamento dado para o termo α_i .

Uma formulação do modelo de efeitos fixos assume que todas as diferenças de comportamento entre municípios e ao longo do tempo podem ser captadas pelo termo constante. Portanto, cada α_i é um

parâmetro desconhecido e pode ser estimado com o uso do modelo *Least Squares Dummy Variable* (LSDV). Uma representação formal desse modelo pode ser dada reescrevendo a equação (5) como:

$$L_{it} = \alpha_i D_i + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

onde D_i é uma variável binária indicando o i -ésimo município e os coeficientes α_i são iguais aos interceptos dos municípios. Trata-se de um modelo de regressão clássico e a estimação pode ser feita por mínimos quadrados ordinários.

Uma segunda formulação observada na literatura e adotada nesse estudo é a dos estimadores intragrupo (*within*) e do estimador entre-grupos (*between*). Inicialmente, se faz uma transformação na equação (5), visando eliminar o efeito do componente não observado u_i . Para tanto, estima-se um modelo de regressão formulado em termos da média do grupo, ou seja:

$$\bar{L}_i = \alpha + \beta_1 \bar{Y}_i + \beta_2 \bar{Y}_i^2 + u_i + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (7)$$

$$\text{onde } \bar{L}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T L_{it}, \quad \bar{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}, \\ \bar{Y}_i^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}^2 \text{ e } \bar{\varepsilon}_{it} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}.$$

Subtraindo a equação (7) da (5) para cada t , o resultado é uma equação que expressa os desvios da média do grupo dada por:

$$L_{it} - \bar{L}_i = \beta_1 (Y_{it} - \bar{Y}_i) + \beta_2 (Y_{it}^2 - \bar{Y}_i^2) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it} \quad (8)$$

Ao descontar o efeito temporal da equação (5), removeu-se o efeito específico a cada município u_i . Ao estimar a equação (8) por mínimos quadrados ordinários, obtém-se o estimador *within*. Observa-se que a variação empregada para identificar os coeficientes é aquela que ocorre dentro dos grupos, uma vez que as diferenças entre os grupos foram eliminadas ao subtraírem-se as médias de cada grupo. Considera-se o estimador *within* igual ao computado pelo *Least Square Dummy Variable*

(LSDV). O estimador *between* é obtido por meio da equação (7) e reflete apenas a variação entre as observações de *cross-section*.

No modelo com efeitos aleatórios, os municípios sobre os quais dispomos de informações são considerados como uma amostra aleatória de uma população maior de municípios. O intercepto passa a ser tratado como extrações aleatórias da distribuição populacional de intercepto dos municípios, ou seja,

$$L_{it} = \alpha_i + \beta Y_{it} + \beta Y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{e} \\ \alpha_i = \alpha + u_i \quad (10)$$

onde o termo u_i é um erro aleatório não-observável que responde por diferenças individuais no comportamento dos municípios. Assume-se que $E[u_i] = 0$ e $\text{var}[u_i] = \sigma_u^2$.

Substituindo a equação (10) em (9), obtém-se

$$L_{it} = \alpha + \beta Y_{it} + \beta Y_{it}^2 + u_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

fazendo $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$, a equação (11) passa a ser dada por:

$$L_{it} = \alpha + \beta Y_{it} + \beta Y_{it}^2 + v_{it} \quad (12)$$

O termo estocástico v_{it} é composto de dois componentes, o erro ε_{it} e o erro específico individual u_i , o qual reflete as diferenças individuais dos municípios e varia com os municípios, mas é constante ao longo do tempo. A técnica utilizada na estimação da equação (12) vai depender das propriedades de v_{it} . Por exemplo, se os erros do mesmo município em diferentes períodos de tempo são correlacionados, $\text{cov}(v_{it}, v_{is}) = \sigma_u^2 (t \neq s)$, o procedimento recomendado para estimar a equação (12) é o *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS).

Após apresentar o estimador de efeitos fixos e efeitos aleatórios, resta saber qual deve ser o mais adequado para estimar a curva de Kuznets para os municípios da região Nordeste do Brasil.

Assumindo que a preferência por um desses dois estimadores está relacionada ao fato de u_i e as variáveis explicativas serem correlacionadas, é importante ter um método para testar essa hipótese. Isso pode ser feito com base no Teste de Hausman. O teste é construído com base nas diferenças entre as estimativas dos efeitos fixos e das estimativas dos efeitos aleatórios. Considerando que o estimador de efeitos fixos é consistente quando $E(u_{it} | X_{it})$ é diferente de zero, enquanto o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente, uma diferença estatisticamente significativa deve ser interpretada como uma evidência contra o pressuposto de efeitos aleatórios. Como regra de bolso, se a hipótese nula for rejeitada, o estimador de efeitos fixos é o mais adequado. A estatística de teste é dada por:

$$H = [\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleat}]' (\hat{V}_{fixo} - \hat{V}_{aleat})^{-1} [\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleat}] \sim \chi^2(k) \quad (13)$$

onde k é o número de coeficientes estimados, excluindo o intercepto e os regressores invariantes no tempo.

4 – EVIDÊNCIAS DA CURVA DE KUZNETS A PARTIR DA ANÁLISE DE CROSS-SECTION E DADOS EM PAINEL

Nesta seção, serão apresentados os resultados da estimação de uma curva de Kuznets para os municípios da região Nordeste do Brasil para a forma reduzida de Ahluwalia (1976a). A escolha por essa especificação dentre as existentes deve-se ao fato de ela ter apresentado a primeira evidência para uma curva no padrão U invertido. As informações sobre a renda *per capita* (em salários mínimos de setembro de 1991) e o índice de desigualdade L de Theil dos 1.375 municípios relativos aos anos de 1970, 1980 e 1991 foram obtidos junto ao Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil - Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), elaborado pela Fundação João Pinheiro/ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)/ Fundação Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Na construção da base de dados, adotou-

se o procedimento de exclusão dos municípios que foram emancipados ao longo do período e que não apresentaram todas as informações necessárias para os três anos considerados na presente análise.

Considerando que as primeiras investigações sobre a curva de Kuznets foram feitas com o uso de *cross-section*, inicialmente, serão apresentados os resultados obtidos para Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para os três anos, separadamente, em que a existência do U invertido está condicionada aos sinais apresentados pelos coeficientes da renda *per capita* (β_1) e renda *per capita* ao quadrado (β_2), ou seja, se $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Em seguida, não fugindo à controvérsia existente acerca do método utilizado na estimação, estima-se um modelo *pooled* e um painel por meio dos estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios para gerar estimativas comparáveis com o resto da literatura.

A Tabela 1 apresenta as estimativas da curva de Kuznets para o *cross-section* referente aos anos 1970, 1980 e 1991. Observa-se que, para o ano de 1991, os coeficientes da regressão foram estatisticamente significativos no nível de 1% de significância e os sinais obtidos para os coeficientes da renda *per capita* e renda *per capita* ao quadrado estão de acordo com o esperado, sugerindo a existência de uma curva na forma de U invertido. Esse resultado poderia não se mostrar muito satisfatório ao observar-se o \bar{R}^2 , cujo valor encontrado na regressão é baixo, indicando a ausência de outras variáveis que poderiam contribuir para explicar o comportamento da desigualdade. O teste de White mostra que os resíduos não são homocedásticos, sendo necessária uma nova estimação empregando a Matriz de White, cujas estimativas encontram-se na mesma Tabela 1. Com relação aos resultados para os anos de 1970 e 1980, como pode ser visto, nem todos os coeficientes da regressão foram significativos. Além disso, eles não apresentaram os sinais esperados e o teste de White indicou a existência de heterocedasticidade.

A Tabela 2 mostra os resultados obtidos para os dados seccionais reunidos (*pooled cross-section*) para o método de Mínimos Quadrados Ordinários

(MQO) e para Mínimos Quadrados Generalizados (GLS). Como podem ser observados, os coeficientes obtidos nas duas regressões são estatisticamente diferentes de zero no nível de 1% de significância e apresentam os sinais esperados, atendendo às condições necessárias para que a curva na forma de U Invertido possa existir. Esse resultado não surpreende, uma vez que, no estudo de Fields e Jakubson (1994), também foram apresentadas evidências para a existência de uma curva de Kuznets para um *pooled cross-section* para 20 países.

O Gráfico 1 mostra os gráficos para as estimativas do *cross-section* por MQO com o *plot* das previsões dos coeficientes de desigualdade contra a renda de cada ano e para o *pooled cross-section* por GLS. Como pode ser visto, a curva na forma de U invertido não se verifica para os anos de 1970 e 1980 (Gráfico 1(a) e Gráfico 1(b)), mas as Gráfico 1(c) e 1(d) apresentam o comportamento esperado pela proposição de Kuznets. Esse resultado não traz nenhuma novidade, uma vez que se pode verificar na literatura econômica uma série de estudos

Tabela 1 – Resultados do Método de Cross-Section para a Forma Funcional de Ahluwalia (1976a)

Coeficientes	MQO			MQO com matriz de White		
	1970	1980	1991	1970	1980	1991
Constante	0,2602*** (0,0105)	0,3609*** (0,0136)	0,3069*** (0,0156)	0,2602*** (0,0138)	0,3609*** (0,0200)	0,3069*** (0,0167)
Renda (Y)	0,2180*** (0,0750)	0,0077 (0,0473)	0,5730*** (0,0592)	0,2180* (0,1137)	0,0077 (0,0771)	0,5730*** (0,0638)
Renda ² (Y ²)	0,2040* (0,1093)	0,1564*** (0,0351)	-0,1879*** (0,0447)	0,2040 (0,2005)	0,1564*** (0,0665)	-0,1879*** (0,0465)
R ²	0,09	0,10	0,17	0,09	0,10	0,17
Teste F	74,56	78,35	141,24	74,56	78,35	141,24
N	1375	1375	1375	1375	1375	1375
Teste de White	25,69	30,02	19,25	-	-	-

Fonte: PNUD (1996).

Obs.: (*) significante a 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parêntesis.

Tabela 2 – Resultados do Método Pooled para a Forma Funcional de Ahluwalia (1976a)

Variável	MQO		GLS	
	Coeficientes	Probabilidade	Coeficientes	Probabilidade
Constante	0,2549*** (0,0062)	0,0000	0,2549*** (0,0056)	0,0000
Renda (Y)	0,5023*** (0,0267)	0,0000	0,5023*** (0,0244)	0,0000
Renda ² (Y ²)	-0,1490* (0,0233)	0,0000	-0,1490* (0,0202)	0,0000
R ²	0,19	-	0,19	-
Teste F (2, 4122)	511,96	0,0000	497,01	0,0000
No. Observações	4125	-	4125	-

Fonte: PNUD (1996).

Obs.: (*) significante a 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parêntesis.

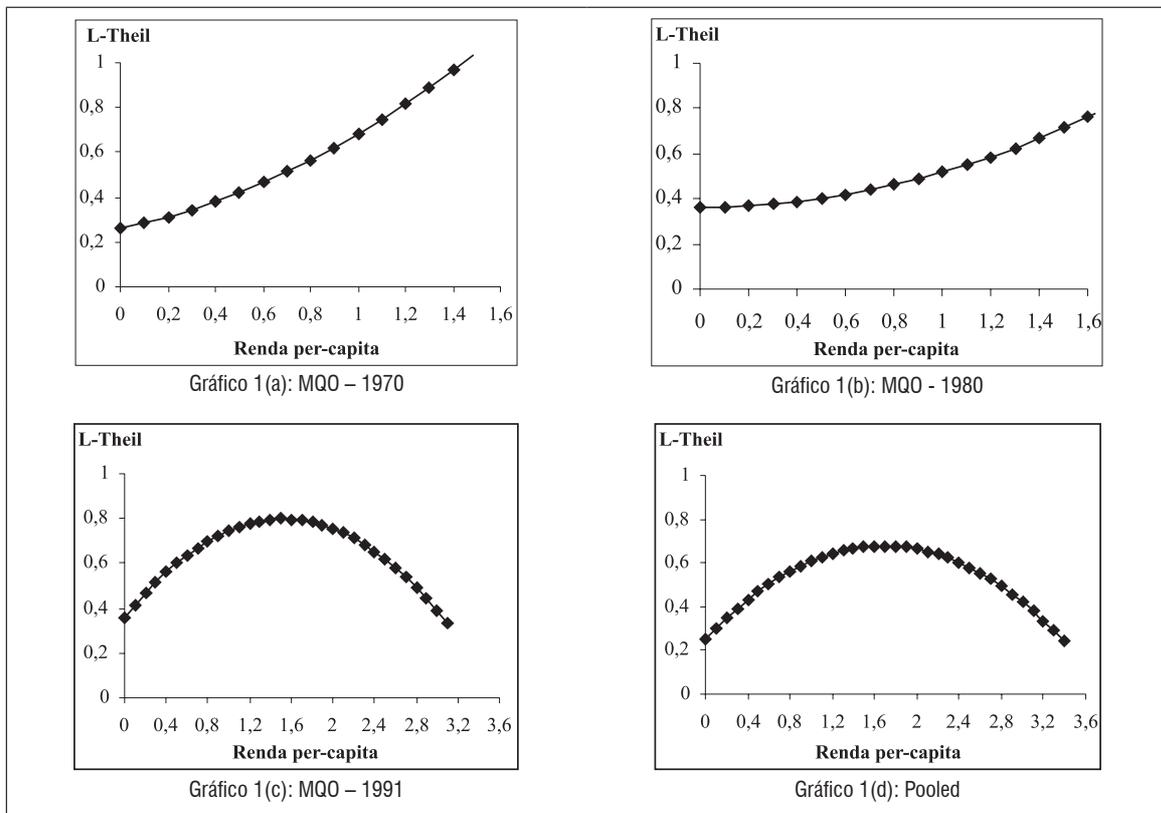


Gráfico 1 – Relação entre a Previsão do Coeficiente Estimado (L-Theil) e a Renda *Per Capita* para os Anos de 1970, 1980 e 1991

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

utilizando *cross-section* em que o padrão U invertido é obtido, enquanto para outros ele é inexistente. Segundo Ray (1998), apesar das evidências de que uma relação na forma de U invertido possa ser encontrada ao usar-se *cross-section*, existem razões para sermos cépticos com respeito a essas descobertas. Considerando a relevância dessa crítica, a seguir apresentam-se os resultados para um painel visando verificar a relação entre desigualdade e renda *per capita*.

As investigações realizadas para verificar a existência da curva de Kuznets, utilizando dados de painel, possuem um apelo muito forte com respeito à possibilidade de controlar a heterogeneidade individual não-observada. Essa característica pode ou não ser constante ao longo do tempo, de forma que estudos *cross-section* que não levam em conta tal

heterogeneidade produzirão, quase sempre, resultados fortemente viesados. Assim, a seguir, apresentam-se as estimativas para um painel para os estimadores de efeitos fixos e efeitos aleatórios, mantendo o mesmo critério sobre os sinais dos coeficientes estimados da renda *per capita* e renda *per capita* ao quadrado adotado anteriormente.

A Tabela 3 apresenta os resultados para um painel considerando o modelo de efeitos fixos e aleatórios. Observa-se que os coeficientes da variável renda *per capita* e renda *per capita* ao quadrado são estatisticamente significantes e os sinais estão de acordo com a hipótese de U-invertido, i.e. $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$, para os dois modelos. Apesar de os coeficientes estimados para o modelo de efeitos aleatórios se mostrarem menores do que os encontrados para efeitos fixos, de qualquer forma, o uso de dados de

Tabela 3 – Resultados do Método de Dados de Painel para a Forma Funcional de Ahluwalia (1976a)

Variável	Coefficiente efeitos fixos	Probabilidade	Coefficiente efeitos aleatórios	Probabilidade
Constante	0,2236*** (0,0073)	0,0000	0,2487*** (0,0063)	0,0000
Renda (Y)	0,6669*** (0,0327)	0,0000	0,5325*** (0,0266)	0,0000
Renda ² (Y ²)	-0,3125*** (0,0325)	0,0000	-0,1757*** (0,0237)	0,0000
R ² – within	0,20		0,20	
R ² – between	0,16	-	0,19	-
R ² – overall	0,19		0,19	
F (2,2748)	364,78		-	
Wald χ^2 (2)	-		1029,43	
No. observações	4125	-	4125	-
No. grupos	1375	-	1375	-

Fonte: PNUD (1996).

Obs.: (*) significante a 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parêntesis.

painel deixa evidente a existência da curva de Kuznets para os municípios da região Nordeste.

Tabela 4 – Resultados do Teste de Hausman

Variável	Coefficientes		
	Efeitos fixos (ef)	Efeitos aleatórios (ea)	Diferença (ef – ea)
Renda (Y)	0,6669	0,5325	0,1344
Renda ² (Y ²)	-0,3125	-0,1757	-0,1369

Teste: H0: As diferenças nos coeficientes não são sistemáticas

$$H = [\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleat}] (\hat{V}_{fixo} - \hat{V}_{aleat})^{-1} [\hat{\beta}_{fixo} - \hat{\beta}_{aleat}] \sim \chi^2(2)$$

= 50,52
Prob. $\chi^2 = 0,0000$

Fonte: PNUD (1996).

Embora os resultados para o painel tenham sido satisfatórios, é necessário testar a hipótese de endogeneidade do termo aleatório u_{it} , visando verificar qual o melhor estimador para os dados do painel, ou seja, determinar qual é o procedimento

mais adequado entre o modelo de efeitos fixos ou aleatórios. Para tanto, usa-se o teste de Hausman. Como pode ser visto na Tabela 4, o valor calculado para o teste foi de 50,52, que, ao ser comparado com uma distribuição χ^2 com dois graus de liberdade para $\alpha = 0,01$ e $\alpha = 0,05$, indica fortes evidências para rejeição da hipótese nula de que as diferenças nos coeficientes não são sistemáticas. Portanto, o procedimento mais adequado é o uso do estimador de efeitos fixos.

Com os valores previstos pelo modelo de efeitos fixos, foi elaborado o gráfico para a curva de Kuznets para os municípios da região Nordeste, como pode ser visto na Figura 2. Se, por um lado, trata-se de um resultado importante, uma vez que a literatura econômica mostra indícios de uma relação fraca entre desigualdade e crescimento para um painel com efeitos fixos, por outro, fica em aberto se esta forma funcional é a mais indicada para testar a curva na forma de U invertido. Segundo Anand e Kambur (1993a), apesar de essa especificação apresentar resultados condizentes, talvez ela não seja a mais adequada quando o índice de desigualdade utilizado é o L de Theil. Assim, para verificar até que ponto isso é verdadeiro, é

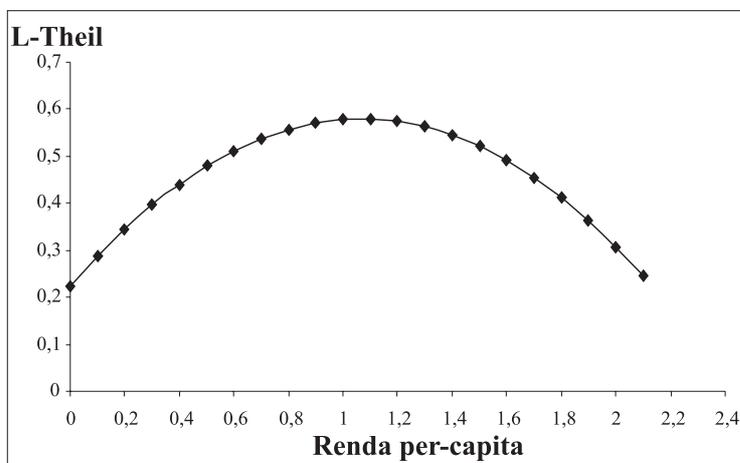


Gráfico 2 – Curva de Kuznets para os Municípios da Região Nordeste do Brasil

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

necessário estimar a especificação proposta por eles e testá-la para *nonnested hypotheses*. Para tanto, eles apresentaram a seguinte especificação para a curva de Kuznets dada por:

$$L = \alpha + \beta_1 Y + \beta_2 \log Y + \varepsilon \quad (2)$$

onde L é o índice de desigualdade L de Theil, Y a renda *per capita* e os coeficientes deveriam obedecer a seguinte condição: $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 > 0$. A Tabela 5 apresenta as estimativas para o estimador de efeitos fixos e aleatórios. Como pode ser visto, os coeficientes estimados para os dois modelos são estatisticamente significativos, porém apenas o estimador de efeitos fixos apresenta o sinal esperado. O resultado para o teste de Hausman para esta forma funcional é de 140,14, que, ao ser comparado com uma distribuição χ^2 com dois graus de liberdade, indica a rejeição da hipótese nula, ou seja o procedimento mais adequado na estimação é o estimador de efeitos fixos.

O resultado apresentado para as duas formas funcionais, de Ahluwalia (1976a) e Anand e Kambur (1993a), mostra evidência da existência de uma curva na forma de U invertido para os municípios da região Nordeste. Contudo, qual dessas especificações melhor representa a proposição de Kuznets? A escolha de uma forma funcional pode ser baseada no teste de Davidson e Mackinnon

para *nonnested hypotheses*⁵. Como pode ser visto pela Tabela 6 os coeficientes da variável $\hat{L}_{Ahluwalia}$ e $\hat{L}_{Anand / Kambur}$ são estatisticamente diferentes de zero, sugerindo que H_0 e H_1 da estatística de teste é aceitável, o que permite inferir que não é possível identificar qual das duas formas é a melhor para estimar a curva de Kuznets. De qualquer forma, os resultados para ambas foram satisfatórios, não invalidando a escolha da forma funcional apresentada por Ahluwalia (1976a) neste trabalho.

Em resumo, evidências para a existência de uma curva de Kuznets foram obtidas no *cross-section* para o ano de 1991, no *pooled* e no painel para efeitos fixos para as formas funcionais proposta por Ahluwalia (1976a) e a sugerida por Anand e Kambur (1993a). Considerando que a proposição feita por Kuznets para a relação entre desigualdade e renda *per capita* postula que a desigualdade aumenta no estágio inicial de desenvolvimento para decrescer mais tarde, após atingir um determinado nível de desenvolvimento (nível de renda *per capita*), o que aconteceria se, no modelo *cross-section* para os anos de 1970 e 1980, fosse utilizada a renda *per capita* de 1991? Se a proposição de Kuznets é válida, as estimativas obtidas nesse exercício deveriam resultar numa curva na forma de U invertido.

⁵ Uma exposição didática do teste de Davidson e Mackinnon para *nonnested hypotheses* pode ser encontrada em Maddala (1992) e Greene (2000).

Tabela 5 – Resultados do Método de Dados em Painel para Forma Funcional de Anand e Kambur (1993a)

Variável	Coefficiente efeitos fixos	Probabilidade	Coefficiente efeitos aleatórios	Probabilidade
Constante	0,6266*** (0,0277)	0,0029	0,4726*** (0,0218)	0,0000
Renda (Y)	-0,0866*** (0,0395)	0,0000	0,1140*** (0,0293)	0,0000
LogRenda (logY)	0,1606*** (0,0122)	0,0000	0,0895*** (0,0101)	0,0000
R ² – within	0,23		0,22	
R ² – between	0,13	-	0,17	-
R ² – overall	0,18		0,20	
F (2,2748)	413,00		-	
Wald χ^2 (2)	-	-	1058,30	-
No. observações	4125	-	4125	-
No. grupos	1375	-	1375	-

Fonte: PNUD (1996).

Obs.: (*) significativa a 10%, (**) significativa a 5% e (***) significativa a 1%. Os desvios-padrões estão entre parêntesis.

Tabela 6 – Resultados do Teste de Davidson e Mackinnon para *Nonnested Hypotheses*

Variável	Especificação de Ahluwalia		Especificação de Anand e Kambur	
	Coefficientes	Probabilidade	Coefficientes	Probabilidade
Constante	-0,0450*** (0,0308)	0,0144	0,8103*** (0,0947)	0,0000
Renda (Y)	-0,1938*** (0,1012)	0,0560	-0,0509*** (0,0432)	0,0239
Renda ² (Y ²)	0,1169*** (0,0576)	0,0430	-	-
Logrenda	-	-	0,1978*** (0,0220)	0,0000
$\hat{L}_{Ahluwalia}$	-	-	-0,3742*** (0,1844)	0,0430
$\hat{L}_{Anand / Kambur}$	1,2314*** (0,1373)	0,0000	-	-
R ² – within	0,23		0,23	
R ² – between	0,13	-	0,13	-
R ² – overall	0,18		0,18	
F (3,2747)	277,01		277,01	
No. observações	4125	-	4125	-
No. grupos	1375	-	1375	-

Fonte: PNUD (1996).

Obs.: (*) significativa a 10%, (**) significativa a 5% e (***) significativa a 1%. Os desvios-padrões estão entre parêntesis.

Tabela 7 – Resultados do Método de *Cross-Section* para Curva de Kuznets para os Anos de 1970 e 1980 com o Uso da Renda *Per Capita* de 1991

Variável	1970		1980	
	Coefficientes	Probabilidade	Coefficientes	Probabilidade
Constante	0,1829*** (0,0120)	0,0000	0,2829*** (0,0153)	0,0000
Renda_1991 (Y)	0,3995*** (0,0455)	0,0000	0,3445*** (0,0581)	0,0000
Renda ² _1991 (Y ²)	-0,1011*** (0,0343)	0,0000	-0,0768* (0,0459)	0,0000
R ²	0,17	-	0,09	-
Teste F (2,1372)	150,14	-	75,36	-
No. observações	1375	-	1375	-
Teste de White	5,20	0,1575	3,68	0,2975

Fonte: PNUD (1996).

Obs.: (*) significante a 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%. Os desvios-padrões estão entre parêntesis.

O exercício proposto foi realizado apenas para a forma funcional de Ahluwalia (1976a) e, como podem ser observados na Tabela 7, os coeficientes são estatisticamente significativos e os sinais estão de acordo com o esperado, levando à confirmação da proposição de Kuznets para o *cross-section* para os municípios da região Nordeste.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

As controvérsias em torno da hipótese do U invertido foram geradas por uma série de estudos em que, dada a natureza das informações, a especificação para a forma funcional e o método econométrico utilizado permitiram validar ou não as conclusões de Kuznets. De qualquer forma, esses estudos vêm atendendo a necessidade de um conhecimento aprofundado e uma perspectiva mais convincente para a economia. Diferentemente de Kuznets (1955), esse trabalho foi resultado de 5% de especulação e 95% de informação empírica sobre os municípios da região Nordeste do Brasil, cujo objetivo foi o de fornecer informações sobre a relação entre desigualdade e renda *per capita*.

Os resultados encontrados não rejeitam a existência de uma curva de Kuznets para a

relação desigualdade e crescimento econômico e, comparados aos resultados obtidos em outros estudos, essa relação não se mostrou fraca. Em particular, observou-se que os resultados obtidos pelo uso do método *pooled* e de dados em painel foram satisfatórios para apresentar evidências da curva no formato de U invertido seja ela para a especificação proposta por Ahluwalia (1976a) ou mesmo para a forma funcional de Anand e Kambur (1993a).

Contanto, duas observações merecem destaque. A primeira relacionada ao procedimento de exclusão dos municípios que foram emancipados ao longo do período e que não apresentaram todas as informações necessárias para os três anos considerados na presente análise. Certamente, o uso de painel não-balanceado não resolveria esse problema. Uma solução seria identificar quais os municípios que deram origem às emancipações e, considerando o ano de 1970 como a base, agregar as informações. Outra seria a exclusão dos municípios emancipados daqueles que deram origem a eles. Contudo, até que ponto os resultados encontrados ao levar isso em consideração seriam diferentes dos encontrados neste trabalho?

A segunda, ao validar a hipótese do U invertido, os

resultados obtidos neste trabalho deveriam servir de estímulos para outras análises que não incorporassem apenas a dimensão renda, mas indicadores que refletissem a qualidade de vida, como, por exemplo, os índices de saúde que podem incorporar a taxa de mortalidade infantil e a esperança de vida ao nascer ou expectativa de vida, o acesso da população a tratamento sanitário e água potável ou um índice para educação que incorporasse a taxa de analfabetismo e taxa de matrícula no ensino básico e secundário, entre outros. Ademais, poderiam ser analisados modelos cujas premissas não fossem dos efeitos do crescimento sobre a distribuição de renda, como é o caso da hipótese de Kuznets, mas as consequências que uma distribuição mais ou menos desigual poderia ter sobre o crescimento econômico no longo prazo, ou seja, investigar os modelos propostos por Alesina e Rodrik (1994); Persson e Tabellini (1994) e Ferreira (2001). Seria uma forma de tornar mais robustas as análises da curva de Kuznets em que ela seria vista como um ponto de partida e não de chegada, como se observa em muitos estudos. Nesse sentido, como pôde ser visto sobre a relação entre desigualdade e renda *per capita*, os dados ainda têm muito a dizer.

ABSTRACT

This paper analyses the inverted-U hypothesis between income inequality and economic growth to the cities of northeast of Brazil from 1970 to 1991. For this, it was used econometric analysis of cross section and panel data to the information from Human Development Atlas in Brazil, United Nations for the Development Program. The results support the existence of a Kuznets curve for these cities.

KEY WORDS:

Kuznets Curve. Panel Data. Income Inequality. Economic Growth.

REFERÊNCIAS

AGHION, P.; BOLTON, P. Distribution and growth in models of imperfect capital markets. **European Economic Review**, v. 36, p. 603-611, 1992.

AHLUWALIA, M. S. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**, v. 66, p. 128-153, 1976a.

_____. Inequality, poverty and development. **Journal of Development Studies**, v. 3, p. 307-342, 1976b.

ALESINA, A.; RODRIK, D. Distributive politics and economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, n. 109, p. 465-490, 1994.

ANAND, S.; KANBUR, S. M. R. The Kuznets process and the inequality-development relationship. **Journal of Development Economics**, v. 40, p. 25-52, 1993a.

_____. Inequality and development: a critique. **Journal of Development Economics**, v. 41, p. 19-43, 1993b.

BAGOLIN, I. P.; GABE, J.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo, 2002.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. F. Risk-bearing and the theory of income distribution. **Review of Economics Studies**, v. 58, p. 211-235, 1991.

BARRETO, F. A. F. D.; JORGE NETO, P. M.; TEBALDI, E. Desigualdade de renda e crescimento econômico no Nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 32, p. 842-859, 2001. Número Especial.

BARRO, R. J. **Inequality, growth and investment**. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7038>>. Acesso em: 10 jun. 2002.

BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA – PPGE-PUCRS E FEE, 1., 2002, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre, 2002.

BOURGUIGNON, F. Growth and inequality in the dual model of development: the role of demand factors. **Review of Economics Studies**, v. 57, p. 215-228, 1990.

BOURGUIGNON, F.; THIERRY, V. **Oligarchy, democracy, inequality and growth**. Paris: Delta, 1996. Mimeografado.

BRAULKE, M. An approximation to the Gini coefficient for a population base don sparse information for sub-groups. **Journal of Development Economics**, v. 12, p. 75-81, 1983.

DAWSON, P. J. On testing Kuznets economic growth hypothesis. **Applied Economic Letters**, v. 4, p. 409-410, 1997.

DEINIGNER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at the old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, v. 57, p. 259-287, 1998.

DOEPKE, M. **Fertility, income distribution and growth**. Chicago: University of Chicago, 1999. Disponível em: <<http://chicago.edu/papers>>. Acesso em: 10 jun. 2002.

DUARTE, R. Dinâmica e transformação da economia nordestina na década de 70 e nos anos 80. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 33, p. 402-421, jul. 2002. Número Especial.

FERREIRA, F. H. G. Education for the masses?: the interaction between wealth, educational and political inequalities. **Economics of Transistion**, v. 9, n. 2, p. 533-552, jul. 2001.

FIELDS, G. S. **Distribution and development a new look at the developing world**. Cambridge: MIT Press, 2001.

_____. **Poverty, inequality and development**. New York: Cambridge Press, 1980.

FIELDS, G. S.; JAKUBSON, G. H. **New evidence on the Kuznets curve**. New York: Cornell University, 1994.

GREENE, W. **Econometric analysis**. New York: Prentice Hall, 2000.

HAUSMAN, J. A. Specification test in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-271, 1978.

HSING, Y.; SMYTH, D. Kuznets's inverted-U hypothesis revisited. **Applied Economics Letters**, v. 1, p. 111-113, 1994.

IBGE. **Atlas de desenvolvimento humano**. Belo Horizonte, 1996.

JOHNSTON, J.; DINARDO, R. **Econometric methods**. 4th ed. New York: McGraw-Hill, 1994.

KANBUR, R. **Income distribution and development**. Cornell: Cornell University, 1999.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, p. 1-28, 1955.

LLEDÓ, V. D. **Distribuição de renda, crescimento endógeno e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros**. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. (Texto para Discussão, n. 441).

MADDALA, G. S. **Introduction to econometrics**. 2d. ed. New York: Prentice Hall, 1992.

PERSON, T.; TABELLINI, G. Is inequality harmful to growth?. **American Economic Review**, v. 84, p. 600-621, 1994.

OGWANG, T. Inter-country inequality in human development indicators. **Applied Economic Letters**, v. 7, p. 443-446, 2000.

PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano**. [S.l.]: IPEA, 1996.

PÓRTO JÚNIOR, S. S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica espacial da renda per capita e crescimento entre os municípios da região Nordeste do Brasil: uma análise markoviana. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 405-420, jul./set. 2003.

RAM, R. Level of development and income inequality an extension of Kuznets hypothesis to the world economy. **Kyklos**, v. 42, p. 73-88, 1989.

RAY, D. **Development economics**. Princeton: Princeton University Press, 1999.

ROBINSON, S. A note on the U hypothesis relating inequality and economic development. **American Economic Review**, v. 66, p. 437-440, 1976.

ROCHA, F. J. S.; VERGOLINO, J. R. O. Convergência, desigualdade e concentração de renda nas microrregiões do Nordeste brasileiro: 1970-1998. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 30., 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo, 2002.

RODRÍGUEZ, M. A.; MENÉNDEZ, A. J. L. Desigualdad y crecimiento económico: un estudio analítico y empírico del proceso de Kuznets. In: ENCUESTRO

DE ECONOMÍA APLICADA, 5. 2002, Oviedo. **Anais...**
Oviedo, 2002. Disponível em: <<http://www.revecap.com/veea/autores/A/alvargonzales.html>>. Acesso em:
10 abr. 2003.

SAINT-PAUL, G.; VERDIER, T. Education, democracy
and growth. **Journal of Development Economics**, v.
42, p. 399-407, 1993.

SILVEIRA NETO, R. M.; CAMPÊLO, A. K. Radiografando
as disparidades regionais de renda no Brasil: evidências
a partir de regressões quantílicas. **Revista Econômica
do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 359-378, jul./set. 2003.

SYLVESTER, K. Income inequality, education
expenditures and growth. **Journal of Development
Economics**, v. 63, p. 379-398, 2000.

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis:
panel data evidence from 96 countries. **Applied
Economics Letters**, v. 8, p. 15-16, 2001.

VERGOLINO, J. R. O.; MONTEIRO NETO, A.
Crescimento econômico e convergência da renda
nos estados do Nordeste brasileiro. In: ENCONTRO
NACIONAL DE ECONOMIA, 24., 1996, Águas de
Lindóia. **Anais...** Águas de Lindóia, 1996.

WILLIANSO, J. G. Growth, distribution and
demography: some lessons from history. **Exploration in
Economics History**, n. 35, p. 241-271, 1998.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric analysis of cross section
and panel data**. Massachusetts: MIT Press, 2001.

Recebido para publicação em: 06.06.2007



Aproveitamento das Relações entre Pernambuco e Portugal: Uma análise do Comércio Potencial Versus Comércio Efetivo

RESUMO

Caracteriza os setores da pauta exportadora de Pernambuco, segundo seu aproveitamento de comércio com Portugal. Para a identificação dos setores, foram tomados como referência os capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul e do Sistema Harmonizado que são coincidentes no nível agregado de dois dígitos. Verifica em quais setores identificados pelo índice de Vantagem Comparativa Revelada Pernambuco possui vantagem comparativa, como também quais apresentam potencialidade de comércio com Portugal, identificados através do Índice de Complementaridade. Para o confronto do comércio potencial com o efetivo, sugere o Índice de Efetividade Comercial, que revela o bom ou mau aproveitamento de comércio, tendo Pernambuco como exportador e Portugal como importador. De acordo com esse método e tomando o ano de 2005, dentre os 25 setores que se apresentaram potencialmente capazes de exportar para Portugal, 17 revelaram-se subaproveitados. Os resultados indicam oportunidades para novos negócios entre exportadores pernambucanos e compradores portugueses, merecendo maior atenção por parte de empresários e tomadores de políticas comerciais.

PALAVRAS-CHAVE:

Comércio Exterior. Pernambuco. Portugal. Complementaridade. Efetividade.

Leonardo Ferraz Xavier

- Mestrando em Economia – Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE).

Robson Góes de Carvalho

- Mestre em Economia – PIMES/UFPE.

Alcides Jerônimo de Almeida Tenório Júnior

- Mestre em Economia – PIMES/UFPE;
- Professor convidado da Faculdade de Ciências da Administração de Pernambuco (FCAP)/ Universidade de Pernambuco (UPE).

Erick Soares de Sousa

- Mestre em Economia – PIMES/UFPE.

Ecio de Farias Costa

- Ph.D em Economia Agrícola pela Universidade da Geórgia (EUA);
- Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES);
- Bolsista de Produtividade em Pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

1 – INTRODUÇÃO

Historicamente, estudos sobre as exportações de um país, e até mesmo de uma região, demonstram que tal forma de comércio é responsável pela ocorrência de um impacto positivo sobre a renda e o emprego doméstico, contribuindo para um maior dinamismo da economia nacional ou regional. Corroborando esse argumento, entre os anos de 2000 e 2005, a cada unidade percentual de aumento das exportações brasileiras, verificou-se um crescimento médio de aproximadamente 0,25% do Produto Interno Bruto. (SIQUEIRA, 2006).

Siqueira (2006) argumenta que, no período 1998-2005, as participações das exportações sobre o Produto Interno Bruto (PIB) do Nordeste e do Brasil elevaram-se de 3,6% para 12,3% e 6,5% para 19,6%, respectivamente. Conclui-se, portanto, que as exportações tornaram-se mais importantes para o maior dinamismo da economia, uma vez que tais crescimentos foram muito significativos para esse intervalo de oito anos.

Não obstante, especificamente sobre a região Nordeste, percebe-se que as exportações de todos os estados elevaram-se no mesmo período, mesmo que a importância de tal comércio para o PIB dos estados seja bastante variada.

Nos últimos 15 anos, ainda segundo Siqueira (2006), as exportações nordestinas passaram por três situações distintas, ocorridas dentro dos seguintes períodos: uma primeira fase, entre os anos de 1991 e 1995, quando suas exportações sofreram uma considerável elevação, passando de US\$ 2,86 bilhões para US\$ 4,24 bilhões; uma segunda fase, entre 1996 e 1999, quando suas exportações apresentaram estagnação e até mesmo declínio, mesmo tendo ocorrido nesse período uma valorização da taxa de câmbio; e uma terceira fase, entre 2000 e 2005, quando as exportações da região sofreram um rápido crescimento em comparação aos anos anteriores. No último ano dessa série, em 2005, o valor das exportações totais do Nordeste foi equivalente a US\$ 10,55 bilhões.

Uma outra peculiaridade sobre as exportações do Nordeste brasileiro, observada por Siqueira (2006), é o fato de que as exportações dessa região para

o intervalo de anos estudados apresentaram-se concentradas em um reduzido número de grandes grupos econômicos. Para o ano de 2005, o autor observa que os 20 maiores exportadores¹ dessa região concentram mais de 37% de toda a pauta.

Quanto às características do comércio exterior do Estado de Pernambuco, segundo Hidalgo e Mata (2004), entre os anos de 1996 e 2002, verificou-se relativo fechamento às transações externas. A relação exportações/PIB do estado se apresentava muito abaixo das registradas para a região Nordeste, bem como para o Brasil. Nesse período, as exportações de Pernambuco apresentaram uma queda sobre seu valor absoluto da ordem de aproximadamente 7%, enquanto as exportações brasileiras se elevaram em 26,4%. Nem a desvalorização do real, a partir de janeiro de 1999, fez com que as exportações do estado se recuperassem. Em 2002, a participação do estado foi de apenas 0,53% do total exportado pelo país. Esse fraco desempenho pode ser explicado pelo não aproveitamento das vantagens competitivas regionais.

Outros fatores podem ajudar a explicar a fraca participação das exportações na economia de Pernambuco, dos quais podem ser citados a existência de uma forte concentração da pauta em poucos produtos primários, a baixa participação de produtos manufaturados, e a ausência de boas estratégias de inserção no comércio exterior.

Com relação à pauta exportadora de Pernambuco, segundo dados do Aliceweb, base de informações do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), observa-se que o açúcar permanece como o principal produto exportado. (BRASIL, 2007). De acordo com Hidalgo e Mata (2004), a concentração da pauta exportadora estadual pode ser verificada observando as participações dos capítulos da NCM².

¹ Petrobras, US\$ 1,658 bilhões; Braskem, US\$ 671 milhões; Caraibas, US\$ 431 milhões; Ford, US\$ 372 milhões; Aço Cearense, US\$ 84 milhões; Alcoa, US\$ 66 milhões; Bunge Fertilizantes, US\$ 64 milhões; Monsanto, US\$60 milhões; M. Dias Branco, US\$ 59,6 milhões; Deter Química, US\$ 56,7 milhões; Prime Tecnologia, US\$ 52,5 milhões; Rhodia-Ster, US\$ 51 milhões; Brastec, US\$ 48 milhões; Vicunha, US\$ 47 milhões; Bunge Alimentos, US\$ 46,9 milhões; CVRD, US\$ 46 milhões; Terphane, US\$ 38,9 milhões; Billiton, US\$ 38 milhões; Cargill, US\$ 37 milhões; e Continental, US\$ 36,9 milhões.

² Nomenclatura Comum do Mercosul que distingue, em diversos níveis de agregações, produtos e setores comercializados internacionalmente.

No ano de 2002, 70% do total das exportações do estado estavam concentrados nos capítulos “Açúcar”, “Frutas”, “Peixes e crustáceos” e “Máquinas e aparelhos elétricos”.

No tocante aos destinos das exportações de Pernambuco, em particular para os blocos econômicos, mais de 50% das exportações do estado são destinados para dois blocos de comércio: a União Europeia e o Nafta. A pequena participação de grandes mercados no destino das exportações pernambucanas, a exemplo do mercado chinês, é outra característica marcante. Por outro lado, vale destacar que a Rússia, por ser um grande importador de açúcar, revela-se como um importante destino na pauta do estado. (HIDALGO; MATA, 2004).

Nos últimos anos, entretanto, o quadro apresentou mudanças graduais, principalmente com relação à desconcentração da pauta exportadora, tendência verificada por Hidalgo e Mata (2004). Além disso, o desempenho exportador do estado foi equivalente a US\$ 482,91 milhões em 2004, US\$ 784,89 milhões em 2005 e US\$ 780,34 milhões em 2006. (BRASIL, 2007). Isso indica um forte indício de reversão da queda verificada desde 1997, que já diminuira 14% do total das exportações até 2002. O crescimento das exportações do estado entre os anos de 2002 e 2006 aproximou-se dos 244%.

Diante dessa realidade da economia estadual, entende-se que é importante que se façam sugestões quanto ao direcionamento de políticas que busquem a manutenção, ou até a melhoria dessa tendência de bom rendimento das exportações. Um desses meios é identificar parceiros potenciais de comércio. Para tanto, é importante considerarem-se tanto os fluxos de comércio quanto questões mais subjetivas, como história, proximidade cultural e idioma, por exemplo. Diante desse contexto, Portugal revela-se como um promissor parceiro comercial.

Com relação aos fluxos de comércio, Portugal teve um potencial importador, nos anos de 2004 a 2006, de aproximadamente 50 bilhões de euros anuais – dados colhidos no *site* do Instituto Nacional de

Estatística (2007). Silva (2002) confirma a tendência de estreitamento de relações entre Brasil e Portugal. Segundo o autor, de 1992 a 2002, verificou-se um expressivo crescimento das relações comerciais entre Brasil e Portugal, que passa a ser o segundo maior parceiro, não pertencente à União Europeia, ultrapassando até mesmo o Japão e alguns tradicionais parceiros europeus como Suíça e Noruega.

Quanto à proximidade cultural, segundo Silva (2002), o processo de aproximação econômica entre os países tem raízes profundas na globalização e regionalização em curso da economia mundial, que aproxima naturalmente os países que têm determinadas características comuns, como língua, história e afinidades culturais. Essa tendência é verificada pela maior aproximação das empresas de ambos os países, que, apesar das incertezas que envolvem o processo de globalização no futuro, parecem estar adaptando-se cada vez mais a esse contexto, o que resulta em uma maior proximidade entre os parceiros.

Silva (2002) ainda afirma que Brasil e Portugal têm muito a ganhar se mantiverem esse ritmo ascendente de crescimento em suas relações e souberem criar um ambiente favorável ao seu desenvolvimento.

Considerando as relações de Pernambuco e Portugal, percebe-se que, mesmo com a proximidade cultural entre os dois parceiros e a considerável tendência de expansão das exportações totais pernambucanas nos últimos anos, as relações do estado com esse país ainda não aproveitam oportunidades em sua plenitude, como será visto nas seções posteriores. Essa situação nos leva a buscar um entendimento quanto às causas do subaproveitamento das possíveis janelas comerciais e, principalmente, indicar quais seriam estas janelas.

No intuito de responder a essas indagações, fez-se necessário levantar a realidade das exportações de Pernambuco, das importações de Portugal, do comércio entre ambos, bem como do comércio global e dos competidores internacionais do estado.

O objetivo do presente trabalho é caracterizar os setores da pauta exportadora de Pernambuco segundo seu aproveitamento de comércio com Portugal. Para

Os capítulos da NCM terão significativa utilidade neste estudo e serão detalhados com maior profundidade na Seção 2. (“Notas Metodológicas”).

tanto, foi necessário verificar quais desses setores possuem Vantagens Comparativas Reveladas (VCR) e, ainda, analisar a potencialidade de comércio através da complementaridade (C) de todos eles. Por fim, um estudo da efetividade de comércio entre os parceiros foi realizado. As análises possibilitaram, portanto, indicar os setores que estão sendo subaproveitados na relação de comércio entre Pernambuco e Portugal.

Na Seção 2, “Notas Metodológicas”, serão descritos, de maneira resumida, os métodos utilizados para a obtenção e tratamento dos dados no nível de dois dígitos ou capítulos (em que são coincidentes a NCM – Nomenclatura Comum do Mercosul e o SH – Sistema Harmonizado) e, finalmente, para a estimativa e a posterior discussão dos resultados. Os seguintes tópicos são abordados: Vantagens Comparativas Reveladas, Complementaridade de Comércio e Efetividade de Comércio.

Na Seção 3, “Resultados”, três análises são apresentadas. A primeira diz respeito às Vantagens Comparativas Reveladas do Estado de Pernambuco, no intuito de observar os setores em que o estado se destaca frente aos seus concorrentes externos e internos. Outra análise é feita observando a composição da pauta de comércio entre Pernambuco e Portugal. Por fim, serão apresentadas as análises comparativas com respeito ao comércio potencial e ao efetivo, em que são sugeridos os setores caracterizados pelo subaproveitamento das relações comerciais entre os parceiros.

Posteriormente, são detalhadas as principais conclusões do artigo. Em anexo, são detalhados os capítulos que compõem a NCM e o SH, coincidentes no nível de agregação de dois dígitos.

2 – NOTAS METODOLÓGICAS

2.1 – Vantagens Comparativas Reveladas (VCRs)

Alguns índices foram formulados com a finalidade de procurar demonstrar diferenças entre as vantagens comparativas de setores exportadores de uma economia. O índice original, de Balassa (1965), mostrado também em Balassa (1977), é denotado por *Revealed Comparative Advantage* (RCA), ou seja, Vantagens Comparativas Reveladas (VCR), como

utilizado por Hidalgo e Mata (2004). Referido índice compara a participação de um determinado setor no portfólio total de exportações de um dado país (ou região), frente à participação, no contexto global, do mesmo setor no total de exportações de todos os setores.

Uma adaptação desse índice foi feita por Vollrath (1991), denotado por VCRv (Vantagens Comparativas Reveladas de Vollrath), sendo mais indicado nos casos em que é estudado um conjunto de países de referência de onde o exportador analisado encontra-se já contabilizado no montante do grupo e que pode ser considerado como representativo nesse contexto³. Assegure-se, portanto, a remoção de qualquer forma de dupla contagem do comércio destas regiões. Neste sentido, optou-se neste trabalho por utilizar esse segundo índice, pois se entende que qualquer remoção de dupla contagem é bem-vinda, e no caso em que a dupla contagem é considerada diminuta, o resultado passa a ser semelhante ao do índice original de Balassa.

Para o cálculo dos índices, foram considerados grupos dos maiores competidores internacionais (incluindo o restante do Brasil), para cada capítulo NCM/SH2. Tais grupos de países sempre corresponderam a uma fatia do mercado mundial maior que 80%.

O índice de Vollrath (VCRv) é escrito como a seguir:

$$VCR_{vi} = \frac{\left\{ \frac{X_{ij}}{\left(\sum_i X_{ij} \right) - X_{ij}} \right\}}{\left\{ \frac{\left(\sum_j X_{ij} \right) - X_{ij}}{\left[\left(\sum_j \sum_i X_{ij} \right) - \left(\sum_j X_{ij} \right) \right] - \left[\left(\sum_i X_{ij} \right) - X_{ij} \right]} \right\}} \quad (1)$$

em que:

X_{ij} são as exportações do setor i pelo país (região)

³ Um exemplo pode ser citado para a análise de blocos econômicos ou conjunto de países em que o impacto sobre o comércio mundial seria mais significativo, como mostram Bender e Li (2002).

$\sum_j X_{ij}$ é o total das exportações do país (região) j ;
 $\sum_j X_{ij}$ são as exportações do setor i de todos os países considerados
 $\sum_j \sum_i X_{ij}$ são as exportações totais de todos os países considerados.

Em alguns produtos ou capítulos pode ocorrer de o exportador considerado não estar dentro da região, ou área de comércio considerada – os grandes concorrentes, que representam 80% da fatia mundial. Neste caso, optou-se por utilizar uma adequação do VCR_{ij} , quando o Brasil não pertence ao grupo dos maiores exportadores mundiais. Neste sentido, sugere-se a utilização do VCR_i^* :

$$VCR_i^* = \frac{\left\{ \frac{X_{ij}}{\left(\sum_i X_{ij} \right) - X_{ij}} \right\}}{\left\{ \frac{\left(\sum_j X_{ij} \right)}{\left[\left(\sum_j \sum_i X_{ij} \right) - \left(\sum_j X_{ij} \right) \right]} \right\}} \quad (2)$$

Caso os índices de $VCR > 1$, então o país (região) j possui vantagem comparativa, para o setor i , sobre a média global; e se $VCR < 1$, o país (região) j passa a apresentar desvantagem comparativa para o setor, ou conjunto de setores i analisados. Neste sentido, quanto maiores os índices VCR , entende-se que maiores são as chances de j competir no mercado internacional.

Claro que, como em outras mensurações agregadas, esses índices apresentam algumas limitações. Segundo Bender e Li (2002), mudanças na vantagem comparativa revelada não podem precisar melhorias provenientes da adoção de políticas comerciais apropriadas.

Para o cálculo dos índices, o ano de referência utilizado foi 2005, visto que o banco de dados mundial

mais recente disponibiliza informações apenas para este ano. Referidos dados foram colhidos junto ao *United Nations Commodity Trade Statistics Databases (Comtrade/ONU)*, através do site Trademap (2007).

Cada um dos capítulos NCM/SH2 representa um setor para aplicação dos índices VCR_{ij} – expressão (1) –, e VCR_i^* – expressão (2) –, a depender da presença do Brasil como grande exportador. Os índices, portanto, permitirão verificar em que setores a economia pernambucana possui vantagens comparativas reveladas frente aos maiores exportadores mundiais de seus principais produtos (agrupados por capítulos NCM/SH2). Neste sentido, busca-se mostrar quais setores possuem uma participação nas exportações do estado acima da verificada para a média dos concorrentes. Seus respectivos valores foram confrontados para o ranqueamento dos capítulos com vantagens comparativas reveladas de Pernambuco.

2.2 – Exportações Gerais de Pernambuco e Específicas para Portugal

Os dados sobre as exportações de Pernambuco para todo o mundo foram obtidos segundo a NCM 8 dígitos, totalizando 1.268 produtos, que foram agregados em dois dígitos (idêntico ao SH2), gerando-se 96 capítulos, que vão de 01 a 97 (o capítulo 77 não foi preenchido nem na NCM, nem no SH). No caso específico das exportações para Portugal, os dados foram obtidos da mesma maneira, totalizando 184 produtos. Foram considerados os anos de 2004, 2005 e 2006. Os dados foram colhidos no site Brasil (2007), banco de informações do MDIC.

Os capítulos gerados tiveram significativa importância para a estimativa de índices de comércio e a comparação entre o comércio potencial e efetivo entre Pernambuco e Portugal, como será descrito adiante.

2.3 – Comparativo entre o Comércio Efetivo e o Potencial

Esta análise permite fornecer subsídios e um norteamento quanto ao real aproveitamento das “janelas” comerciais existentes entre o Estado de Pernambuco e Portugal. O comparativo, em especial, foi realizado tomando Pernambuco como exportador e Portugal como importador, ainda que o inverso também possa ser estudado.

Para comparação entre o potencial de comércio, foi utilizado o Índice de Complementaridade (C_{ij}), o qual analisa a coincidência entre oferta e demanda pelos produtos em questão. Esse índice leva em consideração, no contexto mundial, as vantagens comparativas do exportador e as desvantagens comparativas do importador. (CASTILHO, 2005). O cálculo é feito através do tradicional indicador de vantagens comparativas de Balassa (1963). Quanto maior for o valor do índice, mais elevada é a complementaridade entre os parceiros, esperando-se, portanto, um comércio mais amplo para o setor em questão. Importante lembrar que, devido às preferências comerciais, o comércio intrabloco deveria ser excluído do cálculo, mas, no caso deste trabalho, essa exclusão não se faz necessária.

O Índice de Complementaridade é calculado da seguinte maneira:

$$C_{ij}^s = \frac{\sum_s X_{iW}^s \sum_s M_{jW}^s}{\left(\frac{\sum_s M_{WW}^s}{\sum_s M_{WW}^s} \right)^2}$$

em que:

i – país exportador;

j – país importador;

W – mundo;

s – cada setor;

X_{iW}^s – representa, para cada setor s , as exportações do parceiro i para o mundo;

$\sum_s X_{iW}^s$ – exportações totais do parceiro i para o mundo;

M_{jW}^s – representa, para cada setor s , as importações do parceiro j advindas do mundo;

$\sum_s M_{jW}^s$ – importações totais do parceiro j advindas do mundo;

M_{WW}^s – representa, para cada setor s , as importações totais do mundo;

$\sum_s M_{WW}^s$ – total das importações mundiais.

A primeira parte do numerador representa, para cada setor, a proporção de suas exportações no total da pauta do parceiro i . A segunda parte representa, para o mesmo setor, a proporção de suas importações no total da pauta do parceiro j . O denominador da expressão representa, ainda para o mesmo setor, sua proporção no total das importações mundiais.

Vale destacar que, originalmente, o denominador representa a multiplicação da proporção das exportações do setor no total mundial pela proporção das importações do setor no total mundial. Como essas proporções são equivalentes, o denominador é elevado ao quadrado, o que também contribui para a normalização do índice.

Quanto maior o Índice de Complementaridade, para cada setor s , interpreta-se que é mais elevada a potencialidade de comércio entre os parceiros. Quando $C_{ij} > 1$, considera-se que há complementaridade entre ambos. Abaixo desse valor, entende-se que não há potencial de comércio entre os parceiros i e j .

Para se fazer uma comparação desses resultados de potencialidade frente ao comércio efetivo realizado entre os dois parceiros, sugere-se um novo índice, doravante denominado Índice de Efetividade Comercial. (EC_{ij})

Baseando-se no que indica Balassa (1963) ao sugerir o Índice de Complementaridade, buscou-se contemplar proporções exportadoras e importadoras para cada setor, tanto no numerador quanto no denominador, porém com um foco diferente. Agora, pretende-se estimar, para cada setor s , o comércio efetivo, tendo i como exportador e j como importador frente ao seu potencial.

O Índice de Efetividade Comercial é escrito da seguinte maneira:

$$EC_{ij}^s = \frac{\frac{X_{ij}^s}{\sum_s X_{ij}^s} \frac{M_{ji}^s}{\sum_s M_{ji}^s}}{\frac{X_{iW}^s}{\sum_s X_{iW}^s} \frac{M_{jW}^s}{\sum_s M_{jW}^s}}$$

em que:

i – país exportador;

j – país importador;

W – mundo;

s – cada setor;

X_{ij}^s – representa, para cada setor s , as exportações do parceiro i para o parceiro j ;

$\sum_s X_{ij}^s$ – exportações totais do parceiro i para o parceiro j ;

M_{ji}^s – representa, para cada setor s , as importações do parceiro j advindas do parceiro i ;

$\sum_s M_{ji}^s$ – importações totais do parceiro j advindas do parceiro i ;

X_{iW}^s – representa, para cada setor s , as exportações do parceiro i para o mundo;

$\sum_s X_{iW}^s$ – exportações totais do parceiro i para o mundo;

M_{jW}^s – representa, para cada setor s , as importações do parceiro j advindas do mundo;

$\sum_s M_{jW}^s$ – importações totais do parceiro j advindas do mundo;

A primeira parte do numerador representa, para cada setor, a proporção das exportações do parceiro i para j , frente à pauta total de i . A segunda parte representa, para o mesmo setor, a proporção das importações de j para i , frente à pauta total de j .

O denominador do índice também é composto por duas partes. A primeira representa, para cada setor, a proporção de suas exportações no total da pauta do parceiro i . A segunda parte representa, para o mesmo setor, a proporção de suas importações no total da pauta do parceiro j .

Como as duas partes do numerador são equivalentes, de forma semelhante ao que ocorreu no denominador do Índice de Complementaridade, optou-se por reescrever a expressão como a seguir:

$$EC_{ij}^s = \frac{\left(\frac{X_{ij}^s}{\sum_s X_{ij}^s} \right)^2}{\frac{X_{iW}^s}{\sum_s X_{iW}^s} \frac{M_{jW}^s}{\sum_s M_{jW}^s}}$$

Como os dados de exportação do Estado de Pernambuco com destino exclusivo para Portugal são facilmente obtidos no banco de dados do MDIC, disponível no *site* Brasil (2007), optou-se por escrever no numerador a proporção das exportações.

Quanto maior o Índice de Efetividade Comercial para cada setor s , entende-se que o comércio entre os parceiros é mais efetivo. Quando $EC_{ij}^s > 1$, considera-se que há superaproveitamento de comércio, dado seu potencial. Abaixo desse valor, entende-se que há subaproveitamento.

Munido dessas ferramentas de análise, torna-se possível caracterizar os setores segundo a potencialidade e a efetividade de comércio.

A partir dos índices C_{ij} , os 96 capítulos NCM/SH2 comercializáveis foram ordenados para a determinação daqueles com maior potencial de comércio entre os dois parceiros. Dois grupos foram obtidos: aqueles que possuem complementaridade e os demais que não possuem.

Aplicando-se o índice EC_{ij} , verificou-se os capítulos em que se percebe um suposto superaproveitamento comercial, ou seja, os setores que parecem ter comércio efetivo maior que o potencial. Quando o inverso é verificado, entende-se que há um subaproveitamento das transações do setor.

Vale lembrar que esses índices apresentam limitações, já que não levam em conta distorções ou nuances específicas do mercado, tais como acordos bilaterais e barreiras tarifárias e não-tarifárias.

Para o resultado dos índices, necessitou-se obter os valores das exportações de Pernambuco para o mundo e para Portugal (BRASIL, 2007), e os valores das importações gerais de Portugal – colhidos no *site* do Instituto Nacional de Estatística de Portugal

(INSTITUTO..., 2007), segundo a Nomenclatura Combinada (NC) para dois dígitos, a qual é coincidente nesse nível de agregação à NCM e ao SH. Por último, foram levantados os dados mundiais mais recentes para o comércio global de cada um dos capítulos NCM/SH2, através do *site* Trademap (2007), base de informações do *Comtrade*/ONU. Os dados se referem ao ano de 2005.

3 – RESULTADOS

3.1 – Vantagens Comparativas Reveladas das Exportações Pernambucanas

Nesta seção, pretende-se compreender o quão competitivo pode ser Pernambuco frente ao cenário internacional. Deve-se, portanto, investigar se o estado tem condições de ofertar seus produtos (segundo os capítulos NCM/SH2) para Portugal de forma competitiva, saciando assim parte da demanda desse país. Para tanto, uma das ferramentas mais utilizadas são os Índices de Vantagens Comparativas Reveladas (*VCRs*), de acordo com o exposto na Seção 2.1.

Para melhor compreensão dos *VCRs* dos diversos capítulos NCM/SH2 para as exportações do estado, ranquearam-se os índices maiores que 1, uma vez que esses indicariam os setores que mantêm vantagens frente aos concorrentes internacionais. Isso não quer dizer, porém, que produtos com $VCR < 1$ não possam ser comercializados com o exterior, pois acordos comerciais ou negociações entre empresas podem fazer com que esses setores possuam um bom nível de comércio efetivo.

Para a análise, foi considerado o ano de 2005, último ano de referência do banco de dados disponível no *site* Trademap (2007), base de dados *Comtrade*/ONU.

A Tabela 1 mostra que, do total de 96 capítulos, apenas 14 apresentam vantagens comparativas reveladas significativas frente aos competidores internacionais, o que totaliza praticamente 70% de toda a pauta estadual. Os mesmos capítulos (setores) representam no contexto das exportações

mundiais pouco mais de 8%, o que reforça a ideia da especialização de Pernambuco na produção e/ou comercialização de produtos incluídos nesses capítulos.

Como era de esperar, o capítulo 17 (Açúcares e produtos de confeitaria) desponta como primeiro colocado no *ranking* estadual, pois participa com mais de 25% da pauta para o ano de 2005, graças ao seu principal produto 17011100 (Açúcar de cana em bruto). Por outro lado, o mesmo capítulo representa apenas 0,28% da pauta da soma dos países competidores (incluindo o Brasil), o que mostra a grande especialização pernambucana na produção e, principalmente, na exportação do produto desse setor.

Na segunda posição, aparece o capítulo 08 (Frutas, cascas de cítricos e de melões), com 11,49% da pauta estadual. Dentre os principais produtos, destacam-se: 08061000 (Uvas frescas), 08045020 (Mangas frescas ou secas) e, um pouco após, 08071900 (Melões frescos). Nesse aspecto, vale ressaltar a importância da produção do Vale do São Francisco sobre esses valores.

Merecem também destaque: o capítulo 58 (Tecidos especiais; tecidos tufados; rendas; tapeçarias; passamanarias; bordados), com baixa participação na pauta do estado, ainda que apresente grande vantagem comparativa; o capítulo 03 (Peixes e crustáceos, moluscos e os outros invertebrados aquáticos); e o 40 (Borracha e suas obras), com bons índices VCR_{ij} e somando mais de 12% da pauta estadual de exportações.

Por fim, vale o adendo de que 30% das exportações restantes são distribuídos em 82 capítulos, o que reforça a ideia de concentração da pauta, citada anteriormente, ainda que em tendência decrescente.

3.2 – Exportações de Pernambuco para Portugal: Uma Análise Prospectiva

Como visto anteriormente, os estados nordestinos se caracterizam por uma pauta exportadora bastante concentrada. Na região, Pernambuco destaca-se como um dos estados que possui pauta de exportações mais ampla. Entretanto, quando

Tabela 1 – Análise das Vantagens Comparativas reveladas de Pernambuco – 2005

Capítulos NCM / SH2	Exportação geral de Pernambuco (%)	Exportação dos concorrentes (%)	Índice	Ranking
17	25,97	0,28	125,03	1
08	11,49	0,76	17,05	2
03	5,85	0,66	9,30	3
58	1,36	0,17	8,31	4
40	6,97	1,03	7,21	5
68	1,83	0,35	5,30	6
83	2,13	0,52	4,20	7
22	3,27	0,96	3,50	8
41	1,28	0,35	3,66	9
69	1,23	0,44	2,84	10
76	4,16	1,15	3,73	11
55	0,92	0,38	2,44	12
25	0,59	0,28	2,13	13
52	0,97	0,71	1,38	14
Total	68,02	8,03		

Fonte: Elaboração dos Autores, a Partir de Dados Colhidos no site Trademap (2007), base de dados Comtrade/ONU.

Se restringe a análise apenas às exportações destinadas a Portugal, verifica-se que 12 capítulos corresponderam a 98,81% do total exportado em 2004, 97,22% em 2005 e 98,31% em 2006. Ou, ainda, que apenas os quatro capítulos (setores) mais exportados somaram 92,61%, 86,16% e 73,76%, respectivamente, para os mesmos anos. Um resumo das participações e valores exportados por Pernambuco para Portugal encontra-se retratado na Tabela 2.

O capítulo 17 (Açúcares e produtos de confeitaria) participou com 67,62% em 2004, 47,49% em 2005 e 49,08% em 2006. Vale lembrar que, no estado, o produto 17011100 (Açúcar de cana em bruto) é responsável por toda a participação desse capítulo e, de maneira semelhante ao ocorrido para a pauta geral de exportações de Pernambuco, desponta como o principal capítulo em toda a composição, com valores de US\$ 10,46 milhões em 2004, US\$ 4,79 milhões em 2005 e US\$ 6,83 milhões em 2006, totalizando quase 60.000 toneladas exportadas durante os três anos analisados.

O segundo destaque é dado ao capítulo 08 (Frutas; cascas de cítricos e de melões), com participações de aproximadamente 13%, 19% e 15% do total exportado para Portugal, consecutivamente, para os anos de 2004, 2005 e 2006. Em 2004, especificamente, observa-se como produto mais comercializado no capítulo, o 08045020 (Mangas frescas ou secas) com um total de US\$ 1,77 milhão. O restante US\$ 0,21 milhão refere-se aos outros oito produtos comercializados deste capítulo, o que configura 2004 como o ano de maior diversificação de exportações de “Frutas; cascas de cítricos e de melões”, apesar da grande participação de “Mangas frescas ou secas”. Em 2005 as mangas somam praticamente toda a exportação desse capítulo, com US\$ 1,95 milhão exportado. Finalmente, em 2006, o mesmo produto representou 97,59% do total do capítulo e, somado ao produto 08061000 (Uvas frescas), totaliza as exportações do capítulo em US\$ 2,04 milhões. Isso demonstra, para esses anos, a grande concentração das exportações do capítulo 08 em um único produto, amplamente produzido no Vale do São Francisco.

Tabela 2 – Exportações de Pernambuco para Portugal, segundo os Capítulos NCM/SH2 – 2004-2006

Capítulos NCM / SH2	Valores das exportações								
	2004			2005			2006		
	US\$* 10001	R\$	%	US\$* 10001	US\$* 10001	%	US\$* 10001	R\$	%
03	154	451	1,00	142	142	1,40	356	774,14	2,56
07	37	109	0,24	81	81	0,80	205	445,43	1,47
08	1.981	5.795	12,86	1.954	1.954	19,33	2.036	4.428,99	14,64
17	10.463	30.614	67,92	4.793	4.793	47,40	6.825	14.850,63	49,08
25	4	12	0,03	148	148	1,46	134	292,60	0,97
39	21	61	0,13	164	164	1,62	253	550,75	1,82
41	283	828	1,84	255	255	2,52	717	1.560,12	5,16
52	224	655	1,45	151	151	1,49	224	486,79	1,61
62	79	232	0,51	179	179	1,77	67	146,14	0,48
64	1.488	4.354	9,66	1.376	1.376	13,61	602	1.309,00	4,33
85	335	979	2,17	588	588	5,82	794	1.728,00	5,71
99 ²	154	449	1,00				1.459	3.173,61	10,49
Outros	183	535	1,19	281	281	2,78	234	509,87	1,69
Total	15.405	45.073	100	10.111	10.111	100	13.905	30.256	100

Fonte: Elaboração dos Autores a Partir de Dados Colhidos no Site Brasil (2007), base de dados do MDIC.

