

Efeitos da composição domiciliar e da escala equivalente sobre as medidas de desigualdade de renda e pobreza no Brasil¹

Jorge Luiz Mariano

Professor do Departamento de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
Endereço Eletrônico: jdal@ufrnet.br

Erik Alencar de Figueiredo

Professor do Departamento de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
Endereço Eletrônico: eafigueiredo@gmail.com

Área 5 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

¹ O segundo autor gostaria de agradecer o suporte financeiro do CNPq, por meio do Projeto 474227/2007.

Efeitos da composição domiciliar e da escala equivalente sobre as medidas de desigualdade de renda e pobreza no Brasil

Resumo: Este trabalho objetiva mensurar a sensibilidade de algumas medidas de desigualdade de renda e de pobreza no Brasil às variações nas escalas equivalentes e na composição dos domicílios. Para tanto, o estudo seguirá o referencial teórico desenvolvido por Coulter et al. (1992) e desenvolverá uma abordagem empírica baseada nas informações de renda e de composição familiar brasileiras no ano de 2006. Os dados serão captados junto a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD). Os principais resultados apontam para uma alteração estatisticamente significativa nos índices, indicando que a consideração de julgamentos morais e/ou parâmetros *ad hoc*, possuem um efeito relevante sobre as medidas de desigualdade e de pobreza.

Palavras-chave: Desigualdade; Pobreza; Escala equivalente.
Classificação no JEL: I30; I32; I39

Abstract: This study intends to measure the sensitivity of some measures of inequality of income and poverty in Brazil to the variations in the scales equivalents and the composition of the household. To achieve that it was used a model proposed by Coulter *et al* (1992) and it will develop an established empirical boarding in the information of Brazilian income and household composition in the year of 2006. The data had been caught next to National Research for Samples of Domiciles (PNAD). The main results point with respect to a statistical significant alteration in the indices, indicating that the consideration of moral judgments and/or parameters *ad hoc*, possess a significant effect on the measures of inequality and poverty.

Key-words: Inequality; Poverty; Equivalence scale.
JEL Classification: I30; I32; I39.

1. Introdução

A literatura sobre desigualdade de renda e pobreza geralmente assume que a renda pessoal é o único atributo relevante na mensuração da concentração da renda e da pobreza, negligenciando, com isso, um dos problemas fundamentais dessa linha de pesquisa, qual seja: a comparação do bem-estar dos indivíduos que residem em unidades familiares com diferentes tamanhos e composições e, por conseguinte, com os mais variados níveis de “necessidades”.

A saída para essa questão é admitir uma escala equivalente. Nesse sentido, a literatura empírica costuma ponderar a renda domiciliar a partir de uma função do tamanho da unidade familiar e de sua composição (por exemplo, número de adultos, crianças, mulheres e idosos), o que, de acordo com Duclos & Araar (2006), introduz julgamentos morais e/ou arbitrariedades na análise.² Com isso, surge uma importante questão: qual o impacto dos diferentes julgamentos sobre as aversões à desigualdade e pobreza?

Alguns estudos já apontaram os efeitos das escalas de equivalência sobre as medidas tradicionais de desigualdade e pobreza, destacando-se Buhmann et al. (1988) e Coulter et al. (1992). Em suma, observam-se comportamentos não-lineares dos

² A introdução desses fatores é muito comum nas análises de distribuição de renda e pobreza. As noções de aversão social à desigualdade e de dominâncias estocásticas de primeira e segundas ordens como fatores determinantes do nível de bem-estar social servem de exemplo para essa afirmação. Para detalhes ver, respectivamente, Atkinson (1970) e Shorrocks (1983).

indicadores entre as duas escalas arbitrárias usuais, renda domiciliar e renda *per capita*. Em outras palavras, seus resultados sugerem que os julgamentos sociais a cerca da sensibilidade ao tamanho da família e das diferenças nas necessidades possuem um efeito relevante sobre o cálculo dos índices.

Com vistas a mensurar estes impactos, o artigo propõe verificar como as medidas de desigualdade de renda e de pobreza se alteram quando se admitem mudanças nas escalas equivalentes. Para tanto, o estudo seguirá o referencial teórico desenvolvido por Coulter et al. (1992) e desenvolverá uma abordagem empírica baseada nas informações de renda e de composição familiar brasileira no ano de 2006. Os dados serão captados junto a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD).

Por fim, esse trabalho está organizado em cinco seções incluindo essa introdução. Na segunda seção apresenta-se a estrutura analítica do artigo (notações e definições utilizadas). A terceira trata do efeito da escala equivalente sobre os índices de desigualdade de renda e de pobreza. Os resultados são apresentados e discutidos na quarta seção. As considerações finais são realizadas na última seção.

2. Estrutura analítica

2.1. Renda e escala equivalente

A unidade de análise desse estudo é a pessoa no domicílio. Admitindo-se que a renda domiciliar é equitativamente distribuída entre os residentes no domicílio, de forma que cada pessoa recebe uma renda equivalente.

O tamanho dos domicílios é representado por ‘ s ’, ou seja, o número de pessoas de cada domicílio, $s = 1, \dots, n$. Além disso, representa-se a participação do grupo ‘ s ’ na população por p_s , tal que $\sum_{s=1}^n p_s = 1$.

Assume-se que a renda domiciliar, ‘ X ’, é continuamente distribuída no intervalo $[0, a)$.

Admiti-se que domicílios com maior número de pessoas possuem maior grau de necessidades do que domicílios menores. O parâmetro θ é a escala relativa que considera os diferentes graus de necessidades.

A escala equivalente para um parâmetro é dada por

$$M_s = M(s, \theta), \text{ em que } \theta \geq 0. \quad [1]$$

Considera-se ainda que M_s é uma função crescente em s e θ .

A renda equivalente, ‘ Y_i ’, para cada pessoa, é igual a renda domiciliar dividida pela escala equivalente, isto é

$$Y_i = X / M_s. \quad [2]$$

A suposição sobre a distribuição de X implica que a renda equivalente também possui uma distribuição contínua no intervalo $[0, b)$.

