

# 面向共同富裕的中国城乡相对贫困指数的测度及变动分解<sup>①</sup>

斯丽娟<sup>1,2</sup> 郭海霞<sup>2</sup>

(1. 兰州大学绿色金融研究院; 2. 兰州大学经济学院)

**研究目标：**测度中国城乡相对贫困与弱相对贫困指数并进行分解，明确影响城乡相对贫困变动的因素。**研究方法：**将 2002~2020 年城乡居民收入分组数据还原为观察值与 GQ 模型拟合洛伦茨曲线结合测度城乡相对贫困指数，并将测得指数分解为四种效应。**研究发现：**农村相对贫困指数与弱相对贫困指数均高于城镇，且城乡相对贫困指数有上升趋势，城乡弱相对贫困指数呈下降趋势。分解结果表明，增长效应对城乡相对贫困指数和弱相对贫困指数变动起负向作用，贫困标准效应对城乡两种指数变动起正向作用。分配效应与城乡两种指数的变动一致，人口效应对城镇两种指数变动的作用为正，对农村两种指数变动的作用为负。**研究创新：**将影响相对贫困变动的因素扩展至人口效应和贫困标准效应，认为影响相对贫困与弱相对贫困变动的因素有增长效应、贫困标准效应、分配效应和人口效应四种。**研究价值：**为城乡相对贫困的测算与分解提供新的思路，为建立解决相对贫困的长效机制、推进共同富裕提供依据。

**关键词** 相对贫困 弱相对贫困 相对贫困变动 相对贫困分解

**中图分类号** F061.5 **文献标识码** A

## 引言

消除贫困、改善民生、逐步实现共同富裕，是社会主义的本质要求。中国在实现第一个百年奋斗目标，开启全面建设社会主义现代化国家向第二个百年奋斗目标迈进的关键时期，解决了 9899 万贫困人口的绝对贫困问题，完成了全面建成小康社会的艰巨任务，对世界减贫的贡献超过 70%。2021 年 12 月召开的中央农村工作会议指出打赢脱贫攻坚战是全面建成小康社会的底线任务。绝对贫困的消除不代表贫困的终结，全面建成小康社会也不代表农村面貌的彻底改变，相对贫困将伴随社会主义初级阶段长期存在，农村依然是实现共同富裕的短板。党的十九届六中全会提出中国特色社会主义新时代是逐步实现全体人民共同富裕的时代。进入新的发展阶段，中国贫困的特征与表现形式发生了变化，人民对美好生活的向往内涵也发生变化，缩小发展差距、促进共同富裕的总目标对减缓相对贫困的任务提出更高要求。虽然当前中国城乡差异与地区差异在逐渐缩小，但是城镇与农村居民内部收入差异仍在不断扩大。2020 年城镇居民高收入组收入是低收入组的 6.19 倍，农村居民高收入组收入是

① 本文获得中央高校基本科研业务费项目“碳达峰碳中和背景下气候投融资实现路径研究”(21lzujbkytd008)的资助。

低收入组的 8.23 倍。较高的收入差距决定了城乡相对贫困在贫困标准和内涵方面有较大差异,因此本文首先分城乡确立符合国情的相对贫困标准,然后通过相对贫困指数的测算和分解,明确影响城乡相对贫困的主要因素,为建立解决相对贫困的长效机制、推进共同富裕目标的实现奠定基础。

相对贫困标准的制定对构建解决相对贫困的机制具有重要意义,有关相对贫困标准的确定现有文献有以下三种观点。第一,固定收入比例的相对贫困标准。Appleton 等(2010)用收入中位数的 0.5 测算 1988~2002 年中国相对贫困发生率,得出中国城镇相对贫困发生率在研究时段上升约 7% 的结论。叶兴庆和殷浩栋(2019)、孙久文和夏添(2019)认为 2020 年之后应该使用居民收入中位数的 0.4 为相对贫困标准,并随经济发展每 5 年调整标准。由于当下相对贫困标准并不确定,学者通常将农村居民收入平均值的 0.4、0.5 和 0.6 作为标准测算相对贫困指数(胡联和缪宁等,2021)。研究发现用中位数或平均数衡量相对贫困没有根本区别(Ravallion 和 Chen, 2019)。第二,多维相对贫困标准。联合国在 2010 年的《人类发展报告》中将多维贫困指数表示为三个维度和十个指标,来反映不同地区和民族的贫困程度。与相对贫困相比较,多维贫困的设置更具有普遍接纳性,有利于精准识别相对贫困群体(张承等,2021)。裴劲松和矫萌(2021)使用微观数据库,在考虑地区异质性的基础上,构建了多维贫困评价体系来探讨劳动供给对农村家庭多维贫困的影响。另外,多维贫困指数的测度是学者使用较多的方法,徐黎丹等(2021)基于夜间灯光指数和多维发展指数与多维相对贫困识别的方法对中国县域的贫困现状做出评估。第三,弱相对贫困标准。仅依靠平均值或中位数的固定比例制定的相对贫困标准忽视了绝对贫困,合理的贫困衡量标准应该同时关注绝对收入和相对收入(Ravallion 和 Chen, 2011)。Ravallion 和 Chen(2019)利用 150 个发展中国家的收入数据拟合得出适合发展中国家的弱相对贫困线的衡量公式,其中弱相对贫困线的变动与绝对收入、相对收入和基尼系数有关。Chen 和 Ravallion(2021)将研究视角转向中国,提出中国相对贫困上升的观点并不符合实际,中国的官方贫困线不是绝对的也不是相对的,而是弱相对的,进一步得出符合中国实际的弱相对贫困线。

鉴于数据限制,不少学者在进行相对贫困的测度时使用微观数据库,也有人将现有收入分组数据转化为微观数据测度。将分组数据转化为微观数据主要包括以下两种方法:第一,拟合洛伦茨曲线测度。Datt 和 Ravallion(1992)最早利用分组数据拟合洛伦茨曲线的方法测度贫困;Datt 和 Ravallion(1998)在模拟洛伦茨曲线时提出一系列模型限制条件。借鉴上述方法,可以评估中国农村经济增长和收入分配在不同时期的减贫作用(罗楚亮,2012)。第二,用还原的微观个体数据直接确定相对贫困人口比例。Shorrocks 和 Wan(2008)提出将分组数据还原为个体收入数据,进行相对贫困人口比例的划定与分析,随后多位学者采用这一方法进行数据还原(万广华,2013;吴万宗等,2018)。其中,汪晨等(2020)使用还原的数据划定人均收入中位数的 40%、50%、60% 为贫困线,并用 60% 为测度相对贫困的基准;李莹等(2021)用城镇居民人均收入中位数的 50% 和农村居民人均收入中位数的 40% 得出各自的相对贫困发生率。

为了厘清影响相对贫困变动的主要因素,胡兵等(2007)对测得的相对贫困指数的变动进行分解,将贫困指数分解为经济增长和不平等。研究发现任何一种贫困都可以将其表示为贫困发生率、贫困强度和不平等的函数(Aristondo, 2018)。也可以构造新的贫困缺口指数,并从相对数和绝对数两方面对贫困指数进行分解,预测平均贫困缺口水平等相关指标(徐映梅和张提,2016)。罗良清和平卫英(2019)在分解中考虑了部门分解,将贫困变动分