1. Os valores obtidos em R\$ foram convertidos em US\$ através da taxa de câmbio nominal média respectiva para cada ano, para que os resultados não fossem viesados pelas variações do câmbio.

2. O capítulo 99 não é listado originalmente entre os 96 capítulos NCM/SH2, mas é considerado pelo governo brasileiro para representar o comércio de mercadorias especiais (doações, combustíveis de aeronaves etc.).

Outro importante capítulo é o 64, intitulado “Calçados, polainas e artefatos semelhantes, e suas partes”, responsável pela entrada de divisas da ordem de US\$ 1,49 milhão em 2004, US\$ 1,38 milhão em 2005, e US\$ 0,60 milhão em 2006, demonstrando significativa queda nas exportações desse setor. Mesmo diante desse cenário desfavorável, vale ressaltar a grande participação do produto 64061000 (Partes superiores de calçados e seus componentes), com participações anuais de 93%, 85% e 85% no capítulo, respectivamente, para os mesmos anos.

O quarto capítulo de destaque na pauta é o 85 (Máquinas, aparelhos e materiais elétricos...), que chegou a representar 5,82% da pauta para Portugal em 2005. O principal produto para todos os anos é o 85332110 (Resistências elétricas fixas, p/pot ≤ 20w, de fio), que responde por um montante de US\$ 1,48 milhão para a série analisada.

Interessante que se faça referência à participação do capítulo 99 (Mercadorias especiais), que, nesse

caso (Pernambuco x Portugal), atende unicamente pelo produto 99980202 (Consumo de bordo – qq.outra mercadoria p/aeronaves). Esse capítulo não participava da pauta no ano de 2004, passando para cerca de 1% em 2005 e 10,49% em 2006, tornando-se o terceiro produto mais exportado durante esse ano.

3.3 – Exportações de Pernambuco para Portugal: o Comércio Efetivo *Versus* o Comércio Potencial

Munido das informações obtidas nas seções anteriores sobre as vantagens comparativas reveladas de Pernambuco, bem como a composição da pauta específica para Portugal para o ano de 2005, busca-se agora verificar o aproveitamento de comércio entre esses parceiros. Para tanto, serão confrontados dados de comércio efetivamente realizado, estimados através do Índice de Efetividade Comercial (EC_{ij}), proposto no item 3.3., com dados de comércio potencial entre ambos, estimados através do Índice de Complementaridade (C_{ij}), comentado na mesma seção.

Como descrito anteriormente, o Índice de Complementaridade leva em conta os potenciais exportador de Pernambuco, importador de Portugal e de comércio do resto do mundo, para cada capítulo analisado. Por outro lado, o Índice de Efetividade Comercial considera o comércio efetivamente realizado frente ao potencial dos dois parceiros.

A Tabela 3 apresenta os Índices de Complementaridade maiores que 1, ou seja, os valores que revelam potencial de comércio mútuo. Eles foram obtidos para os capítulos integrantes da pauta exportadora de Pernambuco para o mundo (para aqueles que Pernambuco não exporta para Portugal, o índice é nulo). A tabela ordena os setores segundo seu nível de complementaridade e os caracteriza com relação à efetividade comercial. O *status* de cada setor foi indicado pelo índice EC_{ij} , denotando:

- Superaproveitamento, o que caracteriza os setores que estão sendo bem aproveitados em termos efetivos frente ao potencial;
- Subaproveitamento, o que caracteriza os setores que não estão sendo aproveitados em termos efetivos frente ao que potencialmente poderia ser realizado.

Primeiramente, destacam-se os capítulos que são superaproveitados. Neste caso, os itens 17 (Açúcares e produtos de confeitaria) e 08 (Frutas; cascas de cítricos e de melões), que já apresentavam as maiores *VCRs* do estado e os maiores montantes de comércio mútuo, apresentam os dois maiores índices de complementaridade, mostrando que a demanda portuguesa pode ser bem atendida pela grande oferta pernambucana. Ainda vale citar que as exportações dos itens desses capítulos para Portugal encontram-se acima da proporção média das exportações gerais do estado, sugerindo que esta janela comercial está sendo muito bem aproveitada. O mesmo acontece, ainda que em menor intensidade (por representar cerca de 1,3% do comércio do estado), com o capítulo 41 (Peles, exceto a peleteria – peles com pêlo – e couros), que apresenta altos valores dos índices C_{ij} e EC_{ij} .

Dos 25 capítulos com complementaridade comercial acima da média mundial ($C_{ij} > 1$), oito demonstram um superaproveitamento do comércio

entre o Estado de Pernambuco e Portugal, visto que apresentam $EC_{ij} > 1$. Baseando-se na metodologia utilizada, os valores apresentados sugerem que o estado desempenhou em 2005 um papel exportador superior ao esperado para esses capítulos.

Alguns casos especiais de superaproveitamento, como mostra a Tabela 4, também foram constatados. Neles, apesar da complementaridade apresentar-se muito baixa, o índice de efetividade comercial sempre foi maior que 1, chegando em alguns casos a valores consideravelmente elevados. Isso ocorre em itens que apresentam participação muito pouco significativa tanto na pauta de exportação geral de Pernambuco quanto na de importação geral de Portugal. Entretanto, são relativamente representativos na pauta específica de comércio entre esses dois parceiros. São os casos dos capítulos 62 (Vestuário e seus acessórios, exceto de malha), 06 (Plantas vivas e produtos de floricultura), e 56 (Pastas, feltros e falsos tecidos; fios especiais; cordéis, cordas e cabos; artigos de cordoaria). Os demais itens da Tabela 4 enquadraram-se nesses casos especiais por possuírem proporções muito baixas tanto de comércio geral quanto específico (Pernambuco-Portugal) e qualquer discrepância entre seus valores pôde ser captada pelos índices – não representam, assim, casos a serem destacados.

Porém, a análise mais relevante para o presente estudo é a procura pelos maus desempenhos frente às grandes oportunidades. Ou seja, aquelas ocasiões em que a complementaridade é observada e o comércio efetivo não é correspondido. Na análise para o ano de 2005, descritos na Tabela 3, foram identificados 17 capítulos subaproveitados. Neste sentido, quase 70% dos capítulos que apresentam complementaridade estão de alguma forma deixando de aproveitar seu papel como exportador para Portugal.

Dentre os capítulos que são comercializados, seis grupos com características distintas são identificados:

- alta complementaridade e proporção de exportação de Pernambuco para Portugal não tão alta – caso do item 03 (Peixes e crustáceos, moluscos e os outros invertebrados aquáticos);

Tabela 3 – Comparativo entre o Comércio Potencial e o Comércio Efetivo de Pernambuco (Exportador) e Portugal (Importador) – 2005

Capítulos NCM / SH2	Proporções do Comércio				Índice C	Índice EC	Status
	Importação geral Mundo (%)	Importação geral Portugal (%)	Exportação geral Pernambuco (%)	Exportação Pernambuco p/ Portugal (%)			
17	0,24	0,42	25,97	47,40	182,50	206,23	SUPER
08	0,21	0,28	11,49	19,33	35,05	38,53	SUPER
03	0,61	2,11	5,85	1,40	33,63	0,16	SUB
58	0,10	0,14	1,36		19,83		SUB
41	0,25	0,65	1,28	2,52	13,97	7,59	SUPER
40	0,99	1,22	6,97	0,00	8,62	0,00	SUB
68	0,28	0,35	1,83		8,37		SUB
83	0,37	0,43	2,13	0,00	6,64	0,00	SUB
22	0,58	0,65	3,27	0,28	6,27	0,04	SUB
76	1,00	1,46	4,16	0,00	6,10	0,00	SUB
69	0,29	0,41	1,23	0,12	5,82	0,03	SUB
52	0,42	1,05	0,97	1,49	5,65	2,18	SUPER
55	0,27	0,43	0,92		5,57		SUB
05	0,05	0,07	0,08	0,00	2,16	0,00	SUB
25	0,32	0,37	0,59	1,46	2,15	9,71	SUPER
73	1,65	1,70	3,22	0,04	2,02	0,00	SUB
20	0,30	0,33	0,52	0,37	1,90	0,79	SUB
34	0,29	0,54	0,29		1,85		SUB
07	0,33	0,45	0,41	0,80	1,66	3,42	SUPER
39	3,28	3,54	4,88	1,62	1,61	0,15	SUB
18	0,21	0,28	0,24		1,49		SUB
64	0,70	0,85	0,85	13,61	1,48	254,94	SUPER
61	1,20	1,31	1,44	0,11	1,29	0,01	SUB
70	0,46	0,69	0,35	0,71	1,16	2,06	SUPER
72	2,86	3,46	2,69	0,01	1,14	0,00	SUB
Total	17,26	23,20	82,98	91,29			

Fonte: Elaboração dos Autores a Partir de Dados Colhidos nos Sites Trademap (2007); Brasil (2007) e Instituto... (2007).

Observação: Os setores que não possuem comércio entre Pernambuco e Portugal não apresentam valor de EC_{ij} . Nos casos em que $EC_{ij} = 0,00$, seu valor é praticamente insignificante, ainda que exista comércio mútuo.

- alta complementaridade e ínfima proporção de exportação de Pernambuco para Portugal – caso dos itens 40 (Borracha e suas obras), 83 (Obras diversas de metais comuns), 22 (Bebidas, líquidos alcoólicos e vinagres), 76 (Alumínio e suas obras), e 69 (Produtos cerâmicos);
- alta complementaridade e exportações nulas – caso dos itens 58 (Tecidos especiais, tecidos tufados, rendas, tapeçarias, passamanaria, bordados), 68 (Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica ou de matérias semelhantes) e 55 (Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas);
- complementaridade não tão alta e proporção de exportação de Pernambuco para Portugal não tão alta – caso do item 39 (Plásticos e suas obras);
- complementaridade não tão alta e ínfima proporção de exportação de Pernambuco para Portugal – caso dos itens 05 (Outros produtos de origem animal...), 73 (Obras de ferro fundido, ferro ou aço), 20 (Preparações de produtos hortícolas, de

Tabela 4 – Comparativo dos Casos Especiais entre o Comércio Potencial e o Comércio Efetivo de Pernambuco (Exportador) e Portugal (Importador) – 2005

Capítulos NCM / SH2	Proporções do Comércio				Índice C	Índice EC	Status
	Importação geral Mundo (%)	Importação geral Portugal (%)	Exportação geral Pernambuco (%)	Exportação Pernambuco p/ Portugal (%)			
62	1,40	1,38	0,13	1,77	0,09	16,78	SUPER
06	0,13	0,16	0,01	0,16	0,06	22,98	SUPER
56	0,13	0,12	0,00	0,31	0,03	181,02	SUPER
11	0,08	0,06	0,00	0,03	0,01	13,61	SUPER
44	1,02	1,03	0,01	0,08	0,01	1,03	SUPER
97	0,13	0,10	0,00	0,01	0,00	5,20	SUPER
54	0,32	0,55	0,00	0,01	0,00	1,38	SUPER
66	0,02	0,02	0,00	0,00	0,00	2,16	SUPER
Total	3,24	3,42	0,15	2,36			

Fonte: Elaboração dos Autores a Partir de Dados Colhidos nos Sites Trademap (2007); Brasil (2007) e Instituto... (2007).

frutas ou de outras partes de plantas), 61 (Vestuário e seus acessórios de malha) e 72 (Ferro fundido, ferro e aço);

- complementaridade não tão alta e exportações nulas – caso dos itens 34 (Sabões, agentes orgânicos de superfície, preparações para lavagem, preparações lubrificantes, ceras artificiais, ceras preparadas, produtos de conservação e limpeza, velas e artigos semelhantes, massas ou pastas para modelar, ‘ceras’ para dentistas...) e 18 (Cacau e suas preparações).

Esses são os capítulos cujos produtos merecem uma maior atenção por parte dos empresários e tomadores de políticas comerciais, pois, segundo essa análise de índices, representariam as maiores oportunidades para novos negócios entre exportadores pernambucanos e compradores portugueses.

Vale lembrar que outros 33 setores apresentam não-complementaridade e subaproveitamento comercial. Isso mostra, segundo os índices, que o comércio efetivo é ainda mais baixo que o já ínfimo comércio potencial. Os 30 capítulos restantes não possuem comércio efetivo nem complementaridade de comércio. Todos esses setores configuram-se como aqueles que não teriam condições de alavancagem comercial.

4 – CONCLUSÕES

As análises do presente trabalho objetivaram caracterizar o comércio entre Pernambuco e Portugal. Além de definir a composição da pauta de exportações do estado com destino a esse país, informações colhidas através de fontes nacionais e internacionais foram levantadas e aplicadas segundo índices de comércio, revelando que as relações entre esses parceiros ainda não foram bem aproveitadas.

Com relação à composição da pauta de exportações de Pernambuco para Portugal, observou-se que ela, para os anos de 2004 a 2006, encontrava-se bastante concentrada, o que é característica, inclusive, da pauta geral de exportações do estado. Os itens de maior destaque dizem respeito ao capítulo 17 (Açúcares e produtos de confeitaria) e ao 08 (Frutas; cascas de cítricos e de melões).

Quanto à análise das vantagens comparativas reveladas do Estado de Pernambuco, observou-se que, para o ano de 2005, 14 setores apresentaram vantagem de comércio sobre seus concorrentes internos e externos ($VCRs > 1$).

Segundo a metodologia proposta e utilizando informações para o ano de 2005, identificaram-se janelas de mercado entre Pernambuco (exportador) e Portugal (importador). Para tanto, utilizou-se o

Índice de Complementaridade (C_{ij}) para identificar os setores com potencialidade de comércio entre os parceiros. Posteriormente, sugeriu-se o Índice de Efetividade Comercial (EC_{ij}) para confrontar o comércio potencial com o efetivo.

Dentro desse contexto, ainda que Pernambuco apresente 14 setores com $VCR_s > 1$ (indicando vantagens de comércio sobre seus concorrentes) e, além disso, 25 sejam complementares com relação a Portugal ($C_{ij} > 1$, indicando que, nesses setores, há um potencial para que a demanda portuguesa seja suprida pela oferta pernambucana), apenas oito setores foram bem aproveitados na relação de comércio entre esses parceiros no ano de 2005.

Neste sentido, dentre os 25 setores que se apresentaram potencialmente capazes de ser exportados para Portugal, 17 revelaram-se subaproveitados (valores $EC_{ij} < 1$). Assim, de alguma forma, esses setores deixaram de aproveitar seu papel como exportador para aquele país. Referidos casos dizem respeito aos capítulos 03, 05, 18, 20, 22, 34 39, 40, 55, 58, 61, 68, 69, 72, 73, 76 e 83, conforme a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), coincidente com o Sistema Harmonizado (SH/2), que se encontra em Anexo.

Essas análises revelam importantes características quanto à verificação de um bom ou mau aproveitamento do comércio entre Pernambuco e Portugal. Entretanto, algumas limitações se devem ao nível de agregação utilizado (NCM 2 dígitos / SH2), visto que reúne diversos produtos em um único capítulo. Neste sentido, dificulta-se a distinção dos produtos que contribuem efetivamente para os resultados obtidos.

Além disso, o trabalho não determina as causas dos resultados obtidos, uma vez que podem ser de ordem político-comercial, a exemplo de barreiras tarifárias e não-tarifárias, preferências comerciais, além de possíveis linhas de apoio à exportação de determinados produtos, bem como por fatores de ordem empresarial, a exemplo de contratos firmados entre empresas, ou até mesmo devido ao comércio intraempresarial.

De qualquer forma, a análise realizada revela possibilidades interessantes, além de esclarecimentos prévios sobre grupos de produtos que podem servir como base para estudos futuros com um nível de agregação menor e, inclusive, analisando-se a relação comercial entre outros parceiros.

ABSTRACT

This study characterizes the sectors of the lists of products exported of Pernambuco according to his utilization of commerce with Portugal. For the identification of the sectors, were taken as reference the chapters of the Common Nomenclature of the Mercosul (NCM) and of the Harmonized System (HS) that are coincidental to the level of two digits. It verifies in which sectors Pernambuco possessed comparative advantage, identified by the index of Comparative Advantage Revealed (CAR); and still, which present potential of commerce with Portugal, identified through the Index of Complementary (Cij). For the confrontation of the potential commerce with the effective, suggested itself an Index of Commercial Effectiveness (ECij) that reveals the good or bad utilization of trade, having Pernambuco as exporter and Portugal as importer. According to that method and taking the year of 2005, among the 25 sectors that were presented potentially capable of export to Portugal, 17 were subutilized. The results indicate opportunities for new business between Pernambuco exporters and Portuguese buyers, deserving bigger attention on the part of businessmen and commercial policy makers.

KEY WORDS:

Exterior Trade. Pernambuco. Portugal. Complementary. Effectiveness.

REFERÊNCIAS

BALASSA, B. **The theory of economic integration**. Illinois: Homewood, 1963.

_____. **Revealed comparative advantage revisited**. Manchester: Manchester School, 1977.

_____. **Trade liberalization and revealed comparative advantage**. Manchester: Manchester School, 1965.

BENDER, S.; LI, K-W. The changing trade and revealed comparative advantages of Asian and Latin American manufacture exports. Yale: Yale University, 2002. (Economic Growth Center Discussion Paper Series, n. 843).

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Aliceweb**. Disponível em: <<http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br/default.asp>>. Acesso em: abr. 2007.

CASTILHO, M. R. Acordo de livre comércio com a UE: a vulnerabilidade dos produtos industriais produzidos pelo Mercosul à competição europeia. **Nova Economia**, Belo Horizonte, ed. 15, n. 2, p.153-182, maio/ago. 2005.

HIDALGO, A. B.; MATA, D. F. P. G. Exportação do Estado de Pernambuco: concentração, mudança na estrutura e perspectivas. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 35, n. 2, 2004, p. 264-283.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA (Portugal). Disponível em: <<http://www.ine.pt/>>. Acesso em: mar. 2007.

SILVA, J. R. **Portugal/Brasil: uma década de expansão das relações econômicas, 1992-2002: questões de economia**. Lisboa: Terramar, 2002. 278 p.

SIQUEIRA, T. V. Comércio internacional: oportunidades para o desenvolvimento regional. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 25, p. 115-154, jun. 2006.

TRADEMAP. Disponível em: <[http://www.braziltradenet.gov.br/\(link Trademap\)](http://www.braziltradenet.gov.br/(link%20Trademap))>. Acesso em: abr. 2007.

VOLLRATH, T. L. A theoretical evaluation of alternative trade intensity measures of revealed comparative advantage. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 127, n. 2, p. 265-280, 1991.

Recebido para publicação em: 29.01.2008

ANEXO

Códigos	Capítulos	Continua
01	Animais vivos	
02	Carnes e miudezas, comestíveis	
03	Peixes e crustáceos, moluscos e os outros invertebrados aquáticos	
04	Leite e laticínios; ovos de aves; mel natural; produtos comestíveis de origem animal, não especificados nem compreendidos em outros capítulos	
05	Outros produtos de origem animal, não especificados nem compreendidos em outros capítulos	
06	Plantas vivas e produtos de floricultura	
07	Produtos hortícolas, plantas, raízes e tubérculos, comestíveis	
08	Frutas; cascas de cítricos e de melões	
09	Café, chá, mate e especiarias	
10	Cereais	
11	Produtos da indústria de moagem; malte; amidos e féculas; inulina; glúten de trigo	
12	Sementes e frutos oleaginosos; grãos, sementes e frutos diversos; plantas industriais ou medicinais; palhas e forragens	
13	Gomas, resinas e outros sucos e extratos vegetais	
14	Matérias para entrançar outros produtos de origem vegetal, não especificados nem compreendidos em outros capítulos	
15	Gorduras e óleos animais ou vegetais; produtos da sua dissociação; gorduras alimentares elaboradas; ceras de origem animal ou vegetal	
16	Preparações de carne, de peixes ou de crustáceos, de moluscos ou de outros invertebrados aquáticos	
17	Açúcares e produtos de confeitaria	
18	Cacau e suas preparações	
19	Preparações à base de cereais, farinhas, amidos, féculas ou de leite; produtos de pastelaria	
20	Preparações de produtos hortícolas, de frutas ou de outras partes de plantas	
21	Preparações alimentícias diversas	
22	Bebidas, líquidos alcoólicos e vinagres	
23	Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais	
24	Fumo (tabaco) e seus sucedâneos manufaturados	
25	Sal; enxofre; terras e pedras; gesso, cal e cimento	
26	Minérios, escórias e cinzas	
27	Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras	
28	Produtos químicos inorgânicos; compostos inorgânicos ou orgânicos de metais preciosos, de elementos radioativos, de metais das terras raras ou de isótopos	
29	Produtos químicos orgânicos	
30	Produtos farmacêuticos	
31	Azubos ou fertilizantes	
32	Extratos tanantes e tintoriais; taninos e seus derivados; pigmentos e outras matérias corantes; tintas e vernizes; mástiques; tintas de escrever	
33	Óleos essenciais e resinóides; produtos de perfumaria ou de toucador preparados e preparações cosméticas	
34	Sabões, agentes orgânicos de superfície, preparações para lavagem, preparações lubrificantes, ceras artificiais, ceras preparadas, produtos de conservação e limpeza, velas e artigos semelhantes, massas ou pastas para modelar, "ceras" para dentistas e	

Quadro A1 – Itens da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), Coincidentes com o Sistema Harmonizado (SH) – Nível de Dois Dígitos

Fonte: Brasil (2007) do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC) e Instituto Nacional de Estatística de Portugal (INE).

Códigos	Capítulos	Continua
35	Matérias albuminóides; produtos à base de amidos ou de féculas modificados; colas; enzimas	
36	Pólvoras e explosivos; artigos de pirotecnia; fósforos; ligas pirofóricas; matérias inflamáveis	
37	Produtos para fotografia e cinematografia	
38	Produtos diversos das indústrias químicas	
39	Plásticos e suas obras	
40	Borracha e suas obras	
41	Peles, exceto a peleteria (peles com pêlo*), e couros	
42	Obras de couro; artigos de correio ou de seleiro; artigos de viagem, bolsas e artefatos semelhantes; obras de tripa	
43	Peleteria (peles com pêlo*) e suas obras; peleteria (peles com pêlo*) artificial	
44	Madeira, carvão vegetal e obras de madeira	
45	Cortiça e suas obras	
46	Obras de espartaria ou de cestaria	
47	Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas)	
48	Papel e cartão; obras de pasta de celulose, de papel ou de cartão	
49	Livros, jornais, gravuras e outros produtos das indústrias gráficas; textos manuscritos ou datilografados, planos e plantas	
50	Seda	
51	Lã, pêlos finos ou grosseiros; fios e tecidos de crina	
52	Algodão	
53	Outras fibras têxteis vegetais; fios de papel e tecidos de fios de papel	
54	Filamentos sintéticos ou artificiais	
55	Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas	
56	Pastas ("ouates"), feltros e falsos tecidos; fios especiais; cordéis, cordas e cabos; artigos de cordoaria	
57	Tapetes e outros revestimentos para pavimentos, de matérias têxteis	
58	Tecidos especiais; tecidos tufados; rendas; tapeçarias; passamanarias; bordados	
59	Tecidos impregnados, revestidos, recobertos ou estratificados; artigos para usos técnicos de matérias têxteis	
60	Tecidos de malha	
61	Vestuário e seus acessórios, de malha	
62	Vestuário e seus acessórios, exceto de malha	
63	Outros artefatos têxteis confeccionados; sortidos; artefatos de matérias têxteis, calçados, chapéus e artefatos de uso semelhante, usados; trapos	
64	Calçados, polainas e artefatos semelhantes, e suas partes	
65	Chapéus e artefatos de uso semelhante, e suas partes	
66	Guarda-chuvas, sombrinhas, guarda-sóis, bengalas, bengalas-assentos, chicotes, rebenques e suas	
67	Penas e penugem preparadas, e suas obras; flores artificiais; obras de cabelo	
68	Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica ou de matérias semelhantes	
69	Produtos cerâmicos	
70	Vidro e suas obras	
71	Pérolas naturais ou cultivadas, pedras preciosas ou semipreciosas e semelhantes, metais preciosos, metais folheados ou chapeados de metais preciosos, e suas obras; bijuterias; moedas	
72	Ferro fundido, ferro e aço	
73	Obras de ferro fundido, ferro ou aço	
74	Cobre e suas obras	

Quadro A1 – Itens da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), Coincidentes com o Sistema Harmonizado (SH) – Nível de Dois Dígitos

Fonte: Brasil (2007) do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC) e Instituto Nacional de Estatística de Portugal (INE).

Códigos	Capítulos	Conclusão
75	Níquel e suas obras	
76	Alumínio e suas obras	
78	Chumbo e suas obras	
79	Zinco e suas obras	
80	Estanho e suas obras	
81	Outros metais comuns; ceramais ("cermets"); obras dessas matérias	
82	Ferramentas, artefatos de cutelaria e talheres, e suas partes, de metais comuns	
83	Obras diversas de metais comuns	
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes	
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e	
86	Veículos e material para vias férreas ou semelhantes, e suas partes; aparelhos mecânicos (incluídos os eletromecânicos) de sinalização para vias de comunicação	
87	Veículos automóveis, tratores, ciclos e outros veículos terrestres, suas partes e acessórios	
88	Aeronaves e aparelhos espaciais, e suas partes	
89	Embarcações e estruturas flutuantes	
90	Instrumentos e aparelhos de óptica, fotografia ou cinematografia, medida, controle ou de precisão; instrumentos e aparelhos médico-cirúrgicos; suas partes e acessórios	
91	Aparelhos de relojoaria e suas partes	
92	Instrumentos musicais; suas partes e acessórios	
93	Armas e munições; suas partes e acessórios	
94	Móveis; mobiliário médico-cirúrgico; colchões, almofadas e semelhantes; aparelhos de iluminação não especificados nem compreendidos em outros capítulos; anúncios, cartazes ou tabuletas e placas indicadoras luminosas, e artigos semelhantes; construção	
95	Brinquedos, jogos, artigos para divertimento ou para esporte; suas partes e acessórios	
96	Obras diversas	
97	Objetos de arte, de coleção e antiguidades	
99	Transações especiais	

Quadro A1 – Itens da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), Coincidentes com o Sistema Harmonizado (SH) – Nível de Dois Dígitos

Fonte: Brasil (2007) do Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC) e Instituto Nacional de Estatística de Portugal (INE).

Impacto do Aumento da Cobertura do Programa Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre a Pobreza e a Desigualdade entre o Grupo de Idosos e os Elegíveis não Atendidos¹

RESUMO

Simula e avalia o impacto da eliminação da demanda a descoberto (idosos elegíveis, mas ainda não atendidos) pelo Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre indicadores de pobreza e desigualdade, com informações da PNAD de 2005. Para isso, faz microsimulações contrafactuais. A partir dos resultados encontrados, verifica que a eliminação simulada da demanda a descoberto tem impacto não desprezível sobre a extrema pobreza da população total e atesta para a eficiência do BPC em retirar os idosos dessa situação. A relevância da eliminação da demanda a descoberto é ainda maior quando utiliza o enfoque regional, tendo impacto mais pronunciado sobre a extrema pobreza dos idosos nordestinos, além de possibilitar a cerca de 1/4 dos idosos carentes não-atendidos residentes no sudeste transpor a linha de pobreza. Constata uma redução mais expressiva da desigualdade entre os idosos com demanda a descoberto no Centro-Oeste. O BPC, portanto, pode ser um importante instrumento de minoração das assimetrias socioeconômicas inter e intrarregionais, especialmente na população idosa.

PALAVRAS-CHAVE:

BPC. Simulação Contrafactual. Idoso. Pobreza. Assimetria Regional.

Gilvan Ramalho Guedes

- Doutorando em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG);
- *Research Scholar* do *Anthropological Center for Training and Research on Global (ACT)* do Departamento de Antropologia da *Indiana University at Bloomington (EUA)*;
- Pesquisador Associado do Laboratório de Planejamento Urbano e Regional da Universidade do Vale do Paraíba (UNIVAP-SP);
- Especialista em Gestão Estratégica em Finanças pelo Centro Universitário Newton Paiva (MG);
- Graduação em Ciências Econômicas pelo Centro Universitário Newton Paiva, de Belo Horizonte (MG).

Taiana Fortunato Araújo

- Mestre em Economia (Cedeplar/UFMG);
- Professora da Escola de Governo (EG) da Fundação João Pinheiro (FJP-MG);
- Empreendedora Pública—Programa Estado para Resultados, em exercício no Centro de Estudos de Políticas Públicas (CEPP) da FJP-MG;
- Analista Executivo em Metrologia e Qualidade pelo INMETRO

¹Trabalho apresentado no XII Encontro Regional de Economia (ANPEC Nordeste).

1 – INTRODUÇÃO

O Brasil está entre os países mais ricos do mundo, sendo que 75% da população mundial vivem em países com renda *per capita* inferior à brasileira. Todavia, o grau de pobreza no país é significativamente superior ao observado nos demais com renda *per capita* similar à brasileira. (SIMÃO, 2004). Como não se pode considerar o Brasil um país pobre, mas sim um país de muitos pobres, como afirma Barros et al. (2000a), é na enorme e perversa desigualdade de renda nacional que reside a razão dos elevados índices de pobreza que afligem a sociedade, uma vez que a renda média brasileira é significativamente superior à linha de pobreza (aproximadamente três vezes superior), o que permite associar a pobreza à concentração de renda. (BARROS et al., 2000 a,b; FERREIRA; LEITE; LITCHFIELD, 2006).

Entretanto, o cenário da pobreza e desigualdade no Brasil é heterogêneo, com alguns estados muito ricos e extremamente desiguais e outros pobres, com diferentes graus de desigualdade. Para o ano de 2005, o Brasil possuía uma renda domiciliar *per capita* média de R\$ 436,29, embora a renda do Nordeste (R\$ 246,98) fosse menos que a metade da renda média do Sudeste (R\$ 540,88). Essa enorme assimetria na distribuição da renda domiciliar *per capita* no Brasil refletiu-se nos indicadores de pobreza, com mais da metade da população nordestina classificada como pobre (53,87%). No Sudeste, em contraste, essa proporção não ultrapassa os 20%, apesar de ser ainda elevada em comparação com os padrões internacionais. No que concerne à desigualdade de renda, as assimetrias regionais são menos proeminentes – ver Tabela A1.

A incidência da pobreza entre idosos, em comparação com a população total, chega a ser quase quatro vezes inferior em todas as macrorregiões do Brasil, com as demais medidas de pobreza (P_1 e P_2) apresentando o mesmo padrão. No que concerne à desigualdade de renda, também se observa uma menor desigualdade no grupo de idosos, podendo ser consequência da maior dependência dos idosos de rendas advindas

do governo, o que leva, entre eles, a uma maior homogeneidade da pobreza – ver Tabelas A1 e A2.

O grupo de idosos possui características específicas, decorrentes da discriminação e de suas dificuldades fisiológicas que os levam a ter uma diferente inserção e permanência no mercado de trabalho. A forma de fundar as despesas, advindas de sua estrutura de gastos, mais volátil em razão de dispêndios inesperados com saúde, advém, entre os mais pobres, principalmente de pensões da Previdência Social e de demais programas de transferência de renda e benefício assistencial do governo.

O Benefício de Prestação Continuada (BPC), considerado um programa de proteção social básica do governo, representa um importante instrumento para a redução da desigualdade e da pobreza na população idosa carente, por beneficiar com um salário mínimo todas as pessoas de 65 anos e mais de idade com renda familiar *per capita*² abaixo de $\frac{1}{4}$ do salário mínimo vigente, desde que não recebam aposentadoria da Previdência Social.

Frente à acentuada assimetria regional, pretende-se analisar o impacto da melhora da cobertura do programa BPC para todos os idosos elegíveis e não atendidos, que aqui denominamos de demanda a descoberto, sobre os indicadores de pobreza e desigualdade, tanto para a população em seu conjunto quanto para dois grupos específicos: o total de idosos (classificados ou não como pobres) e os que se inserem na categoria de descoberto. A opção por nomear os idosos elegíveis que não estavam recebendo o benefício assistencial em 2005 de demanda a descoberto ao invés de demanda insatisfeita deve-se ao fato de não termos acesso a um quesito que inquirisse sobre se o idoso procurou receber o benefício e não conseguiu, ou, pelo menos, que sabia do programa e tinha intenção em se beneficiar.

2 Na nossa análise, adotamos como *proxy* da renda familiar *per capita*, a renda domiciliar *per capita*, apesar de estarmos incorrendo no viés de considerar na nossa unidade de análise diferentes famílias pertencentes ao mesmo domicílio. O conceito de domicílio do IBGE está mais próximo da definição de família para efeitos de revisão anterior a 1997. No entanto, não foi possível usar o novo conceito de família devido à ausência de relações de parentesco mais detalhadas do que as existentes no questionário da PNAD.

Acreditamos que a supressão dessa demanda pode ter impactos diferenciados sobre os indicadores de pobreza e desigualdade, pois as unidades geográficas possuem diferentes tamanhos de família e de número de pessoas elegíveis não-beneficiadas.

Além desta introdução, apresentamos, na seção 2, as características do programa de assistência analisado (BPC). Na seção 3, discutimos a estratégia empírica a ser adotada no presente trabalho: a técnica de simulação contrafactual, bem como a base de dados e os indicadores utilizados e, na seção 4, são apresentados os resultados das simulações do impacto da expansão da cobertura do BPC. Conclui-se o trabalho com as considerações finais, além do apêndice.

2 – O BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA (BPC)

O Benefício de Prestação Continuada é um benefício da assistência social, integrante do Sistema Único de Assistência Social (SUAS), e tem respaldo legal, através de um direito garantido pela Constituição Federal brasileira de 1988. A partir de uma nova concepção da Política Nacional de Assistência Social (PNAS) na perspectiva do Sistema Único de Assistência Social (SUAS), em 2004, o Benefício de Prestação Continuada (BPC) passou a constituir parte integrante da Proteção Social Básica. (BRASIL, 2006a). O objetivo principal do programa é fornecer às pessoas idosas e/ou com deficiência acesso às condições mínimas de uma vida digna.

Os elegíveis ao BPC são todos os idosos com 65 anos ou mais de idade que não possuem direito à previdência social e as pessoas com deficiência que não podem trabalhar e levar uma vida com independência e que recebem até $\frac{1}{4}$ de salário mínimo como renda familiar *per capita*³.

3 Até 1997, o conceito de família empregado no cálculo referia-se à unidade mononuclear que vive sob o mesmo teto e compartilha as despesas domésticas. Mas, a partir de 11 de Agosto deste mesmo ano, o conceito de família vigente passou a ser o conjunto de pessoas elencadas no Art. 16 da Lei nº 8.213/91 (que versa sobre os beneficiários do Regime Geral da Previdência) e que vivem no mesmo teto. Ver Brasil (2006a).

Tanto os idosos quanto os deficientes devem comprovar que não recebem nenhum tipo de benefício previdenciário (independentemente de terem cotizado para a Previdência Social em algum momento do ciclo de vida), com exceção de benefícios para assistência médica, de acordo com Brasil (2006a) e estes últimos devem ainda atestar a sua deficiência e o nível de incapacidade por meio de avaliação do Serviço de Perícia Médica do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). O benefício concedido pelo BPC corresponde a um salário mínimo mensal vigente para os que não podem sobreviver condignamente sozinhos ou com a ajuda da família. O salário pode ser retirado no INSS local.

É importante ressaltar que mais de uma pessoa pode receber o BPC na mesma família. Se a pessoa é idosa e já existe alguém que recebe o benefício na família, o valor do salário transferido não entra no cálculo da renda familiar⁴. No entanto, se o indivíduo elegível é um deficiente e já existe outro componente da família que é beneficiário (seja este idoso ou deficiente), o benefício entra no cálculo da renda familiar. No caso de falecimento, o BPC não pode ser transferido para outro membro da família, cessando a sua transferência. Porém, se algum valor depositado na conta do beneficiado não tiver sido completamente sacado, este pode, então, ser realocado para outro membro.

O BPC foi regulamentado pela Lei Orgânica da Assistência Social/LOAS, de número 8.742, de 07.12.1993, com alterações das Leis n.º 9.720/1998 e n.º 10.741/2003 e pelo Decreto n.º 1.744/1995, tendo entrado em vigor em 01.01.1996. O programa foi regulamentado com base no previsto pela Constituição Federal brasileira de 1988.

A idade mínima de elegibilidade dos idosos foi alterada duas vezes. A primeira mudança foi de 70 anos, de acordo com o texto original da Lei Orgânica da Saúde (LOAS), artigo 20, para 67 anos, baseada na Medida Provisória nº 1.599.39, de 11.12.97, convertida na Lei nº 9.720, de 30.11.98, modificando o artigo 38 da LOAS. Essa medida provisória passou a vigorar a partir de 1º

de janeiro de 1998. Atualmente, a idade mínima de elegibilidade é de 65 anos. A redução mais recente no critério etário ocorreu a partir da criação do Estatuto do Idoso, Lei nº 10.741, de 01.10.2003, Artigo 34.

A última redução da idade mínima à elegibilidade para o recebimento do benefício resultou em uma expansão dos elegíveis. A lei obriga a atualização dos beneficiários do programa de dois em dois anos, para garantir a efetividade dos beneficiários; identificar e promover a rede de serviços a ser oferecida aos beneficiários e suas famílias de modo a potencializar os efeitos positivos do programa e retirar a pessoa da necessidade de recebimento e, por último, corrigir distorções na sua concessão e manutenção junto aos elegíveis. (BRASIL, 2006a). Podem ocorrer mortes ou recuperações físicas e, nesses casos, o responsável deve procurar o INSS para declarar o cancelamento do BPC. A revisão bial é realizada pelas Secretarias Estaduais e Municipais de Assistência Social, junto com o INSS e com o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Tanto as Secretarias Estaduais e Municipais de Assistência Social quanto o Centro de Referência Social (CRAS) – (Casas das Famílias) são órgãos acessíveis para requerimento de orientação aos beneficiários e suas famílias. (BRASIL, 2006b).

O BPC difere-se da aposentadoria em três canais principais. Em primeiro lugar, o programa pode deixar de ser pago, caso o beneficiário deixe de atender às exigências da lei, sendo revisado a cada dois anos. Em segundo lugar, por não ser uma pensão permanente, ele não dá direito ao 13º salário. Por fim, o BPC não está vinculado à exigência de cotizações ou de vinculação passada ao mercado de trabalho. Esta última característica faz dele um benefício assistencial que possibilita atingir pessoas de maior vulnerabilidade, uma vez que alcança indivíduos que não cotizaram a previdência durante a vida (por qualquer razão, inclusive pela incapacidade física ao trabalho e à vida independente) e que ainda residem com uma família de renda média inferior a ¼ de salário mínimo. Este benefício assistencial é, portanto, um instrumento fundamental para a melhora das condições de vida da população idosa e dos deficientes brasileiros.

2 – METODOLOGIA

2.1 – Simulações Contrafactuais⁴

De acordo com Barros e Carvalho (2006), existem quatro tipos principais de políticas para a redução da pobreza e desigualdade. A primeira visa à elevação da renda dos mais pobres com base em aumentos na produtividade do trabalho (incluindo os programas de educação e capacitação profissional, por um lado, e a oferta de microcrédito, assistência técnica e outros serviços para melhoria da qualidade dos postos de trabalho e a produtividade do trabalhador, por outro). O segundo tipo busca garantir oportunidades de trabalho para os desempregados e desalentados – como a intermediação de mão-de-obra e iniciativas que eliminem os impedimentos à criação de novos postos de trabalho – vide a flexibilização da Consolidação das Leis do Trabalho (CLT). Em terceiro lugar, encontram-se as políticas que modificam os termos de troca, tanto as que elevem a remuneração do trabalho quanto as que reduzam o custo da cesta básica (programas de subsídios e redução de impostos sobre os bens constituintes da cesta básica). Em quarto lugar posicionam-se as transferências governamentais (incluindo o Programa Bolsa Família, o Salário Família, o Seguro Desemprego, o Abono Salarial e o Benefício de Prestação Continuada, como exemplos).

Em específico, ao investigarmos o impacto do aumento da cobertura do Programa BPC, estamos nos concentrando no quarto tipo acima referido de política de redução da pobreza e desigualdade. A ampliação da cobertura do BPC aumentaria a renda média dos grupos em análise (de idosos e de idosos pobres ainda não atendidos), afetando assim a pobreza e a desigualdade destes grupos.

Para a realização das simulações contrafactuais, definimos três grupos populacionais: os idosos atendidos, os idosos elegíveis e a demanda a descoberto. O primeiro grupo, dos beneficiários, refere-se aos indivíduos de 65 anos e mais de idade

⁴ Simulações contrafactuais são construções de cenários hipotéticos que permitem responder perguntas do tipo: "caso ocorresse o evento x, como seria o resultado observado y". Esta é uma técnica numérica baseada em identidades contábeis que permite revelar aspectos e nuances dos fenômenos econômicos em inquérito. (BARROS et al., 1995).

que recebam o valor típico do salário mínimo de 2005 (R\$ 300,00), dado que responderam que retinham rendimentos de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos (incluindo BPC, Bolsa Família e Vale-gás) e que não recebiam aposentadoria e pensão, conforme definido no questionário da PNAD. (IBGE, 2005). A utilização do valor típico pode ser passível de viés no número de beneficiários; porém, o questionário da pesquisa em 2005 não apresentava um quesito sobre se o indivíduo recebia o BPC.

O segundo grupo, definido como elegíveis, são todas as pessoas de 65 anos e mais de idade e que possuíam renda domiciliar *per capita* inferior a $\frac{1}{4}$ do salário mínimo vigente. Essa renda domiciliar *per capita* foi modificada (criando-se uma renda contrafactual), sendo retirado o valor típico de BPC dos idosos que o recebiam, na tentativa de captar as pessoas elegíveis na ausência do programa.

O grupo denominado de demanda a descoberto refere-se à diferença entre os elegíveis e os que efetivamente foram beneficiados pelo BPC. A partir desse grupo, criou-se uma nova renda domiciliar *per capita* contrafactual, na qual aos componentes do grupo foi dada uma renda de um salário mínimo. Desse modo, expandimos a cobertura do programa a todos os que deveriam receber e por alguma razão não estão recebendo o benefício. A partir dessa nova renda domiciliar *per capita* é feita a simulação contrafactual por meio da re-estimação dos indicadores de pobreza e desigualdade para a população brasileira, para os idosos e, finalmente, para os idosos pertencentes ao grupo da demanda a descoberto. Em seguida, esses valores foram avaliados regionalmente.

2.2 – Dados

Foi utilizada a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2005. A opção pelo inquérito em 2005 deveu-se ao critério de atualidade, sendo essa a última pesquisa disponibilizada pelo IBGE. A PNAD referente a 2004 possui um questionário suplementar sobre características de acesso a algumas transferências de renda de programas sociais nos domicílios. Com ela, é possível utilizar não somente o critério de valor típico para captação dos beneficiários

do BPC, como também lançar mão das variáveis de controle sobre o recebimento do BPC (quem e quantos recebem o programa no domicílio). O critério de atualidade prevaleceu sobre a nossa decisão final. A PNAD é a pesquisa mais atual, conforme Barros e Carvalho (2006), capaz de permitir a análise da relação de mudanças no BPC sobre a renda domiciliar *per capita* e, portanto, de avaliar em nível nacional o efeito sobre os indicadores síntese de pobreza e desigualdade. Para análise da avaliação da qualidade da informação dos programas sociais na PNAD 2004, ver Barros et al. (2006).

2.3 – Como Mensurar a Pobreza e a Desigualdade de Renda?

2.3.1 – Indicadores de pobreza: a proporção de pobres, a razão de insuficiência de renda e o índice de Foster, Greer e Thorbecke

A definição de pobreza abordada neste trabalho refere-se à perspectiva simplificadora de insuficiência de renda, ou seja, a família ou indivíduo são “considerados” pobres se sua renda for menor ou igual a uma estipulada linha de pobreza (z). A determinação de z é de certa forma arbitrária, sendo várias as justificativas e abordagens para o cálculo desta linha divisória entre os “considerados” pobres e os não pobres. Como bem pontua Hoffmann (1998, p. 217):

[...] a ausência de um critério claro para estabelecer a linha de pobreza, [...] [faz] com que a escolha desse valor tenha muito de arbitrário. Pode-se afirmar que a linha de pobreza é o nível de renda que permite à pessoa ter uma vida digna. Entretanto, isso apenas transfere o problema para a definição do que é “necessário” para uma vida digna.

Utiliza-se como critério de fixação da linha de pobreza, por exemplo, a renda mínima suficiente para adquirir uma cesta de bens básicos necessários à sobrevivência, sendo esta cesta mínima, em algumas propostas, regionalizada, respeitando-se as diferenças de hábitos alimentares e preferências nas regiões do país ou do mundo. (BARROS et al., 2006). É também comum na literatura nacional a utilização de linhas de pobreza de $\frac{1}{3}$ e $\frac{1}{2}$ do salário mínimo real vigente à época de referência da pesquisa utilizada como fonte secundária de dados; Hoffmann (2005), Simão (2004), entre outros, utilizam tal critério. Optamos,

dessa maneira, pelo emprego das linhas de pobreza de $\frac{1}{2}$ salário mínimo de 2005, sendo a linha de extrema pobreza fixada em metade desse valor.

A pobreza será mensurada através de três medidas: a proporção de pobres (P_0), a razão de insuficiência de renda (P_1) e o índice de Foster, Greer e Thorbecke (P_2). Fixada a linha de pobreza, determina-se a proporção de pobres (P_0) por:

$$P_0 = \frac{h}{n} \quad (1)$$

sendo h o número de pobres em uma população com n pessoas e $0 < P_0 < 1$. Esta medida é um indicador de incidência ou extensão, não levando em consideração a intensidade da pobreza, ou seja, P_0 não é afetado pela redução da renda de um pobre. (HOFFMANN, 2000; SIMÃO, 2004).

Levando em conta a insuficiência de renda de um pobre que é a diferença $z - x_i$, com $i \leq h$, i.e., a diferença entre a linha de pobreza (z) e a renda do i -ésimo pobre, tem-se a medida razão de insuficiência de renda (I):

$$I = \frac{1}{hz} \sum_{i=1}^h (z - x_i) \quad (2)$$

sendo hz o valor máximo da insuficiência de renda, se os h pobres tivessem renda nula. Assim, quanto maior I , menor é a renda média dos pobres em relação à z . Sendo m a renda média dos pobres, tem-se:

$$m = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h x_i \quad (3)$$

Então, verifica-se que:

$$I = 1 - \frac{m}{z} \quad (4)$$

A expressão (4) mostra que, para valores dados de z e m , I é insensível ao número de pobres (h). Vê-se que as medidas P_0 e I apresentam limitações complementares, sendo uma insensível à intensidade da pobreza e outra à extensão da pobreza. (HOFFMANN, 1998).

Em artigo seminal, Foster; Greer e Thorbecke (1984) analisam uma classe de medidas de pobreza dada por:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^\alpha \quad (5)$$

sendo $\alpha \geq 0$. Pode-se verificar que $0 \leq \varphi(\alpha) \leq 1$, com os casos extremos assim caracterizados: quando $\varphi(\alpha) = 0$ todas as pessoas possuem renda maior do que z e quando $\varphi(\alpha) = 1$, todas as pessoas apresentam rendas iguais a zero. Esta medida "sintetiza" as demais medidas apresentadas, P_0 e I , se $\alpha = 0$, a expressão reduz-se à proporção de pobres (P_0) e quando $\alpha = 1$, tem-se $P_0 I$, ou seja, o produto das duas medidas complementares, denominada hiato de pobreza (P_1). Já quando $\alpha = 2$, denomina-se índice de Foster, Greer e Thorbecke, ou severidade da pobreza (P_2):

$$\varphi(2) = \frac{1}{nz^2} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^2 \quad (6)$$

P_2 é uma função da proporção de pobres (P_0), do hiato de pobreza (P_1) e de uma medida de desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, o coeficiente de variação das rendas das pessoas pobres, tal como demonstra Hoffmann (1998). Assim, o P_2 também é uma medida de desigualdade entre os indivíduos que vivem em condição de pobreza. (FOSTER, 1998).

Por fim, cabe ressaltar que tanto para $\alpha = 1$ quanto para $\alpha = 2$, esta classe de medidas de pobreza apresentam valores numéricos muito baixos, mesmo quando há muita pobreza, só atingindo seu valor máximo (igual a 1) na situação extrema em que toda a população tem rendimento igual a zero. (HOFFMANN, 2000).

Os índices da "Família FGT" apresentam a propriedade desejável entre os indicadores de pobreza de serem decomponíveis, isto é, com uma mesma linha de pobreza, uma medida de pobreza (seja ela P_0 , P_1 ou P_2) para o Brasil é a soma das medidas de pobreza dos estados ponderada pela participação de cada unidade geográfica no total da população. Estas três medidas também atendem ao axioma focal, por serem indiferentes a variações na renda dos não-pobres. (EXPERT..., 2006; HOFFMANN, 1998).

Todavia a proporção de pobres (P_0) não atende ao axioma da monotonicidade, por ser insensível também às variações das rendas dos pobres e também não atende ao axioma focal, por não ser sensível

a redistribuições de renda intragrupo. Esta última propriedade desejável também não é atendida pelo hiato de pobreza (P_1), embora tal índice satisfaça as demais propriedades. A despeito de apresentar interpretação menos intuitiva que as duas demais medidas, a severidade da pobreza (P_2) atende a todos estes axiomas. (EXPERT..., 2006).

Assim, como cada um dos índices “responde” de certa maneira a diferentes dimensões da pobreza, é interessante utilizar os três de modo a analisar a pobreza, sob seus diferentes aspectos e especificidades.

2.3.2 – Indicadores de desigualdade de renda: índice de Gini e L de Theil

Utilizaremos as medidas de desigualdade: Índice de Gini e L-Theil, de modo a avaliar a robustez dos resultados à medida ora empregada. O índice de Gini é derivado da curva de Lorenz, que mostra graficamente como a proporção acumulada da renda (ϖ_i) aumenta em função da proporção acumulada da população (P_i) até a i-ésima pessoa, estando as rendas em ordem crescente. Como P_i é dada por:

$$P_i = \frac{i}{n} \quad (7)$$

sendo $i = 1, 2, \dots, n$ o número de pessoas da população. E ϖ_i é dada por:

$$\varpi_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i x_j \quad (8)$$

sendo x_i a renda da i-ésima pessoa em uma população de n pessoas e μ a renda média. O Índice de Gini é, pois, a relação entre a área de desigualdade (que corresponde à diferença entre a reta de perfeita igualdade, reta de 45° que corta o plano cartesiano, e a curva de Lorenz) e o triângulo OBC, sendo O a origem, o ponto B quando $P_i = 1$ e $\varpi_i = 1$ e C o ponto quando $P_i = 1$ e $\varpi_i = 0^5$. A área, portanto, corresponde à diferença entre a integral definida da reta de 45 graus no intervalo [0,B] e a integral definida da curva de Lorenz sobre o mesmo intervalo, resultando na medida

5 Para visualização gráfica ver Hoffmann (1998, p. 34).

α . Gini é obtido como se segue:

$$G = \frac{\alpha}{0,5} = 2\alpha \quad (9)$$

O grau de desigualdade aumenta conforme $G \rightarrow 1$.

Por fim, estimar-se-á a medida de desigualdade L-Theil dada por:

$$L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{ny_i} \quad (10)$$

considerando uma população de n pessoas recebendo uma fração não negativa da renda e y_i a participação da i-ésima pessoa na renda total ($y_i = \frac{x_i}{n\mu}$). L assume valor mínimo (= 0) quando a distribuição de renda é perfeitamente igualitária, i. e., $y_i = \frac{1}{n}$ para todo i e tende ao infinito quando qualquer y_i tende a zero. Do exposto, ressalta-se que esta medida não é aplicável quando se consideram as famílias com renda domiciliar zero. (SIMÃO, 2004).

3 – ANALISANDO O IMPACTO DA ELIMINAÇÃO DA DEMANDA A DESCOBERTO

As simulações realizadas têm como objetivo comum avaliar o impacto da ampliação da cobertura do programa BPC sobre a pobreza, a extrema pobreza e a desigualdade de renda entre os idosos e idosos com a demanda a descoberto nas cinco macrorregiões brasileiras. Isto é, pretendemos avaliar quão efetiva é a eliminação da demanda a descoberto na minoração da pobreza e desigualdade entre os idosos.

Ademais, como a análise se limita a grupos específicos: o grupo de idosos e dos idosos pertencentes à demanda a descoberto, o choque de renda simulado teria impacto relevante sobre a desigualdade intragrupos, pois o valor (R\$ 300,00) é transferido aos indivíduos da cauda inferior da distribuição. Por exemplo, a redução da desigualdade em relação aos valores observados entre os idosos com demanda a descoberto no Brasil foi de 10,65% de acordo com o Índice de Gini e 26,45% quando se utiliza o Índice L de Theil. (Tabela 2).

O impacto da expansão da cobertura do benefício assistencial no Brasil seria pouco relevante para a pobreza da população total, já que a demanda a descoberto representa um contingente populacional reduzido. Entretanto, através das simulações contrafactuais, observa-se, ainda assim, um efeito relativo não desprezível sobre a extrema pobreza (-4,06%), especialmente quando se utiliza a proporção de pobres. (Tabela 2). Uma vez que este indicador reflete a incidência de pobres entre a população, a retirada de idosos da situação de extrema pobreza tem impacto direto sobre o bem-estar familiar. Adotamos como possível explicação desse resultado a existência de um efeito de compartilhamento do aumento da renda domiciliar, o qual gera externalidades positivas nos co-residentes do domicílio ao acompanharem o novo *status* sócioeconômico do idoso. (Tabelas 1 e 2).⁶

A expansão da cobertura teve um resultado mais efetivo sobre a extrema pobreza (P_0) do grupo de idosos devido ao valor do benefício ser quatro vezes superior à linha de indigência adotada, evidenciando o caráter contingencial do BPC. Isto é, a ampliação da cobertura do programa tem efeito imediato ao retirar 1,4% da população idosa da indigência – uma redução considerável, dado o nível inicial de pobreza entre os

idosos de apenas 2,1%. (Tabela 1) coluna 4). Em relação à pobreza, a efetividade do aumento da cobertura se reflete principalmente em P_1 e P_2 , uma vez que se está melhorando a renda do idoso pobre, embora não se consiga retirá-los da situação de pobreza. Assim, dadas as diferenças na sensibilidade dos índices sobre a modificação da cobertura, fica evidente a natureza complementar da informação gerada pelos diferentes indicadores. (Tabela 2).

Com relação ao grupo específico com demanda a descoberto, a simulação contrafactual revela a importância de se ampliar o BPC a toda população idosa carente, uma vez que o programa é extremamente eficiente em retirar os idosos da extrema pobreza, que ainda podem ser acompanhados pelas respectivas famílias, dada uma possível socialização da renda intradomiciliar. O grupo de idosos aptos, mas ainda não beneficiados pelo programa, em sua quase totalidade, não tem renda superior à linha de extrema pobreza, como pode ser observado na Tabela 1. Assim, a transferência de um salário mínimo concedida pelo governo retiraria 66,14% deste grupo (possivelmente os idosos residentes em domicílio menos numeroso) da situação de privação extrema. Como apresentado no parágrafo anterior, o impacto do programa sobre a pobreza é menor, embora

Tabela 1 – Indicadores de Pobreza Absoluta e Desigualdade de Renda no Brasil em 2005 – População Total, Idosos e Idosos Pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	População Total		Idosos		Demanda a Descoberto	
	Observada	Simulada	Observada	Simulada	Observada	Simulada
Pobreza						
P0	31,28	31,23	9,20	8,80	99,37	80,89
P1	14,07	13,89	3,52	2,83	77,37	44,82
P2	8,44	8,27	2,00	1,36	64,16	34,11
Pobreza Extrema						
P0	12,16	11,66	2,14	0,74	98,56	32,42
P1	5,37	5,22	1,19	0,61	55,73	28,33
P2	3,45	3,38	0,99	0,59	46,35	27,54
Desigualdade de Renda						
Índice de Gini	0,5706	0,5697	0,5310	0,5281	0,4972	0,4442
Índice L-Theil	0,6632	0,6616	0,6061	0,6008	0,5660	0,4163

Fonte: PNAD de 2005.

⁶ As externalidades positivas às quais nos referimos limitam-se exclusivamente ao aumento da restrição orçamentária.

ainda bastante substancial, pois o aumento da renda média aproxima o grupo da linha de pobreza, retirando alguns e tendendo a homogeneizar os demais, através da redução da desigualdade intragrupo.

Nordeste e no Sudeste. (Tabela 3). Esta assimetria é uma decorrência das diferenças de estrutura etária entre as regiões, bem como da diferença no *status* socioeconômico do idoso⁷. A assimetria de informação

Tabela 2 – Contribuição Relativa da Eliminação da Demanda a Descoberto sobre os Indicadores de Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil em 2005 – População Total, Idosos e Idosos Pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	Variação Percentual [D(%)]		
	População Total	Idosos	Demanda a Descoberto
Pobreza			
P0	-0,15	-4,40	-18,60
P1	-1,27	-19,72	-42,07
P2	-1,97	-32,01	-46,84
Pobreza Extrema			
P0	-4,06	-65,59	-67,11
P1	-2,79	-48,74	-49,16
P2	-2,14	-40,47	-40,57
Desigualdade de Renda			
Índice de Gini	-0,14	-0,54	-10,65
Índice L-Theil	-0,24	-0,88	-26,45

Fonte: PNAD de 2005.

Nota: A variação percentual corresponde a $[(I_o - I_s) / I_s] * 100$, sendo I_o o indicador observado e I_s o indicador simulado.

Tabela 3 – Distribuições Regionais da População Idosa segundo Critérios Selecionados para o Brasil em 2005 [%]

Macrorregião Geográfica	Idosos	Idosos Pobres	Idosos Indigentes	Beneficiários	Demanda a Descoberto
Norte	4,86	7,63	4,98	6,20	4,74
Nordeste	26,48	51,10	42,06	60,59	41,86
Sudeste	47,72	29,19	41,77	16,51	41,94
Sul	15,61	7,87	8,19	3,98	8,29
Centro-Oeste	5,32	4,21	3,00	12,72	3,16
Brasil	100,0	100,0	100,0	100,00	100,00

Fonte: PNAD de 2005.

A distribuição espacial dos já beneficiados com o BPC, bem como dos com demanda a descoberto, revela uma importante assimetria entre as macrorregiões, pois os idosos beneficiados e os potenciais (demanda a descoberto) se concentram majoritariamente no

7 O Sudeste e o Sul apresentam populações mais envelhecidas, sendo a proporção de idosos, respectivamente 7,67% e 7,29%, superior à média nacional de 6,84%. Já nas macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste os percentuais de idosos são: 4,16%, 6,53% e 5,16%. Os idosos pobres, bem como o grupo mais restrito de idosos indigentes, concentra-se, todavia, nas regiões Sudeste e Nordeste, tal como apresentado na Tabela 3.

quanto ao direito de recebimento do benefício é outro fator condicionante da distribuição percentual da demanda a descoberto no Brasil, o qual possivelmente se reflete na distribuição dos beneficiados por região. Desse modo, espera-se uma maior efetividade da eliminação da demanda a descoberto nas regiões Sul e Sudeste, por aí se concentrarem o maior percentual de idosos indigentes e, por consequência direta, de demanda a descoberto. (Tabela 3).

Conforme discutido acima, no Brasil ainda persistem importantes assimetrias regionais que se refletem nos indicadores de pobreza e desigualdade de renda. Como a população idosa pobre representa apenas 2,01% da população brasileira (vide Tabela 3), o alargamento da cobertura do BPC teve um impacto relativamente pequeno sobre a pobreza e a desigualdade da população total. A expansão simulada do BPC

para os idosos, no entanto, resultou num efeito não desprezível sobre a extrema pobreza, com diferentes magnitudes em termos regionais. Por exemplo, a maior redução da extrema pobreza ocorreria no Nordeste (-4,65% no P_0 contrafactual em relação ao observado), resultado decorrente da maior proporção de idosos indigentes na região, quando comparado com as demais regiões. Já o menor impacto sobre o indicador de extrema pobreza ocorreria no Centro-Oeste por esta região apresentar tanto a menor proporção de idosos elegíveis e não-atendidos quanto de idosos indigentes. (Tabela 4).

Entre os idosos, a maior redução relativa de pobres (ΔP_0) ocorreu nas regiões mais desenvolvidas, o Sudeste ($\Delta P_0 = -8,03\%$) e o Sul ($\Delta P_0 = -7,80\%$) em decorrência do tamanho médio

Tabela 4 – Contribuição da Eliminação da Demanda a Descoberto sobre os Indicadores de Pobreza por Macroregião Geográfica em 2005 – População Total, Idosos e Idosos Pertencentes à Demanda a Descoberto

Macro-região	Grupo de observação	Δ (%) Pobreza			Δ (%) Extrema Pobreza		
		P0	P1	P2	P0	P1	P2
Norte	População Total	-0,07	-0,69	-1,13	-2,50	-1,65	-1,18
	Idosos	-2,67	-14,77	-27,86	-73,58	-60,36	-48,97
	Demanda a Descoberto	-18,93	-47,80	-56,80	-79,22	-61,94	-49,19
Nordeste	População Total	-0,09	-1,44	-2,16	-4,65	-2,95	-2,01
	Idosos	-2,01	-18,58	-35,61	-83,54	-75,76	-65,33
	Demanda a Descoberto	-9,43	-49,50	-63,91	-86,46	-76,78	-65,49
Centro-Oeste	População Total	-0,15	-0,78	-1,26	-2,25	-1,81	-1,77
	Idosos	-5,13	-17,40	-29,25	-64,57	-50,97	-46,45
	Demanda a Descoberto	-28,16	-50,15	-54,08	-69,94	-55,24	-50,19
Sudeste	População Total	-0,26	-1,24	-1,95	-3,67	-2,93	-2,46
	Idosos	-8,03	-20,69	-27,80	-44,75	-34,33	-31,02
	Demanda a Descoberto	-24,31	-33,38	-34,18	-45,09	-34,46	-31,02
Sul	População Total	-0,23	-1,32	-2,12	-3,92	-3,28	-2,88
	Idosos	-7,80	-27,01	-42,75	-75,36	-62,33	-56,20
	Demanda a Descoberto	-32,17	-54,83	-59,86	-75,39	-62,38	-56,22

Fonte: PNAD de 2005.

do domicílio de idosos com demanda a descoberto ser menor nessas duas regiões. (Tabelas 4 e 5).⁸

Já quando observamos a extrema pobreza, em todas as macrorregiões, o declínio simulado é de grande monta, sendo o impacto mais significativo verificado no Nordeste. Isso pode ser explicado pelo maior contingente de idosos com demanda a descoberto em relação à população idosa nessa região (Tabela A9), o que faz com que o choque de renda simulado seja capaz de retirá-los da extrema pobreza, porém não suficiente para eliminá-los da condição de pobres, pois sua densidade demográfica domiciliar é maior que das outras regiões. Os idosos nordestinos com demanda a descoberto moram em domicílios maiores (em média, 7,9 pessoas), ver Tabela 5, sendo a renda fornecida dividida por um maior número de pessoas, afetando o bem-estar *per capita*.

O impacto simulado sobre a desigualdade de renda em todas as macrorregiões é pequeno, mas mais perceptível quando se toma como medida de concentração o L-Theil, por ser este indicador mais sensível do que o Índice de Gini a alterações de renda na causa inferior da distribuição, exatamente onde se concentram os indivíduos com demanda a

descoberto. Regionalmente, o impacto seria verificado na região Centro-Oeste em relação a demanda a descoberto, embora os idosos do Nordeste pareceriam ser os maiores beneficiados dentre os idosos brasileiros. Em todas as regiões, conforme esperado, o efeito da ampliação do programa seria mais efetivo na população idosa descoberta, com o menor impacto na população total, ver Tabela 6.

A efetividade da expansão da cobertura em reduzir a pobreza e a extrema pobreza entre os idosos não atendidos (demanda a descoberto) seguiu o mesmo padrão verificado para o conjunto total de idosos, porém com um resultado quantitativamente mais expressivo. O resultado já poderia ser esperado, dada a larga concentração dos não-atendidos no Nordeste e no Sudeste – vide Tabela 3. O aumento do bem-estar para os idosos pertencentes à categoria demanda a descoberto seria ainda maior, não fosse uma densidade demográfica domiciliar sensivelmente mais elevada nos domicílios com idosos pertencentes à demanda a descoberto, quando comparada à média dos domicílios com idosos. (Tabela 5).

O choque de renda reduz significativamente a desigualdade de renda no grupo com demanda a descoberto em todas as macrorregiões. O maior

Tabela 5 – Densidade Demográfica dos Domicílios com Idoso e com Idoso Pertencente à Demanda a Descoberto por Macrorregião Geográfica – 2005

Macrorregião Geográfica	Domicílio com Idoso		Domicílio com Idoso Pertencente à Demanda a Descoberto		(B/A-1) [%]
	Média (A)	CV	Média (B)	CV	
Norte	5,44	0,72	7,04	2,59	29,40
Nordeste	4,88	0,35	7,91	1,10	62,27
Sudeste	3,83	0,38	5,91	2,97	54,25
Sul	3,63	0,53	5,47	4,13	50,67
Centro-Oeste	4,06	0,71	4,85	4,18	19,34
Brasil	4,37	0,22	7,18	0,97	64,16

Fonte: PNAD de 2005.

⁸ Apesar de o menor número médio de pessoas por domicílio com idosos elegíveis não atendidos se encontrar no Centro-Oeste, conforme Tabela 5, a proporção de demanda a descoberto em relação ao total de idosos nessa região é muito pequena. Isso resulta num impacto relativamente baixo, comparado às demais regiões, sobre os indicadores de pobreza e extrema pobreza.

impacto relativo sobre o Índice de Gini da região Centro-Oeste está relacionado com a redução proporcionalmente mais elevada no coeficiente de variação da região. O Centro-Oeste é a região que

Tabela 6 – Contribuição da Eliminação da Demanda a Descoberto sobre os Indicadores de Desigualdade de Renda por Macroregião Geográfica em 2005 – População Total, Idosos e Idosos Pertencentes à Demanda a Descoberto

Macro-região	Grupo de observação	Δ (%) Desigualdade de Renda	
		Índice de Gini	Índice L-Theil
Norte	População Total	-0,15	-0,23
	Idosos	-0,84	-1,27
	Demanda a Descoberto	-0,39	-20,50
Nordeste	População Total	-0,41	-0,62
	Idosos	-1,33	-1,87
	Demanda a Descoberto	-8,16	-22,09
Centro-Oeste	População Total	-0,06	-0,10
	Idosos	-0,44	-0,67
	Demanda a Descoberto	-23,73	-43,95
Sudeste	População Total	-0,08	-0,14
	Idosos	-0,38	-0,67
	Demanda a Descoberto	-14,91	-35,79
Sul	População Total	-0,08	-0,14
	Idosos	-0,42	-0,74
	Demanda a Descoberto	-15,27	-36,02

Fonte: PNAD de 2005

apresentava, em 2005, o maior coeficiente de variação da renda domiciliar *per capita* entre os idosos com demanda a descoberto. Embora a região mantenha a sua posição após a simulação, a redução relativa seria a mais expressiva entre todas as macrorregiões geográficas (na ordem de 30%). Adicionalmente, o Centro-Oeste é uma das regiões com maior proporção de pessoas com demanda a descoberto para os quais a renda domiciliar *per capita* é inferior à renda média desse grupo além de ser a região com a menor densidade demográfica de domicílios com a presença de um idoso elegível não-beneficiado. Pretendemos, como próximo passo dessa pesquisa, analisar as possíveis causas da maior sensibilidade do índice L-Theil, utilizado aqui como índice alternativo de medida de desigualdade. Ver Tabela 6.

