我国农村低收入群体贫困变动及其影响因素
——基于福建省农村居民收入分组数据的分析

谢东梅
(福建农林大学 经济与管理学院,福州 350002)

摘 要:旨在考察一个较长的时间序列内农村低收入人口贫困状况的动态变化,探明经济增长和收入分配等宏观层面影响因素与贫困指数之间的定量关系与内在联系。基于 GQ 模型和(模型,选取具备可分解性的 FGT 指数,采用 1990—2006 年福建省农村居民收入分组面板数据,分别运用 4 条低收入标准线对低收入群体的 H 指数、PG 指数、SPG 指数和贫困弹性进行模拟。实证结果表明,福建省的经济增长有效减少了绝对低收入人口数量,而收入分配差距的扩大却降低了低收入群体的潜在福利,从而影响农村相对贫困的减少效果。

关键词:低收入群体;贫困指数;贫困弹性;同等贫困函数;洛伦茨曲线
中图分类号:F323.8 **文献标识码**:A **文章编号**:1002-980X(2008)11-0120-08

自 1978 年改革开放以来,中国经济实现了近 30 年的快速增长。人均 GDP 由 1978 年的 379 元上升到 2006 年的 15 930 元,扣除物价影响因素,GDP 年平均增长率超过 8%。在经济社会快速发展的大背景下,我国 2 亿多农村人口摆脱了贫困状态,农村减贫战略取得了举世瞩目的伟大成就,得到了国际社会的高度评价,并成为一些发展中国家的努力方向。同时,我们也应该看到,中国农村还有一定数量的低收入人口。国家统计局农村司对全国 31 个省(自治区、直辖市)的 6.8 万户农村住户进行抽样调查,数据显示:2005 年末全国初步解决温饱但还很不稳定的农村低收入人口为 4067 万人,占农村总人口的 4.3%;2006 年末为 3 550 万人,占农村总人口的 3.7%。在普遍的经济增长中,这些低收入群体怎样才能更好地分享经济改革的成果,如何对低收入群体提供社会保护,是政府和学术界非常关注的理论与现实问题。

1 农村低收入群体内涵的理论界定与标准确定

1.1 两个基本判断

低收入群体是一个相对的、动态的概念,其普遍存在于任何国家或地区的任何时期。无论一个国家或地区的发达程度、富裕程度如何,总有一部分群体处于收入相对较低的状态。在探讨低收入群体问题时,首先基于一个基本的判断:中国农村低收入群体是在整体经济发展水平大幅度提高的基础上而存在的。1990 年中国农村人均纯收入为 686 元,2006 年达到 3587 元,扣除物价上涨因素,农村人均纯收入年平均增长率为 5.33%。一般而言,低收入群体可以分为两部分:个人或家庭的收入水平无法满足其基本的生活需要;收入水平可以满足其基本的生活需要,但收入增加幅度明显低于当地其他人的收入增长幅度,是一种相对的低收入。于是,低收入群体的界定就有绝对标准和相对标准两种:绝对标准指个体收入水平低于一定的标准,如低于国家规定的绝对贫困线、最低生活保障线等;相对标准指先将居民的收入水平从低到高分为若干等级并进行排列,再选定其中的某一个比例作为划分低收入群体的标准。发达国家对低收入群体的界定一般采用相对标准,即通常将 20%的最低收入人口确定为低收入人群,而不考虑其经济发展状况水平;而发展中国家由于经济发展水平和救助资源的制约,目前尚难以将这么高比例的低收入人口界定为低收入群体,通常

收稿日期:2008-09-10
基金项目:福建省社会科学规划项目"和谐社会的社会保障目标体系构建及其运行机制研究"(2007B033);福建省教育厅 A 类社会项目"海峡西岸经济区建设中福建省农村社会保障体系构建研究"(JA07088S)
作者简介:谢东梅(1968—),福建德化人,福建农林大学经济与管理学院金融系副主任,副教授,管理学博士,2007 年 7 月-2008 年 4 月美国亚利桑那大学农业与资源经济系访问学者,主要研究方向:农业经济管理、农村社会保障。

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

降低该比例。为了保障这部分低收入群体的基本生活需要,发展中国家对低收入群体的界定往往更倾向于选择绝对标准。

国内外学者对于低收入群体的研究总是与贫困问题紧密联系在一起——这是探讨低收入群体问题的另一个基本的判断。低收入群体是收入初始分配中取得较低收入的一部分人群,而贫困则是这部分人群所处的一种社会经济状况;因而,可以通过确定低收入标准线来定量测度低收入群体的贫困状况及其变动趋势。