解为经济增长、不平等和人口,认为城镇化过程中的人口流动对城乡贫困状态改善产生影响。也有分解整合了现有的增长一再分配的分解方法和考虑部门的分解方法,将菲律宾的贫困指数动态分解为人口转移、区域内再分配、区域间再分配、名义增长、通货膨胀和方法变化六个组成部分,得出 1985~2009 年菲律宾各地区减贫的政策各有不同的结论 (Fujii, 2017)。胡联和姚绍群等 (2021) 将中国农村弱相对贫困指数分解为增长效应、分配效应和残差效应分析影响相对贫困因素的变化趋势。Wan 等 (2021) 将影响绝对贫困和相对贫困变动的因素分解为经济增长和收入不平等,并用面板 VAR 建模分析得出,虽然经济增长在实现中国减贫奇迹方面发挥了重要作用,但是相对贫困仍没有得到缓解。

综上,国内外学者对相对贫困的研究已经取得很大进展,但仍存在以下不足:第一,当前学者对贫困的测度各有优劣。使用分组数据拟合洛伦茨曲线的方法保证了测度函数的连续性和单调性,但分组较少,无法保证回归结果的可靠性;将分组数据还原为观察值,可以按确定比例得到相对贫困发生率,但无法进行相对贫困的分解;不少学者使用世界银行开发的 Povcal 软件进行拟合,这一方法的缺陷是会使 GQ 模型生成的部分值为负。第二,研究将贫困变动分解为增长、分配和残差作用,并认为残差主要包括人口的变动,但缺乏实际分解的验证。与以往研究相比,本文可能存在如下边际贡献:第一,将收入分组数据还原为原始观察值并与 GQ 模型拟合洛伦茨曲线相结合来测度城乡相对贫困指数;第二,本文将影响贫困变动的因素扩展至人口效应和贫困标准效应,提出影响相对贫困与弱相对贫困变动的因素有增长效应、贫困标准效应、分配效应和人口效应四种;第三,结合现有研究,本文分别计算了中国城乡弱相对贫困指数并进行分解,与相对贫困指数形成对比,为城乡相对贫困的测算与分解提供新的思路,为推进共同富裕提供依据。

## 一、理论模型与数据来源

### 1. 理论模型

(1) 相对贫困指数构造原理。Foster 等 (1984) 提出的 FGT 指数,由于具有相关性、单调性、连续性等较好的性质,得到广泛应用。本文使用该指数衡量地区贫困程度,其定积分形式的计算公式为:

$$p = \int_0^z \left[ \frac{z-y}{z} \right]^\alpha f(y) dy \quad (1)$$

其中,  $y$  是收入,  $z$  是相对贫困线,  $f(y)$  是收入分布密度函数,  $\alpha$  取值为 0、1、2,  $\alpha$  的大小与不平等程度呈正比。参考以往研究,本文采用广义二次 (General Quadratic) 模型拟合洛伦茨曲线。用  $L$  表示收入累计百分比,  $p$  为人口累计百分比,回归得到拟合度较高的洛伦茨曲线 (林伯强, 2003)。令贫困人口指数  $H$  做积分上限,当  $z=y$  且  $\alpha=0$  时可得:

$$p_0 = \int_0^H dp = H \quad (2)$$

设 GQ 模型为:

$$ax^2 + bxy + dy^2 + cx + ey + f = 0 \quad (3)$$

当  $f=0$  和  $a+b+c+d+e=0$ ,  $d=1$  时,模型满足洛伦茨曲线的必要条件。令式 (3) 中的  $x$  为相对贫困指数  $p$ ,  $y$  为收入分布  $L$ ,得到:

$$aP^2 + bPL + dL^2 + cP + eL + f = 0 \quad (4)$$

或者

$$L(1-L) = a(P^2 - L) + bL(P-1) + c(P-L) \quad (5)$$

利用收入分组数据产生的个体数据对上述公式进行最小二乘估计, 回归得到洛伦茨曲线为:

$$L^2 + L(-1-a+bp-b-c) + (aP^2+cP) = 0 \quad (6)$$

式(5)的解  $L = \frac{-\alpha \pm \sqrt{\alpha^2 - 4\beta}}{2}$ , 其中  $\alpha = bP - 1 - a - b - c = bP + e$ ,  $e = -(1+a+b+c)$ ,  $\beta = aP^2 + cP$ 。

由于正根不满足一致性条件剔除后, 将  $\alpha$  和  $\beta$  代入, 求得:

$$L = -\frac{1}{2}(bP + e + \sqrt{(bP + e)^2 - 4aP^2 - 4cP}) = -\frac{1}{2}(bP + e + \sqrt{mP^2 + nP + e^2}) \quad (7)$$

其中,  $m = b^2 - 4a$  且  $n = 2be - 4c$ 。将  $L$  关于  $p$  求一阶与二阶导数得到:  $L'(P) = -\frac{b}{2} - \frac{2mp+n}{4\sqrt{mP^2+nP+e^2}}$  和  $L''(P) = \frac{r^2(mP^2+nP+e^2)^{-3/2}}{8}$ 。

其中,  $r = \sqrt{n^2 - 4me^2}$ , 确定洛伦茨曲线后, 可通过以下公式求得相对贫困指数  $H$ :

$$-\frac{b}{2} - \frac{2mH+n}{4\sqrt{mH^2+nH+e^2}} = \frac{z}{\mu} \quad (8)$$

$$H = -\frac{1}{2m} \left( n + \frac{rq}{\sqrt{q^2 - m}} \right) \quad q = b + \frac{2z}{\mu} \quad (9)$$

(2) 弱相对贫困指数构造原理。中国改革开放以来贫困人口大幅减少, 其贫困线不应该是绝对或相对的, 而应是弱相对的, 因此现有文献中测度的相对贫困人口的上升是不可信的 (Chen 和 Ravallion, 2021)。以平均值或中位数的一定比例的相对贫困指标违反了两个公理, 第一个公理是个人福利取决于“个人收入”和“相对收入”; 第二个公理是如果所有人的收入增加(减少)相同比例, 那么总体贫困指标必须下降(上升)。如果福利函数同时依赖于自己的收入和相对收入, 那么贫困线相对于平均值的正弹性必须小 1 (Ravallian 和 Chen, 2011)。为了理解这种差异, 考虑贫困线  $z$  的最简单的线性形式, 即  $z = \alpha + k \times m$ , 其中  $\alpha \geq 0$ ,  $k \geq 0$  是常数,  $m$  是平均值。强相对线时  $\alpha = 0$ ,  $k > 0$ ; 弱相对线时  $\alpha > 0$ ,  $0 < k < 1$ 。贫困线对均值的弹性是正值, 且小于单位弹性。

Ravallion 和 Chen (2019) 收集全球上百个发展中国家的贫困数据, 回归得出弱相对贫困线的测度公式:

$$Z_j = 1.90 + \max[0.7(1 - G_j)m_j - 1.00, 0] \quad (10)$$

其中,  $Z_j$  为不同年份的弱相对贫困线,  $G_j$  为基尼系数,  $m_j$  为人均收入, 1.90 美元/天为世界银行 2015 年公布的日贫困线。本文借鉴 Chen 和 Ravallion (2021) 以中国 2011 年的购买力平价为参考, 计算的仅与居民收入平均值相关的弱相对贫困线公式为:

$$Z_j = 0.552 + 0.276m_j \quad (11)$$

其中, 0.552 单位为美元/天, 0.276 是人均收入的系数。对于弱相对贫困指数的测度, 本文将相对贫困指数测算公式中的相对贫困线以弱相对贫困线替换, 这种替换认为贫困线不同是相对贫困指数与弱相对贫困指数的本质区别。