4 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

As simulações realizadas revelam a importância de se ampliar a cobertura do Benefício de Prestação Continuada (BPC), uma vez que a expansão do programa impactaria expressivamente a pobreza e, em particular, a extrema pobreza entre os idosos descobertos. O efeito sobre a extrema pobreza na população total, uma decorrência do pequeno tamanho relativo do grupo de não atendidos, embora de menor monta, não é desprezível. Tal efeito seria uma consequência da efetividade do benefício assistencial BPC em retirar os idosos da situação de indigência, e em decorrência, os membros de seu domicílio que os acompanham no seu novo *status* socioeconômico.

O efeito da expansão do BPC sobre o bem-estar individual dos co-residentes pode variar de acordo com o seu impacto sobre a composição demográfica do domicílio. Há evidências (PAULO, 2008) de que o aumento da assistência de renda através do BPC elevou a probabilidade de um idoso morar sozinho. Esse resultado pode ser um reflexo tanto da busca pela privacidade entre os idosos quanto por um efeito de transferência de renda para os mais jovens. Nesse segundo caso, o BPC funcionaria como um mecanismo de redistribuição de renda intrafamiliar, aumentando o crédito informal entre os membros da mesma família. Isso possibilita, por exemplo, a formação de domicílios independentes entre os mais novos. Em termos do bem-estar do idoso, os resultados podem variar: no caso das transferências públicas aumentarem as transferências privadas para os mais jovens, o idoso poderia ter sua renda afetada negativamente. No caso de ausência de transferência, o idoso seria beneficiado, aumentando a sua restrição orçamentária.

Miranda; Rios-Neto e Turra (2008) sugerem a existência de efeito *crowding out* entre os idosos que recebem o BCP e as transferências intermunicipais para esses indivíduos. O resultado final sobre o bem-estar dos idosos vai depender do balanço de forças entre esses comportamentos conjuntos. Pode ocorrer da relação negativa entre as transferências privadas intermunicipais para o idoso e a transferência pública (BPC) levar os idosos a reagirem em termos de redução das transferências privadas descendentes, com vistas a manter o seu bem-estar num nível ótimo. Os efeitos do BPC, ademais, parecem ter impactos diferentes no nível das macroregiões geográficas.

Sob o enfoque regional, a relevância de se eliminar a demanda a descoberto é ainda maior sobre os indicadores de pobreza e desigualdade dos idosos. As simulações apresentam maior impacto sobre a extrema pobreza dos idosos nordestinos, além de possibilitar a cerca de 1/4 dos idosos carentes residentes no Sudeste transpor a linha de pobreza. A redução na desigualdade, apesar de menos expressiva, teve um importante impacto, especialmente sobre o grupo com demanda a descoberto. A redução relativa foi maior para o índice T-Theil (*vis-à-vis* o índice de Gini), uma vez

que é mais sensível a alterações na cauda inferior da distribuição de renda. O Centro-Oeste foi a região em que a desigualdade entre o grupo com demanda a descoberto sofreu a maior redução. A menor densidade demográfica, a maior redução proporcional no coeficiente de variação e a elevada proporção de idosos elegíveis não-beneficiados com renda domiciliar *per capita* abaixo da renda média do grupo contribuem para entender o resultado obtido. Dessa maneira, o BPC pode servir como um importante instrumento de minoração das assimetrias socioeconômicas inter e intrarregionais.

ABSTRACT

This paper simulated and evaluated the impact of the unattended demand (eligible elderly, but not yet served) by the Benefit of Continued services (BPC) on poverty and inequality indicators with information from PNAD for 2005. For this it is done micro simulations against facts. From the results obtained, it is verified that the simulated elimination of unattended demand has a considerable impact on total population poverty and reveals the efficiency of BPC program in lifting the elderly out of extreme poverty. From a regional perspective, the greatest impact of the coverage increase on extreme poverty was observed among the elderly in the Northeast. In addition, the simulation allowed one quarter of the eligible non-participant elderly in the Southeast to cross the poverty line. Inequality reduction was greater among the Midwestern eligible non-participants. Therefore, the BPC program is an important instrument to reduce intraregional and interregional socioeconomic disparities, especially among the elderly.

KEY WORDS:

Counterfactual Simulation. Elderly. Poverty. Regional Disparity.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. et al. Técnicas empíricas de decomposição: uma abordagem baseada em simulações contrafactuais. **Revista de Econometria**, v. 15, n. 1, p. 33-63, abr./out. 1995.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M. **A efetividade do salário mínimo como um instrumento para reduzir a pobreza e a desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. Mimeografado.

BARROS, R. P. et al. Metodología para la medición del impacto del crecimiento y de la reducción de desigualdad sobre la distribución del ingreso y la pobreza. In: PNUD. **Crecimiento con equidad, la lucha contra la pobreza en Centroamérica**. New York, 2005. 272 p.

BARROS, R. P. et al. Abrindo a contribuição da renda de juros e outros rendimentos para explicar a queda da desigualdade entre 2001 e 2004. In: SEMINÁRIO SOBRE OS ESTUDOS DA DESIGUALDADE RECENTE NO BRASIL, 2006, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2006a.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000a.

_____. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000b. p. 21-47.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. **Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Texto para Discussão, 686).

BARROS, R. P. de et al. **Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006b. (Texto para discussão, 1203).

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social. **Conheça mais sobre o BPC**. Brasília, DF, 2006. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/programas/rede-suas/protecao-social-basica/beneficio-de-prestacao-continuada-bpc/cartilha-bpc2.pdf/download>>. Acesso em: 10 ago. 2006b.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social. **Revisão da concessão do benefício assistencial de prestação continuada**. Brasília, DF, 2005. Disponível em: <http://200.152.41.8/relocrys/bpc/manual_1.htm>. Acesso em: 2 ago. 2006a.

EXPERT GROUP ON POVERTY STATISTICS. RIO GROUP. **Compendium of best practices in poverty measurement**. Santiago de Chile: CEPAL, 2006. 156 p. Disponível em: <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/3/26593/rio_group_compendium.pdf>. Acesso em: 2007.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. **The rise and fall of brazilian inequality: 1981-2004**. Washington, DC: World Bank, 2006. (Working Paper, 3867).

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p.761-768, May 1984.

FOSTER, J. What is poverty and who are the poor?: redefinition for the United States in the 1990`s: absolute versus relative poverty. **American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 335-341, May 1998.

HISTÓRICO do salário mínimo no Brasil. **O Estado de São Paulo**, mar. 2006. Sessão Finanças Pessoais. Disponível em: <<http://www.estadao.com.br/ext/economia/financas/historico/salariominimo.htm>>. Acesso em: 23 out. 2006.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998. 275 p.

_____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da Federação. **Economia Revista da Anpec**, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

_____. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 81-107.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2005. 1 CD-ROM.

MIRANDA, V. F.; RIOS-NETO, E. L. G.; TURRA, C. M. Public Transfer and interhousehold transfers to the elderly in Brazil. In: CONGRESSO POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA, 2008, New Orleans. **Anais...** New Orleans, 2008. Disponível em: <<http://paa2008.princeton.edu/abstractViewer.aspx?submissionId=81131>>. Acesso em: 21 abr. 2008.

PAULO, M. A. **A relação entre renda e composição domiciliar dos idosos no Brasil**: um estudo sobre o impacto do recebimento do benefício de prestação continuada. 2008. 96 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

SIMÃO, R. C. S. **Distribuição de renda e pobreza no Estado de Minas Gerais**. 2004. 112 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, São Paulo, 2004.

Recebido para publicação em: 05.09.2007

ANEXO

Tabela A1 – Renda Domiciliar *Per Capita* Média, Índices de Pobreza e Desigualdade no Brasil e nas Macrorregiões Geográficas – 2005

Indicadores	Unidade Geográfica					
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Renda Média	290,45	246,98	540,88	537,00	505,38	436,29
Índices de Pobreza						
P0	43,43	53,87	19,95	18,03	24,60	31,28
P1	18,38	26,23	8,37	7,21	9,99	14,07
P2	10,28	16,12	5,02	4,11	5,72	8,44
Índices de Extrema Pobreza						
P0	15,49	24,90	6,32	5,51	7,29	12,16
P1	5,77	10,57	3,24	2,47	3,43	5,37
P2	3,22	6,26	2,44	1,70	2,43	3,45
Índices de Desigualdade						
Gini	0,530	0,570	0,546	0,517	0,575	0,571
L Theil	0,574	0,698	0,602	0,533	0,701	0,663

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A2 – Renda Domiciliar *Per Capita* Média, Índices de Pobreza e Desigualdade dos Idosos no Brasil e nas Macrorregiões Geográficas – 2005

Indicadores	Unidade Geográfica					
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Renda Média	424,82	390,46	764,55	684,66	663,77	631,13
Índices de Pobreza						
P0	14,43	17,75	5,63	4,64	7,29	9,20
P1	4,62	5,99	2,69	1,81	2,70	3,52
P2	2,17	2,81	1,90	1,05	1,43	2,00
Índices de Extrema Pobreza						
P0	2,20	3,40	1,88	1,12	1,21	2,14
P1	0,84	1,15	1,48	0,66	0,72	1,19
P2	0,58	0,68	1,38	0,55	0,63	0,99
Índices de Desigualdade						
Gini	0,461	0,476	0,532	0,493	0,553	0,531
L Theil	0,485	0,534	0,593	0,505	0,690	0,606

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A3 – Indicadores de Pobreza Absoluta e Desigualdade de Renda na Região Norte em 2005 – População Total, Idosos e Idosos pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	População Total		Idosos	Demanda a Descoberto		
	Observada	Simulada	Observada	Simulada	Observada	Simulada
Pobreza						
P0	43,43	43,39	14,43	14,04	98,69	80,01
P1	18,38	18,25	4,62	3,94	69,16	36,10
P2	10,28	10,16	2,17	1,56	51,50	22,25
Pobreza Extrema						
P0	15,49	15,10	2,20	0,58	98,69	20,51
P1	5,77	5,67	0,84	0,33	39,63	15,08
P2	3,22	3,18	0,58	0,30	28,04	14,25
Desigualdade de Renda						
Índice de Gini	0,5301	0,5293	0,4606	0,4567	0,3203	0,3191
Índice L-Theil	0,5739	0,5726	0,4848	0,4787	0,2888	0,2296

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A4 – Indicadores de Pobreza Absoluta e Desigualdade de Renda na Região Nordeste em 2005 – População Total, Idosos e Idosos pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	População Total		Idosos		Demanda a Descoberto	
	Observada	Simulada	Observada	Simulada	Observada	Simulada
Pobreza						
P0	53,87	53,82	17,75	17,40	99,23	89,87
P1	26,23	25,86	5,99	4,87	66,07	33,37
P2	16,12	15,77	2,81	1,81	46,37	16,74
Pobreza Extrema						
P0	24,90	23,74	3,40	0,56	97,57	13,21
P1	10,57	10,26	1,15	0,28	33,69	7,82
P2	6,26	6,14	0,68	0,23	20,00	6,90
Desigualdade de Renda						
Índice de Gini	0,5703	0,5679	0,4756	0,4693	0,2515	0,2310
Índice L-Theil	0,6978	0,6934	0,5338	0,5239	0,1659	0,1293

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A5 – Indicadores de Pobreza Absoluta e Desigualdade de Renda na Região Sudeste em 2005 – População Total, Idosos e Idosos pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	População Total		Idosos		Demanda a Descoberto	
	Observada	Simulada	Observada	Simulada	Observada	Simulada
Pobreza						
P0	19,95	19,90	5,63	5,18	100,00	75,69
P1	8,37	8,27	2,69	2,13	89,57	59,67
P2	5,02	4,93	1,90	1,37	83,13	54,71
Pobreza Extrema						
P0	6,32	6,09	1,88	1,04	100,00	54,91
P1	3,24	3,14	1,48	0,97	79,14	51,87
P2	2,44	2,38	1,38	0,95	74,23	51,20
Desigualdade de Renda						
Índice de Gini	0,5456	0,5451	0,5319	0,5299	0,7475	0,6361
Índice L-Theil	0,6023	0,6015	0,5930	0,5891	1,2784	0,8208

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A6 – Indicadores de Pobreza Absoluta e Desigualdade de Renda na Região Sul em 2005 – População Total, Idosos e Idosos pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	População Total		Idosos		Demanda a Descoberto	
	Observada	Simulada	Observada	Simulada	Observada	Simulada
Pobreza						
P0	18,03	17,99	4,64	4,28	100,00	67,83
P1	7,21	7,11	1,81	1,32	79,40	35,87
P2	4,11	4,02	1,05	0,60	66,59	26,73
Pobreza Extrema						
P0	5,51	5,29	1,12	0,28	100,00	24,61
P1	2,47	2,39	0,66	0,25	58,80	22,12
P2	1,70	1,65	0,55	0,24	48,77	21,35
Desigualdade de Renda						
Índice de Gini	0,5171	0,5167	0,4926	0,4905	0,5049	0,4278
Índice L-Theil	0,5326	0,5318	0,5048	0,5011	0,5628	0,3601

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A.7 – Indicadores de Pobreza Absoluta e Desigualdade de Renda na Região Centro-Oeste em 2005 – População Total, Idosos e Idosos pertencentes à Demanda a Descoberto

Indicadores	População Total		Idosos		Demanda a Descoberto	
	Observada	Simulada	Observada	Simulada	Observada	Simulada
Pobreza						
P0	24,60	24,57	7,29	6,91	92,35	66,34
P1	9,99	9,91	2,70	2,23	72,07	35,93
P2	5,72	5,64	1,43	1,01	60,70	27,88
Pobreza Extrema						
P0	7,29	7,13	1,21	0,43	88,70	26,66
P1	3,43	3,37	0,72	0,35	53,01	23,73
P2	2,43	2,38	0,63	0,34	46,46	23,14
Desigualdade de Renda						
Índice de Gini	0,5749	0,5746	0,5533	0,5508	0,5849	0,4461
Índice L-Theil	0,7005	0,6998	0,6896	0,6850	0,6945	0,3893

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A8 – Renda Domiciliar Per Capita Média no Brasil e por Região da População Total, dos Idosos e da Demanda a Descoberto

Macrorregião	População Total	Idosos	Demanda a Descoberto
Norte	290,45	424,82	46,26
Nordeste	246,98	390,46	50,89
Sudeste	540,88	764,55	15,65
Sul	537,00	684,66	30,90
Centro-Oeste	505,38	663,77	44,88
Brasil	436,29	631,13	34,04

Fonte: PNAD de 2005.

Tabela A9 – População Total, Idosa e Demanda a Descoberto e Proporção de Demanda a Descoberto com Relação à População Idosa e à População Total – Brasil e Macrorregiões, 2005

Macrorregião Geográfica	População Total [A]	Idosos [B]	Demanda a Descoberto [C]	C/B [%]	C/A [%]
Norte	14.711.839	612.256	12.646	2,07	0,09
Nordeste	51.025.502	3.334.477	111.582	3,35	0,22
Sudeste	78.346.058	6.008.279	111.803	1,86	0,14
Sul	26.953.347	1.967.495	22.091	1,12	0,08
Centro-Oeste	12.996.576	670.358	8.770	1,31	0,07
Total	184.033.322	12.592.865	266.892	2,12	0,15

Fonte: PNAD de 2005.

Índices Coincidentes da Produção Industrial Cearense: Uma Aplicação da Análise de Correlação Canônica

RESUMO

O artigo se propõe a construir índices coincidentes para a produção industrial do Estado do Ceará através da análise de correlações canônicas proposta por Issler e Vahid (2000). Diferentemente dos modelos tradicionais, nenhuma restrição é imposta com relação ao número de ciclos comuns necessários para explicar, de forma completa, o relacionamento cíclico entre as variáveis coincidentes. As séries coincidentes são índices de produção industrial do IBGE. Consideraram-se os três principais setores industriais: alimentos e bebidas, calçados e artigos de couro e têxtil. Somados, estes setores participam com mais da metade do VTI (Valor da Transformação Industrial) do Estado. Baseado na metodologia aqui adotada elaborou-se uma datação das recessões industriais cearenses.

PALAVRAS-CHAVE:

Índices Coincidentes. Correlação Canônica. Indústria Cearense.

Bruno Moreira Wichmann

- Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE);
- Mestre em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia (CAEN), da Universidade Federal do Ceará (UFC) e Analista de Políticas Públicas (IPECE).

Paulo Araújo Pontes

- Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE);
- Mestre em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia (CAEN), da Universidade Federal do Ceará (UFC) e Analista de Políticas Públicas (IPECE).

1 – INTRODUÇÃO

A teoria dos ciclos econômicos defende que as principais variáveis macroeconômicas apresentam um padrão de crescimento cíclico ao longo do tempo. Os indicadores coincidentes da atividade econômica são variáveis que tendem a informar quando a economia se encontra em uma recessão ou expansão. Trata-se de variáveis que têm correlação contemporânea com o estado da economia, ou seja, crescem em uma expansão e decrescem em uma retração. O nível de renda, emprego e produção industrial são exemplos de variáveis coincidentes.

Indicadores antecedentes da atividade econômica são aquelas variáveis que tendem a reagir antes de uma mudança no estado da economia. Por exemplo, os estoques das empresas tendem a se reduzir antes de um grande aumento no nível de renda. Pode-se, portanto, concluir que as variáveis antecedentes têm correlação com períodos futuros das variáveis coincidentes. Desta forma, entre o grupo de variáveis antecedentes, incluem-se as próprias defasagens das variáveis coincidentes.

Qualquer sociedade tem interesse em saber qual é o estado atual da economia (recessão ou expansão), e qual será este estado em um futuro próximo. Porém, existe uma escassez de estimativas e previsões sobre esta variável latente: o estado da economia, não-observável. Uma aproximação desta variável latente seria o Produto Interno Bruto (PIB). Contudo, esta variável só está disponível com uma defasagem que inviabiliza a sua utilidade nas tomadas de decisão de empresários, indivíduos e governo. (DUARTE, ISSLER; SPACOV, 2004). Por outro lado, o comportamento do PIB não expressa necessariamente o padrão cíclico de todos os setores da economia. Nada impede que determinado setor se encontre numa recessão enquanto o PIB se expande.

O estudo dos indicadores antecedentes e coincidentes auxilia na compreensão das flutuações econômicas, sendo importante tanto para o setor público, na formulação e execução de políticas públicas, quanto para planejamento do setor privado.

Acompanhar o comportamento cíclico da economia pode ser bastante complicado, por envolver uma grande quantidade de séries econômicas destes dois grandes grupos de variáveis, que nem sempre se movimentam na mesma direção. Os índices antecedentes e coincidentes surgem para simplificar o entendimento das flutuações econômicas. A ideia é ter uma medida que capte os possíveis ciclos comuns existentes entre as séries coincidentes: o índice coincidente.

Diferentemente de vários países desenvolvidos¹, no Brasil praticamente não existem pesquisas sistematizadas e contínuas em relação ao estado da economia. Alguns esforços individuais podem ser citados: Contador e Ferraz (1999); Spacov (2001); Duarte; Issler e Spacov (2004) e Hollauer e Issler (2006a, 2006b) etc; além de instituições como o Centro de Estatísticas e Análises Econômicas (CEAE/IBRE/FGV).

O objetivo deste artigo é melhor entender o comportamento cíclico da produção industrial cearense através da construção de índices coincidentes. Para tanto, utiliza-se a metodologia de correlações canônicas proposta por Issler e Vahid (2000). Os dados disponíveis compreendem o período de jan/1991 até ago/2006. Conclui-se que, no período em questão, houve sete recessões na produção industrial cearense. A mais longa ocorreu entre mar/1999 e nov/2000 e a mais intensa ocorreu entre ago/1991 e jul/1992.

2 – A TEORIA DOS ÍNDICES COINCIDENTES: MODELOS TRADICIONAIS

As economias desenvolvidas se preocupam cada vez mais em entender o comportamento dos ciclos econômicos. A compreensão destas flutuações pode melhorar a eficiência na formulação da política econômica e no planejamento empresarial. Este exercício inclui, por exemplo, a análise dos determinantes, frequência e duração média das recessões. Por exemplo, o *National Bureau of Economic Research* (NBER), tradicional órgão de pesquisa econômica dos Estados Unidos, estuda

¹ Como exemplo, Duarte; Issler e Spacov (2004) citam: Alemanha, Austrália, Coreia do Sul, Espanha, França, Japão, México, Reino Unido e Estados Unidos.

os ciclos de negócios americanos há quase um século, possuindo uma extensa documentação tanto em formato de livros como em formato de artigos publicados em periódicos especializados. (SPACOV, 2001).

A caracterização de recessões não é uma tarefa trivial. Um consenso informal entre economistas é de que uma recessão corresponde a períodos consecutivos de retração no PIB trimestral, o que é bastante simplório e possivelmente inadequado. Para o NBER uma recessão é um período de quedas consecutivas no produto, renda real, emprego, produção industrial e vendas no atacado e no varejo, que geralmente dura entre seis meses e um ano, e é marcada por grandes contrações em vários setores da economia. (NBER, 2007).

Conforme a definição do NBER, uma recessão se caracteriza pelo movimento de queda sincronizado de diversas variáveis macroeconômicas relevantes. É o comportamento sincronizado, para cima ou para baixo, dos diversos setores da economia que caracteriza os ciclos econômicos. Para Lucas (1977), os ciclos de negócios possuem as seguintes características: movimentos conjuntos no produto de vários setores; produção de bens de capital e de bens de consumo duráveis exibindo amplitude maior do que a produção de bens de consumo não-duráveis; produção e preço de bens agrícolas e recursos naturais com sincronia abaixo da média; lucros com sincronia e amplitude acima da média; preços, taxas de juros de curto prazo e agregados monetários geralmente exibem um comportamento pró-cíclico.

Esta sincronia motiva diversos autores a adotarem metodologias que aglomerem uma quantidade maior de séries econômicas para avaliar o desempenho de determinada economia, em vez de a simples observação de quedas consecutivas no PIB.

Apesar de o interesse ser atual, o estudo e medição dos ciclos econômicos, bem como a necessidade de se conhecer o momento exato em que uma economia passa de uma recessão para uma expansão e vice-versa (*turning point*), surge com o trabalho pioneiro de Burns e Mitchell (1946).

A literatura é mais avançada nos Estados Unidos, onde diversos índices antecedentes e coincidentes

foram desenvolvidos com metodologias heurísticas e estatístico-econômicas. O NBER, desde sua criação em 1920, realiza pesquisas sobre os ciclos econômicos e sobre a cronologia dos pontos de inflexão (picos e vales) da economia norte-americana. (SPACOV, 2001).

Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993) iniciaram um projeto que visava a construir um modelo formal que racionalizasse a vasta gama de estatísticas fornecidas pelo NBER. Os autores trabalharam na construção de índices coincidentes, antecedentes e de períodos recessivos para os Estados Unidos. As séries coincidentes empregadas pelo NBER são: produção, renda, vendas e emprego. A principal característica do modelo Stock-Watson é a hipótese de existência de apenas um único ciclo ou fator comum entre as variáveis macroeconômicas coincidentes. Este ciclo é tratado como uma variável latente, ou seja, não-observada, que reflete o estado da economia. Apesar de ter apresentado boa *performance* na previsão de recessões dentro da amostra, os índices de Stock e Watson falharam em prever a recessão americana de 1990-1991. Stock e Watson (1993) defendem que o problema principal foi o processo de escolha dos indicadores antecedentes, e não em qualquer erro de especificação do modelo. (SPACOV, 2001).

Também nos Estados Unidos, o *The Conference Board* (TCB), entidade privada e sem fins lucrativos, fundada em 1916, realiza a medição de um conjunto de séries relacionadas com a atividade econômica e, a partir destas séries, produz índices antecedentes e coincidentes oficiais. As séries coincidentes utilizadas são as mesmas empregadas pelo NBER. Atualmente, o TCB elabora índices para Alemanha, Austrália, Coreia do Sul, Espanha, França, Japão, México e Reino Unido, além dos Estados Unidos. O método empregado pelo TCB na elaboração dos índices coincidentes foi revisado em 2001 e se encontra disponível no *site de The Conference Board*. (GLOBAL..., 2007). Dada sua simplicidade, o índice TCB é considerado heurístico, não possuindo nenhum tipo de embasamento estatístico-econômico. (DUARTE; ISSLER; SPACOV, 2004).

3 – METODOLOGIA DE ISSLER E VAHID (2000): ANÁLISE DE CORRELAÇÃO CANÔNICA

A análise de correlações canônicas de Issler e Vahid (2000) consiste em uma metodologia formal. Diferentemente de Stock e Watson (1988, 1989, 1991, 1993), o modelo de Issler e Vahid (2000) considera a possibilidade da existência de diferentes ciclos comuns entre as variáveis coincidentes, não impondo a hipótese, possivelmente bastante restritiva, da existência de apenas um ciclo comum entre as séries coincidentes, hipótese esta utilizada nos modelos do tipo Stock-Watson.

3.1 – Teoria

Sejam dois conjuntos de variáveis aleatórias estacionárias $y_t = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ e $x_t = (x_1, x_2, \dots, x_m)$, onde y_t ($n \times 1$) e x_t ($m \times 1$) são medidos em termos de desvios das médias populacionais, a matriz de variância e covariância conjunta entre y_t e x_t é dada por:

$$\begin{pmatrix} E(y_t y_t') & E(y_t x_t') \\ E(x_t y_t') & E(x_t x_t') \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum yy & \sum xy \\ \sum yx & \sum xx \end{pmatrix}$$

onde $E(y_t y_t')$ é a matriz de covariância de y_t ($n \times n$)

Para analisar a natureza das correlações entre y_t e x_t , Hamilton (1994) define dois novos vetores aleatórios, w_t ($n \times 1$) e z_t ($n \times 1$), que são combinações lineares de y_t e x_t , respectivamente,

$$w_t = B' y_t$$

$$z_t = A' x_t$$

onde B ($n \times n$) e A ($n \times m$) são as matrizes

$$B' = \begin{pmatrix} \beta_1' \\ \beta_2' \\ \vdots \\ \beta_n' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1n} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2n} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \beta_{n1} & \beta_{n2} & \dots & \beta_{nm} \end{pmatrix}$$

e

$$A' = \begin{pmatrix} \alpha_1' \\ \alpha_2' \\ \vdots \\ \alpha_n' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \dots & \alpha_{1m} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \dots & \alpha_{2m} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \alpha_{n1} & \alpha_{n2} & \dots & \alpha_{nm} \end{pmatrix}$$

escolhidas de forma a atender as seguintes condições:

Os elementos de w_t possuem variância unitária e são não-correlacionados entre si:

$$E(w_t w_t') = B' \sum yy B = I_n$$

Os elementos de z_t possuem variância unitária e são não-correlacionados entre si:

$$E(z_t z_t') = A' \sum xx A = I_n$$

Para $i \neq j$, o i -ésimo elemento de w_t é não-correlacionado com o j -ésimo elemento de z_t ; para $i = j$, a correlação é positiva dada por r_i :

$$E(z_t w_t') = A' \sum xy B = R$$

onde:

$$R = \begin{pmatrix} r_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & r_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & r_n \end{pmatrix}$$

Os elementos de w_t e z_t são ordenados de forma que:

$$(1 \geq r_1 \geq r_2 \geq \dots \geq r_n \geq 0)$$

Em outras palavras, os coeficientes β_{1i} e α_{1j} , provenientes de

$$w_1 = \beta_{11} y_t$$

$$z_1 = \alpha_{11} x_t$$

são aqueles que maximizam a correlação entre w_1 e z_1 .² As variáveis w_1 e z_1 são o primeiro par de variáveis canônicas. Já os coeficientes β_{2i} e α_{2j} , provenientes de

² w_1 corresponde à primeira linha de W_1 ($n \times 1$) e z_1 corresponde à primeira linha de Z_1 ($n \times 1$).

$$w_2 = \beta_2' y_t$$

$$z_2 = \alpha_2' x_t$$

são aqueles que: determinam a correlação máxima entre w_2 e z_2 de forma que z_1 é não-correlacionada com z_2 , w_1 é não-correlacionada com w_2 , z_1 é não-correlacionada com w_2 e, finalmente, z_2 é não-correlacionada com w_1 . w_2 e z_2 é o segundo par de variáveis canônicas.

Repete-se este procedimento até encontrarmos o n -ésimo par de variáveis canônicas. Desse modo, as combinações lineares entre os elementos dos dois conjuntos exauram completamente os relacionamentos existentes entre os dois grupos. Assim, o estudo do relacionamento entre y_t e x_t pode ser reduzido à análise dos pares de variáveis canônicas, que captam todos os ciclos comuns existentes entre os dois conjuntos de séries. (SPACOV, 2001).

A k -ésima correlação canônica entre y_t e x_t é dada pela k -ésima maior raiz de

$$\begin{vmatrix} -\lambda \sum yy & \sum yx \\ \sum xy & -\lambda \sum xx \end{vmatrix} = 0$$

. Os coeficientes de α_k e β_k podem ser encontrados fazendo $\lambda = \lambda_k$ em

$$\begin{pmatrix} -\lambda \sum yy & \sum yx \\ \sum xy & -\lambda \sum xx \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta \\ \alpha \end{pmatrix} = 0$$

, juntamente com as restrições dos itens 1 e 2 acima.

3.2 – Estimação

Em termos amostrais, a matriz R e as variáveis canônicas correspondentes podem ser calculadas da seguinte forma:

Sejam $Y = (y_1, y_2, \dots, y_T)'$ e $X = (x_1, x_2, \dots, x_T)'$ amostras de T observações de y_t e x_t . Os n primeiros autovalores da matriz $H = (Y'Y)^{-1} Y'X(X'X)^{-1} X'Y$ são estimadores consistentes dos quadrados das correlações canônicas populacionais ($r_1^2, r_2^2, \dots, r_n^2$). Os autovetores correspondentes são estimadores consistentes dos parâmetros em B . Além disso, esses n primeiros autovalores de H são idênticos aos n primeiros autovalores de $G = (X'X)^{-1} X'Y(Y'Y)^{-1} Y'X$,

cujos autovetores correspondentes são estimadores consistentes dos elementos de A . (HAMILTON, 1994).

3.3 – Teste de Significância

Uma vez estimadas as correlações canônicas, deve-se testar quantas delas são significativamente diferente de zero. Esta informação indica o número de variáveis canônicas que é suficiente para explicar toda correlação existente entre y_t e x_t .

Anderson (1984) utiliza os quadrados das correlações canônicas amostrais (r_i^2 , onde $i = k+1, \dots, n$) em um teste de Razão de Verossimilhança para testar a hipótese de que as $n-k$ menores correlações canônicas são, em conjunto, iguais a zero:

$$H_k : r_{k+1} = r_{k+2} = \dots = r_n = 0$$

A estatística de teste é:

$$LR = -T \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - \hat{r}_i^2) \rightarrow \chi_{(n-k)(m-k)}^2$$

4 – RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, discute-se uma análise preliminar dos dados, escolhendo as séries coincidentes de acordo com as características que são imprescindíveis a este tipo de variável. Posteriormente, define-se a forma como cada série será especificada. Apresenta-se o modelo ao qual foram incorporadas as variáveis. Constroem-se os índices coincidentes e, finalmente, elabora-se a datação das recessões industriais cearenses.

4.1 – Análise Preliminar dos Dados

A escolha das séries que compõem os indicadores coincidentes, seguindo o NBER, passa pela análise dos seguintes critérios desejáveis:

1. O tamanho da amostra deve ser extenso, i.e., a amplitude da amostra (intervalo de tempo entre a primeira e a última observação) deve ser grande o suficiente, de forma que contenha quantidade razoável de expansões e recessões. Isto implicaria em uma maior aprendizagem do modelo.

2. A frequência dos dados deve ser a maior possível (preferencialmente mensal) e de rápida divulgação. Um indicador, por melhor que seja, não teria utilidade se sua computação só fosse possível com uma defasagem muito alta, digamos seis meses, quando provavelmente a economia já teria mudado de estado.
3. Cada série deve ser representativa da economia de interesse, i.e., não faz sentido elaborar um índice coincidente para o Brasil com séries de apenas um estado, ou elaborar índices para determinado estado com séries nacionais.
4. O conjunto de séries deve ser representativo do setor que se deseja estudar. No caso de índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica, o conjunto de séries deve englobar vários setores da economia.

As séries coincidentes escolhidas foram índices de produção física industrial do IBGE³ referentes aos seguintes setores: alimentos e bebidas, calçados e artigos de couro e têxtil. Resta saber se as séries apresentam as características desejáveis mencionadas acima.

Todas as séries apresentam uma grande amplitude. Trata-se de dados a partir de jan/1991 até ago/2006; sendo assim, compreende um período de mais de quinze anos. Neste período foram eleitos três governadores: Ciro Gomes (1991-1994), Tasso Jereissati (1995-1998), Tasso Jereissati (1999-2002) e Lúcio Alcântara (2003-2006). A produção industrial sofreu a influência de políticas distintas de cada mandato. Como veremos adiante, várias expansões e contrações da produção ocorreram durante estes quatro mandatos. Sendo assim, a amostra satisfaz o requisito do item 1.

Os dados são mensais e de rápida divulgação. A amostra contém 188 observações, constituindo séries temporais de tamanho excelente. A divulgação em um intervalo de tempo mensal não compromete o caráter sinalizador dos índices em relação ao estado da economia, satisfazendo o requisito do item 2.

³ Índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal (base: média de 2002 = 100).

Quanto aos itens 3 e 4, como nosso objetivo é compreender os ciclos de produção industrial no Estado do Ceará. Portanto todos os dados são referentes aos setores produtivos da indústria cearense. Especificamente, o interesse da pesquisa é a elaboração de indicadores coincidentes para a produção industrial. As séries escolhidas satisfazem o critério de representatividade. Os setores de alimentos e bebidas, calçados e artigos de couro e têxtil, somados, representam mais da metade do VTI (Valor da Transformação Industrial) do Ceará. Estes são os três maiores setores da indústria cearense e, assim sendo, refletem a dinâmica da produção industrial do Estado. A Tabela 1 relaciona os cinco maiores setores industriais do Ceará, seguindo o critério de participação no VTI total do Estado.

Tabela 1 – Participação no VTI do Estado

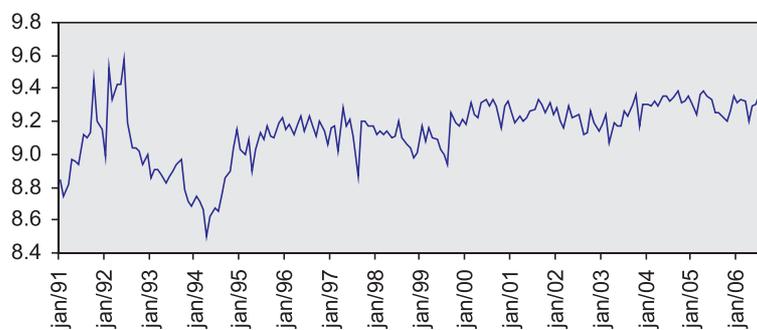
Setor	Participação no VTI
Calçados e Artigos de Couro	0.251986
Alimentos e Bebidas	0.223955
Têxtil	0.114843
Produtos Químicos	0.066774
Vestuário e Acessórios	0.059152

Fonte: Elaboração Própria a Partir dos Dados da PIA/IBGE (2003).

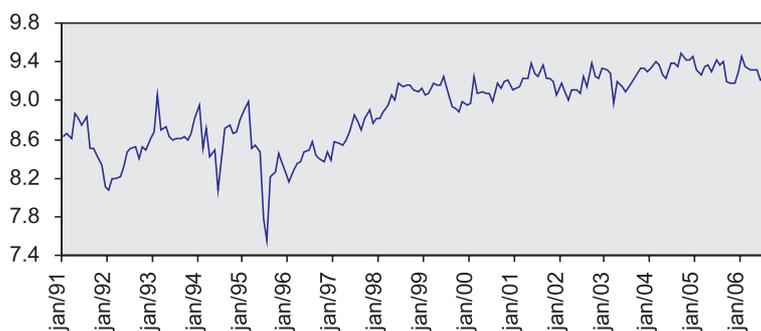
4.2 – Séries Coincidentes

Após a escolha das variáveis, deve-se decidir como elas devem ser especificadas. Optou-se por trabalhar com o logaritmo das séries originais, a fim de reduzir seus intervalos de variação. Trata-se de uma transformação monotônica, não modificando o comportamento dos *turning points* da série original. A análise do correlograma das séries mostrou que todas possuíam componentes de sazonalidade relevantes. Assim, seguindo o método do NBER, todas as séries foram dessazonalizadas, em log-nível, usando o procedimento X11 com componente sazonal aditivo. Nenhum padrão sazonal foi identificado após as transformações.

In_alim_sa



In_calc_sa



In_text_sa

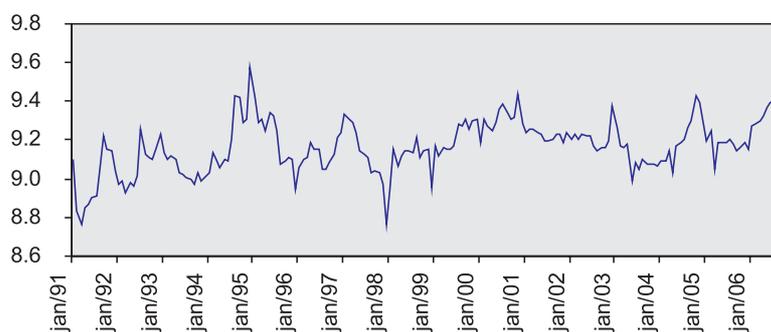


Gráfico 1 – Séries Coincidentes (Logaritmo, Dessazonalizadas)

Fonte: Elaboração Própria dos Autores a Partir do IBGE (2007).

Em seguida, foram realizados testes de raiz unitária para verificar a necessidade de se tomar a primeira diferença das séries. Os resultados dos testes Augmented Dickey-Fuller podem ser vistos na Tabela 2. Pela estatística ADF, não se pode rejeitar a hipótese nula de que as três séries possuem raiz unitária. Porém, as séries são I(1), ou seja, estacionárias em primeira diferença. A Tabela 3 resume as transformações realizadas nas variáveis coincidentes.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária – Séries Coincidentes

Série	Sigla	Est. ADF (nível)	Est. ADF (1ª diferença)
Alimentos e Bebidas	alim	0.6551	-13.0938
Calçados e Artigos de Couro	calc	0.3736	-16.3698
Têxtil	text	0.4137	-12.2763

Fonte: IBGE (2007).

Utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para computar o número de defasagens.

Valores Críticos (iguais em duas casas decimais para todos os testes):

1%: -2.56

5%: -1.94

10%: -1.62

Tabela 3 – Séries Coincidentes

Série	Sigla	Transformação	Ajuste Sazonal
Alimentos e Bebidas	alim	$\Delta \ln (.)$	Sim
Calçados e Artigos de Couro	calc	$\Delta \ln (.)$	Sim
Têxtil	text	$\Delta \ln (.)$	Sim

Fonte: IBGE (2007).

4.3 – Construção do Modelo

A incorporação das séries coincidentes em um

modelo econométrico deve considerar o dinamismo do relacionamento entre as variáveis. Considerando que todas estas variáveis são endógenas, devemos utilizar modelos *Vector Autoregression* (VAR) para estimar as relações entre as variáveis, elaborar previsões e analisar o impacto de distúrbios aleatórios sobre o sistema.

Porém, antes da definição do modelo exato no qual incorporaremos as séries coincidentes, é necessário verificar se existe alguma combinação linear das variáveis endógenas (séries coincidentes) que é estacionária, ou seja, testar se existe cointegração entre as três séries coincidentes. A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen para as três séries coincidentes. Verifica-se a existência de um vetor de cointegração no nível de significância de 5%.

Dada a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis endógenas (coincidentes), as séries devem ser modeladas por um *Vector Error Correction* (VECM Model):

$$\Delta y_t = A_1 \Delta y_{t-1} + \dots + A_p \Delta y_{t-p} + \beta \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1)

onde y_t é o vetor de variáveis coincidentes (endógenas), A_1, \dots, A_p são as matrizes de coeficientes das defasagens dos indicadores coincidentes e $\alpha' y_{t-1}$ é o escalar que define o vetor de cointegração.

Tabela 4 – Teste de Cointegração de Johansen – Séries Coincidentes

H0: vetores de cointegração = q	LR	p-valor	90%	95%	99%
$q = 0$	39.13	0.0163	32.25	35.07	40.78
$q \leq 1$	19.49	0.0623	17.98	20.16	24.69
$q \leq 2$	4.94	0.3002	7.60	9.14	12.53

Fonte: IBGE (2007).

Utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para computar o número de defasagens.

Teste com constante e sem tendência.

Devemos agora definir o número de defasagens do VECM (p). Os critérios de Akaike, Hannan-Quinn, Schwarz e Erro de Previsão Final (*Final Prediction Error*) apontaram o mesmo resultado: uma defasagem (*lag*). Desse modo, o modelo utilizado será:

$$\Delta y_t = A_1 \Delta y_{t-1} + \beta \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Calculam-se as correlações canônicas entre as variáveis do lado esquerdo de (2) e as do lado direito, i.e., as correlações canônicas entre o grupo de coincidentes e o grupo de antecedentes (coincidentes defasadas). Deve-se então testar quantas destas correlações canônicas são significativamente diferentes de zero⁴. A Tabela 5 apresenta as correlações canônicas ordenados da maior para a menor.

Tabela 5 – Teste de Significância das Correlações Canônicas

	Correlações Canônicas	Graus de Liberdade	P-Valor
1 ^a	0.3748	12	0.0001
2 ^a	0.2114	6	0.0570
3 ^a	0.1409	2	0.1549

Fonte: Elaboração dos autores. IBGE (2007).

Nota: Ho: as correlações canônicas na presente linha e todas as que se seguem são nulas

Percebe-se que apenas as duas primeiras correlações canônicas são estatisticamente significantes. Conclui-se que as matrizes de coeficientes do lado direito de (2) possuem posto reduzido, ou seja, o comportamento cíclico das séries coincidentes pode ser explicado por um número de ciclos menor do que o número de variáveis dependentes, i.e., existem ciclos comuns. Desse modo, apenas as duas primeiras variáveis canônicas explicam o comportamento cíclico das três séries.

4.4 – Os Indicadores Coincidentes

Os indicadores coincidentes propostos pelo trabalho serão construídos a partir das variáveis canônicas.

⁴ O teste foi apresentado na Seção 3.3.

A Tabela 6 fornece os coeficientes das variáveis que formam cada combinação linear das séries coincidentes. Usando esses coeficientes, obtêm-se as combinações lineares entre as variáveis coincidentes e, assim, constroem-se as variáveis canônicas, que formam os ciclos independentes entre si. (SPACOV, 2001).

Tabela 6 – Coeficientes das Variáveis Canônicas Coincidentes

Variável Coincidente	VC1	VC2	VC3
alim	-7.752	-2.657	5.369
calc	-3.174	3.372	-5.226
text	0.101	-10.692	-6.524

Fonte: IBGE (2007).

Cada variável canônica (VC1, VC2, VC3) constitui um índice coincidente. VC1 é a primeira variável canônica e está associada à maior correlação canônica. VC2 é a segunda variável canônica e está associada à segunda maior correlação canônica. VC3 é a última variável canônica e está associada à menor correlação canônica e que é não-significante. O Gráfico 2 mostra as variáveis canônicas coincidentes.

Na Tabela 7, têm-se os mesmos coeficientes da Tabela 6, porém, ponderados pelos seus respectivos desvios-padrão. Assim, podemos ter uma ideia do peso relativo que o índice dá para cada uma das séries coincidentes. Percebe-se que, em VC1, os maiores pesos são das séries *alim* e *calc*; em VC2 a principal variável é *text*; e em VC3 existe uma distribuição mais equitativa da ponderação de cada série.

Para Spacov (2001), o acompanhamento da atividade econômica através da metodologia de correlações canônicas deve ser feito de duas formas: a primeira é através do acompanhamento separado de cada um dos índices significativos (aqui, VC1 e VC2); a segunda é através de algum índice composto que combine os ciclos comuns significantes em uma única variável.

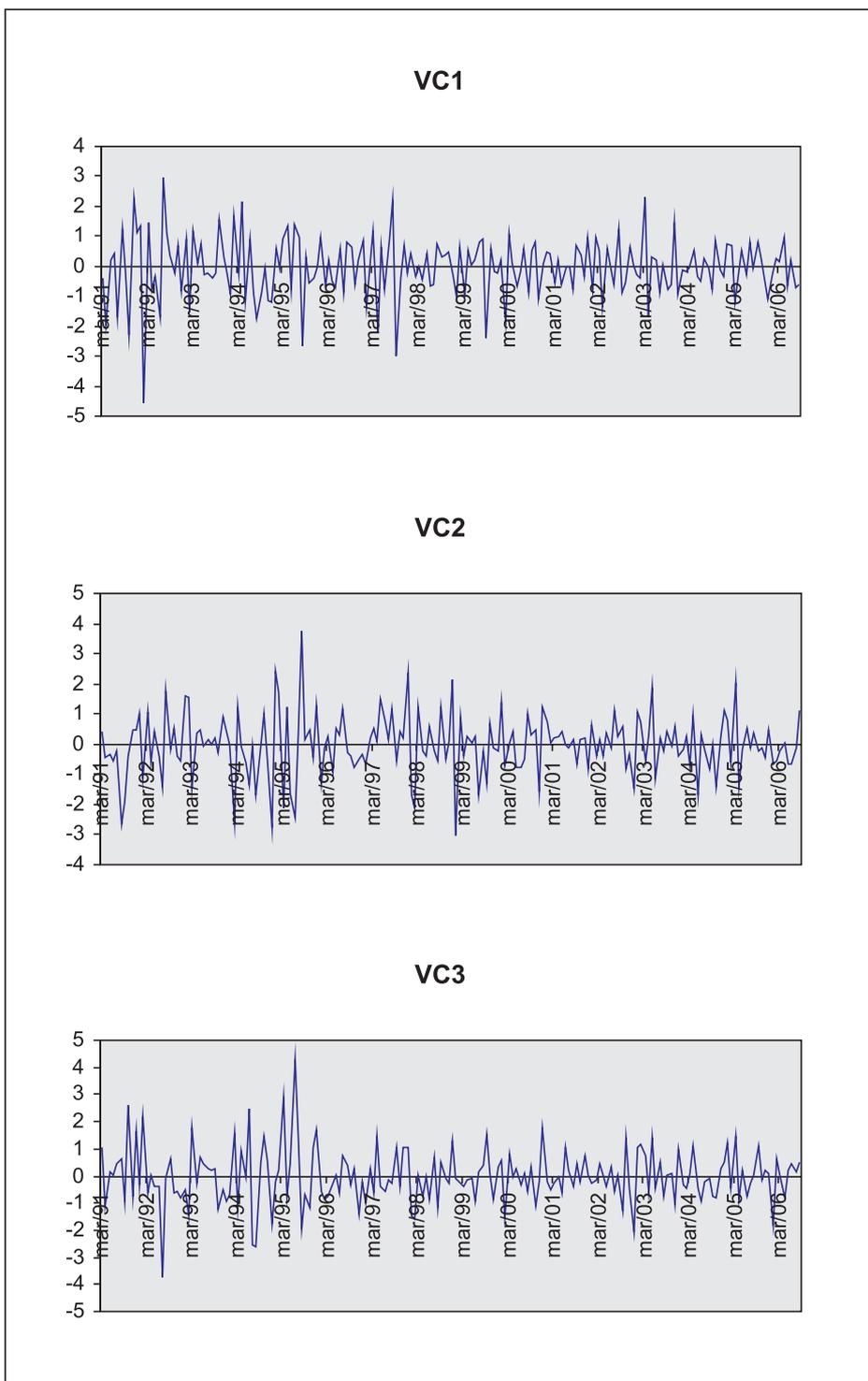


Gráfico 2 – Variáveis Canônicas Coincidentes

Fonte: IBGE (2007).

Como apenas duas entre as três correlações canônicas são estatisticamente diferentes de zero, conclui-se que o comportamento cíclico das variáveis coincidentes pode ser decomposto em dois componentes ortogonais entre si, onde cada componente é uma combinação linear das próprias variáveis coincidentes. (Tabela 6).

Tabela 7 – Coeficientes das Variáveis Canônicas Coincidentes (Ponderados Pelos Respetivos Desvios-padrão)

Variável Coincidente	VC1	VC2	VC3
alim	-4.315	-0.791	1.052
calc	-2.479	1.409	-1.437
text	0.044	-2.491	-1.000

Fonte: IBGE (2007).

Combinando os dois ciclos e tomando o quadrado das correlações canônicas como peso, $(r_1^2; r_2^2) = (0.141; 0.045)$, obtivemos a seguinte expressão para o indicador coincidente composto:

$$-IC = 1.208 \times \Delta \ln_{alim_sa} + 0.295 \times \Delta \ln_{calc_sa} + 0.464 \times \Delta \ln_{text_sa} \quad (3)$$

IC

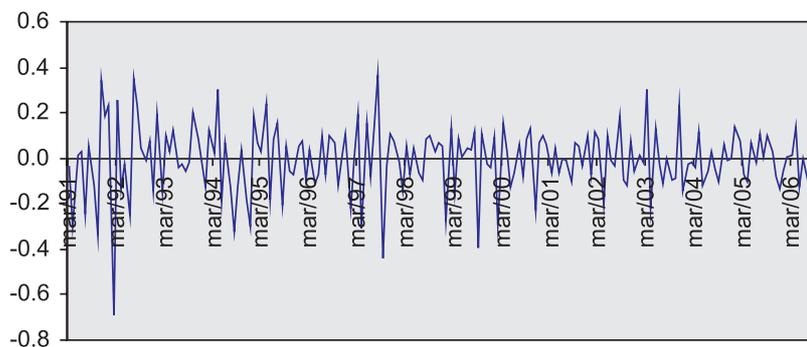


Gráfico 3 – Indicador Coincidente Composto

Fonte: IBGE (2007).

O Gráfico 3 mostra o comportamento do indicador coincidente IC. Como era de esperar, percebe-se forte semelhança entre o indicador IC e o indicador VC1 (proveniente da primeira e maior correlação canônica):

4.5 – Procedimentos de Datação das Recessões

No Brasil, não existe uma cronologia oficial das recessões. Para Spacov (2001), as recessões brasileiras são determinadas por consensos informais em torno do PIB trimestral divulgado pelo IBGE. O autor alerta que não existe nenhuma regularidade formal ou preocupação com comparações intertemporais. O que geralmente ocorre é a formulação *ad hoc* de regras simples como a de duas quedas consecutivas no PIB trimestral.

Os seguintes critérios foram observados na caracterização das recessões do setor produtivo industrial no Ceará:

1. A medida de recessão deve ser representativa do setor da economia objeto de estudo, não se limitando às flutuações do PIB trimestral.
2. A medida de recessão deve distinguir movimentos transitórios e/ou de baixa intensidade das recessões realmente relevantes.
3. A medida de recessão deve observar dois aspectos principais: a intensidade do movimento cíclico e a persistência da contração.

Considerando que cada setor da economia apresenta uma dinâmica própria, diferentes aspectos das contrações setoriais podem não ser captados pelo movimento do PIB trimestral. Aqui, o interesse recai sobre a produção industrial. A observação do PIB não atende os requisitos necessários, o que justifica o uso dos índices coincidentes aqui construídos, como forma alternativa para tentar captar os aspectos relevantes para o setor industrial ao se caracterizar uma recessão.

Para atender aos requisitos listados, a datação das recessões é feita através de uma média móvel dos índices coincidentes. Desse modo, estaremos levando em conta as duas dimensões relevantes: a duração e a intensidade da contração. O objetivo é não negligenciar nem movimentos curtos de alta intensidade e nem movimentos longos de pequena intensidade. (SPACOV, 2001).

Construiu-se a média móvel de seis meses do indicador coincidente composto *IC*. Resta agora estabelecer um corte na cauda inferior da distribuição a partir do qual será identificada uma recessão. Duarte; Issler e Spacov (2004), a partir do algoritmo de Bry-Boschan, concluem que a economia brasileira esteve em recessão durante aproximadamente 35% do período entre 1981 e 2002. A partir deste expediente, foi utilizado o corte de 35% na cauda inferior da distribuição empírica da média móvel do indicador *IC*. Caracterizada desta forma, cada observação de recessão corresponde a seis meses recessivos. Através deste método foram detectadas sete recessões da produção industrial cearense. A Tabela 8 apresenta a cronologia destas recessões. Um resultado que chama atenção é a caracterização do momento final como

período recessivo da produção industrial cearense.

De acordo com o método empregado, podemos concluir que, entre jan/1991 e ago/2006, houve sete períodos de contração da produção industrial cearense que podem ser caracterizados como recessões. O Gráfico 4 mostra o indicador coincidente *IC* e os períodos recessivos (área reticulada).

Quatro recessões foram capturadas pelo modelo devido à intensidade dos vales: a primeira, a segunda, a quarta e a quinta. A interpretação do comportamento do indicador coincidente nas demais recessões é mais sutil. Estas podem estar caracterizadas pela duração das contrações aliadas à não-ocorrência de picos significantes.

O índice coincidente é um instrumento diferenciado para o monitoramento da indústria cearense. Os movimentos de contração mais intensos de *IC* correspondem aos períodos de forte contração na taxa de crescimento da produção industrial. Adicionalmente, tem-se uma precisão mensal.

A análise detalhada do Gráfico 4 permite a melhor compreensão do comportamento cíclico da produção industrial. Por exemplo, percebe-se que a recessão mais intensa foi a primeira, com vale em junho de 2002, e a recessão mais extensa foi a quinta, que durou 21 meses.

Cada agente econômico pode fazer uso das informações contidas nesta pesquisa de maneira diferente. Por exemplo, o setor privado pode compreender melhor os momentos de crises passadas, comparando se suas avaliações (subjetivas ou não)

Tabela 8 – Cronologia das Recessões

	Início	Término	Vale
1 ^a	Agosto de 1991	Julho de 1992	Junho de 1992
2 ^a	Agosto de 1994	Março de 1995	Dezembro de 1994
3 ^a	Outubro de 1995	Julho de 1996	Julho de 1996
4 ^a	Fevereiro de 1997	Setembro de 1997	Junho de 1997
5 ^a	Março de 1999	Novembro de 2000	Fevereiro de 2000
6 ^a	Setembro de 2003	Novembro de 2004	Setembro de 2003
7 ^a	Janeiro de 2006	Agosto de 2006	Março de 2006

Fonte: IBGE (2007).

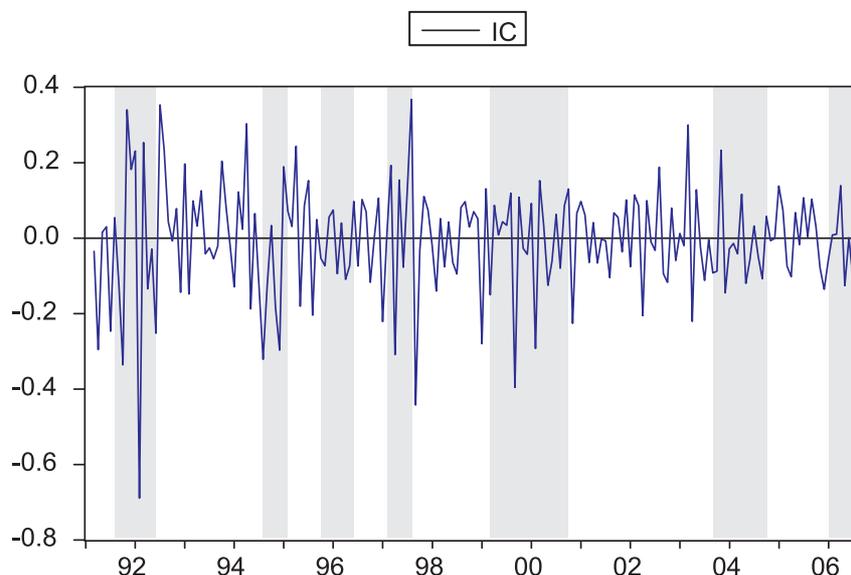


Gráfico 4 – Indicador Coincidente e Períodos Recessivos

Fonte: IBGE (2007).

correspondem com a avaliação dada pela análise de correlação canônica aqui exposta e, possivelmente, rever sua interpretação sobre o comportamento da produção. Uma medida da intensidade e duração das recessões pode ser extremamente útil para o governo, por exemplo, na adoção de políticas anticíclicas mais ajustadas ao cenário econômico.

5 – CONCLUSÃO

A pesquisa proporciona um melhor entendimento do comportamento cíclico da produção nos três principais setores industriais do Ceará: alimentos e bebidas, calçados e artigos de couro e têxtil. Os índices coincidentes possibilitaram a periodização dos ciclos de crescimento da produção industrial cearense. A datação das recessões passadas torna explícitos momentos de crise. Obteve-se também uma medida de duração e intensidade das recessões. Seguindo a análise de correlação canônica proposta por Issler e Vahid (2000), a pesquisa identificou sete recessões produtivas. A mais longa ocorreu entre mar/1999 e nov/2000 e a mais intensa, entre ago/1991 e jul/1992.

Como estes resultados são provenientes de um estudo científico formal, tal informação constitui uma

oportunidade ímpar, tanto para o setor público quanto para o setor privado, de avaliar erros e acertos.

O produto da pesquisa pode ser considerado um instrumento diferenciado que contribui para melhorar o planejamento dos agentes econômicos cearenses com respeito ao setor industrial. Instrumentos com o potencial de aumentar a qualidade das análises preditivas são essenciais, por exemplo, para o setor privado, na preparação adequada contra uma recessão, ou para o governo, possibilitando a prévia adoção de políticas que possam evitar, reduzir a intensidade ou diminuir a duração das recessões.

ABSTRACT

The article proposes to build coincident index to the performance of the industrial production of Ceará through the canonical correlation analysis proposed by Issler and Vahid (2000). Differently from the traditional models (STOCK; WATSON, 1988, 1989, 1991, 1993), no restriction is imposed about the number of common cycles necessary to explain the cyclical relationship between the coincident variables. The coincident series are industrial production index from IBGE. The three main sectors of Ceará's industry were

taken into account: food, textile and shoes. Together, these sectors participated with more than half of the Industrial Transformation Value (VTI). Based on the used methodology, was elaborated a control in dates of recession in Ceara's industry.

KEY WORDS:

Canonical correlation. Ceará Industry.
Coincident index

REFERÊNCIAS

ANDERSON, T. W. **An introduction to multivariate statistical analysis**. 2. ed. [S.I.]: John Wiley, 1984. 675 p.

BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. **Measuring business cycles**. New York: NBER, 1946.

CHAUVET, M. An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching. **International Economic Review**, n. 39, p. 969-996, 1998.

CONTADOR, R. C.; FERRAZ, C. **Previsão com indicadores antecedentes**. Rio de Janeiro: Silcon, 1999.

DUARTE, A. J.; ISSLER, J. V.; SPACOV, A. D. **Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2004. (Ensaio Econômico da EPGE, n. 527).

ESTRELLA, A.; MISHKIN, F. S. Predicting U.S. recessions: financial variables as leading indicators. **Review of Economics and Statistics**, n. 80, p. 45-61, 1999.

GLOBAL business cycle indicators. Disponível em: <<http://www.conference-board.org/economics/bci/>>. Acesso em: 15 jul. 2007.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HOLLAUER, G.; ISSLER, J. V. **Construção de indicadores antecedentes para a economia brasileira e comparação de metodologias**. Brasília, DF: IPEA, 2006a. (Texto para Discussão, n. 1191).

_____. **Construção de indicadores coincidentes para a atividade industrial brasileira e comparação**

de metodologias. Brasília, DF: IPEA, 2006b. (Texto para Discussão, n. 1194).

IBGE. **Índice de produção física mensal**. Disponível em: <www.sidra.ibge.gov.br>. Acesso em: jun. 2007.

_____. **Pesquisa industrial anual**. Rio de Janeiro, 2003. V. 22.

ISSLER, J. V.; VAHID, F. **The missing link**: using common cycle to construct an index of coincident and leading indicators of economic activity. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2000. Mimeografado.

LUCAS JUNIOR, R. E. Understanding business cycles. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 5, p. 7-29, 1977.

NBER. **Business cycles expansions and contractions**. Disponível em: <www.nber.org/cycles.html>. Acesso em: 15 jul. 2007.

SPACOV, A. D. **Índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica brasileira**: uma aplicação da análise de correlação canônica. f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2001.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **A new approach to leading economic indicator**. Harvard: Harvard University, 1988. (Working Paper).

_____. New indexes of leading and coincident economic indicators. **NBER Macroeconomics Annual**, p. 351-95, 1989.

_____. A probability model of the coincidence indicators. In: LAHIRI, K.; MOORE, G. H. (Ed.). **Leading economic indicators**: new approaches and forecasting records. Cambridge: Cambridge University Press, 1991.

_____. A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience. In: STOCK, J.; WATSON, M. (Ed.). **New research on business cycles, indicators and forecasting**. Chicago: University of Chicago Press, 1993.

Recebido para publicação em: 26.07.2007

Inserção do Brasil no Mercado Mundial de Castanha de Caju no Período de 1990 a 2005

RESUMO

O presente trabalho analisa a inserção do País no mercado internacional de castanha de caju, em face de seus principais concorrentes, bem como determina a influência dos principais fatores responsáveis pelo crescimento das exportações brasileiras de castanha. Para isso, utiliza indicadores de competitividade selecionados como o Índice de Posição Relativa e o método de Constant-Market-Share. Pela análise dos indicadores, concluiu que, apesar do crescimento das exportações, o país tem apresentado dificuldades para competir com seus principais concorrentes, sobretudo com o Vietnã. Pela análise de Constant-Market-Share, conclui que o crescimento das exportações nacionais ficou condicionado à expansão do mercado externo e dos principais mercados de destino do produto brasileiro, já que a competitividade atuou no sentido de limitar o crescimento do setor.

PALAVRAS-CHAVE:

Competitividade. Castanha de Caju. Inserção Internacional.

Talles Girardi de Mendonça

- Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de São João Del-Rei/Minas Gerais (MG);
- Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa/MG.

Viviani Silva Lório

- Doutora em Economia Rural pela Universidade Federal de Viçosa (UFV);
- Professor Adjunto III do Departamento de Economia Rural da UFRV.

Marília Fernandes Maciel Gomes

- Doutora em Economia Rural pela Universidade Federal de Viçosa (UFV);
- Professor Adjunto III do Departamento de Economia Rural da UFRV.

Antônio Carvalho Campos

- Ph.D em Economia Agrícola pela Oklahoma *State University*;
- Professor Adjunto III do Departamento de Economia Rural da UFRV.

1 – INTRODUÇÃO

A década de 1990 foi marcada por elevado crescimento do comércio mundial. Vários países, independentemente do grau de desenvolvimento, reduziram suas tarifas de importação, o que elevou sobremaneira os fluxos comerciais entre as nações, embora algumas tenham substituído esta modalidade de proteção por barreiras não-tarifárias (BNTs). Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), as exportações mundiais apresentaram crescimento da ordem de 85% entre 1990 e 2000.

O Brasil apresentou desempenho semelhante, uma vez que, no mesmo período, as exportações brasileiras mostraram crescimento de 75%. (BRASIL, 2006). O agronegócio brasileiro, que, em sua maioria, conta com padrão tecnológico avançado e que responde por parcela expressiva das exportações nacionais, foi o principal responsável pelo bom desempenho do setor exportador nacional durante a década de 1990.

Neste cenário, o setor exportador de castanha de caju tem-se destacado não só pelo valor das exportações como também pelo seu crescimento ao longo do período analisado. Em 1990, as exportações foram de US\$ 101,3 milhões e chegaram a US\$ 187 milhões em 2005, o que equivale a um crescimento de aproximadamente 84%. (BRASIL, 2006). Cabe ressaltar que a importância do setor em termos de geração de divisas deve-se ao fato de que ele se concentra na região Nordeste do país, uma vez que, em comparação com outros segmentos mais tradicionais do agronegócio, sua geração de divisas é menos expressiva.

O caju, depois de processado, dá origem à amêndoa da castanha de caju (ACC) e ao líquido da casca da castanha de caju (LCC). Juntamente com o fruto, existe o pedúnculo (pseudofruto), que possui o formato de uma pera de cor alaranjada ou avermelhada, o qual normalmente é confundido com o fruto. Do pseudofruto se extraem vários subprodutos, como bebidas, néctares, vinhos, licores, champanhe, doces, entre outros. O líquido da casca da castanha de caju (LCC) possui muitas aplicações industriais, como: resinas, freios para carros, tintas anticorrosivas, vernizes, inseticidas, adesivos etc. (PINHEIRO et al., 2006).

A amêndoa da castanha de caju é rica em proteínas, lipídios, carboidratos, fósforo e ferro, além de zinco, magnésio, fibras e gordura insaturada, que ajudam a diminuir o nível de colesterol no sangue. Da amêndoa, também é possível extrair um óleo que pode ser utilizado como substituto do azeite de oliva. O produto também é rico em ácidos graxos ômega 3 e 6, que são necessários ao funcionamento do organismo. (GAZZOLA et al., 2006).

A amêndoa da castanha de caju (ACC) é o principal produto do setor, dado o valor de suas exportações, e tem como principal destino países de renda elevada, como Estados Unidos e Canadá, e países da União Europeia, como Itália e Holanda. Segundo Paula Pessoa (1997), os mercados europeu e asiático poderiam constituir-se em uma alternativa à concentração das exportações para os Estados Unidos, que, segundo dados de Brasil (2006), é o destino de mais da metade da produção nacional.

Durante o período analisado, os Estados Unidos foram responsáveis, em média, por cerca de 51% das importações mundiais, ao passo que a Holanda foi responsável por cerca de 9,2% dessas importações, o que indica grande concentração do mercado consumidor mundial do produto em apenas dois países. (FAO, 2006).

O Brasil, ao lado da Índia e do Vietnã, é um dos principais produtores e exportadores de ACC. O país foi responsável, em média, no período de 1990 a 2005, por cerca de 22% das exportações mundiais. (FAO, 2006).

Em relação à estruturação do setor no Brasil, salienta-se que a pesquisa agrícola realizada em torno do caju era realizada pela Empresa de Pesquisa Agropecuária do Ceará (Epace), pioneira no desenvolvimento de tecnologias referentes à cultura. Após a criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) em 1973, novos esforços foram feitos no sentido de aumentar a produtividade da cultura, dando continuidade ao trabalho então desenvolvido pela Epace. Os resultados foram obtidos já no início dos anos 1980, com o lançamento de novas variedades de cajueiro desenvolvidas pela empresa e que permitiam maior produtividade da cultura. (ALMEIDA, 2004).

Deve-se destacar também que, além da importância na geração de divisas para a região Nordeste, o setor possui ainda grande importância na geração de empregos, uma vez que sua produção está localizada em estados onde as condições climáticas não permitem o desenvolvimento de qualquer cultura, sobretudo no Ceará, que é o maior produtor. A indústria processadora do caju gera cerca de 15.000 empregos. Entretanto, a cultura do cajueiro gera cerca de 200.000 empregos por ocasião da colheita e 40.000 durante o ano inteiro (PAULA PESSOA, 1997).

Aliado a isso, acrescenta-se que esse setor detém um sistema alternativo de processamento da castanha de caju, desenvolvido pela Embrapa, em parceria com a Companhia de Produtos Alimentícios do Nordeste (Copan), denominado minifábrica, que, além de contribuir para elevar a qualidade do produto, também desempenha importante papel na geração de empregos, visto que requer baixo investimento para adoção da tecnologia. (CAVALCANTI, 2005).

No que tange à qualidade do produto, segundo Cavalcanti (2005), o mercado externo valoriza mais castanhas inteiras. O sistema produtivo brasileiro consegue apenas 55% de castanhas inteiras, ao passo que o maior competidor do Brasil, a Índia, consegue 85%.

O modelo proposto e implementado pela Embrapa visa superar essa limitação do setor, além de permitir a aquisição de máquinas e equipamentos acessíveis ao pequeno e médio empresário, descentralizando a renda que fica com os grandes produtores e impulsionando o desenvolvimento econômico das principais regiões produtoras.