1.2 4条低收入标准线

本研究分别采用2条绝对标准线和2条相对标准线来划分低收入人群。

绝对标准包括:①中国农村绝对贫困线的标准。该标准是国家统计局根据"最低食物支出-恩格尔系数"法确定的,各年会随农村消费价格指数(consumer price index,CPI)变化作相应调整。②世界银行确定的每人每日1 $的国际标准贫困线的标准。该标准按人民币购买力平价(purchasing power parity,PPP)计算,与农村居民最低生活保障标准线接近。

相对标准包括:①以农村居民年人均纯收入40%为标准。OECD成员国中的美国、加拿大和日本等国家以社会平均收入的40%作为相对低收入的标准。②以农村居民年人均纯收入的50%为标准。欧共体成员国以社会平均收入或中等收入的50%作为相对低收入的标准。

2 农村低收入群体贫困状况测度

2.1 测度指标选择

测度指标的选择涉及价值判断、社会观念、政策目标等因素。科学、合理、全面的低收入群体测度指标必须满足如下一系列公理性要求:

1)弱单调性公理:假定其他情况不变,若任意一个低收入者收入减少,则测度指数应上升。

2)强单调性公理:假定其他情况不变,若任意一个低收入者收入增加,并且可能越过低收入标准线,则测度指数下降。

强、弱单调性公理强调低收入者收入发生的任何变化。

3)弱转移性公理:假定收入在低收入群体中由一个较低收入者向相对更接近于低收入标准线的另一较低收入者转移,转移后,若后者未越过低收入标准线,则测度指数应上升。

4)强转移性公理:假定收入在低收入群体中由一个较低收入者向相对更接近于低收入标准线的另一较低收入者转移,转移后,后者虽然可能越过低收入标准线,但测度指数同样应该上升。

强、弱转移性公理强调低收入者之间收入分配的公平性。

5)弱转移敏感性公理:假定低收入群体间发生收入转移,转移之后均未越过低收入标准线,若收入相对越朝更低收入水平的低收入人口转移,则测度指数越敏感。

弱转移敏感性公理强调对最低收入人口的帮助[1]。

基于上述公理性要求,本文选择Foster、Greer和Thorbecke指数作为低收入群体测度指标[2]。FGT指数通过赋予低收入人口收入差距值$(z - y_i)$且以$[(z - y_i)/z)]^{\alpha-1}$为权重构建,其表达式为:

$$FGT = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}[(z - y_i)/z]^{\alpha} \qquad (1)$$

式(1)中:z为低收入标准;y_i为低收入个体i的收入;q为低收入人口数;n为总人口数;α为社会贫困厌恶系数(poverty aversion parameter),$0 \leq \alpha \leq 2$。

当α取不同值时,即可对FGT指数进行分解,在实际应用中,一般分解为以下3个指标:

1)当$\alpha = 0$时,可以用来测度低收入人口的数量和规模,指数满足弱、强单调性公理,以贫困率(head-count poverty)H来表示。

2)当$\alpha = 1$时,可以用来度量低收入人口的平均收入短缺,即低收入人口整体福利平均丢失(average deprivation),丢失值体现了低收入群体收入平均值远离低收入标准的大小,其可以反映低收入群体与非低收入群体之间的收入分配差距状况,指数满足弱、强转移性公理,以贫困距(poverty gap)PG表示。

3)当$\alpha = 2$时,可以用来反映低收入人口之间收入分配状况是否得到改善。由于在加权平均时赋予低收入人口更大的权重值,因而指数可以更清楚地显示出低收入人口之间的收入差距以及越低收入人口越远离低收入标准线的程度,指数不仅满足弱、强转移性公理,而且满足弱转移敏感性公理,以平方贫困距(squared poverty gap)SPG表示。

基于以上分析可以得出:在3个分解指标中,α取值越大,FGT指数对低收入群体与非低收入群体之间、低收入人口之间的收入分配公平性越敏感、反映越清晰,对更低收入人口关注程度也越强。目前,

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

在强调改善收入分配状况、对低收入群体提供社会保护的政策背景下,为使社会保护政策达到有的放矢的效果,沿用上述公理性思路构建的具有可分解性的 FGT 指数被认为是相当优良的测度指标。

2.2 测度基本模型

本文对农村低收入群体贫困状况的测度基于洛伦茨曲线(Lorenz curve),该曲线被用来描述人口累计百分比(P)与收入累计百分比(L)之间的函数关系,反映了居民收入分配差距状况,其包括简单内插法和参数化法两种方法。一般认为,简单内插法精确度不高[3]。在发展经济学研究中运用较为广泛的是基于参数化的 Lorenz 曲线方法,参数化法又以 General Quadratic(GQ) Lorenz 曲线方法和 Beta(β Lorenz 曲线方法为主。在实际应用中,有学者认为 GQ 模型更精确、简单,因而采用 GQ Lorenz 曲线方法进行相关推导[3-4];也有学者认为,GQ 模型虽然比 β 模型简单且可以直接计算,但当收入标准线较低时,计算结果的准确度不高,而 β 模型拟合精度相对更高[5];还有学者在研究中发现,GQ 模型对若干年份收入分组数据的拟合效果并不理想,应该同时结合以上两种模型进行模拟才能得到更好的效果[6]。根据已有的研究经验,本研究对 1990—2006 年每年的拟合同时采用两种模型,测度结果选取检验后更为精确的模型数据。由于世界银行设计的 POVCAL 软件可供这两种模型同时运用,因此本研究的模拟和检验均采用 POVCAL 软件。

