

POBREZA E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA RURAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO

*Henrique Dantas Neder¹
Darcilene Cláudio Gomes²*

Resumo

Realizou-se um estudo da evolução de indicadores de pobreza considerando-se diversas variáveis de desagregação. Estimam-se os índices de pobreza da classe FGT e obtém-se a sua decomposição para a elaboração de um perfil da pobreza rural no Brasil. Em seguida são calculados indicadores de impacto sobre a pobreza e a distribuição de renda. Inicialmente consideram-se os efeitos do crescimento do nível médio de renda e da distribuição de renda sobre os índices de pobreza e depois se analisa os impactos de diversas componentes da renda total dos domicílios rurais sobre a desigualdade e os níveis de pobreza. O estudo apresenta algumas implicações em termos de formulação de políticas sociais. A primeira delas é o direcionamento e concentração dos esforços de combate à pobreza rural em algumas regiões do país. Constatam-se, também, a preponderância dos impactos potenciais das componentes Rendas Agrícolas e Aposentadorias sobre a redução da pobreza e do índice de Gini.

Palavras-chave: pobreza rural, decomposição da pobreza, indicadores sociais

1 - Introdução

Neste trabalho são estimados diversos índices relevantes para a discussão dos problemas sociais no meio rural. Optou-se por realizar uma abordagem de decomposição dos indicadores levando-se em conta a complexidade dos elementos em análise e tendo em vista que valores agregados de indicadores pouco acrescentam à compreensão da realidade social. Além disso, alguns estudos (como por exemplo, COUDOUÉ et al., 2001) sobre o tema já evidenciam a relevância de análises de perfis de pobreza e de distribuição de renda para o desenho de políticas sociais efetivas. Na seção 2 são relatados todos os procedimentos metodológicos empregados e a fonte de informações utilizada. Na seção 3 são apresentados os valores das estimativas realizadas iniciando com uma análise da decomposição da pobreza de acordo com algumas variáveis relevantes para o estudo do perfil de pobreza. Em seguida é estudado o efeito isolado do crescimento e da desigualdade de renda rural sobre a pobreza. Passa-se a uma análise dos impactos (e elasticidades) de componentes da renda total agrícola sobre os índices de desigualdade e de pobreza.

¹ Professor Dr., Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia.

² Professora Ms., Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia.

Finalmente formulam-se algumas implicações no traçado de políticas sociais decorrentes dos resultados mais relevantes obtidos no estudo.

2 - Metodologia

No trabalho serão apresentados diversos indicadores de pobreza e de distribuição de renda assim como a decomposição destes indicadores segundo algumas variáveis relevantes para o traçado de um perfil da pobreza. Os dados utilizados nas estimativas destes indicadores são os registros unitários (microdados) das PNADs (Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar) referentes aos anos de 1995 e 1999, a nível de pessoas. Foi separada uma sub-amostra destes dados para a população rural do Brasil (excluindo-se os Estados da região Norte, para os quais não é realizada a pesquisa). Estas sub-amostras correspondem a 59105 e 61432 pessoas respectivamente, para os anos de 1995 e 1999. Os valores amostrais expandidos correspondem a uma população rural de 30356406 e 31205299, respectivamente para os mesmos anos. A variável utilizada nos cálculos dos indicadores de pobreza e de distribuição de renda foi a renda *per capita* domiciliar e todas as estimativas foram obtidas utilizando-se o sistema de ponderação dos microdados (pesos das pessoas na amostra). Para algumas estimativas foram obtidos os intervalos de confiança tendo em vista que as fontes de informação são amostras. Com base em uma variável que designa o estrato e outra a unidade primária da amostra a que pertence o registro unitário (micro-dado), foi possível estimar estes intervalos de confiança através do uso do programa sepov do Stata (Jolliffe e Semykina, 1999). Este programa permite determinar estes intervalos considerando a ampliação da variância de uma amostra em estágios (como a da PNAD) em relação à uma amostra aleatória simples (fator de desenho de amostragem).

Os índices de pobreza utilizados foram os já consagrados na literatura: o Poverty Headcount (proporção de pobres – P_0), o Poverty Gap (Gap de Pobreza – P_1) e o Squared Poverty Gap (Gap de Pobreza elevado ao quadrado – P_2), todos fazendo parte da classe de índices FGT (Foster, Greer e Thorbecke, 1984). Estes índices são calculados com base nas seguintes expressões:

$$\begin{aligned} P_0 &= \frac{q}{n} \\ P_1 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \\ P_2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2 \end{aligned} \quad (1)$$

onde:

q é o número de pobres (pessoas cuja renda *per capita* domiciliar é menor que a linha de pobreza).

n é o tamanho da população

z é a linha de pobreza

y_i é a renda *per capita* domiciliar da i -ésima pessoa

O primeiro índice (Poverty Headcount) mede a proporção de pessoas pobres, ou seja, a proporção de pessoas que têm renda *per capita* domiciliar inferior à linha de pobreza. Tal indicador é utilizado como ponto de partida para estudos sobre pobreza, mas é insuficiente para analisá-la dado que viola dois importantes axiomas (SEN *apud* PRATES, 1996). Em primeiro lugar, o indicador não se altera ao se reduzir a renda de uma pessoa situada abaixo da linha de pobreza ou o inverso, isto é, quando a renda eleva-se sem alcançar a linha de pobreza o indicador permanece o mesmo. Em segundo lugar, a proporção também é insensível à distribuição de renda entre os pobres, não se alterando quando se transfere renda de um indivíduo mais pobre para outro menos pobre. Sendo assim, a proporção de pobres deve ser utilizada em conjunto com outros dois indicadores, que se complementam mutuamente.

O segundo índice (“poverty gap”) mede a intensidade de pobreza para o conjunto da população pobre através do cálculo do desvio médio entre a renda dos pobres e o valor da linha de pobreza e pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, ou seja, os recursos necessários para elevar a renda de todos os pobres ao nível da linha de pobreza, através de uma perfeita focalização das transferências de renda. O terceiro índice (Squared Poverty Gap) é geralmente descrito como um indicador de severidade da pobreza. Na construção deste índice utiliza-se um peso maior para as pessoas mais pobres (o “gap de pobreza” é ponderado por si mesmo) e leva-se em conta a desigualdade de renda entre os pobres. Considerando-se a utilização destes índices para os propósitos de políticas públicas de combate à pobreza a proporção de pobres (P_0) atribui maior efetividade à políticas que elevam a renda dos menos pobres (aqueles cuja renda é mais próxima de z). Já o *gap* de pobreza (P_1) e o *gap* de pobreza ao quadrado (P_2) colocam ênfase naqueles que estão muito abaixo de z , ou seja, os mais pobres dos pobres. As linhas de pobreza utilizadas foram

obtidas do trabalho de Rocha (1997), com estimativas preparadas a partir de dados de Pesquisas de Orçamentos Familiares e com valores para as áreas rurais de grupos de Unidades da Federação.