Tendo em vista o exposto, coloca-se o seguinte problema: quais os fatores determinantes da inserção da castanha de caju brasileira no mercado internacional no período de 1990 a 2005? Dada a importância na geração de divisas e empregos em regiões onde as alternativas de culturas são limitadas, a investigação de quais fatores têm determinado o comportamento do país no mercado internacional torna-se relevante, uma vez que permitirá traçar um panorama do desempenho das exportações brasileiras, bem como sugerir algumas políticas de fomento ao setor.

2 – OBJETIVOS

Este trabalho tem como objetivo geral analisar a inserção do país no mercado mundial de castanha de caju no período de 1990 a 2005. Especificamente, pretende:

- a) discutir a inserção do Brasil e de seus principais concorrentes no mercado internacional de castanha de caju;
- b) determinar e quantificar a influência dos principais fatores responsáveis pelo crescimento das exportações do setor.

3 – CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO EXTERNO

A concentração é a principal característica do mercado externo da castanha de caju, seja pelo lado da oferta, seja pelo lado da demanda. Os principais países produtores são Vietnã, Índia, Brasil e Nigéria.

De acordo com o Gráfico 1, constata-se o crescimento acelerado da produção vietnamita. O Brasil, a partir de 2001, tornou-se o principal produtor mundial; o crescimento observado de sua produção, em mil toneladas, entre 1990 e 2005, foi de 486%. O país, que aparece como terceiro maior produtor mundial, apresentou crescimento moderado da ordem de 39%, sendo, a partir de 1999, ultrapassado pela Nigéria, cujo crescimento entre 1990 e 2005 foi de 428%. O elevado crescimento percentual da produção deste país está relacionado ao fato de que, no início do período analisado, sua produção era extremamente baixa.

É importante ressaltar que o crescimento acelerado da produção vietnamita a partir de 2000 é resultado de esforços governamentais no sentido de promover o setor. Segundo Nair (2008), o governo vietnamita gastou cerca de US\$ 1,4 bilhão no período 2000-2005 no intuito de promover a modernização do setor produtivo, de forma a elevar a qualidade e a produção de castanha do país. Ademais, segundo Giang (2008), políticas governamentais adequadas, mais de 400.000ha de área plantada, mais de 200 fábricas, mão-de-obra barata, abundante e criativa e boas

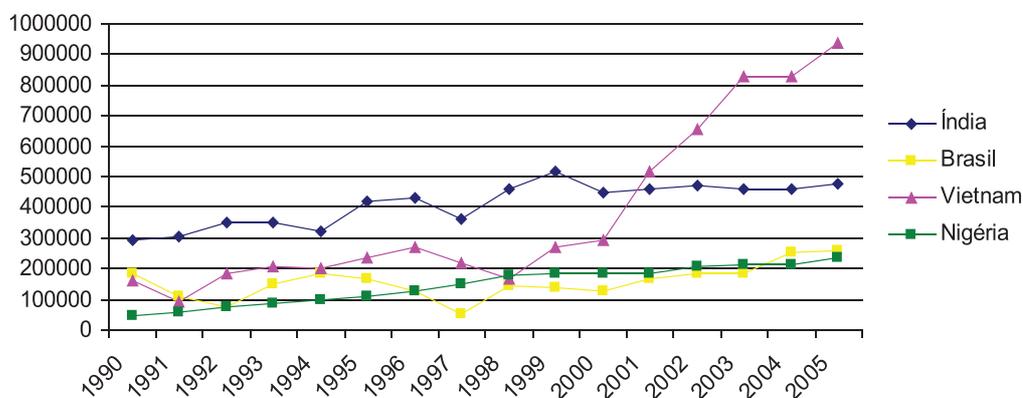


Gráfico 1 – Evolução da Produção de Castanha de Caju (Em Mil Toneladas) nos Principais Países Produtores, 1990 a 2005

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da *Food and Agriculture Organization* (FAO).

relações com clientes têm favorecido a expansão do país no mercado mundial de castanha de caju.

A Índia, responsável pela maior parte da produção mundial em boa parte do período analisado, apresentou crescimento de 62% entre 1990 e 2005, o que reflete o menor dinamismo do setor produtivo deste país em relação ao seu principal concorrente no mercado: o Vietnã.

As exportações, a exemplo da produção, também são concentradas em alguns poucos países. Índia, Brasil, Vietnã e Holanda são os principais exportadores. (Gráfico 2). As exportações apresentaram tendência de crescimento ao longo do período para todos os países, com destaque para o desempenho apresentado pelo Vietnã, cujo crescimento das exportações em dólares entre 1990 e 2005 foi da ordem de 3.594%. O país, em 1990, praticamente não participava do mercado internacional do produto, apresentando, entretanto, crescente inserção no mercado a partir de 1993. A Índia, principal exportador mundial do produto, apresentou crescimento no período de 137%, o que sugere que o país, por não acompanhar o crescimento observado para o seu principal concorrente no mercado, perderá sua posição de principal exportador mundial. O Brasil, que se manteve como segundo maior exportador mundial até 1999, ano em que foi ultrapassado pelo Vietnã, mostrou menor dinamismo,

se comparado a este país, já que, entre 1990 e 2005, as exportações brasileiras cresceram 85%.

É importante ressaltar que tanto o setor exportador indiano quanto o brasileiro apresentaram-se dinâmicos. Entretanto, a rápida inserção do produto vietnamita no mercado, sobretudo a partir de 2000, limitou a expansão desses países no mercado externo.

A crescente inserção do Vietnã no mercado internacional de castanha a partir de 2000 pode ser explicada por outros fatores além daqueles ligados ao setor produtivo, destacados anteriormente. Segundo Nair (2008), os Estados Unidos reduziram a zero a tarifa de importação sobre castanhas de caju em 2001, fato que certamente influenciou as exportações vietnamitas para o mercado americano. Outro fato destacado pelo autor diz respeito à inserção do Vietnã em novos mercados como Irã, Arábia Saudita e Rússia.

É importante destacar que a Holanda não aparece como produtor, mas ainda assim participa do mercado externo do produto, o que caracteriza as exportações realizadas por este país como reexportações. O crescimento observado de suas exportações no período foi de 2.724%. Outro fato a ser destacado é que a Nigéria, que figura como grande produtor mundial, não aparece como importante exportador do produto. Segundo dados da FAO, as exportações de castanha

desse país são insignificantes, se comparadas às dos demais países, apresentando, inclusive, alguns anos de interrupção no período considerado, o que sugere que a maior parte da castanha produzida no país é consumida pelo mercado interno.

Os principais países responsáveis pela demanda mundial do produto são Estados Unidos, Holanda, Canadá e Japão. Por meio do Gráfico 3, pode-se constatar a evolução das importações desses países.

Os Estados Unidos são os principais importadores mundiais. Em 1990, importaram US\$ 236.306 milhões e, em 2005, US\$ 549.078 milhões, o que corresponde a um aumento de 132%. O produto é amplamente utilizado na produção de *snack foods* e sobremesas como sorvetes e chocolates, largamente consumidos pela população do país, além de ser consumido também com bebidas alcoólicas.

A Holanda é o segundo maior importador

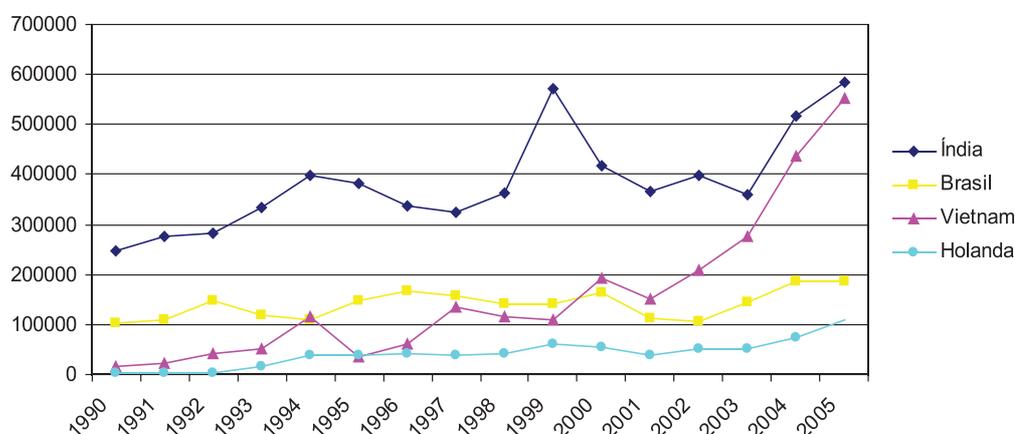


Gráfico 2 – Evolução das Exportações (Em US\$ 1.000) dos Principais Países Exportadores, 1990 a 2005

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da Food and Agriculture Organization (FAO).

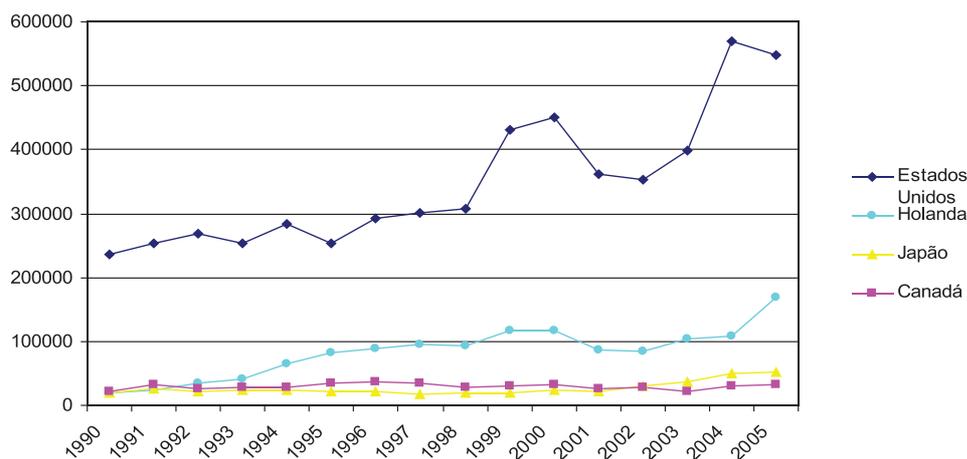


Gráfico 3 – Evolução das Importações (em US\$ 1.000) dos Principais Países Consumidores, 1990 a 2005

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da Food and Agriculture Organization (FAO).

mundial de castanha. No entanto, a maior parte das importações do país é direcionada a outras nações europeias, conforme mencionado anteriormente. Em 1990, o país importou US\$ 18.962 milhões e, em 2005, US\$ 169.939 milhões, ou seja, um crescimento de 469%. O consumo nos países europeus está relacionado ao consumo de vinhos e, principalmente, à utilização como matéria-prima pela indústria de chocolates e na produção de sobremesas.

O mercado canadense, embora não tão expressivo quanto o americano, apresentou-se mais dinâmico, já que o crescimento observado de suas importações entre 1990 e 2005 equivaleu a 157%. Já o mercado japonês, além da pouca expressividade, também se apresentou pouco dinâmico, visto que o crescimento do mercado entre 1990 e 2005 para o país ficou em torno de 49%.

4 – METODOLOGIA

4.1 – Referencial Teórico

4.1.1 – Teoria da Competitividade

O conceito de competitividade internacional foi abordado inicialmente por Adam Smith e David Ricardo nos séculos XVIII e XIX. Esses autores buscaram explicar o posicionamento das nações no mercado internacional por meio de suas teorias de vantagem absoluta e comparativa, respectivamente.

Atualmente, tornou-se consenso entre os pesquisadores que o conceito de competitividade é bem mais amplo que o original e abrange vários fatores. Segundo Haguenaer (2007), os conceitos de competitividade podem ser divididos em dois grupos. O primeiro deles entende a competitividade como desempenho, expressa pela participação no mercado (*market-share*) alcançada por uma firma em determinado ponto do tempo. A participação das exportações da firma ou conjunto de firmas no comércio internacional total do produto aparece como seu indicador mais imediato, considerando-se, nesse caso, a competitividade internacional. No segundo grupo estariam os conceitos que atribuem a competitividade à eficiência produtiva. Sob esta ótica, a competitividade está associada à capacidade de uma

firma/indústria produzir bens com maior eficácia que os concorrentes no que se refere a preços, tecnologia, salários e produtividade, estando relacionada às condições gerais ou específicas em que se realiza a produção da firma/indústria vis-à-vis à concorrência.

Para aqueles que entendem a competitividade como desempenho, é razoável supor que a eficiência na utilização de recursos definiria apenas algumas fontes de competitividade existentes em uma firma/ indústria, mas nunca a competitividade em si, já que esta depende de muitos outros fatores, entre os quais muitos são subjetivos. Segundo Fajnzylber (1988), os fatores determinantes da competitividade podem ser extremamente abrangentes, uma vez que competem entre si no mercado internacional não apenas empresas, mas sistemas produtivos, esquemas institucionais, organizações sociais, sistemas educacionais, infraestrutura de Pesquisa & Desenvolvimento (P&D), sistemas financeiros etc. Assim, competitividade é uma variável que sintetiza fatores preço e não-preço, dentre os quais cabe destacar ainda: qualidade de produtos e fabricação, habilidade de servir ao mercado, além da capacidade de diferenciação de produtos.

A competitividade, entendida como fruto único e exclusivo da eficiência produtiva, atribui o desempenho no mercado como consequência da competitividade e não sua expressão. No entanto, segundo Haguenaer (2007), acreditar que a maior eficiência produtiva se traduza em maior participação no mercado implica aceitar os cânones da concorrência perfeita no sentido de que há total mobilidade de capital, inexistem barreiras à entrada e saída de novos concorrentes no mercado, não há preferências dos consumidores nem discriminação de preços entre mercados, além de outras suposições pouco realistas.

Ao longo dos anos, vários foram os métodos elaborados que permitem mensurar as vantagens competitivas de um país em determinado setor e comparar seu desempenho com o dos principais concorrentes no mercado externo.

No presente trabalho, optou-se por dois indicadores que visam determinar o posicionamento e a vantagem comparativa revelada da castanha de caju brasileira

no mercado externo. Os indicadores utilizados foram o Índice de Posição Relativa no Mercado (POS, Lafay et al. (1999), e o Índice de Vantagem Comparativa Revelada, Balassa (1989). Adicionalmente, utilizou-se o modelo de comércio internacional de *Constant-market-share* para determinar os fatores e em que medida cada um deles favoreceu o crescimento das exportações. Ou seja: a competitividade, neste trabalho, é analisada sob o entendimento do enfoque do desempenho.

4.2 – Modelo Analítico

4.2.1 – Índice de Posição Relativa no Mercado (POS)

Este índice, sugerido por Lafay et al. (1999), determinar a posição do país i no mercado mundial do produto k , pela divisão do saldo comercial do país i , no produto k , pelo comércio mundial W do produto k (exportações mais importações mundiais do produto k), em determinado período de tempo n .

Algebricamente, tem-se:

$$POS_{ik}^n = 100 \left(\frac{X_{ik}^n - M_{ik}^n}{W_k^n} \right) \quad (1)$$

em que POS_{ik}^n é a posição do país i no mercado mundial do produto k , em determinado ano n ; X_{ik}^n , valor das exportações do produto k , do país i ; M_{ik}^n , valor das importações do produto k , do país i ; e W_k^n , valor das exportações mais as importações mundiais do produto k , em determinado ano n .

O indicador pode apresentar resultados positivos e negativos. Os países que apresentarem resultados positivos terão posicionamento relativo superavitário no comércio internacional, e aqueles que mostrarem resultados negativos terão posicionamento relativo deficitário no comércio internacional do produto.

Segundo Lafay et al. (1999), esse indicador de competição internacional é influenciado por variáveis macroeconômicas, pelo peso da economia do país em relação ao mundo, pelas características estruturais do consumo e da produção do bem e pelas distorções que podem ser introduzidas pelo poder público, como subvenção às exportações e, ou, geração de barreiras ao processo de importação.

4.2.2 – Índice de Vantagem Comparativa Revelada de Balassa (VCR)

O Índice de Vantagem Comparativa Revelada, VCR, sugerido por Balassa (1989), busca mensurar a vantagem comparativa com base nos fluxos de comércio passado, pressupondo que a eficiência produtiva relativa de um país possa ser identificada por meio de seu desempenho no comércio internacional.

Para o caso deste indicador, resultados maiores do que a unidade indicam que o país possui vantagem comparativa na produção do bem em questão. Quanto mais alto for o indicador, maior será a vantagem comparativa do país no comércio internacional. A Vantagem Comparativa Revelada pode ser definida pela seguinte expressão:

$$VCR = \frac{\frac{X_k^{país}}{X_T^{país}}}{\frac{X_k^{mundo}}{X_T^{mundo}}} \quad (2)$$

em que $X_k^{país}$ é o valor das exportações do bem k do país; $X_T^{país}$, valor das exportações totais do país; X_k^{mundo} , valor das exportações mundiais do bem k ; e X_T^{mundo} , valor das exportações totais do mundo.

A vantagem comparativa também pode ser calculada de maneira dinâmica, para observar os ganhos ou perdas obtidas quando os países trocam de posição em suas capacidades de inserção no comércio internacional. Para isso, selecionam-se os países a serem comparados, calculando-se em seguida os seus respectivos índices de VCR para dada série temporal de dados, o que permite a observação dos seus respectivos posicionamentos no mercado internacional do bem que esteja sendo analisado.

4.2.3 – O modelo *constant-market-share*

O modelo de *Constant-market-share*, em linhas gerais, atribui o crescimento favorável ou desfavorável do setor exportador de um dado país ao crescimento do comércio internacional, à estrutura das exportações, ao mercado de destino e à competitividade.

Este modelo permite determinar o peso de cada um desses efeitos nas exportações e mostra a extensão para a qual estas se direcionam para mercadorias e, ou, mercados com maior potencial de expansão.

Vários trabalhos utilizaram o modelo de *Constant-market-share* para analisar a evolução de diferentes setores exportadores da economia brasileira. Dentre eles, cabe destacar os de Carvalho (1995), para o complexo agroindustrial; Alves (2000), para a manga; Stalder (1997), para o açúcar; e Rocha (2002), para a soja em grão.

A equação completa do modelo, tal como proposto por Leamer e Stern (1970), que leva em consideração todos os efeitos anteriormente mencionados, é apresentada a seguir:

$$V_{\bullet}^* - V_{\bullet} \equiv r_{\bullet} V_{\bullet} + \sum_i (r_i - r) V_i + \sum_i \sum_j (r_{ij} - r_i) V_{ij} + \sum_i \sum_j (V_{ij}^* - V_{ij} - r_{ij} V_{ij}) \quad (3)$$

em que:

V_{ij} = valor das exportações da mercadoria i para o país j , no período 1;

V_{ij}^* = valor das exportações da mercadoria i para o país j , no período 2; e

r_{ij} = incremento percentual das exportações mundiais da mercadoria i para o país j , do período 1 para o período 2.

A equação anterior permite decompor a taxa de crescimento das exportações do país em questão ($V_{\bullet}^* - V_{\bullet}$) em quatro efeitos, quais sejam:

- (a) **Efeito crescimento do comércio mundial:** aumento observado, se as exportações do país tiverem crescido à mesma taxa de crescimento do comércio mundial, ou seja, o crescimento das exportações ocorre devido ao crescimento mundial das exportações;
- (b) **Efeito composição da pauta:** mudança na estrutura da pauta com concentração em mercadorias com crescimento de demanda, ou seja, aumento devido à composição das exportações do país;

- (c) **Efeito destino das exportações:** mudanças decorrentes das exportações de mercadorias de crescimento mais ou menos dinâmico, ou seja, crescimento decorrente da distribuição do mercado de exportação do país;
- (d) **Efeito residual, representando competitividade:** o resíduo reflete a diferença entre o crescimento efetivo das exportações e o crescimento que teria ocorrido nas exportações do país, se a participação de cada bem, para os mercados compradores, tivesse sido mantida. A medida deste efeito residual está relacionada com mudanças nos preços relativos, isto é, os importadores tendem a substituir o consumo dos bens cujos preços se elevam pelo consumo daqueles com preços relativos menores.

Uma das limitações do modelo *Constant-market-share* é atribuir o efeito competitividade apenas a variações nos preços relativos, uma vez que variáveis como diferenciação de produtos, aumento na eficiência de comercialização e capacidade para o cumprimento de prazos junto aos compradores certamente estariam compreendidos no resíduo de competitividade. (LEAMER; STERN, 1970).

Entretanto, a utilização do modelo proporciona orientação estratégica tanto para o governo como para o setor privado na adoção de políticas adequadas ao fomento das exportações, visto que permite observar quais mercadorias e mercados estão apresentando maior crescimento.

Para operacionalização do modelo, faz-se necessária a definição de períodos de análise. No presente trabalho, foram selecionados três subperíodos. Os dois primeiros representam a média de cinco anos e o último, a média de seis anos. Na definição dos subperíodos, é importante observar mudanças ocorridas em políticas macroeconômicas nacionais e/ou mudanças no mercado internacional. Assim:

- a) 1990/1994: período que compreende os primeiros anos da abertura comercial;
- b) 1995/1999: período que representa o

aprofundamento da abertura comercial e a implantação do Plano Real, com a consequente estabilização de preços; e

- c) 2000/2005: este período é marcado pela desvalorização cambial, até 2003, e pela continuidade da desregulamentação das políticas comerciais protecionistas.

É importante ressaltar que o efeito estrutura não será analisado no presente trabalho, em virtude do fato de se estar trabalhando com apenas um produto de exportação.

5 – FONTE DE DADOS

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos a partir dos sites da *Food and Agriculture Organization* (FAO) e do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

6 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

6.1 – Análise da Inserção do Brasil e de seus Principais Concorrentes no Mercado Externo de Castanha de Caju

Índice de Posição Relativa no Mercado (POS)

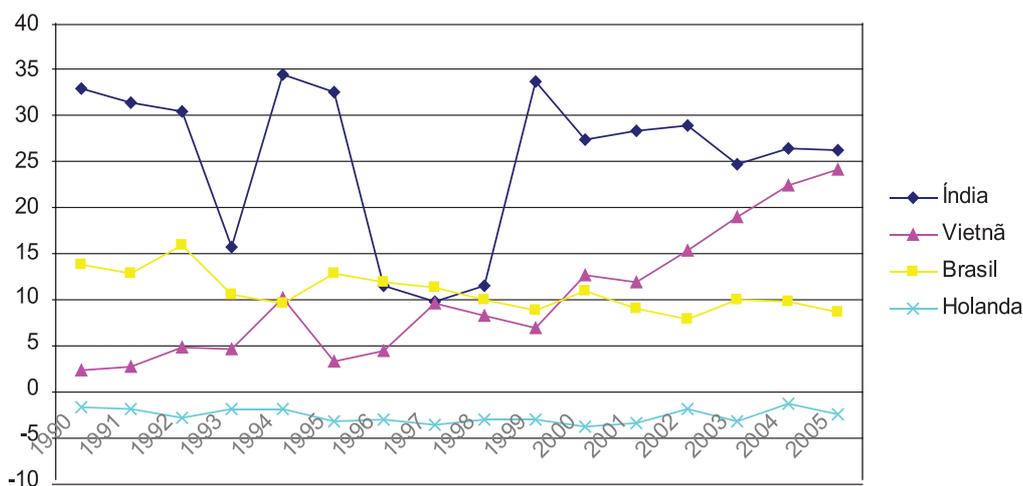


Gráfico 4 – Índice de Posição Relativa do Brasil, Índia, Vietnã e Holanda, no Período de 1990 a 2005

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da *Food and Agriculture Organization* (FAO).

A análise do Índice de Posição Relativa (Gráfico 4) mostrou que, ao longo do período analisado, a Índia foi responsável pela maior parte das exportações de castanha de caju; sua posição relativa no mercado internacional do produto só foi superada pelo Brasil nos anos de 1996 e 1997. A queda no índice da Índia neste período e a consequente superação pelo índice brasileiro podem ser explicadas pelo fato de que, neste período, as importações indianas do produto aumentaram de forma significativa, o que influenciou de forma decisiva o seu comportamento. Entretanto, nos anos seguintes, a Índia recuperou sua posição relativa no mercado. Ao considerarmos todo o período em foco para a análise, a posição relativa do país no mercado internacional apresentou redução, uma vez que o índice calculado no início do período em 1990 apresentou o valor 32,94, ao passo que, em 2005, este mesmo valor ficou em cerca de 26,10, o que representa queda de 20,76%. Apesar do comportamento descendente da posição relativa do país no mercado internacional, a Índia possui importantes vantagens de custo de mão-de-obra e de qualidade do produto em relação a seus concorrentes.

A posição relativa do Brasil no mercado internacional mostrou-se mais constante que a observada para a Índia. Entretanto, a exemplo deste país, o índice brasileiro também apresentou redução no período de 1990 a 2005. A queda verificada foi da

ordem de 38,07%, já que, em 1990, o valor calculado para o índice brasileiro foi de 13,50 e, em 2005, de 8,36. Esse comportamento pode ser explicado, em parte, por dificuldades do setor de processamento de castanha brasileiro em obter um produto de qualidade superior ao dos países asiáticos. Esta é uma grande limitação à expansão do produto nacional no mercado externo, já que, no processamento da castanha brasileira, grande parte do produto obtido, cerca de 45%, resulta em castanhas quebradas, que não possuem grande aceitação no mercado externo ou são pouco valorizadas, ao passo que o setor de processamento da Índia obtém apenas 15% de castanhas quebradas. (CAVALCANTI, 2005). Destaque-se que o baixo rendimento da indústria nacional no que diz respeito à obtenção de castanhas inteiras, resultado do processamento mecanizado, tem forte relação com o elevado custo, em razão dos encargos sociais, da mão-de-obra no país. Além disso, a elevada carga tributária vivenciada pelo setor produtivo nacional como um todo pode ser apontada como fator limitador da inserção do país no mercado internacional.

A Holanda aparece como reexportador do produto, visto que sua posição relativa no mercado indica ser este país deficitário nas negociações com castanha de caju, o que o caracteriza como importador líquido do produto. O indicador holandês, entretanto, apresentou melhora ao longo do período analisado. Em comparação a 1990, o crescimento do índice em 2005 foi da ordem de 37,31%, apesar de ainda continuar negativo.

O Vietnã foi o único, entre os países exportadores, que apresentou crescimento significativo no seu Índice de Posição Relativa. Em 1990, o valor do índice calculado para este país foi de 1,98 e atingiu 24,04 em 2005, o que representa aumento da ordem de 1.114%. O país, a exemplo da Índia, possui vantagens de custo de mão-de-obra e seu setor de processamento, ao obter maior volume de castanhas inteiras, consegue grande aceitação do produto no mercado externo. Tanto a Índia como o Vietnã utilizam grande quantidade de mão-de-obra no processamento de castanha, o que lhes permite a obtenção de maior volume de castanhas inteiras.

Outro aspecto a ser destacado e que provavelmente tem influenciado o posicionamento relativo no mercado internacional do produto são as diferentes políticas

cambiais adotadas nos países concorrentes. No Brasil, durante boa parte do período analisado, a política cambial atuou no sentido de manter o câmbio sobrevalorizado, sobretudo nos períodos 1994-1999 e 2004-2005. Entretanto, não só a Índia e o Vietnã, como também outros países asiáticos, vêm adotando a partir dos anos 1990 políticas cambiais que visam à subvalorização cambial no intuito de promover saldos comerciais superavitários, acúmulo de reservas e crescimento acelerado de suas economias. (BELLUZO, 2007). A estratégia de desenvolvimento adotada por estes países no que diz respeito à política cambial vem contribuindo para que eles apresentem crescimento acelerado de suas exportações em detrimento de seus concorrentes no mercado externo. Este fato vem contribuindo para determinar o posicionamento da Índia e do Vietnã no mercado internacional de castanha de caju.

Entretanto, a política cambial adotada nos países asiáticos, segundo Belluzzo (2007), tem um custo crescente. Isso porque as operações de esterilização – mediante a colocação de títulos públicos para absorver o “excesso” de liquidez gerado pela formação de reservas – estão se tornando cada vez mais onerosas, o que poderá inviabilizar a continuidade, em longo prazo, da subvalorização cambial.

Índice de Vantagem Comparativa Revelada de Balassa (VCR)

Ao observar os resultados obtidos pelo método sugerido por Balassa para mensuração da vantagem comparativa de um país para produção de determinado produto (Gráfico 5), verifica-se que a Índia, apesar de dominar o mercado externo do produto, apresentou redução em sua vantagem comparativa revelada da ordem de 62,27%. O indicador calculado para o país em 1990 apresentou o valor de 98,90, ao passo que, em 2005, o valor calculado foi da ordem de 37,31. O comportamento apresentado pela Índia indica que o país tem perdido sua capacidade de inserção no mercado externo de castanha de caju, apesar de suas vantagens mencionadas anteriormente.

O Vietnã mostrou elevação considerável de sua inserção no mercado externo, o que indica que este país está se especializando na produção de castanha de caju. O país, a partir de 2000, apresentou maior

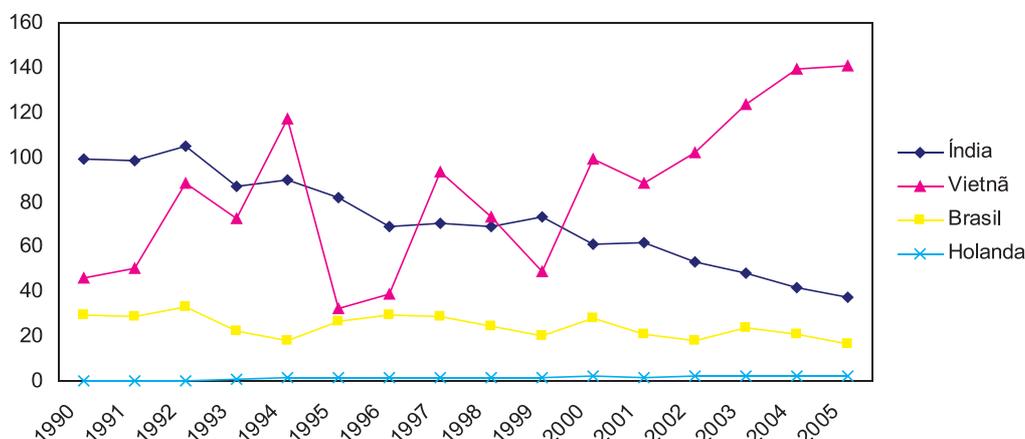


Gráfico 5 – Indicador de Vantagem Comparativa Revelada para o Brasil, Índia, Vietnã, e Holanda, no período de 1990 a 2005

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da *Food and Agriculture Organization (FAO)*.

indicador que todos os demais. O crescimento verificado foi da ordem de 204,66%, já que o valor do índice para este país em 1990 foi da ordem de 46,13, atingindo o valor de 140,54 em 2005.

O Brasil, a exemplo da Índia, também apresentou redução em sua vantagem comparativa. O indicador calculado para o país apresentou queda da ordem de 42,76%. Em 1990, o indicador brasileiro era de 29,23, atingindo o valor 16,73 em 2005.

A Holanda foi um dos países que apresentaram aumento em sua inserção no mercado externo do produto. Cabe destacar que o país, até 1993, não apresentou vantagem comparativa, uma vez que o indicador calculado ficou abaixo da unidade. Entretanto, após esse período, houve crescimento da inserção internacional de castanha de caju proveniente da Holanda, visto que o indicador apresentou crescimento da ordem de 65,30%, passando de 1,47 em 1994 para 2,43 em 2005. Contudo, apesar do crescimento apresentado, o país continuou com baixo indicador em relação aos demais. É importante destacar que o Indicador de Vantagem Comparativa Revelada tem por objetivo analisar a existência da vantagem comparativa para produção de determinado bem por certo país. Como destacado anteriormente, a Holanda não é produtor de castanha, e sim um país reexportador do

produto. Todavia, a existência de ampla infra-estrutura de comercialização naquele país permite que ele importe grande quantidade de produtos agrícolas e os reexporte para outros países do continente europeu, fato que influenciou o cálculo do indicador.

Pela análise dos indicadores expostos e por meio da análise do crescimento apresentado pelas exportações vietnamitas ao longo do período analisado, pode-se concluir que o país, que já é o maior produtor mundial, ameaça a posição da Índia de maior exportador mundial de castanha de caju.

6.2 – Análise dos Principais Fatores Determinantes das Exportações Brasileiras de Castanha de Caju

Analisando os resultados obtidos por meio do modelo de *Constant-market-share*, foi possível determinar quais fatores exerceram maior influência sobre o desempenho das exportações brasileiras de castanha de caju.

De acordo com os resultados observados na Tabela 1, elaborada com base nos dados da Tabela A.1, apresentada em anexo, para os subperíodos 1990/1994 e 1995/1999, constata-se que a participação do Brasil no total mundial comercializado caiu de 24,9 para 23,2%. A queda da participação brasileira no

comércio mundial do produto teve como causa principal a perda de importância do país na pauta de importações dos principais importadores de castanha de caju brasileira. Segundo os dados apresentados na Tabela A.1, Holanda e Itália reduziram a participação brasileira em suas respectivas pautas de importação, ao passo que os Estados Unidos, principal importador, elevaram muito pouco a participação brasileira em suas importações. No subperíodo 1990/1994, cerca de 35,4% de toda a castanha importada pelos Estados Unidos era proveniente do Brasil. Entretanto, no subperíodo seguinte, 1995/1999, a parcela brasileira no mercado americano foi de 36%. As exportações brasileiras perderam importância no mercado holandês e italiano, já que, entre os subperíodos analisados, a redução observada para esses mercados foi de 7,8 para 6,1% e de 36,7 para 25,8%, respectivamente, o que indica a substituição do produto brasileiro pelo produto dos concorrentes nesses mercados.

A Tabela 1 traz os principais componentes que determinaram o comportamento das exportações brasileiras de castanha de caju entre os dois primeiros subperíodos analisados. Os efeitos tamanho do mercado e competitividade foram fatores explicativos do crescimento positivo das exportações brasileiras, uma vez que o resultado encontrado para esses dois efeitos foi de 132,35% e 47,34%. O efeito destino atuou no sentido de limitar o crescimento das exportações apresentado entre os subperíodos, já que o valor encontrado para este efeito foi de -79,69%.

O efeito tamanho do mercado foi provavelmente provocado pela abertura comercial promovida na maioria dos países do mundo durante a década de 1990, que permitiu a expansão dos mercados de exportação. Já o efeito competitividade foi possivelmente influenciado pela estabilização da economia em 1994 com a implementação do Plano Real, que conferiu maior competitividade à economia como um todo, uma vez que permitiu o estancamento do processo inflacionário. Com o fim da inflação, as empresas nacionais passaram a ter melhores condições de planejar seus investimentos e maiores incentivos, dada a maior concorrência internacional ocasionada pela sobrevalorização do real, para melhorar suas estruturas organizacionais, o que certamente atuou, neste período, no sentido de elevar a competitividade da economia. O efeito destino mostrou-se negativo principalmente devido ao fato de que o Brasil concentrou suas exportações em mercados que apresentaram crescimento inferior ao do mercado mundial.

De acordo com a Tabela 2, o crescimento do mercado mundial de castanha de caju entre os subperíodos 1990/1994 e 1995/1999 foi da ordem de 38,2% (coluna A-B). No entanto, dois importantes mercados importadores do Brasil – Estados Unidos e Canadá – apresentaram crescimento da ordem de 22,4% e -13,1%, respectivamente. Nesse ponto, cabe ressaltar que, devido à grande importância do mercado americano nas exportações brasileiras de castanha de

Tabela 1 – Componentes do Ganho e da Perda nas Exportações Brasileiras de Castanha de Caju, nos Períodos de 1990/1994 a 1995/1999 (Em US\$ 1.000)

	1990/1994	1995/1999
Importação mundial	471.392 (A1)	651.380 (A2)
Exportação do Brasil	117.515 (B1)	151.272 (B2)
Market-share (%)	24,9 (C1)	23,2 (C2)
Var. exp. total Brasil (B2-B1)		33.757 (D)
Market-share 1990/1994 sobre (A2)		162.194 (E)
M-s de 1990/1994 p/país sobre suas imp. em 1995/1999		135.293 (F)
Efeitos (ganhos e perdas)	(US\$ 1.000)	%
Var. da exportação total (D)	33.757	
Tamanho do mercado (E-B1)	44.679	132,35
Destino (F-E)	-26901	-79,69
Competitividade (B2-F)	15.979	47,34

Fonte: Resultados da Pesquisa.

caju, o comportamento do efeito destino é fortemente influenciado pelo crescimento deste mercado, o que explica o valor apresentado por este efeito, apesar do forte crescimento apresentado pelos demais mercados.

Apesar da influência negativa do efeito destino sobre o desempenho das exportações de castanha de caju, os efeitos competitividade e tamanho de mercado foram grandes o bastante para superá-lo durante o período de análise abordado na Tabela 1.

Considerando os determinantes das exportações de castanha de caju entre os subperíodos 1990/1994 e 2000/2005, de acordo com a Tabela 3, constatam-se importantes alterações na participação do país no mercado mundial, nas magnitudes de cada efeito e também no sentido de alguns deles.

A participação do Brasil no mercado mundial do produto caiu de 24,9% no primeiro subperíodo para 21,1% no segundo. Conforme a Tabela A.2, apresentada em anexo, constata-se a redução da participação das exportações brasileiras nas pautas de importação de todos os países consumidores de castanha, o que conseqüentemente tem contribuído para reduzir a importância do país no mercado mundial.

O efeito tamanho do mercado aparece como principal fator explicativo do crescimento das exportações entre os subperíodos abordados na Tabela 3. Este efeito continua sob a influência da abertura comercial, responsável pela continuidade da expansão do comércio internacional.

O efeito destino favoreceu o crescimento das

exportações, já que o valor apresentado por este foi de 54,07%. Isso porque, entre 1990/1994 e 2000/2005, o crescimento dos principais mercados importadores do produto brasileiro foi maior que o crescimento do mercado mundial. De acordo com a Tabela 2, coluna A-C, o crescimento do mercado mundial para o período foi da ordem de 50,8%, ao passo que o crescimento de todos os mercados importadores foi superior. Nesse aspecto, cabe destacar o crescimento dos mercados italiano e libanês, que, apesar de pouco expressivos, apresentaram-se dinâmicos.

O efeito competitividade, que, anteriormente, atuou no sentido de elevar as exportações, passa agora a induzir o menor crescimento do produto brasileiro no mercado externo. O valor para este efeito no período em análise foi de -137,37%, constituindo-se no principal fator negativo para o desempenho do setor.

O resultado obtido para a competitividade reflete a atual situação de desorganização da cadeia produtiva do caju. A indústria de processamento tem dificuldade em obter matéria-prima de qualidade, o que influencia de maneira decisiva a qualidade do produto final. Além disso, não há regularidade no fornecimento de matéria-prima por parte dos cajucultores à indústria de processamento, uma vez que a baixa utilização de tecnologia por parte dos pequenos e médios agricultores os deixa vulneráveis a pragas, doenças e secas, que, muitas vezes, compromete sua produção. Segundo Paula Pessoa (2006), as flutuações na oferta de matéria-prima potencializam um nível de ociosidade na indústria processadora de cerca de 42%, o que contribui para elevação dos custos. Existe ainda o fato

Tabela 2 – Crescimento dos Principais Mercados Importadores de Castanha de Caju Brasileira

Mercados	1990/1994 (A)	1995/1999 (B)	2000/2005 (C)			
	Importação Total (US\$1000)	Importação Total (US\$1000)	Importação Total (US\$1000)	A-B	A-C	B-C
Estados Unidos	259.281	317.297	446.822	22,4	72,3	40,8
Holanda	36.808	95.592	111.993	159,7	204,3	17,2
Canadá	22.985	19.982	35.814	-13,1	55,8	79,2
Libano	2.022	4.204	7.649	107,9	278,3	81,9
Itália	1.842	6.884	11.622	273,7	530,9	68,8
Mundo	471.392	651.380	710.734	38,2	50,8	9,1

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da *Food and Agriculture Organization* (FAO).

Tabela 3 – Componentes do Ganho e da Perda nas Exportações Brasileiras de Castanha de Caju, nos Períodos de 1990/1994 a 2000/2005 (em US\$ 1.000)

	1990/1994	2000/2005
Importação mundial	471392 (A1)	710734 (A2)
Exportação do Brasil	117515 (B1)	149952 (B2)
<i>Market-share</i> (%)	24,9 (C1)	21,1 (C2)
Var. exp. total Brasil (B2-B1)		32437 (D)
<i>Market-share</i> 1990/1994 sobre (A2)		176973 (E)
<i>M-s</i> de 1990/1994 p/país sobre suas imp. em 00/05		194512 (F)
Efeitos (ganhos e perdas)	(em US\$1000)	%
Var. da exportação total (D)	32437	
Tamanho do mercado (E-B1)	59458	183,30
Destino (F-E)	17539	54,07
Competitividade (B2-F)	-44560	-137,37

Fonte: Resultados da Pesquisa.

de que cerca de 83% da comercialização da castanha é realizada por intermediários, o que contribui para elevar o custo das indústrias e reduzir o preço pago ao produtor agrícola. (PAULA PESSOA, 2006). Outro fator importante para explicar o efeito competitividade, conforme ressaltado anteriormente, é a tecnologia de descasque mecanizado utilizada pela indústria processadora, que gera cerca de 45% de castanhas quebradas, reduzindo assim a competitividade do produto nos mercados externos mais exigentes. A elevada carga tributária também pode ser mencionada como fator limitador da competitividade nesse período.

Cabe ressaltar que, embora o efeito competitividade tenha sido negativo, os efeitos tamanho de mercado e destino foram positivos e significativos o suficiente para sobrepujá-lo.

Analisando o comportamento das exportações entre os subperíodos 1995/1999 e 2000/2005 por meio da Tabela 4, elaborada com base nos dados da Tabela A.3, constata-se a redução da participação brasileira no mercado mundial da castanha de caju de 23,2% para 21,1%. A Tabela A.3, apresentada em anexo, mostra a perda de importância do produto brasileiro nos mercados importadores selecionados, o que resultou na redução do *market-share* mundial da castanha de caju brasileira.

Nesse ponto, cabe uma ressalva com relação à

interpretação dos efeitos responsáveis pela variação das exportações brasileiras constantes da Tabela 4. Entre os períodos propostos nesta tabela, percebe-se que houve variação negativa das exportações em US\$1.320,00, fato que altera a interpretação dos efeitos, ou seja, os efeitos que apresentaram sinais negativos atuaram no sentido de elevar as exportações, ao passo que os efeitos positivos atuaram no sentido de limitá-las.

Assim, observando os resultados apresentados na Tabela 4, constata-se que o tamanho de mercado favoreceu o crescimento das exportações, uma vez que o valor encontrado para este efeito foi de -1.031,67%. Como enfatizado anteriormente, a liberalização comercial pode ser apontada como principal fator explicativo da influência deste efeito sobre as exportações.

O efeito destino tornou-se o principal efeito a impulsionar o setor. Conforme a Tabela 4, o valor encontrado para este foi da ordem de -2.712,5%. O fator responsável pela forte influência positiva deste efeito sobre as exportações foi o crescimento ocorrido nos mercados importadores de castanha brasileira, em relação ao crescimento do mercado mundial entre os subperíodos 1995/1999 e 2000/2005. Conforme a Tabela 2, coluna B-C, o crescimento do mercado mundial foi da ordem de 9,1%. Entretanto, o crescimento observado em todos os mercados importadores,

Tabela 4 – Componentes do Ganho e da Perda nas Exportações Brasileiras de Castanha de Caju, nos Períodos de 1995/1999 e 2000/2005 (em US\$ 1.000)

	1995/1999	2000/2005
Importação mundial	651.380 (A1)	710.734 (A2)
Exportação do Brasil	151.272 (B1)	149.952 (B2)
Market-share (%)	23,2 (C1)	21,1 (C2)
Var. exp. total Brasil (B2-B1)		-1320
Market-share 1994/98 sobre (A2)		164.890 (E)
M-s de 1994/98 p/país sobre suas imp. em 1999/04		200.695 (F)
Efeitos (ganhos e perdas)	(em US\$1000)	%
Var. da exportação total (D)	-1320	
Tamanho do mercado (E-B1)	13.618	-1.031,67
Destino (F-E)	35.805	-2.712,50
Competitividade (B2-F)	-50743	3.844,17

Fonte: Resultados da Pesquisa.

sobretudo o americano, foi consideravelmente superior ao crescimento mundial, o que tornou o efeito destino o principal fator favorável às exportações.

O efeito competitividade, entretanto, atuou no sentido de limitar as exportações de castanha de caju, uma vez que sua magnitude, 3.844,17%, foi mais que suficiente para compensar os demais efeitos. Esse resultado indica o agravamento da desorganização da cadeia produtiva do caju, citada anteriormente, com reflexos negativos sobre a inserção do produto brasileiro no mercado externo. Além disso, vale notar que a continuidade da elevada carga tributária existente no país certamente atuou na determinação desse efeito.

7 – CONCLUSÕES

A análise realizada anteriormente ressalta a importância da cultura do caju e de seu setor de processamento na geração de emprego, renda e divisas, bem como as dificuldades por que passa a cadeia produtiva do caju e seus reflexos sobre a participação do produto no mercado externo.

Os índices utilizados para analisar a inserção do Brasil no mercado internacional de castanha de caju indicaram redução de competitividade do setor, visto que tanto o índice de posição relativa quanto o indicador de vantagem comparativa revelada apresentaram tendência declinante. O

comportamento dos indicadores brasileiros, se comparado ao dos indicadores vietnamitas, aponta para o aumento da inserção do produto proveniente do Vietnã em detrimento do produto brasileiro. O aumento da participação daquele país no mercado externo deve-se à qualidade de seu produto, com relação à integridade física da castanha, o que indica a necessidade de o Brasil concentrar esforços que garantam a melhoria na qualidade do produto nacional nesse aspecto. Outro ponto a ser destacado são os esforços do governo do Vietnã no sentido de promover as exportações por meio de programas de modernização do setor produtivo aliados a uma política cambial favorável. Entretanto, a política cambial crescentemente onerosa poderá comprometer a competitividade atingida pelo país no longo prazo.

A análise de *Constant-market-share* mostrou que, no início do período proposto, os principais mercados que importaram o produto brasileiro apresentaram crescimento inferior ao do mercado mundial, com destaque para os Estados Unidos, o que permitiu concluir que o país concentrou suas exportações em mercados pouco dinâmicos. Entretanto, no final do período, mais especificamente na análise entre os subperíodos 1995/1999 e 2000/2005, os mercados importadores apresentaram crescimento consideravelmente superior ao do mercado mundial, indicando que, neste período, os mercados de

destino das exportações brasileiras tornaram-se mais dinâmicos. Todavia, a concentração das exportações brasileiras para o mercado norte-americano pôde ser observada em todo o período analisado, o que indica ao Brasil a necessidade da busca de novos mercados. Para isso, a melhoria da qualidade do nosso produto é indispensável.

Outro aspecto a ser destacado é que o efeito competitividade só atuou no sentido de elevar as exportações entre os subperíodos 1990/1994 e 1995/1999, o que implica que a desarticulação entre o setor agrícola, que produz o caju, e a indústria, que o processa, aliada à sobrevalorização cambial e à elevada carga tributária, têm contribuído para reduzir a inserção do produto no mercado externo. Cabe ressaltar que os resultados obtidos para o efeito competitividade, por meio da análise de *Constant-market-share*, corroboram a análise dos índices que também apontaram para a redução da competitividade do produto brasileiro ao longo do período em análise.

No entanto, há a expectativa de que o setor exportador de castanha de caju possa contornar essas dificuldades nos próximos anos. O sistema produtivo alternativo desenvolvido pela Embrapa deverá permitir a obtenção de maior qualidade do produto e, como consequência, melhoria da posição do país no mercado. Existem ainda esforços com o objetivo de integrar as atividades de produção, industrialização e comercialização, de forma a reduzir a participação de intermediários nos processos de comercialização, o que poderia favorecer a melhor articulação de toda a cadeia produtiva do caju. Além disso, a preocupação no Brasil quanto à adoção de normas de produção e comercialização reconhecidas internacionalmente e que contemplem aspectos como segurança alimentar, rastreabilidade e meio ambiente está de acordo com as novas demandas do mercado externo com relação a processos produtivos mais seguros.

Assim, se as transformações esperadas se concretizarem, a indústria processadora da castanha de caju se beneficiará da maior articulação da cadeia produtiva e, conseqüentemente, obterá melhores condições de competir no mercado externo.

ABSTRACT

The present paper analysis the insertion of Brazil in the international market of cashew nuts, facing its mainly competitors as well as to determine the influence of the main factors responsible by the growth of cashew nuts Brazilian exports. For this, it uses indicators of competitiveness selected as Index of Relative Position and the method of Constant-Market-Share. According to the analysis of the indicators, it was concluded that, besides the growth of exports, the country has been presenting difficulties to compete with its main competitors mainly with Vietnam. The Constant-market-share analysis conclude that the growth of the national exports were conditioned to the expansion of either external market and destiny of the Brazilian product, since competitiveness acted toward limiting the growth of this sector.

KEY WORDS:

Competitiveness. Cashew-nut. International Insertion.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. S. Importância da castanha de caju para o Estado do Ceará. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2004.
- ALVES, J. M. Desempenho das exportações brasileiras de manga. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2000.
- BALASSA, B. **Comparative advantage, trade policy and economic development**. New York: New York University, 1989.
- BELLUZZO, L. G. Efeitos negativos da política cambial na Ásia. **Folha de São Paulo**, 27 jul. 2003. Disponível em: <http://www.unicamp.br/unicamp/canal_aberto/clipping/julho_2003/clipping030720_folha.html>. Acesso em: 15 jun. 2007.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Alice Web**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br>>. Acesso em: 2 ago.

2006.

CARVALHO, F. M. A. **O comportamento das exportações brasileiras e a dinâmica do complexo agroindustrial**. 1995. 126 f. Tese (Doutorado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP, 1995.

CAVALCANTI, J. J. **Avaliação qualitativa das alternativas tecnológicas e organizacionais para o desenvolvimento de pequena agroindústria de castanha de caju**: um plano de negócio. Juiz de Fora: UFJF, 2005. 50 p.

FAJNZYLBBER, F. Competitividad internacional: evolución y lecciones. **Revista de la CEPAL**, Santiago, n. 36, p. 65-83, 1988.

FAO. **FAOSTAT data base**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 18 ago. 2006.

FRANÇA, F. M. C. Análise da competitividade internacional do sistema agroindustrial do caju brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 28, n. 1, p. 51-61, jan./mar. 1997.

GAZZOLA, J. et al. A amêndoa da castanha de caju: composição e importância dos ácidos graxos: produção e comércio mundiais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2006.

GIANG, D. H. **Publicação eletrônica** [mensagem pessoal]. Mensagem recebida por <tallesgm@yahoo.com.br> em: 3 maio 2008.

HAGUENAUER, L. **Competitividade**: conceitos e medidas: uma resenha bibliográfica recente com ênfase no caso brasileiro. Rio de Janeiro: UFRJ, 1989. (Texto para Discussão, 211). Disponível em: <<http://www.ie.ufrj.br>>. Acesso em: 3 maio 2007.

LAFAY, G. et al. **Nations et mondialisation**. Paris: Economica, 1999. p. 67-334.

LEAMER, E. E.; STERN, R. M. **Quantitative international economics**. Chicago: Aldine, 1970. p. 171-183.

NAIR, G. K. **Vietnam stalks India on global cashew**

exports, 2006. Disponível em: <<http://www.cashewindia.org>>. Acesso em: 24 abr. 2008.

PAULA PESSOA, P. F. A. **Cadeia produtiva do caju**: subsídios para pesquisa e desenvolvimento. Fortaleza: EMBRAPA, 1997. 36 p. Disponível em: <<http://www.embrapa.gov.br>>. Acesso em: 14 ago. 2006.

PINHEIRO, J. C. V. et al. Uma visão panorâmica sobre a castanha de caju “in natura” e processada nos principais estados produtores. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2006.

ROCHA, L. E. V. Dinâmica das exportações brasileiras de soja em grão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2002.

STALDER, S. H. G. M. **Análise da participação do Brasil no mercado internacional de açúcar**. 1997. 121 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1997.

Recebido para publicação em: 05.09.2007

Tabela A.1 – Importação Mundial de Castanha de Caju pelos Principais Países Importadores do Brasil e as Respectivas Exportações Brasileiras nos Períodos de 1990/1994 a 1995/1999 (em US\$ 1.000)

Mercado	1990/1994			1995/1999			(3)X(4) (7)	(5)-(7) (8)
	Importação total (1)	Exportação do Brasil (2)	Participação do Brasil % (3)	Importação total (4)	Exportação do Brasil (5)	Participação do Brasil % (6)		
Estados Unidos	259.281	91.820	35,4	317.297	114.365	36,0	112.323	2.042
Holanda	36.808	2.875	7,8	95.592	5.852	6,1	7.456	-1.604
Canadá	22.985	12.365	53,8	19.982	14.239	71,3	10.751	3.488
Líbano	2.022	1.075	53,2	4.204	2.461	58,5	2.236	225
Itália	1.842	677	36,7	6.884	1.774	25,8	2.527	-753
Mundo	471.392	117.515	24,9	651.380	151.272	23,2	162.194	-10.922
Total coluna 7							135.293	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da FAO e do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

Tabela A.2 – Importação Mundial de Castanha de Caju pelos Principais Países Importadores do Brasil e as Respectivas Exportações Brasileiras nos Períodos de 1990/1994 A 2000/2005 (em US\$ 1.000)

Mercado	1990/1994			2000/2005			(3)X(4) (7)	(5)-(7) (8)
	Importação total (1)	Exportação do Brasil (2)	Participação do Brasil % (3)	Importação total (4)	Exportação do Brasil (5)	Participação do Brasil % (6)		
Estados Unidos	259.281	91.820	35,4	446.822	111.526	25,0	158.175	-46.649
Holanda	36.808	2.875	7,8	111.993	2.054	1,8	8.735	-6.681
Canadá	22.985	12.365	53,8	35.814	11.585	32,3	19.268	-7.683
Líbano	2.022	1.075	53,2	7.649	3.667	47,9	4.069	-402
Itália	1.842	677	36,7	11.622	3.245	27,9	4.265	-1.020
Mundo	471.392	117.515	24,9	710.734	149.952	21,1	176.973	-27.021
Total coluna 7							194.512	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da FAO e do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

Tabela A.3 – Importação Mundial de Castanha de Caju pelos Principais Países Importadores do Brasil e as Respectivas Exportações Brasileiras nos Períodos de 1995/1999 a 2000/2005 (em US\$ 1.000)

Mercado	1995/1999			2000/2005			(3)×(4) (7)	(5)-(7) (8)
	Importação total (1)	Exportação do Brasil (2)	Participação do Brasil % (3)	Importação total (4)	Exportação do Brasil (5)	Participação do Brasil % (6)		
Estados Unidos	317.297	114.365	36,0	446.822	111.526	25,0	160.856	-49.330
Holanda	95.592	5.852	6,1	111.993	2.054	1,8	6.832	-4.778
Canadá	19.982	14.239	71,3	35.814	11.585	32,3	25.535	-13.950
Líbano	4.204	2.461	58,5	7.649	3.667	47,9	4.474	-807
Itália	6.884	1.774	25,8	11.622	3.245	27,9	2.998	247
Mundo	651.380	151.272	23,2	710.734	149.952	21,1	164.890	-14.938
Total coluna 7							200.695	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores com Base nos Dados da FAO e do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).



A Fruticultura no Brasil e no Vale do São Francisco: Vantagens e Desafios

RESUMO

O trabalho realiza uma breve análise da fruticultura nacional, com uma breve análise sobre o pólo fruticultor nordestino localizado entre as cidades de Juazeiro, na Bahia, e Petrolina, em Pernambuco. Objetiva conhecer a importância deste setor para o agronegócio e para a economia brasileira como um todo, quais as frutas mais produzidas no país, o grau de inserção internacional desse setor a partir da abertura comercial em 1990, bem como suas principais vantagens e entraves. Utiliza a literatura evolucionista neo-schumpeteriana sobre inovação e mudança tecnológica como referencial teórico. Especificamente, usa o conceito desenvolvido nacionalmente pelos pesquisadores da Redesist sobre arranjos e sistemas produtivos locais.

PALAVRAS-CHAVE:

Fruticultura. Nordeste. Pequenas Empresas. Inovação. Tecnologia.

Paula Margarita Andrea Cares Bustamante

- Mestrado em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU);
- Graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV);
- Professora da Universidade Estadual de Goiás (UEG) – Unidade Universitária de Itumbiara;
- Coordenadora Adjunta de Extensão, Cultura e Assuntos Estudantis da Universidade Estadual de Goiás (UEG) – Unidade Universitária de Itumbiara (UnU).

1 – INTRODUÇÃO

De acordo com o Ministério da Agricultura, o Brasil é o terceiro maior produtor mundial de frutas, participando com 12,35% da produção total em 2005. No entanto, a maior parte da produção destina-se ao mercado interno e uma pequena parcela é vendida no mercado internacional. Atualmente, o país participa com cerca de 2% das exportações mundiais de frutas. (BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA..., 2008).

Alguns fatores contribuem para esse baixo desempenho, como o mau uso das técnicas de manejo do solo e da planta, falta de estrutura de armazenamento, logística, embalagens inadequadas e a própria desinformação do produtor. Apesar das dificuldades técnicas, o Brasil apresenta uma grande diversidade de climas e solos, o que pode ser entendido como vantagem comparativa para produção de frutas de alta qualidade e com uma variedade de espécies que vão desde frutas tropicais e subtropicais a temperadas. (FACHINELLO et al., 2008).

De maneira geral, os fruticultores brasileiros estão organizados em polos produtivos que se caracterizam pela baixa presença de capital, elevada especialização da mão-de-obra (apesar do pequeno número de trabalhadores formalmente qualificados) e onde as inovações tecnológicas são do tipo incremental, geralmente baseadas na difusão, aprendizado e adaptação.

À luz dessas considerações, este trabalho objetiva analisar a importância da fruticultura para o agronegócio brasileiro, conhecer as principais regiões fruticultoras do país, bem como as frutas que mais têm ganhado destaque ao longo dos últimos anos. Especificamente, busca-se conhecer as características dos agentes econômicos, infraestrutura, vantagens e principais entraves do polo fruticultor do Vale do São Francisco situado entre as cidades de Petrolina-PE e Juazeiro-BA.

A hipótese que norteará o desenvolvimento deste trabalho consistirá em analisar se os fruticultores inseridos no APL da região do Vale do São Francisco obtêm externalidades econômicas positivas advindas de tal aglomeração, que proporcionam vantagens

competitivas específicas e que potencializam as possibilidades de desenvolvimento deste segmento de empresas.

O referencial teórico utilizado será a literatura sobre Arranjos Produtivos Locais – APLs, desenvolvida nacionalmente pelos pesquisadores da REDESIST¹¹ e que tem sua origem na literatura internacional sobre Sistema Nacional de Inovação (SNI), desenvolvida a partir da década de 1980 pela corrente de pensamento neoschumpeteriana.

Este trabalho apresenta, além da introdução, mais três tópicos. No primeiro, explana-se sobre a origem, definição e conceitos de APLs, como eles influenciam a economia nacional e regional. Em um segundo momento, analisa-se o mercado fruticultor em nível nacional, o grau de exportações dos produtores nacionais e, posteriormente, será abordado o APL de frutas situado na região entre Petrolina/PE e Juazeiro/BA. Por último, apresentam-se as considerações finais e sugestões de políticas públicas para um maior desenvolvimento da fruticultura brasileira.

2 – A IMPORTÂNCIA DAS INOVAÇÕES TECNOLÓGICAS PARA O DESENVOLVIMENTO DAS EMPRESAS

Atualmente, os APLs são entendidos como alternativas de ‘política industrial’, como forma de promover o desenvolvimento tecnológico, principalmente, das micro e pequenas empresas brasileiras, haja vista que elas, na maioria dos casos, não possuem recursos financeiros e capital humano para o desenvolvimento formal de novas tecnologias.

Devido a esses aspectos, as MPMEs inseridas em aglomerados obtêm maiores chances de sobrevivência em mercados cada vez mais competitivos, ou seja, estas firmas, de maneira geral, adquirem em aglomerados formas de transpor as dificuldades advindas de seu pequeno porte, bem como maneiras de obter um maior alcance de negociação entre

1 Rede de pesquisa formalizada em 1997, localizada no Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro e que conta com a participação de várias universidades e institutos de pesquisa no Brasil, além de manter parcerias com outras instituições da América Latina, Europa e Ásia. Disponível em: <<http://www.redesist.ie.ufrj.br>>.

usuários e produtores, e também entre os setores que produzem o conhecimento, como universidades e institutos de pesquisa. (BUSTAMANTE, 2004).

De acordo com Marshall² (1982), o fenômeno da concentração geográfica de atividades econômicas é tão antigo quanto o comércio. Segundo o autor, através da inserção em *clusters* e/ou distritos industriais, as empresas, principalmente as de pequeno porte, teriam uma maior chance de competir em mercados locais, nacionais e internacionais.

O autor notou que a aproximação espacial de firmas engajadas em atividades similares e em localidades específicas poderia torná-las mais eficientes e competitivas, gerando externalidades positivas, tais como: redução dos custos de produção, forte divisão do trabalho, especialização da mão-de-obra, determinado tipo de infraestrutura, geração informal de inovação, rápida disseminação de novos conhecimentos entre os agentes etc. (SCHMITZ; NADVI, 1999).

As economias externas incidentais não dependem de decisões das empresas individuais e podem ter origem no mercado, como uma nova tecnologia, na organização social ou da produção. No entanto, para Schmitz (1992), o desenvolvimento de um *cluster* depende principalmente de um segundo fator, que são as chamadas externalidades 'não acidentais', as economias internas, que dependem das decisões das empresas, ou seja, são ações conjuntas deliberadas, intencionais e baseiam-se em economias de escala, nos ganhos advindos da cooperação e da competição entre empresas.

À luz dessas considerações, a partir da década de 1970, a abordagem desenvolvida pela literatura neoschumpeteriana sobre o processo de inovação como principal aspecto da competitividade das empresas tem ganhado importância e tem-se expandido rapidamente. Os estudiosos desta linha de pensamento salientam a relevância da inovação como geradora de instrumentos para a ampliação da competitividade das firmas, permitindo a apropriação

2 Segundo a literatura econômica, Alfred Marshall (*Principles of economics: an introduction, 1890*) foi o primeiro autor a estudar o conceito de economias de aglomeração.

de vantagens absolutas de custos e qualidade que conduzem à ampliação de seus mercados. (BUSTAMANTE, 2004).

Na visão neoschumpeteriana, as mudanças tecnológicas acontecem o tempo todo dentro da indústria e, geralmente, de maneira endógena e motivadas pela busca de maiores retornos financeiros. Todavia, existem outros motivadores do processo inovativo, como a insuficiência tecnológica, escassez de insumos essenciais, variação na taxa de crescimento da demanda, variação nos preços relativos, entre outros. (DOSI, 1988).

De maneira geral, o processo de inovação tecnológica resulta da interação que ocorre entre organismos público-privados que detêm conhecimentos específicos com os agentes envolvidos em determinada atividade econômica. Em tal processo, o conhecimento é compartilhado entre todos e esta pode ser considerada a melhor maneira de se alcançar o conhecimento tácito³; contudo este tipo de aprendizado só é possível, se amparado por instituições socioeconômicas em âmbitos locais e/ou regionais. Este aspecto, ao mesmo tempo que contribui para a circulação local do conhecimento, dificulta sua transmissão a agentes externos ao contexto. (LASTRES; LEMOS; VARGAS, 2000).

Grosso modo, as inovações podem ser classificadas como radicais e incrementais⁴. Entende-se por inovação radical o desenvolvimento e introdução de um novo produto, processo ou forma de organização da produção inteiramente nova. Este tipo de inovação pode representar uma ruptura estrutural com o padrão tecnológico anterior, originando novas indústrias, setores, mercados. Geralmente, também significam redução de custos e aumento de qualidade em produtos já existentes.

3 O aspecto 'tácito' do conhecimento tecnológico indica que ele não é facilmente transferido e codificado, pois este é resultado de distintos processos de aprendizagem – no processo de produção, onde os agentes aprendem por meio da experiência (*learning-by-doing*); na comercialização e uso (*learning-by-using*); na busca por soluções técnicas tanto formais quanto informais (*learning-by-searching*); e através do intercâmbio com demais agentes envolvidos no processo de inovação (*learning-by-interacting*). (BUSTAMANTE, 2004).

4 Conforme Freeman e Perez (1988), as inovações podem ser classificadas como: incrementais, radicais, novos sistemas tecnológicos e mudança no paradigma tecnoeconômico ou 'revoluções tecnológicas'.

As inovações podem ser ainda de caráter incremental, referindo-se à introdução de qualquer tipo de melhoria em um produto, processo ou organização da produção dentro de uma empresa sem alteração na estrutura industrial. Inúmeros são os exemplos de inovações incrementais, muitas delas imperceptíveis para o consumidor, podendo gerar crescimento da eficiência técnica, aumento da produtividade, redução de custos, aumento de qualidade e mudanças que possibilitem a ampliação das aplicações de um produto ou processo. Neste sentido, a otimização de processos de produção, o *design* de produtos ou a diminuição na utilização de materiais e componentes na produção de um bem podem ser consideradas inovações incrementais. (LEMOS, 1999).

Em suma, o processo pelo qual emerge a inovação e, conseqüentemente, o progresso técnico, são extremamente complexos e podem ocorrer em diferentes 'níveis', já que este processo pode ser entendido pelas diversas interações que ocorrem entre demanda, oferta, mecanismos de aprendizagem e os fatores socioeconômicos e culturais de empresas, setores e/ou países.

A abordagem que estuda os processos de aprendizagem por interação, a construção de arcabouços institucionais resultantes tanto de ações planejadas como de decisões desarticuladas e a importância dada à proximidade territorial na geração de inovações vem sendo denominada de "Sistema Nacional de Inovação" (SNI)⁵.

De acordo com autores neoschumpeterianos, como Nelson (1995); Dosi (1988) e Edquist (1997), entre outros, a origem dessa abordagem encontra-se na influência mútua existente entre teorias de aprendizado interativo com teorias evolucionistas sobre a mudança tecnológica. A mudança técnica, nesta abordagem, não é algo que ocorre aleatoriamente, mas de forma contínua, construída e de modo evolucionista em que o processo de mudança atinge a economia e a sociedade como um todo.

⁵ Esta abordagem está associada à literatura econômica neoschumpeteriana e à sua vertente evolucionista, que tem origem no trabalho pioneiro de Nelson e Winter (1982).

2.1 – Os Sistemas Nacionais e Locais de Inovação

O desenvolvimento do conceito de Sistema Nacional de Inovação objetiva apreender teoricamente o processo de aprendizagem que ocorre entre os agentes econômicos e que pode promover e facilitar a inovação. Tal abordagem permite explorar a importância associada às configurações institucionais no sentido de dar sustentação às trajetórias de capacitação inovativa das firmas, ao mesmo tempo que enfatiza o papel do conhecimento tácito, o aprendizado por interação e a proximidade territorial como sendo elementos centrais no processo de mudança tecnológica. (CAMPOS, 2002).

De maneira geral, conforme Edquist (1997), os principais elementos conceituais de um sistema nacional de inovação são: a) o termo 'sistema' tenta captar os processos e relações interativas estabelecidos legalmente ou através de costumes que ocorrem entre agentes privados e públicos, nacionais e internacionais, ao longo do processo inovativo; b) dimensão 'nacional' caracterizada pela semelhança cultural de linguagem, de origem, estilo de vida, comportamento etc., que favorecem o compartilhamento/cooperação de conhecimento entre vários sistemas de inovação dentro de um mesmo país, fundamentados em instituições de apoio ao progresso técnico; c) o papel do setor público, que, diretamente, influencia a atividade inovativa e, geralmente, tem alcance nacional; d) o termo 'inovação', nesta abordagem, é considerado não somente como a introdução de novas tecnologias e sua difusão, mas, também, como mudanças nas relações sociais, culturais, institucionais e produtivas sobre a dinâmica econômica de uma nação.