Villasenor 和 Arnold 提出的 GQ 模型以及 Kakwani 提出的 β 模型的函数表达式分别如下[7-8]:

GQ 模型:$L(1-L)=a(p^2-L)-bL(p-1)+c(p-L)$,

Beta 模型:$L(P)=P-\theta P^{\gamma}(1-P)^{\delta}$。

确定上述两个函数式后,运用源自统计年鉴的收入分组数据,可得到相应年份的一组 Lorenz 曲线点,即 P 和 L 的一组数值;根据该组值,用 OLS 法回归估计出参数 a、b、c 和 θ、γ、δ 的值;参数值经过检验后,就可以计算出指数 H、PG、SPG 的值和 GINI 系数值。

2.3 数据来源

本研究所用数据来源于 1990—2006 年《福建统计年鉴》中的农村居民人均收入和收入分组的面板数据。收入分组以人均纯收入为依据,收入组的划定在不同年份有所不同:1990—1992 年采用 6 等分;1993 年采用 10 等分;1994 年采用 9 等分;1995—2006 年均采用 6 等分。面板数据包括各收入组占调查总户数的比重以及各收入组均值。在模拟中,农村居民人均收入、各收入组均值以及 4 条低收入标准线均通过福建省统计局公布的农村居民 CPI 予以调整(以 1978 年价格为 100),具体见表 1。从表 1 可以看出:经 CPI 调整后,1990—2006 年福建省农村居民人均纯收入呈不断上升的趋势;农村绝对贫困线和每人每日 1 $的国际标准贫困线的变动幅度较小;而两条相对低收入标准线的标准则随着人均收入水平的提高而相应提高,变动幅度相应较大。

表 1 1990—2006 年 CPI 调整后福建省农村居民人均纯收入及低收入标准 元

年份	农村居民人均纯收入	农村绝对贫困线标准	每人每日 1 $的国际标准贫困线标准	农村居民年人均纯收入 40 %的相对低收入标准	农村居民年人均纯收入 50 %的相对低收入标准
1990	365	143	177	146	183
1991	397	142	183	159	199
1992	441	142	193	176	221
1993	475	137	197	190	238
1994	493	138	197	197	247
1995	560	145	206	224	280
1996	646	150	215	258	323
1997	713	164	219	285	357
1998	758	163	221	303	379
1999	802	162	224	321	401
2000	827	160	224	331	414
2001	872	162	225	349	436
2002	914	164	225	366	457
2003	955	163	225	382	478
2004	1003	163	225	401	502
2005	1062	163	225	425	531
2006	1150	165	225	460	575

注:表中各数据是作者按照福建省统计局公布的相应年份的农村居民 CPI 指数进行计算而得,每人每日 1 $的国际标准贫困线标准依照世界银行公布的相应年份的人民币 PPP 进行换算而得。

2.4 测度结果与分析

基于上述数据,运用 POVCAL 软件得到

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

1990—2006 年各年的 Lorenz 曲线值。本文以 1999 年和 2006 年为例,两个年份的拟合曲线值见表 2。

表 2 1999 年和 2006 年福建省农村居民收入分组数据及其拟合的 Lorenz 曲线值

年份	收入分组(元)	各收入组占调查总户数的比重(%)	各收入组均值(元)	经 CPI 调整后的各收入组均值(元)	人口累计百分比 P(%)	收入累计百分比 L(%)
1999	1000 以下	0.90	500	129.66	0.90	0.14
	1000～2000	20.40	1350	350.10	21.33	8.89
	2000～3000	32.63	2250	583.50	53.99	32.19
	3000～4000	22.40	3150	816.90	76.42	54.60
	4000～5000	11.49	4050	1050.31	87.93	69.37
	5000 以上	12.06	8000	2074.68	100.00	100.00
2006	1 000 以下	2.10	640	152.23	2.10	0.27
	1000～2000	8.50	1470	349.66	10.60	2.81
	2000～3000	14.90	2450	582.77	25.50	10.22
	3000～4000	17.50	3430	815.88	43.00	22.41
	4000～5000	20.60	4410	1049.00	63.60	40.86
	5000 以上	36.40	8000	1902.95	100.00	100.00