Tabela 1– Linhas de Pobreza – áreas rurais

<i>Regiões</i>	<i>1995</i>	<i>1999</i>
TO e NE	37,3438	47,1397
MG e ES	32,6799	43,6939
RJ	45,0597	59,3822
SP	48,0571	67,5220
SUL	36,1926	48,1142
CO	46,7400	60,4558

Fonte: Elaboração de Sonia Rocha com base na POF ("Do Consumo Observado à Linha de Pobreza", in Pesquisa e Planejamento Econômico, vol.27 (2), agosto de 1997.

Os índices de pobreza foram decompostos utilizando-se o programa Stata, através de um código desenvolvido para esta finalidade denominado povdeco (Jenkins, 1999). Os índices de pobreza da classe FGT são aditivos. Isto significa que a medida de pobreza para a população como um todo é igual à soma ponderada das medidas de pobreza, considerando-se como pesos as participações relativas das populações dos sub-grupos. Desta forma, além de serem estimados os índices de pobreza para cada sub-grupo populacional foram também obtidas as contribuições de cada sub-grupo para a pobreza total, da seguinte forma:

$$S_k = v_k FGT_k(a) / FGT(a) \quad (2)$$

onde:

S_k é a contribuição ("share") do sub-grupo k à pobreza total

v_k é a participação relativa do sub-grupo k na população total

$FGT_k(a)$ é o índice Foster, Greer e Thorbecke de parâmetro a para o sub-grupo k

$FGT(a)$ é o índice Foster, Greer e Thorbecke de parâmetro a para a população total

Foram também calculadas as elasticidades de cada uma das medidas de pobreza com relação a mudanças na renda média (“elasticidade-crescimento”) e com relação a mudanças na desigualdade (“elasticidade-Gini”), utilizando-se o programa Povcal (Chen et alli, 1991). Para a realização destes cálculos os dados de renda dos domicílios foram agrupados em 20 intervalos de frequência (baseados em percentis) com a porcentagem da população e a renda média de cada intervalo. O programa estima as elasticidades através do ajuste (regressão) dos dados a duas especificações da curva de Lorenz – a Quadrática Geral e o Modelo Beta – sendo adotados os valores para a especificação de melhor ajuste.

Estimaram-se também os impactos do crescimento de cada componente da renda total dos domicílios rurais sobre o crescimento do índice S-Gini e as elasticidades-Gini de cada componente da renda total dos domicílios. Para isto foram agregados os valores de cada componente de renda em nível de domicílios gerando um arquivo de 13053 domicílios para 1995 e 15080 domicílios para 1999 (amostra PNAD para áreas rurais do Brasil). Os componentes da renda total adotados para realizar esta análise foram:

- renda do trabalho agrícola;
- renda do trabalho não agrícola;
- renda de aposentadorias;
- renda de transferências (pensão previdenciária do governo, outras pensões, abono de permanência e doação de não morador);
- renda de capital (aluguel e juros de poupança).

O impacto sobre o crescimento do índice S-Gini do crescimento em y (renda total) proveniente exclusivamente do crescimento da j -ésima componente é igual a:

$$\left(\frac{\frac{\partial I(\rho)}{\partial y_j}}{\frac{\partial \mu_y}{\partial y_j} / \mu_y} \right) = IC_j(\rho) - I(\rho) \quad (3)$$

onde:

ρ é um parâmetro da classe dos índices S-Gini (“Single-Parameter Gini”) e no caso da aplicação deste trabalho foi fixado em 2 resultando no índice de desigualdade de Gini padrão

y_j é o valor da renda j-ésima componente

μ_y é o valor da renda média total

$IC_j(\rho)$ é o coeficiente de concentração da j-ésima componente de renda

O coeficiente de concentração pode ser expresso como:

$$IC_j = R_j G_j = \frac{\text{cov}(y_j, r)}{\text{cov}(y_j, r_j)} G_j \quad (4)$$

onde:

r é o ranking da renda total

r_j é o ranking j-ésima componente

G_j é o índice de gini da j-ésima componente

A elasticidade-Gini da j-ésima componente de renda é dada por:

$$\left(\frac{\frac{\partial I(\rho)}{\partial y_j}}{\frac{\partial \mu_y}{\partial y_j}} \right) \div \left(\frac{I(\rho)}{\mu_y} \right) = \frac{IC_j(\rho)}{I(\rho)} - 1 \quad (5)$$

O valor da elasticidade-Gini da j-ésima componente de renda deve ser interpretado como a variação percentual no índice de Gini devido a uma variação percentual unitária na renda total quando esta variação na renda total é inteiramente atribuída à variação da j-ésima componente de renda. O cálculo dos valores das elasticidades foi realizado através do software DAD, que foi desenvolvido para análise de distribuição pelo programa MIMAP da Universidade de Laval, Canadá. Os dados utilizados para as estimativas dos indicadores de

impacto e elasticidade foram os mesmos micro-dados das PNADs empregados nos cálculos dos indicadores de pobreza.

3 – Discussão dos Resultados

A seguir serão apresentados e discutidos os resultados das estimativas dos indicadores de pobreza e de distribuição. Em alguns destes resultados serão realizados agrupamentos da população rural como nos casos das análises de decomposição da pobreza e da distribuição de renda. As variáveis de agrupamento são definidas a seguir, com seus respectivos códigos:

- 1) Região: 1= Estados da região Nordeste e Tocantins 2=Minas Gerais e Espírito Santo 3=Rio de Janeiro 4=São Paulo 5= Estados da região Sul 6=Estados da região Centro-Oeste;
- 2) Situação censitária: 4 = rural-extensão urbana 5=rural povoado 6= rural núcleo 7=rural outros 8=rural exclusive;
- 3) Área censitária: 1=região metropolitana 2=municípios auto-representativos 3=municípios não auto-representativos;
- 4) Atividade principal: 1=agrícola 2=não agrícola;
- 5) Ramo de atividade: 1=agrícola 2=indústria da transformação 3=indústria da construção 4=outras atividades industriais 5=comércio de mercadorias 6=prestação de serviços 7=serviços auxiliares de atividade econômica 8=transporte e comunicações 9=social 10=administração pública 11=outras atividades.

3.1 - Índices de Pobreza, Decomposição e Elasticidades

A tabela 2 mostra os componentes do índice FGT para a zona rural do Brasil. De acordo com os dados, a pobreza rural diminuiu no período 1995-1999, a proporção de pobres reduziu-se de 39,60 % para 37,96 %, em termos de estimativa de ponto. No entanto, considerando-se os intervalos de confiança referentes a estas estimativas de ponto, verifica-se que não houve alteração significativa da proporção de pobres.³ Já para os indicadores P_1 e P_2 , pode-se observar uma redução significativa. Para o Brasil rural, o *Poverty Gap* (P_1)

³ Levando-se em conta que o intervalo de confiança de 95 % de probabilidade para a proporção de pobres para 1995 é [0,3796 ; 0,4124] e que o mesmo para 1999 é [0,3603 ; 0,3908] existe uma região de sobreposição dos dois intervalos o que faz com que não se permita rejeitar a hipótese de não alteração da proporção de pobres ao nível de 5 % de significância.

passou de 0,1830 em 1995 para 0,1592 em 1999, ou seja, os pobres rurais no país experimentaram uma pequena melhoria da renda nominal. Conclui-se que no período as alterações de renda atingiram mais substancialmente os mais pobres do que aqueles que se situavam próximos ao limiar da condição de não-pobres.