Tais elementos configuram o ambiente no qual ocorrem os processos de aprendizagem, de modo que os sistemas de inovação podem ser delimitados de várias formas: a) pela área geográfica na qual estão localizados os agentes e instituições; b) pelos setores produtivos predominantes na ação econômica dos agentes em estudo; c) pelas características da tecnologia em análise; ou, ainda, d) pela combinação desses elementos. E, finalmente, sua delimitação geográfica pode ser local, regional, nacional ou supranacional. (CAMPOS, 2004).

A literatura sobre SNI geralmente não cita as especificidades referentes ao contexto dos países em desenvolvimento, como o baixo nível de escolaridade da população e os baixos níveis de investimento em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) tanto por parte do setor público quanto por parte do setor privado, se comparados com os países avançados. (LASTRES; LEMOS; VARGAS, 2000).

Sendo assim, com base na abordagem evolucionista sobre inovação e mudança tecnológica, autores associados à Redesist⁶ criaram um novo conceito para as aglomerações de Micro, Pequenos e Médios Empresários (MPMEs) em países em desenvolvimento, afirmando que elas são mais bem definidas pelo conceito de Arranjos e Sistemas Produtivos Locais (ASPL), já que estes países não apresentam os mesmos elementos e características encontrados nos países desenvolvidos.

A literatura sobre ASPL focaliza o aprendizado como a principal fonte de mudança tecnológica e enfatiza a ideia de que a competitividade das firmas está baseada na sua capacidade inovativa. Contudo, a capacidade de inovar de aglomerados locais e regionais é extremamente heterogênea entre diferentes firmas e, inclusive, dentro de um mesmo setor, devido a fatores culturais, sociais, econômicos, políticos e às diversas formas de aprendizado e cooperação. (BUSTAMANTE, 2004).

Essas distintas interações resultam nas especificidades que existem entre os ASPLs e, devido a esse aspecto, há na literatura uma divisão desse conceito em sistemas produtivos e inovativos locais (SPLs) e arranjos produtivos locais (APLs), em que o conceito de SPL refere-se: “[...] a aglomerados de agentes econômicos, políticos e sociais, localizados em um mesmo território, que apresentam vínculos consistentes de articulação, interação, cooperação e aprendizagem voltada à introdução de novos produtos e processo.” (CASSIOLATO; SZAPIRO, 2002, p. 12).

O conceito de APL é definido como “[...] aglomerações produtivas cujas interações entre os

agentes locais não são suficientemente desenvolvidas para caracterizá-los como sistemas.” (CASSIOLATO; SZAPIRO, 2002, p. 12).

A partir dessas considerações, pode-se afirmar que, das aglomerações formadas por MPMEs, derivam-se externalidades positivas e geração de *spillovers*. Nesse tipo de estrutura organizacional, encontram-se práticas e relações construídas ao longo do tempo que, geralmente, decorrem da aproximação espacial, de identidades culturais, sociais e empresariais. Esses aspectos podem ser traduzidos como vantagens competitivas que dificilmente são encontradas em outros contextos geográficos e que, por isso, não podem ser facilmente criadas e/ou imitadas fora do arranjo por agentes externos. (BUSTAMANTE, 2004).

Com base na literatura sobre APL, realizaremos nos próximos tópicos uma breve análise da fruticultura em nível nacional e, especificamente, sobre o APL fruticultor localizado na região entre Petrolina/PE e Juazeiro/BA.

3 – A IMPORTÂNCIA DA FRUTICULTURA NA AGROINDÚSTRIA BRASILEIRA

Nas últimas décadas do século passado, o sistema agroalimentar⁷ mundial tem passado por transformações cuja principal característica tem sido a formação de complexos internacionais de suprimento de alimentos que cobrem todas as etapas da cadeia produtiva – da produção ao consumo.

Devido ao processo de globalização, da complexa legislação trabalhista no Brasil e da necessidade estratégica de se concentrarem em suas atividades, as empresas também tiveram de buscar alternativas para o gerenciamento da sua mão-de-obra ou transferir parte de sua produção para terceiros, a fim de reduzirem custos, administrarem melhor a produção e continuarem competitivas. Surgiram, então, empresas especializadas em prestar serviços nas atividades de: a) serviços de terceirização; b) trabalhadores temporários; e c) autônomos. Cabe destacar que essa

6 Rede de Pesquisa em Sistemas Produtivos e Inovativos Locais, uma rede de pesquisa interdisciplinar, formalizada desde 1997, sediada no Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

7 O sistema agroalimentar é entendido como a soma de operações de disponibilização de insumos, de produção nas unidades agrícolas, de armazenamento, transformação e distribuição de alimentos, como grande impulsionador da cadeia produtiva das frutas.

desregulação do mercado de trabalho tem sido uma tendência mundial não apenas no Brasil e não é uma especificidade do setor agroindustrial.

No que tange ao setor agroindustrial, esse processo de transnacionalização do sistema agroalimentar se desenvolveu com nitidez na órbita produtiva dos complexos de carnes e grãos e da indústria alimentícia, símbolos da produção maciça e indiferenciada do modelo fordista⁸ – mas tem como grande destaque, nos anos 1990, os alimentos frescos: frutas e legumes.

A partir dos anos de 1980, o setor agrícola vem experimentando um novo grande salto tecnológico decorrente da recém-denominada era da biotecnologia e da tecnologia da informação. (BRANDÃO et al., 1998). A introdução de tecnologias na agricultura tem sido um instrumento fundamental e decisivo para a contínua e mais eficiente participação deste setor do agronegócio no desenvolvimento social e econômico do Brasil.

A biotecnologia, tanto em nível mundial quanto nacional, tem ganhado cada vez mais importância, já que é cada vez maior o uso de técnicas de manuseio de genes para a qualificação de produtos agrícolas. Em grande medida, este pode ser considerado um dos fatores que têm contribuído para o crescimento do agronegócio no Brasil, fazendo deste setor o principal responsável pelo *superávit* da balança comercial, o que pode ser demonstrado nas comparações entre os anos 1990 a 2007 das exportações brasileiras e do agronegócio, do saldo da balança comercial nacional e, especificamente, do agronegócio.

Entre os anos de 1990 a 1994, houve um aumento tanto do nível de exportado quanto importado, devido à abertura comercial, mantendo a balança comercial estável; no entanto, observa-se que a participação do agronegócio nas exportações totais passou de 41,3% em 1990 para 43,8% em 1994.

⁸ No paradigma fordista o capital buscava acumulação e valorização fundamentalmente pela geração de ganhos de produtividade através de três métodos: 1) produção (linha de produção) e consumo em massa; 2) aumento do controle sobre o processo de trabalho pela fragmentação, especialização e simplificação das tarefas; 3) redução dos custos do trabalho maximizando a substituição de trabalho qualificado por tarefas mais simples.

Entre 1995 e 2000, o volume de exportações em nível agregado foi em média de US\$ 49,97 bilhões a.a, ao passo que a balança comercial brasileira tornou-se deficitária. Isso em grande medida pode ser explicado pela ‘âncora’ cambial adotada pelo governo federal, ou seja, uma combinação de câmbio valorizado e liberalização comercial com o intuito de baratear as importações e forçar a queda dos preços no mercado interno. (Tabela 1).

A partir do ano 2001, notam-se consecutivos aumentos nas exportações brasileiras, passando de US\$ 55,3 bilhões para US\$ 160,6 bilhões em 2007, um aumento de 175,9%. Nesse mesmo período, as exportações do agronegócio tiveram um aumento de 145,4%. Devido ao grande volume exportado, a participação do agronegócio nas exportações diminuiu, mas não deixou de ser significativa, haja vista que, em 2007, representou 36,37% do total exportado.

O Gráfico 1 ilustra a evolução da balança comercial brasileira e da balança comercial do agronegócio no período de 1989 a 2007. Nota-se que, apesar do déficit no saldo da balança comercial entre os anos 1995 a 2000, as exportações brasileiras se recuperaram e, em 2007, o saldo da balança comercial brasileira foi de US\$ 40,02 bilhões e o saldo da balança comercial do agronegócio foi de US\$ 49,7 bilhões, o que representa mais de um terço do total exportado.

Neste contexto e no bojo das transformações decorrentes da globalização e da abertura econômica, o modelo agrícola exportador brasileiro vem experimentando algumas transformações estruturais marcadas, entre outras, por saturação do mercado internacional de *commodities*, margens de lucro decrescentes por unidade de produto, necessidade de maior integração das unidades de produção agropecuárias nas cadeias produtivas, dependência cada vez maior de suporte científico tecnológico na atividade de produção agropecuária, atendimento a novas exigências de padronização e controle de qualidade dos produtos e demanda por processos de gestão.

Desse modo, torna-se importante a articulação entre o setor público e o setor privado para a

Tabela 1 – Balança Comercial Brasileira e do Agronegócio de 1990 a 2007 (US\$ Bilhões)

Ano	Exportações			Saldo da Balança comercial	
	Total Brasil (A)	Agronegócio (B)	Part.% (B/A)	Total Brasil	Agronegócio
1990	31,41	12,99	41,35	10,75	9,81
1991	31,62	12,40	39,23	10,58	8,76
1992	35,79	14,46	40,38	15,24	11,49
1993	38,56	15,94	41,34	13,30	11,78
1994	43,55	19,11	43,87	10,47	13,43
1995	46,51	20,87	44,88	-3,47	12,26
1996	47,75	21,15	44,29	-5,60	12,21
1997	52,98	23,37	44,10	-6,77	15,17
1998	51,14	21,55	42,13	-6,62	13,51
1999	48,01	20,49	42,68	-1,29	14,80
2000	55,12	20,59	37,36	-0,73	14,84
2001	58,29	23,86	40,93	2,69	19,06
2002	60,44	24,84	41,10	13,20	20,39
2003	73,20	30,65	41,86	24,88	25,90
2004	96,68	39,03	40,37	33,84	34,20
2005	118,53	43,62	36,80	44,93	38,51
2006	137,81	49,47	35,89	46,46	42,77
2007	160,65	58,42	36,37	40,02	49,70

Fonte: Brasil. Ministério da Agricultura... (2008).

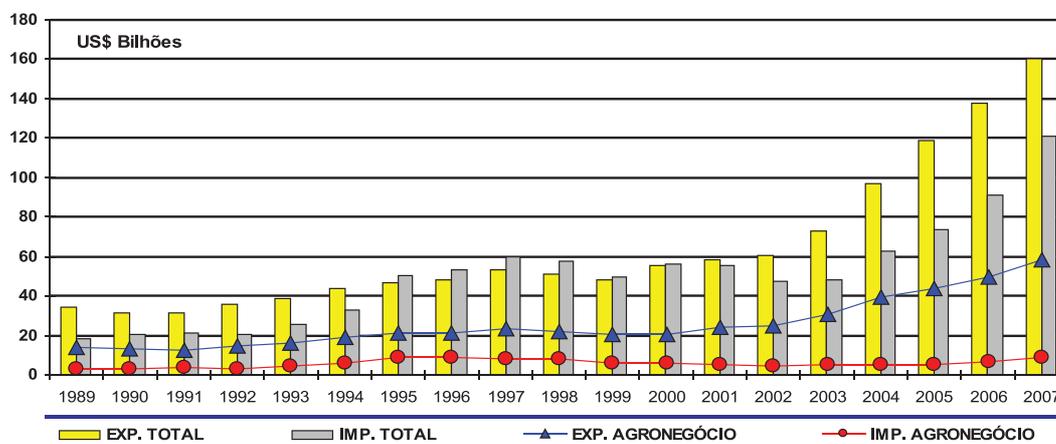


Gráfico 1 – Evolução da Balança Comercial Brasileira e do Agronegócio – 1989 a 2007 – (US\$ Bilhões)

Fonte: Brasil. Ministério da Agricultura... (2008).

mobilização de toda a infraestrutura tecnológica nacional no sentido de prover a capacitação necessária para a inovação tecnológica requerida à manutenção e ao incremento da competitividade do agronegócio nacional.

Com relação às frutas, os fatores limitantes da competitividade em nível mundial estão relacionados principalmente à qualidade, preços praticados, condições de armazenamento e alta perecibilidade. Acredita-se que a superação dessas barreiras

dependa não somente do setor privado como também do governo.

Outro grande problema que aflige a fruticultura é a variação de ano para ano do volume exportado, o que implica baixa confiabilidade dos exportadores brasileiros frente aos importadores estrangeiros quanto à regularidade do fornecimento. Há outros fatores que impedem uma exportação maior e mais regular de frutas: destacam-se os de ordem técnica, econômica, de infraestrutura e de capacidade gerencial. Além desses fatores, deve-se considerar, ainda, a aplicação de barreiras tarifárias e não-tarifárias pelos países importadores e a alta carga fiscal média vigente no Brasil.

3.1 – A Fruticultura Brasileira

Em 2003, o Brasil produziu cerca de 40 milhões de toneladas de frutas e, apesar disso, exportou pouco mais de 2% da sua produção de frutas *in natura*, ocupando o 20º lugar entre os países exportadores. Em 2004, o país exportou cerca de 850 mil toneladas de frutas frescas, representando um aumento de quase 10% com relação ao volume exportado em 2003. (OLIC, 2005).

No Brasil, produzem-se frutas tropicais e de clima temperado, em decorrência da extensão territorial e sua posição geográfica. (Tabelas 2 e 3).

No Nordeste, graças aos modernos sistemas de irrigação e das altas temperaturas durante o ano todo, que, em tese, permitem uma produção contínua, o clima é semiárido, são cultivadas frutas tropicais, subtropicais e mesmo frutas temperadas. O clima nestas áreas é seco e com um alto nível de exposição solar, permite uma boa produtividade e prevenção natural de muitas doenças, devido à baixa umidade que predomina em grande parte do ano. (NASCIMENTO, 2001).

No Norte, conforme Silva (1999), o clima tropical úmido permite o desenvolvimento de uma fruticultura exótica e peculiar, com tipos de frutas ainda não bem conhecidas e pouco consumidas.

As regiões Nordeste e Norte (Tabela 2) destacam-se por possuírem polos frutícolas tropicais que vêm apresentando resultados expressivos nos últimos anos, como os localizados no semiárido nordestino, especialmente os de Juazeiro na Bahia juntamente com Petrolina em Pernambuco, no Vale do São Francisco, e o de

Tabela 2 – Produção de Frutas na Região Norte e Nordeste do Brasil – 2002 (Em Toneladas)

	Abacaxi	Banana	Limão	Manga	Melão	Mamão	Uva
Rondônia	9.887	46.443	1.581	991	-	2.588	394
Acre	2.959	52.087	542	358	-	2.180	-
Amazonas	11.581	110.215	825	1.153	135	5.858	-
Roraima	681	23.720	53	-	180	1.106	-
Pará	212.511	723.694	7.450	5.786	122	15.410	-
Amapá	1.005	2.460	-	-	-	270	-
Tocantins	37426	30.991	68	10.382	-	300	108
Maranhão	43.587	126.755	802	5.601	256	1.386	-
Piauí	891	34.877	2.170	17.979	133	279	8
Ceará	170	334.273	9.894	38.247	92.047	53.744	1.949
Rio G. Norte	93.936	163.538	427	50.982	181.760	21.616	-
Paraíba	274.208	287.735	955	24.454	49	65.253	1.280
Pernambuco	24.028	367.481	2.965	136.488	16.686	5.358	99.978
Alagoas	16.767	64.520	16	6.326	-	123	-
Sergipe	7.814	59.655	9.295	18.725	-	9.547	-
Bahia	116.557	763.901	43.529	252.952	43.016	786.600	83.333
Total	854.008	3.192.345	80.572	570.424	334.384	971.618	187.050

Fonte: Dados de 2002 fornecidos pelo IBGE/SIDRA.

Mossoró, no Rio Grande do Norte, onde as principais frutas produzidas são manga, melão, uva, banana e abacaxi. (OLIC, 2005).

Nas regiões Centro-Oeste e Sudeste (Tabela 3), de maneira geral, o clima é mais suave, mas não rigidamente marcado pelas estações do ano. Isso permite a coexistência de muitas frutas; dentre elas, ganham destaque banana, limão, manga e mamão. No Sul, o clima temperado é marcante, identificando-se uma fruticultura sazonal e caracterizada por frutas de clima temperado por excelência, ganhando destaque a banana, maçã e uva.

No que tange ao montante exportado, nota-se que as frutas *in natura* brasileiras têm apresentado uma evolução favorável no início da década de 1990, aumentando em cerca de 80% o valor exportado entre 1990 e 1992. (LACERDA, 2004).

Entre 1994 e 1997, as exportações de frutas permaneceram em um patamar médio de US\$ 100 milhões; apenas no ano de 1999, os valores das vendas externas voltaram a apresentar um desempenho mais satisfatório, com um total exportado de US\$ 163 milhões, registrando um aumento de 36% em relação a 1998. Observa-se ainda que, entre 1997 e 2007, a participação das exportações de frutas frescas no total das exportações brasileiras saltou de

0,47% para 1,10%. (Tabela 4).

Tabela 4 – Exportações de Frutas Frescas no Brasil – 1997 a 2007 (Milhões de US\$)

Ano	Valor (US\$ milhões)	Quantidade (mil ton.)	Participação no total das exportações (%)
1997	109	265	0,47
1998	119	295	0,55
1999	163	430	0,80
2000	171	430	0,83
2001	221	592	0,92
2002	247	681	0,99
2003	342	820	1,12
2004	376	855	0,96
2005	445	832	1,02
2006	479	807	0,97
2007	644	921	1,10

Fonte: Brasil. Ministério da Agricultura... (2008).

Dentre os principais produtos exportados durante a década de 1990, destacam-se a laranja, melão, maçã, manga, mamão e banana, que perfizeram 85% do total das exportações em 1999. (Tabela 5).

Tabela 3 – Produção de Frutas nas Regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste do Brasil – 2002 (Toneladas)

ESTADO	FRUTAS							
	Abacaxi	Banana	Limão	Maçã	Manga	Melão	Mamão	Uva
M. Gerais	315.862	607.575	8.954	141	2.948	-	131.051	16.184
E. Santo	39.923	137.380	21.728	-	6.569	-	585.358	112
R. Janeiro	66.206	176.633	28.818	-	4.483	193	3.050	-
São Paulo	57.730	1.151.600	798.751	2.710	208.947	2.073	8.042	231.775
Paraná	8.901	168.074	9.135	33.322	8.633	2.178	1.996	99.118
S. Catarina	889	628.850	189	474.516	-	288	13	41.093
Rio G. Sul	5.284	115.262	25.560	346.799	499	12.422	2.865	570.181
M. G. Sul	2.912	29.799	1.004	-	986	469	864	1.221
M. Grosso	16.488	54.200	968	-	4.276	293	11.105	1.855
Goiás	64.481	158.169	5.482	-	3.454	-	2.698	47
D. Federal	460	2.968	2.850	-	4.119	-	66	12
Total	579.136	3.230.510	903.439	857.488	244.914	17.916	747.108	961.598
Regiões Centro-Oeste e Sudeste	564.062	2.318.324	868.555	2.851	235.782	3.028	742.234	251.206
Região Sul	15.074	912.186	34.884	854.637	9.132	14.888	4.874	710.392

Fonte: Dados de 2002 fornecidos pelo IBGE/SIDRA.

Na Tabela 5, nota-se que, com exceção do mamão e da manga, que apresentaram uma trajetória contínua de crescimento, todas as demais frutas destacadas tiveram uma evolução irregular, apesar de crescente ao longo dos anos 1990. Observa-se ainda que, a partir de 1996, a manga ganha destaque como a fruta mais exportada pelo Brasil, representando em 1999 quase 20% do total exportado de frutas *in natura*, devido, em grande medida, a sua aceitação no mercado da União Europeia.

Os principais mercados externos para as frutas brasileiras na década de 1990 foram os países da União Europeia, responsáveis por dois terços das vendas brasileiras, seguidos pela América do Sul, com 25%, em especial os países do Mercosul e os Estados

Unidos, com 5% em média do total exportado nesse período. (LACERDA, 2004).

A partir do fim da década de 1990, com o aumento da demanda mundial, a fruticultura brasileira tomou novos impulsos com projetos de irrigação e avanços tecnológicos que proporcionaram a ampliação da produção de frutas no país, principalmente, na região do semiárido nordestino. Na Tabela 6, estão apresentadas as frutas que se destacam em vendas no exterior, como manga, uva, melão, maçã e banana, o que significou um salto nas exportações brasileiras de frutas *in natura*.

Com base nos dados apresentados na Tabela 6, nota-se que, entre 2000 a 2004, o valor exportado

Tabela 5 – Exportações Brasileiras de Frutas Frescas – 1990-1999 (US\$ Mil)

Produtos	1990	1992	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Laranja	18.251	17.569	27.208	29.092	20.410	23.093	14.359	21.108
Tangerina	1.417	1.996	1.920	3.243	2.684	4.693	2.523	3.763
Limão	821	1.557	1.492	558	591	-	-	-
Outros cítricos	598	17	94		22	19	68	107
Melão	9.023	16.330	31.492	16.475	25.327	20.913	28.323	28.733
Uva	2.242	7.762	8.524	10.123	6.296	4.780	5.823	8.614
Maçã	26522	20.624	15.046	6.190	1.787	11.297	55.667	30.153
Figo	591	914	921	1.252	1.739	1.599	1.438	1.535
Caqui	119	130	128	86	148			
Abacaxi	3.113	5.278	6.883	3.784	4.050	3.938	3.853	4.290
Manga	2.879	6.931	17.505	22.135	28.740	20.182	32.518	32.011
Mamão	2.027	2.447	3.766	4.020	4.723	7.277	9.453	13.578
Abacate	316	318	234	148	245	160	155	422
Lima Ácida	-	-	-	-	-	909	1.423	2.962
Goiaba	211	157	10-3	169	212	-	-	-
Banana	8.898	16.699	10.702	3.907	6.227	8.381	11.629	12.518
Melancia	164	603	524	900	1.251	739	1.031	1.798
Morango	78	600	144	58	338	185	64	144
Outras frutas frescas	72	47	2	872	165	146	196	285
Total	77.342	99.979	126.688	103.012	104.955	108.311	168.523	162.021

Fonte: Lacerda; Lacerda e Assis (2004, p. 4).

Obs: nota-se que os dados apresentados nesta tabela, sobre o total exportado não correspondem exatamente aos expostos na Tabela 4, devido à utilização de diferentes fontes de dados.

Tabela 6 – Exportações Brasileiras de Frutas Frescas – 2000-2004 (US\$ Mil)

Frutas	2000	2001	2002	2003	2004
Maçã	30.757	18.139	31.403,2	37.833,6	72.549,9
Manga	35.763	50.813,7	50.849,1	75.743,6	64.303,7
Melão	25.005	39.297	37.778	58.315,5	63.251,1
Uva	14.605	21.563,4	33.788,9	59.938,7	52.755,5
Banana	12.359	16.036,3	33.573,9	30.013,3	26.983,2
Laranja	15.248	27.538,1	8.125,1	13.347,7	21.492,2
Limão	4.642	7.635,1	9.891,1	16.948,5	18.298,5
Tangerina	5.017	6.697	7.016,2	6.197,1	8.190,6
Outras Frutas	71.194	17.852,4	28.616,8	39.312,7	41.930,8
Total	214.590	16.9867,2	241.616,9	337.651,0	369.755,7

Fonte: Brazilian Fruit (2008).

Obs: Nota-se que os dados apresentados nesta tabela sobre o total exportado não correspondem exatamente aos expostos na Tabela 4, devido à utilização de diferentes fontes de dados.

aumentou em 72,3%, com destaque para a maçã, manga, melão, uva e o limão, que apresentaram seguidos aumentos durante o período em análise.

De acordo com a Organização das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação (FAO), da produção brasileira de frutas, apenas uma pequena parcela é exportada, sendo a grande parte ainda destinada ao mercado interno. Apenas o melão diferencia-se dessa realidade: exportou, em 1994, 80,3% de sua produção. Em 2000, o melão e a manga, exportaram 12,48% e 43,58% da produção, respectivamente. Quanto às demais frutas que são exportadas dificilmente ultrapassam 2% da produção.

Diversas são as causas que explicam esse fraco desempenho das exportações brasileiras de frutas e, conforme Lacerda (2004), as principais são: os altos requisitos de qualidade, restrições fitossanitárias, barreiras protecionistas, assimetria de informações, falta de coordenação dos produtores, pouco incentivo em divulgação e em pesquisa, falta de apoio do governo.

Todos esses obstáculos vêm tornando extremamente seletivo o acesso de novos exportadores brasileiros aos mercados internacionais, principalmente na União Europeia, e a razão principal pode ser a falta de motivação do produtor brasileiro em exportar, já que

encontra no mercado interno, por não ser tão exigente como o consumidor estrangeiro, um grande consumo de sua produção, garantindo-lhe o lucro desejado.

Além das ações específicas para cada fruta, existe a necessidade de convencer os produtores brasileiros a se organizarem em grupos, em arranjos, formando associações e cooperativas, pois, desse modo, poderão aumentar a escala produtiva, comprar insumos e máquinas em conjunto, alcançar melhores preços e vantagens por negociação no mercado internacional e conseguir descontos e/ou subsídios em nível nacional junto ao poder público. Trabalhando juntos, inseridos em estruturas locais, regionais ou até nacionais com o objetivo de transpor desafios comuns, os fruticultores terão maiores chances de aumentar os ganhos e reduzir os custos e atingir uma escala comercial de acordo como os padrões internacionais de qualidade e periodicidade.

4 – O ARRANJO PRODUTIVO LOCAL DE FRUTAS DE PETROLINA-PE E JUAZEIRO-BA

De maneira geral, os APLs caracterizam-se como sendo um aglomerado de empresas, na maioria das vezes de micro e pequeno portes (MPMEs), que

produzem produtos semelhantes e que buscam inovar de maneira diferente à tradicional⁹.

Os APLs, apesar de suas especificidades, possuem algumas características em comum como: a) maior flexibilidade às mudanças do mercado (pequena escala produtiva); b) estruturas menos hierarquizadas e burocratizadas; c) especialização da mão-de-obra, apesar de geralmente não ser qualificada formalmente; d) escassos recursos financeiros e tecnológicos. (LEMOS, 2002).

No que tange a fruticultura, existem no Brasil cerca de 30 polos fruticultores, distribuídos de Norte a Sul, abrangendo mais de 50 municípios. Entretanto as regiões que ganham destaque são Baixo Jaguaribe-CE, Assu e Mossoró-RN, Alto Piranhas-PB, Juazeiro-BA, Petrolina-PE, Sul de Sergipe e Norte de Minas, pois apresentam vantagens naturais para a produção de frutas de padrão internacional o ano inteiro, a partir da irrigação.

Devido à existência de vários aglomerados fruticultores no Brasil, especificamente no Norte-Nordeste do país, far-se-á uma análise mais detalhada apenas do polo fruticultor situado nas cidades de Petrolina-PE e Juazeiro-BA, que são centros de um polo formado por mais seis municípios (Lagoa Grande, Santa Maria da Boa Vista, Orocó, em Pernambuco; e, Sobradinho, Casa Nova e Curaçá, na Bahia). As duas cidades juntas são habitadas por cerca de 400 mil pessoas.

O aglomerado em estudo destaca-se no cenário nordestino pelo seu dinamismo econômico em razão de sua posição estratégica, praticamente equidistante das principais capitais nordestinas, a saber, Recife-PE, Fortaleza-CE e Salvador-BA, e também devido ao acesso ao trecho navegável do Rio São Francisco e à existência de redes de transporte rodoviário e ferroviário.

A região é conhecida em nível nacional por ter sediado projetos pioneiros de irrigação e ter recebido um grande volume de investimentos realizados pela Companhia de Desenvolvimento do Vale do São

Francisco (Codevasf). A agricultura irrigada e, mais especificamente, a fruticultura irrigada, promoveram um grande dinamismo na economia e na estrutura urbana, tornando-se o aglomerado urbano mais próspero do Vale do São Francisco. Em 2005, havia cerca de 100.000 hectares irrigados com potencial para 220.000.

O arranjo é local de atração tanto de investidores internacionais e de outras regiões do país, como de migrantes das áreas secas do Nordeste. Desde o início da implantação dos perímetros públicos irrigados, na década de 1970, a média de crescimento populacional do município de Petrolina tem sido frequentemente acima da média nacional: 3,2% e 2,5%, respectivamente.

As grandes mudanças dos sistemas produtivos de culturas anuais para fruteiras perenes de exportação desencadearam na região de Petrolina-PE/Juazeiro-BA demanda de outros investimentos de apoio para a comercialização de frutas, motivando o governo federal a financiar pesquisas, priorizando aquelas relacionadas com culturas de exportação, promover cursos de especialização em comércio exterior e melhorar a infraestrutura logística da região. (CORREIA; ARAÚJO; CAVALCANTI, 2008).

Os projetos de irrigação públicos e privados do polo Petrolina/Juazeiro lançaram-se no ramo da fruticultura, atividade que se tornou quase uma especialização desse território, contribuindo para mudanças na estrutura econômica local e criando uma nova organização territorial da produção. De acordo com os dados da Codevasf (1999 apud SILVA, 2000), no ano de 1999, já eram mais de 31 mil hectares de frutas cultivados no polo.

Dentre os frutos cultivados comercialmente no aglomerado, as culturas que se destacam são a banana, a manga, o coco verde e a uva. As Tabelas 7 e 8 demonstram a importância da manga por apresentar a maior área cultivada na região, estimada em 11.200ha e também no que tange ao volume de produção, cerca de 240.000 toneladas em 2002. A produção de uva também ganha destaque, já que, em 2002, foram produzidos mais de 124 mil toneladas em aproximadamente 4.150ha.

⁹ Entende-se por inovação tradicional, aquela praticada pelas grandes empresas em seus departamentos de P&D (pesquisa e desenvolvimento).

De acordo com o estudo realizado por Rocha (1998), as principais vantagens competitivas do aglomerado fruticultor do Vale da São Francisco são: a) disponibilidade de água e terra; b) mão-de-obra barata e desqualificada; c) condições climáticas favoráveis ao cultivo de frutas durante praticamente o ano todo, como alta insolação e baixa umidade; d) disponibilidade de infraestrutura para a irrigação; e) disponibilidade de recursos federais, como Finep, CNPq, Embrapa; e estaduais – governo estadual, lideranças empresariais e locais, como instituições de pesquisa, produtores, cooperativas; e) acesso ao mercado nacional e internacional; e f) boa logística de escoamento da produção, destacando-se os portos de Suape e Pecem.

O avanço da fruticultura no polo Petrolina-PE/Juazeiro-BA, a partir da década de 1970, produziu riquezas e desigualdades; as grandes empresas já se apossaram da maioria das terras, apesar de terem começado a operar plenamente na atividade a partir de meados dos anos oitenta. Os dados da Codevasf (1999 apud SILVA, 2000) mostram uma concentração das grandes empresas nas regiões onde foram realizados projetos públicos de irrigação. Numa área correspondente a 40 mil hectares, estão instaladas 2.163 unidades de “colonos” e 219 empresas; estas, no entanto, detêm 61,7% da área total. O pequeno produtor irrigante dos projetos públicos, como mencionado, vem sendo substituído por empresários

Tabela 7 – Principais Frutas Cultivadas na Cidade de Petrolina/PE (2002)

	Banana	Coco verde	Goiaba	Limão	Mamão	Manga	Maracujá	Uva
Quantidade produzida (toneladas)	88.182	98.000 (mil frutos)	79.875	476	1.512	130.000	1.536	71.645
Valor da produção (mil reais)	32.539	12.740	34.187	286	726	90.220	1.029	115.922
Área plantada (hectares)	3.834	2.800	3.195	28	84	5.200	128	2.047
Rendimento médio (kg/hectare)	23.000	35.000 (frutos/hecta-re)	25.000	17.000	18.000	25.000	12.000	35.000

Fonte: Dados de 2002 da Produção Agrícola Municipal Fornecidos pelo IBGE.

Tabela 8 – Principais Frutas Cultivadas na Cidade de Juazeiro/BA (2002)

	Banana	Coco verde	Goiaba	Limão	Mamão	Manga	Maracujá	Uva
Quantidade produzida (toneladas)	45.000	7.025 (mil frutos)	6.250	6.000	1.350	108.000	1.265	52.500
Valor da produção (mil reais)	16.200	871	2.625	1.140	709	52.920	620	84.525
Área plantada (hectares)	1.800	272	250	200	45	6.000	90	2.100
Rendimento médio (kg/hectare)	25.000	25.823 (frutos/hecta-re)	25.000	30.000	30.000	18.000	14.055	25.000

Fonte: Dados de 2002 da Produção Agrícola Municipal Fornecidos pelo IBGE.

e fruticultores profissionais, quase sempre vindos de outras regiões do país. (SILVA, 2000).

As empresas privadas que ganham destaque no arranjo são Agrovale, que possui em torno de 20.000ha, Cooperativa Agrícola de Juazeiro (CAJ), com uma área de 700ha, Ebras, com 150ha e *Special Fruit*, com uma área de 300ha, todas produzindo basicamente manga e uva para o mercado externo.

Estão presentes também no aglomerado fruticultor do Vale do São Francisco empresas integrantes da cadeia produtiva que comercializam insumos e defensivos agrícolas, implementos, máquinas, tratores, embalagens, equipamentos para irrigação, serviços de assistência técnica na fruticultura. O principal ponto de vendas das frutas produzidas na região é o Mercado do Produtor, situado em Petrolina-PE, que tem cerca de 120 boxes. Estima-se que o referido mercado comercialize mais de R\$400 milhões ao ano. (BAHIA, 2008).

A produção de frutas na região de Petrolina-PE/Juazeiro-BA pode ser entendida como a grande dinamizadora da economia local geradora de emprego e renda. A fruticultura é uma atividade intensiva de mão-de-obra, gerando em média cinco empregos por hectare, dos quais, grande parte é ocupada por mulheres, dadas as especificidades das atividades, que demandam cuidados especiais de manuseio. (BAHIA, 2008).

Além da produção, outras atividades decorrentes da cadeia produtiva geram novos empregos, como transportes, armazenamento, comercialização,

empresas de consultoria e assistência técnica, empresas varejistas de defensivos e fertilizantes, empresas que vendem instalações e equipamentos de irrigação, entre outros.

A ampliação da participação dos pequenos produtores na produção de frutas do polo Petrolina-PE/Juazeiro-BA está comprometida, em grande medida, pela ausência de uma política de crédito adequada às condições dos pequenos produtores e às peculiaridades da atividade, considerando a maturação dos investimentos e a diversidade de culturas, e está contribuindo para o endividamento desse segmento de produtores. Cabe ressaltar também o descompasso entre os recursos financeiros concedidos pela política de crédito rural ao produtor rural e a realidade do elevado custo de aquisição e manutenção de novas tecnologias para esse setor.

O polo irrigado Petrolina-PE/Juazeiro-BA representa uma das regiões do país onde se desenvolveu uma estrutura e organização da produção em torno da fruticultura sobre uma base de investimentos em irrigação pública. Como visto, a partir dos anos 1980, a fruticultura expandiu-se rapidamente, firmando a região como importante polo de produção de frutas de elevado valor e de alta qualidade no cenário nacional, voltado para os mercados externo e interno. Os dados das Tabelas 9 e 10 demonstram a importância do polo em nível nacional.

Nota-se na Tabela 9 que a maior parte das exportações de uva e manga brasileiras são oriundas do

Tabela 9 – Exportação de Uva e Manga no Vale do São Francisco em Toneladas (1997 a 2004)

ANO	Vale do São Francisco (ton.)		Brasil (ton.)		Participação no total (%)	
	Uva	Manga	Uva	Manga	Uva	Manga
1997	3.700	21.500	3.705	23.370	100%	92%
1998	4.300	34.000	4.405	39.185	98%	87%
1999	10.250	44.000	11.083	53.765	92%	82%
2000	13.300	57.200	14.000	67.000	95%	85%
2001	19.627	81.155	20.660	94.291	95%	86%
2002	25.087	93.559	26.357	103.598	95%	90%
2003	36.848	124.620	37.600	133.330	98%	93%
2004	25.927	102.286	26.456	111.181	96%	92%

Fonte: Bahia (2008).

Tabela 10 – Exportação de Uva e Manga no Vale do São Francisco em US\$ Mil (1997 a 2004)

ANO	Vale do São Francisco (US\$ mil)		Brasil (US\$ mil)		Participação no total (%)	
	Uva	Manga	Uva	Manga	Uva	Manga
1997	4.700	18.600	4.780	20.182	98%	92%
1998	5.550	29.750	5.823	32.518	95%	91%
1999	7.910	28.600	8.614	32.011	92%	89%
2000	10.264	37.180	10.800	43.550	95%	85%
2001	20.485	43.443	21.563	50.814	95%	85%
2002	32.460	45.962	33.789	50.894	96%	90%
2003	58.740	68.256	59.939	73.394	98%	93%
2004	48.559	59.158	49.550	64.303	98%	92%

Fonte: Bahia (2008).

Vale do São Francisco. Ao longo do período analisado, a participação da região na exportação nacional de frutas tem-se mantido constante, em torno de 90%, ao passo que a quantidade exportada de uva aumentou em 600% e a de manga em 375%. Isso demonstra a grande vantagem na produção dessas frutas em relação aos demais polos fruticultores do país.

Na Tabela 10, têm-se os dados relacionados ao valor recebido em US\$ mil pelas exportações de uva e manga. Nota-se que o ganho com as exportações de uva tem aumentado em mais de 900% e a de manga em 218%. A pesar do câmbio valorizado, entre 1997 e 2004, a região tem obtido ganhos não somente com a quantidade exportada em toneladas, mas também em valor agregado, esse aspecto pode estar relacionado a investimentos no processo produtivo de frutas de maior qualidade e escala realizada principalmente pelas grandes empresas privadas que estão inseridas no arranjo.

Entretanto, para que a atividade continue a crescer, gerando renda e emprego não apenas para as grandes empresas como também para o elevado número de pequenos produtores rurais, é fundamental o apoio do governo em todas as suas esferas, com incentivos técnicos e financeiros ao APL.

Frente a essas considerações, aponta-se a necessidade de maior profissionalização do setor, criação de mecanismos para a produção de frutas de qualidade para o mercado interno e externo, além da

introdução de inovações e mudanças tecnológicas nos processos produtivos, organização da cadeia produtiva de frutas, para que todos os elos estejam capacitados, treinados e conscientes de seu papel no desenvolvimento da atividade na região.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo do texto objetivou-se discutir acerca da realidade brasileira sobre os aglomerados formados por empresas de micro e pequeno portes e a importância de um arcabouço institucional presente e consolidado para que tais empresas consigam 'criar' uma eficiência coletiva de fato, ou seja, usufruir não apenas de vantagens comparativas primárias (advindas do aspecto de as empresas estarem localizadas em um mesmo espaço geográfico) mas, principalmente, obterem vantagens competitivas construídas, baseadas em ações conjuntas deliberadas, planejadas e embasadas em 'regras' institucionais consistentes.

O trabalho observou que, desde a abertura comercial ocorrida no início da década de 1990, o agronegócio tem ganhado importância na economia brasileira. Isso pôde ser demonstrado pelos consecutivos aumentos das exportações brasileiras, bem como nos sucessivos superávits na balança comercial do agronegócio.

No que tange à fruticultura, nota-se que sua produção tem crescido, apesar de não ser significativa para o

agronegócio brasileiro. O Brasil produz frutas tropicais e de clima temperado e as principais frutas produzidas ao longo de sua extensão territorial são manga, melão, uva, banana, abacaxi, limão, mamão e maçã.

A partir do fim da década de 1990, com o aumento da demanda mundial, o valor das exportações brasileiras de frutas frescas aumentou 72,3%, passando de US\$ 214.590 em 2000 para US\$ 369.755,7 em 2004, com destaque para a maçã, manga, melão, uva e o limão. Cabe ressaltar que, no mesmo período, o volume exportado em toneladas aumentou 92,24%, passando de 427 mil toneladas, em 2000, para cerca de 850 mil toneladas, em 2004.

Nesse contexto, ganharam destaque os projetos de irrigação e avanços tecnológicos que proporcionaram a ampliação da produção de frutas na região do semiárido nordestino, especialmente nas cidades de Juazeiro-BA e Petrolina-PE, no Vale do São Francisco, onde as principais frutas produzidas são manga, melão, uva, banana e coco verde.

O Vale do São Francisco é conhecido em nível nacional pelos investimentos em irrigação pública, que, a partir dos anos 1980, consolidaram a região como importante polo fruticultor que atende tanto o mercado externo como interno. A maior parte das exportações de uva e manga brasileiras é oriunda do Vale do São Francisco. Entre 1997 e 2004, a participação da região na exportação nacional tem-se mantido constante, em torno de 90%. Essa participação demonstra a grande vantagem da região frente ao restante do país. Com relação ao valor recebido em US\$ mil pelas exportações de uva e manga, no mesmo período, houve um aumento de 900% para a uva e de 218% para a manga. Esses dados mostram que o arranjo tem aumentando não somente a quantidade de frutas exportadas como também sua qualidade. Isso, em grande medida, pode ser explicado pelos investimentos no processo produtivo, realizados principalmente, pelas grandes empresas fruticultoras da região.

Ao analisar o polo fruticultor do Vale do São Francisco com base em fontes secundárias, como Rocha (1998); Correia; Araújo e Cavalcanti (200-); Silva (2000) e Bahia (2008), entre outros, observa-se uma generalização dos problemas encontrados nos

APLs brasileiros de vários setores, quais sejam: a) mão-de-obra desqualificada tanto do empresário quanto do trabalhador; b) ineficiência no processo de difusão das tecnologias existentes; c) 'desencontros' entre as instituições de pesquisa e as empresas no que tange aos temas de pesquisa e ao tempo de processamento das informações; d) má gestão empresarial, como ausência de estratégias empresariais e falta de uma contabilidade formal; e) falta de "espírito" associativista dos produtores locais; f) desconfiança dos produtores com relação às instituições de ensino, pesquisa, bancárias, sindicatos.

No entanto, as principais dificuldades do arranjo são: o elevado número de pequenos produtores rurais que, devido à informalidade total ou parcial, não têm acesso às linhas de crédito ou, por vezes, essa linha de crédito não é adequada (tempo/valor) às especificidades dessa atividade; e o não-recebimento de treinamento adequado à escolaridade do pequeno produtor rural, além da pequena cooperação entre os agentes locais. Por esses motivos, os pequenos produtores rurais não realizam investimentos tecnológicos nos processos produtivos, o que termina por motivar as grandes empresas fruticultoras instaladas na região a comprarem as pequenas propriedades, minando a agricultura familiar, que gera emprego e renda para a população rural da região. O fato concentra a renda nas grandes empresas.

Apesar de todos os entraves citados, o polo fruticultor nordestino é competitivo e tem contribuído para o desenvolvimento da região, mas usufrui apenas de externalidades positivas naturais. O aglomerado em estudo tem recebido apoio governamental no sentido de criar uma infraestrutura adequada para a produção de frutas e buscado integrar os principais agentes da cadeia produtiva. Nota-se, entretanto, que, devido à diferença de portes entre os produtores locais, uns são mais beneficiados que outros.

Enfim, é necessário que os micro e pequenos produtores locais se organizem na forma de cooperativas, associações e sindicatos para que juntos busquem melhores formas e condições para produzir com qualidade e escala, prazo junto às instituições financeiras públicas e privadas e informação técnica formal junto às instituições de ensino e pesquisa

da região, tais como universidades, para que juntos possam 'construir' vantagens competitivas tácitas, que resultem em inovações tecnológicas e maior valor agregado ao produto final. Com base na literatura sobre APL, pressupõe-se que tais atividades sejam importantes para o crescimento dos micro e pequenos produtores locais e para o desenvolvimento da região como um todo, principalmente no que tange à geração de emprego e renda.

ABSTRACT

This work carries through one brief analysis of the national fruit culture, aims to know the importance of this sector for the agribusiness and the Brazilian economy as a whole, which are the most produced fruits in the country, the degree of international insertion of this sector from the commercial opening in 1990, as well as its main advantages and impediments. The theoretical referential used will be neo-Schumpeterian evolutionist literature on innovation and technological change. Specifically, will be used the concept developed nationally for the researchers of the REDESIST on Arrangements and Local Productive Systems e, will be carried through one brief analyze on the northeastern fruit culture center located between the cities of Juazeiro-BA and Petrolina-PE.

KEY WORDS:

Fruit Culture. Northeast. Small Companies. Innovation. Technology.

REFERÊNCIAS

BAHIA. Secretaria de Ciência, Tecnologia e Inovação do Governo. Disponível em: <<http://www.redeapl.ba.gov.br/padrao.php?id=23&prefixo=det&menu=apl>>. Acesso em: out. 2008.

BRANDÃO, G. E. et al. Programa de C & T para o desenvolvimento do agronegócio – CNPq. In: CNPQ. **Agronegócio brasileiro: ciência, tecnologia e competitividade**. Brasília, DF, 1998.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Indicadores e estatísticas**. Disponível

em: <<http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: nov. 2008.

_____. **Programa de Apoio e Desenvolvimento da Fruticultura Irrigada do Nordeste**: documento básico. Brasília, DF, 1997.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Empresas brasileiras exportadoras e importadoras**. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=603>>. Acesso em: out. 2008.

BRAZILIANFRUIT. **Exportação trade**. Disponível em: <http://www.brazilianfruit.org/Informacoes_para_o_Trade/Exporta%E7%E3o_Trade/exporta%E7%E3o.asp>. Acesso em: nov. 2008.

BUSTAMANTE, P. M. A. C. **Arranjos e sistemas produtivos inovativos locais: o caso do pólo moveleiro de Ubá - MG**. 2004. 164 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal de Uberlândia, 2004.

CAMPOS, R. R. **Ampliando espaço de aprendizagem: um foco para políticas de estímulo aos arranjos produtivos locais: versão preliminar preparada para o colóquio internacional de desenvolvimento local**. Campo Grande, 2004.

_____. **Termo de referência**. Florianópolis: UFSC, 2002.

CASSIOLATO, E. J.; SZAPIRO, M. **Arranjos e sistemas produtivos e inovativos locais no Brasil**: proposição de políticas para a promoção de sistemas produtivos locais de micro, pequenas e médias empresas. Rio de Janeiro: UFRJ, 2002.

CODEVASF. **Cadastro frutícola 1999 do Vale do São Francisco**. Brasília, DF: Pailazul Multimídia, 1999. 1 CD-ROM.

CORREIA, R. C.; ARAÚJO, J. L. P.; CAVALCANTI, E. B. **A fruticultura como vetor de desenvolvimento: o caso dos municípios de Petrolina-PE e Juazeiro - BA**. [S.l.: s.n.], [200-]. Mimeografado.

CROCCO, M. A.; HORÁCIO, F. **Industrialização**

descentralizada: sistemas industriais locais: o arranjo produtivo moveleiro de Ubá – MG. In: UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO. **Arranjos e sistemas produtivos locais e as novas políticas de desenvolvimento industrial e tecnológico**. Rio de Janeiro, 2001. (Nota técnica, 38).

DOSI, G. The nature of the innovative process. In: DOSI, G. et al. **Technical change and economic theory**. London: Pinter Publishers, 1988.

EDQUIST, C. Systems of innovation: their emergence and characteristics. In: EDQUIST, C. **Systems of innovation technologies, institutions and organizations**. London: Pinter, 1997.

FACHINELLO, J. C. et al. **Fruticultura**: fundamentos e práticas. Disponível em: <<http://www.ufpel.tche.br/pif/>>. Acesso em: nov. 2008.

FAVERET FILHO, P. et al. **Fruticultura brasileira**: a busca de um modelo exportador. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

FERNANDES, M. S. A cadeia produtiva da fruticultura. In: CNPQ. **Agronegócio brasileiro**: ciência, tecnologia e competitividade. Brasília, DF, 1998.

FREEMAN, C.; PEREZ, C. Structural crisis of adjustment: business cycles and investment behavior. In: DOSI, G. et al. (Ed.). **Technical change and economic theory**. London: Pinter, 1988. p. 38-66.

IBGE. **Produção agrícola municipal**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pam/default.asp?o=22&i=P>>. Acesso em: out. 2005.

IGLIORI, D. C. **Economia dos clusters industriais e desenvolvimento**. São Paulo: Iglu, 2001.

LACERDA, M. A. D.; LACERDA, R. D.; ASSIS, P. C. O. A participação da fruticultura no agronegócio brasileiro. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, Recife, v. 4, n. 1, p. 1-9, 1 Sem. 2004.

LACERDA, M. A. D. **A participação da fruticultura no agronegócio brasileiro**. Recife: UFPE, 2004.

LASTRES, H. M. M.; LEMOS, C.; VARGAS, M. Novas políticas na economia do conhecimento e do aprendizado. In: CASSIOLATO, J.; LASTRES, H. **Arranjos**

e sistemas produtivos locais e as novas políticas de desenvolvimento industrial e tecnológico. Rio de Janeiro: UFRJ, 2000. (Nota Técnica, 25. Bloco, 3).

LEMOS, C. **Informação e globalização na era do conhecimento**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

_____. Inovação para arranjos e sistemas produtivos de MPME. In: LASTRES et al. (Coord.). **Interagir para competir**: promoção de arranjos produtivos e inovativos no Brasil. Brasília, DF: Sebrae, 2002.

MARSHALL, A. **Princípios de economia**: tratado introdutório. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

MYTELKA, F.; FARINELLI, F. **Local cluster, innovation systems and sustained competitiveness**. Rio de Janeiro: UFJR, 2000. (Nota técnica, 5).

NASCIMENTO, J. S. **Competitividade das exportações brasileiras de frutas**: uma análise a partir dos obstáculos comerciais encontrados na União Européia. 2001. 92 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal da Paraíba, 2001.

NELSON, R. Co-evolution of technology, industrial structure and supporting institutions and the making of comparative advantage. *International Journal of the Economics of Business*, v. 2, n. 2, p. 171-184, 1995.

NELSON, R.; WINTER, S. **An evolutionary theory of economic change**. Cambridge: The Press of Harvard University Press, 1982.

OLIC, N. B. Brasil: exportações frutificando. **Revista Pangea – Quinzenário de Política, Economia e Cultura**. Disponível em: <<http://www.clubemundo.com.br/revistapangea/show-news.asp?>>. Acesso em: 1 out. 2005.

ROCHA, I. Sistemas locais de inovação no Nordeste: fruticultura tropical no Nordeste. In: SEMINÁRIO DO PROJETO GLOBALIZAÇÃO E INOVAÇÃO LOCALIZADA: EXPERIÊNCIAS DE SISTEMAS LOCAIS NO ÂMBITO DO MERCOSUL E PROPOSIÇÕES DE POLÍTICAS DE C&T, 2., 1998, Mangaratiba. **Anais...** Mangaratiba: UFRJ, 1998.

SCHMITZ, H.; NADVI, K. Clustering industrialization: introduction. **World Development**, v. 27, n. 9, p. 1.503-1.514, 1999.

SCHMITZ, H. On the clustering of small firms. **IDS Bulletin**, v. 23, n. 3, p. 64-69, Jul. 1992.

SILVA, E. M. T. **Estudos sobre o mercado de frutas**. São Paulo: FIPE, 1999.

SILVA, P. C. G. **Articulação dos interesses públicos e privados no pólo Petrolina - PE/Juazeiro - BA**: em busca de espaço no mercado globalizado de frutas frescas. 2000. 258 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2000.

Recebido para publicação em: 07.07.2008



Trajетórias Ocupacionais na Região Nordeste

RESUMO

Analisa o mercado de trabalho do Nordeste brasileiro, caracteriza os trabalhadores desempregados e investiga o grau de reinserção desses trabalhadores, sob os aspectos geográfico e setorial, para o que utiliza dados da Rais Migra. Constata que se amplia a formalidade no país nos anos de 2000, com ênfase para o biênio 2005 e 2006, notadamente no tocante à qualidade das ocupações, no que diz respeito aos rendimentos do trabalho. Questiona a suficiência dos novos postos de trabalho, dado o excedente de mão-de-obra que ainda pressiona o mercado de trabalho em busca de um emprego. Alinha-se a esta questão a situação crítica daqueles que perdem a sua ocupação, posto que precisam lutar contra o tempo para a sua nova inserção no mercado de trabalho. Registra uma tendência de crescimento do emprego formal, no período de 2000 a 2005, mas assevera que a participação dos trabalhadores desligados no ano de 2000 que retornam ao mercado de trabalho tem comportamento descendente e que a dificuldade do reemprego tem relação direta com o tempo de desocupação.

PALAVRAS-CHAVE:

Emprego Formal. Trajetória Ocupacional. Nordeste.

Júnior Macambira

- Diretor de Estudos e Pesquisas do Instituto de Desenvolvimento do Trabalho (IDT);
- Mestre em Planejamento e Políticas Públicas.

Inácio Bessa

- Graduado em Estatística, pela Universidade Federal do Ceará (UFC);
- Pós-Graduado em Métodos Quantitativos, pela UFC e em Gestão Pública, pela Universidade Estadual do Ceará (UECE);
- Professor universitário.

1 – INTRODUÇÃO

Depois de um longo e demorado processo de estagnação de sua economia e do baixo crescimento do emprego, o país parece dar sinais de um novo ciclo de desenvolvimento e crescimento do mercado de trabalho. O papel desempenhado pela economia mundial nos últimos anos e o lento, mas crescente, aumento da economia nacional contribuíram para minorar as altas de desemprego e recuperar o emprego, apesar de o país ainda conviver com um grande contingente de desempregados.

Com esse cenário até então experimentado pelo conjunto dos trabalhadores, o desemprego afetou sobremaneira as mais diferentes regiões do país, mas, em particular, as regiões mais pobres e com menor dinamismo em suas economias. Nesse contexto, a região Nordeste insere-se pelos altos índices de pobreza e exclusão social de sua população.

Mesmo diante das adversidades, o mercado de trabalho dos anos 2000 tem apontado significativos crescimentos para os mais distintos grupos sociais e regiões do país. Assim, o desafio no presente estudo é conhecer as características dos trabalhadores desligados da região Nordeste em 2000 e a sua reinserção no mercado de trabalho. Para tanto, o estudo foi dividido em algumas etapas, a saber: uma breve introdução, uma análise do mercado de trabalho, uma caracterização dos trabalhadores desligados, o retorno dos trabalhadores dispensados e, por último, as considerações finais. Como fonte de consulta, utilizou-se a Rais Migra, base de dados derivada do registro administrativo da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). A referida fonte permite acompanhar as mudanças decorrentes da ocupação do trabalhador, em particular, os aspectos geográfico, setorial e ocupacional. Desse modo, analisaram-se os trabalhadores desligados em 2000 e aqueles que retornaram no período de 2001 a 2005, ou seja, objetivou-se investigar o grau de reinserção da ocupação formal na região Nordeste.

Espera-se que o referido estudo possa contribuir para o entendimento desta dinâmica do mercado de trabalho e, ao mesmo tempo, que ações possam ser pensadas como objeto de intervenção, identificando

alternativas possíveis e mais criativas, além de apontar horizontes às disjuntivas até agora pensadas à luz das políticas públicas.

2 – MERCADO DE TRABALHO E TENDÊNCIAS RECENTES

A discussão sobre o desempenho recente do mercado de trabalho formal no país tem suscitado um amplo debate em vários segmentos da sociedade. Dessa forma, entender sua complexidade e dimensão torna-se uma tarefa inadiável, principalmente a partir dos anos 2000.

Desse modo, os anos 2000, parecem trazer uma nova perspectiva ao mercado de trabalho nacional nas suas mais diferentes regiões, mesmo considerando que, nos anos 2005 e 2006, a economia nacional cresceu em média 3,3% ao ano. É bem verdade que o bom desempenho do mercado de trabalho ainda é muito concentrado no eixo Sul-Sudeste, situação inversa a outras áreas do país, como a região Nordeste, em que o desemprego ainda corresponde a quase um quinto da População Economicamente Ativa (PEA) brasileira, o que demonstra fortes traços de desigualdade e exclusão de sua população.

Desde 2003, apesar do conservadorismo da política econômica nacional, os crescimentos da economia e do comércio mundiais têm permitido ao Brasil manter a atividade econômica. O crescimento das exportações, ao estimular a produção, fez ampliarem-se o emprego e a renda que, juntos com o endividamento das famílias, provocaram aumento do consumo e do investimento, acarretando maiores importações que foram cobertas pelas exportações. (LEONE; BALTAR, 2007).

Na primeira metade dos anos 2000, o emprego cresceu em ritmo mais acelerado do que o da população economicamente ativa e a taxa de desemprego caiu de 12,7% para 11,5%, ou seja, uma variação da ordem de 9,45%. A população desempregada continua, entretanto, representando parcela expressiva da população economicamente ativa (11,4 milhões de pessoas em 2006), tendo aumentado em 1,3 milhão de pessoas seu contingente entre os anos de 1999 e 2006. (MAIA, 2007).

Na análise de Pochmann (2006), até o final da década de 1980, conforme estatísticas oficiais, o desemprego era relativamente baixo no Brasil. A partir de 1990, a quantidade de pessoas sem emprego e procurando um posto de trabalho ganhou forte relevância, sem paralelo com qualquer período de tempo anterior.

O intenso crescimento do emprego formal, desproporcional à ampliação do Produto Interno Bruto (PIB), está relacionado com modificações nas condições de operação da economia brasileira. A necessidade de o governo obter um expressivo superávit primário para poder administrar o refinanciamento de uma enorme dívida pública, de prazo curto e altas taxas de juros, levou a uma maior fiscalização dos impostos e da previdência social, que culminou com a unificação das ações fiscalizadoras na Super-receita em 2006. Esta maior fiscalização teve conseqüências sobre a formalização dos empreendimentos e dos contratos de trabalho neles envolvidos. (BALTAR; LEONE, 2007).

Na verdade, apesar do bom desempenho do emprego formal, há que se considerar, portanto, o trabalho, muitas vezes invisível, da fiscalização do trabalho, que, em muitos casos, não é levado em consideração quando da análise das estatísticas, principalmente quando ela é analisada de maneira isolada. Se, de fato, existe um bom desempenho, ele é fruto também da ação fiscalizadora ocorrida, principalmente a partir de 2003, intensificando a formalização de milhares de trabalhadores que conviviam com a informalidade.

Apesar das distintas realidades e análises, é inegável o aumento do emprego formal, combinado com a redução do patamar de desemprego, em particular no período entre 2004 e 2006, quando a taxa de desemprego representava 8,9% e 8,4%, respectivamente, da população economicamente ativa. A ocupação, nesse mesmo período, passou de 56,55 (2004) para 57,20% (2006), contribuindo para um crescimento relativo da ordem de 1,15%. Esse momento, contudo, precisa ser acompanhado com certa moderação, pois o mercado ainda convive com uma expressiva ampliação da PEA, com crescimento moderado da economia, elementos que, juntos, ainda não possibilitaram uma maior repercussão dos principais indicadores do mercado de trabalho.

Outro aspecto que, muitas vezes, obscurece as estatísticas do mercado de trabalho são determinados indicadores que nem sempre são analisados na sua devida proporção e atenção, fato que demonstra uma aparente razoabilidade do mercado, amparado por outros indicadores mais bem identificados pelas instituições de pesquisa e, conseqüentemente, pela maioria dos analistas que tratam desta temática. A exemplo dessa situação, pode-se citar o desemprego de longa duração. Na compreensão de Maia (2007, p. 18):

O desemprego de longa duração também cresceu em termos absolutos, embora reduzira sua participação no conjunto de desempregados do país. Se considerada apenas a população desempregada que possuía emprego anterior, entre 1999 e 2006 caiu de 42% para 40% a parcela daqueles que estão desempregados há mais de um ano. Continua, entretanto, representando uma parcela expressiva da população e caracteriza a deficiência do mercado de trabalho em absorver seu excedente de mão-de-obra.

Mesmo diante de todos esses cenários, não se pode esquecer que as duas últimas décadas, as de 1980 e 90, trouxeram conseqüências perversas para o mercado de trabalho e para os trabalhadores. Na análise de Pochmann (2007, p. 65-66):

Desde o início da década de 1980, com o agravamento da crise da dívida externa, o Brasil passou a reverter os sinais de rápida expansão econômica que caracterizaram o período de industrialização nacional verificado entre os anos de 1930 e 1970. Durante essa fase, o avanço da estrutura produtiva foi seguido pelo movimento de estruturação do mercado de trabalho, por meio do elevado crescimento do emprego assalariado formal e decréscimo das ocupações precárias e do desemprego em todo o país.

A década de 1980 foi marcada pelo impacto da crise da dívida, que tornou insustentável o modelo de desenvolvimento anterior, guia, até então, do crescimento econômico do país. Ali, quando as fontes de financiamento desapareceram, todo o arranjo vivido até então pareceu ruir de uma só vez. Os investimentos entraram em queda e o mercado interno perdeu seu dinamismo. A inflação ganhou espaço, levando a política econômica a perder o longo prazo como horizonte de planejamento e a debruçar-se sobre questões conjunturais e urgentes. Em meio a tudo isso, a demanda efetiva enfraqueceu-se e o vigor industrializante, que vinha acompanhando o país desde 1930, perdeu espaço para a expectativa e o ganho no mercado financeiro. (GUERRA et al., 2007).

Ainda sobre esta discussão, Pochmann (2007, p. 48) argumenta que:

Também o emprego sofreu com a crise. Embora não tenham surgido taxas recordes de desemprego ou a explosão do trabalho informal, típico dos anos 1990, ainda assim, os setores modernos da economia deixaram de ser absorvedores de mão-de-obra em quantidade significativa, e o mercado de trabalho, mesmo que formado incompletamente, já passou a apresentar sinais de fragilização.

A análise de Pochmann (2007) é mais uma constatação de que, apesar do crescimento do emprego formal nos últimos anos, em particular na segunda metade dos anos 2000, a economia não cresceu ao ponto de o mercado de trabalho absorver uma grande parcela de trabalhadores que ainda não conseguiram uma inserção ocupacional.

Nesse sentido, apresenta-se a seguir uma caracterização dos trabalhadores desligados em 2000, como forma de compreender algumas especificidades da força de trabalho nordestina.

3 – CARACTERIZAÇÃO DOS TRABALHADORES DESLIGADOS NA REGIÃO NORDESTE

A região Nordeste apresentou um contingente de 879.938 desligamentos, em 2000. Desse total, boa parte dos desligamentos ocorreu nos setores

serviços (29,83%), comércio (21,87%), indústria de transformação (18,55%) e construção civil (16,96%), com perdas absolutas de 262.488, 192.491, 163.204 e 149.203 empregos, respectivamente. Nos dois últimos setores, as perdas foram de 192.491 e 262.488 empregos, respectivamente. Nos demais setores, os desligamentos ocorreram em menor proporção, caso se considerarem os exemplos citados há pouco.

Outra característica observada nos trabalhadores desligados foi a escolaridade. Como se pode verificar no Gráfico 2, 23,58% do total de desligados possuía 8º grau completo ante a participação de 8,32% daqueles que não haviam concluído essa escolaridade. No ensino fundamental, 15,34% dos trabalhadores detinham a 8ª série completa e 14,64%, a 8ª série incompleta. No caso dos trabalhadores com 4ª série completa e incompleta, o percentual de desligados com esse perfil escolar era de 10,29% e 17,38%, respectivamente. Na condição de analfabetos, a região ainda apresentou 5,66% de desligados. Para aqueles com maior escolaridade, ou seja, com nível superior (completo e incompleto), os desligamentos aconteceram em menor proporção, até pelo fato de o mercado de trabalho ainda não ter grandes parcelas de trabalhadores com esta formação e pela própria magnitude dessa escolaridade, o que, em tese, pode colaborar para a preservação de seus empregos ou uma maior estabilidade. À guisa da sua dimensão relativa, os desligamentos ocorridos em 2000 com nível superior

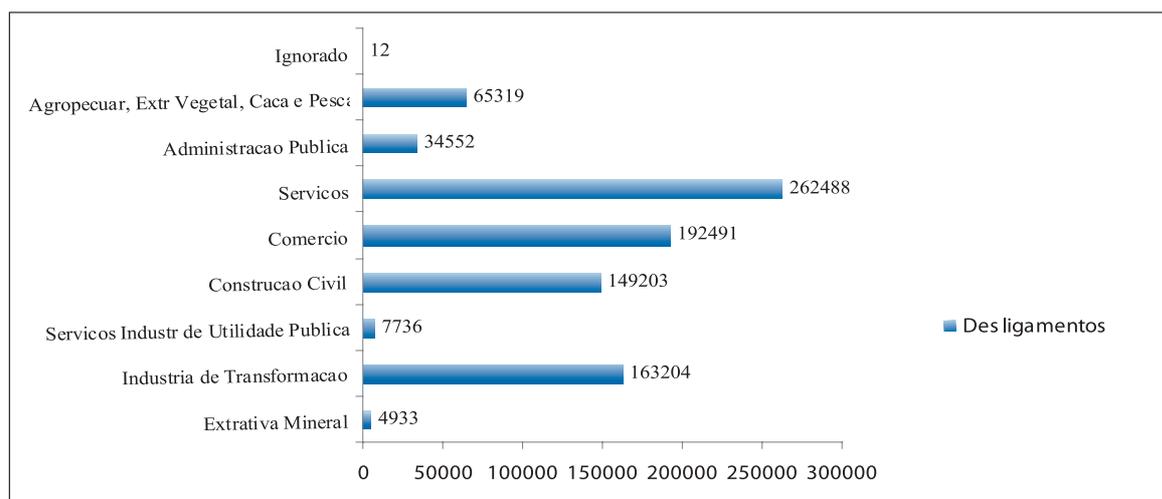


Gráfico 1 – Trabalhadores Desligados em 2000, por Setor de Atividade – Região Nordeste

Fonte: Dados de 2000 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

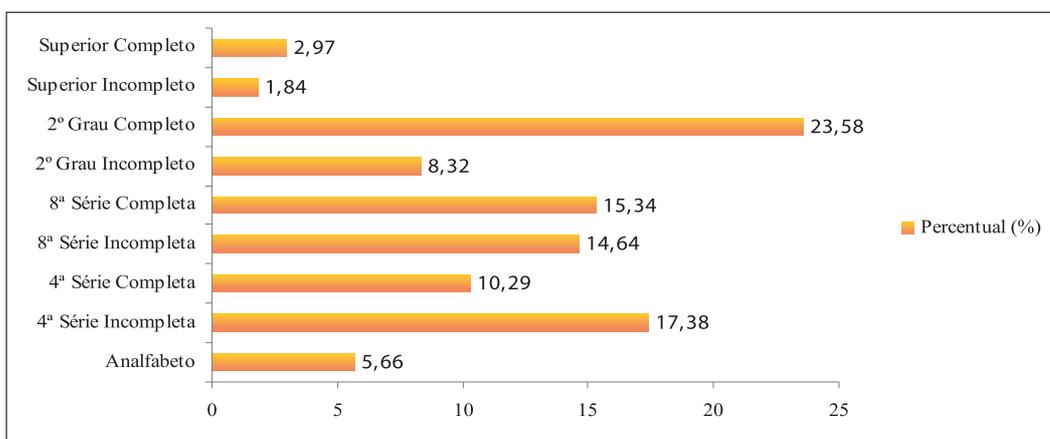


Gráfico 2 – Percentual de Trabalhadores Desligados no Nordeste em 2000, segundo a Escolaridade

Fonte: Dados de 2000 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

(completo e incompleto) só representavam 4,81% do total de dispensas.

Em que pese aos rendimentos do trabalho, a ampla maioria dos desligados auffer valores nas faixas intermediárias de 1,01 a 3,0 salários-mínimos, que, juntas, representavam 66,57% de todo o total de desligamentos. Nas faixas acima destas, esses percentuais é em menor proporção, atingindo um total de 210.190 (23,88%) trabalhadores. Na faixa com até 1 salário mínimo (SM), ocorreram 84.051 (9,55%) dispensas. De forma sintética, é nas faixas intermediárias em que o grau de desligamento acontece de maneira mais intensa.