通过线性回归,拟合出参数值,参数估计值经过 R^2 检验,结果显示:1990 年、1995 年、2000—2006 年 GQ 模型的拟合效果较为优良,而 1991—1994 年、1996—1999 年则显示 β 模型的拟合效果较为精确。下面,仍以 1999 年和 2006 年为例,1999 年 GQ 模型的拟合结果如下:

1999 年:$L(P) = P - 0.5818\ P^{0.9113}(1-P)^{0.4717}$。 (2)

(-19.3513) (104.2418) (24.6301)

括号内的数值为 T 检验值,调整后的 R^2 = 0.9998,方程(2)的拟合优度较高。

2006 年:$L(1-L) = 0.9578(P^2 - L) - 1.5788L(P-1) + 0.0473(P-L)$。 (3)

(162.8546)

(-243.2287) (10.7157)

调整后的 R^2 = 0.9999,方程(3)拟合优度很高。根据 GQ 和 β 模型分别求得不同低收入标准下的 FGT 指数和 GINI 系数,测度结果见表 3。

表 3 1990—2006 年福建省农村 4 条低收入标准线下的 FGT 指数与 GINI 系数测算表

年份	农村绝对贫困线			每人每日 1 $的国际标准贫困线			农村居民年人均纯收入 40% 的相对低收入标准线			农村居民年人均纯收入 50% 的相对低收入标准线			基尼系数
	H(%)	PG	SPG	H(%)	PG	SPG	H(%)	PG	SPG	H(%)	PG	SPG	GINI(%)
1990	3.86	0.42	0.06	13.10	2.56	0.71	6.80	1.02	0.21	14.51	2.93	0.84	27.07
1991	3.39	0.59	0.20	13.00	2.46	0.76	7.42	1.30	0.41	15.70	3.39	1.04	27.91
1992	3.12	0.57	0.20	12.71	2.44	0.77	8.93	1.63	0.51	16.28	3.28	1.05	28.18
1993	2.99	0.53	0.18	11.82	2.23	0.69	10.32	1.90	0.59	17.61	3.61	1.16	29.06
1994	2.67	0.61	0.28	11.19	2.33	0.84	11.19	2.33	0.84	17.94	3.96	1.41	29.77
1995	2.51	0.73	0.44	10.40	2.03	0.55	11.21	2.26	0.63	18.08	4.28	1.42	29.87
1996	2.23	0.65	0.40	9.14	2.05	0.87	11.52	2.57	1.04	18.51	4.23	1.63	30.21
1997	2.05	0.58	0.35	8.41	1.79	0.73	11.79	2.47	0.95	18.78	4.03	1.48	31.10
1998	1.99	0.59	0.38	8.08	1.79	0.76	11.87	2.59	1.03	18.95	4.24	1.60	32.09
1999	1.82	0.49	0.28	7.70	1.62	0.64	12.10	2.54	0.94	19.06	4.20	1.52	32.65
2000	1.80	0.13	0.01	7.35	1.32	0.32	12.31	2.76	0.85	19.31	4.98	1.80	33.14
2001	1.65	0.57	0.41	6.87	1.28	0.33	12.44	2.97	0.98	19.72	5.39	2.06	33.23
2002	1.53	0.48	0.31	6.29	1.16	0.29	12.77	3.16	1.08	19.95	5.60	2.19	34.28
2003	1.47	0.14	0.02	5.77	1.28	0.39	12.97	3.76	1.51	20.38	6.44	2.86	34.36
2004	1.41	0.12	0.01	5.10	1.00	0.26	13.12	3.64	1.40	20.72	6.35	2.73	34.98
2005	1.33	0.16	0.03	4.61	1.11	0.37	13.36	4.23	1.88	20.82	6.91	3.27	35.11
2006	1.10	0.14	0.02	3.55	0.86	0.28	12.77	4.09	1.87	20.15	6.62	3.17	33.07

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

从表 1 第 2 列可以看出:以 1978 年价格为 100,福建省农村居民人均纯收入经 CPI 调整后,1990 年为 365 元(CPI 调整前为 764 元),2006 年达到 1150 元(CPI 调整前为 4835 元),扣除物价上涨因素,农村居民人均纯收入年平均增长率为 7.49 %。1990 —2006 年,以国家统计局公布的农村绝对贫困线标准作为低收入标准,H 指数呈连续下降趋势,从 1990 年的 3.86 %下降到 2006 年的 1.10 %,年平均下降 17.25 %;指数 PG、SPG 均呈波动性下降态势,其中 PG 指数在 1990 年为 0.42,2006 年降到 0.14,年平均下降 1.75 %,而 SPG 指数在 1990 年为 0.06,2006 年为 0.02,年平均下降 0.25 %。如果以每人每日 1 $的国际标准贫困线作为低收入标准线,可以看出,福建省农村的贫困减少更为显著:H 指数从 1990 年的 13.10 %连续下降到 2006 年的 3.55 %,年平均下降 59.69 %;PG 指数也基本呈连续下降趋势,从 1990 年的 2.56 下降到 2006 年的 0.86,年平均下降 10.63 %;SPG 指数从 1990 年的 0.71 下降为 2006 年的 0.28,年平均下降 2.69 %。从这两条相对较为固定的低收入标准线来看,随着农村居民收入水平的提高,福建省一些低收入人口在时间维度中逐渐摆脱了初始的贫困状态,测度结果表现为:H 指数出现了明显下降的趋势,低收入人口绝对数量在减少;而指数 PG、SPG 从整体上看虽有所下降,但下降幅度不大,说明低收入群体的平均福利丢失以及低收入人口之间的收入分配不公平状况并没有得到很好改善。必须要说明的是,本研究中农村居民收入数据并未包含农村贫困家庭的最低生活保障收入。