**Tabela 2 – Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 –
Brasil (zona rural)**

<i>Indicador de pobreza</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio - padrão</i>	<i>Interv. Conf. 95 %</i>	<i>Design Effect</i>
1995 P ₁	0,3960	0,0084	0,3796 0,4124	20,4453
P ₂	0,1830	0,0053	0,1727 0,1934	24,3391
P ₃	0,1141	0,0041	0,1060 0,1221	22,5445
1999 P ₁	0,3756	0,0078	0,3603 0,3908	18,3293
P ₂	0,1592	0,0045	0,1503 0,1681	22,0126
P ₃	0,0916	0,0034	0,0850 0,0982	21,9651

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Na tabela 3 é apresentada a decomposição da pobreza na zona rural por regiões selecionadas. Considerando-se os intervalos de confiança para a proporção de pobres verifica-se que não ocorre variação significativa deste indicador em nenhuma região. Já quanto ao Gap de Pobreza observa-se que apenas na região Nordeste e Tocantins ocorre uma redução significativa deste indicador. A região 1 é a de maior proporção de pobres tanto em 1995 quanto em 1999 (51,42 % e 48,40 %, respectivamente) sendo que também contribui com o maior percentual de pobres: 69,38 % residiam no estado de Tocantins e no Nordeste em 1995, em 1999 este percentual alcançou 69,32 % (ver tabela 4). Este resultado permite concluir que por volta de 70 % do esforço nacional em termos de políticas de combate à pobreza rural deve ser dirigido ao Nordeste, aí incluído o estado do Tocantins. Em 1995, as regiões MG e ES, RJ e CO encontravam-se na mesma posição em termos de proporção de pobres, considerando-se os intervalos de confiança, ao passo que SP e SUL tinham proporções substancialmente menores. Já em 1999, estas 5 regiões passam a ter valores de proporção de pobres mais próximos entre si com menores ocorrências de diferenças significativas. Isto parece indicar um movimento de homogeneização da pobreza no espaço geográfico rural brasileiro, desconsiderando-se o Nordeste rural. Estas posições relativas dos índices com seus respectivos intervalos de confiança podem ser melhor visualizadas através dos gráficos 3 e 4.

Tabela 3 – Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – regiões selecionadas

1995 Região		Estimativa	desvio padrão	Intervalo de confiança 95 %		Design Effect
P ₀	TO e NE (1)	0,5142	0,0119	0,4909	0,5374(1)	20,2917
	MG e ES (2)	0,2924	0,0195	0,2541	0,3307(2)	18,5982
	RJ (3)	0,3364	0,0308	0,2760	0,3968(2)	6,1208
	SP (4)	0,1816	0,0197	0,1430	0,2202(3)	13,1933
	SUL (5)	0,2254	0,0159	0,1942	0,2565(3)	16,4482
	CO (6)	0,3697	0,0224	0,3257	0,4136(2)	8,8837
P ₁	TO e NE (1)	0,2474	0,0083	0,2311	0,2637	26,2238
	MG e ES (2)	0,1246	0,0114	0,1022	0,1470	22,4730
	RJ (3)	0,1317	0,0098	0,1125	0,1510	2,4942
	SP (4)	0,0696	0,0075	0,0548	0,0843	7,8105
	SUL (5)	0,0963	0,0079	0,0809	0,1118	14,0272
	CO (6)	0,1591	0,0154	0,1289	0,1892	14,0902
P ₂	TO e NE (1)	0,1564	0,0068	0,1432	0,1697	25,4806
	MG e ES (2)	0,0742	0,0080	0,0585	0,0899	18,4187
	RJ (3)	0,0728	0,0061	0,0608	0,0847	1,7894
	SP (4)	0,0414	0,0060	0,0297	0,0532	7,3588
	SUL (5)	0,0595	0,0054	0,0490	0,0700	9,8179
	CO (6)	0,0945	0,0120	0,0709	0,1181	13,3773

1999 Região		Estimativa	desvio padrão	Intervalo de confiança 95 %		Design Effect
P ₀	TO e NE (1)	0,4840	0,0109	0,4625	0,5054(1)	17,7054
	MG e ES (2)	0,2767	0,0181	0,2412	0,3122	16,5144
	RJ (3)	0,3255	0,0222	0,2820	0,3691	3,3687
	SP (4)	0,2153	0,0238	0,1687	0,2620	18,0165
	SUL (5)	0,2097	0,0211	0,1684	0,2510	30,2830
	CO (6)	0,3300	0,0259	0,2792	0,3808	13,2314
P ₁	TO e NE (1)	0,2111	0,0070	0,1974	0,2248	23,4676
	MG e ES (2)	0,1162	0,0098	0,0970	0,1354	17,5291
	RJ (3)	0,1138	0,0127	0,0889	0,1387	6,0705
	SP (4)	0,0838	0,0119	0,0604	0,1072	17,8080
	SUL (5)	0,0841	0,0118	0,0610	0,1071	38,2133
	CO (6)	0,1215	0,0158	0,0905	0,1526	20,5771
P ₂	TO e NE (1)	0,1215	0,0053	0,1111	0,1320	24,7402
	MG e ES (2)	0,0687	0,0071	0,0548	0,0827	14,9935
	RJ (3)	0,0529	0,0090	0,0353	0,0705	7,4224
	SP (4)	0,0500	0,0078	0,0347	0,0652	12,6611
	SUL (5)	0,0479	0,0081	0,0321	0,0638	33,2986
	CO (6)	0,0679	0,0141	0,0402	0,0955	27,8914

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Tabela 4 – Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999: contribuição das regiões selecionadas

<i>Região / Índices</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
TO e NE (1)	0,69389	0,73085	0,75487	0,69320	0,72757	0,74768
MG e ES (2)	0,10986	0,10107	0,09552	0,10155	0,09356	0,08708
RJ (3)	0,01829	0,01500	0,01285	0,01887	0,01573	0,01266
SP (4)	0,03175	0,02332	0,01842	0,04219	0,03549	0,03290
SUL (5)	0,08940	0,07685	0,06883	0,09054	0,08381	0,08072
CO (6)	0,05680	0,05292	0,04952	0,05364	0,04383	0,03895

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Gráfico 1 – Estimativas dos Índices FGT(a) – 1995 por região