(3) 相对贫困变动的分解原理。单一的收入增长并不能使贫困人口脱离贫困, 居民贫困状况会受到平均收入和收入差距的影响 (刘一伟和汪润泉, 2017)。经济增长在增加人均收入水平的同时, 对收入差距产生影响。如果不平等的收入分配政策促使收入差距扩大, 会减缓经济增长的减贫作用。因此, 经济增长和收入分配是影响相对贫困指数的重要因素。

新中国成立以来, 中国人口的增速由高速增长过渡到平稳增长, 人口总量不断上升。人口数量增加产生的经济增长效应, 一方面对城乡减贫的事业作出巨大贡献; 另一方面又增加了减贫的人口基数。尤其是农村劳动力从农业部门转移到非农业部门对经济增长产生了重要影响 (常进雄等, 2019)。仅仅通过平均收入或平均消费的增速来反映经济增长, 会使人口总量变动的的影响被平均化 (罗良清和平卫英, 2019)。因此, 当分城镇与农村分析影响相对贫困变动的因素时, 需要考虑城乡人口变动对相对贫困指数的影响。

Shorrocks 和 Kolenikov (2001) 将贫困分解为增长效应、分配效应和贫困标准效应, 其中贫困标准效应是由初期和末期贫困标准的不同所引起的贫困指数的变动。在相对贫困指数的测算中, 贫困标准随收入水平的变化而不断调整, 进而影响相对贫困的测度, 因此贫困标准也是影响相对贫困指数的重要因素之一。Kolenikov 和 Shorrocks (2005) 将贫困变动分解为增长效应、分配效应和贫困标准效应, 具体如下:

$$\Delta P = P_1 - P_0 = P(\mu_1, L_1, z) - P(\mu_0, L_0, z) \quad (12)$$

增长效应的平均作用为:

$$\Delta P_\mu = \frac{1}{2}[P(\mu_1, L_0, z) - P(\mu_0, L_0, z)] + \frac{1}{2}[P(\mu_1, L_1, z) - P(\mu_0, L_1, z)] \quad (13)$$

分配效应的平均作用为:

$$\Delta P_L = \frac{1}{2}[P(\mu_0, L_1, z) - P(\mu_0, L_0, z)] + \frac{1}{2}[P(\mu_1, L_1, z) - P(\mu_1, L_0, z)] \quad (14)$$

式 (13) 第一项为初期状态, 收入分配不变条件下经济增长的边际效应, 第二项表示在末期状态, 收入分配不变条件下经济增长的边际效应, 将这两项效应平均得到经济增长效应。同理, 上述式 (14) 为初期与末期分配效应的平均值。以上算法是用平均收入测算经济增长对相对贫困指数变动的作用, 如果将人均可支配收入看作总收入与人口的比值, 可将人口变动参与分解。同时也要在分解过程中考虑相对贫困标准变动对相对贫困指数的影响。

综上, 本文将相对贫困指数变动分解为增长效应、贫困标准效应、分配效应与人口效应。设  $RP$  为相对贫困指数, 用总收入  $X$  的变动表示增长效应, 用人均可支配收入平均值的一定比例  $z$  的变动作为贫困标准效应, 用收入分布  $L$  的变动表示分配效应, 以常住人口  $n$  的变动表示人口效应, 相对贫困指数为  $RP = P(X, z, L, n)$ 。在考虑时间因素的基础上, 令  $t=0, 1$  表示初期与末期, 末期总收入为  $X_t$ , 相对贫困标准为  $z_t$ , 收入分布为  $L_t$ , 常住人口为  $n_t$ , 得到初期的相对贫困指数为:

$$RP_0 = RP(X_0, z_0, L_0, n_0)$$

末期的相对贫困指数为:

$$RP_1 = RP(X_1, z_1, L_1, n_1)$$

初期与末期观察到的相对贫困指数的差值, 即相对贫困指数的变动为:

$$\Delta RP = RP_1 - RP_0 = RP(X_1, z_1, L_1, n_1) - RP(X_0, z_0, L_0, n_0) \quad (15)$$

$$\Delta RP = RP_1 - RP_0 = \Delta RP_X + \Delta RP_z + \Delta RP_L + \Delta RP_n \quad (16)$$

其中,  $\Delta RP_X$  为经济增长的边际贡献,  $\Delta RP_z$  为贫困标准的边际贡献,  $\Delta RP_L$  为收入分配的边际贡献,  $\Delta RP_n$  为常住人口总数的边际贡献。具体分解如下:

$$\begin{aligned} \Delta RP_X = & \frac{1}{2} [RP(X_1, z_0, L_0, n_0) - RP(X_0, z_0, L_0, n_0)] + \\ & \frac{1}{2} [RP(X_1, z_1, L_1, n_1) - RP(X_0, z_1, L_1, n_1)] \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \Delta RP_z = & \frac{1}{2} [RP(X_1, z_1, L_0, n_0) - RP(X_1, z_0, L_0, n_0)] + \\ & \frac{1}{2} [RP(X_0, z_1, L_1, n_1) - RP(X_0, z_0, L_1, n_1)] \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \Delta RP_L = & \frac{1}{2} [RP(X_1, z_1, L_1, n_0) - RP(X_1, z_1, L_0, n_0)] + \\ & \frac{1}{2} [RP(X_0, z_0, L_1, n_1) - RP(X_0, z_0, L_0, n_1)] \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \Delta RP_n = & \frac{1}{2} [RP(X_1, z_1, L_1, n_1) - RP(X_1, z_1, L_1, n_0)] + \\ & \frac{1}{2} [RP(X_0, z_0, L_0, n_1) - RP(X_0, z_0, L_0, n_0)] \end{aligned} \quad (20)$$

上述分解方式是按照增长效应、贫困标准效应、分配效应、人口效应的顺序进行分解的。有学者认为不同影响因素的分解顺序会影响分解结果(罗良清和平卫英, 2019), 本文在考虑顺序分解后发现, 按不同顺序分解的各因素对相对贫困指数变动作用的差异极小可以忽略。式(17)的首项表示初期相对贫困标准效应、分配效应和人口效应保持不变, 经济增长对相对贫困指数变动的的影响; 第二项为末期相对贫困标准效应、分配效应、人口效应保持不变, 经济增长对相对贫困指数变动的的影响。式(18)的首项表示分配效应、人口效应初期保持不变, 增长效应末期保持不变时, 贫困标准变动对相对贫困指数变动的的影响; 第二项表示分配效应和人口效应末期保持不变, 增长效应初期保持不变时, 贫困标准变动对相对贫困指数变动的的影响。式(19)、式(20)根据下标可作相似解释。