文中基于两条相对低收入标准线的测度结果均显示:指数 H、PG、SPG 在 1990 —2005 年基本保持缓慢上升的态势;2006 年三指标值较 2005 年均有所下降。当以农村居民年人均纯收入 40 %作为低收入标准时,1990 年 H 指数值为 6.8 %,2005 年上升到 13.36 %,1990 —2006 年 17 年间年平均上升 37.31 %;同期,PG 指数从 1.02 上升到 4.23,年平均提高 19.19 %;SPG 指数从 0.21 上升至 1.88,年平均提高 10.38 %。当以农村居民年人均纯收入 50 %作为低收入标准时,指数 H、PG、SPG 的年平均提高分别为 35.25 %、23.06 %和 14.56 %。可见,基于相对标准的测度结果与基于绝对标准的测度结果相反。随着各年农村居民年人均纯收入水平的提高,相对的低收入标准自然随之相应提高,与此同时,反映收入分配公平状况的基尼系数也呈逐年上升趋势,从而增加了农村的相对低收入人口数量、低收入群体平均福利丢失以及扩大了低收入人口之间的收入差距。

3 低收入群体贫困变动的影响因素

已有的研究结果表明,随着整体经济增长,低收入人口人均收入增加,贫困减少[9]。中国成功的反贫困经验已经表明减少贫困的有效途径是促进经济增长。而另一方面,收入如何分配也会影响贫困的减少效果[10-12]。为了进一步分析宏观层面上福建省农村低收入群体贫困变动的影响因素,本文究运用经济增长和收入分配分解模型对其进行说明。

3.1 分析框架

国际上研究一个国家或地区的经济增长、收入分配和贫困变动之间关系的通行做法是分别运用人均收入、收入分配状况与贫困指数产生贫困弹性[13-14]。具体而言,该方法同样是基于 Lorenz 函数式构建模型,在测算贫困指数和收入分配状况的基础上,将贫困指数的变动分解为经济增长和收入分配两个因素。假定目标期限内收入分配状况保持不变,人均收入改变,模拟贫困指数的改变即为经济增长的贫困减少效应;再假定目标期限内人均收入保持不变,收入分配状况改变,模拟贫困指数的改变即为收入分配的贫困变动效应;最后,在经济增长和收入分配之间建立起一对一的关系,比较两种因素对贫困指数变动所起作用的动态变化及其相互抵消的程度[15]。这里,本研究同样运用世界银行的 POVCAL 软件,选取前文 4 条低收入标准线中相对较为固定的每人每日 1 $国际标准贫困线作为低收入标准线,采用 1990 —2006 年福建省农村居民收入分组数据,进一步实证检验经济增长、收入分配与贫困指数之间的定量关系及其内在规律。

3.2 贫困弹性

由于人均收入水平、收入分配状况与贫困指数之间存在着复杂的动态关系,贫困弹性(P)会随着人均收入水平和收入分配状况的变化而变化。根据 Lorenz 曲线,该变化可以直接表达为:$P = P[u, G(\pi)]$。式(4)反映了在既定的贫困线下贫困指数受人均收入(μ)和收入分配差距(G)两个因素的影响。对 P 求微分,可以得到:

$$\frac{dP}{P} = \frac{\partial p}{\partial u} \times \frac{\mu}{P} \times \frac{d\mu}{\mu} + \frac{\partial P}{\partial G} \times \frac{G}{P} \times \frac{dG}{G}。 \qquad (4)$$

假定 $\frac{\partial p}{P} \times \frac{\mu}{\partial \mu} = \varepsilon$, $\frac{\partial P}{P} \times \frac{G}{\partial G} = \theta$,则式(4)可以写

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

成:

$$\frac{dp}{P} = \varepsilon \times \frac{d\mu}{\mu} + \theta \times \frac{dG}{G}。 \quad (5)$$