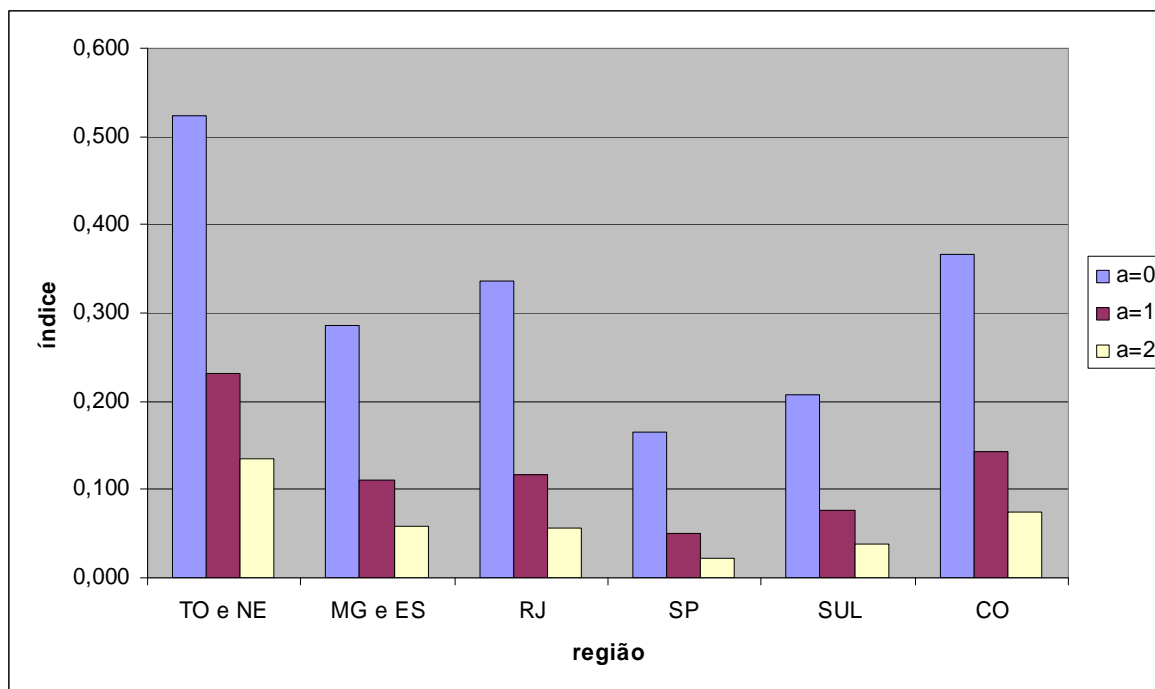


Gráfico 2 – Estimativas dos Índices FGT(a) – 1999 por região

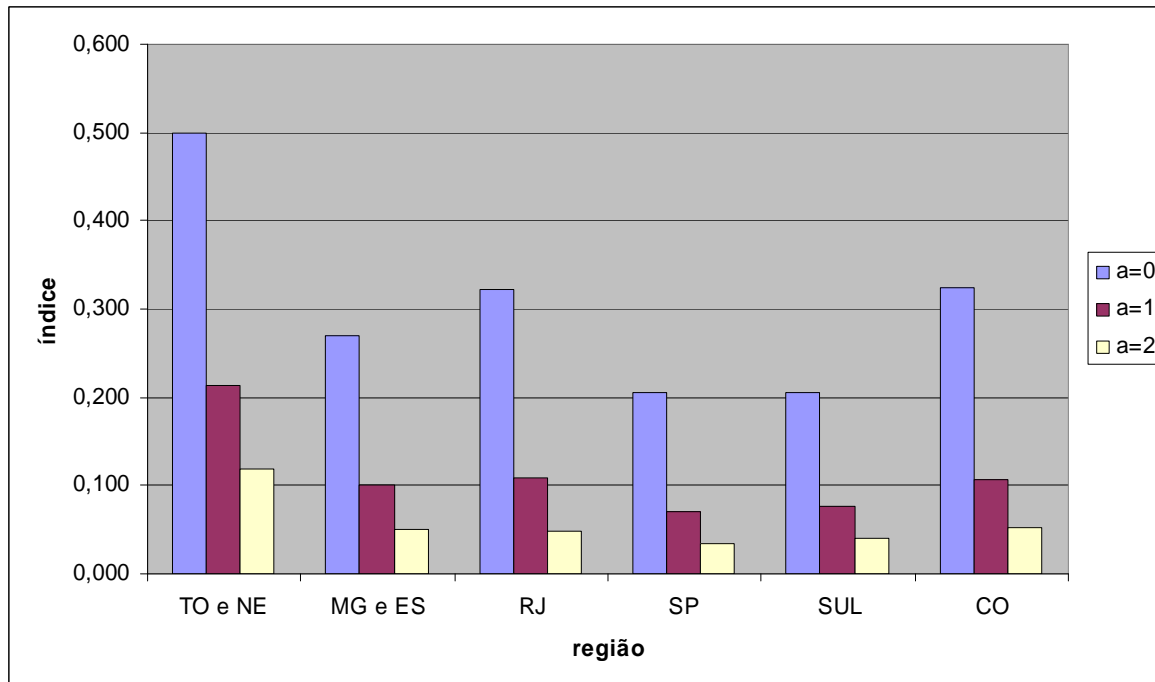


Gráfico 3 – Intervalos de confiança para proporção de pobres (P_0) por região, 1995 e 1999