## 2. 数据来源

本文使用《中国统计年鉴》2002~2020年城乡收入分组数据进行测度。由于拟合洛伦茨曲线需要一定数量的人口和收入的数值, 分组数据每年只有五组, 无法实现有效估计。Shorrocks和Wan(2008)提出用收入分组模拟重建个人收入数据的方法, 将收入分组数据转化为个体数据。设收入数据服从对数正态分布假设, 则个体收入自然对数的标准差为:

$$\sigma_k = \Phi^{-1}(P_k) - \Phi^{-1}(L(P_k)) \quad k = 1, \dots, m-1 \quad (21)$$

式(21)可得到  $m-1$  个  $\sigma$  估计值, 取其平均值后, 由设定的对数正态分布, 可得到随机产生的样本。本文每年生成样本数 200 个, 将样本分成 5 组, 第  $k$  组有  $m_k=200 [L(P_k)-L(P_{k-1})]$  个观察值 ( $p_0=0, L(P_0)=0$ )。得到分组数据后, 调整各组的观察值, 使各组观察值的平均值与实际分组的平均值相等。

国内外学者将使用这一方法生成的数据来拟合洛伦茨曲线, 得到的基尼系数与官方公布的基尼系数十分接近。本文也使用生成的数据来拟合洛伦茨曲线分别计算城乡基尼系数。将得到的城乡基尼系数与全国基尼系数比较, 城乡基尼系数与全国基尼系数差距均在 4% 以内, 在考虑城乡分别计算的基础上, 认为本文还原的城乡居民收入分布与真实收入分布相似度较高。统计年鉴数据在按收入分组时是以家庭为单位, 由于低收入组与高收入组家庭人口差距较大, 因此按照人口占比不同调整分组, 可以得到拟合度更高的洛伦茨曲线。

## 二、城乡相对贫困指数的测度

国际上对相对贫困标准的划定以收入为主, 将收入平均数或中位数的一定比例设为相对贫困标准。分别使用城乡居民人均可支配收入平均数和中位数测算相对贫困后发现, 使用平均值测算结果略高于中位数测算结果。本文使用城镇和农村居民可支配收入平均值的 0.4 倍、0.5 倍、0.6 倍 (后文简写为 0.4、0.5、0.6) 作为相对贫困标准, 将得到的相对贫困标准代入式(9)可得相对贫困指数。将使用式(11)计算的城乡弱相对贫困线, 代入式(9)可得弱相对贫困指数。

由表 1 可知, 2002~2020 年城乡不同贫困标准的相对贫困指数与弱相对贫困指数, 其中城镇与农村相对贫困指数均有小幅上升趋势, 且农村相对贫困指数上升幅度大于城镇。2002 年在 0.4、0.5、0.6 的贫困标准下, 城镇相对贫困指数分别是 0.253、0.350、0.438, 农村相对贫困指数分别是 0.307、0.392、0.467。2020 年在 0.4、0.5、0.6 的贫困标准下, 城镇相对贫困指数分别是 0.283、0.366、0.439, 农村相对贫困指数分别是 0.336、0.425、0.492。从相对贫困角度看, 城乡均存在严重的相对贫困问题, 且随着相对贫困标准的提高, 城乡相对贫困指数的差距缩小。2002~2020 年城乡弱相对贫困指数有显著的下降趋势, 农村弱相对贫困指数下降了 0.346, 城镇弱相对贫困指数下降了 0.147, 农村下降幅度是城镇的 2.35 倍。与相对贫困指数相比, 中国城镇与农村弱相对贫困有明显下降趋势。

表 1 2002~2020 年中国城乡相对贫困指数

| 年份   | 贫困线 0.4 标准 |       | 贫困线 0.5 标准 |       | 贫困线 0.6 标准 |       | 弱相对贫困线 |       |
|------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|--------|-------|
|      | 城镇         | 农村    | 城镇         | 农村    | 城镇         | 农村    | 城镇     | 农村    |
| 2002 | 0.253      | 0.307 | 0.350      | 0.392 | 0.438      | 0.467 | 0.344  | 0.655 |
| 2003 | 0.253      | 0.333 | 0.336      | 0.403 | 0.414      | 0.466 | 0.315  | 0.612 |
| 2004 | 0.226      | 0.328 | 0.308      | 0.411 | 0.391      | 0.482 | 0.271  | 0.610 |
| 2005 | 0.265      | 0.347 | 0.351      | 0.421 | 0.431      | 0.485 | 0.296  | 0.572 |
| 2006 | 0.251      | 0.311 | 0.335      | 0.396 | 0.414      | 0.470 | 0.263  | 0.540 |
| 2007 | 0.256      | 0.356 | 0.342      | 0.430 | 0.421      | 0.494 | 0.246  | 0.511 |
| 2008 | 0.290      | 0.309 | 0.379      | 0.388 | 0.456      | 0.457 | 0.256  | 0.427 |

(续)

| 年份   | 贫困线 0.4 标准 |       | 贫困线 0.5 标准 |       | 贫困线 0.6 标准 |       | 弱相对贫困线 |       |
|------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|--------|-------|
|      | 城镇         | 农村    | 城镇         | 农村    | 城镇         | 农村    | 城镇     | 农村    |
| 2009 | 0.276      | 0.374 | 0.355      | 0.454 | 0.426      | 0.520 | 0.239  | 0.474 |
| 2010 | 0.253      | 0.349 | 0.338      | 0.418 | 0.417      | 0.479 | 0.208  | 0.414 |
| 2011 | 0.226      | 0.370 | 0.309      | 0.449 | 0.389      | 0.514 | 0.175  | 0.414 |
| 2012 | 0.214      | 0.339 | 0.304      | 0.413 | 0.390      | 0.478 | 0.149  | 0.360 |
| 2013 | 0.256      | 0.349 | 0.342      | 0.430 | 0.421      | 0.499 | 0.188  | 0.356 |
| 2014 | 0.233      | 0.330 | 0.317      | 0.406 | 0.396      | 0.472 | 0.163  | 0.325 |
| 2015 | 0.251      | 0.356 | 0.329      | 0.435 | 0.403      | 0.503 | 0.184  | 0.344 |
| 2016 | 0.233      | 0.353 | 0.316      | 0.427 | 0.392      | 0.491 | 0.160  | 0.341 |
| 2017 | 0.261      | 0.371 | 0.346      | 0.441 | 0.422      | 0.502 | 0.180  | 0.354 |
| 2018 | 0.285      | 0.334 | 0.371      | 0.412 | 0.446      | 0.482 | 0.196  | 0.307 |
| 2019 | 0.274      | 0.334 | 0.359      | 0.414 | 0.437      | 0.483 | 0.189  | 0.301 |
| 2020 | 0.283      | 0.336 | 0.366      | 0.425 | 0.439      | 0.492 | 0.197  | 0.309 |

由图 1 可知,城镇相对贫困指数波动幅度较小,呈先下降后上升的趋势,弱相对贫困指数先显著下降后趋向平稳。其中 2002~2008 年不同标准的相对贫困指数先下降后上升出现小幅波动,2008 年以后相对贫困指数有下降趋势直到 2013 年后城镇相对贫困指数逐步上升。说明城镇相对贫困状况在 2008 年以后逐步改善,城镇低收入群体的收入得到较快增加,但是 2013 年以后,城镇相对贫困人口从 2013 年的 19094.8 万人上升至 2020 年 25494.9 万人,城镇低收入群体没有充分地享受经济增长的成果。从弱相对贫困指数也可以发现,2002~2012 年城镇弱相对贫困指数呈下降趋势,说明 2012 年以前经济增长在减少绝对贫困的同时改善了相对贫困的状况。2013 年后,城镇弱相对贫困指数无下降趋势,由于弱相对贫困指数包含绝对贫困与相对贫困两个维度,2013 年后城镇相对贫困人口的增加、经济增速的放缓、收入分配不均衡都是造成弱相对贫困指数下降不明显的重要原因。