式(5)中:ε是经济增长的贫困弹性;θ是收入分配的贫困弹性。

接下来,为了计算经济增长的贫困弹性(ε)和收入分配的贫困弹性(θ)相互抵消的程度,本研究引入同等贫困函数概念(the concept of iso-poverty function),它能反映人均收入(μ)每改变1%,为使贫困指数(P)保持不变,收入分配差距(G)需要改变的百分点。这样,就可以把方程的贫困变动假设为0,则 $\varepsilon \times \frac{d\mu}{\mu} + \theta \times \frac{dG}{G} = 0$。可得

$$\frac{dG/G}{d\mu/\mu} = -\theta/\varepsilon = \lambda \quad (6)$$

式(6)中,λ为收入分配与经济增长贫困弹性抵消值[15]。

3.2.1 经济增长贫困弹性

经济增长贫困弹性(ε_i)表示在假定基尼系数保持不变的条件下,人均收入每提高1%所引起的贫困指数变动的百分比,反映了经济增长对贫困变动的影响程度。图1显示了基于每人每日1 $国际标准贫困线的1990—2006年福建省农村经济增长贫困弹性变化。图1中,1990—2006年ε_i值均小于0,表明随着经济增长人均收入水平提高了、贫困指数下降了,经济增长减少了低收入人口规模及其贫困状况;同时,这也解释了为什么富裕地区比贫困地区更易于减少绝对贫困。ε_i绝对值代表经济增长的减贫能力。从图1可看出,ε_i绝对值呈波动性下降趋势,这说明随着人均收入水平的提高,经济增长的减贫能力随着低收入人口数量的减少而逐渐趋弱。图1显示,1990年福建省农村居民年人均纯收入每上升1%,指数H、PG、SPG分别下降3.99%、4.54%和4.50%;2006年,福建省农村居民年人均纯收入每上升1%,指数H、PG、SPG则仅分别下降2.48%、1.66%和0.64%。这就印证了国际的反贫困经验——随着经济的增长,低收入人口规模将减少,而进一步的贫困减少将越来越困难。

3.2.2 收入分配贫困弹性

收入分配贫困弹性(θ_i)表示在假定人均收入保持不变的条件下,基尼系数每上升1%所引起的贫困指数变动的百分比。图2显示了基于每人每日1 $国际标准贫困线的1990—2006年福建省农村收入分配贫困弹性。从图2可以看出:θ_i值均大于0,这表明当人均收入水平一定时,随着基尼系数的上升,贫困指数上升;同时,随着基尼系数的不断上升,θ_i值越来越大,表明收入分配差距的贫困变动作用在增强。

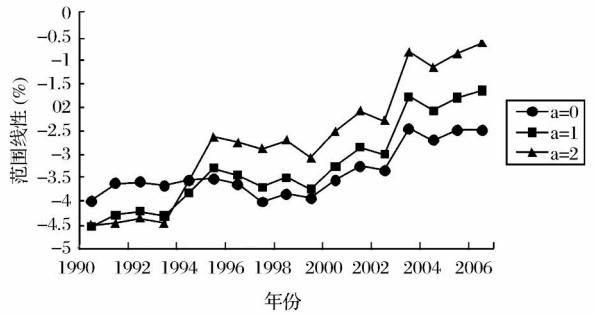

图1 基于每人每日1 $国际标准贫困线的1990—2006年福建省农村经济增长贫困弹性折线图

本文分别对指数H、PG、SPG这3个贫困指数加以分析。

首先,从H指数来看。基尼系数每上升1%,1990年收入分配贫困弹性值上升3.52%,2006年收入分配贫困弹性值上升8.54%;如果人均收入水平不变,低收入人口规模将大幅增加。其次,从PG指数来看。基尼系数上升1%,收入分配贫困弹性值在1990年上升5.88%,在2006年上升10.15%,低收入群体的平均丢失增大。最后,从SPG指数来看。1990年收入分配贫困弹性值为7.72%,2006年该弹性值上升到11.11%,表明收入越低,相对越远离低收入标准线。

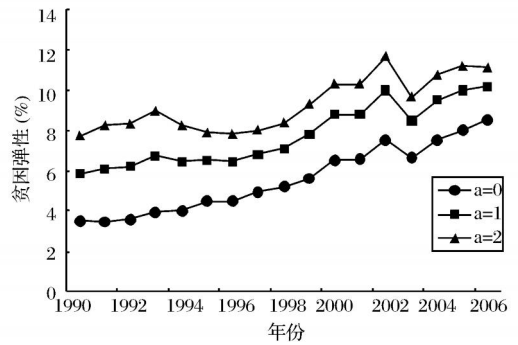

图2 基于每人每日1 $国际标准贫困线的1990—2006年福建省农村收入分配贫困弹性折线图

3.2.3 收入分配-经济增长的交互效应

在现实的反贫困实践中,贫困变动同时受到经济增长和收入分配的共同作用。本文以λ_α表示这两个因素共同作用下的贫困弹性。图3显示了基于每人每日1 $国际标准贫困线的1990—2006年福建省农村收入分配-经济增长贫困弹性交互效应。从图3可知,1990—2006年λ_α值均大于0,这表明经济的增长、基尼系数的上升、收入分配差距的扩大