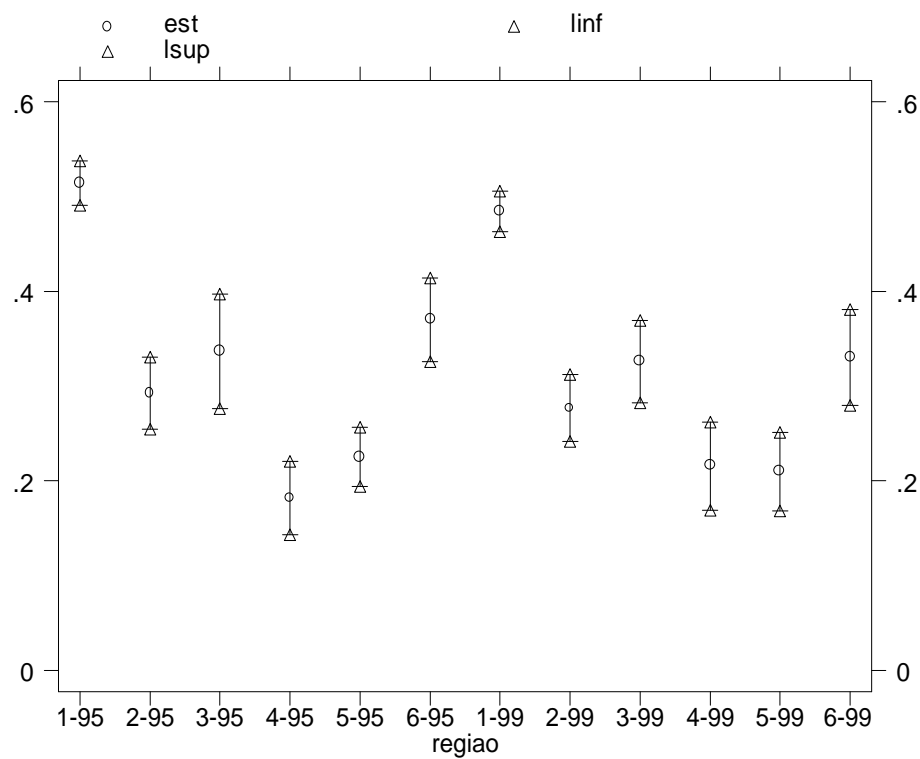
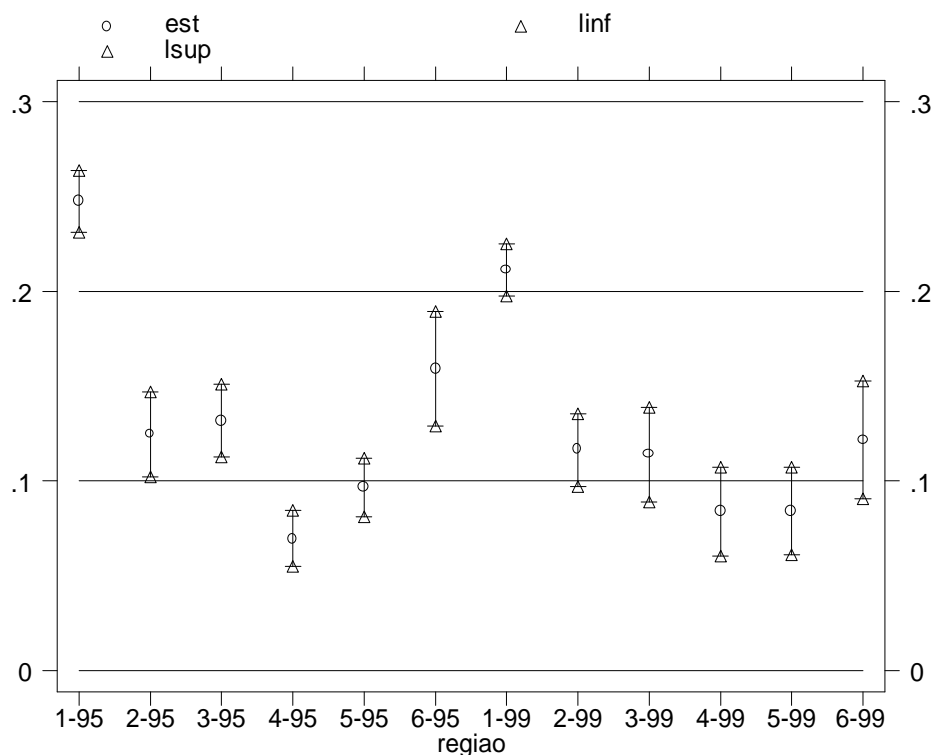


Gráfico 4 – Intervalos de confiança para Gap de pobreza (P_1) por região, 1995 e 1999



A tabela 5 apresenta a decomposição do índice FGT para regiões censitárias. Observa-se que a maior proporção de pobres encontra-se nas áreas “rurais – exclusive” (40,7% em 1995 e 38,9% em 1999), seguida pelo “rural – povoado” que também reduziu a proporção de pobres, mas ainda mantém elevado *Poverty Headcount* (37,6% em 1995 e 37,0% em 1999). Os segmentos Rural-núcleo e Rural extensão urbana tiveram suas proporções de pobres elevadas no período 95-99. Isto indica uma tendência de urbanização da pobreza rural, deslocando-se a pobreza de áreas essencialmente rurais e passando a localizar-se em estratos geográficos que apresentam algumas características já difusamente urbanas. O *Poverty Gap* também é maior na região censitária “rural – exclusive” (17,3 em 1995 e 15,9 em 1999) e eleva-se para as regiões censitárias Rural-extensão urbana e Rural-núcleo, evidenciando que a intensidade da pobreza agrava-se nas áreas mais urbanizadas do meio rural.

Tabela 5 – Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – situação censitária

<i>Região censitária</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Rural – extensão da urbana	0,15213	0,05715	0,02943	0,20632		0,03369
Rural – povoado	0,37593	0,1478	0,07967	0,36994	0,06909	0,07255
Rural – núcleo	0,28679	0,10352	0,05084	0,46339	0,14282	0,03802
Rural – outro	0	0	0	0	0,11751	0
Rural - exclusive	0,40725	0,17365	0,09749	0,38934	0	0,08731
					0,15962	

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Em relação à contribuição das regiões censitárias para a pobreza, mais de 88% dos pobres residiam na região “rural – exclusive” em 1995 e 86,4% em 1999, o que significa dizer que a maior parte dos pobres está situada nas regiões que são exclusivamente rurais. Entretanto, houve uma redução da participação dos pobres da região “rural – exclusive” no período 1995-1999 e crescimento nas demais regiões censitárias (ver tabela 6). Isto demonstra um deslocamento espacial da pobreza nas áreas rurais concentrando-se os contingentes de população pobre em áreas mais urbanizadas.

Tabela 6 - Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – participação da situação censitária

<i>Região censitária</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Rural – extensão da urbana	0,01549	0,01378	0,01271	0,02248	0,01857	0,01673
Rural – povoado	0,09963	0,09278	0,08953	0,11191	0,10659	0,10000
Rural – núcleo	0,00173	0,00148	0,0013	0,00181	0,00113	0,00068
Rural – outro	0	0	0	0,00000	0,00000	0,00000
Rural – exclusive	0,88315	0,89196	0,89646	0,86380	0,87371	0,88260

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

A tabela 7 mostra a decomposição do índice FGT por área censitária. De acordo com o *Poverty Headcount* a maior proporção de pobres encontra-se, tanto em 1995 quanto em 1999, nos municípios não auto-representativos, ou seja, nos municípios pequenos (41,7% e

40,1%, respectivamente). O *Poverty Gap* também é maior nestes municípios (nos dois anos analisados). Entretanto, cabe ressaltar que ocorre uma elevação na proporção de pobres nas áreas metropolitanas rurais e nos municípios auto-representativos. Este mesmo movimento é observado para o *Poverty Gap*. Isto mostra que o agravamento da pobreza rural concentra-se em áreas situadas mais próximas de regiões densamente povoadas, ao passo que nas áreas urbanas menos densas e municípios com menor número de habitantes verifica-se uma atenuação da pobreza rural.