A renda média do domicílio no grupo s é \bar{X}_s , a renda média equivalente no grupo s é $\bar{Y}_s = \bar{X}_s / M_s$, e a renda média da população é \bar{Y} . Um caso especial de (1) frequentemente usado é aquele proposto por Buhmann *et al* (1988), isto é

$$M_s = s^\theta. \quad [3]$$

Esta formulação simples é usada em estudos empíricos que incluem diversas escalas que são baseadas em outras características dos domicílios além do tamanho. Alguns pesquisadores têm escolhido uma classe de escalas equivalentes que variam desde uma escala subjetiva ($\theta = 0,2$) a uma escala estatística ($\theta = 0,8$). Os dois casos extremos são representados pela renda per capita, ou seja, a *escala per capita* ($\theta = 1$) e pela renda domiciliar quando não se admite nenhum ajustamento ($\theta = 0$).

2.2. As medidas de desigualdade de renda e pobreza

No sentido de observar a influência da escala equivalente e da composição do domicílio sobre as medidas de desigualdade e pobreza no Brasil, optou-se por duas famílias de índices. Para mensurar a desigualdade escolheu-se o índice de entropia generalizada, o qual com base na escolha da aversão à desigualdade pode-se derivar, entre outros, o índice de Theil. Para mensurar a pobreza utilizou-se o índice FGT, do qual se obtém a proporção de pobres.

2.2.1. Índice de Entropia Generalizada - EG

Entre as medidas de desigualdade de renda considerou-se o índice de entropia generalizada (EG) que é dado pela seguinte fórmula:

$$I_\alpha = [1/\alpha(\alpha-1)] \int_0^b [(Y/\bar{Y})^\alpha - 1] f(Y) dY \quad . \quad [4]$$

Observa-se que para cada membro da medida de desigualdade de Atkinson há um membro equivalente do EG. Valores grandes dos parâmetros de aversão a desigualdade, $\varepsilon \geq 0$, correspondem a valores pequenos e mais negativos do EG ($\alpha = 1 - \varepsilon$). Para $\varepsilon = 0$, valor de $\alpha = 1$, obtendo-se, I_1 , ou seja, o índice de Theil.

2.2.2. Índice de pobreza FGT

A família de índices de pobreza estabelecida por Foster *et al* (1984) e reportada na literatura por FGT é representada por

$$P_\beta = \int_0^z [1 - (Y/Z)^\beta] f(Y) dY \quad , \quad [5]$$

onde Z é a linha de pobreza em termos de renda equivalente e, portanto, comum a todas as pessoas sem distinção do tipo de família. Quanto mais alto os valores de β maior seria o peso aos grandes hiatos de pobreza, e assim indicaria maior aversão à pobreza.

Da família de índices de pobreza, FGT, para $\beta = 0, 1$ e 2 , obtém-se, respectivamente, a proporção de pobres, P_0 , o hiato de pobreza, P_1 , e o hiato quadrático de pobreza, P_2 .

Assim, usando diferentes linhas de pobreza para diferentes tipos de domicílios e levando em consideração suas necessidades, tem-se que

$$Z_s = Z_1 M_s.$$

A linha de pobreza para cada grupo é definido como um múltiplo para aquela única pessoa no domicílio, onde o múltiplo é propriamente a taxa de escala equivalente. Coulter *et al* (1992) considera dois casos:

$$\begin{aligned} Z_1 &= \pi \text{ (linha de pobreza absoluta);} \\ Z_1 &= \lambda \bar{Y} \text{ (linha de pobreza relativa),} \end{aligned}$$

onde os escalares $\pi, \lambda > 0$.

3. Mudanças relativas na escala equivalente e os efeitos sobre as medidas de desigualdade e pobreza.

Segundo Coulter *et al*, o impacto de mudanças da escala equivalente sobre as medidas de desigualdade não são imediatamente óbvias por que elas dependem da razão entre a renda média do grupo e a renda média total, de forma que acréscimo em θ diminui ambos, numerador e denominador dessa razão.

Coulter *et al* mostram que se a renda domiciliar (renda não ajustada) for positivamente correlacionada com o tamanho da família e se for dado um acréscimo em θ , então a razão para aqueles domicílios com tamanho médio maior diminui mais do que para os domicílios com tamanho médio menor, resultando num efeito de aproximar a distribuição da renda equivalente, reduzindo a influência da desigualdade. Coulter *et al* argumentam que essa não é a única influência. Mudanças em θ pode também mudar a classificação dos indivíduos na distribuição da renda equivalente (efeito re-classificação).

3.1. Efeitos da mudança da escala equivalente sobre índices de desigualdade de entropia generalizada

Diferenciando o índice de entropia em relação a θ obtém-se

$$\partial I_\alpha / \partial \theta = \bar{Q}_{\alpha s} [\text{cov}(\bar{Y}_s, M'_s) / \bar{Y}] - \text{cov}(Q_{\alpha s}, M'_s) \quad . \quad [6]$$

$$\begin{aligned} \text{Em que } Q_{\alpha s} &= (\bar{Y}_s, \bar{Y})^\alpha [1 + \alpha(\alpha - 1)I_{\alpha s}] / (\alpha - 1), \quad \alpha \neq 1, \\ Q_{1s} &= (\bar{Y}_s, \bar{Y}) [1 + \log(\bar{Y}_s / \bar{Y}) + I_{1s}], \text{ para } \alpha = 1 \end{aligned}$$

A contribuição do primeiro termo da equação (6) é tornar o gráfico de $I_{\alpha s}$ contra θ como o formato de Y quando $\alpha \leq 1$, e no formato de I quando $\alpha \geq 1$.

O segundo termo, $\text{cov}(Q_{\alpha s}, M'_s)$, é mais difícil de estabelecer uma causalidade, pois, diferenciando $Q_{\alpha s}$ com respeito a $\log(s)$ sugere que os principais itens que influenciam o sinal de $\text{cov}(Q_{\alpha s}, M'_s)$ são a sensibilidade do parâmetro α , e de como a média do grupo em relação a média total e a desigualdade de cada grupo variam com o $\log(s)$.