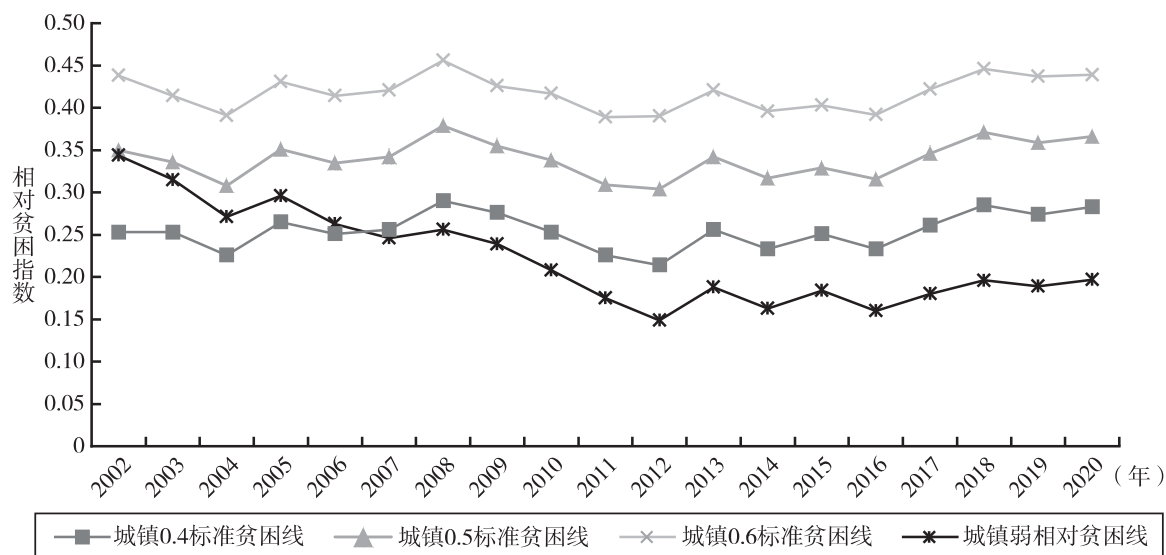


图 1 2002~2020 年中国城镇相对贫困指数

由图 2 可知,与城镇相比,农村相对贫困指数波动幅度较小,弱相对贫困指数下降幅度较大。2002~2020 年农村相对贫困指数变化幅度不大,表明经济发展对农村相对贫困状况的改善作用不明显。农村弱相对贫困指数在 2002~2014 年大幅度下降,2014 年以后呈现波动下降。说明一系列扶贫政策的实施及投入的确有助于农村贫困状态的改善,但在 2014 年后农村绝对贫困大量减少的情况下,减贫政策的实施对农村相对贫困的缓解作用有限。

综合图 1 和图 2,比较中国 2002~2020 年城乡相对贫困指数与弱相对贫困指数的变动趋势发现,城乡弱相对贫困指数均有下降趋势,而相对贫困的下降不明显。中国经济的良好发展和国家在扶贫、减贫方面的付出,是减少绝对贫困使弱相对贫困指数下降的重要原因。城乡相对贫困指数并没有明显下降,同时城镇相对贫困状况有恶化趋势,一方面与长期存在的大规模城乡人口流动有关;另一方面也说明中国经济在中、高速增长的过程中忽略了分配的平衡性。虽然精准扶贫、脱贫攻坚政策改善了低收入群体的收入,但中等收入群体收入在逐步落后于高收入群体,相对贫困问题依旧突出。

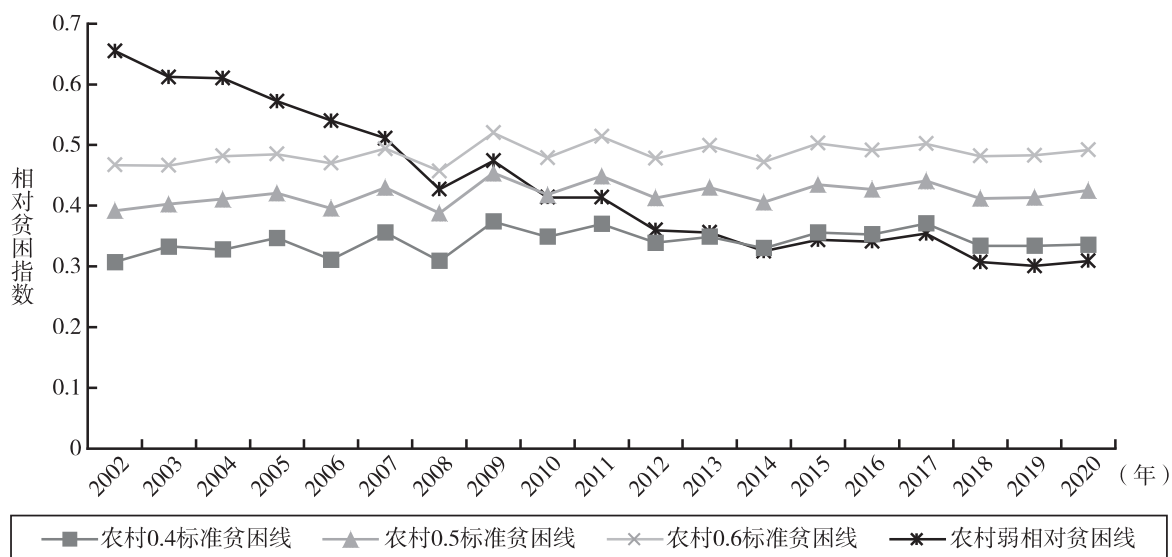


图 2 2002~2020 年中国农村相对贫困指数

### 三、城乡相对贫困指数变动分解

由上可见,虽然中国现阶段已经消除了绝对贫困,但所面临的相对贫困问题依旧严峻。后文对城乡相对贫困指数与弱相对贫困指数进行分解,探究导致其变动的具体原因。

#### 1. 中国城镇相对贫困变动分解

图 3 为城镇不同标准的相对贫困与弱相对贫困分解结果。在 0.4、0.5、0.6 相对贫困标准与弱相对贫困标准下,分别将贫困指数变动分解为增长效应、分配效应、人口效应和贫困标准效应。其中增长效应对城镇相对贫困指数与弱相对贫困指数的变动有负向作用,贫困标准效应对城镇相对贫困指数与弱相对贫困指数的变动有正向作用。在所分解的四种效应中,增长效应和贫困标准效应对贫困指数的影响较大。由于经济增长是人们脱贫致富的主要因素,因此经济增长在一定程度上对人均收入起决定作用,从而使贫困标准提高对贫困指数的变动的作用为正。人口效应对城镇贫困指数变动的作用为正,作用程度小于经济增长变动和贫困线变动,说明城镇人口增加的同时城镇贫困指数也在逐步增加。分配变动与贫困指数变