Tabela 1 – Trabalhadores Desligados da Região Nordeste, segundo as Faixas de Salários – 2000

Faixas de Salários	Desligamentos	%
Até 1 SM	84.051	9,55
1,01 a 1,5 SM	291.023	33,07
1,51 a 3,0 SMS	294.674	33,50
3,01 a 5,0 SMS	89.504	10,17
Maior que 5 SMS	120.686	13,71
Total	879.938	100,00

Fonte: Dados de 2000 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

Outra característica dos trabalhadores desligados da Região Nordeste, em 2000, é que eles são majoritariamente masculinos (72,84%). As mulheres só

representavam 27,16% das dispensas ocorridas no ano em apreço.

Tabela 2 – Trabalhadores Desligados da Região Nordeste, segundo o Gênero – 2000

Gênero	Trabalhadores desligados	%
Masculino	640.973	72,84
Feminino	238.965	27,16

Fonte: Dados de 2000 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

Um dos fatores que podem explicar esse maior nível de desligamento masculino é que a taxa de ocupação global dessa mão-de-obra no país é de 68,2%, enquanto a feminina, 31,8%. Com isso, o processo de rotatividade tende a ser maior entre eles. No caso do desemprego, considerando o crescimento das oportunidades de trabalho para o gênero feminino, o que estimula a pressão sobre o mercado de trabalho, a situação é inversa, ou seja, enquanto a taxa de desemprego masculina ficou em 6,4%, a das mulheres foi de 11,0%, segundo a última Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006, divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Por outro lado, a participação feminina no mercado de trabalho, nos últimos anos, tem mudado de forma considerável essa radiografia. Entre 2004 e 2006, o emprego formal masculino

cresceu, em média, 4,3% ao ano, e o feminino com essa mesma característica, 5,4%.

Por tudo isso, a presença cada vez mais freqüente da mulher no mercado de trabalho, inclusive com a inserção em determinadas ocupações, até então definidas como tipicamente masculinas, que dantes eram ocupadas somente por homens, agora, já passam a ter a inserção feminina, inclusive com predomínio significativo. Dessa forma, o *apartheid* entre homens e mulheres no exercício de determinadas ocupações agora já não traduz o mesmo efeito, apesar de as lacunas salariais persistirem em manter fortes contrastes. Para a pesquisadora Ana Camarano, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA):

O aumento da proporção de domicílios chefiados por mulher guarda estreita relação com o aumento da participação feminina no mercado de trabalho. Esses fatores provocaram algumas mudanças nas características dos domicílios brasileiros alterando as relações tradicionais de gênero: mulher cuidadora e homem provedor. (CAMARANO, 2007, p. 27).

A análise de Camarano (2007) só contribui para o entendimento de que as relações de trabalho têm passado por transformações e avanços nas últimas décadas e que, nesse contexto, a mulher tem exercido um papel cada vez maior, com mais inclusão social pelo trabalho.

Desse modo, analisa-se agora o grau de retorno dos trabalhadores que foram desligados em 2000 e que conseguiram, na sua maioria, retornar ao mercado de trabalho formal.

4 – O RETORNO AO MERCADO DE TRABALHO: UM CAMINHO AINDA LONGO PARA A MAIORIA DOS TRABALHADORES

Atualmente, dois grandes elementos têm-se configurado como passos decisivos para a conquista de uma vaga no mercado de trabalho: a escolaridade e a experiência profissional. Sem dúvida, outros elementos também se associam a esses pré-requisitos, mas, sem dúvida, estes aqui mencionados são fatores decisivos nesse atual contexto de um mercado de trabalho complexo, restritivo e cada vez mais seletivo. Por tudo isso, quanto mais tempo o trabalhador fica

fora do mundo laboral, mais dificuldades terá para seu retorno. Não é à-toa que a taxa de desemprego para as pessoas que procuraram trabalho, no período de um ano, é tão alta, chegando a atingir aproximadamente 3,2 milhões de trabalhadores, ou seja, 28% de todos os desempregados do país. Nesse sentido, Maia (2007, p. 17) adverte que:

As condições desfavoráveis para inserção no mercado de trabalho penalizam principalmente os menos qualificados e este comportamento continuou sendo observado nos anos 2000. Após crescer sensivelmente até 2005, em 2006 reduziu em 5% o número de pessoas à procura do primeiro emprego. Mas, no cômputo geral, a proporção destes no conjunto da população desempregada passou de 27% para 28% entre 1999 e 2006.

As considerações de Maia só reforçam as inúmeras dificuldades que as pessoas sem experiência anterior enfrentam no cotidiano para obter uma oportunidade de trabalho. Até a conquista da vaga, muitos ficam diante de um verdadeiro compasso de espera, o que aumenta ainda mais as dificuldades de inserção e, conseqüentemente, amplia-se a taxa de desemprego de longa duração. Examinando os indicadores da PNAD, Maia (2007, p. 18) constata que:

O desemprego de longa duração também cresceu em termos absolutos, embora reduzirá sua participação no conjunto de desempregados do país. Se considerada apenas a população desempregada que possuía emprego anterior, entre 1999 e 2006 caiu de 42% para 40% a parcela daqueles que estão desempregados há mais de um ano. Continua, entretanto, representando uma parcela expressiva da população e caracteriza a deficiência do mercado de trabalho em absorver seu excedente de mão-de-obra.

No âmbito do emprego formal, analisa-se agora o retorno ao mercado de trabalho das pessoas desligadas no ano de 2000, período de tempo definido como recorte temporal para esta análise. Dessa forma, pode-se conhecer melhor o grau de retorno dessa força de trabalho e o seu excedente que não conseguiu uma nova reinserção ao longo dos anos definidos para este estudo. Destarte, trata-se especificamente, neste artigo, da investigação geográfica na região Nordeste.

Tendo como referência um contingente de 879.938 desligamentos em 2000, logo no primeiro ano (2001), 35,65% (313.679) desses trabalhadores retornaram ao mercado de trabalho. No ano seguinte (2002),

esse percentual caiu para 13,26% (116.676), ou seja, 62,81% a menos que o número de retornos obtidos em 2001. Nos anos seguintes, 2003 a 2005, os percentuais de retorno oscilaram 6,59% (57.986), 4,40% (38.692) e 3,34% (29.396), respectivamente. Em síntese, à medida que aumenta o tempo de afastamento do trabalhador do mercado de trabalho, mas difícil e lento fica o seu retorno.

Tabela 3 – Percentual de Trabalhadores Desligados do Nordeste, em 2000, com Retorno ao Mercado de Trabalho em todas as Regiões do País, nos Anos 2001 a 2005

Anos	Retorno em %
2001	35,65
2002	13,26
2003	6,59
2004	4,40
2005	3,34

Fonte: Dados de 2000 a 2005 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

Outra observação interessante quanto a esses trabalhadores desligados é que a maioria deles retorna para a sua região de origem laboral, ou seja, dos desligados da Região Nordeste em 2000, 91,37% dos que retornaram em 2001 continuaram nessa região, contra apenas 8,63% que migraram para outras regiões do país. Em 2002, essa relação foi de 89,80% para o Nordeste e de 10,20% para outras regiões. Essa relação se mantém no ano de 2003, sendo de 89,55% no Nordeste e de 10,45% nas demais regiões. Em 2004, houve uma pequena queda em relação ao retorno para o Nordeste (80,08%) e uma maior ampliação para outras localidades (19,92%) do país, alcançando em 2005 os patamares verificados nos anos 2001/2002, com 87,61% dos trabalhadores retornando para o Nordeste e 12,39%, para outras regiões. Esse desejo de continuar trabalhando na mesma região onde antes o trabalhador havia sido desligado mostra um sentimento de vínculo com a sua região de origem, motivado, em tese, pelas suas raízes culturais e laços familiares, além de procurar nessa mesma região os estados com maior dinâmica em seus mercados de trabalho.

Tabela 4 – Percentual de Trabalhadores com Retorno ao Mercado de Trabalho do Nordeste e outras Regiões do País - 2001 a 2005

Grandes Regiões	Ano de retorno ⁽¹⁾				
	2001	2002	2003	2004	2005
Nordeste	91,37	89,80	89,55	80,08	87,61
Outras regiões	8,63	10,20	10,45	19,92	12,39

Fonte: Dados de 2000 a 2005 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

Outro aspecto interessante no tocante ao reingresso ao emprego é que a maioria dos trabalhadores que foram desligados do Nordeste definiu os estados do Ceará (18,21%), Pernambuco (19,34%) e Bahia (29,61%) como suas preferências para o novo emprego logo no primeiro ano (2001). E ainda, dos 313.679 trabalhadores reinseridos em 2001, 91,37% retornaram para o Nordeste. Nos demais estados da federação, somente São Paulo (10.555), Rio de Janeiro (3.312) e Minas Gerais (2.163) registraram um número mais elevado de trabalhadores que optaram por esses estados. Os estados de Goiás (1.072), Distrito Federal (1.848), Rio Grande do Sul (2.202) e Pará (1.384) foram os destaques de suas regiões.

Em 2002, os estados do Ceará (18,60%), Pernambuco (19,29%) e Bahia (29,77%) continuaram sendo os destaques do Nordeste, absorvendo grande parcela das pessoas que conseguiram uma vaga no mercado de trabalho e atribui-se como razão deste resultado o fato de os referidos estados serem detentores dos maiores estoques de mão-de-obra da região em questão. Nas demais regiões do país, os estados mencionados em 2001 continuaram sobressaindo. Ainda em 2002, dos 116.676 reinseridos, 104.781 (89,81%) optaram por continuar no Nordeste.

No ano seguinte, 2003, mesmo diante de uma queda expressiva dos trabalhadores que retornaram ao mercado de trabalho, em comparação ao contingente registrado nos anos de 2002 e 2001, dos 57.986 reinseridos, 51.927 (89,55%) permaneceram no

Nordeste, com destaque, mais uma vez, para os estados do Ceará (18,85%), Pernambuco (18,99%) e Bahia (30,14%). À exceção desses três estados, o Rio Grande do Norte foi a quarta maior preferência dos trabalhadores em 2003. Quanto às demais pessoas que obtiveram uma oportunidade de trabalho, os destinos escolhidos foram São Paulo (2.591) e Rio de Janeiro (740).

Finalmente, os anos de 2004 e 2005 registraram o menor índice de retorno ao mercado de trabalho dos trabalhadores desligados em 2000, ou seja, nesses dois últimos anos, o percentual de regresso só chegou a 4,40% e 3,34%, respectivamente. Este resultado confirma a hipótese de a maior dificuldade de retorno ao mercado de trabalho estar relacionada com o tempo em que o trabalhador passa desempregado, alinhando-se a essa dificuldade o crescimento do nível de exigência do setor produtivo, diante das mudanças tecnológicas, organizacionais e da própria estrutura do mercado de trabalho.

Durante os anos 1990 e até a segunda metade dos anos 2000, as regiões do país apresentaram tendências distintas na relação entre o crescimento do produto interno bruto e a população economicamente ativa. Para Pochmann (2007), a Região Nordeste, a exemplo do Norte e do Sudeste, registrou elevação da força de trabalho acima da variação do produto.

Em função disso, o comportamento do mercado de trabalho também sofreu efeitos diretos e indiretos do movimento migratório. Seguindo a tradição, o movimento migratório tendeu a perseguir o sentido da própria expansão econômica, posto que a busca por melhores condições de vida e trabalho expressa grande parte dos deslocamentos geográficos no Brasil. (POCHMANN, 2007, p. 67).

Por fim, analisam-se agora os rendimentos do trabalho das pessoas que retornaram ao mercado no período de 2001 a 2005, após o desligamento em 2000. Os rendimentos mostraram tendências bem distintas, como se pode observar no Gráfico 4, a seguir. Nas faixas de até 1 SM e de 1,01 a 1,50 SM, à medida que os anos passam, aumenta a participação dos empregados com esses níveis salariais. Já nas faixas de 1,51, 3,01 a 5,00 e maior que 5,01 salários, essa participação apresenta uma tendência decrescente.

Ainda no que se refere aos salários auferidos no momento do desligamento, admite-se a relação deste fato com o fenômeno da “rotatividade seletiva”,¹ o que, em hipótese, deve ter contribuído sobremaneira para a perda dos rendimentos do trabalho ao longo dos últimos anos. Para ilustrar essa assertiva, tomando-se como referência a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do período de 2000 a 2005, os números relativos aos rendimentos do trabalho não apontam para um cenário favorável, posto que se percebem situações que caracterizam a perda dos rendimentos (Tabela 5), isto é, na faixa de até 1 salário mínimo, a participação evolui de 9,18% no ano de 2000 para 10,52% (crescimento de 14,60%) no de 2005. Ampliando a faixa para até 1,5 salário mínimo, o crescimento é de 37,47% para 50,60%, ou seja, uma evolução de 35,04%. Por outro lado, para os trabalhadores que ganham acima de 20 salários-mínimos, registra-se no período em questão uma queda de participação da ordem de 47,06%.

A título de ilustração, retirando do total da distribuição as frequências de rendimento de até 1,5 salário mínimo, registra-se no ano de 2000 pontuação de 61,76%. Fazendo o mesmo exercício para o ano de 2005, encontra-se o percentual de 48,88%. Que expressam esses números? Em cinco anos, a representação de trabalhadores integrantes das classes sociais “média” e “rica” decresce em, aproximadamente, 20,85%. Considerando-se uma evolução mais acentuada da presença de pessoas com renda de até 1,5 salário mínimo no período em questão, conclui-se que, a cada ano que passa, distanciam-se da minoria dos ricos aqueles da chamada “classe média”, que caminham a passos largos para ter como retorno da venda da sua força de trabalho, nos próximos anos, a continuar essa tendência, um rendimento máximo de até 1,5 salário mínimo, ou seja, R\$ 622,50, caso se considere o valor do salário mínimo de abril de 2008. Qual seria a

¹ Denomina-se “rotatividade seletiva” a demissão de trabalhadores, notadamente nas faixas intermediárias de salário, pela contratação de outras pessoas, muitas vezes mais escolarizadas, que aceitam menores salários. Este fenômeno tem como uma das razões o excedente de força de trabalho, em nível nacional, decorrente do crescimento médio anual de 14,00% do número de novas ocupações e de 17,00% da População Economicamente Ativa (PEA), segundo estudos realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia (IBGE).

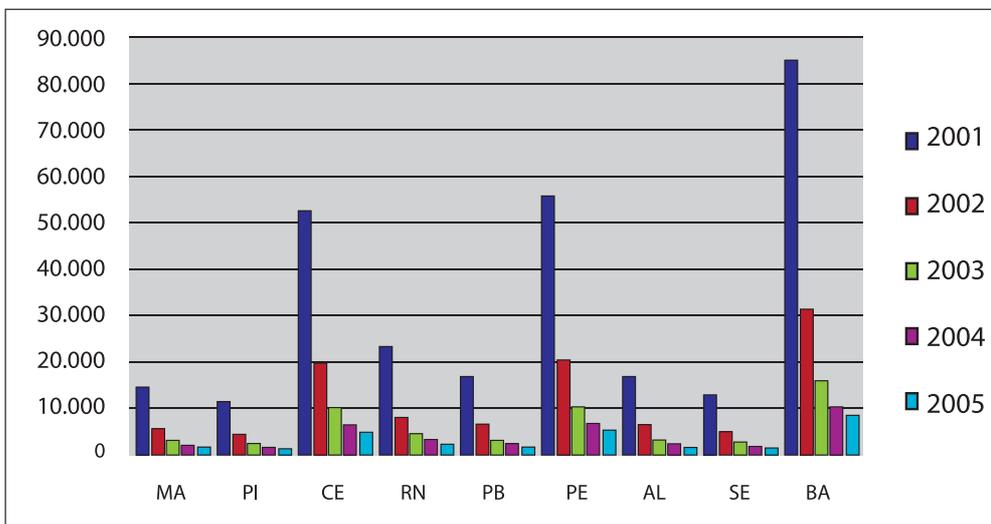


Gráfico 3 – Trabalhadores Desligados do Nordeste, que Retornaram ao Mercado de Trabalho dessa mesma Região nos Anos 2001 a 2005

Fonte: Dados de 2000 a 2005 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

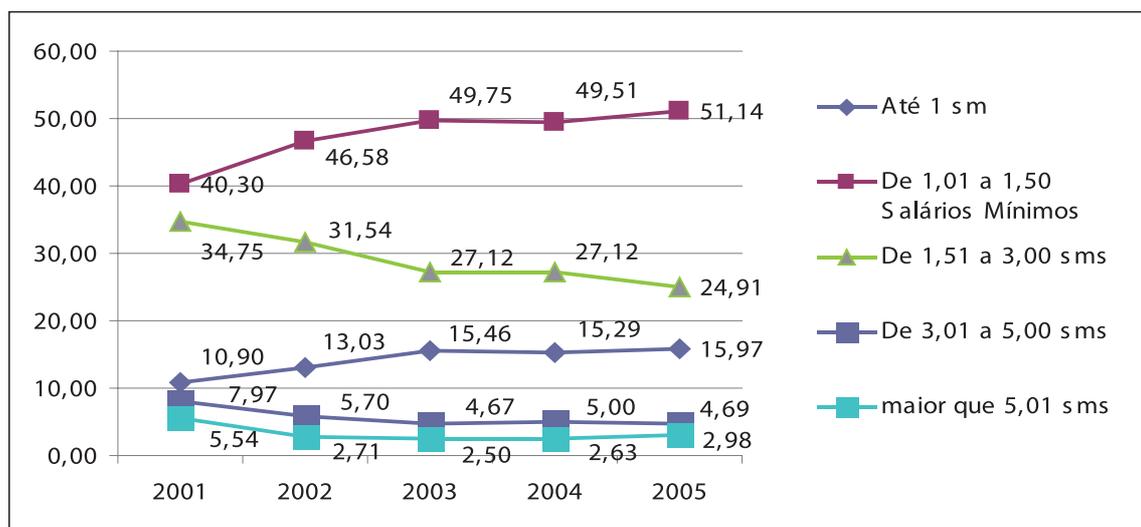


Gráfico 4 – Percentual de Trabalhadores que Retornaram ao Mercado de Trabalho nos Anos de 2001 a 2005, na Região Nordeste, segundo as Faixas de Salários

Fonte: Dados de 2000 a 2005 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

explicação desse comportamento? A princípio, atribui-se como um dos fatores o crescimento dos empregos mal remunerados e que, apesar de o setor produtivo ter contribuído sobremaneira para a geração de novos postos de trabalho, não mantém o perfil antigo de

remuneração diante do excessivo descompasso entre a oferta e a demanda de mão-de-obra, haja vista que, em nível nacional e em média anual, a população economicamente ativa cresce 17,00% e a geração de empregos, 14,00%.

Tabela 5 – Rendimentos do Emprego Formal, em 31/12, por Faixas de Salário - Região Nordeste - 2000/2005

Faixas Sal. mín	2000			2005		
	F _i	F _{i,R}	F _{i,R,A}	F _i	F _{i,R}	F _{i,R,A}
≤ 0,5	33.855	0,77	0,77	34.376	0,59	0,59
0,5 -- 1,0	367.897	8,41	9,18	576.923	9,93	10,52
1,0 -- 1,5	1.236.978	28,29	37,47	2.328.122	40,08	50,60
1,5 -- 2,0	694.450	15,87	53,34	845.121	14,55	65,15
2,0 -- 3,0	705.853	16,13	69,47	750.032	12,91	78,06
3,0 -- 4,0	359.693	8,22	77,69	397.453	6,84	84,90
4,0 -- 5,0	244.604	5,59	83,28	228.089	3,93	88,83
5,0 -- 7,0	262.108	5,99	89,27	243.218	4,19	93,02
7,0 -- 10,0	166.635	3,81	93,08	151.560	2,61	95,63
10,0 -- 15,0	118.715	2,71	95,79	105.499	1,82	97,45
15,0 -- 20,0	53.629	1,23	97,02	49.889	0,86	98,31
> 20,0	96.597	2,21	99,23	67.693	1,17	99,48
Ignorado	33.836	0,77	100,00	30.615	0,52	100,00
Total	4.374.850	100,00	--	5.808.590	100,00	--

Fonte: Dados de 2000 a 2005 Fornecidos pela Base de Dados Rais Migra.

Nota: Fi > frequência absoluta simples,

Fir > frequência relativa simples

Fi,r,a > frequência relativa acumulada

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Não obstante os avanços proporcionados pela economia nos últimos anos, o que trouxe consequência positiva para o mercado de trabalho, notadamente no que se refere à maior geração de empregos formais, ainda há muito que avançar e conquistar. Mesmo diante de um quadro de crescimento dos principais indicadores do mercado, principalmente a partir da segunda metade dos anos 2000, o país ainda possui um grande déficit de emprego.

No campo do emprego formal, assiste-se a uma ampliação da formalidade. Milhares de oportunidades foram criadas e, a cada ano, o saldo líquido do emprego é positivo para todas as regiões do país, ou seja, o número de pessoas admitidas supera o daquelas que perdem seus empregos. Mesmo assim, considerando os baixos índices de crescimento da economia nos últimos anos, com o aumento

gradativo da população economicamente ativa, muitos trabalhadores que perderam seus postos de trabalho ainda permanecem fora do mercado de trabalho, vendo cada vez mais distante o sonho de conseguir uma ocupação.

Na Região Nordeste, dos 879.938 desligamentos ocorridos no ano 2000, 63,24% dos trabalhadores retornam ao mercado de trabalho e 36,76% não conseguem voltar, no período de 2001 a 2005, ou seja, durante esses cinco anos, es ses trabalhadores não conseguiram reinserir-se no mercado de trabalho formal. Os rendimentos dos que saíram e retornaram são pífios, com a maioria dos trabalhadores ficando sempre concentrada nas faixas de menor salário. Neste aspecto, assiste-se a uma contínua precarização das ocupações, diante do processo ascendente de seletividade do mercado de trabalho, que, cada vez mais, se consolida em função do descompasso entre o tamanho da força de trabalho e a geração de empregos formais.

Por último, são os estados da Bahia, de Pernambuco e do Ceará os que registraram o maior número de trabalhadores egressos do mercado de trabalho, atribuindo-se a isto o fato de eles, em comparação aos demais da Região Nordeste, apresentarem, nesta ordem, a maior geração de empregos formais.

ABSTRACT

Extends the formality in the country in the 2000s with emphasis for the biennium 2005/2006, but there is still much to advance, especially regarding the quality of occupations in respect of work achievements.

The sufficiency of the new jobs is questionable for the surplus of labor, which is still pressuring the labor market in search of a job. Aligns to that question the critical situation of those workers who lose their jobs, since they need to fight insistently against time, in order to reinsert themselves in the labor market, to the extent that even in face of the trend of employment growth, from 2000 to 2006, participation of workers dismissed in 2000 that return to the labor market has descending behavior over the years, namely the difficult of reemployment has direct correlation with length of unemployment.

KEY WORDS:

Formal Job. Occupational Trajectory. Northeast.

REFERÊNCIAS

BALTAR, P.; LEONE, E. Perspectivas da geração de empregos formais num cenário de crescimento econômico. **Carta Social e do Trabalho**, Campinas, n. 7, p. 81-90, 2007.

CAMARANO, A. A. As novas mulheres brasileiras. **Revista Desafios do Desenvolvimento**, ano 4, n. 37, p. 27, 27 nov. 2007. Disponível em: <<http://desafios2.ipea.gov.br/sites/000/17/edicoes/37/pdfs/rd37art02.pdf>>. Acesso em: 29 nov. 2007.

GUERRA, A. et al. (Org.). **Atlas da nova estratificação social no Brasil**. São Paulo: Cortez, 2007. V. 2: Trabalhadores urbanos: ocupação e queda na renda.

LEONE, E.; BALTAR, P. Economia e mercado de trabalho no Brasil. **Carta Social e do Trabalho**, Campinas, n. 6, p. 5-8, maio/ago. 2007.

MAIA, A. G. Perfil do desemprego no Brasil nos anos 2000. **Carta Social e do Trabalho**, Campinas, n. 6, p. 15-22, maio/ago. 2007.

POCHMANN, M. Desempregados do Brasil. In: ANTUNES, R. (Org.). **Riqueza e miséria do trabalho no Brasil**. São Paulo: Boitempo, 2006.

_____. Geoeconomia do emprego no Nordeste brasileiro. In: MACAMBIRA, J.; SANTOS, S. M. dos. (Org.). **Brasil e Nordeste: ocupação, desemprego e desigualdade**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2007.

Recebido para publicação em: 30.06.2008



Análise de Bem-Estar para as Unidades da Federação do Brasil Aplicada aos Microdados de 2004

RESUMO

Compara as distribuições de renda das diversas Unidades da Federação do Brasil para o ano de 2004, a fim de entender como as Unidades da Federação estão definidas em termos de bem-estar social. Para isso, utiliza a método de dominância estocástica, considerando a dominância de primeira e segunda ordem, com maior ênfase na última devido às limitações da primeira. Os resultados mostram que não há nenhuma distribuição que domine em segunda ordem todas as demais. No entanto, apresenta um conjunto eficiência formado por Santa Catarina e pelo Distrito Federal, significando que essas Unidades da Federação são as que possuem uma melhor posição em termos de bem-estar social no ano de 2004 em todo o Brasil. Adicionalmente, obtém um conjunto ineficiente, formado por Roraima, Maranhão e Alagoas, que apresentam os piores resultados em termos de bem-estar social.

PALAVRAS-CHAVE:

Desigualdade. Distribuição de Renda. Bem-Estar Social. Microdados.

Roberta Muniz

- Mestranda do Curso de Mestrado em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná (UFPR).

Maurício Vaz Lobo Bittencourt

- Ph.D. em Economia pela Universidade de Ohio (USA);
- Professor do Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná (UFPR).

1 – INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda no Brasil vem sendo estudada a partir da publicação dos censos demográficos de 1960 e 1970, com a constatação de um enorme crescimento no grau de desigualdade de renda ao longo dos anos 1960.

Como já mencionado por Barros e Mendonça (1995a), esse profundo e incessante interesse pela desigualdade de renda decorre do fato de que essa tem um impacto direto sobre o bem-estar social, à medida que as sociedades têm preferência por equidade e, também, porque a desigualdade está diretamente relacionada a diversas variáveis socioeconômicas importantes, como a taxa de mortalidade infantil e o nível da pobreza. Essa relação se dá à medida que o nível médio dessas variáveis depende não só do nível médio da renda como também de como a renda está distribuída, como observado por Barros e Mendonça (1995a). Com relação a essas duas questões, o presente trabalho se restringirá ao primeiro impacto, permanecendo o segundo para uma futura análise.

Outro aspecto importante do interesse pelo estudo refere-se ao fato de que o Brasil é, segundo dados do Banco Mundial, um dos países com a pior distribuição de renda, embora seja considerado um país de renda *per capita* média, ou seja, não é visto como um país pobre. O Brasil se encontra na 117ª posição dentre 126 países no *ranking* de distribuição de renda, à frente apenas de alguns países africanos e da Colômbia, do Haiti e da Bolívia, ficando atrás, inclusive, de Honduras e de diversos países africanos.

Esse tema de distribuição de renda, no entanto, já vem sendo analisado de perto e percebe-se que, inicialmente, a discussão direcionou-se às desigualdades de renda *per capita* dos países, assim como entre países, passando, logo em seguida, para as desigualdades de renda *per capita* entre regiões de um mesmo país.

No Brasil, como apontou Azzoni e Carlos (1997), diversos autores analisaram essa questão de desigualdade de renda regional, dentre os quais Azzoni (1994, 1996); Ferreira (1996); Ferreira e Diniz (1995); Zini e Sachs (1996) e Schwartzman (1996), em cujos

estudos encontrou-se um nível elevado de desigualdade de renda entre regiões, assim como uma tendência de declínio ao longo de diversos períodos após 1975.

Apesar da existência desses estudos, grande parte dos trabalhos sobre distribuição de renda no Brasil não contempla como objetivo principal a análise regional. Essa é vista apenas como um complemento da realizada para o país como um todo e, mesmo assim, quando realizada, geralmente engloba regiões delimitadas pelo autor, sendo poucos os estudos que utilizam as unidades da federação.

Assim sendo, este artigo visa dar uma contribuição para os estudos de desigualdade regional da renda *per capita*, considerando as 27 Unidades da Federação do Brasil, para o ano de 2004, com o objetivo de saber como as Unidades da Federação (UFs) estão definidas e relativamente distribuídas em termos de bem-estar social. A metodologia a ser empregada é a do critério de dominância estocástica, através do qual se pode determinar um conjunto eficiente em termos de bem-estar social formado pelas UFs, além das unidades com menores níveis de bem-estar que compõem o conjunto ineficiente. Os resultados obtidos poderão servir como parâmetros comparativos na busca de políticas de redução da desigualdade econômica e social em todo o país.

O trabalho está dividido em cinco seções além desta introdução. A segunda trata de algumas das principais medidas de desigualdade, as quais são essenciais para o desenvolvimento do presente artigo. Posteriormente, na terceira seção, será apresentada a teoria da dominância estocástica, na qual estará fundamentada toda a análise desse estudo. Na quarta seção, será feita uma descrição da base de dados utilizada, sendo os principais resultados encontrados na quinta seção e, finalmente, na sexta seção, serão apresentadas algumas conclusões sobre os resultados obtidos.

2 – MEDIDAS DE DESIGUALDADE

Segundo Tam e Zhang (1996), existem diversas maneiras de medir a desigualdade, as quais podem ser divididas em três grupos. O primeiro grupo é o formado pelas medidas estatísticas e, portanto, resultam em índices estatísticos aplicados à

desigualdade. As medidas do bem-estar constituem o segundo grupo e são utilizadas como ponto inicial para a formulação explícita do bem-estar social de uma sociedade. Essa divisão não implica, no entanto, que as medidas estatísticas não têm impacto no bem-estar; de fato, observa-se um impacto implícito. A última categoria de medidas é denominada de axiomática. Elas se originam da especificação de propriedades que uma medida satisfatória de desigualdade deve possuir, derivando todas as medidas que satisfazem essas condições.

O presente trabalho irá focalizar a análise da distribuição da renda nas Unidades da Federação do Brasil utilizando uma medida de desigualdade que pertence ao segundo grupo, ou seja, medidas ligadas ao bem-estar explicitamente. Desse modo, uma maior atenção será dada a esse grupo.

Um dos significativos desenvolvimentos da teoria de medidas de desigualdade foi a observação da existência de um *link* entre as medidas estatísticas e o bem-estar social. Existem dois aspectos envolvidos nesse *link*. O primeiro consiste na possibilidade de ordenar a distribuição de renda em termos de desigualdade sem especificar uma função de bem-estar social precisa e o *link* entre esse *ranking* e a medida estatística. Os principais trabalhos que ajudaram a entender essa questão foram desenvolvidos por Atkinson (1970); Rothschild e Stiglitz (1970), e Dasgupta; Sen e Starrett *et al.* (1973). Um segundo aspecto envolve a construção de uma função de bem-estar social. Essa linha de argumentação é utilizada no estudo de Blackorby e Donaldson (1978).

No entanto, muitos estudos sobre a desigualdade seguem a linha desenvolvida no primeiro *link*, à medida que consideram que a formalização de uma função de bem-estar social é um tanto arbitrária, podendo, assim, gerar resultados insatisfatórios.

Deste modo, o presente artigo utiliza o segundo grupo de medidas da desigualdade, ou seja, grupo baseado nas medidas de bem-estar social de uma sociedade como forma de entender as desigualdades regionais de renda *per capita* e não utiliza a formalização de uma função de bem-estar social.

A análise de bem-estar de uma sociedade é importante à medida que apenas verificar a distribuição de renda de uma região, e compará-la com as demais gera resultados incompletos, pois ignoram o nível de renda, como observado por Soares (2006). Isso reflete o fato de que, apesar de um determinado estado possuir uma menor desigualdade de renda em relação a outro, não significa necessariamente que o primeiro é preferível ao segundo, pois pode ocorrer que, no estado com menor desigualdade, haja um empobrecimento generalizado. Assim, como uma forma de lidar com essa questão, faz-se a análise de bem-estar.

Para isso, como já foi mencionado anteriormente, não se faz necessária a formalização de uma função de bem-estar, utilizando-se em seu lugar a abordagem denominada de dominância estocástica.

3 – ABORDAGEM DA DOMINÂNCIA ESTOCÁSTICA

Como forma de comparar as distribuições de renda das diversas Unidades da Federação, a fim de saber qual domina e quais são dominadas, ou seja, saber como as Unidades da Federação estão definidas em termos de bem-estar social, utilizar-se-á o método de dominância estocástica, que foi primeiramente introduzido na economia em Rothschild e Stiglitz (1970).

No Brasil, diversos estudos foram realizados utilizando esta abordagem, dentre os quais podemos destacar o de Barros e Mendonça (1992); Barros; Duarte e Mendonça (1997); Ramos e Ávila (2000) e Soares (2006), dentre outros.

Através do uso dos critérios de dominância estocástica de primeira e segunda ordem, estaremos comparando níveis de bem-estar entre as diferentes Unidades da Federação. Antes de definirmos tais critérios, entretanto, é necessário determinar como eles poderão ser utilizados para comparação e ordenamento de bem-estar entre as Unidades da Federação. Para isso, utiliza-se a mesma simplificação adotada em Barros; Duarte e Mendonça (1997) e Ramos e Ávila (2000), que consiste em associar o nível de bem-estar de uma determinada distribuição A à sua renda média (μ_A) e da forma como a renda total é distribuída entre

os indivíduos (L_A). Para isso, o conjunto de funções de bem-estar $W(\cdot)$ elegíveis como representativas desta distribuição pode ser genericamente representado por $W(A) = f(\mu_A, L_A)$.

Assume-se que, dado um grau de desigualdade, quanto maior for a renda média, maior será o nível de bem-estar, ou seja, $f_{\mu} \geq 0$, que é equivalente a dizer que o nível de bem-estar é maior quanto menor for a desigualdade, dado o nível de renda, ou seja, $f_L \geq 0$. Para evitar o problema do impacto da variação dos dois argumentos ($f_{\mu L}$) em W , que constitui o *trade-off* entre eficiência econômica e justiça social e foge do escopo deste estudo, há duas possibilidades¹ quanto à natureza do compromisso entre eficiência econômica e justiça social.

A primeira consiste no chamado critério da média-desigualdade, o qual determina que o nível de bem-estar social obtido pela distribuição A é superior ao obtido pela distribuição B se:²

$$\mu_A \geq \mu_B \quad \text{e} \quad L_A(p) \geq L_B(p), \quad \forall p \in [0,1]$$

com desigualdade estrita ocorrendo em pelo menos um dos casos, sendo $L(p)$ a respectiva curva de Lorenz de cada distribuição, μ a renda média de cada distribuição, e p a fração da população.

A segunda possibilidade, a qual é a adotada neste estudo, consiste no critério da dominância estocástica, ao considerar que o aumento da eficiência traria aumento de bem-estar se a unidade adicional fosse distribuída de tal forma que, mesmo havendo piora na desigualdade e até a existência de alguns perdedores em termos absolutos, as perdas seriam menores do que o ganho agregado pelos mais pobres que eles, ou seja, esta é uma extensão do conceito “melhora de Pareto” o qual é traduzido pelo critério de dominância estocástica de primeira ordem.³ Sendo que o critério operacional resultante desta segunda possibilidade é definido pelo critério de dominância estocástica de segunda ordem.

1 Existem outras possibilidades as quais privilegiam mais a justiça social conforme Shorrocks (1983).

2 Por simplicidade assume-se que estas distribuições estão ordenadas em ordem crescente de renda média.

3 No item 3.1, ficará mais clara a estreita relação entre critério de Pareto e critério de dominância estocástica de primeira ordem.

A justificativa principal do uso do critério de dominância estocástica em lugar do critério da média-desigualdade se baseia no fato de a primeira conseguir mais facilmente gerar uma ordenação conclusiva na comparação do nível de bem-estar de duas distribuições quaisquer do que o critério da média-desigualdade. (RAMOS; ÁVILA, 2000).

3.1 – Dominância Estocástica de Primeira Ordem

Suponha duas distribuições aleatórias A e B representando duas economias distintas.⁴ O critério de Pareto (ou de melhora de Pareto) implica dizer que A é no mínimo tão boa quanto B se, e somente se, $A \geq B$ ou, equivalentemente, se $W(A) \geq W(B)$ para todo W crescente em todos os seus argumentos. Desse modo, o critério de Pareto é equivalente a uma simples restrição no conjunto de funções de bem-estar social. De acordo com Foster e Shorrocks (1988), para verificar se A é no mínimo tão boa quanto B utilizando o critério de Pareto, basta verificar se cada indivíduo de A tem a renda média maior ou igual à do indivíduo na mesma posição relativa em B. Mas esta é exatamente a definição de dominância estocástica de primeira ordem.

A dominância estocástica de primeira ordem é a primeira relação de dominância estocástica, a qual busca comparar o nível de renda dos indivíduos que ocupam a mesma posição relativa em duas economias. Assim, dadas duas economias, A e B, com os indivíduos ordenados de acordo com a renda, de forma crescente e, como realizado no presente artigo, divididos em decis,⁵ inicia-se a comparação do primeiro decil (mais pobres) da economia A com o da economia B, passando para o segundo decil, e assim sucessivamente, até chegar no décimo decil, quando a comparação é feita entre os mais ricos de ambas as economias. Portanto, a análise é realizada observando indivíduos que pertencem à mesma posição relativa. (BARROS; DUARTE; MENDONÇA, 1997).

4 Analogamente, neste estudo as duas economias representadas pelas duas distribuições aleatórias ilustrarão duas Unidades da Federação quaisquer.

5 A utilização da distribuição em decil foi baseada nos procedimentos adotados por Bishop; Formby e Smith (1991); Barros e Mendonça (1995b); Barros; Duarte e Mendonça (1997), e Rubalcava (2002). No entanto, apesar de nada garantir que o uso de outras distribuições produza os mesmos resultados, a distribuição em decil adotada é suficiente para os propósitos deste artigo.

Caso o resultado dessa comparação seja que, no primeiro decil da economia A, comparado ao da economia B, os indivíduos possuam maior renda, assim como no segundo decil, no terceiro, até no décimo (utilizando-se aqui a renda média dos indivíduos em cada decil), significa que a distribuição A domina em primeira ordem a distribuição B e, como observado por Foster e Shorrocks (1988), quando este fato ocorre, o nível de bem-estar será inequivocamente maior na economia A do que na economia B.

Em outras palavras, A domina estocasticamente B em primeira ordem se, e somente se, $W(A) \geq W(B)$ para todo $W \in S$, onde S é o espaço de todas as funções de bem-estar crescentes e aditivamente separáveis.⁶

Assim, uma distribuição de renda A domina estocasticamente em primeira ordem a distribuição de renda B, se⁷:

$$F(a) \leq G(a) \quad \forall a$$

onde “a” é o nível de renda⁸ (nesse caso a renda *per capita* média de cada decil), F a função de densidade de probabilidade da economia A, e G a função de densidade de probabilidade da economia B. Ou seja, para um determinado decil, o fato de a distribuição A dominar estocasticamente em primeira ordem a distribuição B significa dizer que, no nível de renda a, a proporção de indivíduos na distribuição A com renda inferior que a é menor que a mesma proporção de indivíduos na distribuição B. Dessa maneira, conforme explicitado antes, poderíamos dizer que a distribuição A apresenta maior nível de bem-estar que a distribuição B, caso A domine estocasticamente em primeira ordem B.

Entretanto, o critério de dominância de primeira ordem possui algumas deficiências. Uma delas refere-se ao fato de que a comparação só pode ser

feita duas a duas e só é possível concluir a existência desse tipo de dominância se não houver cruzamento das curvas da função de densidade, o que quer dizer que, em todos os decis, a renda média *per capita* de uma distribuição deve ser superior à da outra; caso contrário, o resultado é inconclusivo. Assim, mesmo que a renda média *per capita* do primeiro ao nono decil seja superior à outra distribuição, mas no décimo decil não o seja, não se pode dizer que a primeira distribuição domina em primeira ordem a segunda e, assim, o método gera um resultado inconclusivo.

3.2 – Dominância Estocástica de Segunda Ordem

A segunda relação de dominância é denominada de dominância estocástica de segunda ordem, na qual, dadas duas economias, A e B, e também ordenados os indivíduos de acordo com sua renda, de forma crescente, consiste na comparação do primeiro decil da economia A com o primeiro da economia B, passando para o primeiro mais o segundo da economia A com o da economia B, do primeiro ao terceiro decil da economia A com o da economia B, e assim até a comparação de 100% da renda dos indivíduos de A com 100% da renda dos de B. Portanto, quando a renda média dos $\gamma\%$ indivíduos mais pobres da economia A for maior do que a média correspondente da economia B, qualquer que seja a escolha de γ , diz-se que a distribuição de renda da economia A domina em segunda ordem a distribuição de renda da economia B (Barros, Mendonça e Duarte, 1997).

De acordo com Madden e Smith (2000), formalmente definimos que uma distribuição de renda A domina estocasticamente em segunda ordem a distribuição de renda B se:⁹

$$\int_0^a G(z)dz \geq \int_0^a F(z)dz$$

onde “a” é o nível de renda, F a função de densidade de probabilidade da economia A, e G a função de densidade de probabilidade da economia B. Ou seja, a dominância estocástica de segunda ordem é determinada através da comparação das integrais de duas distribuições (também chamadas de curvas

6 Notar que estamos tratando de uma classe de funções de bem-estar social com certas características, mas sem especificar ou generalizar uma forma funcional para $W(\cdot)$.

7 Este é o conceito de dominância fraca. A dominância é chamada forte sob a condição de que, para pelo menos um valor de a, a desigualdade $F(a) < G(a)$ seja válida.

8 Muitos estudos que trabalham com pobreza utilizam para a uma linha de pobreza ou nível de subsistência, em lugar do nível de renda média que estamos utilizando aqui para captar nível de bem-estar.

9 Assim como no caso de dominância de primeira ordem, a estrita desigualdade para pelo menos um a determina o conceito de dominância de segunda ordem forte.

deficitárias) e não pela simples comparação das funções densidade.

Assim, diferentemente do critério de dominância de primeira ordem discutido na seção anterior, nesse critério compara-se a renda média dos 10% mais pobres, 20% mais pobres, e assim sucessivamente até a comparação dos 100% dos indivíduos, e não como no caso de primeira ordem na qual a comparação é feita entre cada décimo da distribuição.

O critério de dominância de segunda ordem privilegia, por conseguinte, as economias com menor grau de desigualdade e também será utilizada no presente trabalho para a análise de bem-estar.

4 – DADOS

O presente artigo está baseado nas comparações das distribuições de renda das Unidades da Federação do Brasil. São consideradas, assim, 27 Unidades da Federação (26 Estados mais o Distrito Federal).

Para analisar a distribuição do rendimento familiar *per capita*, foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004, referentes às famílias residentes em domicílios particulares que declararam o rendimento familiar. Dentre as pessoas das famílias, estão incluídas a pessoa de referência, o cônjuge, os filhos e outros parentes e agregados, desconsiderando, portanto, outros moradores do domicílio, como pensionistas, empregados domésticos e parentes desses. Assim, o rendimento familiar *per capita* é obtido dividindo o total da renda familiar mensal pelo número de pessoas da família, da mesma forma que em Ramos e Ávila (2000).

É importante, no entanto, chamar a atenção de que outras maneiras de se medir bem-estar poderiam ser utilizadas e que não existe um consenso na literatura a este respeito. Como exemplo, poder-se-ia argumentar que o custo de uma cesta de alimentos essenciais à subsistência da população seria melhor, conforme Levy (1991), do que se utilizar apenas o nível de sua renda. Outra alternativa seria o uso das despesas familiares com consumo. (DEATON, 1997). Mas como estas alternativas de mensuração de bem-estar

sufrem dos mesmos problemas de arbitrariedade e de “escala de equivalência” (RAMOS; ÁVILA, 2000), além de não existir consenso na literatura, optou-se pelo rendimento familiar *per capita* como medida de bem-estar, pois, conforme Cowell (1984) e Bishop; Formby e Smith (1991), apesar de a renda familiar *per capita* não ser perfeita, esta evita distorções causadas pelas mudanças no tamanho das famílias ao longo do tempo, por exemplo.

5 – COMPARAÇÃO ENTRE UNIDADES DA FEDERAÇÃO

Nessa seção pretende-se comparar os níveis de bem-estar social das Unidades da Federação do Brasil, para o período de 2004, buscando analisá-las e ordená-las utilizando-se os critérios de dominância estocástica de primeira e segunda ordem.

5.1 – Critério de Dominância Estocástica de Primeira Ordem

Com a finalidade de comparar os níveis de bem-estar, foi elaborada a Tabela 1, utilizando-se, como dito anteriormente, os dados da PNAD de 2004. A Tabela 1 é composta pela renda média familiar *per capita* mensal de cada décimo da distribuição, renda essa apresentada em reais, de acordo com as Unidades da Federação.

Para uma melhor análise, as Unidades da Federação serão separadas segundo a região à qual pertencem, o que será realizado nas subseções subsequentes.

5.1.1 – Região Norte

Na região Norte, destaca-se Rondônia, a qual é a Unidade da Federação (UF) que domina todas as demais UFs da região, com exceção do Amazonas em que o critério gera um resultado inconclusivo e, assim, não sendo dominada por nenhuma outra Unidade da região Norte, é, portanto, uma UF de destaque na região no que se refere ao bem-estar social. Também vale destacar o resultado do Amazonas, que também não tem sua distribuição dominada por nenhuma outra Unidade da Federação do Norte, mas gera dois resultados inconclusivos (quando comparado com Rondônia e com o Acre).

Tabela 1 – Renda Média em Cada Décimo da Distribuição Segundo a Renda Familiar *Per Capita*

Decil de Renda	Unidades da Federação								
	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI
Primeiro	47,11	24,42	43,38	8,15	35,63	25,17	28,22	13,48	19,00
Segundo	87,30	51,10	88,40	40,70	67,07	54,03	61,63	33,04	40,42
Terceiro	115,47	71,22	113,87	63,07	90,17	74,57	86,38	49,71	60,67
Quarto	142,31	90,42	142,66	82,16	115,07	97,41	111,18	65,39	77,40
Quinto	177,45	113,90	175,72	113,13	139,69	123,14	139,31	86,12	98,14
Sexto	222,72	144,23	222,77	142,87	173,33	153,86	174,96	111,96	121,27
Sétimo	268,94	188,83	269,37	189,03	219,41	201,33	223,41	140,78	150,64
Oitavo	339,42	255,68	338,39	256,68	287,92	269,79	289,73	182,22	198,50
Nono	489,73	431,62	503,09	388,93	427,94	403,80	437,18	277,17	291,59
Décimo	1.328,35	1.289,73	1.271,26	963,85	1.195,43	1.025,33	1.248,71	925,62	1.024,96

Decil de Renda	Unidades da Federação								
	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES
Primeiro	23,93	23,79	24,01	30,37	16,87	30,37	23,26	43,46	43,95
Segundo	51,24	50,21	49,83	58,57	37,90	58,57	52,43	85,44	85,45
Terceiro	69,24	71,75	65,29	79,31	53,33	79,31	72,58	119,58	117,19
Quarto	88,40	93,78	81,88	101,60	68,88	101,60	93,25	153,10	152,13
Quinto	110,19	120,06	104,00	131,17	87,24	131,17	119,01	191,34	193,73
Sexto	137,22	147,39	131,20	166,89	109,51	166,89	149,18	241,60	245,40
Sétimo	177,13	185,59	169,62	213,85	137,41	213,85	191,15	295,49	311,04
Oitavo	241,81	254,49	223,49	284,17	179,15	284,17	253,82	388,45	422,99
Nono	369,82	378,47	320,72	455,25	263,43	455,25	381,82	576,84	683,23
Décimo	1.230,14	1.111,68	1.191,95	1.217,81	844,10	1.217,81	1.181,84	1.648,99	1.685,12

Decil de Renda	Unidades da Federação								
	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	DF
Primeiro	56,25	58,14	55,20	74,62	56,70	45,67	49,38	54,81	42,34
Segundo	116,5x0	122,62	112,73	147,90	118,59	93,11	94,08	98,76	101,95
Terceiro	162,40	171,11	154,31	202,98	169,50	126,58	130,08	131,62	143,46
Quarto	210,41	219,61	199,59	252,97	226,40	159,28	166,00	166,69	194,98
Quinto	264,64	272,54	251,90	301,26	282,63	199,39	206,33	205,43	268,66
Sexto	330,45	346,68	306,85	362,72	353,03	248,07	257,82	249,95	365,45
Sétimo	422,94	434,43	393,81	442,72	448,73	304,55	324,09	302,91	524,49
Oitavo	561,38	573,61	523,78	558,82	584,80	402,20	424,42	390,79	820,44
Nono	847,39	842,45	771,13	782,87	846,82	571,39	632,89	561,78	1.372,60
Décimo	2.273,51	2.126,32	2.187,07	1.719,44	2.225,55	1.624,65	1.632,17	1.710,61	3.549,91

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando Dados da PNAD de 2004.

Por outro lado, Roraima é a UF da região Norte que possui sua distribuição dominada por todas as demais Unidades da região, exceto quando comparada com o Acre, que gera resultados inconclusivos. Também é importante salientar que Roraima não domina nenhuma outra Unidade da Federação de nenhuma outra região.

Importante também fazer uma análise comparativa das UFs do Norte com as das demais regiões.

Em relação às Unidades do Nordeste, excetuando-se os resultados inconclusivos, apenas duas Unidades da Federação do Norte não dominam todas as UFs do Nordeste, quais sejam Roraima e Amapá (ambos dominados por Sergipe e Pernambuco).

Quanto ao Sudeste, das sete Unidades da região Norte, cinco (AC, AM, RR, PA e AP) são dominadas por todas as Unidades da região Sudeste e duas, Rondônia

e Amazonas, são dominadas pelo Rio de Janeiro e São Paulo, mas geram resultados inconclusivos para o Espírito Santo e Minas Gerais.

Uma situação semelhante ocorre quando a comparação é feita com o Centro-Oeste. As mesmas cinco Unidades da Federação citadas acima são dominadas por todas as Unidades do Centro-Oeste, excetuando-se Rondônia e Amazonas, que são dominadas por Mato Grosso e Goiás, mas apresentam resultados inconclusivos para Mato Grosso do Sul, no caso de Rondônia, e Distrito Federal para Rondônia e Amazonas.

Já com relação à região Sul, todas as Unidades da Federação do Norte são dominadas por todas as do Sul, sem nenhuma exceção.

Resumindo, Rondônia domina 53,85% das Unidades da Federação, é dominado por 26,92% e os resultados são inconclusivos para a comparação entre 19,23% das Unidades; Acre domina 15,38%, é dominado por 46,15% e inconclusivo para 38,46%; Amazonas domina 50%, é dominado por 30,77% e inconclusivo para 19,23%; Roraima não domina nenhuma Unidade da Federação e, como dito anteriormente, é dominado por 69,23% e é inconclusivo para 30,77%; Pará domina 30,77%, é dominado por 50% e é inconclusivo para 19,23% das comparações; Amapá domina 15,38%, é dominado por 65,38% e é inconclusivo para 19,23%; finalmente, Tocantins domina 34,62%, é dominado por 50% e é inconclusivo para 15,38%.

5.1.2 – Região Nordeste

Para as UFs da região Nordeste, tem-se que, da comparação de dominância estocástica de primeira, Sergipe aparece como um destaque importante, à medida que domina todas as outras Unidades da região, com exceção do Ceará, que gera resultados inconclusivos.

No entanto, quando comparado com as Unidades das outras regiões, Sergipe apenas domina Roraima e Amapá, sendo dominado pelas outras Unidades ou a comparação gera resultados inconclusivos.

Com relação às outras Unidades da Federação pertencentes à região Nordeste, elas são dominadas

por todas as outras Unidades de todas as demais regiões, exceto quando os resultados foram inconclusivos. A exceção é Pernambuco, que domina Roraima e Amapá. Assim, um importante resultado é que as Unidades da Federação do Nordeste, com exceção de Sergipe e Pernambuco, não dominam nenhuma outra Unidade de outras regiões.

Outra conclusão relevante refere-se ao Maranhão e Alagoas, que, além de não dominarem nenhuma Unidade das outras regiões, também não dominam nenhuma da região Nordeste.

Portanto, o Maranhão não domina nenhuma Unidade da Federação do país, é dominado por 92,30% das Unidades e, quando comparado com 7,69% delas, gera resultados inconclusivos; Piauí domina 7,69%, é dominado por 88,46% e é inconclusivo para 3,85%; Ceará domina 11,54%, é dominado por 53,85% e é inconclusivo para 34,62% das comparações; Rio Grande do Norte domina 11,54%, é dominado por 65,38% e é inconclusivo para 23,01%; Paraíba domina 11,54%, é dominada por 69,23% e é inconclusiva para 19,23%; Pernambuco domina 30,77%, é dominado por 53,85% e é inconclusivo para 15,38%; Alagoas não domina nenhuma Unidade da Federação, é dominada por 92,31% e é inconclusiva para 7,69%; Sergipe domina 34,62%, é dominado por 50% e é inconclusivo para 15,38%; por último, Bahia domina 11,54%, é dominada por 65,38% delas e o resultado é inconclusivo quando comparado com 23,08% das Unidades.

5.1.3 – Região Sudeste

É interessante destacar na região Sudeste que Minas Gerais e Espírito Santo são dominados tanto pelo Rio de Janeiro quanto por São Paulo, enquanto a comparação entre eles gera resultados inconclusivos. Também é inconclusiva a comparação entre Rio de Janeiro e São Paulo.

Outra observação importante refere-se ao fato de o Rio de Janeiro e São Paulo dominarem todas as Unidades da Federação da região Norte e Nordeste. Espírito Santo e Minas Gerais também dominam, com exceção da comparação com Rondônia e Amazonas, quando os resultados são inconclusivos.

A comparação com as regiões Sul e Sudeste já são diferentes da observada para o Norte e Nordeste. Com relação ao Sul, uma conclusão que pode ser obtida é que Espírito Santo e Minas Gerais são dominados por Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, e que Rio de Janeiro domina o Paraná. No entanto, todas as demais comparações geram resultados inconclusivos.

No que se refere à região Centro-Oeste, Rio de Janeiro e São Paulo dominam três das quatro Unidades da Federação (MS, MT e GO), excetuando-se o Distrito Federal, que gera resultado inconclusivo. Espírito Santo e Minas Gerais, quando analisados com as Unidades da Federação do Centro-Oeste geram, para todas, resultados inconclusivos.

Assim, Minas Gerais domina 53,85% das Unidades da Federação do Brasil, é dominada por 19,23% delas e gera resultados inconclusivos para 26,92% das comparações; Espírito Santo domina 53,85%, é dominado por 19,23% e é inconclusivo para 26,92%; Rio de Janeiro domina 84,62% das Unidades da Federação, não é dominado por nenhuma Unidade da Federação e gera resultados inconclusivos para 15,38% das comparações; finalmente, São Paulo domina 80,77%, também não é dominado por nenhuma Unidade da Federação e gera resultados inconclusivos para 19,23% das comparações.

5.1.4 – Região Sul

Uma conclusão importante na região Sul é que a única UF que domina outra da região é o Rio Grande do Sul, o qual domina o Paraná. As demais comparações geraram resultados inconclusivos.

Outra questão importante refere-se ao fato de que Santa Catarina e Rio Grande do Sul não são dominados por nenhuma outra UF do país, de forma que ou essas Unidades dominam as outras ou o resultado é inconclusivo. No caso do Paraná, esse é dominado pelo Rio de Janeiro e pelo Rio Grande do Sul.

Com respeito ao Centro-Oeste, todas as Unidades da Federação do Sul (PR, SC e RS) dominam Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás. Com relação ao Distrito Federal, a comparação com as três gerou resultados inconclusivos.

Desse modo, o Paraná domina 80,77% das Unidades da Federação do país, é dominado por 7,69% delas, e a comparação é inconclusiva para 11,54% das comparações; Santa Catarina domina 80,77%, não é dominada por nenhuma Unidade da Federação, e gera resultados inconclusivos para 19,23% das comparações; o Rio Grande do Sul domina 84,62%, também não é dominado por nenhuma Unidade, e o resultado é inconclusivo para 15,38% dos casos.

5.1.5 – Região Centro-Oeste

A única UF que domina outra da região Centro-Oeste é Mato Grosso, que domina Mato Grosso do Sul. A comparação entre as outras Unidades dessa região gera resultados inconclusivos.

Outra conclusão interessante, observando a Tabela 2, é que todas as Unidades da Federação do Centro-Oeste são dominadas por Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. A exceção é o Distrito Federal que, comparado com todas essas Unidades da Federação, gera resultados inconclusivos.

A comparação das UFs do Centro-Oeste com as do Norte e Nordeste gera, como mencionado anteriormente, um resultado favorável à região Centro-Oeste, ou seja, nenhuma Unidade do Centro-Oeste é dominada por outra do Norte ou do Nordeste. Assim, o Mato Grosso do Sul domina 57,69% das Unidades da Federação brasileira, é dominado por 23,08% delas e tem como resultado inconclusivo em 19,23% das comparações; Mato Grosso domina 65,38%, é dominado em 19,23% e é inconclusivo em 15,38%; Goiás domina 61,54%, é dominado em 19,23% e é inconclusivo em 19,23%; finalmente, o Distrito Federal domina 53,85% das Unidades da Federação, não é dominado por nenhuma outra Unidade e 46,15% das comparações entre o Distrito Federal e as outras Unidades são inconclusivas.

5.2 – Critério de Dominância Estocástica de Segunda Ordem

Após a análise de dominância estocástica de primeira ordem, realizada na seção anterior, utilizou-se um segundo critério, denominado de Dominância Estocástica de Segunda ordem, como forma de privilegiar as economias com menor grau de desigualdade, na qual se compara,

Tabela 2 – Renda Média dos Décimos Mais Pobres da Distribuição Segundo a Renda Familiar *Per Capita*

Decil de	Unidades da Federação								
Renda	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI
Primeiro	47,11	24,42	25,84	8,15	35,63	25,17	28,22	13,48	19,00
Segundo	68,03	37,89	41,87	24,66	51,17	39,41	45,87	23,38	29,86
Terceiro	83,84	48,80	55,72	37,34	64,36	51,94	59,16	32,24	40,22
Quarto	98,18	59,22	69,01	48,79	77,03	63,25	72,38	40,70	49,48
Quinto	112,59	69,72	82,43	61,38	89,61	75,15	85,81	49,51	59,30
Sexto	133,89	83,34	96,63	75,21	103,87	88,72	100,90	60,23	69,20
Sétimo	150,76	98,49	114,12	91,46	120,23	104,79	118,56	71,47	81,30
Oitavo	176,26	118,47	134,64	112,36	141,37	125,33	140,03	85,99	96,02
Nono	213,63	153,57	167,97	143,29	173,09	156,59	173,19	107,37	118,07
Décimo	332,67	269,15	262,76	229,47	276,03	250,74	280,67	196,35	210,35

Decil de	Unidades da Federação								
Renda	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES
Primeiro	23,93	23,79	24,01	30,37	16,87	30,37	23,26	43,46	43,95
Segundo	37,74	37,16	36,71	44,03	27,55	44,03	37,68	64,59	64,96
Terceiro	48,33	49,06	46,43	56,20	36,21	56,20	49,58	82,80	82,11
Quarto	58,33	60,29	55,72	68,35	44,06	68,35	60,42	99,80	100,10
Quinto	69,15	72,29	65,41	81,03	53,24	81,03	72,37	119,06	118,82
Sexto	80,99	84,89	76,27	95,46	62,49	95,46	85,31	139,59	139,46
Sétimo	94,70	99,39	89,62	111,39	73,41	111,39	100,13	162,02	164,72
Oitavo	113,18	118,73	104,29	134,38	86,37	134,38	119,72	190,27	196,73
Nono	141,15	146,91	132,16	169,86	106,35	169,86	149,00	233,32	251,41
Décimo	252,71	248,47	238,47	276,53	182,61	276,53	252,32	375,20	394,80

Decil de	Unidades da Federação								
Renda	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	DF
Primeiro	56,25	58,14	55,20	74,62	56,70	45,67	49,38	54,81	42,34
Segundo	86,13	92,48	83,81	111,30	87,87	69,85	71,73	76,89	72,05
Terceiro	112,20	118,86	107,42	142,47	114,01	88,37	90,00	95,08	95,65
Quarto	135,90	142,74	130,83	169,37	143,46	106,33	110,29	113,05	121,12
Quinto	162,04	171,44	155,04	197,25	171,86	125,20	129,83	131,37	150,43
Sexto	191,04	200,46	180,22	223,52	202,15	145,72	151,47	150,90	186,39
Sétimo	224,74	232,60	210,61	254,75	237,46	168,69	176,17	172,91	234,99
Oitavo	266,14	277,48	250,19	295,46	280,84	197,95	205,24	200,61	307,98
Nono	331,53	340,49	308,04	349,29	342,96	239,64	256,22	240,88	425,40
Décimo	528,00	519,26	496,12	487,47	534,04	378,02	394,93	388,31	742,05

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando Dados da PNAD de 2004.

como já apresentado na seção 3, a renda média dos décimos mais pobres de cada Unidade da Federação, diferentemente do critério de primeira ordem no qual se compara a renda média de cada decil.

A Tabela 2 traz os resultados para esse segundo critério, mantendo a análise para as Unidades da Federação do Brasil para o ano de 2004, utilizando os dados da PNAD.

5.2.1 – Região Norte

Na região Norte, utilizando-se o critério de dominância estocástica de segunda ordem, sobressai novamente Rondônia (como se destacou na primeira ordem), dominando, em termos de bem-estar, as distribuições de todas as outras Unidades da Federação do Norte.

No entanto, aqui ocorre uma modificação no que se refere ao Amazonas. No critério anterior, essa também era uma Unidade que não era dominada por nenhuma outra da região. Entretanto, utilizando esse novo critério, essa UF passa a ser dominada por Rondônia, Pará e Tocantins, dominando apenas Roraima e Amapá. Isso ocorre pelo fato de que o critério de segunda ordem favorece estados menos desiguais.

Nessa análise, Roraima mantém sua situação frente às demais Unidades da região, sendo dominada por todas elas, resultado já verificado no critério de primeira ordem.

Quando comparada as UFs da região Norte com as do Nordeste, Rondônia novamente se destaca ao dominar todas as Unidades da região. Também se sobressaiem nessa análise Amazonas, Pará e Tocantins, as quais dominam todas as Unidades da Federação do Nordeste, com exceção de Pernambuco e Sergipe, no qual o resultado da comparação é inconclusivo.

Com relação à região Sudeste, as UFs do Norte apresentam um resultado muito semelhante ao da primeira ordem, ou seja, são praticamente todas dominadas pelas Unidades do Sudeste. A exceção, tal qual ocorria na primeira ordem, é Rondônia, que, quando comparada com Espírito Santo e Minas Gerais, provoca resultados inconclusivos. No entanto, difere aqui a situação do Amazonas, a qual passa a ter sua distribuição dominada também por esses dois estados.

Na comparação com o Sul, os resultados se mantêm, ou seja, todas as UFs do Norte são dominadas por todas as Unidades da região Sul, sem exceção. Situação semelhante ocorre com a região Centro-Oeste, na qual as Unidades do Norte são dominadas pelas do Centro-Oeste, com exceção de Rondônia, que, quando comparada com Mato Grosso do Sul e Distrito Federal, gera resultados inconclusivos.

Então, de forma resumida, de acordo com o critério de dominância estocástica de segunda ordem, Rondônia domina a distribuição de 57,69% das Unidades da Federação do país, é dominada por 26,92% delas e em 15,38% das comparações gera resultados inconclusivos; Acre domina 23,08%, é dominado por 61,54% e é inconclusivo para 15,38%; Amazonas domina 34,62%, é dominado por 53,85%

e é inconclusivo para 11,54%; Roraima, tal qual no critério anterior, não domina nenhuma UF, é dominada por 80,77% e é inconclusiva para 19,23%; Pará domina 42,31%, é dominado por 46,15% e é inconclusivo para 11,54%. Amapá domina 23,08%, é dominado por 65,38% e é inconclusivo para 11,54%; finalmente, Tocantins domina 42,31%, é dominado por 46,15% das UFs e gera resultados inconclusivos para 11,54% das comparações.

Um resultado importante, para finalizar a análise desse critério para a região Norte, foi a observação da piora da situação do Amazonas no que se refere ao bem-estar social, passando a ter sua distribuição dominada por mais UFs. Adicionalmente, outra observação relevante é a confirmação da situação de Roraima, a qual, em termos de bem-estar, não domina nenhuma outra UF do Brasil.

5.2.2 – Região Nordeste

Uma conclusão que sobressai, quando se observam os dados para as UFs da região Nordeste, é que, em termos de bem-estar, nenhuma UF domina outra da mesma região, inclusive Sergipe, que aparecia no critério anterior como sendo um destaque na região por dominar as demais. O que se mantém, no entanto, são os resultados para Maranhão e Alagoas, os quais são dominados por todas as demais UFs da região, exceto entre eles, em que a comparação gera um resultado inconclusivo.

Comparando com a região Norte, as UFs do Nordeste ganham um pouco mais de destaque, em relação ao critério anterior, no qual apenas Sergipe tinha sua distribuição dominada por alguma UF do Norte. Agora, tanto Sergipe quanto Rio Grande do Norte, Pernambuco e Bahia também dominam algumas UFs do Norte, apesar de também serem dominados por outras da região. Já Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba e Alagoas permanecem na mesma situação, ou seja, são dominados por todas as UFs do Norte, com exceção às comparações com algumas unidades que geram resultados inconclusivos.

Persistem também os resultados em relação ao Sul, Sudeste e Centro-Oeste, cujas Unidades da Federação dominam a distribuição de todas as Unidades do Nordeste e, portanto, possuem um bem-estar social superior.

Assim, o Maranhão não domina nenhuma UF, é dominado por 92,31% delas e gera resultados inconclusivos para 7,69% dos casos; Piauí domina 7,69%, é dominado por 88,46% e é inconclusivo para 3,85%; Ceará domina 11,54%, é dominado por 69,23% e é inconclusivo para 19,23%; Rio Grande do Norte domina 15,38%, é dominado por 69,23% e é inconclusivo para 15,38%; Paraíba domina 11,54%, é dominada por 73,08% e é inconclusiva para 15,38%; Pernambuco domina 38,46%, é dominado por 50% e é inconclusivo para 11,54%; Alagoas, como já mencionado anteriormente, não domina a distribuição de nenhuma UF, é dominada por 92,31% delas e é inconclusiva para 7,69% dos casos; Sergipe domina 38,46%, é dominado por 53,85% e é inconclusivo para 11,54%; finalmente, a Bahia, que domina 15,38% das distribuições de renda das Unidades do Brasil, é dominada por 65,38% delas e gera resultados inconclusivos para 19,23% das comparações.

5.2.3 – Região Sudeste

Os resultados para a comparação das Unidades da Federação do Sudeste entre si são encontrados para o critério de primeira ordem, ou seja, São Paulo e Rio de Janeiro dominam Espírito Santo e Minas Gerais, em termos de bem-estar, e geram resultados inconclusivos quando comparados entre si.

As quatro UFs (MG, ES, RJ e SP) dominam todas as demais do Norte e Nordeste, mas o mesmo não ocorre com o Sul e Centro-Oeste.

No Sul, Rio de Janeiro e São Paulo dominam o Paraná, geram resultados inconclusivos quando comparados com Santa Catarina, e o Rio de Janeiro é dominado pela distribuição do Rio Grande do Sul, enquanto para São Paulo o resultado é inconclusivo. Já para o Espírito Santo e Minas Gerais, ambos são dominados pelas três UFs do Sul.

Com relação ao Centro-Oeste, Rio de Janeiro e São Paulo dominam quase todas as UFs da região. A exceção é o Distrito Federal, cujo resultado é inconclusivo. Minas Gerais possui sua distribuição dominada por quase todas as UFs do Centro-Oeste (exceto o DF). Diferentemente do critério anterior, o

Espírito Santo é dominado pelo Mato Grosso, gerando resultados inconclusivos para todos os demais.