Entretanto há alguns resultados mais evidentes, seja qual for o sinal de $\text{cov}(Q_{\alpha s}, M'_s)$. Com respeito à curva de Lorenz, para valores mais baixos de θ , acréscimo no seu valor, promoveria a equalização, isto é, $\partial I_\alpha / \partial \theta < 0$.

Em síntese, a previsão mais confiante é que para valores de α próximo a zero (que não seja sensível nem a base nem topo da distribuição), espera-se que o primeiro termo supere o segundo termo, e, portanto, o gráfico de $I_{\alpha s}$ contra θ terá a forma de Y.

Para medidas sensíveis tanto na base como no topo da distribuição, os resultados não são tão evidentes, pois, a $cov(Q_{\alpha s}, M'_s)$ desempenha um papel mais importante. Para medidas sensíveis na base da distribuição, o primeiro termo da equação (6) contribui para um relacionamento na forma de Y entre I_{α} e θ . Se nos valores mais altos de θ a $cov(Q_{\alpha s}, M'_s)$ for positiva, o gráfico entre I_{α} e θ terá um formato mais de um de um J-invertido do que no formato de Y. Se a $cov(Q_{\alpha s}, M'_s)$ for suficientemente negativa para valores altos de θ , o termo da covariância contrabalançaria a influência de equalização do primeiro termo.

Para medidas sensíveis ao topo da distribuição, o primeiro termo da equação (6) tornaria o gráfico entre I_{α} e θ com um formato de U-invertido. Um gráfico na forma de Y surgiria se, para valores mais altos de θ , a $cov(Q_{\alpha s}, M'_s)$ for negativa.

Considerando que a maioria das medidas de desigualdade mais comumente usada nos trabalhos empíricos corresponde a membros da família do índice de GE, para α na classe $[-1, 2]$, espera-se, portanto, que seja identificado um relacionamento na forma de Y entre I_{α} e θ .

Com relação ao índice de Gini não se pode analisar de acordo com o raciocínio descrito anteriormente, porque as rendas são agregadas usando pesos que dependem da classificação associadas com cada renda em vez da renda per capita. Entretanto, o relacionamento entre G e θ , provavelmente, tem um formato de Y quando mudanças nas classificações da renda (*ranks*), induzidos por mudanças em θ são relativamente pequenas.

3.2. Efeitos da mudança da escala equivalente sobre medidas de pobreza

Derivando (5) em relação a θ obtém-se

$$\partial P_{\beta} / \partial \theta = \sum_{s=1}^n p_s M'_s D_{s\beta} (1 - T_s) \quad , \quad [7]$$

onde $T_s \equiv 0$ (caso da linha de pobreza absoluta).

$$\equiv (1/M'_s) [\text{cov}(\bar{Y}_s, M'_s) / \bar{Y} + \bar{M}'_s] \quad (\text{caso da linha de pobreza relativa})$$

e $D_{s0} \equiv g^s(Z_s) Z_s > 0$

$$D_{s\beta} \equiv \beta \int_0^{Z_s} [1 - (X/Z_s)]^{\beta-1} (X/Z_s) g(X) dX > 0, \quad \beta \geq 1$$

O impacto de um acréscimo de θ sobre essas medidas de pobreza decompõe-se em três efeitos separados. Lembrando que $Z_s = Z_1 M_s$, percebe-se que um deles é via mudança em M_s , e os outros dois decorrem das mudanças em Z_1 .

O primeiro efeito é uma linha de pobreza “pura”. Quanto mais alto o valor de θ mais alto é a taxa de escala equivalente para todos os tipos de domicílios e, portanto, mais altas são as linhas de pobreza, como as distribuições de renda não se alteram, a

proporção da população pobre, P_0 , deve aumentar. O segundo efeito reflete mudanças na forma da distribuição da renda abaixo da linha de pobreza. O terceiro efeito do impacto da mudança de θ sobre os índices de pobreza é um efeito indireto da linha de pobreza, que surge quando se utiliza a linha de pobreza relativa.

A principal diferença entre a análise dos índices de desigualdade e de pobreza é que o impacto da mudança relativa na escala equivalente sobre os índices de pobreza é na mesma direção seja qual for o valor β .

4. Resultados

Esta seção será destinada à apresentação dos principais resultados do estudo. Em primeiro lugar discutem-se a origem e manipulação dos dados. Em seguida, dar-se-á atenção aos resultados relativos à sensibilidade das medidas de desigualdade e pobreza, frente à sensibilidade relativa ao tamanho da família e a sua composição.

4.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo foram captados na Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD). A pesquisa, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) desde o final da década de 1960, conta com um questionário básico envolvendo perguntas relativas às características domiciliares e pessoais, tais como: tamanho da família, renda domiciliar, nível educacional dos moradores, número de horas trabalhadas, renda pessoal, entre outras. Em alguns anos, são investigadas algumas características particulares, sumarizadas em suplementos, como por exemplo: saúde, segurança alimentar, trabalho infantil e mobilidade social.

Optou-se por trabalhar com os dados relativos ao ano de 2006. A variável de interesse é “renda domiciliar” que foi ajustada de acordo com o tamanho da família, obtendo-se a renda equivalente por

$$Y_i = X / s^{\theta}. \quad [8]$$

A composição de família também será levada em consideração, neste caso será utilizada a seguinte escala equivalente:

$$Y_i = X / [1 + \phi_1(N_A - 1) + \phi_2 N_C]^{\theta}, \quad [9]$$

em que N_A e N_C representam número de adultos e de criança, respectivamente, e ϕ_1 e ϕ_2 são os pesos (entre zero e um) atribuídos aos números de adultos de crianças de cada domicílio. O peso 1 é atribuído ao chefe da família.