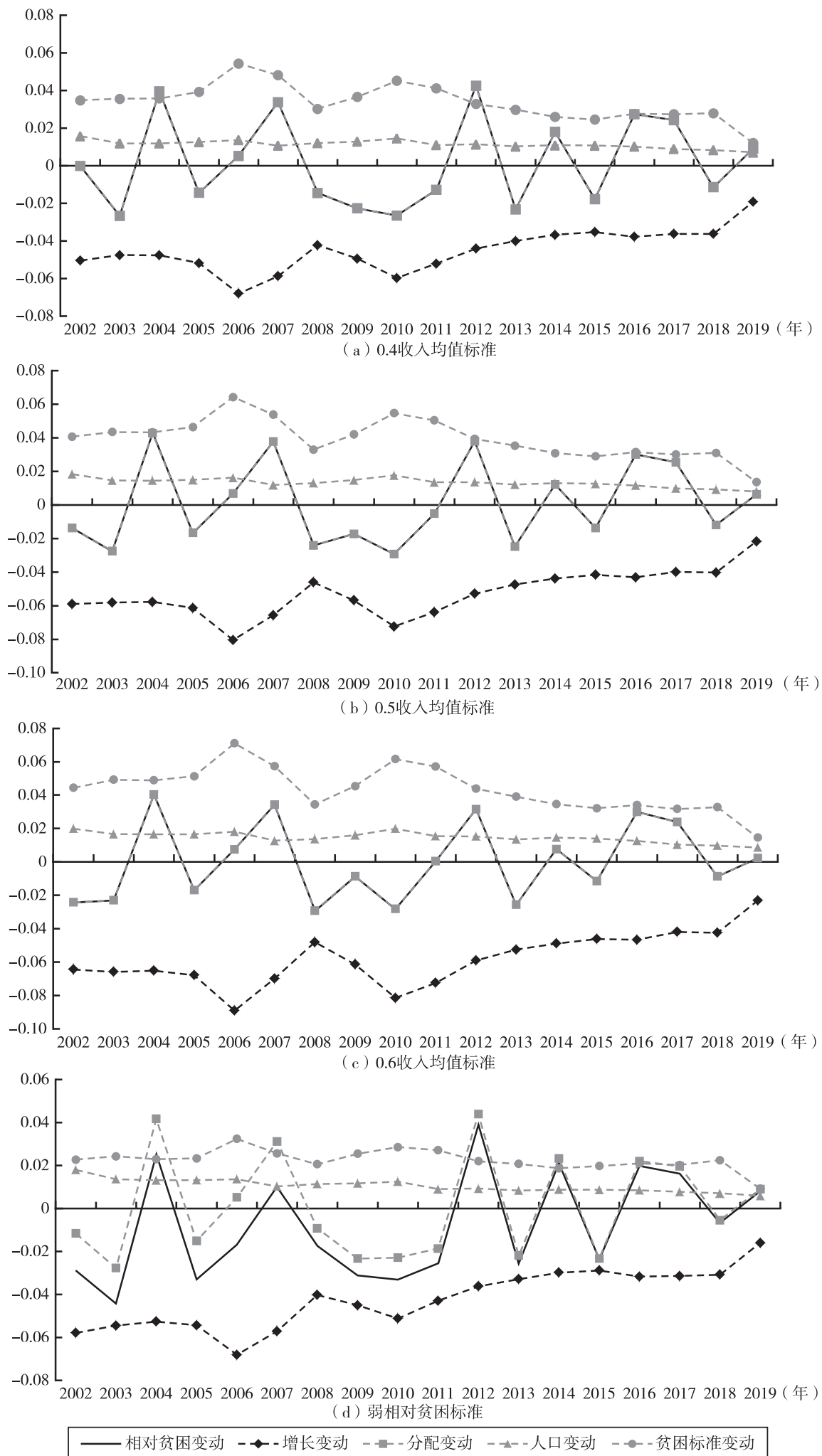


图3 城镇相对贫困分解

动基本一致且分配变动影响贫困指数变动的方向。

从变动趋势看,2013 年之前相对贫困指数的变动幅度较大,2013 年之后相对贫困指数变动幅度变缓。其中 2002~2008 年城镇相对贫困指数以正向变动为主,2008~2011 年城镇相对贫困指数以负向变动为主,2012 年以后相对贫困指数以正向变动为主。对比 0.4、0.5、0.6 相对贫困标准下的变动趋势发现,随贫困标准提高,相对贫困指数的变动变小,弱相对贫困时,贫困指数的变动幅度最大。随贫困标准的提高,贫困标准变动、经济增长变动和人口变动对贫困指数变动的贡献逐渐扩大。从时间维度看,2002~2020 年经济增长变动和贫困标准变动对贫困指数的贡献程度逐渐降低,人口变动的下降作用不明显。

## 2. 中国农村相对贫困变动分解

图 4 为农村不同标准的相对贫困与弱相对贫困分解结果。在 0.4、0.5 和 0.6 贫困标准与弱相对贫困标准下,将贫困指数变动分解为增长效应、分配效应、人口效应和贫困标准效应。其中增长变动对农村相对贫困指数与弱相对贫困指数的变动有负向作用,贫困标准变动对农村相对贫困指数与弱相对贫困指数的变动有正向作用。与城镇相同,在分解的四种变动效应中,增长效应和贫困标准效应对贫困指数变动影响最大。与城镇不同的是,人口变动对农村贫困指数变动的作用为负,作用程度小于经济增长变动和贫困线变动。有效的减贫政策和一定程度的城乡人口流动使人口变动对农村相对贫困指数的贡献为负。分配变动与贫困指数的变动基本一致,分配效应是影响贫困指数变动方向的决定性因素。

从变动趋势看,农村相对贫困指数变动呈中间大两头小趋势,其中 2004~2009 年相对贫困指数变动较大。虽然相对贫困指数正负交替变动,但正向变动大于负向变动,使得农村相对贫困指数上升。与城镇不同,对比 0.4、0.5、0.6 相对贫困标准下的变动趋势发现,随贫困标准的提高,相对贫困指数的变动幅度变小,在弱相对贫困时,贫困指数的变动幅度最小。随贫困标准提高,贫困标准变动、经济增长变动和人口变动对贫困指数变动的贡献逐渐增加。2002~2020 年增长变动和贫困标准变动对贫困指数的贡献程度呈先增加后降低的趋势。值得注意的是,农村弱相对贫困指数主要以负向变动为主,相较于城乡其他贫困标准,经济增长变动、贫困标准变动、人口变动对农村弱相对贫困指数变动贡献较小。

## 3. 相对贫困指数分解的讨论

增长效应对城乡相对贫困指数和弱相对贫困指数变动起负向作用,表明了经济增长的确有利于相对贫困的缓解。经济增长对城镇相对贫困指数的作用大于农村,主要原因是,过去几十年中国为了经济的快速增长,城乡市场开放程度、贸易政策、公共基础设施均有一定差异,经济增长受益主体集中在城镇。随着相对贫困标准的提高,经济增长效应增加,说明在较低相对贫困标准下,相对贫困指数的敏感度下降。2013 年之前经济增长对贫困指数的负向作用较大,2013 年之后负向效应均有减弱,一方面,这与中国经济增长速度放缓,经济发展逐步由高速增长转向高质量增长的现状相吻合;另一方面,2002~2020 年中国经济增速下降快于人口自然增长率下降的速度,使得人均收入增速下降。2013 年前的一系列减贫政策使农村与城镇分组中处于低收入户与中间偏下收入户的家庭收入提高,缩小了与相对贫困标准的差距,也是增长效应放缓的重要原因。