Assim, Minas Gerais domina 57,69% das UFs, é dominada por 30,77% delas e gera resultados inconclusivos para 11,54% das comparações; Espírito Santo domina 57,69%, é dominado por 23,08% e é inconclusivo para 19,23%; Rio de Janeiro domina 84,62%, é dominado por 3,85% e é inconclusivo para 11,54%; por fim, São Paulo domina 84,62% das UFs, não é dominado por nenhuma delas e gera resultados inconclusivos para 15,38% das comparações.

Diante dos resultados apresentados, as UFs de destaque do Sudeste, no que tange à questão do bem-estar social, são o Rio de Janeiro e São Paulo.

5.2.4 – Região Sul

Na região Sul, a única dominância que aparece é do Rio Grande do Sul sobre o Paraná. Nas demais comparações entre as UFs da região, os resultados são inconclusivos.

Interessante observar a região Sul comparada com Norte, Nordeste e Sudeste. Para as duas primeiras, as UFs da região Sul dominam todas as demais de ambas as regiões.

No caso da região Sudeste, tanto Paraná quanto Santa Catarina e Rio Grande do Sul dominam MG e ES, como dito anteriormente, e geram resultados inconclusivos para SP.

Na região Centro-Oeste, ambas as Unidades do Sul dominam três das quatro UFs: Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás. Já com relação ao Distrito Federal, as comparações são inconclusivas.

Portanto, o Paraná domina 80,77% das UFs, é dominado por 11,54% delas, e possui 7,69% das comparações inconclusivas; Santa Catarina domina 80,77%, não é dominada por nenhuma UF e é inconclusiva para 19,23%; finalmente, o Rio Grande do Sul domina 88,46%, também não é dominado por nenhuma UF (resultado distinto do critério anterior) e é inconclusivo para 11,54% dos casos.

Dessa maneira, destacam-se na região Sul as Unidades de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, no que se refere ao bem-estar social.

5.2.5 – Região Centro-Oeste

Da comparação entre as Unidades da Federação do Centro-Oeste, a relação de dominância ocorre de Mato Grosso e Goiás sobre Mato Grosso do Sul. Os demais resultados são inconclusivos.

Já com relação às Unidades do Norte e Nordeste, todas as UFs do Centro-Oeste dominam em segunda ordem.

Com relação ao Sudeste, com exceção do Distrito Federal (gera resultados inconclusivos), todas as demais UFs do Centro-Oeste dominam Minas Gerais e são dominadas pelo Rio de Janeiro e São Paulo.

Outro resultado importante diz respeito à comparação com a região Sul, na qual todas as UFs dominam as do Centro-Oeste, com exceção à comparação com o Distrito Federal.

Resumindo, o Mato Grosso do Sul domina 61,54% das UFs do Brasil, é dominado por 26,92% e são inconclusas 11,54% das comparações; Mato Grosso domina 73,08%, é dominado por 19,23% e

é inconclusivo para 7,69%; Goiás domina 69,23%, é dominado por 19,23% e é inconclusivo para 11,54%; finalmente, o Distrito Federal domina 57,69% das UFs, não é dominado por nenhuma delas e gera resultados inconclusivos em 42,31% dos casos.

5.3 – Resumo dos Resultados Obtidos

Após a análise dos resultados obtidos, utilizando o critério de dominância estocástica de primeira e segunda ordem para cada Unidade da Federação, segundo a região à qual pertence, faz-se necessária uma comparação dos resultados obtidos em nível mais geral, focando nas principais conclusões do estudo.

No Gráfico 1, o critério de dominância de segunda ordem é utilizado para comparar as distribuições das Unidades da Federação do Brasil para o ano de 2004.

Nas seções anteriores, foram analisadas as comparações entre as UFs. O objetivo da presente seção é fazer uma avaliação mais generalizada. Assim, observando-se o Gráfico 1, percebe-se que não há nenhuma distribuição que domine em segunda ordem todas as demais. No entanto, o gráfico

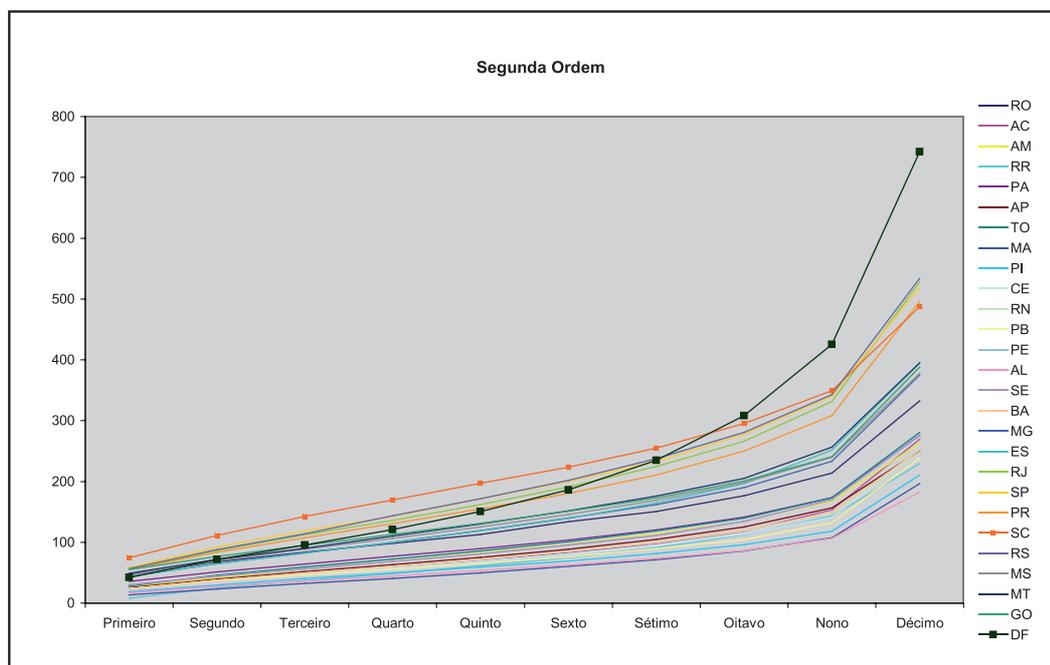


Gráfico 1 – Renda Per Capita Média dos Decis Mais Pobres

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando Dados da PNAD de 2004.

apresenta um conjunto eficiência formado por Santa Catarina (domina até o sétimo decil) e pelo Distrito Federal (domina do oitavo ao décimo decil). Assim, em termos de bem-estar social, SC e DF formam o conjunto eficiência do Brasil, para o ano de 2004. Isso significa dizer que todas as demais UF's são "piores" em termos de bem-estar social, pois estão abaixo do conjunto eficiência.

Outra conclusão importante do estudo refere-se não apenas ao conjunto eficiência, mas também ao conjunto ineficiência. Assim, o Gráfico 2 busca representar o conjunto ineficiência para o Brasil, em 2004, em termos de bem-estar social.

Através do Gráfico 2, observa-se que o conjunto ineficiência é formado por Roraima, Maranhão e Alagoas (sendo o primeiro apenas no primeiro decil), ou seja, essas Unidades da Federação apresentam os piores resultados em termos de bem-estar social. Todas as curvas abaixo desse conjunto ineficiente representam melhores distribuições, as quais, quanto

mais próximas da origem, apresentam melhores níveis de bem-estar social.

Uma terceira conclusão importante está representada pelo Gráfico 3, o qual refere-se à percentagem que cada UF possui em termos de dominância de segunda ordem sobre as demais Unidades do país, e também de quanto elas são dominadas.

Uma conclusão interessante surge da discrepância que existe entre as Unidades da Federação do Sul, do Sudeste e do Centro-Oeste em relação às do Norte e Nordeste. As primeiras possuem uma posição muito superior em termos de bem-estar social em relação às últimas, à medida que a proporção de UF's que dominam é muito superior à proporção em que são dominadas, diferentemente das Unidades do Norte e Nordeste.

A exceção é Rondônia, a qual aparece numa posição de destaque dentro da região Norte. Considerando a região Norte e Nordeste, Rondônia é a única Unidade da Federação que aparece com

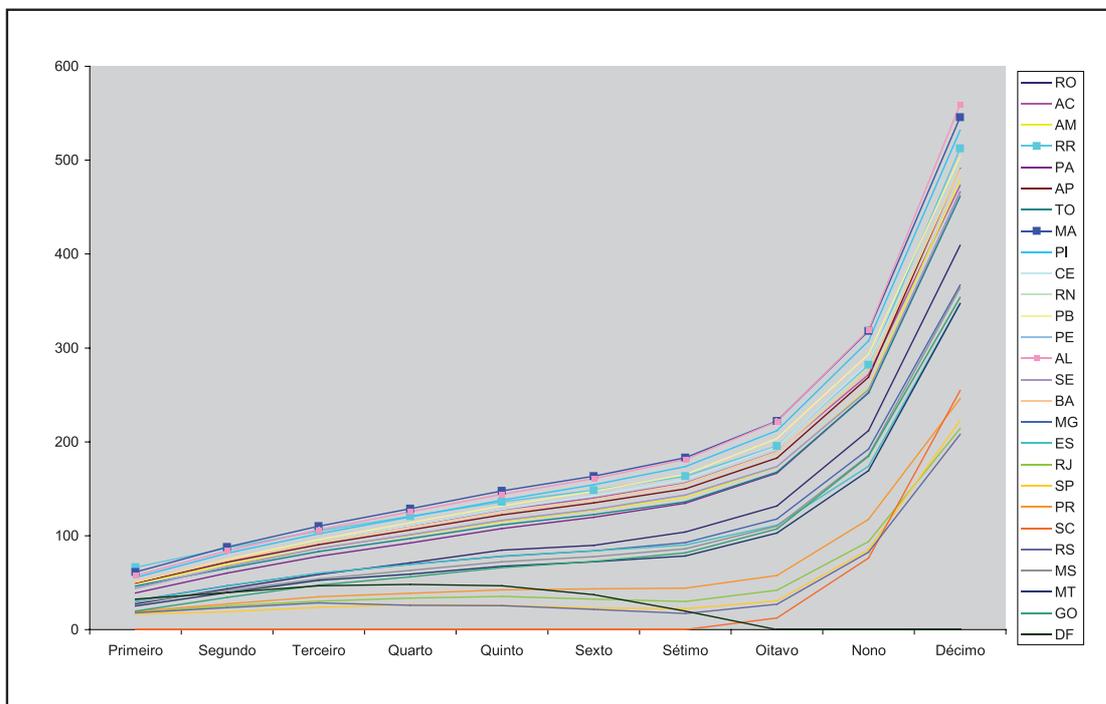


Gráfico 2 – Renda Necessária em Cada Decil para Alcançar o Conjunto Eficiência

Fonte: Elaboração Própria do Autor Utilizando Dados da PNAD de 2004.

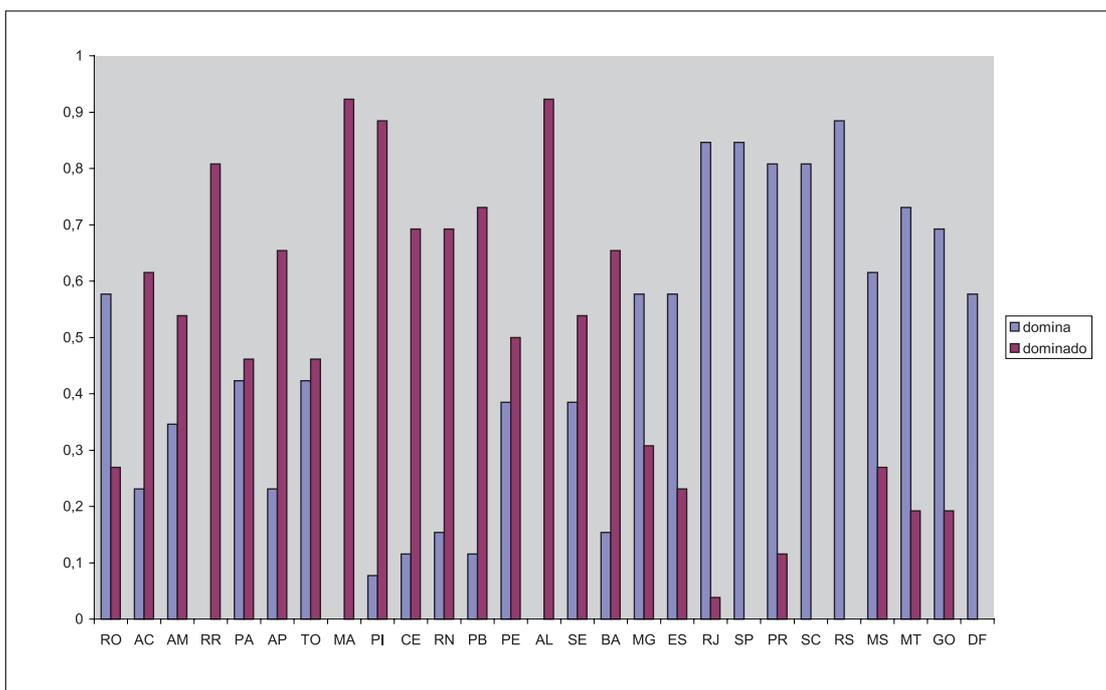


Gráfico 3 – Proporção da Distribuição de Renda Dominada e Dominante por UF

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando Dados da PNAD de 2004.

a proporção de distribuições que domina acima das dominadas, quadro esse que se repete em todas as UFs do Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Outra conclusão importante é que o comportamento de Rondônia se assemelha muito ao de Minas Gerais; ambas possuem a mesma proporção de UFs que dominam e, com relação à proporção em que são dominadas, a de Rondônia é um pouco inferior. Desse modo, percebe-se nesse estudo a posição de destaque que Rondônia ocupa não só na região à qual pertence, como também quando comparada com outras regiões do país.

Outra observação interessante é a posição do Rio Grande do Sul como a UF que mais domina as demais, mesmo que não pertença ao conjunto eficiência, ficando assim, na frente até mesmo de Santa Catarina.

Dessa maneira, o Diagrama 1 apresenta, de forma conclusiva, toda a análise realizada no presente artigo, organizando as Unidades da Federação, de acordo com o critério de Dominância de Segunda Ordem, segundo seus níveis de bem-estar social.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo comparou as distribuições de renda das 27 Unidades da Federação do Brasil, para o ano de 2004, com o objetivo de saber como elas estão definidas em termos de bem-estar social.

Através do uso do critério de dominância estocástica, observou-se que não há nenhuma distribuição que domine todas as demais. No entanto, apresentou-se um conjunto eficiência em termos de bem-estar social formado por Santa Catarina (domina até o sétimo decil) e pelo Distrito Federal (domina do oitavo ao décimo decil), significando dizer que essas UFs são as que apresentaram, em 2004, melhor nível de bem-estar social.

Outra conclusão importante do estudo refere-se não apenas ao conjunto eficiência, mas ao ineficiente. Assim, observou-se que o conjunto ineficiência é formado por Roraima, Maranhão e Alagoas (sendo o primeiro apenas no primeiro decil), ou seja, essas Unidades da Federação apresentam os piores resultados em termos de bem-estar social.

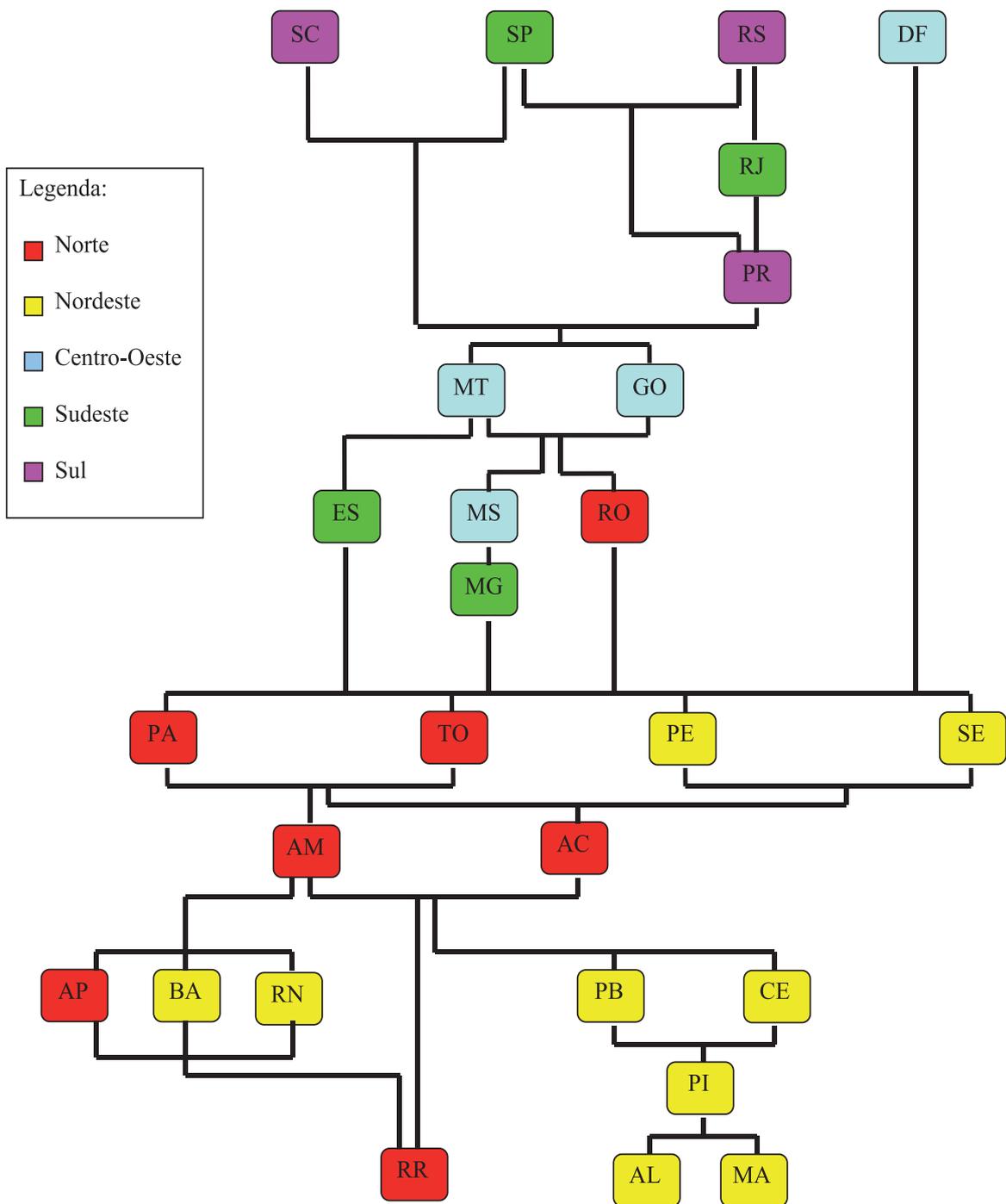


Diagrama 1 – Ordenação das Unidades da Federação de acordo com o Grau de Desigualdade

Fonte: Elaboração Própria dos Autores Utilizando Dados da PNAD de 2004.

Também podemos concluir que há uma discrepância entre as Unidades da Federação do Sul, do Sudeste e do Centro-Oeste em relação às do Norte e Nordeste. As primeiras possuem uma posição muito superior em termos de bem-estar social em relação às últimas. A exceção é Rondônia, a qual aparece numa posição de destaque dentro da região Norte.

Desse modo, este estudo procura mostrar a relativa vulnerabilidade socioeconômica presente nas regiões Norte e Nordeste do Brasil, onde os níveis de renda relativos e, conseqüentemente, de bem-estar social ficam bastante aquém dos observados nas demais regiões brasileiras. Sendo assim, os resultados aqui obtidos podem servir como parâmetros comparativos na busca de políticas de redução da desigualdade econômica e social em todo o país.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem o apoio financeiro da Capes e CNPq para realização desta pesquisa.

ABSTRACT

This paper aims to compare the distribution of income among Brazilian states for the year 2004, in order to understand how the states are ranked in terms of social welfare. The stochastic dominance approach is used, through the first and second order dominance variations, stressing the results from the second order dominance due to its superiority in comparison with the first order one. The results show that there is no second order distribution of income that dominates all the other state distributions. However, there is an efficient set formed by states of Santa Catarina (dominates until the seventh decile) and Distrito Federal (dominates from eighth to tenth deciles), which means that these were the Brazilian states that showed the best levels of social welfare in 2004. Additionally, the inefficient set was determined by states of Roraima (only in the first decile), Maranhão and Alagoas, and these states showed the lowest social welfare levels in 2004 for the whole data.

KEY WORDS:

Inequality. Income Distribution. Social Welfare. Micro Data.

REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, p. 244-263, 1970.
- AZZONI, C. R. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da nova teoria do crescimento. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 22., 1994, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: ANPEC, 1994.
- _____. **Economic growth and regional income inequalities in Brazil: 1939-92**. São Paulo: USP, 1996. (Texto para Discussão Interna, 6).
- AZZONI, C. R.; CARLOS, R. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil: 1960, 1970, 1980, 1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 251-276, 1997.
- BARROS, R. P.; DUARTE, R. P. N.; MENDONÇA, R. S. P. **Bem-estar, pobreza e desigualdade de renda: uma avaliação da evolução histórica e das disparidades regionais**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997.
- BARROS, R. P. et al. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 117-147, jun. 2006.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1995a. (Texto para Discussão, 377).
- _____. **A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960**. Rio de Janeiro: IPEA, 1992. (Texto para Discussão, 286).
- _____. A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil desde 1960. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 1, p. 115-164, abr. 1995b.
- BISHOP, J.; FORMBY, J.; SMITH, W. Lorenz dominance and welfare: changes in the US distribution of income, 1967-1986. **The Review of Economics and Statistics**, v. 73 n. 1, p. 134-139, Feb. 1991.
- BLACKORBY, C.; DONALDSON, D. Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare. **Journal of Economic Theory**, v. 18, n. 1, p.

59-80, jun. 1978.

COWELL, F. The structure of American income inequality. **Review of Income and Wealth**, v. 30, p. 351-375, Sept. 1984.

DASGUPTA, P.; SEN, A.; STARRETT, D. Notes on the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 6, p. 180-187, 1973.

DEATON, A. **The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy**. [S.I.]: The World Bank, 1997.

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergencia entre las rentas per capita estaduais en Brasil. **EURE-Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales**, v. 21, n. 62, p. 17-31, abr. 1995.

FERREIRA, A. H. B. A distribuição interestadual da renda no Brasil (1950-85). **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 4, p. 469-485, 1996.

FOSTER, J. E.; SHORROCKS, A. F. Poverty ordering and welfare dominance. **Social Choice and Welfare**, v. 5, p. 179-198, 1988.

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

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: PNAD**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

LEVY, S. Poverty alleviation in Mexico. **Policy, research, and external affairs**. [S.I.]: The World Bank, 1991. (Working Papers, 679).

MADDEN, D.; SMITH, F. Poverty in Ireland: 1987-1994: a stochastic dominance approach. **The Economics and Social Review**, v. 31, n. 3, p. 187-214, Jul. 2000.

RAMOS, L.; ÁVILA, M. **Nível de bem-estar social no Brasil metropolitano: uma comparação interregional**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, 730).

ROTHSCHILD, M.; STIGLITZ, J. Increasing risk I: a definition. **Journal of Economic Theory**, v. 2, p. 225-243, 1970.

RUBALCAVA, L. Living standards in Mexico during

economic transition: should we rely on a poverty line?. **Estudios Económicos**, v. 17, n. 2, p. 247-303, 2002.

SCHWARTZMAN, A. **Convergence across brazilian states**. São Paulo: USP, 1996. (Texto para Discussão Interna, 2).

SHORROCKS, A. F. Ranking income distributions. **Econômica**, v. 50, p. 3-17, 1983.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004, **Econômica**, v. 8, p. 83-115, 2006.

TAM, M. S.; ZHANG, R. Ranking income distributions: the tradeoff between efficiency and equality. **Econômica**, v. 63, p. 239-252, mar. 1996.

ZINI JUNIOR, A. A.; SACHS, J. **Regional inequality in Brazil**. [S.I.], 1996. Mimeografado.

Recebido para publicação em: 04.01.2008

Efeitos da Previdência Social Sobre a Desigualdade e a Pobreza Rural no Nordeste: Uma Análise da Decomposição do Índice de Gini

RESUMO

Analisa a contribuição do rendimento de aposentadorias e pensões na desigualdade da renda e da pobreza rural no Nordeste. Utiliza decomposição do índice de Gini, por componentes da renda, para analisar o efeito isolado das aposentadorias e pensões na desigualdade do rendimento familiar. Usa o índice de pobreza, para observar a importância do rendimento das aposentadorias e pensões para a redução da pobreza nas regiões rurais do Nordeste. Os resultados mostram que a participação das aposentadorias e pensões no rendimento per capita das famílias é mais importante nos estratos de renda mais baixos e que essa participação tende a diminuir com o aumento da renda per capita. Os benefícios previdenciários representam 31% do total do rendimento das famílias. Apesar do baixo índice de Gini das famílias que recebem aposentadorias e pensões, esse é o segundo componente da renda que mais contribui para a desigualdade total. Nota-se, ainda, que a proporção de famílias abaixo da linha da pobreza aumentaria para 50%, se não existissem aposentados nas famílias rurais do Nordeste.

PALAVRAS-CHAVE:

Aposentadorias e Pensões. Desigualdade de Renda. Pobreza Rural. Previdência Rural

Jorge Luiz Mariano da Silva

- Doutor em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia (PIMES), da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE);
- Professor do Programa de Pós-graduação em Economia e da Pós-graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN).

Tatiana de Santana Lopes

- Economista, Graduada na UFRN.

1 – INTRODUÇÃO

O contexto socioeconômico em que vivem os trabalhadores rurais no Brasil – principalmente no Nordeste – é marcado por diversas dificuldades, entre elas o alto grau de concentração da posse de terras, o baixo nível de acesso ao crédito, a carência de assistência técnica, a concentração de renda e a pobreza rural. Entre outros entraves, as atividades dos trabalhadores rurais na agricultura dependem de fatores climáticos que ocasionam implicações na geração de renda e no emprego no setor rural. Na região semiárida que é afetada pela seca, tais dificuldades são ainda maiores, e as alternativas para sobrevivência nessas regiões tornam-se praticamente inexistentes, o que gera o êxodo rural. Pesquisadores têm observado a importância das aposentadorias como uma garantia mínima de sobrevivência em áreas rurais do Nordeste. Entre os estudos que tratam dessa questão, o trabalho de Delgado e Cardoso Júnior (2001) evidencia a importância da contribuição advinda do benefício previdenciário na composição da renda e na sustentação das estratégias familiares de sobrevivência nas zonas rurais nordestinas.

A extensão do benefício de um salário mínimo aos trabalhadores rurais representou uma esperança em suas vidas e na de suas famílias, incrementou sua renda, ajudando na manutenção de seu sustento e de suas atividades e possibilitando melhores perspectivas para enfrentarem as adversidades nos períodos de estiagem em regiões de baixas oportunidades de emprego e renda.

Recentemente, alguns estudos têm procurado verificar qual a importância das aposentarias e pensões na desigualdade de renda e na pobreza rural usando a análise da decomposição do índice de Gini. Entre estes, se destacam os trabalhos de Hoffman (2003) e Ferreira e Souza (2007), os quais analisam a contribuição da previdência social na concentração dos rendimentos domiciliares na área rural do Brasil. Em ambos os trabalhos, os autores utilizaram a metodologia da decomposição do índice de Gini e as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Hoffman (2003), com dados da PNAD de 1999, constatou que as aposentadorias e pensões, em geral, são mais concentradas do que

a renda total e que esta relação se mantém também em áreas rurais. Ferreira e Souza (2007), analisando a distribuição da renda domiciliar rural no período de 1981 a 2003 – com exceção dos anos de 1993, 1996 e 1997 –, observaram que as aposentadorias e pensões contribuíram para uma maior desigualdade na distribuição do rendimento domiciliar rural no Brasil.

Diante dessa realidade, questiona-se: qual seria, efetivamente, a contribuição desses benefícios para a renda das famílias rurais no Nordeste? Qual o impacto desses benefícios na desigualdade da distribuição da renda rural? Qual a importância que os benefícios das aposentadorias e pensões têm sobre a redução da pobreza rural do Nordeste?

Visando contribuir para a análise dos impactos da previdência social rural sobre a distribuição de renda e sobre a pobreza entre as famílias no meio rural do Nordeste, este estudo tem como objetivo verificar qual a importância dos benefícios previdenciários para a desigualdade da distribuição da renda e para a redução da pobreza rural nessa região.

O trabalho divide-se em seis seções, além desta introdução. Na segunda seção, abordam-se, de forma sucinta, os aspectos históricos a respeito da evolução da previdência social rural no Brasil. Na terceira seção, apresentam-se alguns estudos realizados a respeito da importância do benefício para a redução da pobreza na região Nordeste. A quarta seção trata da metodologia do trabalho, destacando-se a seleção dos dados, a decomposição do índice de Gini e o índice de pobreza utilizado. Na quinta seção, expõem-se e analisam-se os principais resultados alcançados. A última seção é reservada para as considerações finais, com comentários sobre os principais resultados apresentados.

2 – UM BREVE HISTÓRICO DA EVOLUÇÃO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL RURAL NO BRASIL

No Brasil, a previdência social foi implantada em 1923, com a lei Eloy Chaves. Desde então, o sistema de previdência passou por gradativas e significativas mudanças. A princípio, a previdência social consistia nas Caixas de Aposentadorias e Pensões (CAPs) para os

ferroviários, portuários e marítimos; portanto, englobava um número reduzido de segurados. Sua administração era feita somente pelos empregadores e empregados, ou seja, o Estado não participava. (FAVONI, 2001; SCHWARZER, 2000; AQUINO; SOUZA, 2007).

A partir de 1930, a vinculação à previdência social passou a ser feita por categoria profissional e o Estado passou a fazer parte de sua administração e a decidir o valor das contribuições, assim como onde aplicar recursos, e a definir o formato organizacional. (OLIVEIRA; BELTRÃO; FERREIRA, 1997). Ao final da década de 1930, as CAPs foram reunidas em Institutos de Aposentadorias e Pensões (IAPs), que cobriam determinados setores de atividades, como indústrias (IAPI), bancos (IAPB), comércio (IAPC) etc. (AQUINO; SOUZA, 2007).

Apesar da evolução da abrangência da previdência social no Brasil, a categoria dos trabalhadores rurais permaneceu excluída por um período de aproximadamente 40 anos. Somente na década de 1960 surgiram as primeiras instituições voltadas para a classe desses trabalhadores. Alguns autores tentaram elucidar as razões pelas quais os trabalhadores rurais foram excluídos por todo esse período, durante o qual praticamente todos os trabalhadores urbanos foram abrangidos pelo sistema previdenciário. Brumer (2002) aponta como motivos de tal exclusão o conformismo, a fragmentação e a dispersão dos trabalhadores rurais, uma vez que esses fatores dificultavam sua organização como classe social.

A inclusão do setor rural na previdência social ocorreu em 1963, com a criação do Estatuto do Trabalhador Rural, que criou o Fundo de Assistência e Previdência do Trabalhador Rural (FAPTR), porém a aplicação deste ficou bastante limitada pela escassez de recursos financeiros. O Estatuto do Trabalhador Rural foi reformulado pelo Decreto-lei 276, em 1967, ficando limitado à assistência médica e social.

A Lei Complementar nº 11, de 1971, criou o Programa de Assistência ao Trabalhador Rural (Prorural) para a prestação de aposentadoria por velhice, por invalidez, pensão, auxílio-funeral, serviço social e de saúde para os trabalhadores rurais e seus dependentes. Esse programa ficou sob a

responsabilidade do FAPTR, o qual passou a se chamar Funrural em 1969 (BELTRÃO; OLIVEIRA; PINHEIRO, 2000; FERREIRA; SOUZA, 2007).

No Prorural, as aposentadorias eram concedidas aos trabalhadores rurais maiores de 70 anos de idade, o valor era de meio salário mínimo e a pensão equivalia a 70% da aposentadoria. As mulheres só seriam beneficiadas diretamente se fossem chefes de família ou assalariadas rurais. (BRUMER, 2002).

O Ministério da Previdência e Assistência Social (MPAS), criado em 1974, tinha como objetivo centralizar as políticas previdenciárias. (BRUMER, 2002). Em 1997, com a criação do Sistema Nacional de Previdência Social (Sinpas), o Instituto Nacional de Previdência Social (INPS) passou a administrar o programa de benefícios, o Instituto Nacional de Assistência Médica da Previdência Social (Inamps) e o Fundo de Assistência ao Trabalhador Rural (Funrural) foram extintos.

A Constituição de 1988 introduziu o princípio do acesso universal de idosos e inválidos de ambos os sexos à previdência social, em regime especial, além de incluir o setor rural informal. Segundo Delgado e Cardoso Júnior (2001), a ampliação da cobertura do seguro social ocorreu num momento em que o setor rural se descapitalizava e empobrecia, apresentando queda na renda agrícola e no nível de emprego, ao mesmo tempo que o país entrava no processo de liberalização comercial e desmontagem da intervenção estatal.

Os trabalhadores rurais podem participar da previdência de duas maneiras: através da contribuição para o Instituto Nacional de Seguro Social (INSS) ou como segurados especiais, desvinculando-se a aposentadoria da contribuição compulsória. Para isso, eles têm que provar o exercício da atividade rural. Nesse caso, o benefício é concedido independentemente de os trabalhadores terem contribuído para o INSS durante sua vida laboral. (KRETER; BACHA, 2006).

Brumer (2002) observa que o modelo de previdência social adotado para o setor rural não poderia ser igual ao urbano, uma vez que os trabalhadores rurais não contam com rendimentos

regulares e, portanto, não possuem a mesma capacidade contributiva que os trabalhadores urbanos: a maioria produz para o autoconsumo, sem obter nenhuma renda monetária. O autor destaca que o aumento do número de beneficiários da previdência social é capaz de reduzir a pobreza rural, mas, especialmente porque os benefícios são muito baixos, tem provavelmente um impacto pequeno na distribuição de renda brasileira.

3 – A IMPORTÂNCIA DA PREVIDÊNCIA RURAL PARA A REDUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA E POBREZA NO NORDESTE

Os estudos realizados sobre os resultados da ampliação das concessões dos benefícios sobre a renda das famílias dos beneficiários rurais têm demonstrado uma importância significativa dos benefícios na composição da renda familiar.

Com base nos dados da PNAD para os anos de 1992 a 1997, David (1999) constatou que aproximadamente 13% dos domicílios rurais no Brasil têm pelo menos 50% de sua renda oriunda de aposentadorias e pensões oficiais. Isso ocorre principalmente nas famílias com renda inferior ou igual a 2 (dois) salários mínimos. Resultados semelhantes foram encontrados por Delgado e Cardoso Júnior (2001). Esses autores observaram uma elevação significativa da renda domiciliar dos beneficiários pobres da zona rural ou de áreas microurbanas (cidades com até 50 mil habitantes).

Além disso, Delgado e Cardoso Júnior (2001) observaram que quanto menor a faixa de rendimentos considerada, maior a importância do benefício previdenciário na composição da renda domiciliar, o que demonstraria a centralidade do segurado na sustentação da renda domiciliar rural. Em sua pesquisa nas regiões Nordeste e Sul, os autores constataram que o benefício previdenciário representa cerca de 90% da renda das famílias com até 2 (dois) salários mínimos e cerca de 30% para os domicílios em que a renda fica entre 5 (cinco) e 10 (dez) salários mínimos, nas duas regiões, comprovando, mais uma vez, a importância

do benefício na sustentação das famílias rurais, principalmente nas de mais baixa renda.

Infere-se, a partir dos resultados apresentados, que o peso da participação do benefício previdenciário na composição da renda das famílias muda conforme o nível de renda em que elas se inserem, variando, portanto, também de região para região, uma vez que as regiões apresentam graus de dinamismo econômico, níveis de renda e proporções de participação do setor rural diferentes.

A previdência rural é denominada por Maia Gomes (2001) “economia sem produção”, pois, é concedida sem haver contraprestação de serviços, é uma renda que chega a ser maior que aquela gerada pela agropecuária tradicional, criando, segundo o autor, uma “economia resistente às secas”. Além disso, sua expansão seria o acontecimento de maior impacto nos últimos 20 anos no sertão nordestino.

A relação entre a renda dos inativos rurais e a renda domiciliar rural em estados do Nordeste chegava a atingir, em 1993, 63,2% na Paraíba, 55,8% em Pernambuco e 39,6% no Rio Grande do Norte, enquanto em São Paulo era 8,5%. (DELGADO, 1997).

No que se refere aos impactos sociais da previdência sobre o nível de distribuição de renda e redução dos índices de pobreza, os resultados apresentam-se em vários estudos sobre essa questão. Mariano e Lima (1998) observaram que os benefícios previdenciários representam uma forma de assegurar um nível de renda mínimo no meio rural do Nordeste, principalmente nos municípios com maior incidência do fenômeno das secas. Em outro trabalho, analisando a desigualdade de renda nos assentamentos rurais do Nordeste, Mariano e Lima (2000) constataram que as aposentadorias contribuíam para aumentar a desigualdade de renda entre as famílias, embora os valores das contribuições fossem muito pequenos.

Hoffmann (2003), ao desenvolver sua pesquisa sobre a contribuição das aposentadorias para a desigualdade no Brasil, observa que a participação de aposentadorias e pensões nos rendimentos de todos os trabalhos dos mais ricos é relativamente menor do que nos dos mais pobres.

Os autores Kreter e Bacha (2006), utilizando dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1992, 1996 e 1999, observaram que a previdência social elevou a renda *per capita* no campo por meio do pagamento dos benefícios e gerou menor desigualdade na distribuição de renda entre as famílias dos beneficiados, ou seja, a previdência contribuiu para o aumento dos níveis de renda no campo sem aumentar a desigualdade de distribuição dessa renda.

4 – METODOLOGIA

A análise da importância das aposentadorias e pensões para a desigualdade de renda e pobreza rural do Nordeste tem como base os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006. Observando-se a metodologia da PNAD, considerou-se o rendimento mensal familiar I, que é obtido pela soma dos rendimentos de todas as pessoas residentes nas unidades domiciliares, excluindo-se o rendimento dos pensionistas, empregados domésticos, parentes dos empregados domésticos e pessoas de menos de 10 anos de idade. A renda mensal familiar foi subdividida em seis componentes: trabalho principal, outros trabalhos, aposentadorias e pensões, aluguéis, juros e rendimentos, e doações.

Quanto à situação dos domicílios, foram investigadas apenas as famílias residentes nos domicílios localizados na área rural do Nordeste. Na expansão da amostra, foram utilizados estimadores de razão cuja variável independente foi a projeção da população residente segundo o tipo de área.

4.1 – Decomposição da Desigualdade, por Fontes de Renda

Os primeiros trabalhos que utilizaram a metodologia da decomposição do coeficiente de Gini por fontes de renda foram Pyatt (1976); Fei; Ranis e Kuo (1978); Pyatt; Chen e Fei (1980) e Lerman e Yitzaji (1985). Essa metodologia permite utilizar-se uma estrutura sistemática para estudos empíricos aplicados à importância de cada parcela da renda na desigualdade total.

A técnica da decomposição do coeficiente de Gini por fontes de renda utilizada neste estudo tem como base os trabalhos de Fei; Ranis e Kuo (1978); Pyatt; Chen e Fei (1980) e Shorrocks (1983).

Admite-se que a renda total familiar Y pode ser decomposta por k fontes, isto é:

$$Y = \sum_{i=1}^K Y_k = Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots + Y_k \quad (1)$$

O coeficiente de Gini, para a distribuição da renda total familiar, é definido por

$$G(Y) = \frac{(2cov [Y, F(Y)])}{\mu} \quad (2)$$

em que $cov [Y, F(Y)]$ representa a covariância entre a renda familiar e o seu *rank* médio e μ representa a renda média das famílias. Para família com menor renda, o valor do *rank* será igual a 1 e, para família com maior renda, o valor do *rank* será igual a n . Se duas ou mais famílias têm renda igual, então, para cada uma, será dada a média dos *ranks*. O coeficiente de Gini da fonte k da renda familiar é dado por:

$$G(Y_k) = \frac{(2cov [Y_k, F(Y_k)])}{\mu_k} \quad (3)$$

em que μ_k e $F(Y_k)$ representam, respectivamente, a média e o *rank* médio da fonte k da renda familiar.

A razão concentração é definida como

$$C_h = \frac{2}{n\mu_k} cov[Y_k, F(Y)] \quad (4)$$

De (3) e (4) obtém-se a razão correlação de ordem, que é definida pela seguinte relação:

$$R_k = \frac{C_k}{G(Y_k)} = \frac{cov[Y_k, F(Y)]}{cov[Y_k, F(Y_k)]} \quad (5)$$

em que $cov [Y_k, F(Y)]$ é a covariância entre a renda da fonte k e o *rank* da renda total familiar. O valor da razão correlação é definido no intervalo $(-1, 1]$.

A participação da fonte k da renda, na renda total familiar, é dada pela expressão:

$$S_k = \frac{\mu_k}{\mu} \quad (6)$$

em que μ_k é a renda média da fonte de renda k , e μ é a média da renda total familiar.

Pode-se obter o coeficiente de Gini, $G(Y)$, do total da renda familiar a partir da seguinte expressão:

$$G(Y) = \sum_{k=1}^m \left(\frac{\text{cov}[Y_k, F(Y)]}{\text{cov}[Y_k, F(Y_k)]} \right) \left(\frac{2}{\mu_k} \text{cov}[Y_k, F(Y_k)] \right) \left(\frac{\mu_k}{\mu} \right) \quad (7a)$$

De forma resumida, o coeficiente de Gini é representado por

$$G(Y) = \sum_{k=1}^m S_k R_k G(Y_k) \quad (7b)$$

Uma decomposição secundária divide o Gini da fonte k , $G(Y_k)$ em duas parcelas:

$$G(Y_k) = (1-p_k) + p_k G_{(Y_k)}^* \quad (8)$$

em que p_k é a proporção das famílias com a fonte k ; $(1-p_k)$ é a proporção das famílias que não possuem essa fonte de renda; e $G_{(Y_k)}^*$ é o coeficiente de Gini entre as famílias que possuem essa fonte de renda.

A participação relativa de cada fonte na desigualdade da distribuição da renda total familiar pode ser definida por:

$$I_k = \frac{S_k G_k R_k}{G(Y)} \quad (9)$$

Quanto maior for essa parcela, maior será a contribuição da fonte k na desigualdade total.

Da decomposição do coeficiente de Gini pode-se ainda obter o coeficiente de concentração relativa da fonte k na desigualdade total da renda familiar:

$$g_k = R_k \frac{G(Y_k)}{G(Y)} \quad (10)$$

Se $g_k > 1$, a fonte de renda contribui para aumentar a desigualdade. No entanto, se $g_k < 1$, a fonte de renda contribui para reduzir a desigualdade.

4.2 – Índice de Proporção de Pobres

Uma medida simples de pobreza é a proporção de pobres. Esse índice pode ser obtido a partir do índice de pobreza, de Foster, Greer e Thorbeck (FGT), que é estabelecido da seguinte forma:

$$P = \frac{1}{N z^*} \sum_{i=1}^q (z^* - y_i)^\varepsilon \quad (11)$$

em que z^* é a linha de pobreza, y_i é a renda familiar, N é o número de famílias, q representa o número de famílias pobres, e ε é uma medida de aversão à pobreza. Admitindo que a sociedade seja neutra em relação à pobreza ($\varepsilon = 0$), obtém-se o índice de proporções de pobres:

$$P_0 = q / N \quad (12)$$

São consideradas pobres as famílias cujo rendimento não supera a linha de pobreza. Para se medir a pobreza, é necessário estabelecer uma linha de pobreza. Neste estudo, o valor adotado para a linha de pobreza foi de R\$ 80,72. Essa linha de pobreza foi construída para o setor rural da região Nordeste por Sônia Rocha a partir das Pesquisas de Orçamento Familiar (POF) e PNAD de 2006, sendo disponibilizada pelo Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade (IETS).

5 – ANÁLISES DOS DADOS

A Tabela 1 mostra a distribuição das famílias por classe de renda *per capita* no meio rural do Nordeste. Percebe-se que a concentração de famílias situa-se nos estratos mais baixos de renda. Esse é o caso de mais de 600 mil famílias que sobrevivem com uma renda *per capita* que não ultrapassa a R\$ 50,00. Nesse estrato, a renda *per capita* média das famílias é de R\$ 32,38, a participação na renda média total é apenas de 5,6% e, na renda total, de apenas 2,6%. As famílias com renda *per capita* de até R\$ 150,00 (55,8% do total de famílias) detêm 21,9% da renda de todas as famílias. Nas classes de rendas mais altas, as famílias com renda *per capita* acima de R\$ 500,00 representam 4,8% de todas as famílias, entretanto apropriam-se de 22,7% do total da renda de todas as famílias. O topo da distribuição (9.830 famílias), com classe de renda *per capita* acima de R\$ 2.000,00, representa apenas 0,3% de todas as famílias rurais no Nordeste, entretanto auferem 5% da renda.

A Tabela 2 e o Gráfico 1 mostram a distribuição das aposentadorias, pensões e outras contribuições por classe de renda *per capita* familiar, nas regiões rurais do Nordeste. Observa-se que a participação das aposentadorias e pensões da previdência oficial se concentra nos estratos mais altos da renda *per capita*. A maior parcela das aposentadorias e pensões oficiais e de

Tabela 1 – Distribuição do Número de Famílias por Classe de Renda *Per Capita* Familiar. Nordeste Rural, 2006

Classe de renda <i>per capita</i>	Número de famílias	%	Renda <i>per capita</i> média	%	Participação na renda total
0 – 50	600.017	16,5	32,38	5,6	2,6
50 – 100	829.542	22,7	76,32	13,2	8,8
100 – 150	605.142	16,6	124,50	21,6	10,5
150 – 200	397.840	10,9	177,19	30,7	9,9
200 – 250	278.951	7,6	229,35	39,7	9,3
250 – 300	183.811	5,0	277,20	48,0	7,1
300 – 500	537.132	14,7	374,29	64,9	29,1
500 a 1000	142.278	3,9	665,60	115,4	13,6
1000 a 2000	20.608	0,6	1.340,57	232,4	4,1
Mais de 2000	9.830	0,3	3.382,89	586,4	5,0
Total	3.646.547	100	576,94		100

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

Tabela 2 – Distribuição das Aposentadorias, Pensões e Outras Contribuições por Classe de Renda *Per Capita* Familiar. Nordeste Rural, 2006

Classe de renda <i>per capita</i>	Aposentadorias da previdência oficial	Pensões da previdência oficial	Outras aposentadorias	Outras pensões
0 – 50	0,0	0,1	0,8	9,4
50 – 100	1,5	2,6	5,8	20,4
100 – 150	4,8	6,8	13,3	23,2
150 – 200	8,8	8,1	0,0	7,8
200 – 250	10,4	10,1	27,6	8,1
250 – 300	7,6	8,5	0,0	8,8
300 – 500	47,5	30,5	12,9	18,0
500 a 1000	12,1	26,5	39,5	4,2
1000 a 2000	3,7	2,8	0,0	0,0
Mais de 2000	3,6	4,0	0,0	0,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

outras aposentadorias está localizada no grupo de famílias com renda *per capita* acima de R\$ 300,00. Por outro lado, as outras pensões não-oficiais estão mais concentradas nas classes de renda *per capita* mais baixa.

A Tabela 3 mostra, por estrato de renda *per capita*, a participação de cada componente da renda familiar no total dos rendimentos familiar na região rural do Nordeste. Nota-se que a participação das aposentadorias e pensões é mais importante nos estratos de renda mais baixos, como pode ser

observado, principalmente, para as famílias com renda *per capita* de até R\$ 50,00. Nesse estrato, 56,3% das rendas das famílias são provenientes das aposentadorias e pensões. Essa participação tende a diminuir com o aumento da renda *per capita* familiar. De modo geral, as aposentadorias representam mais de 30% dos rendimentos *per capita* familiar do Nordeste rural. O rendimento do trabalho principal, a partir do segundo estrato, passa a ser o componente predominante na renda das famílias: nos estratos de renda mais altos chega a representar mais de 77% da

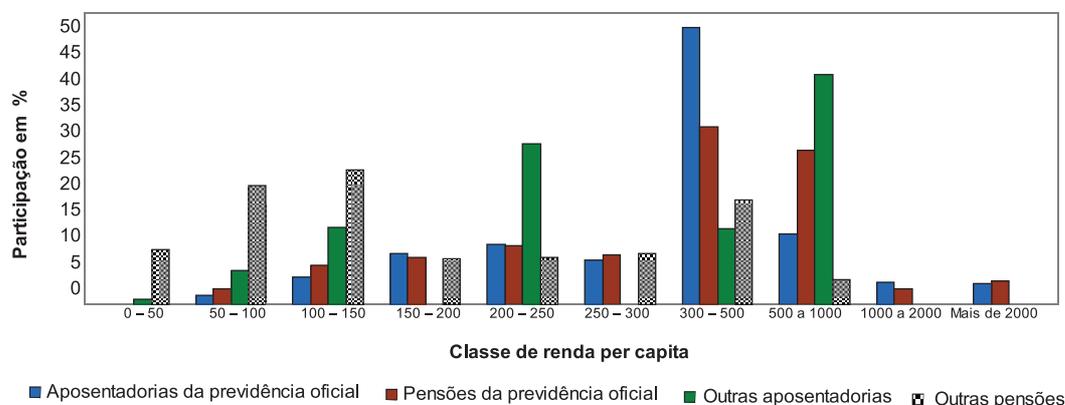


Gráfico 1 – Distribuição das Aposentadorias e Pensões Oficiais e de Outras Fontes por Classe de Renda Per Capita das Famílias no Meio Rural do Nordeste

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

Tabela 3 – Participação de Cada Componente do Rendimento Familiar no Total da Renda das Famílias. Nordeste Rural, 2006

Estratos de renda per capita familiar	Trabalho principal	Outros trabalhos	Aposentadorias e pensões	Aluguéis	Juros e rendimentos	Doações	Total
0 – 50	26,5	1,2	56,3	0,0	14,9	1,0	100
50 – 100	55,4	3,2	27,5	0,1	12,6	1,2	100
100 – 150	63,4	3,6	21,2	0,1	10,9	0,8	100
150 – 200	65,5	4,4	19,5	0,1	9,7	0,7	100
200 – 250	69,9	4,7	16,7	0,3	7,9	0,5	100
250 – 300	72,7	6,7	12,7	0,6	6,4	0,9	100
300 – 500	74,5	5,7	11,6	0,5	7,3	0,4	100
500 a 1000	77,1	6,4	11,3	2,7	2,3	0,2	100
1000 a 2000	71,3	14,2	9,7	3,7	1,1	0,0	100
Mais de 2000	66,0	21,6	9,2	1,5	1,8	0,0	100
Total	54,6	4,2	30,9	0,4	9,2	0,7	100

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

renda familiar. No geral, 54,6% da renda das famílias são derivados do trabalho principal. Nos estratos de renda mais altos, observa-se a maior participação de outros trabalhos na composição da renda familiar rural. A renda de aluguéis mostra-se mais importante nas classes de renda per capita mais elevada. A posse de imóveis representa uma significativa parcela da renda para essas famílias. Dessa análise, ressalta-se também a participação de juros e outros rendimentos na composição da renda das famílias com menor faixa de renda. Destaca-se ainda a importância de doações para as famílias nos estratos de renda mais baixos.

Isso é natural principalmente entre aquelas famílias mais carentes que recebem ajuda dos parentes que se deslocam para os centros urbanos em busca de emprego e melhores oportunidades de sobrevivência.

A Tabela 4 mostra os resultados da decomposição do índice de Gini por fontes da renda familiar. A renda do trabalho principal destaca-se com a maior participação entre as fontes de renda das famílias. Em 2006, 83% das famílias no Nordeste rural tinham o trabalho como principal parcela da renda familiar, chegando a representar 54,6% do total da renda de

Tabela 4 – Decomposição do Índice de Gini por Componentes da Renda Familiar no Nordeste Rural

Fontes de renda	Participação de famílias com a fonte de renda P_k	Participação da fonte no total da renda S_k em %	Gini da fonte de renda para famílias que recebem a renda k $G^*(Y_k)$	Gini da fonte de renda k $G(Y_k)$	Razão correlação R_k
Trabalho principal	0,83	54,6	0,473	0,56	0,71
Outros trabalhos	0,11	4,2	0,554	0,95	0,57
Aposentadorias e pensões	0,33	30,9	0,270	0,76	0,69
Aluguéis	0,01	0,4	0,584	0,99	0,84
Juros e rendimentos	0,52	9,2	0,435	0,70	0,17
Doações	0,04	0,7	0,431	0,98	-0,15

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

todas as famílias no meio rural do Nordeste. Os juros e rendimentos, com 52%, e as aposentadorias e pensões, com 33%, são as outras fontes das quais um número significativo de famílias é dependente. As rendas das aposentadorias e pensões representaram 31% da renda de todas as famílias.

O menor índice de Gini entre as famílias que usufruem as fontes de renda foi o de aposentadorias e pensões: $G_{(APOSENTADORIAS E PENSÕES)} = 0,27$. O baixo valor do índice de Gini para essa fonte de renda certamente reflete o valor do salário mínimo, que, geralmente, é pago para a maioria dos aposentados da região rural do Nordeste. Por outro lado, os rendimentos de outros trabalhos e de aluguéis apresentaram os maiores índices de desigualdade entre as famílias que usufruem desses rendimentos: $G^*_{(OUTROS TRABAL)} = 0,55$ e $G^*_{(ALUGUÉIS)} = 0,58$.

Considerando-se tanto as famílias que usufruem daquelas fontes de renda como também aquelas que não recebem dessas fontes, os maiores índices de Gini foram de aluguéis:

$$G_{(ALUGUÉIS)} = 0,99;$$

$$\text{as doações: } G_{(DOAÇÕES)} = 0,98;$$

$$\text{outros trabalhos: } G_{(OUTROS TRABAL)} = 0,95;$$

$$\text{aposentadorias e pensões } G_{(APOSEN E PENSÕES)} = 0,76.$$

O menor índice de Gini foi o do rendimento do trabalho principal: $G_{(TRABALHO PRINCIPAL)} = 0,56$.

Observa-se, ainda, que as rendas do trabalho principal, das aposentadorias e de aluguéis apresentaram as mais altas correlações com a renda total. Com exceção da renda de doações, os valores positivos para os demais componentes de renda significam que eles tendem a crescer com a renda total familiar.

A Tabela 5 mostra a contribuição de cada fonte da renda para a desigualdade da distribuição da renda total na região rural do Nordeste. Observa-se que são da renda do trabalho principal as maiores contribuições absolutas e relativas para a desigualdade, ou seja, de forma relativa 52,4% do índice de Gini total devem-se à desigualdade da distribuição de renda do trabalho principal.

Apesar do baixo índice de Gini das famílias que recebem aposentadorias e pensões – $G_{(APOSENTADORIAS E PENSÕES)} = 0,27$ –, essa foi a segunda fonte da renda que mais contribuiu para a desigualdade da renda total, destacando-se com 39,0% sobre o Gini total.

O efeito das doações sobre a desigualdade de renda foi negativo. Esse resultado reflete a relação entre as doações e a renda total. Conforme foi visto, anteriormente, a razão correlação dessa fonte de renda

Tabela 5 – Contribuição das Fontes de Renda para a o Índice de Gini Total

Fontes de renda	Contribuição absoluta ao coeficiente de Gini $S_k G_k R_k$	Contribuição relativa à desigualdade da renda $(S_k G_k R_k) / G(Y)$ Em %	Coeficiente de concentração relativa g_k
Trabalho principal	0,218	52,4	0,96
Outros trabalhos	0,023	5,4	1,31
Aposentadorias e pensões	0,163	39,0	1,26
Aluguéis	0,003	0,8	2,02
Juros e rendimentos	0,011	2,6	0,28
Doações	-0,001	-0,2	-0,34
Gini Total	0,41		

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

apresentou um baixo valor negativo. Isto é, à medida que cresce a renda, a importância das doações entre as famílias diminui. Além disso, esse componente tem baixa participação na renda das famílias, tornando-se, portanto, desprezível seu impacto sobre a desigualdade total da renda.

Com a decomposição do índice de Gini, é possível determinar se uma específica fonte de renda contribui para reduzir ou para aumentar a desigualdade. Se o valor do coeficiente g_k for menor do que 1, a fonte da renda ajuda a diminuir a desigualdade; e, se for maior do que 1, então a fonte de renda contribui para aumentar a desigualdade.

O rendimento de aposentadorias está entre os componentes da renda que contribuem para aumentar a desigualdade. Apenas as rendas do trabalho principal e de juros e rendimentos contribuíram para reduzir a desigualdade entre as famílias do meio rural no Nordeste. Resultados semelhantes foram encontrados por Mariano e Neder (2006), os quais constataram que as aposentadorias e pensões ajudaram a aumentar a desigualdade de renda rural no Nordeste.

A Tabela 6 mostra indicadores de pobreza das famílias residentes no meio rural do Nordeste. Para se destacar a importância das aposentadorias na melhoria das rendas das famílias rurais, calculou-se o índice de proporções de pobres com a participação

de aposentados no meio rural e sem a renda dos aposentados.

Considerando-se, no cálculo da proporção de famílias pobres, a renda dos aposentados e pensionistas no rendimento, observou-se que a proporção de famílias pobres foi de 30,1%, o que representa 1.099.579 famílias abaixo da linha da pobreza (R\$ 80,72). Quando se retiram os rendimentos dos aposentados e pensionistas da renda familiar, a proporção de famílias pobres cresce para 50,0%, e o número de famílias pobres chega a 1.823.274, o que representa um acréscimo de 65,8% no número de famílias pobres.

Tabela 6 – Efeitos da Retirada da Renda dos Aposentados nos Indicadores da Pobreza das Famílias nas Áreas Rurais do Nordeste

	Número de famílias pobres	Proporção de famílias pobres
Com Aposentados	1.099.579	0,301 (30,1%)
Sem aposentados	1.823.274	0,50 (50,0%)
Acréscimos na pobreza	723.695 (65,80%)	
Total de famílias	3.646.547	-

Fonte: Elaboração dos Autores Baseada nos Microdados de 2006 da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

z* - Linha de pobreza: R\$ 87,50, equivalentes a 1/4 do salário mínimo vigente em setembro de 2006.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo geral verificar a importância dos benefícios previdenciários (aposentadorias e pensões) na desigualdade da distribuição da renda e na pobreza das famílias no meio rural do Nordeste.

Em relação à contribuição das aposentadorias e pensões na desigualdade da distribuição da renda, verificou-se que esses benefícios apresentaram um efeito positivo sobre a desigualdade da distribuição da renda. O estudo revelou que, apesar do baixo índice de Gini das famílias beneficiadas, as aposentadorias e pensões foram as fontes de renda que mais contribuíram para aumentar a desigualdade. Esse resultado não pode ser interpretado como um fator negativo de forma isolada. A contribuição desses benefícios para a desigualdade total é, em parte, explicada pelas famílias que estão recebendo esses benefícios, cujo índice de Gini é um dos menores entre os de todas as fontes de renda. A outra parcela corresponde àquelas famílias que ainda não recebem da previdência social. A maior focalização desses benefícios, além de aumentar o número de pessoas beneficiárias nas áreas rurais do Nordeste, irá contribuir para a redução da desigualdade e da pobreza rural do Nordeste.

Quanto à importância dos benefícios previdenciários na composição da renda familiar, foram encontrados resultados semelhantes aos dos trabalhos citados neste estudo. Isto é, esses benefícios têm uma grande participação na composição da renda das famílias nos estratos de renda mais baixos: em alguns casos, são as únicas fontes de renda das famílias, principalmente daquelas mais pobres.

Ao analisar a pobreza no Nordeste e, principalmente, na região do semiárido, constatou-se que o benefício é de grande importância para a sobrevivência das famílias, que enfrentam grandes adversidades socioeconômicas. Embora seja apenas um exercício de simulação, o estudo mostrou quanto as contribuições da previdência são significativas para as famílias pobres no meio rural do Nordeste. Sem esses benefícios, o número de famílias pobres aumentaria em mais de 50%, certamente ocasionando um aumento

dos problemas sociais no campo e, nas regiões metropolitanas, em consequência do êxodo rural. Esse resultado ressalta a importância das aposentadorias e pensões para a sobrevivência de famílias rurais, principalmente daquelas que vivem em localidades com poucas atividades econômicas e poucas oportunidades de empregos.

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the contribution of income from retirement funds and pensions in the income inequality and poverty in the rural Northeast. The decomposition of the Gini Index was used for components of income in order to analyze the isolated effect of retirement funds and pensions on the inequality of family income. The poverty index's proportion of the poor was used to observe the importance of income from retirement and pensions to reduce poverty in the rural regions of the Northeast. The results show that the participation of retirement funds and pensions in the per capita income of families is more important in the strata of lower income than higher income families, and that the importance of retirement and pensions has a tendency to decrease with the rise in per capita income. The economic benefits represent 31% of the total income of families. Despite the low Gini index of families that receive retirement and pensions, this was the second component of income that most contributed to the total inequality of income. It may be noted, furthermore, that the proportion of families below the poverty line would increase to 50% if there were no retired families in the rural Northeast.

KEY WORDS:

Retirement; Pensions; Inequality; Rural Poverty JEL Classification: I30; I31; I32

REFERÊNCIAS

AQUINO, J. R.; SOUZA, R. C. de. Impactos socioeconômicos da previdência rural no Brasil: um estudo de caso no município de Encanto/RN. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIEDADE RURAL,

45., Londrina. **Anais...** Londrina, 2007.

BELTRÃO, K. I.; OLIVEIRA, F. E. B. de; PINHEIRO, S. S. **A população rural e a previdência social no Brasil: uma análise com ênfase nas mudanças constitucionais.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, n. 759).

BRUMER, A. Previdência social rural e gênero. **Dossiê Sociologia**, Porto Alegre, ano 4, n. 7, p. 50-81, jan./jun. 2002.

DAVID, M. D. Previdência rural no Brasil: uma análise de seu impacto e eficácia como instrumento de combate à pobreza rural. In: SEMINÁRIO EXPERIÊNCIAS EXITOSAS DE COMBATE À POBREZA RURAL NA AMÉRICA LATINA. 1999, [S.l.] seminário. **Anais...** [S.l.], 1999. 75 p.

DELGADO, G.; CARDOSO JUNIOR, J. C. **A universalização dos direitos sociais no Brasil: a previdência rural nos anos 90: transformações da agricultura e políticas públicas.** Brasília, DF: IPEA, 2001. p. 418-44.

DELGADO, G. **Previdência rural:** relatório de avaliação socioeconômica. Brasília, DF: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, n. 477).

FAVONI, C. A previdência social brasileira como política pública de renda nos municípios. **Revista Conjuntura Social**, Londrina, v. 12, p. 69-122, jan./mar. 2001.

FEI, J. C. H.; RANIS, G.; KUO, S. W. Y. Growth and the family distribution of income by factor components. **Quarterly Journal of Economics**, v. 92, p. 17-53, 1978.

FERREIRA, C. R.; SOUZA, S. C. I. As aposentadorias e pensões e a concentração dos rendimentos domiciliares per capita no Brasil e na sua área rural: 1981 a 2003. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 4, p. 985-1.011, dez. 2007.

HOFFMANN, R. Inequality in Brazil: the contribution of pensions. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 4, p. 755-773, out./dez. 2003.

IBGE. **Pesquisa por Amostra de Domicílios.** Rio de Janeiro, 2006. CD Microdados.

INSTITUTO DE ESTUDOS DO TRABALHO E SOCIEDADE. Disponível em: <www.iets.org.br/article.php3?id_article=915&var_recherche=linhas+de+pobreza>. Acesso em: 23 set. 2008.

KRETER, A. C.; BACHA, C. J. C. A avaliação da equidade da previdência no meio rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 3, p. 467-502, jul./set. 2006.

LERMAN, R. J.; YTZAHKI, S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. **Review of Economics and Statistics**, v. 67, p. 151-6, 1985.

MAIA GOMES, G. **Aposentados e funcionários públicos:** a economia sem produção: velhas secas em novos sertões: continuidade e mudanças na economia do semi-árido e dos serrados nordestinos. Brasília, DF: IPEA, 2001. p. 145-175.

MARIANO, J. L.; LIMA, R. C. Desigualdade da renda rural no Nordeste: uma análise da desagregação do coeficiente de Gini e da sensibilidade do índice de Sen. **Análise Econômica**, n. 26, p. 103-118, mar. 1998.

_____. Sources of inequality of the rural income between families in projects of agrarian reform in the Northeast region: an analysis of the desegregation of the coefficient of Gini. **WORLD CONGRESS OF RURAL SOCIOLOGY**, 10., **BRAZILIAN CONGRESS OF RURAL ECONOMY AND SOCIOLOGY**, 38., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, 2000. CD ROM.

MARIANO, J. L.; NEDER, H. Desigualdade de renda e pobreza entre famílias no meio rural do Nordeste. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 1, n. 2, p. 87-107, 2006.

OLIVEIRA, F. E. B. de; BELTRÃO, K. I.; FERREIRA, M. G. **Reforma da previdência.** Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, n. 508).

PYATT, G.; CHEN, C.; FEI, J. The distribution of income by factor components. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 95, 3, p. 45-473, 1980.

PYATT, G. On the interpretation and desegregations of Gini coefficients. **Economic Journal**, v. 84, p. 243-55, Jun. 1976.

SHORROCKS, A. F. The impact of income components on the distribution of family incomes. **Quarterly Journal of Economics**, p. 311-326, 1983.

SCHWARZER, H. **Impactos socioeconômicos do sistema de aposentadorias rurais no Brasil: evidências empíricas de um estudo de caso no estado do Pará**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, n. 729).

Recebido para publicação em: 24.09.2008



Avaliação de Impacto do FNE no Emprego, na Massa Salarial e no Salário Médio em Empreendimentos Financiados

RESUMO

Investiga impactos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) no crescimento do emprego, da massa salarial e do salário médio das empresas formais beneficiadas no Nordeste. Utiliza a base de dados da RAIS, onde foi possível identificar grupos de empresas que receberam (grupo de tratamento) ou não (grupo de controle) financiamento do FNE, e a metodologia de matching com *propensity score* que compara os desempenhos ponderados médios destes dois grupos, controlando-os por suas características observáveis. Os resultados mostram impactos significantes no emprego e na massa salarial para todos os períodos de acompanhamento das empresas. Estima, por exemplo, um impacto da ordem de 33 e 40 pontos percentuais no emprego e na massa salarial, respectivamente, a favor das empresas financiadas, em três anos de acompanhamento. O crescimento proporcional destas variáveis, no entanto, refletiu a falta de impacto do crescimento no salário médio. Conclui serem necessárias políticas estruturais de melhoria do nível técnico-educacional dos trabalhadores, que sustentem e multipliquem os efeitos positivos, quanto a emprego, do acesso aos financiamentos produtivos na região Nordeste.

PALAVRAS-CHAVE:

Emprego. Massa Salarial. Salário Médio. FNE. Avaliação.

Ricardo Brito Soares

- Ph.D. em Economia pela *University of New Hampshire* e Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

Jânia Maria Pinho Sousa

- Mestre em Avaliação de Políticas Públicas pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e Gerente da Célula de Avaliação de Políticas e Programas do Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (Etene), do Banco do Nordeste do Brasil (BNB).

Antônio Pereira Neto

- Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e Técnico da Célula de Avaliação de Políticas e Programas do Etene (BNB).

1 – INTRODUÇÃO

O Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) é um dos principais mecanismos de financiamento do desenvolvimento das empresas do Nordeste. Existente desde 1989, o FNE, em seus diversos programas de financiamento, caracteriza-se por oferecer crédito subsidiado, visando à melhoria da capacidade produtiva regional e à geração de melhores condições (absolutas e relativas) de emprego e renda para a economia do Nordeste.