Tabela 7 - Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – áreas censitárias

<i>Área censitária</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Metropolitana	0.18094	0.05944	0.02688	0.22584	0.07370	0.03484
Municípios auto-representativos	0.23754	0.09254	0.04853	0.26026	0.10139	0.05252
Municípios não auto-representativos	0.41738	0.17769	0.09983	0.40128	0.16413	0.08942

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Os municípios não auto-representativos concentravam mais de 93% dos pobres em 1995 e 90,7% em 1999 (tabela 8). Os municípios auto-representativos sofreram sensível incremento da contribuição para a pobreza entre os anos 1995 e 1999 (4,9% para 6,3%) e as áreas metropolitanas elevaram sua contribuição de 1,7 % para 2,9 %.

Tabela 8 - Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – participação das áreas censitárias

<i>Área censitária</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Metropolitana	0.01799	0.01799	0.01799	0.02969	0.02390	0.02087
Municípios auto-representativos	0.04936	0.04936	0.04936	0.06300	0.06055	0.05792
Municípios não auto-representativos	0.93265	0.93265	0.93265	0.90731	0.91555	0.92121

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Na tabela 9 é apresentada a decomposição do índice FGT por atividade principal (agrícola ou não agrícola). O resultado aponta que a proporção de pobres, o *Poverty Gap* e o *Squared Poverty Gap* foram maiores (em 1995 e 1999) para a parcela da população rural que se dedica a atividades agrícolas.

Tabela 9 - Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – atividade principal

<i>Atividade principal</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Agrícola	0.38456	0.16334	0.09164	0.37744	0.15424	0.08386
Não agrícola	0.18889	0.06483	0.03131	0.17527	0.05920	0.02910

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

A contribuição da população pobre no meio rural também é maior para aqueles que se dedicam a atividades agrícolas: cerca de 87% dos pobres do meio rural encontravam-se ocupados em atividades agrícolas em 1995 e em 1999 (tabela 10).

Tabela 10 - Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – participação da atividade principal

<i>Atividade principal</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Agrícola	0.87519	0.89666	0.90976	0.85515	0.87719	0.88765
Não agrícola	0.12481	0.10334	0.09024	0.14485	0.12281	0.11235

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Desagregando a atividade principal por ramos de atividade, percebe-se que o ramo agrícola ainda possui maior *Poverty Headcount*, *Poverty Gap* e *Squared Poverty Gap*, conforme mostra a tabela 9 (37,45 % em 1995 e 37,74 % em 1999). A contribuição do ramo agrícola para a pobreza era da ordem de 87% em 1995 e 1999 (Tabela 10).

Tabela 11 - Decomposição do Índice de Foster, Greer e Thorbecke, 1995 e 1999 – ramo de atividade

<i>Ramo de atividade</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>	<i>Poverty Headcount</i>	<i>Poverty Gap</i>	<i>Squared Poverty Gap</i>
	1995			1999		
Agrícola	0.37880	0.16005	0.08956	0.37744	0.15424	0.08386
Indústria de transformação	0.16885	0.05843	0.02857	0.14125	0.04628	0.02269
Indústria da construção	0.18233	0.06139	0.02766	0.28320	0.11188	0.05959
Outras atividades industriais	0.26826	0.09962	0.04827	0.25052	0.09178	0.04293
Comércio de mercadorias	0.17427	0.05863	0.02800	0.12469	0.04015	0.01817
Prestação de serviços	0.21315	0.07037	0.03412	0.20637	0.06727	0.03340
Serviços auxiliares da	0.06186	0.02026	0.00870	0.14910	0.03994	0.01712

atividade econômica						
Transporte e comunicação	0.07980	0.02146	0.00830	0.10101	0.03483	0.01829
Social	0.19722	0.07410	0.03834	0.13214	0.03971	0.01728
Administração pública	0.18983	0.06362	0.02837	0.12040	0.03273	0.01365
Outras atividades	0.21405	0.09152	0.04614	0.19869	0.07700	0.03783

Fonte: registros unitários (micro-dados) da PNAD/IBGE

Pelos dados da Tabela 11, os ramos de atividade não agrícola que mostram maiores índices de pobreza em 1999 são indústria da construção (28,32 %), outras atividades industriais (25,05 %) e Prestação de Serviços (230,63 %). Já os ramos com menores índices de pobreza são: Transporte e Comunicações (10,10 %), Administração Pública (12,04 %) e Comércio (12,46 %).

Na Tabela 12 são apresentados os valores das elasticidades-Gini e as elasticidades-crescimento da pobreza. Na região 1, por exemplo, um aumento de 1 na renda média da população rural (traduzido em termos de um aumento generalizado de renda para toda a população rural, mas mantendo-se as mesmas condições de distribuição de renda, ou seja, um deslocamento da curva de Lorenz para a direita, mantendo-se fixo os seus demais parâmetros) resultaria em uma redução de 0,91 % no FGT(0) – proporção de pobres – e 1,24 % na intensidade de pobreza. Na região 4 (Estado de SP) ocorre o maior valor da elasticidade-Gini para todos os indicadores, sendo que nela uma redução de 1 % na concentração de renda resultaria em uma queda de 10,92 % no valor do FGT(2). Este resultado, quando confrontado com o baixo dinamismo em termos de redução da pobreza verificado na região (Tabela 4) leva-nos a concluir que se tem verificado uma elevada concentração de renda na área rural da região durante o período de análise, o que vem prejudicar a tendência de redução da pobreza, apesar da ocorrência de um elevado aumento da renda média *per capita* (Tabela 3).

Dois aspectos devem ser salientados a partir do exame dos resultados apresentados na Tabela 12. O primeiro é que, da mesma forma que em outro estudo (Gibson, J., 2001), verifica-se que as medidas de pobreza rural são mais sensíveis a mudanças na desigualdade do que a mudanças nas rendas médias. Em segundo lugar, observa-se que os valores absolutos das elasticidades tornam-se maiores em 1999 quando comparados com 1995, o que significa que a pobreza está se tornando mais facilmente aliviada tanto através do

crescimento econômico como por meio de redistribuição, pelo menos na atual fase do desenvolvimento rural do país. Com exceção da região 2 (MG e ES), para a elasticidade-Gini, e considerando-se o indicador FGT(2), todas as outras regiões aumentam a elasticidade no período.