贫困标准效应对城乡相对贫困指数和弱相对贫困指数变动起正向作用。相对贫困标准根据收入计算得出,高速增长的经济使相对贫困标准大幅提高,促使相对贫困人口增多,加剧了相对贫困状况。贫困标准效应对城镇作用大于农村,因为贫困标准由居民可支配收入的均值决定。相对贫困指数对相对贫困标准的变动比较敏感说明处于该相对贫困标准附近的人口

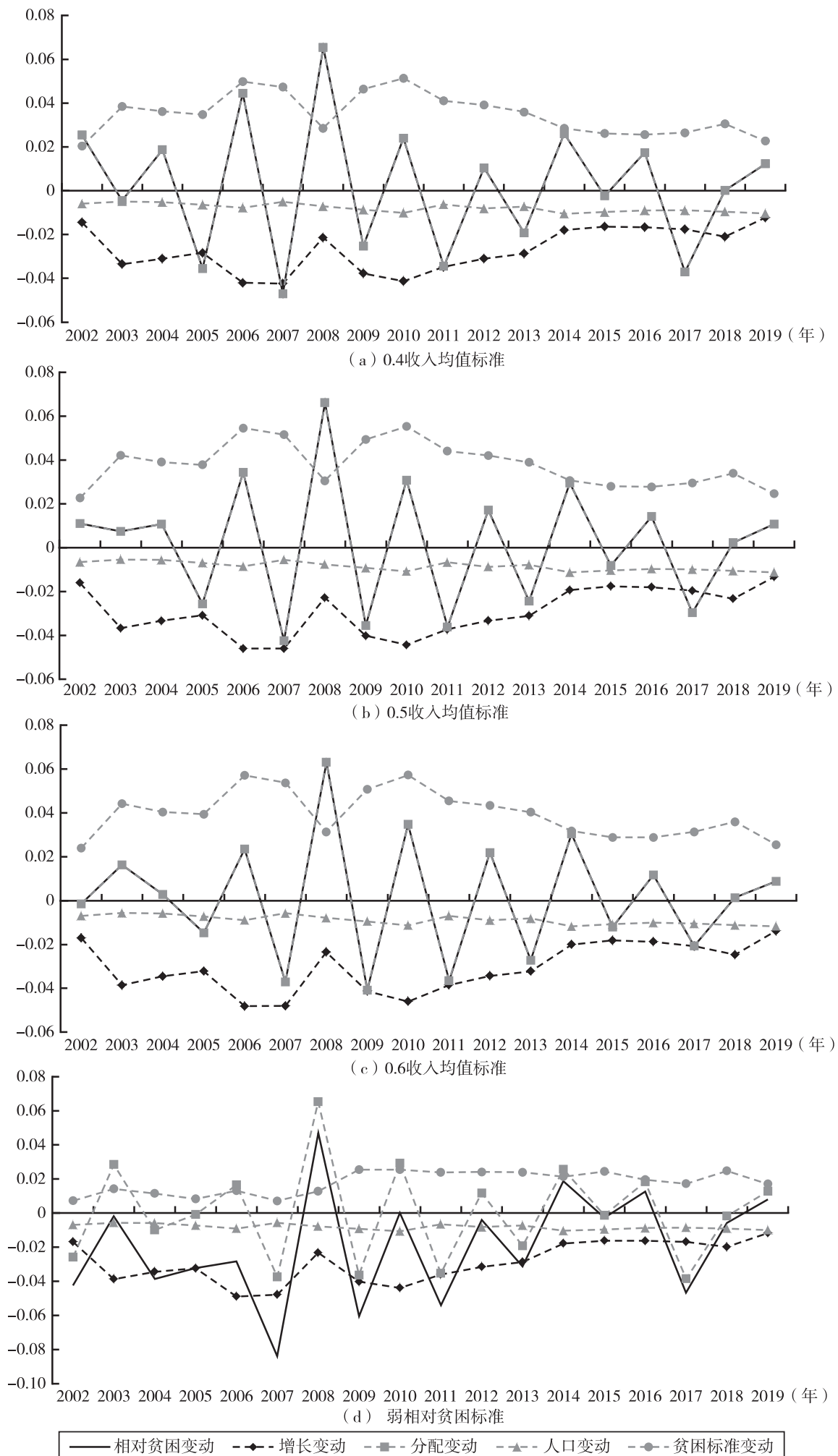


图4 农村相对贫困分解

较多。城镇相对贫困指数变动在 0.4 的相对贫困标准下变动敏感,表明城镇较多低收入群体收入水平处于城镇居民平均可支配收入的 0.4 倍水平。农村相对贫困指数在 0.6 的相对贫困标准下变动较敏感,农村较多低收入群体收入水平处于居民收入平均值的 0.6 倍水平。

分配效应与城乡相对贫困指数和弱相对贫困指数的变动方向相同。城镇相对贫困指数与分配效应的变动呈先负后正,尤其在弱相对贫困时更加明显,不仅说明城镇相对贫困有恶化趋势,也反映收入分配不均的突出问题。农村相对贫困指数与分配效应与城镇相比负向变动更明显,说明国家在农村实施的脱贫、扶贫政策在促进居民收入增长的同时,对改善农村收入分配结构起到一定作用。

分配效应反映的是城乡收入的不均等状况,与城乡贫困指数变动相同,是因为本文测度贫困指数是基于人口比例和收入比例拟合的洛伦茨曲线。杨立雄(2021)认为相对贫困的本质是不平等,造成中国相对贫困现状的根本原因在于分配不均。本文测度的分配效应与相对贫困是不同概念,相对贫困反映的是收入的相对差距,当人们物质条件得到满足后,分配不均体现为收入以外的物质生活条件的不均等。不可否认,经济增长在提高居民收入的同时会迅速加剧城乡收入不平等程度(Chaudhuri 和 Ravallion, 2008),研究表明城乡收入差距的缩小对减少收入不平等有重要的作用(李实和朱梦冰, 2018)。虽然中国当前减贫成绩斐然,但城乡相对贫困指数依旧高居不下。高速经济增长在减少绝对贫困的同时,也使城乡收入分配不均状况加剧,主要表现在经济增长对城镇高收入群体快速积累财富的作用远大于农村居民增收的作用。

人口效应对城乡相对贫困指数和弱相对贫困指数的变动影响方向不同,其中对城镇贫困指数变动的作用为正,对农村贫困指数变动的作用为负。2002~2020 年中国人口的自然增长率从 2002 年的 6.45% 下降到 2020 年的 1.45%,人口增速放缓。2000 年以后,中国进入城镇化加速发展时期,中央连续出台多个政策鼓励农村的剩余劳动人口进入城市。其间有大量农村人口流入城镇,城镇人口从 2002 年的 5.0 亿人增加至 2020 年的 9.0 亿人,乡村人口由 2002 年的 7.8 亿人降低至 2020 年的 5.09 亿人。第七次人口普查显示,中国人户分离人口有 4.9 亿人,流动人口 3.7 亿人。流动人口使农村人口数量显著下降,并且在城镇获得较高收入再回到农村,缓解了农村相对贫困状况。但是流入城市的农村人口一般受教育程度不高,没有熟练的技术,没有成熟的社会关系网络,大多进入城市非正式部门工作。与城镇职工相比,非正式部门劳动者生产率低,收入水平较低,从而使城镇相对贫困状况加重。表现为城镇相对贫困指数变动的人口效应为正,农村相对贫困指数变动的作用为负。