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

对贫困减少存在负面影响。其中:1990 —1992 年期间 λ_0 值小于 1,说明收入分配对低收入人口数量的减少所起的负面作用小于经济增长所带来的正面作用;1993 —2006 年期间 λ_0 值均大于 1,这说明经济增长对低收入人口数量减少的积极作用逐渐被收入分配的消极作用所抵消,同时这也解释了近年来经济的快速发展并没有带来低收入人口数量大幅下降的原因。从 2001 年开始,λ_1 值超过 3,这说明处于低收入标准线边缘的低收入人口对收入分配政策有极强的敏感性,同时这也隐含着短期的生活冲击很容易使这部分人口陷入贫困状况,从而拉大贫困缺口。2002 —2006 年期间,λ_2 值超过 5,最低收入人口在整体经济发展水平提高的情况下相对更远离低收入标准线,收入分配对贫困尤其是相对贫困所起的作用是显然的,这已经引起政策制定者的极大关注。从 2004 年开始,福建省政府已在农村地区全面实施最低生活保障制度,致力于保障贫困家庭的基本生活需要,从而弥补了农村低收入群体在国民收入初次分配中的平均福利丢失以及阻止了最低收入人口相对福利的下降。

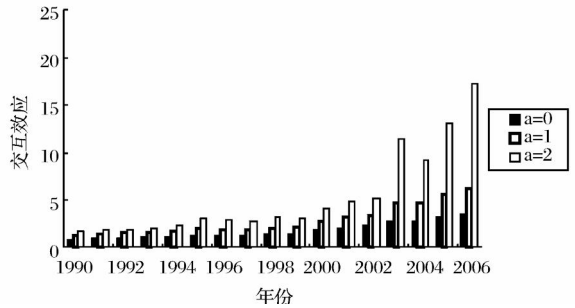

图 3 基于每人每日 1 $国际标准贫困线的 1990 —2006 年福建省农村收入分配 - 经济增长贫困弹性抵消程度

4 结论

1990 —2006 年福建省农村居民收入分组数据的拟合结果表明:以 2 条绝对低收入标准线来衡量,福建省部分农村低收入人口逐渐摆脱了初始的贫困状态,H 指数出现了明显下降的趋势,而指数 PG、SPG 虽有所下降,但其下降幅度不大;以 2 条相对低收入标准线来衡量,测度结果正好相反,指数 H、PG、SPG 基本保持缓慢上升的态势,农村相对低收入人口数量增加,低收入群体平均福利丢失相对拉大,低收入人口之间的收入差距有所扩大。实证结果同时也表明:经济增长有效减少了农村绝对低收入人口的数量,但是收入分配差距的扩大却降低了经济增长给低收入群体带来的潜在福利,从而影响了经济增长对相对贫困的减少效果。

当前,我国正处于经济社会转型和和谐社会构建的关键时期,更需要从相对的角度来认识和理解低收入群体的贫困问题。为了更好地实施有利于低收入群体的社会发展政策,政府应该以相对标准来界定低收入群体,如此可以尽可能使低收入群体获得的救助水平与社会经济发展水平保持同步,从而使低收入群体能够分享经济、社会发展的成果。同时,政府也应该重视收入分配所引起的贫困变动效应,实行合理的收入分配制度,确保社会各收入阶层平衡发展,特别是扩大转移支付,提高低收入群体的收入水平和收入比重,健全农村各项社会保障制度,进一步完善农村居民的最低生活保障制度,促进和谐社会建设。

参考文献

[1] 张建华,陈立中. 总量贫困测度研究述评[J]. 经济学(季刊),2006,5(3):675-694.

[2] FOSTER J, GREER J, THORBECKE E. A class of decomposable poverty measures[J]. Econometrica, 1984, 52(3): 761-766.

[3] 魏勇,俞文华. 中国转轨时期居民收入差距、贫困与增长问题的研究[J]. 经济科学,2004(1):5-16.

[4] 林伯强. 中国的经济增长、贫困减少与政策选择[J]. 经济研究,2003(12):15-25.

[5] 王雨林,黄祖辉. 影响转型期中国农村贫困变动率指标的因素的分解研究[J]. 中国人口科学,2005(1):50-58.

[6] 胡兵,胡宝娣,赖景生. 经济增长、收入分配对农村贫困变动的影响[J]. 财经研究, 2005 (8): 89-99.

[7] VILLASENOR J, ARNOLD B. Eliptical Lorenz curves [J]. Journal of Econometrics, 1989, 40(2): 327-338.

[8] KAKWANI N. On a class of poverty measures[J]. Econometrica, 1980, 48(2):437-446.