Tabela 12- Elasticidades-Gini e Elasticidades-Crescimento da Pobreza

<i>Região</i>	<i>Índice de pobreza</i>	<i>MEAN CONSUMPTION</i>	<i>GINI INDEX</i>	<i>MEAN CONSUMPTION</i>	<i>GINI INDEX</i>
		1995		1999	
Nordeste	H	-.91147	.47256	-.98224	.57862
+	PG	-1.24095	2.16184	-1.35420	2.38683
Tocantins	FGT2	-1.44000	3.78350	-1.58473	4.11171
MG e	H	-1.30076	2.15366	-1.34865	1.93693
ES	PG	-1.62472	5.34574	-1.70707	4.88791
	FGT2	-1.82138	8.32706	-1.96599	7.69597
Rio de	H	-1.35358	1.56163	-1.55091	1.58067
Janeiro	PG	-1.89997	4.34569	-2.04112	4.09949
	FGT2	-2.32023	6.98425	-2.36755	6.45136
São Paulo	H	-2.00148	3.90332	-1.80306	4.46532
	PG	-2.40877	7.64783	-2.08019	8.62815
	FGT2	-2.57694	10.92601	-2.12392	12.21297
Sul	H	-1.04924	1.29675	-1.07830	1.38905
	PG	-1.38116	3.94286	-1.40709	4.10077
	FGT2	-1.66219	6.52607	-1.64648	6.69732
Centro-Oeste	H	-.88595	.64793	-.92018	.75552
	PG	-1.19522	2.60545	-1.23662	2.83640
	FGT2	-1.43035	4.50875	-1.45935	4.84034

Notas: 1) Fonte dos dados básicos: micro-dados da PNAD-IBGE 2) As estimativas das elasticidades foram feitas através do programa POVCAL.

3.2. Distribuição de Renda, Decomposição Setorial e Elasticidade-Gini das componentes

Na Tabela 13 são apresentados os valores das elasticidades das componentes da renda (desigualdade) e impactos do crescimento dessas componentes sobre a desigualdade, para o conjunto da população rural do Brasil. Verifica-se que as componentes de trabalho não agrícola e de capital exercem impacto positivos sobre a desigualdade, ou seja, o aumento da renda proveniente exclusivamente do aumento dessas componentes tende a elevar o coeficiente de Gini, sendo este impacto mais elevado para o decorrente de um aumento na componente de trabalho não agrícola do que o referente ao capital, no ano de 1999. A componente de renda de proveniente de trabalho agrícola, assim como de aposentadorias e transferências exercem impactos negativos sobre a distribuição de renda, ou seja, uma elevação da renda total proveniente exclusivamente do aumento de cada um

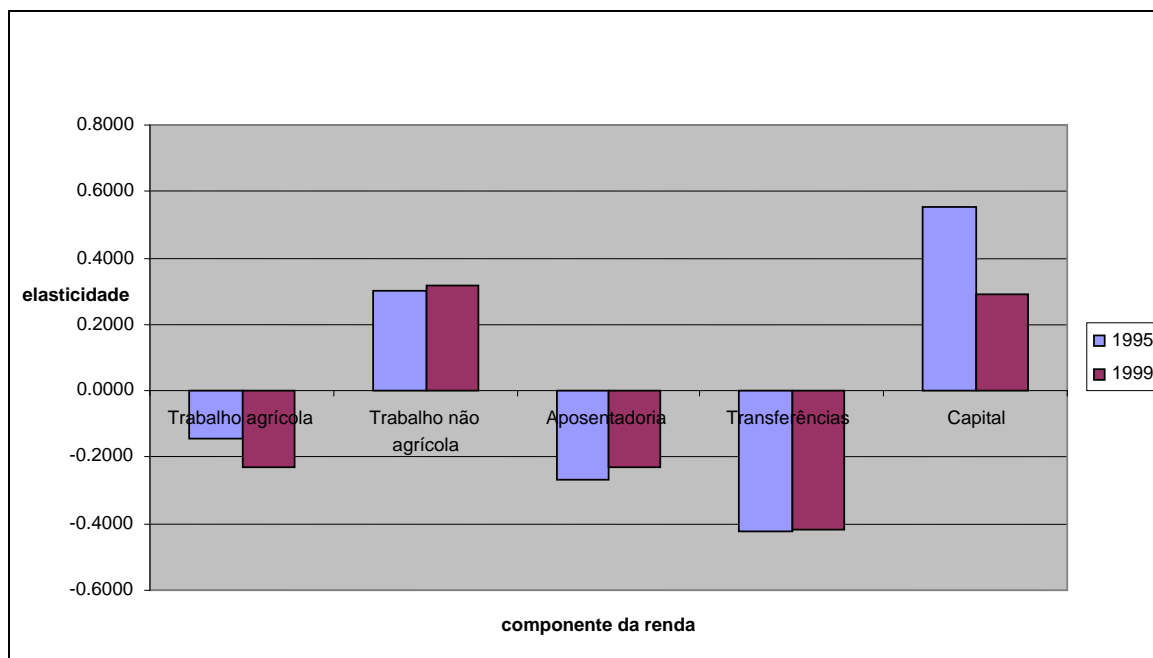
dessas componentes tende a reduzir o índice de Gini, sendo que este efeito é mais acentuado para a componente de transferências. Este resultado vem demonstrar que as políticas sociais orientadas para a redução da desigualdade de renda rural (e conseqüentemente, como vimos na seção anterior, para a redução da pobreza rural) devem concentrar-se em medidas que elevem a renda do trabalho agrícola (em detrimento das rendas não agrícolas), assim como a elevação das aposentadorias rurais e outros benefícios previdenciários.

Tabela 13 – Elasticidade das componentes de renda (desigualdade) e Impacto do crescimento as componentes de renda (desigualdade), áreas rurais do Brasil, 1995 e 1999.

<i>Componente da renda total</i>	<i>Elasticidade da componente (desigualdade)</i>		<i>Impacto do crescimento da componente (desigualdade)</i>	
	1995	1999	1995	1999
Trabalho agrícola	-0.1428	-0.2279	-0.0725	-0.1161
Trabalho não agrícola	0.3027	0.3180	0.1537	0.1620
Aposentadoria	-0.2657	-0.2309	-0.1349	-0.1176
Transferências	-0.4250	-0.4200	-0.2158	-0.2139
Capital	0.5544	0.2911	0.2815	0.1482

Notas: 1) Fonte dos dados básicos: micro-dados da PNAD-IBGE 2) As estimativas das elasticidades foram feitas através do programa POVCAL 3) Foi utilizado o valor do parâmetro do índice geral S Gini como $\rho=2$, o que recai no índice de Gini tradicional.

Gráfico 5 - Elasticidade da componente (desigualdade)



As Tabelas 14 e 15 mostram as elasticidades das componentes de renda e os impactos do crescimento dessas componentes sobre os índices de pobreza, considerando-se os três valores de parâmetros para a classe geral de índices FGT e abrangendo o cálculo apenas para a sub-amostra de domicílios da população rural da região 1 (Nordeste e Tocantins). Observa-se que a componente de rendas proveniente de aposentadorias exerce o mais forte impacto sobre os índices FGT(0) e FGP(1) mas o mesmo não ocorrendo com o índice FGT(2). Isto significa que o aumento da renda total proveniente exclusivamente nessa componente reduz substancialmente a pobreza rural, no que se refere a suas dimensões de quantidade relativa e intensidade, mas não apresenta o mesmo desempenho no que se refere à distribuição de renda entre os pobres (medido pelo FGT(2)). Este resultado pode parecer contraditório com o obtido a partir da análise das elasticidades e impactos referentes à desigualdade (Tabela 13). No entanto, aqui o reduzido valor da elasticidade (pobreza) para o índice FGT(2) refere-se estritamente à distribuição de renda entre os pobres e lá trata-se de um efeito sobre a distribuição de renda do conjunto da população rural.