Serão utilizados os seguintes valores para a escala equivalente: $\theta = 0,1; 0,2; \dots; 0,9; 1$. A composição da família também será levada em conta, neste caso será considerado o número de crianças (abaixo de 10 anos) e adultos em cada unidade domiciliar. Os valores relativos ao peso das crianças e adultos seguirão a orientação de Figini (1998). Neste sentido, têm-se três situações: a) Estrutura I, com $\phi_1 = 0,7$ e $\phi_2 = 0,5$; b) Estrutura II, com $\phi_1 = 0,6$ e $\phi_2 = 0,4$ e; c) Estrutura III, com $\phi_1 = 0,5$ e $\phi_2 = 0,3$.³

³ Foram considerados os pesos das observações. Todos os cálculos, desde a captação dos dados até o processo de estimação, foram efetuados no Software STATA 10 e os comandos podem ser obtidos junto aos autores via solicitação.

Notem que o peso das crianças é sempre inferior ao dos adultos, assim como considerado em Kakwani (1996).

A Tabela 4.1 sumariza as principais informações estatísticas da amostra. Em primeiro lugar observa-se que a maioria das famílias brasileiras (cerca de 78%) são compostas por até 4 pessoas. Na terceira coluna em diante têm-se a participação da renda média de cada estrutura familiar de acordo com os diversos valores de θ . Notem que, à exceção do último estrato (famílias com seis ou mais membros), a proporção da renda equivalente cresce na medida em que cresce o tamanho da família. Este padrão é observado para pequenos valores da sensibilidade (especificamente, $\theta = 0$ e $\theta = 0,25$). A partir do $\theta = 0,50$ essa lógica se inverte. Ou seja, as famílias menores tendem a apresentar uma maior renda equivalente.

Tabela 4.1: Média da renda equivalente por tamanho da família e θ

Tamanho da família	Tamanho da família (%)	Média da renda equivalente (como um % da média total) $100 \times (\bar{Y}_s / \bar{Y})$				
		$\theta = 0,00$	$\theta = 0,25$	$\theta = 0,50$	$\theta = 0,75$	$\theta = 1,00$
1	11	67	84	116	142	188
2	20	96	105	118	126	135
3	24	101	102	101	99	94
4	23	115	109	100	92	81
5	12	109	116	84	75	61
6 +	10	97	83	65	54	41
Renda Média Total		1623	1292	935	764	577
$cov[Y, \log(s)] / \bar{Y}$		0,054	0,004	-0,075	-0,133	-0,223

Fonte: Dados da pesquisa.

Outro comportamento de destaque é que a renda dos domicílios pequenos (com até dois componentes) cresce na medida em que θ cresce. Já nos domicílios maiores (com mais de três componentes) o comportamento é inverso. Este padrão é refletido pela covariância normalizada entre a renda ajustada e o logaritmo do tamanho da família, que se torna negativa a partir do $\theta = 0,50$.

As subseções seguintes serão destinadas às apresentações dos resultados. Em primeiro lugar destacam-se os comportamentos das medidas de desigualdade e pobreza frente à variação no parâmetro de sensibilidade. Em seguida serão investigados os efeitos das variações no parâmetro de sensibilidade e na composição da família.

4.2. Efeitos da Variação da escala equivalente nas medidas de desigualdade

A análise empírica atende a diversos propósitos. Em primeiro lugar, serve como uma comprovação para os resultados teóricos desenvolvidos nas seções 2 e 3. Em segundo lugar, acredita-se que as sensibilidades dos indicadores de concentração de renda e das medidas de pobreza devem ser consideradas em uma estratégia política voltada para a distribuição de renda.

Sob o ponto de vista teórico espera-se que as principais medidas de concentração de renda apresentem um formato de U. Ou seja, partindo de uma sensibilidade igual a

zero, o crescimento de θ tende a equalizar a curva de Lorenz, reduzindo o nível de desigualdade. Porém, este movimento possui um limiar a partir do qual a medida de desigualdade torna a crescer.

Uma observação preliminar parece corroborar esta afirmação para os indicadores de Gini e Theil, Figuras 4.1 e 4.2, respectivamente. Contudo, um olhar mais cuidadoso indica que as curvas estão mais próximas de um J do que de um U. Ou seja, a curva de Lorenz se distancia da linha de igualdade quando a sensibilidade se aproxima de um. Vale salientar que este comportamento também é observado nos índices de Atkinson e na Variância do Logaritmo, Figuras A.1, A.2 e A.3 em anexo. Uma explicação reside no seguinte raciocínio, quando $\theta \rightarrow 1$ há uma redução no *share* da renda dos mais pobres, seguido por um aumento na proporção da renda dos mais ricos. Com isso, o índice de desigualdade cresce. É importante salientar, que as menores rendas equivalentes entre as famílias com mais de um membro, são observadas entre as famílias com seis ou mais membros (Tabela 4.1).

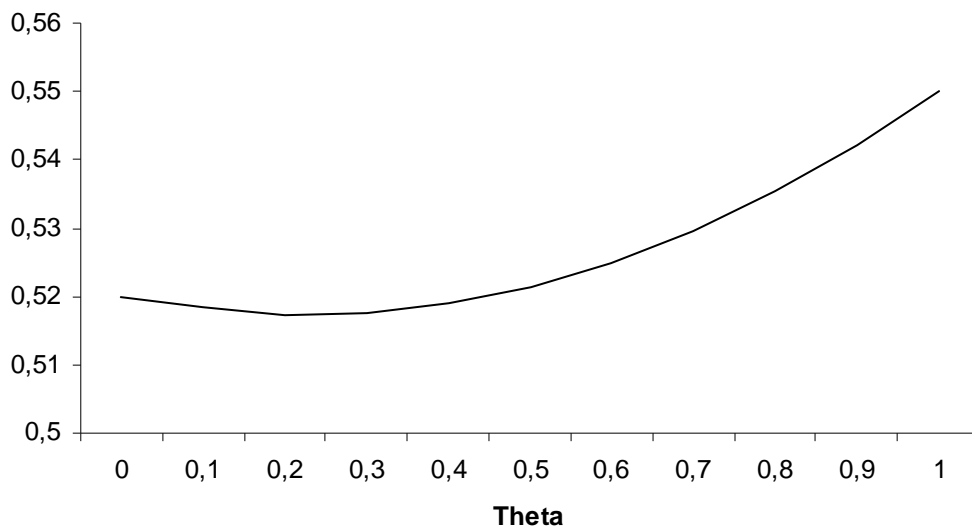


Figura 4.1: Índice de Gini.