[9] DOLLA D, KRAAY A. Growth is good for the poor[J]. Journal of Economic Growth, 2002, 7(3): 195-225.

[10] BALISACAN A M, FUWA N. Growth, inequality and polities revisited: a developing country case[J]. Economics Letter, 2003, 79(1):53-58.

[11] 陈立中,张建华. 经济增长、收入分配与减贫进程间的动态联系[J]. 中国人口科学, 2007(1):53-59.

[12] 黄邦根. 以公平促进我国经济的持续增长[J]. 技术经济, 2006, 25(11):17-20.

[13] SAUNDERS P, BRADBURY B. Monitoring trends in poverty and income distribution: data, methodology and measurement [J]. The Economic Record, 2006, 82(258):341-364.

[14] BIGSTEN A, SHIMELES A. Can Africa reduce poverty by half by 2015? [J]. Development Policy Review, 2007, 25(2):147-166.

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[15] 谢东梅.中国农村收入分配、经济增长的贫困变动效应[J].中国农学通报,2008,24(4):496-501.

Analysis on Change in Poverty of China's Rural Low-income Group and Its Influencing Factor: Based on Grouped Data about Income of Rural Residents in Fujian Province

Xie Dongmei

(School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: This paper aims to study the dynamic changes in poverty of China's rural low-income group in long time series to explore quantitative relationships and internal relations between economic growth as well as income distribution and poverty index. Based on the General Quadratic model and Beta model of Lorenz curve, it uses the decomposable FGT index and the grouped Panel Data about income of rural residents in Fujian province from 1990 to 2006, and respectively simulates H, PG and SPG index as well as poverty elasticity of low-income group based on four low-income standard lines. The empirical results show that economic growth effectively reduces the absolute amount of low-income population, but the enlarged gap of income distribution decreases their potential benefits, which affects the relative rural poverty reduction.

Key words: low-income group; poverty index; poverty elasticity; coequal poverty function; Lorenz curve

(上接第 53 页)

[3] JIANG L. Economic entropy and its application to the structure of the transport system-quality and quantity [J]. International Journal of Methodology, 1996, 30(2): 161-171.

[4] 邓聚龙.灰色控制系统[M].北京:科学出版社,1993:46-85.

[5] 党耀国,刘思峰,刘斌,等.聚类系数无显著性差异下的灰色综合聚类方法研究[J].中国管理科学,2005(4):69-73.

[6] GEORGEW R G. Terranova M collaborative decision weights in choice under uncertainty [J]. Management Science, 1999, 45(1): 74-85.

[7] 徐泽水.一种交互式多目标决策新方法[J].系统工程理论与实践,2002(2):104-108.

[8] 王宗军.综合评价的方法、问题及其研究趋势[J].管理科学学报,1998(1):75-79.

[9] PAWLAK Z. Rough sets and intelligent date analysis [J]. Information Science, 2002, 147: 1-12.

[10] SIMON H A. The New Science of Management Decision [M]. New York: Harper and Row, 1977.

[11] SHAFER G. A Mathematical Theory of Evidence[M]. Princeton: Princeton University Press, 1976.

[12] 王雪荣,韩之俊.一种可持续发展能力评价新方法[J].数量经济技术经济研究. 2006 (1):148-154.

[13] 王雪荣.基于证据理论的综合绩效评价方法及实证研究[J].中国管理科学,2006(4):138-146.

[14] 郭亚军,钟田丽.兼顾"功能性"与"均衡性"的综合评价方法及应用[J].中国软科学,2001(6):104-106.

Study on Comprehensive Evaluation on Risk Severity of Conformity Factor in Inspection and Quarantine: Based on Evidential Theory

Dai Yunhui[1,2], Han Zhijun[1,2], Wang Xuerong[2,3]

(1. School of Economics and Management, Nanjing University of Science and Technology, Nanjing 210094, China;
2. Jiangsu Inspection and Quarantine Institute of Quality, Nanjing 210001, China;
3. School of Accounting, Nanjing University of Economics and Finance, Nanjing 210046, China)

Abstract: According to the characteristics of comprehensive evaluation on risk severity of conformity factor in inspection and quarantine, such as multi-index, multi-layer, the incertitude of evaluation criterion and complicated attribute, this paper establishes the comprehensive evaluation index system on risk severity of conformity factor in inspection and quarantine, and proposes a new dynamic comprehensive fuzzy evaluation method based on the evidential theory. The evaluation steps are as follow: firstly, all of evaluation indexes are divided into two parts of qualitative items and quantitative items; secondly, each item is normalized; thirdly, each item of evaluation index system is analyzed dynamically and comprehensively; finally, the synthetical evaluated compositor is got by integrating each evaluation.

Key words: inspection and quarantine; risk severity; evaluation index system; evidential theory; dynamic comprehensive evaluation

© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net