Tabela 14 – Elasticidade das componentes de renda (pobreza), região Nordeste (incluindo Tocantins), 1995 e 1999.

	1995			1999		
	a=1	a=2	a=3	a=1	a=2	a=3
RENAGRI	-0.0612	-0.1783	-0.1796	-0.0962	-0.2039	-0.1996
RENNGRI	-0.0541	-0.0985	-0.0973	-0.0558	-0.1011	-0.0947
RAPOS	-0.0372	-0.1057	-0.0675	-0.1767	-0.1402	-0.0780
RTRAN	-0.0494	-0.1092	-0.0845	-0.0972	-0.1303	-0.1066
RCAP	-0.0394	-0.0653	-0.0400	-0.0819	-0.1099	-0.0915

Notas: 1) Fonte dos dados básicos: micro-dados da PNAD-IBGE 2) As estimativas das elasticidades foram feitas através do programa DAD.

Tabela 15 – Impacto do crescimento da componente de renda sobre os índices de pobreza, região Nordeste (incluindo Tocantins), 1995 e 1999.

	1995			1999		
	a=1	a=2	a=3	a=1	a=2	a=3
RENAGRI	-0.0075	-0.0099	-0.0087	-0.0085	-0.0081	-0.0068
RENNGRI	-0.0066	-0.0055	-0.0047	-0.0049	-0.0040	-0.0032
RAPOS	-0.0045	-0.0059	-0.0032	-0.0156	-0.0056	-0.0026
RTRAN	-0.0060	-0.0061	-0.0041	-0.0085	-0.0052	-0.0036
RCAP	-0.0048	-0.0036	-0.0019	-0.0072	-0.0051	-0.0037

Notas: 1) Fonte dos dados básicos: micro-dados da PNAD-IBGE 2) As estimativas das elasticidades foram feitas através do programa DAD.

4. Conclusões

A análise dos indicadores de evolução da pobreza comprovou inicialmente um fato já bastante conhecido: o de que a pobreza rural concentra-se estritamente nos Estados da região Nordeste do país. Verificou-se também que espacialmente a pobreza rural vem mostrando uma tênue mudança de perfil em direção a núcleos urbanizados nas áreas rurais, mas ainda concentra-se fortemente nas áreas essencialmente rurais. Regionalmente observou-se uma tendência de homogeneização do nível de pobreza nas áreas rurais, aproximando-se os valores das diversas regiões (excetuando-se a região Nordeste).

A concentração espacial da pobreza também ocorre mais em municípios de menor número de habitantes. Estes são os municípios com menores taxas de urbanização, mas também se observa nestas áreas índices de pobreza substancialmente mais elevados do que aqueles que ocorrem em áreas mais densamente povoadas do país (municípios auto-

representativos da PNAD e regiões metropolitanas). A população rural envolvida em atividades não agrícolas experimenta índices de pobreza com valores bem inferiores que aqueles vigentes na população empregada em atividades agrícolas.

Através do estudo de impactos sobre a pobreza de uma componente de crescimento (elasticidade-crescimento da pobreza) e de uma componente distributiva (elasticidade-Gini da pobreza) constatou-se que a segunda componente é bem mais relevante em seus efeitos de redução da pobreza, o que torna as políticas redistributivas mais eficazes do que as políticas de elevação geral da renda para o combate à pobreza rural.

Finalmente, uma das principais constatações deste estudo em termos de relevância para a formulação de políticas sociais foi a comprovação de que as rendas agrícolas assim como as aposentadorias e transferências tendem a reduzir a pobreza e a concentração de renda ao passo que as rendas não agrícolas e rendimentos “de capital” tendem a exercer efeitos opostos.

5. Referências Bibliográficas

ADAMS JR, R.H. e HE,J.J., 1995. Sources of income inequality and poverty in rural Pakistan, Research Report 102, International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.

COUDOUÉL, A., HENTSCHEL, J. e WODON,Q., 2001. Well-being measurement and analysis (draft disponível no site do World Bank, www.worldmank.org).

CHEN, S.; DATT, G.; RAVALLION, M., 1991. Povcal - A program for calculating poverty measures from grouped data, World Bank

DEATON, A., 1997 The Analysis of Household Surveys: A microeconomic approach to development policy. The John Hopkins University Press, Baltimore, Maryland, USA.

DUCLOS, J., AARAR, A E FORTIN, C, 2002. DAD: Distributive Analysis – User manual. Univesité laval, Canadá.

DUCLOS, J., 2002. Poverty and Equity: Theory and Estimation (2002), Département d'économique and CRÉFA, Université Laval, Canada.

ERCELAWN, A., 1984. Income inequality in rural Pakistan: A study of sample villages. Pakistan Journal of Applied Economics 3 (Summer): 1-28.

FIELDS, G. S., 1980. Poverty, Inequality and Development, Cambridge University Press, Cambridge

GIBSON, J., 2001 The Impact of Growth and Distribution on Poverty in Papua New Guinea University of Waikato Private Bag 3105 Hamilton, New Zeland.

GOMES, D. C.; NEDER, H. D. “Pobreza nos anos 90: os efeitos da estabilização.” In: V Encontro Nacional de Economia Política, 2000, Fortaleza – CE, Anais do V Encontro Nacional de Economia Política, Fortaleza: Sociedade de Economia Política, 2000.

GOMES, D. C.; NEDER, H. D. A pobreza nos Brasil na década de 90: indicadores e características, 2001. (mimeo)

IBGE, 1999. Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar – dados em CD ROM.

JENKINS, S., 1999. POVDECO: Stata module to calculate poverty indices with decomposition by subgroup. Stata Module. Boston College, in <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s366004.html>

JOLLIFFE D., SEMYKINA A., 1999. Robust Standard Errors for the Foster-Greer-Thorbecke Class of Poverty Indexes: SEPOV. Stata Technical Bulletin, STB-51

NEDER, H. D., 2001. Os Efeitos das Atividades não Agrícolas na Distribuição de Renda do Meio Rural , in Anais do XIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Recife.

PRATES, F. M. Desigualdade de renda e pobreza em Minas Gerais. Dissertação de Mestrado, CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte, 1996.

ROCHA, S. Estabelecimento e comparação das linhas de pobreza para o Brasil. Texto para discussão interna, INPES/IPEA, 1988.

ROMÃO, M.C., 1993. Pobreza: Conceito e Mensuração. Cadernos de Economia no. 13, IPEA, Rio de Janeiro, RJ.

SHORROCKS, A. F., 1982. Inequality decomposition by factor components. *Econometrica* 50 (January): 193-211.