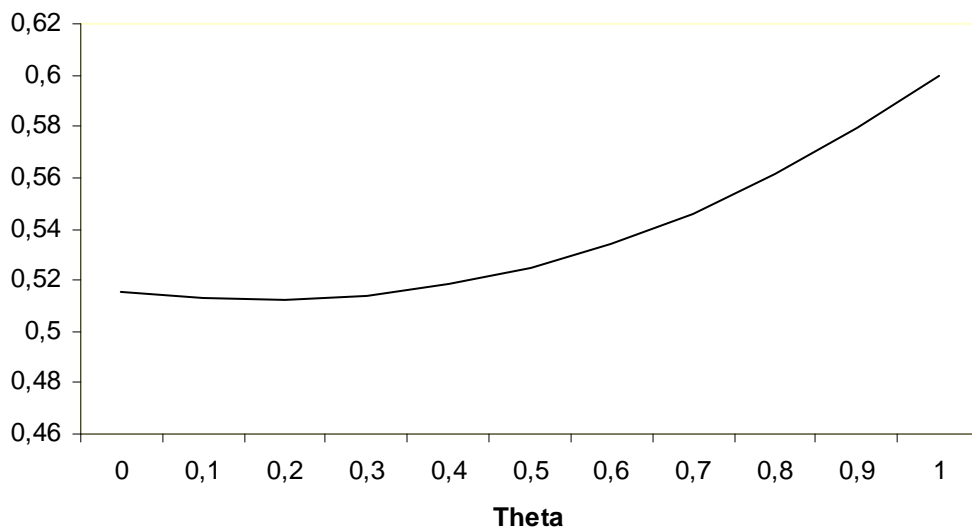


Figura 4.2: Índice de Theil.

Grosso modo, observou-se uma variação de 6% no índice de Gini e de 16% no Theil quando se transitou da renda domiciliar para a renda per capita. Essas variações podem ser consideradas expressivas e foram próximas às mudanças observadas por Coulter et al. (1992) ao investigarem os dados do Reino Unido. Entretanto, elas são estatisticamente significativas? Para responder a esta questão foram calculados os intervalos de confiança dos indicadores considerando um desvio padrão calculado via simulação de *bootstrap* com 100 réplicas, seguindo a orientação de Kovaevic & Binder (1997). Os resultados das estimações encontram-se sumarizados na Tabela 4.2.

Tabela 4.2: Indicadores de Desigualdade (valores selecionados de θ)

Sensibilidade	Indicadores	
	Gini	Theil
$\theta = 0,00$	0,5199 [0,5160; 0,5236]	0,5152 [0,5084; 0,5250]
$\theta = 0,50$	0,5214 [0,5187; 0,5242]	0,5249 [0,5188; 0,5243]
$\theta = 1,00$	0,5502 [0,5473; 0,540]	0,6001 [0,5904; 0,6122]

Fonte: Dados da pesquisa. Intervalo com 95% de confiança colchetes.

Nota-se que a variação nos indicadores de desigualdade foi estatisticamente significativa para ambas as medidas, quando comparadas a renda domiciliar e a *per capita*. De uma forma prática, na transição dessas duas situações extremas, os valores dos índices se alteraram fora dos seus intervalos de confiança.

4.3. Efeitos da Variação da escala equivalente nas medidas de Pobreza (FGT)

No que se refere às medidas de pobreza observam-se comportamentos similares ao das medidas de desigualdade. Em suma, por restrição de espaço, consideraram-se apenas os indicadores de proporção de pobres e FGT⁴, com um $\beta = 2$. As linhas de pobreza variam de acordo com o parâmetro de sensibilidade, adotou-se um limiar de um meio do valor mediano. Os resultados contidos nas Figuras 4.3 e 4.4 indicam um comportamento próximo a J, assim como observado nos índices de desigualdade.

⁴ Uma ampla discussão relacionada aos conceitos e as medidas de pobreza pode ser encontrada em Duclos & Araar (2006).

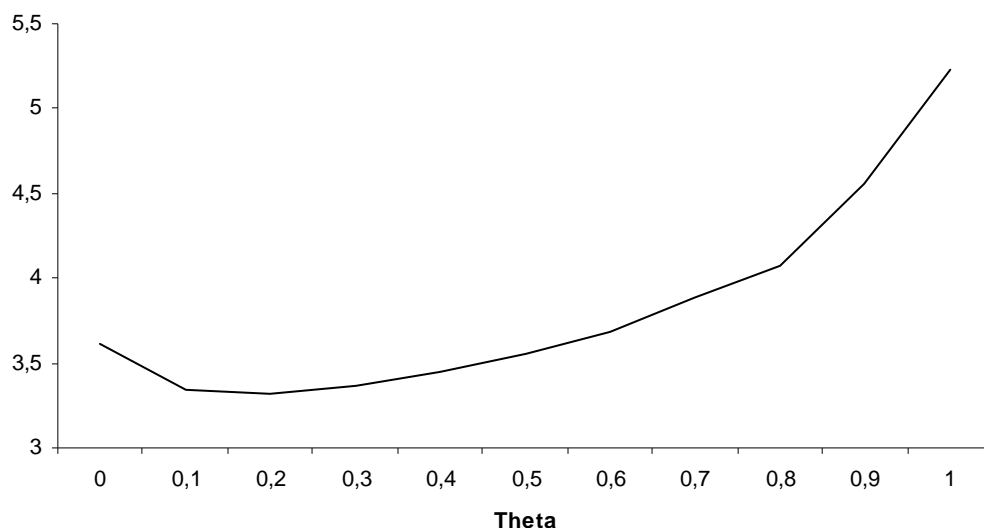


Figura 4.3: Medida de Pobreza – FGT.