A importância do FNE como fonte de recursos voltados ao investimento produtivo nas duas últimas décadas tem sido notável pelo volume de crédito que anualmente vem sendo injetado na economia regional e pela abrangência de seus financiamentos. Em julho de 2008, por exemplo, o FNE atingiu um volume total de R\$ 38,9 bilhões de reais desde o início de sua vigência, tendo atendido 2,1 milhões de clientes por todo o Nordeste – Banco do Nordeste do Brasil (BNB – Ambiente de Controle de Operações de Crédito). Entre 2000 e 2007, dentre os Fundos Constitucionais de Financiamento¹, o FNE se destaca pela expressiva participação na quantidade de operações contratadas (78,8%) e pelo volume de crédito aplicado (57,9% do volume total dos fundos), denotando também sua importância relativa no fomento de crédito à região Nordeste.

À medida que o Fundo ganha escalas cada vez maiores², geram-se também, expectativas crescentes por parte do governo e da sociedade quanto aos efeitos de seus financiamentos na geração de emprego e renda no Nordeste. A contrapartida social do crédito subsidiado deve começar pela melhora de oportunidades produtivas em regiões menos desenvolvidas e culminar com a diminuição das desigualdades econômicas regionais. Dessa maneira, analisar a eficácia econômica destes créditos torna-se necessário não apenas para o monitoramento interno do agente responsável pela administração dos recursos do FNE (o Banco do Nordeste do Brasil

S/A), mas, sobretudo, para justificar o uso e alocação destes recursos.

As avaliações de impacto do crédito subsidiado podem ser realizadas utilizando-se o mesmo arranjo teórico contrafactual de outros programas ou políticas governamentais. Espera-se que as empresas beneficiadas pelo crédito subsidiado tenham um desempenho melhor do que aquelas sem o benefício. Isto porque as condições de financiamento (custos e prazos) são mais favoráveis e os projetos individuais são chancelados por agentes de crédito de um banco público voltado para o desenvolvimento regional. Ademais, a própria demanda por financiamento pode sugerir uma capacidade empreendedora diferenciada das empresas demandantes. Dessa maneira, o impacto que um financiamento subsidiado pode gerar, deve ser computado a partir do diferencial de retornos entre empresas financiadas e não-financiadas, controlando-se estas por suas características heterogêneas. Em outras palavras, o impacto do financiamento deve ser medido exatamente pela falta que ele faz a quem não o recebe.

Apesar da reconhecida importância do FNE como instrumento de política regional, apenas um artigo tem sido referência na avaliação do impacto deste no nível microeconômico, utilizando uma análise contrafactual. O artigo de Silva; Resende e Siveira Neto (2007) é destaque na literatura nacional por superar as tradicionais dificuldades de se obterem informações conjuntas de empresas beneficiadas e não-beneficiadas pelo crédito em um único banco de dados – Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), e por aplicar um método de estimação de impacto que permite a comparação factível de desempenho médio entre estes dois grupos de empresas - *Matching* com *Propensity Scores* (MPS). Apesar deste mérito metodológico, o artigo de Silva; Resende e Siveira Neto (2007) limitou-se a uma análise pontual de impacto na variação do estoque de emprego e da renda salarial média entre 2000 e 2003.

O presente trabalho procura ampliar o estudo de impacto do FNE, não apenas incluindo outros períodos de avaliação e, conseqüentemente, incluindo um maior número de observações, mas também observando a evolução de impactos ano a ano após a concessão dos financiamentos. Dessa maneira,

¹ Além do FNE, existem o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO) e o Fundo Constitucional do Norte (FNO).

² Em 2009, por exemplo, o volume de investimentos esperados é da ordem de R\$ 7,9 bilhões.

melhora-se a qualificação global do fundo e aumenta-se consideravelmente a consistência dos resultados encontrados pelo maior número de observações. Portanto, além da análise da existência e da magnitude do impacto do FNE de maneira abrangente, este trabalho também avalia a continuidade e a direção deste impacto nos primeiros anos após o recebimento do crédito.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções. A segunda seção descreve brevemente os objetivos e as principais diretrizes do FNE. A terceira seção apresenta a metodologia de avaliação de impacto utilizada, a qual se refere ao cálculo de efeitos médios de tratamento, baseados em estimadores de *matching por propensity scores*. A quarta seção detalha a fonte e o processo de elaboração da base de dados amostrais, bem como o conjunto de variáveis selecionadas que caracterizam as empresas, seus desempenhos e suas demandas por financiamento. Ressalte-se que são utilizadas nas análises apenas empresas formais com registros contínuos na RAIS, o que exclui uma parte considerável de beneficiários rurais do FNE, haja vista o baixo grau de formalização de emprego nesse setor. O quinto capítulo analisa os resultados e impactos encontrados para diversos modelos de acompanhamento das empresas e, em seguida, são apresentadas as considerações finais sobre a qualificação destes impactos e possíveis ressalvas sobre suas magnitudes.

2 – O FNE

Os fundos constitucionais foram criados no âmbito da Constituição Federal de 1988 – constituídos de 3% da arrecadação do imposto sobre renda e proventos de qualquer natureza – Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI)³ com o objetivo de apoiar o setor produtivo das regiões menos desenvolvidas e reduzir as desigualdades regionais. Ao FNE é alocado anualmente 1,8% dos recursos arrecadados com estes impostos.

O FNE foi instituído como instrumento de desenvolvimento regional por intermédio do suprimento de crédito em condições diferenciadas com vistas a contribuir com a redução das desigualdades (intra e

inter) regionais⁴. A obrigatoriedade de aplicação de pelo menos 50% dos recursos na região semiárida, por exemplo, evidencia a preocupação em prover oportunidades de emprego e renda, como forma de promover melhorias nas condições socioeconômicas da região, reduzindo-se os níveis de pobreza e as desigualdades em relação às demais regiões do país.

No período sob análise – 1999 a 2005 –, foram contratadas 905,4 mil operações em um volume de recursos da ordem de 14,3 bilhões de reais. Como se pode observar na Tabela 1, o ano de 2003 foi o ponto de retomada do crescimento das aplicações do FNE, passando de 9,9% a participação de recursos aplicados no período para 35,3% em 2005. Além de uma maior disponibilidade de recursos provenientes das arrecadações, este crescimento no investimento também decorreu de uma política mais agressiva de aplicações por parte do BNB.

Tabela 1 – FNE – Operações e Valores Contratados no Período de 1999 a 2005

Ano	Qtde. Operações	(%)	Valor (Em R\$ mil) ¹	(%)
1999	86.252	9,5	1.542.693,00	10,8
2000	47.621	5,3	1.215.409,79	8,5
2001	16.582	1,8	598.893,13	4,2
2002	25.093	2,8	425.877,75	3,0
2003	24.899	2,7	1.423.188,35	9,9
2004	173.486	19,2	4.062.808,27	28,3
2005	531.557	58,7	5.066.116,86	35,3
TOTAL	905.490	100,0	14.334.987,15	100,0

Fonte: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB.

Nota: ¹ Valores corrigidos a preços de julho de 2008 – atualizados – Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP–DI).

Um desafio a ser perseguido, entretanto, é o de ter instrumentos metodológicos capazes de mensurar seus resultados e impactos, como a metodologia aplicada no presente estudo e que será detalhada na próxima seção.

⁴ As taxas de juros do FNE são mais baixas em relação às taxas praticadas pelo mercado e variam de acordo com o programa de financiamento, o porte e a área de atuação das empresas e a assiduidade dos pagamentos.

³ Art. 6º da Lei 7.827 de 27.09.1989.

3 – METODOLOGIA

Uma grande parte das técnicas metodológicas de avaliações de impactos de programas públicos (ou privados) foi desenvolvida tentando responder à seguinte questão contrafactual: O que teria acontecido com uma firma, caso ela não tivesse sido beneficiada pelo programa de governo? Se esta informação estivesse disponível, seria possível comparar aquela com a *performance* atual da empresa e observar a diferença que o programa fez. Isto é, estar-se-ia comparando dois entes perfeitamente iguais cuja única diferença seria o acesso ao financiamento e, portanto, qualquer diferença de desempenho observado seria causada exclusivamente por este mesmo acesso.

Evidente que esta comparação é impossível de ser coletada, pois uma determinada firma, para um mesmo período, é ou não beneficiada pelo programa. Uma primeira tentativa de aproximação desta análise seria comparar a *performance* média de firmas beneficiadas pelo programa (grupo de tratamento) com firmas não-beneficiadas pelo programa (grupo de controle). Formalizando esta possibilidade, temos que o impacto do programa seria dado por:

$$E(Y_j / D=1) - E(Y_j / D=0) \rightarrow E(Y_t) - E(Y_c) \quad (1)$$

Onde:

Y representa uma variável de *performance* (crescimento do emprego, por exemplo);

“1” representa a situação de ser beneficiado pelo programa de financiamento;

“0” representa a situação de não ter sido beneficiado pelo programa e E é o sinal de esperança matemática que, na prática, identifica as médias amostrais para os grupos de tratamento (“t”) e controle (“c”).

A relação dada pela equação 1, no entanto, é questionável para se medir impacto quando o grupo que não foi beneficiado pelo programa não representa o espelho das firmas que foram beneficiadas. Ou seja, as firmas do grupo de controle são diferentes das firmas do grupo de tratamento, de tal forma que suas *performances* atuais (observadas) não seriam

compatíveis com as das firmas beneficiadas, caso estas não tivessem sido agraciadas. Como exemplo extremo de uma comparação espúria, seria o caso de avaliar a evolução do salário médio em pequenas propriedades rurais (grupo de tratamento) beneficiadas por um programa de financiamento do governo tendo como referência empresas intensivas em tecnologia de ponta (grupo de controle).

A questão que segue então é: como tornar comparáveis as medidas de *performances* médias dos beneficiados e não-beneficiados pelo programa governamental? A primeira alternativa seria selecionar um grupo de controle (empresas não-beneficiadas) que tenha características similares às das empresas beneficiadas. Mas quais características devem ser levadas em consideração? E como contabilizar, também, o diferencial da própria demanda e participação no programa governamental por parte das empresas agraciadas?

A solução do método de *matching* com *propensity score* é identificar subgrupos de firmas com características observáveis parecidas representadas por suas probabilidades esperadas de fazerem parte do programa de governo. Ou seja, num primeiro momento, calcula-se um sintetizador das características observáveis das empresas (tamanho, nível educacional, setor, localização etc.) pela probabilidade individual esperada destas de conseguir o financiamento (*propensity score*). Esta probabilidade estimada é, então, utilizada como referência de pareamento e comparação de desempenho das empresas financiadas com as não-financiadas. Este pareamento pode ocorrer pela estratificação das empresas (financiadas e não-financiadas) em intervalos de *propensity scores*, ou por ponderação dos desempenhos baseados na distância entre estas probabilidades. No primeiro caso, compara-se o desempenho de empresas financiadas e não-financiadas que têm *propensity scores* parecidos (com médias estatisticamente iguais) e, no segundo caso, ponderaram-se os desempenhos de empresas com *propensity scores* diferenciados como forma de torná-los comparáveis.

A ideia do *propensity score* em muito se assemelha com a elaboração de um critério de *credit score* para conceder empréstimos para indivíduos/firmas com

diferentes características. Para cada empresa existe um escore de crédito correspondente que é dado pela avaliação do banco de todas as informações providas pela empresa. Se duas empresas recebem a mesma pontuação (escore de crédito), podemos dizer que estas firmas têm potencialidades semelhantes aos olhos da instituição financiadora. Suas *performances* então podem ser comparadas. Portanto, a ideia do *matching* com *propensity score* é parear empresas cujas *performances* (potencialidades) são estatisticamente independentes do atual estado de financiamento. Identificamos esta situação como $(Y_1^i, Y_0^j \perp D_{0,1})/X$, onde o símbolo \perp significa independência. Portanto, o diferencial de impacto do financiamento pode ser dado como:

$$\Delta_p = E(Y_1^i / X, D=1) - E(Y_0^j / X, D=0) \quad (2)$$

O escore de cada firma sintetiza então todas as informações contidas em X (conjunto de características da firma) em um único indicador (*propensity score*) e o diferencial de impacto do financiamento passa a ser então:

$$\Delta_p = E(Y_1^i / \Pr(X), D = 1) - E(Y_0^j / \Pr(X), D = 0) \quad (3)$$

Onde:

$\Pr(x)$ é a probabilidade de uma firma ser beneficiada pelo financiamento, dadas as suas características X. Ou seja, $\Pr(X) = \Pr(D=1/X)$. Portanto, para medir um diferencial de *performance*, que é exatamente a medida do impacto de financiamento, o primeiro passo é estimar o *propensity score* de cada firma como sendo a probabilidade de esta firma receber o financiamento⁵. O segundo passo, então, consiste em estabelecer uma sistemática de comparação dos desempenhos (*matching*) das empresas com probabilidades de financiamentos (*propensity score*) parecidos. Isto porque $\Pr(D=1/X)$ é uma variável contínua, o que sugere que duas firmas podem ter *propensity scores* apenas muito próximos mas não iguais. Ou seja, é preciso saber como comparar as *performances* das empresas beneficiadas com as *performances* de empresas não-beneficiadas.

5 A probabilidade individual de cada firma receber o financiamento é normalmente estimada através de uma regressão *probit* ou *logit*.

Existem vários estimadores de *matching* na literatura. (BECKER; ICHINO, 2002). Dois bastante utilizados são os métodos por estratificação e por função Kernel.

O método de estratificação consiste em dividir os valores dos *propensity scores* (*ps*) em intervalos (estratos) tais que, dentro de cada intervalo, a média dos *ps* para as firmas beneficiadas ($D=1$) não seja estatisticamente diferente da média dos *ps* para as firmas não-beneficiadas ($D=0$). Dentro de cada intervalo, são computadas as diferenças de desempenho médio na taxa de crescimento do emprego, por exemplo, para estes dois tipos de firmas. Formalmente temos que:

$$\Delta_e^S = \frac{\sum_{i \in S(e)} Y_i^t}{N_e^t} - \frac{\sum_{j \in S(e)} Y_j^c}{N_e^c} \quad e = 1, 2, \dots, m \quad (4)$$

Onde $S(e)$ é o conjunto de firmas que pertencem ao estrato e m é o número total de estratos. A avaliação do impacto da política pública é dada, então, pela média ponderada dos m resultados obtidos em cada estrato:

$$\Delta^S = \sum_{e=1}^m \Delta_e^S \frac{N_e^t}{N^t} \quad (5)$$

Este método de pareamento, no entanto, não garante que todas as informações disponíveis (todas as firmas) da amostra sejam utilizadas. Seria possível, por exemplo, que um determinado estrato da distribuição de *propensões* contivesse apenas firmas beneficiadas.

No pareamento por função de Kernel, todas as informações são utilizadas, em que cada unidade beneficiada é pareada por uma média ponderada de todas as unidades do grupo de controle, sendo esta ponderação inversamente proporcional à distância entre os *ps*. Dessa maneira, a estimativa do impacto da política de financiamento é dada por:

$$\frac{1}{N^t} \sum_{i \in t} \left\{ Y_i^t - \frac{\sum_{j \in c} Y_j^c G\left(\frac{p_j - p_i}{h}\right)}{\sum_{k \in c} G\left(\frac{p_k - p_i}{h}\right)} \right\} \quad (6)$$

Onde:

$G(\cdot)$ é uma função Kernel

h é um parâmetro de amplitude da distribuição dos *propensity scores*. Neste tipo de pareamento, portanto, todas as observações da amostra são utilizadas.

A utilização dos estimadores de *matching* com *propensity score* para avaliar impactos de políticas públicas é bastante comum na literatura. (ROSENBAUM; RUBIN, 1983; HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1997; DEHEJIA; WAHBA, 2002). No Brasil, este método de avaliação tem sido muito utilizado especialmente para análise dos impactos dos programas de transferência de renda do governo federal. (RESENDE; OLIVEIRA, 2008; DUARTE; SILVEIRA NETO, 2008). Com relação ao impacto do FNE, a única referência é o artigo de Silva; Resende e Siveira Neto (2007). Os autores investigam o impacto do FNE na variação percentual do emprego e do salário médio para o período de 2000 a 2003, encontrando um diferencial de crescimento percentual (impacto) variando entre 53% e 65% a favor das empresas financiadas pelo FNE com relação ao emprego. Em relação ao salário médio, não foi observado um impacto significativo⁶.

Neste trabalho, expandiu-se a análise de impacto do FNE, mantendo a metodologia de *matching* com *propensity scores*, mas ampliando consideravelmente o número de empresas investigadas e o horizonte de tempo determinado para ocorrer o efeito do financiamento. Desse modo, encontram-se estimadores de *matching* mais consistentes e que permitem uma análise qualitativa do diferencial de dinâmica no curto prazo entre empresas financiadas e não-financiadas. Também se investigou o impacto do FNE no crescimento da massa salarial das empresas em adição aos impactos nos crescimentos do emprego e do salário médio. Estas ampliações só foram possíveis pela disponibilidade maior de microdados de duas fontes – BNB/ETENE e Ministério do Trabalho e Emprego (MTE/RAIS), cujas informações sobre empresas são passíveis de cruzamento.

⁶ Vale ressaltar que os autores também estimam o impacto do FNO e do FCO no mesmo artigo.

4 – BASE DE DADOS

Os modelos de avaliação contrafactuais por *matching* demandam para um mesmo conjunto de dados a formação de dois grupos de empresas: i) o grupo de empresas que receberam o FNE (grupo de tratamento) e ii) o grupo de empresas que não receberam o FNE (grupo de controle). É a diferença de desempenho médio destes dois grupos a partir do *matching* que nos fornece as estimativas de impactos.

Neste trabalho, estes dois grupos foram formados do cruzamento das informações da base de dados dos clientes do BNB que receberam o FNE, com a base de dados da RAIS. Em ambos, foi possível identificar o Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) das empresas que serviu de variável comum de cruzamento, respeitando-se, como de praxe, o sigilo das empresas.

Da base de dados do BNB, identificaram-se todas as empresas formais com CNPJ e suas respectivas datas de fechamento de contratos. Selecionaram-se, então, por ano base de fechamento de contrato, todas as empresas nesta categoria (formais e com CNPJ) financiadas entre 1999 e 2005. Para cada ano-base de empresas financiadas, verificou-se se estas possuíam registros na RAIS e selecionou-se um grupo de controle de empresas não-financiadas também para os anos de 1999 a 2005. Este grupo de controle foi extraído de uma amostra aleatória e representativa do universo de empresas nordestinas com registros na RAIS. A representatividade da amostra é importante à medida que os modelos de estimação dos *propensity scores* (*Logit*) são aproximações de um modelo de demanda por financiamento.

A Tabela 2 mostra o número de empresas pertencentes aos grupos de controle e tratamento para cada ano-base. Para cada um destes, pode-se fazer uma análise de impacto para as variações no emprego e na renda nos anos subsequentes. Este procedimento foi utilizado em Silva; Resende e Siveira Neto (2007), por exemplo, selecionando empresas no ano-base de 2000, e verificando como os estoques de empregos e os salários médios destas variaram entre 2000 e 2003.

Uma dificuldade das avaliações por anos-base separadamente está relacionada ao número reduzido de

Tabela 2 – Número de Empresas Financiadas (FNE) ou não (RAIS) pelo FNE por Ano de Financiamento

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
FNE Empresas Financiadas	129	184	124	354	645	1.095	2.748
RAIS Empresas Não- financiadas	1.032	1.472	992	2.832	2.580	4.380	10.992
TOTAL	1.161	1.656	1.116	3.186	3.225	5.475	13.740

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

informações de empresas beneficiadas principalmente para anos-base anteriores a 2002. Além do número reduzido de empresas financiadas com registros na RAIS, ainda se tem perda de informações para aquelas empresas que, por qualquer motivo, não tenham registros anuais constantes na base da RAIS, o que não permite fazer para estas cálculos de variações temporais no emprego e na renda. Este fato pode comprometer uma análise mais robusta dos estimadores de *matching* com *propensity scores* que demandam um grande número de observações para os grupos de controle e tratamento.

Para evitar este problema de eficiência de estimativas com tamanho de amostra reduzida, este trabalho utilizou um arranjo de base de dados que agregou as variações temporais iguais dos diferentes anos-base. Denomina-se modelo de avaliação de impacto para um ano pós-FNE, por exemplo, a análise de impacto que agrega os períodos 1999-2000, 2000-2001, 2001-2002, 2002-2003, 2003-2004, 2004-2005 e 2005-2006. Isto porque a variação de emprego e renda é contabilizada para diferenças anuais a partir do ano em que as empresas financiadas receberam seus primeiros empréstimos. O modelo de impacto de dois anos pós-FNE contabiliza, portanto, variações em dois anos no emprego e na renda para empresas financiadas e não-financiadas e assim sucessivamente. A Tabela 3 mostra o número de observações contidas em cada modelo, assim como as variações temporais que compõem cada um destes.

Pode-se observar que as agregações das variações temporais não apenas reduzem consideravelmente o problema de subcontagem de empresas financiadas, mas também dão um caráter qualificador mais geral (menos pontual) para o impacto do programa de financiamento (FNE). À medida que o horizonte de tempo em que se analisam as variações de

emprego e renda aumenta, o número de anos-base diminui, restringindo o número de observações em cada modelo. Assim mesmo, tem-se um número significativo de empresas financiadas na amostra. Vale ressaltar que, em cada modelo (coluna), uma empresa financiada ou não conta apenas uma vez, excluindo-se, neste caso, desempenhos duplos de empresas que foram financiadas mais de uma vez pelo FNE. Portanto, para avaliar o impacto do FNE um ano após o financiamento, por exemplo, contabilizaram-se 4.184 empresas financiadas e 20.159 empresas não-financiadas diferentes.

Como os desempenhos para cada ano-base tendem a variar com os ciclos econômicos, adicionaram-se variáveis de controles (*dummies* anuais) no primeiro estágio de estimação dos *propensity scores* em cada modelo, não apenas para captar este efeito cíclico, mas também a própria evolução do programa de crédito (FNE). Desse modo, procurou-se minimizar as discrepâncias de desempenhos, à medida que foram sendo agregadas empresas financiadas em diferentes períodos.

Portanto, as avaliações de impactos com anos-base agregados permitem analisar com uma maior robustez como os impactos mudam ano após ano. Ou seja, permitem investigar com um volume maior de informações se as dinâmicas de contratações e de geração de renda das empresas financiadas seguem uma trajetória diferenciada nos primeiros anos pós-financiamento em relação às empresas que não obtiveram este benefício.

4.1 – Variáveis e Descrição da Amostra

O conjunto de microinformações da RAIS permite trabalhar com três variáveis de desempenho no nível de empresas: i) o estoque de emprego, ii) a massa

Tabela 3 – Arranjo dos Modelos de Avaliação de Impacto por Anos-base Agregados

	Número de Observações e Períodos Agregados Incluídos nos Modelos				
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Variações Temporais Incluídas nos Modelos	1999 – 2000 2000 – 2001 2001 – 2002 2002 – 2003 2003 – 2004 2004 – 2005 2005 – 2006	1999 – 2001 2000 – 2002 2001 – 2003 2002 – 2004 2003 – 2005 2004 – 2006	1999 – 2002 2000 – 2003 2001 – 2004 2002 – 2005 2003 – 2006	1999 – 2003 2000 – 2004 2001 – 2005 2002 – 2006	1999 – 2004 2000 – 2005 2001 – 2006
Número Obs. FNE	4.184	1.979	1.104	583	314
Número Obs. RAIS	20.159	10.190	6.307	4.194	2.207

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

salarial e iii) o salário médio. Variações temporais positivas nestas variáveis são importantes indicadores de crescimento econômico e, portanto, são tradicionais focos de análises para o objetivo de desenvolvimento regional, como o caso do FNE. Dessa maneira, este trabalho analisa impactos no crescimento percentual destas três variáveis⁷.

Como variáveis que expressam o perfil das empresas (variáveis explicativas) foram selecionadas: i) a idade média e o nível educacional dos empregados, ii) o setor de atuação da empresa, iii) o Estado onde se localiza a empresa, iv) a renda *per capita* do município onde se localiza a empresa e v) as *dummies* de anos-base de financiamento (ou não). A variável de renda *per capita* municipal foi incluída no modelo de probabilidade de financiamento, visando captar o efeito que o nível de desenvolvimento local exerce na probabilidade de uma empresa nordestina conseguir o financiamento do FNE. Todas as variáveis têm como fonte de dados a própria RAIS, exceto esta última, que foi extraída do Ipeadata.

O formato e as médias das variáveis são apresentados na Tabela 4, a seguir, por grupos de empresas (FNE financiada, ou RAIS não-financiada). Em geral, podemos observar que as características médias das empresas financiadas são estatisticamente diferenciadas das características

das empresas não-financiadas. Destacam-se entre estas diferenças que as empresas financiadas possuem normalmente uma média de idade de seus empregados um pouco mais baixa, são relativamente mais concentradas no setor industrial, possuem uma menor participação relativa nos Estados de Pernambuco e Bahia, e estão localizadas em municípios com renda *per capita* comparativamente menor que o padrão da RAIS. Estas características mostram regularidade para todos os modelos.

Como a amostra de empresas da RAIS não-financiadas reflete o universo das empresas do Nordeste, poder-se-ia esperar que as distribuições setoriais fossem mais favoráveis aos setores de comércio e serviços, como de fato observamos na Tabela 4. A participação da indústria neste grupo de empresas não ultrapassa 11%. Já para o grupo de empresas financiadas, a participação do setor industrial é bem maior e apresenta uma característica interessante. Ao longo do tempo, a participação relativa deste setor diminuiu passando de 63% em 1999 para 18% em 2005, refletindo uma mudança no perfil dos setores financiados pelo FNE. Ou seja, à medida que o programa avançou, o número de empresas financiadas aumentou consideravelmente juntamente com a participação de outros setores, a exemplo de comércio e serviços. Estas diferenciações de características entre empresas financiadas e não-financiadas ratificam o uso do *matching* como forma de comparação de desempenhos das empresas.

⁷ Os valores monetários para massa salarial e salário médio foram deflacionados utilizando-se o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) tendo como período-base dezembro de 2007.

Tabela 4 – Média das Variáveis Explicativas nos Modelos por Anos-base Agregados

	1 Ano pós-FNE		2 Anos pós-FNE		3 Anos pós-FNE		4 Anos pós-FNE		5 Anos pós-FNE	
	FNE	RAIS	FNE	RAIS	FNE	RAIS	FNE	RAIS	FNE	RAIS
Idade Média (anos)	30,49*	32,85	30,56*	32,63	30,56*	32,46	30,66*	32,37	31,57	32,10
Menos 4ª série (%)	7,43*	9,71	9,65*	11,07	11,86	11,73	13,69	12,33	19,41*	13,05
4ª série (%)	17,07	16,70	18,85*	17,20	20,55*	17,79	22,89*	18,31	26,02*	19,25
8ª série (%)	26,40*	25,37	26,90	25,75	27,16	26,14	25,89	26,31	23,01*	26,56
Segundo grau (%)	44,53+	43,35	39,42*	41,27	36,05*	39,77	33,60*	38,74	27,10*	36,63
Superior (%)	4,54	4,84	5,06	4,69	4,36	4,54	3,91	4,28	4,44	4,49
Agropecuária (0/1)	0,04*	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,08*	0,06	0,11*	0,05
Const. Civil (0/1)	0,01*	0,02	0,01*	0,02	0,01*	0,02	0,01*	0,02	0,01	0,02
Indústria (0/1)	0,24*	0,09	0,31*	0,09	0,35*	0,10	0,42*	0,10	0,57*	0,11
Serviços (0/1)	0,17*	0,36	0,20*	0,37	0,19*	0,39	0,19*	0,40	0,13*	0,40
Comércio (0/1)	0,51*	0,44	0,39*	0,42	0,36*	0,42	0,27*	0,41	0,15*	0,40
Bahia (0/1)	0,20*	0,32	0,18*	0,32	0,18*	0,32	0,15*	0,31	0,16*	0,31
Maranhão (0/1)	0,10*	0,06	0,09*	0,06	0,09*	0,06	0,09*	0,06	0,09*	0,05
Piauí (0/1)	0,06*	0,04	0,05*	0,04	0,05	0,04	0,06*	0,04	0,06	0,04
Ceará (0/1)	0,16*	0,15	0,19*	0,14	0,20*	0,14	0,23*	0,15	0,21*	0,15
Rio G. do Norte (0/1)	0,10*	0,06	0,10*	0,06	0,10*	0,06	0,12*	0,06	0,08+	0,05
Paraíba (0/1)	0,11*	0,06	0,11*	0,07	0,10*	0,07	0,08	0,07	0,10	0,08
Pernambuco (0/1)	0,10*	0,18	0,10*	0,18	0,08*	0,18	0,08*	0,18	0,11*	0,18
Sergipe (0/1)	0,09*	0,04	0,10*	0,04	0,11*	0,05	0,10*	0,05	0,12*	0,05
Alagoas (0/1)	0,04	0,04	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04
Renda municipal <i>per capita</i> (R\$ 2000)	180,29*	228,37	187,68*	229,78	182,14*	231,54	182,50*	231,77	175,81*	233,13
1999 (0/1)	0,02*	0,04	0,05*	0,07	0,09*	0,11	0,16	0,16	0,29	0,29
2000 (0/1)	0,03*	0,06	0,07*	0,11	0,13*	0,17	0,24	0,23	0,41	0,42
2001 (0/1)	0,02*	0,04	0,05*	0,07	0,08*	0,11	0,16	0,15	0,28	0,28
2002 (0/1)	0,07*	0,11	0,14*	0,21	0,24*	0,31	0,43	0,44	-	-
2003 (0/1)	0,12*	0,10	0,25*	0,19	0,44*	0,28	-	-	-	-
2004 (0/1)	0,21*	0,18	0,41*	0,32	-	-	-	-	-	-
2005 (0/1)	0,49*	0,44	-	-	-	-	-	-	-	-
N. observações	418	20.159	1.979	10.190	1.104	6.307	583	4.194	314	2.207

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB.

Nota: + Significante a 10%, * Significante a pelo menos 5%.

5 – RESULTADOS

É importante ressaltar que as estimativas do método de *matching* com *propensity scores* são bastante sensíveis à presença de *outliers*. Com isto, procurou-se excluir da análise de impacto os desempenhos que estão muito além (ou aquém) do desempenho médio⁸. Como a identificação e a própria exclusão de *outliers* é uma questão controversa na literatura, buscou-se excluir apenas desempenhos muito diferenciados que podem ser obtidos por grandes projetos de financiamento (no caso de desempenho positivo), ou por fechamento de grandes empresas (no caso de desempenhos negativos), que não é a norma do mercado. A Tabela A1 do Anexo A evidencia os critérios de exclusões de *outliers* deste trabalho que foram bem passíveis, o que fez excluir apenas um pequeno número de empresas financiadas e não-financiadas⁹. Ademais, este trabalho também analisa impactos para um subconjunto de micro e pequenas empresas com até 49 empregados, dado que estas são mais homogêneas em suas prospecções de crescimento.

Os modelos *Logit* de estimação dos *propensity scores* reforçaram as diferenças observadas na descrição das características dos grupos de empresas com e sem financiamento¹⁰. Ou seja, controlando-se por outras características, verificou-se que a idade média, o nível educacional, o setor de atividade e nível de renda local afetam significativamente a probabilidade de se receber financiamento. Empresas beneficiadas pelo FNE possuem empregados normalmente mais jovens e com melhor nível de escolaridade que as empresas não-beneficiadas, estão relativamente mais voltadas para o setor industrial e estão localizadas em municípios com renda *per capita* relativamente menor. Estes diferenciais observados são levados em consideração nas estimativas de impacto por *matching*.

8 Para isto utilizou-se inspeção gráfica de *Box-plot* do programa Stata 9.1.

9 Vale ressaltar que os resultados qualitativos dos impactos (sinal e significância estatística) não se modificaram com a inclusão dos *outliers*. No entanto, as magnitudes dos impactos mostraram-se maiores. Portanto, com a exclusão dos *outliers* os resultados de impacto tornaram-se mais conservadores.

10 Tabela A2 do Anexo A.

5.1 – Impacto no Emprego

A parte superior da Tabela 5 abaixo mostra o número de observações e as médias de crescimento percentual no estoque de emprego para os grupos de empresas que foram financiadas (FNE) ou não (RAIS) pelo FNE. Observa-se de início que tanto empresas financiadas como não-financiadas aumentam suas médias de contratações líquidas percentuais ao longo do tempo em que elas são acompanhadas. No entanto, mostra-se evidente o melhor desempenho médio das empresas financiadas. Em um ano de acompanhamento das empresas, por exemplo, a média de crescimento das empresas financiadas foi de 26,01%, enquanto a média das empresas sem financiamento foi de 16,01%. O diferencial de desempenho médio amplia-se à medida que os períodos de acompanhamento das empresas aumentam.

O diferencial de desempenho, no entanto, não deve ser considerado como um indicador de impacto, pois as características das empresas não são consideradas. A parte inferior da Tabela 5 fornece então os diferenciais simples de médias para cada período de análise, como também as estimativas de impacto por *matching* com *propensity scores*¹¹. Estes últimos evidenciam o efeito do programa de financiamento controlando pelas características observáveis das empresas.

O impacto do FNE é significativo para todos os períodos de análise, evoluindo de um intervalo entre 7,96% e 8,30% no modelo de um ano, para um intervalo de 33,56% a 33,59% no modelo de três anos, e 132,23% e 136,77% no modelo de cinco anos. Ou seja, as empresas aumentam em média suas contratações líquidas em aproximadamente trinta e três pontos percentuais em três anos, por exemplo, estimuladas pelo empréstimo obtido do FNE. Se levarmos em consideração apenas as micro e pequenas empresas com até 49 empregados as estimativas de impacto são ainda maiores como se observa na Tabela 6.

Em todos os horizontes de tempo, os impactos são estatisticamente e economicamente significantes. O efeito crescente do impacto evidencia que as empresas financiadas e, especialmente, as financiadas entre 1999

11 Utilizou-se para esta análise os comandos *pscore* para o programa Stata 9.1 preparados por Becker e Ichino (2002).

Tabela 5 – Impacto do FNE no Crescimento Percentual no Estoque do Emprego (%)

Número de observações e Médias da Variação do Emprego por Ano e Tipo de Firma					
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Número Obs. FNE	4.175	1.968	1.097	580	311
Número Obs. RAIS	26.146	10.186	6.305	4.193	2.206
Média FNE	26,01 (1,75)	47,85 (3,94)	71,77 (7,06)	117,13 (17,03)	185,72 (31,55)
Média RAIS	16,01 (0,58)	26,85 (1,22)	36,93 (2,03)	41,63 (2,80)	51,70 (4,57)
Impacto no Crescimento percentual do Estoque de emprego					
Sem Controle	10,17* (1,85)	21,00* (4,12)	34,83* (7,35)	75,49* (17,26)	134,02* (31,55)
<i>Propensity Scores</i> (estratificação)	7,96* (2,05)	16,34* (3,84)	33,59* (0,08)	71,78* (19,73)	132,23* (35,49)
<i>Propensity Scores</i> (Kernel)	8,30* (2,12)	16,97* (4,35)	33,56* (7,05)	72,48* (18,57)	136,77* (29,33)

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão entre parêntesis. + Significante a 10% * Significante a 5%.

Tabela 6 – Impacto do FNE no Crescimento Percentual no Estoque do Emprego (%) – Empresas com até 49 empregados

Número de Observações e Médias da Variação do Emprego por Ano e Tipo de Firma					
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Número Obs. FNE	3.767	1.720	960	494	250
Número Obs. RAIS	19.297	9.729	5.993	3.975	2.092
Média FNE	28,26 (1,93)	52,64 (4,46)	79,24 (7,99)	134,34 (19,84)	224,08 (38,79)
Média RAIS	16,49 (0,60)	27,68 (1,26)	38,14 (2,12)	42,84 (2,93)	52,92 (4,81)
Impacto no Crescimento percentual do Estoque de emprego					
Sem Controle	11,76* (2,02)	24,95* (4,64)	41,10* (8,27)	91,50* (20,05)	171,16* (39,09)
<i>Propensity Scores</i> (estratificação)	9,31* (2,13)	20,29* (4,77)	40,30* (8,05)	86,52* (20,19)	167,96* (36,87)
<i>Propensity Scores</i> (Kernel)	9,21* (2,13)	21,01* (4,56)	40,45* (9,29)	88,66* (20,88)	169,64* (40,68)

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão entre parêntesis. + Significante a 10% * Significante a 5%.

e 2001, que são as únicas que contam no modelo de avaliação de cinco anos, mostraram uma dinâmica de contratações diferenciada em relação às empresas sem financiamento. Interessante observar que estas empresas estão mais concentradas no setor industrial (vide Tabela 4), o que pode ser um fator explicativo de suas performances dado que a demanda por contratações de mão-de-obra neste setor ocorre, normalmente, em escalas maiores. Esta possibilidade, no entanto, precisa de análises complementares que vão além do escopo deste trabalho. De qualquer forma, os resultados gerais indicam um impacto considerável do FNE no estoque de emprego das empresas do Nordeste.

5.2 – Impacto na Massa Salarial

Acompanhando o impacto nas contratações, observou-se também um diferencial significativo de acréscimo na massa salarial em favor das empresas financiadas. (Tabela 7). Em um ano de acompanhamento, o impacto médio de acréscimo na folha salarial variou entre 6,41 e 7,03 pontos percentuais. Este intervalo ficou entre 39,40% e 40,65% no modelo de três anos de acompanhamento e entre 112,59% e 119,60% no modelo de cinco anos.

Na amostra para micro e pequenas empresas, os impactos mostraram-se ainda maiores (Tabela 8),

ratificando a importância do FNE como instrumento gerador de renda. Este impacto na massa salarial representa o efeito direto do fundo na formação de renda do trabalho, que é o principal alicerce de qualquer política de desenvolvimento sustentável.

5.3 – Impacto no Salário Médio

Os resultados de impacto no crescimento da massa salarial e no emprego de maneira proporcional refletiram uma ausência de impacto no salário médio, dado que este é calculado exatamente pela razão destas duas variáveis. (Tabela 9).

A ausência de impactos significantes do FNE no salário médio também foi verificada para a amostra de micro e pequenas empresas (Tabela 10) e no trabalho de Silva; Resende e Siveira Neto (2007). Desse modo, verificou-se que o crescimento da demanda por mão-de-obra impulsionada pelo FNE ocorre nos níveis salariais vigentes sem pressionar significativamente a remuneração dos novos contratados.

O investimento do tipo trabalhador-intensivo parece estar condicionando às empresas nos seus primeiros anos de financiamento, pelo menos. Este tipo de investimento é recorrente em áreas menos desenvolvidas

Tabela 7 – Impacto FNE no Crescimento Percentual da Massa Salarial (%)

Número de Observações e Médias da Variação da Massa Salarial					
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Número Obs. FNE	4.180	1.975	1.101	581	311
Número Obs. RAIS	20.156	10.187	6.302	4.191	2.203
Média FNE	37,50 (1,97)	71,16 (5,14)	104,00 (8,51)	141,50 (16,25)	201,35 (28,49)
Média RAIS	27,37 (0,79)	44,11 (1,53)	56,78 (2,05)	71,61 (3,06)	82,34 (4,87)
Impacto no Crescimento percentual da Massa Salarial					
Sem Controle	10,13* (2,13)	27,04* (5,37)	47,21* (8,75)	69,88* (16,53)	119,01* (28,90)
Propensity Scores (estratificação)	6,41* (2,12)	19,57* (5,31)	39,40* (8,58)	61,67* (18,74)	112,59* (29,69)
Propensity Scores (Kernel)	7,03* (2,06)	20,66* (5,67)	40,65* (8,53)	64,26* (17,47)	119,60* (31,70)

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão entre parêntesis. + Significante a 10% * Significante a 5%.

Tabela 8 – Impacto FNE no Crescimento Percentual da Massa Salarial (%) – Empresas com até 49 empregados

Número de Observações e Médias da Variação da Massa Salarial					
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Número Obs. FNE	3.772	1.727	964	495	250
Número Obs. RAIS	19.307	9.730	5.990	3.973	2.089
Média FNE	40,12 (2,17)	77,70 (5,84)	114,23 (9,61)	160,53 (18,85)	237,31 (34,83)
Média RAIS	28,13 (0,82)	45,29 (1,58)	58,19 (2,13)	73,25 (3,20)	84,30 (5,11)
Impacto no Crescimento percentual da Massa Salarial					
Sem Controle	11,99* (2,32)	32,40* (6,05)	56,04* (9,84)	87,27* (19,12)	153,00* (35,20)
<i>Propensity Scores (estratificação)</i>	7,87* (2,42)	24,70* (5,91)	47,52* (9,69)	77,13* (18,49)	143,15* (33,34)
<i>Propensity Scores (Kernel)</i>	8,82* (2,18)	26,02* (6,43)	49,28* (9,91)	81,02* (20,93)	148,25* (33,30)

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão entre parêntesis. + Significante a 10% * Significante a 5%.

Tabela 9 – Impacto FNE no Crescimento Percentual do Salário Médio (%)

Número de Observações e Médias da Variação do Salário Médio					
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Número Obs. FNE	4.184	1.979	1.073	563	313
Número Obs. RAIS	20.150	10.181	6.154	4.055	2.207
Média FNE	7,94 (0,32)	15,12 (0,71)	18,60 (0,72)	23,56 (1,17)	22,47 (2,24)
Média RAIS	6,94 (0,12)	13,09 (0,25)	16,51 (0,31)	21,90 (0,42)	23,18 (0,75)
Impacto no Crescimento do Salário Médio					
Sem Controle	0,99* (0,34)	2,03* (0,75)	2,09* (0,78)	1,66 (1,25)	-0,71 (2,36)
<i>Propensity Scores (estratificação)</i>	0,34 (0,36)	-0,06 (0,81)	-1,19 (1,00)	-1,21 (1,38)	-3,25 (2,61)
<i>Propensity Scores (Kernel)</i>	0,11 (0,39)	0,26 (0,77)	-0,74 (0,93)	-0,57 (1,41)	-2,88 (2,65)

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão entre parêntesis. + Significante a 10% * Significante a 5%.

com um mercado de trabalho pouco qualificado, com excesso de oferta e baixa remuneração média da mão-de-obra. No entanto, é preciso considerar que diminuições sustentadas das desigualdades regionais passam por

reduções das desigualdades de produtividade. Nesse sentido, é importante uma comunhão entre reformas estruturais (educação profissionalizante, por exemplo) e o financiamento produtivo.

Tabela 10 – Impacto FNE no Crescimento Percentual do Salário Médio (%) – Empresas com até 49 empregados

Número de Observações e Médias da Variação do Salário Médio					
	1 ano após FNE	2 anos após FNE	3 anos após FNE	4 anos após FNE	5 anos após FNE
Número Obs. FNE	3.776	1.731	939	480	252
Número Obs. RAIS	19.301	9.724	5.857	3.853	2.093
Média FNE	8,22 (0,35)	15,45 (0,78)	19,59 (0,78)	25,91 (1,31)	24,49 (2,64)
Média RAIS	7,01 (0,12)	13,23 (0,26)	16,61 (0,32)	21,95 (0,43)	23,74 (0,77)
Impacto no Crescimento do Salário Médio					
Sem Controle	1,20* (0,37)	2,21* (0,82)	2,97* (0,84)	3,96* (1,38)	0,75 (2,75)
Propensity Scores (estratificação)	0,41 (0,39)	-0,03 (0,98)	-0,63 (0,87)	1,04 (1,32)	-2,68 (3,03)
Propensity Scores Kernel	0,21 (0,38)	0,36 (0,87)	-0,15 (0,87)	1,48 (1,49)	-1,59 (3,03)

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão entre parêntesis. + Significante a 10% * Significante a 5%.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investigou impactos do FNE no emprego e na renda (agregada e média) utilizando metodologia de *matching* com *propensity scores*. Para empresas financiadas entre 1999 e 2005, os impactos no crescimento do emprego e da massa salarial foram estatisticamente significantes, de alta magnitude, e revelaram que o crédito subsidiado produziu uma dinâmica diferenciada no ritmo de contratações das empresas. Os impactos estimados no crescimento do emprego e da massa salarial foram de aproximadamente 33 e 40 pontos percentuais, respectivamente, em favor das empresas financiadas após três anos de recebimento do crédito, por exemplo. As dimensões expressivas destes impactos são alentadoras para o FNE enquanto instrumento de desenvolvimento regional. O incremento do emprego e da massa de renda é o principal mecanismo de crescimento sustentado das economias locais. Como uma boa parte do fundo é voltada para regiões do semiárido, os impactos

do financiamento podem gerar diminuições nas desigualdades regionais.

No entanto, não se verificou um impacto significativo no salário médio. Ou seja, o aumento das contratações foi realizado nos níveis salariais vigentes. Embora o tipo de investimento trabalhador-intensivo seja comum em áreas menos desenvolvidas, é a diminuição dos níveis de produtividade que condicionam reduções sustentadas nas desigualdades regionais. Dessa maneira, é preciso que políticas estruturais de melhora do nível técnico-educacional dos trabalhadores, por exemplo, acompanhem e deem sustentação aos efeitos positivos do acesso aos financiamentos produtivos para as regiões menos desenvolvidas.

Embora os impactos no emprego e na massa salarial sejam estimulantes para o FNE, algumas ressalvas devem ser feitas em suas utilizações como qualificadores gerais do programa e quanto às suas magnitudes estimadas. Primeiro, restringiu-se a amostra às empresas formais com registros na RAIS, o que faz desta uma avaliação parcial do FNE. Este

é um programa muito amplo, contemplando uma parcela muito grande de pequenos agricultores rurais, por exemplo, que não foram incluídos na amostra. Para estes, é necessário estudos complementares de impacto, adequados às suas características peculiares. Portanto, os impactos encontrados neste trabalho não devem ser expandidos para o programa como um todo e sim para os setores com maior grau de formalização.

Segundo, o método de *propensity score* não corrige problemas de seleção adversa gerados por características não-observáveis que possam influenciar na demanda por financiamentos e nos desempenhos das empresas. Desse modo, na contabilização da magnitude dos impactos, deve-se dar um desconto ao efeito líquido do financiamento.

Finalmente, é preciso investigar os motivos que levaram as empresas financiadas entre 1999 e 2001 a terem um desempenho médio melhor que as financiadas após este período. Foram os impactos obtidos nestes anos que induziram as altas magnitudes registradas dos impactos para todo o período (1999-2005). Ressalte-se que de 1999 a 2001 ocorreu uma concentração maior de empresas no setor industrial, sendo esta uma possível explicação para os resultados.

Apesar de possíveis limitações quanto às magnitudes dos impactos do FNE, é notória a importância do financiamento para as empresas beneficiárias, simplesmente pelo diferencial de desempenho descritivo ou pelo nível de significância dos impactos encontrados em diferentes especificações de modelos. A evidência de eficácia do programa encontrada neste trabalho, juntamente com a alocação distributiva dos recursos do FNE em municípios menos desenvolvidos, é contrapartida importante do crédito subsidiado regional. Diante da magnitude dos impactos, é possível que os benefícios gerados compensem os custos destes subsídios. Esta questão, no entanto, merece um aprofundamento através de estudos complementares.

ABSTRACT

This article investigates impacts of the Constitutional Funds of Northeast Financing (FNE) on the growth of

employment, aggregate salary and average salary of formal companies benefited in Northeast. For this, it uses a data base from RAIS, in which it was possible to identify groups of firms which received (treatment group) or not (control group) the financing of the FNE, and a methodology of matching with propensity score, which compares weighted average outcomes for those two groups, controlling for their observable characteristics. The results show significant impacts on employment and aggregate salary were found for all periods of follow-up. It estimates, for example, impacts of 33 and 40 percentage points on employment and aggregate salary, respectively, in favor of financed firms with three years of follow-up, however, the proportional growth on these variables, reflected a lack of significant impact on the average salary. Therefore, it is concluded that it is necessary structural policies aiming improvements in the technical-education of the workers sustain and multiply the positive effects on employment of the access to financing in the Northeast region.

KEY WORDS:

Employment. Mass Wage. Average Wage. FNE. Evaluation.

REFERÊNCIAS

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity score. **The Stata Journal** 2, v. 4, p. 358-377, 2002.

BRASIL. Ministério da Integração Nacional. **Documento: avaliações de desempenho dos Fundos Constitucionais de Financiamento (FCO, FNE e FNO)**. Brasília, DF, 2008.

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Propensity score matching methods for nonexperimental causal studies. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 1, p. 151-161, 2002.

DUARTE, G. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Avaliando o impacto do programa bolsa família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil. In: FÓRUM DE DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE BNB, 2008, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2008.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme. **Review of Economic Studies**, v. 64, p. 605-654, 1997.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**, v. 65, p. 261-294, 1998.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 2, p. 235-265, 2008.

ROSEMBAU, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v.70, n. 1, p. 41-55, 1983.

SILVA, A. M. A.; RESENDE, G. M.; SIVEIRA NETO, R. M. **Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO**. Brasília, DF: OPEA, 2007. (Texto para Discussão do IPEA, n. 1259).

Recebido para publicação em: 16.02.2009

ANEXO A – CRITÉRIOS DE IDENTIFICAÇÃO E EXCLUSÃO DE *OUTLIERS*

Tabela A1 – Critérios de Exclusão dos *Outliers* nas Avaliações de Impacto

Variável de Desempenho	Modelo de Avaliação	Tamanho das Empresas	Critério de Exclusão
Variação percentual no estoque de emprego	1 anos após	Todos os tamanhos	> -2000 e < 2000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	2 anos após	Todos os tamanhos	> -3000 e < 3000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	3 anos após	Todos os tamanhos	> -4000 e < 4000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	4 anos após	Todos os tamanhos	> -5000 e < -5000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	5 anos após	Todos os tamanhos	> -5000 e < 5000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
Variação percentual na massa salarial	1 anos após	Todos os tamanhos	> -3000 e < 3000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	2 anos após	Todos os tamanhos	> -4000 e < 4000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	3 anos após	Todos os tamanhos	> -4000 e < 4000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	4 anos após	Todos os tamanhos	> -4000 e < 4000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	5 anos após	Todos os tamanhos	> -4000 e < 4000
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
Variação percentual no salário médio	1 anos após	Todos os tamanhos	> -500 e < 500
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	2 anos após	Todos os tamanhos	> -500 e < 500
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	3 anos após	Todos os tamanhos	> -500 e < 500
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	4 anos após	Todos os tamanhos	> -500 e < 500
		Micro e pequenas com até 49 empregados	
	5 anos após	Todos os tamanhos	> -500 e < 500
		Micro e pequenas com até 49 empregados	

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

ANEXO B – ESTIMAÇÃO DOS PROPENSITY SCORES COM UM MODELO LOGIT

Tabela A2 – Coeficientes dos Modelos Logit de Probabilidade de Financiamento por Anos-base

	1 Ano pós-FNE	2 Anos pós-FNE	3 Anos pós-FNE	4 Anos pós-FNE	5 Anos pós-FNE
Idade Média	-0.0419** (0.0027)	-0.0496** (0.0041)	-0.0478** (0.0055)	-0.0490** (0.0074)	-0.0269* (0.0105)
4ª série (%)	0.0028** (0.0011)	0.0041** (0.0014)	0.0026 (0.0018)	0.0029 (0.0023)	0.0004 (0.0029)
8ª série (%)	0.0032** (0.0010)	0.0038** (0.0014)	0.0023 (0.0018)	0.0026 (0.0023)	0.0005 (0.0029)
Segundo grau (%)	0.0046** (0.0010)	0.0049** (0.0014)	0.0027 (0.0018)	0.0034 (0.0022)	0.0016 (0.0029)
Superior (%)	0.0074** (0.0014)	0.0108** (0.0020)	0.0068* (0.0027)	0.0081* (0.0038)	0.0051 (0.0048)
Piauí	0.7737** (0.0818)	0.7055** (0.1253)	0.6627** (0.1664)	1.0013** (0.2175)	1.0314** (0.2991)
Ceará	0.5218** (0.0593)	0.8210** (0.0856)	0.9130** (0.1140)	1.1352** (0.1562)	0.8761** (0.2305)
Maranhão	0.7803** (0.0701)	0.8617** (0.1066)	0.9152** (0.1405)	0.9853** (0.1982)	1.2264** (0.2993)
Rio G. do Norte	0.9469** (0.0703)	1.0371** (0.1055)	1.2351** (0.1437)	1.4724** (0.1893)	1.3152** (0.3088)
Pernambuco	-0.0775 (0.0660)	0.0056 (0.0972)	-0.1040 (0.1346)	-0.0940 (0.1895)	0.1599 (0.2417)
Paraíba	0.9845** (0.0696)	0.9849** (0.1024)	0.8581** (0.1381)	0.7259** (0.2007)	0.6563* (0.2605)
Alagoas	0.4525** (0.0894)	0.5725** (0.1313)	0.6583** (0.1732)	0.8093** (0.2390)	0.5902+ (0.3449)
Sergipe	1.2728** (0.0754)	1.4244** (0.1098)	1.4170** (0.1434)	1.3412** (0.1972)	1.3120** (0.2654)
Agropecuária	-0.2873** (0.1008)	0.4154** (0.1323)	0.5728** (0.1800)	1.0836** (0.2319)	1.6911** (0.3037)
Constr. Civil	-0.2926+ (0.1517)	0.1052 (0.2160)	0.1155 (0.3049)	0.2793 (0.4219)	0.9272+ (0.5243)
Indústria	0.9531** (0.0499)	1.4570** (0.0721)	1.5342** (0.0942)	1.9132** (0.1265)	2.5945** (0.1875)
Serviços	-0.5592** (0.0485)	-0.2196** (0.0700)	-0.2233* (0.0961)	-0.0166 (0.1348)	0.0267 (0.2252)
Renda municipal Per capita	-0.0043** (0.0002)	-0.0036** (0.0003)	-0.0042** (0.0004)	-0.0042** (0.0005)	-0.0043** (0.0007)
1999	-0.5964** (0.1057)	-0.6798** (0.1133)	-0.8370** (0.1239)	-0.1448 (0.1360)	-0.1549 (0.1810)
2000	-0.6150** (0.0906)	-0.7791** (0.0991)	-0.8891** (0.1074)	-0.1920 (0.1217)	-0.2004 (0.1691)
2001	-0.5865** (0.1073)	-0.7338** (0.1176)	-0.8262** (0.1260)	-0.0686 (0.1411)	-
2002	-0.5293** (0.0686)	-0.5681** (0.0787)	-0.7202** (0.0903)	-	-
2003	0.1336* (0.0574)	0.1078 (0.0688)	-	-	-
2004	0.1047* (0.0476)	-	-	-	-
Constante	-0.1142 (0.1404)	-0.3211 (0.2000)	0.0025 (0.2584)	-1.0141** (0.3442)	-1.8496** (0.4755)
Observações	24296	12151	7400	4773	2521

Fontes: Ambiente de Controle de Operações de Crédito do BNB e MTE/RAIS.

Notas: Desvio-padrão robusto entre parêntesis. + Significante a 10%; * Significante a 5%; ** Significante a 1%. Categorias-base: Menos que quarta série, Bahia, Comércio, e 2005, 2004, 2003, 2002, e 2001 para os modelos de 1 a 5 anos pós FNE.

• DA REDAÇÃO

Endereços dos Autores

Marina Silva da Cunha

Rua São João, 250 | Apto. 204
Zona 7 | Cep 87030-200 | Maringá-PR
E-mail: mscunha@uem.br

Warley Rogério Fulgêncio Soares

Av. Paulo VI, 190 | 12º andar
Pituba | Cep 41810-900 | Salvador-BA
E-mail: warleyeconomia@hotmail.com

Paulo de Andrade Jacinto

Rua Hélio Pradines, 114/303
Ponta Verde | Cep 57035-220 | Maceió-AL
E-mail: pajjap@hotmail.com / pajjap@uol.com.br

César Augusto Oviedo Tejada

Avenida Álvaro Otacílio, 3537, Apto. 602
Ponta Verde | Cep 57035-180 | Maceió-AL
E-mail: cesartejada@uol.com.br

Leonardo Ferraz Xavier

Rua Padre Champagnat, 56/104 | Bloco A
Várzea | Cep 50740-320 | Recife-PE
E-mail: leonardoferraz@gmail.com

Robson Góes de Carvalho

Av. Conselheiro Aguiar, 4405/203
Boa Viagem | Cep 51021-020 | Recife-PE
E-mail: robson.goes@terra.com.br

Alcides Jerônimo de Almeida Tenório Júnior

R. Azeredo Coutinho, 121/203 | Bloco 17
Várzea | Cep 50741-110 | Recife-PE
E-mail: alcides.tenorio@hotmail.com

Erick Soares de Sousa

Estrada do Arraial, 2405 | Apto. 504 Edifício Vitória
Colonial | Tamarineira | Cep 52051-380 | Recife-PE
E-mail: ericksoares@oi.com.br

Ecio de Farias Costa

Pça. Prof. Fleming, 50/1201
Jaqueira | Cep 52050-180 | Recife-PE
E-mail: ecio@yahoo.com

Gilvan Ramalho Guedes

Av. Antônio Carlos, 6627
Cep 31270-901 | Belo Horizonte-MG
E-mail: grguedes@indiana.edu

Taiana Fortunato Araújo

Alameda das Acácias, 70 | 4º Andar
São Luiz | Cep 30275-150 | Belo Horizonte-MG
E-mail: tfaraujo@inmetro.gov.br

Bruno Moreira Wichmann

Rua Doutor Seng, 182 | Apto. 1012
Bela Vista | Cep 01331-020 | São Paulo-SP
E-mail: brunowichmann@yahoo.com.br

Paulo Araújo Pontes

Rua Doutor Seng, 182 | Apto. 1012
Bela Vista | Cep 01331-020 | São Paulo-SP
E-mail: pauloarpo@click21.com.br

Talles Girardi de Mendonça

Departamento de Economia Rural
Avenida PH Holfs, s/n | Campus Universitário
Centro | Cep 36571-000 | Viçosa-MG
E-mail: tallesgm@yahoo.com.br

Viviani Silva Lirio

Departamento de Economia Rural
Avenida PH Holfs, s/n | Campus Universitário
Centro | Cep 36571-000 | Viçosa-MG
E-mail: vslirio@ufv.br

Marília Fernandes Maciel Gomes

Rua Marcos Vinícius, nº 41
Fátima | Cep 36570-000 | Viçosa-MG
E-mail: mfmfgomes@ufv.br

Antônio Carvalho Campos

Departamento de Economia Rural
Avenida PH Holfs, s/n, Campus Universitário
Centro | Cep 36571-000 | Viçosa-MG
E-mail: accampos@ufv.br

Paula Margarita Andrea Cares Bustamante

Travessa Arédio Guimarães, 29 | Setor Santa Inês
Centro | Cep 75526-090 | Itumbiara-GO
paulacares@yahoo.com.br

Leôncio José Bastos Macambira Júnior

Rua Prof. Costa Mendes, 792
Jardim América | Cep 60416-200 | Fortaleza-CE
E-mail: mtefor@idt.org.br

Inácio José Bessa Pires

Rua Jaguaratama, 181 | Apartamento 202
Aldeota | Cep 60140-050 | Fortaleza-CE
E-mail: inaciobessa@terra.com.br

Roberta Muniz

Rua Mem de Sá, 81/1301 | Bloco 1
Icaraí | Cep 24220-260 | Niterói-RJ
E-mail: robertacmuniz@gamil.com

Maurício Vaz Lobo Bittencourt

Av. Pref. Lothário Meissner, 632 | Campus III
Jardim Botânico | Cep 80210-170 | Curitiba-PR
E-mail: mbittencourt@ufpr.br

Jorge Luiz Mariano da Silva

Av. Ayrton Senna, 2723 | Cond. Alameda dos
Eucaliptos | Bloco Q | Apto. 201
Nova Parnamirim | Cep 59088-100 | Natal-RN
E-mail: jdal@ufrnet.br

Tatiana de Santana Lopes

Rua: Elisa Branco Pereira Santos | Residencial
Esplanada dos Jardins I | Bloco 01 | Apto. 404
Nova Parnamirim | Natal-RN
E-mail: tatalopes@yahoo.com.br

Jânia Maria Pinho Sousa

Banco do Nordeste do Brasil S.A.
Av. Pedro Ramalho, 5700 | Castelão
Cep 60743-902 | Fortaleza-CE
E-mail: janiaps@bnb.gov.br

Antonio Pereira Neto

Banco do Nordeste do Brasil S.A.
Av. Pedro Ramalho, 5700 | Castelão
Cep 60743-902 | Fortaleza-CE
E-mail: apneto@bnb.gov.br

Ricardo Brito Soares

Curso de Pós-Graduação em Economia/CAEN
Av. da Universidade, 2700 | Segundo Andar
Cep 60020-181 | Fortaleza-CE
E-mail: ricardosoares@caen.ufc.br

• DA REDAÇÃO

Normas para Apresentação de Originais

01. A Revista Econômica do Nordeste (REN) é uma publicação trimestral do Banco do Nordeste do Brasil S.A., destinada à divulgação de trabalhos de cunho técnico-científico resultantes de estudos e pesquisas que contribuam para a formação e qualificação dos recursos humanos do Nordeste e concorram para a constituição de base de informação sobre a Região.

02. A REN tem por objetivos:

- a) promover a integração técnico-científica do Banco do Nordeste com outros órgãos de desenvolvimento, de modo a reforçar seu papel de banco de desenvolvimento;
- b) estimular a comunidade intelectual à produção de trabalhos técnico-científicos sobre desenvolvimento regional nas áreas de Administração, Economia, Sociologia e ciências afins, bem como das tecnologias afetas a essas áreas do conhecimento;
- c) oferecer subsídios à formação de consciência crítica sobre aspectos sócio-econômicos da Região; e
- d) divulgar trabalhos do Banco do Nordeste que retratem as especificidades da Região.

03. DIRETRIZES EDITORIAIS

3.1. A REN publica trabalhos inéditos, depois de submetidos à aprovação em duas etapas:

- a) Aprovação por consultores que sejam especialistas reconhecidos nos temas tratados.
- b) Seleção dos trabalhos pela Comissão Editorial.

3.2. A critério da Comissão Editorial, serão aceitos trabalhos já publicados em periódicos estrangeiros, sujeitos à mesma avaliação de

autorização por escrito do editor da revista onde o seu artigo foi originalmente publicado.

3.3. Os originais serão publicados em língua portuguesa. Devem ser redigidos em linguagem acessível, evitando-se o jargão teórico e as formulações matemáticas, desde que não prejudique a qualidade do trabalho.

3.4. O autor faculta ao Banco do Nordeste publicar seu trabalho na REN, em mídia tradicional e eletrônica, existente ou que venha a ser descoberta, para efeito de divulgação científica da Revista e de seu conteúdo, conforme a Lei 9.610/98.

3.5. A redação se reserva o direito de introduzir alterações nos originais, visando a manter a homogeneidade e a qualidade da publicação, respeitando, porém, o estilo e as opiniões dos autores. As provas tipográficas não serão enviadas aos autores.

3.6. Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste podem ser reimpressos, total ou parcialmente, desde que obtida autorização expressa da direção da Revista e do respectivo autor, e que seja consignada a fonte de publicação original.

3.7. Os autores receberão 2 (dois) exemplares da Revista que veicular seu artigo, mais 10 separatas de seu trabalho.

3.8. A Revista classificará as colaborações de acordo com as seguintes seções:

3.9. Documentos Técnico-Científicos: textos que contenham relatos completos de estudos ou pesquisas concluídas, revisões da literatura e colaborações assemelhadas.

3.10. Comunicações: relatos breves sobre resultados de pesquisas em andamento, que sejam relevantes e mereçam rápida divulgação.

3.11. Resenhas: análises críticas de livros cujo conteúdo se enquadre nos objetivos da Revista.

3.12. Banco de Idéias: textos de divulgação de opiniões de pesquisadores, professores, estudantes e técnicos sobre textos publicados na revista e temas atuais de sua especialidade.

04. APRESENTAÇÃO DOS TRABALHOS

4.1 Formato: todas as colaborações devem ser enviadas pela internet para o e-mail ren@bnb.gov.br ou via postal (endereço abaixo) em CD, no processador de textos Word, versão atualizada, corpo 12, fonte Times New Roman, espaçamento simples, laudas programadas para papel A-4, com margens de 2,5cm (superior, inferior e laterais).

A quantidade de laudas variará conforme o tipo de colaboração, obedecendo aos seguintes parâmetros:

- Documentos Técnico-Científicos e Comunicações: de 15 a 30 laudas;
- Banco de Idéias: até cinco laudas;
- Resenhas: até duas laudas.

• A primeira lauda do original deverá conter: título do artigo, nome(s) completo(s) do(s) autor(es), minicurrículo(s), endereço(s) postal(is), telefone(s) e fax(es), não sendo permitida a alteração desses nomes durante a tramitação do artigo.

• Para resenhas, acrescentar a referência bibliográfica completa, bem como endereço da editora ou entidade encarregada da distribuição da obra resenhada.

4.2. Título do artigo: o título deve ser breve e suficientemente específico e descritivo, contendo as palavras-chave que representam o conteúdo do artigo.

4.3. Resumo: deve ser incluído na segunda lauda um resumo informativo de aproximadamente 200 palavras, em português, acompanhado de sua

tradução para o inglês, redigido conforme as normas da NBR 6028, da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT).

4.4. Agradecimento: agradecimento por auxílios recebidos para a elaboração do trabalho deve ser mencionado no final do artigo.

4.5 Notas: nota referente ao corpo do artigo deve ser indicada com um número alto, imediatamente depois da frase a que diz respeito. Deverá vir no rodapé do texto, sem ultrapassar cinco linhas por cada página.

4.6. Fórmulas matemáticas: as fórmulas matemáticas, quando indispensáveis, deverão ser digitadas no próprio texto, com clareza, não podendo oferecer dupla interpretação. Ex: não confundir o algarismo 1 com a letra l.

4.7 Apêndices: apêndices podem ser empregados no caso de listagens extensivas, estatísticas e outros elementos de suporte.

4.8 Materiais gráficos: fotografias nítidas em formato jpg e gráficos no programa "Corel Draw" poderão ser aceitos, desde que estritamente indispensáveis à clareza do texto. Deverão ser assinalados, no texto, pelo seu número de ordem, os locais onde devem ser intercalados. Se as ilustrações enviadas já tiverem sido publicadas, mencionar a fonte e apresentar a permissão para reprodução.

4.9. Tabelas e Quadros: as tabelas e os quadros deverão ser acompanhados de cabeçalho que permita compreender o significado dos dados reunidos, sem necessidade de referência ao texto, obedecendo às normas de apresentação tabular, da Fundação IBGE em vigor. Devem também ter numeração seqüencial própria para cada tipo e suas localizações devem ser assinaladas no texto, com a indicação do número de ordem respectivo.

4.10 Referências: seguem a norma em vigor, da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT). Deverão constituir a bibliografia consultada, no final do artigo, em ordem alfabética por sobrenome de autor. As citações devem ser indicadas no texto por um sistema de chamada autor-data. A

exatidão e adequação das referências a trabalhos que tenham sido consultados e mencionados no texto do artigo são da responsabilidade do autor.

4.11. Referência de documento pesquisado na

Internet: sempre que possível, deve ser informado o endereço eletrônico específico, visando facilitar a localização imediata do documento. Evite-se, portanto, o endereço eletrônico geral (da instituição que publicou o documento, por exemplo; ou revista, no caso de artigo de periódico). Quando houver o endereço específico do documento ou artigo, é preferível este ao do site.

4.12. Os trabalhos devem ser enviados via e-mail ren@bnb.gov.br ou pelo Correio, em uma via e em CD, para: BANCO DO NORDESTE

Assessoria de Comunicação Social

Av. Paranjana, 5.700 - Passaré

CEP 60740-000 Fortaleza CE.

Os autores poderão obter outras informações pelo telefones (085) 299.3137 ou (85) 3299.3737, fax (085) 3299.3530, correio eletrônico ren@bnb.gov.br e <http://www.bnb.gov.br/ren>

REN⁴⁰
anos
Revista Econômica do Nordeste



**Banco do
Nordeste**



ÁREA DE LOGÍSTICA
Ambiente de Gestão dos Serviços de Logística
Célula de Produção Gráfica
OS 2009-05/3693 - Tiragem: 1800