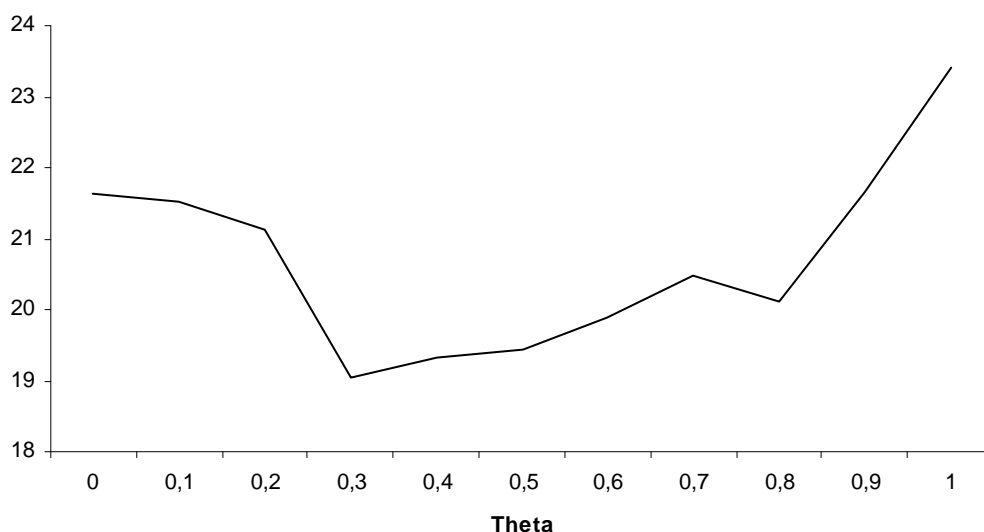


Figura 4.4: Medida de Pobreza – Proporção de Pobres.

Os dados indicam que na transição entre a renda domiciliar e *per capita* houve um aumento de 44% no FGT e de 8% na proporção de pobres. Novamente, o cálculo dos intervalos de confiança, utilizando-se da simulação de *bootstrap*, contido na Tabela 4.3, aponta para a significância estatística das alterações.

Tabela 4.3: Indicadores de Pobreza (valores selecionados de θ)

Sensibilidade	Indicadores	
	FGT	Proporção
$\theta = 0,00$	0,0378 [0,0370; 0,0384]	0,2286 [0,2253; 0,2314]
$\theta = 0,50$	0,0358 [0,03519; 0,0364]	0,1943 [0,1919; 0,1966]
$\theta = 1,00$	0,0522	0,2340

Fonte: Dados da pesquisa. Intervalo com 95% de confiança colchetes.

Os resultados relativos às medidas de desigualdade e de pobreza dessa subseção reforçaram as conclusões extraídas do comportamento das medidas de desigualdade. Ou seja, as medidas de pobreza também sofrem um impacto significativo quando se alteram as escalas equivalentes. Contudo, contrariando a expectativa teórica, as curvas assemelham-se mais de uma forma J do que de U. Ou seja, as medidas apresentam uma maior sensibilidade no topo da escala.

A comparação dos comportamentos dos indicadores de desigualdade e pobreza brasileiros com os internacionais aponta algumas diferenças, mais especificamente, em relação aos estudos de Coulter et al. (1992), utilizando os dados do Reino Unido relativos ao ano de 1986 (UK Family Expenditure Survey), e de Figini (1998), investigando o comportamento dos países que compõem o Luxembourg Income Study. A diferença marcante diz respeito ao comportamento da desigualdade e da pobreza quando o θ se aproxima de 1. Nestes estudos, os indicadores apresentam um formato de U, porém com valores maiores quando o θ se aproxima de zero. No caso brasileiro esta lógica se inverte, isto é, os valores do índice são maiores quando o θ se aproxima de um e a curva se assemelha mais a um J. Ou seja, as medidas apresentam uma maior sensibilidade no topo da escala.

Em suma, constatou-se que o parâmetro de sensibilidade ao tamanho da família produz mudanças significativas nas medidas de desigualdade e pobreza. Neste sentido, surge outra questão: a composição da família também interfere no cálculo desses índices? A subseção seguinte tentará responder a essa pergunta.

4.4. Efeitos da variação na escala equivalente e na composição da família

A análise da composição da família será pautada em três situações: a) Estrutura I, com $\phi_1 = 0,7$ e $\phi_2 = 0,5$; b) Estrutura II, com $\phi_1 = 0,6$ e $\phi_2 = 0,4$; e c) Estrutura III, com $\phi_1 = 0,5$ e $\phi_2 = 0,3$. Note-se que o peso das crianças é sempre inferior ao dos adultos. Onde ϕ_1 representa o peso dos adultos, exclusive o chefe da família e ϕ_2 denota o peso das crianças abaixo de dez anos. Como já destacado, esta estruturação baseia-se em Figini (1998) e Kakwani (1996).

As Tabelas 4.4 e 4.5 apresentam os resultados dos índices de Gini e Theil para as Estruturas I, II e III e alguns parâmetros de sensibilidade selecionados. Regra geral, não há uma mudança significativa entre as estruturas. Contudo, observam-se movimentos relevantes para os diferentes parâmetros de sensibilidade, reforçando os resultados das subseções anteriores.

Tabela 4.4: Indicador de Desigualdade de Gini (Diferentes Composições da Família)

Sensibilidade	Gini		
	Estrutura I	Estrutura II	Estrutura III
$\theta = 0,10$	0,5181 [0,5161; 0,5214]	0,5182 [0,5149; 0,5207]	0,5184 [0,5157; 0,5217]
$\theta = 0,50$	0,5177 [0,5142; 0,5203]	0,5170 [0,5145; 0,5202]	0,5164 [0,5133; 0,5190]
$\theta = 1,00$	0,5335 [0,5310; 0,5366]	0,5293 [0,5271; 0,5333]	0,5250 [0,5221; 0,5276]

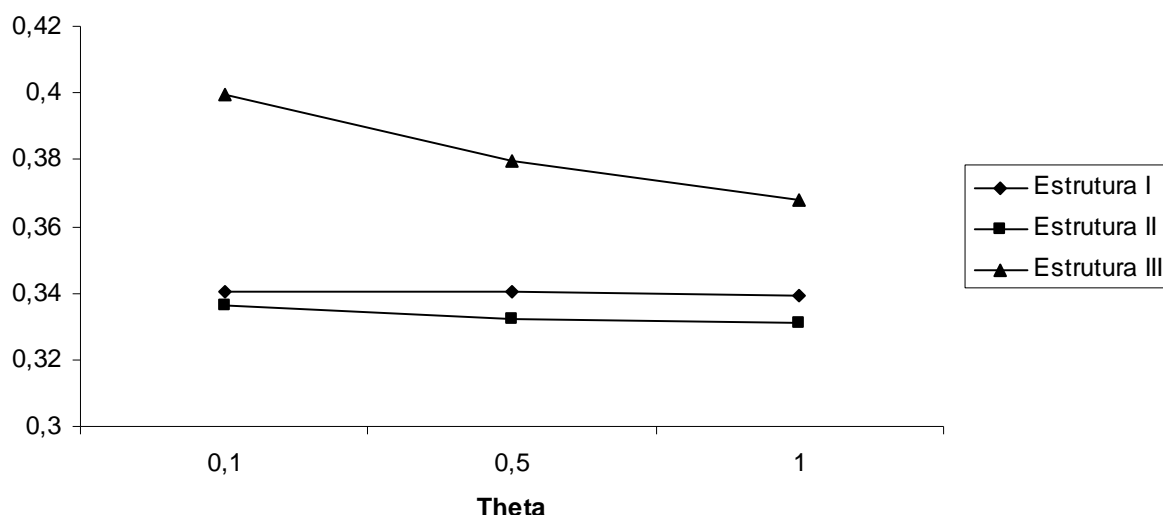
Fonte: Dados da pesquisa. Intervalo com 95% de confiança colchetes.

Tabela 4.5: Indicador de Desigualdade de Theil (Diferentes Composições da Família)

Sensibilidade	Theil		
	Estrutura I	Estrutura II	Estrutura III
$\theta = 0,10$	0,5124 [0,5161; 0,5214]	0,5125 [0,5055; 0,5201]	0,5126 [0,5067; 0,5215]
$\theta = 0,50$	0,5161 [0,5040; 0,5224]	0,5142 [0,5068; 0,5212]	0,5124 [0,5047; 0,5199]
$\theta = 1,00$	0,5577 [0,5480; 0,5681]	0,5468 [0,5402; 0,5564]	0,5360 [0,5276; 0,5434]

Fonte: Dados da pesquisa. Intervalo com 95% de confiança colchetes.

Quando se comparam os resultados com e sem a consideração da composição da família, observam-se reduções nos índices de desigualdade. Por exemplo, para um $\theta = 0,50$ o índice de Gini sem a composição da família é de 0,5214 (Tabela 4.2); quando consideram-se diferentes pesos dos componentes da família, ele reduz-se para 0,5177 (Tabela 4.4, Estrutura I).

**Figura 4.5:** Medida de Pobreza – FGT (Composição da Família).

O comportamento dos índices de pobreza (FGT) é sintetizado na Figura 4.5. De uma forma geral, controlados pela composição da família, os índices possuem uma relação inversa com o parâmetro de sensibilidade ao tamanho da família (θ). Novamente, a composição da família parece contrabalançar o efeito da sensibilidade. Observa-se também que a Estrutura III está exposta aos maiores índices. Ou seja, quanto menor o peso dos indivíduos dentro da família, maior a pobreza. De acordo com Figini (1998), este comportamento se deve à distribuição dos adultos e das crianças dentro dos domicílios. Normalmente, o número de adultos dentro do domicílio cresce ao longo da distribuição. Assim, fixado o peso das crianças, um acréscimo no peso dos adultos, reduz a desigualdade. Contudo, assim como nos índices de desigualdade, esta mudança não foi estatisticamente significativa.

5. Considerações Finais

Esse artigo mensurou o impacto das escalas equivalentes sobre os indicadores de desigualdade e de pobreza. Para tanto, duas estratégias foram adotadas. Na primeira, variou-se o parâmetro de sensibilidade da renda em relação ao tamanho da família. A segunda incorporou os efeitos da composição da família.

De uma forma geral, observou-se que a fixação arbitrária de escalas interfere de maneira estatisticamente significativa nos valores dos índices. A consideração do parâmetro de sensibilidade fez com que os indicadores de desigualdade (Gini e Theil) apresentassem um formato de J. Ou seja, as medidas mostraram uma maior sensibilidade ao topo da escala. Os indicadores de pobreza se comportaram de maneira similar.

Quando adotou-se a sensibilidade à composição da família (número de adultos e crianças), observou-se uma relação inversa entre os indicadores (pobreza e desigualdade) e o parâmetro de sensibilidade. Ou seja, quando controlada a composição da família, os índices tendem a reduzir quando o $\theta \rightarrow 1$.

Entretanto, estes resultados lançam algumas dúvidas relacionadas ao processo de mensuração do bem-estar via indicadores de concentração de renda e pobreza, tais como: qual seria o nível de escala equivalência adequado aos dados brasileiros? Quais os pesos que devem ser atribuídos para a composição familiar? As respostas para estas questões servirão como ponto de partida para o desenvolvimento de pesquisas futuras.

6. Referências

ATKINSON, A. On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2:244-26, 1970.

BUHMANN, A.B., RAINWATER, L., SHUMANUS, G. e SMEEDING, T. Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database. *Review of Income and Wealth*, vol. 34, p. 115-142, 1988.

COULTER, F. A. E.; COWELL, F. A. & JEKINS, S. P. Equivalence scale relativities and the extent of inequality and poverty. *The Economic Journal*, 102, p. 1067-1082, 1992.

_____ Differences in needs and assessment of income distributions. *Bulletin of Economic Research*, 44:2, p.77-124, 1992.

DUCLOS, J-Y. & ARAAR, A. *Poverty and equity: measurement, policy, and estimation with DAD*. New York, Springer, 2006.

FIGINI, P. *Inequality Measures, Equivalence Scales and Adjustment for Household Size and Composition*. Working Paper No. 185. Department of Economic, Trinity College, June, 1998.

FOSTER, J. GREER, J., & THORBECK, E., A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, vol. 52, n.3, p.761-24, 1984.

KAKWANI, N. Economic Growth, Poverty and Government. Income Support Programmes with Applications to Australia. In BALDASSARI et al. *Equity, Efficiency and Growth: the Future of Welfare State*. London; MacMillan, 1996.

KOVAEVIC, M. & BINDER, D. Variance estimation for measures of income inequality and polarization. *Journal of Official Statistics* 13(1): 41–58, 1997.

SHORROCKS, A. Ranking income distributions. *Economica*, 50:1-17, 1983.

Anexo A

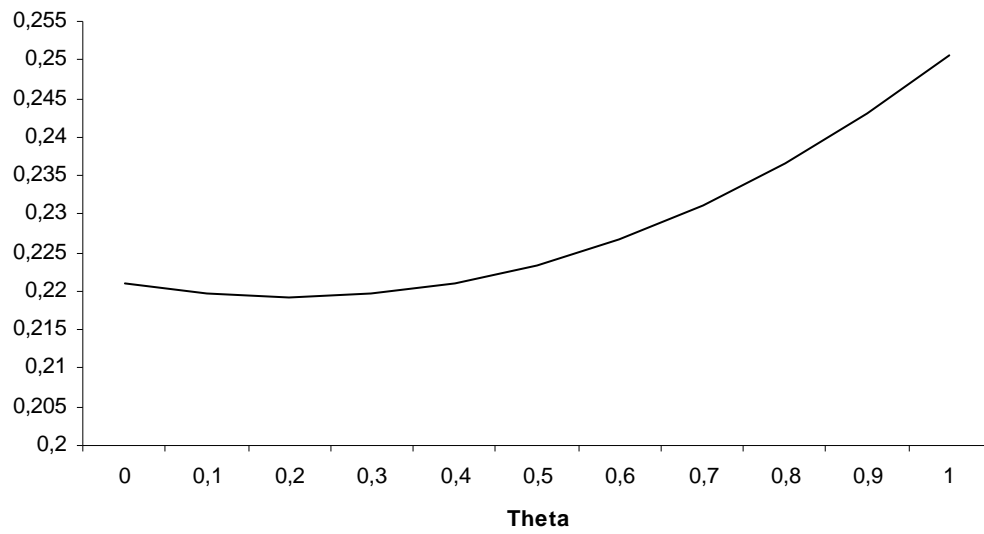


Figura A.1: Índice de Atkinson (Parâmetro de Aversão à Desigualdade igual a 0,5).

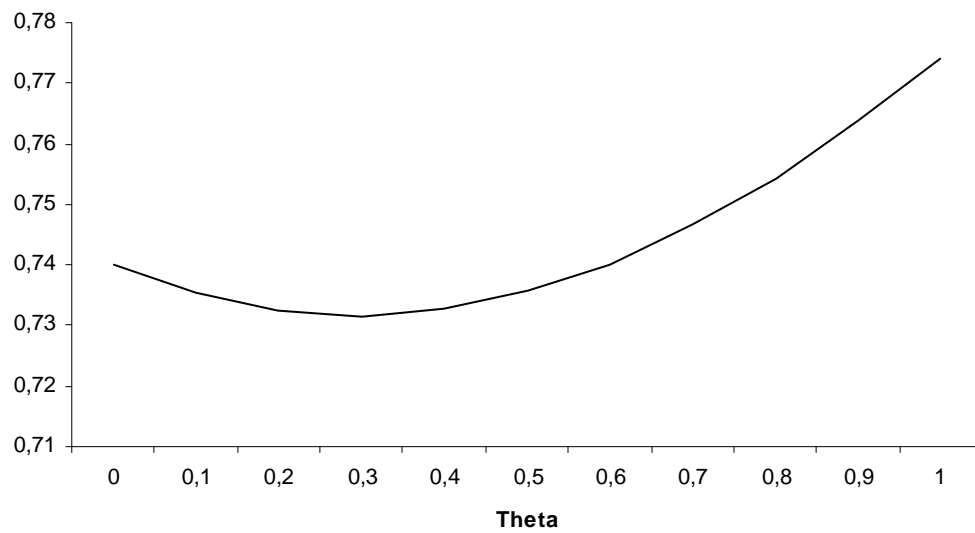


Figura A.2: Índice de Atkinson (Parâmetro de Aversão à Desigualdade igual a 2,5).

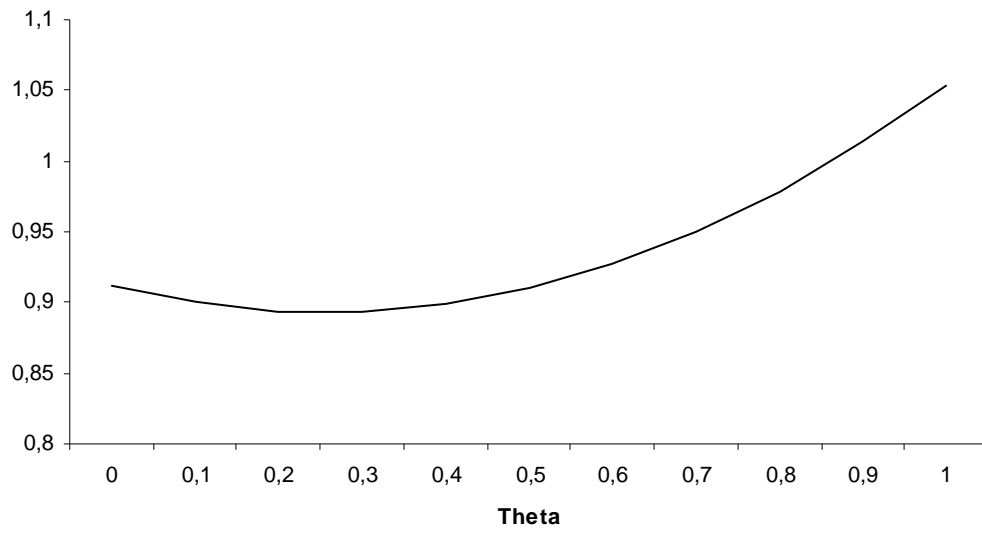


Figura A.3: Variância do Logaritmo.