弱相对贫困标准将反映极端贫困的绝对贫困线与反映福利维度的相对贫困标准结合,克服了绝对贫困的贫困标准恒定的缺陷,也避免了仅使用收入一定比例的相对贫困标准的缺陷。自 2002 年起,中国城乡弱相对贫困均有负向变动的趋势,农村弱相对贫困的负向变动大于城镇,2013 年后城乡弱相对贫困指数变动趋于平稳。由于经济增长是影响弱相对贫困的主要因素,经济增速在 2012 年之前一直保持 9% 以上的高位,2013~2014 年降至 7% 以上,之后在 6%~7% 浮动,弱相对贫困指数的变动与经济增速的变动相吻合。由图 3、图 4 可知,经济增长对城镇弱相对贫困指数的作用明显大于农村,且人口效应对城乡弱相对贫困指数的不同作用依然存在。需要注意的是,分配效应与城乡弱相对贫困指数的变动出现分离,在弱相对贫困指数下降期间尤为明显,说明经济发展的确起到降低弱相对贫困指数的作用,但是对分配效应的改善作用较小,这与城乡现阶段相对贫困状况严重相

吻合。随着中国2020年绝对贫困的解决,当前弱相对贫困的缓解变得更加困难,需要采取更具包容性的经济增长模式,在教育、医疗、社会保障等方面向缓解相对贫困方向倾斜变得尤其必要。

#### 四、结论与建议

本文基于2002~2020年城乡收入五等份分组数据测度了中国城乡相对贫困与弱相对贫困指数并将影响两种贫困变动的因素分解,得到结论:第一,2002~2020年在不同相对贫困标准下农村相对贫困指数高于城镇且城乡相对贫困状况没有缓解。第二,2002~2020年中国农村弱相对贫困指数高于城镇且城乡弱相对贫困指数有下降趋势,其中城镇弱相对贫困指数下降了0.147,农村弱相对贫困指数下降了0.346,农村弱相对贫困指数的下降幅度显著高于城镇。第三,本文将城乡相对贫困指数与弱相对贫困指数变动进行分解。城镇分解结果表明,经济增长对两种贫困指数的增加有负向拉动作用,贫困标准效应和人口效应对两种贫困指数变动有正向作用,分配效应与贫困指数的变动方向相同。农村分解结果表明增长效应与人口效应对两种贫困指数的增加有负向拉动作用,贫困标准效应对两种贫困指数的增加有正向作用,分配效应与贫困指数的变动方向相同。第四,在城乡融合的背景下农村人口流入城镇有助于缓解农村相对贫困的状况,然而却使城镇相对贫困状况更加严重。

基于上述研究结论,立足面向共同富裕的要求,针对中国城乡相对贫困现状提出以下政策建议:

第一,破除要素流动障碍,促进城乡融合发展。通过将城乡相对贫困指数与弱相对贫困指数分解,发现人口效应对城镇两种指数的变动有正向作用,对农村两种指数的变动有负向作用。本文认为人口效应对城乡贫困指数产生不同作用是由城镇化政策使农村人口流入城镇所导致的。因此,破除要素流动障碍促进城乡融合发展对缓解中国相对贫困现状具有重要意义。推动城乡融合发展实现共同富裕,首先,要消除人口、资源的城乡流动障碍,发挥城乡各自的要素禀赋,使城乡要素自由流动与合理配置,提升新型城镇化质量,助推乡村振兴。其次,引导城镇流动人口突破户籍限制实现身份转换的同时保障流动人口平等地享有城镇教育、住房、就业、医疗等公共服务,在高质量的发展中促进共同富裕。

第二,解决发展不平衡问题,增强发展的整体性。本文将城乡居民收入均值的0.4、0.5、0.6作为贫困标准结合弱相对贫困线,测得相对贫困指数与弱相对贫困指数,发现农村的两种指数均高于城镇。中国要实现共同富裕是全体人民的富裕不是部分人或部分地区的富裕。要解决发展不平衡问题增强发展的整体性。首先,应推进基本公共服务均等化,通过缩小各区域基本公共服务水平差距使各地区居民能够享受大体相同的基本公共服务。其次,要牢固树立“绿水青山就是金山银山”理念,持续推动生态环境质量改善,推进农业农村绿色发展。最后,中国区域间和城乡间发展不平衡问题的本质是政策公平性和经济发展协调性问题,因此要积极进行结构性改革,加快国有经济布局优化和结构调整,把握好公平与效率的关系,既要保证长足的经济增长又要采取有效的政策措施避免收入分配失衡加剧。

第三,构建新发展理念,推动高质量发展。近年在缓解城乡贫困问题方面的大量投入使绝对贫困问题得到有效的解决,缓解相对贫困、实现经济高质量发展成为面向共同富裕的重

要工作。进入新发展阶段,要完整、准确、全面构建新发展理念,推动经济实现高质量发展。首要任务是防止大规模返贫,因此在扶贫对象方面要在防止原有绝对贫困户返贫的前提下,转变帮扶对象,兼顾城镇相对贫困人口的生存和发展,深入推进以人为核心的新型城镇化。扶贫目标扩大为在提高城乡相对贫困人口收入的同时,注重受教育水平的提升和就业技能的培训,从根本上拓宽相对贫困群体的增收途径,缩小城乡内部的收入差距。扶贫方式要使产业帮扶、就业帮扶、教育帮扶等“造血性”帮扶成为当下帮扶的重要举措,切实解决困扰相对贫困人口发展的问题。其次要着重发展现代特色高效农业,深入实施乡村建设行动,实现农业高质高效、乡村宜居宜业、农民富裕富足。也要在巩固拓展脱贫攻坚成果的同时全面推进乡村振兴,实现巩固拓展脱贫攻坚成果同高质量乡村振兴的有效衔接,逐步推进实现全体人民的共同富裕。

第四,完善收入分配体系,推进共同富裕。在对贫困指数的分解中可以发现,增长效应、贫困标准效应和人口效应的确是影响相对贫困与弱相对贫困的重要因素,但是决定贫困指数变动方向的却是分配效应。因此,中国要缓解相对贫困实现共同富裕也应该从改善分配制度着手。缩小居民收入差距缓解相对贫困需要正确处理税收与收入分配的关系。首先,技术革新和数字经济时代,可能会导致更大的收入差距,因此需要政府在初次收入分配中发挥更大力量。其次,要健全慈善捐赠体系的顶层设计,引导和激励自发捐赠行为,增强慈善事业作为三次分配在国民收入中的调节力度。虽然中国绝对贫困问题得到了彻底解决,由于教育、医疗、公共服务等因地区发展程度而分配不平等,使中国城乡相对贫困状况依旧严峻。因此促进规范合理的初次分配,发挥二次分配、三次分配的收入调节功能,对相对贫困人口实现最低限度的经济福利、提供平等的发展平台尤其重要。同时,合理的分配格局的形成也是城乡低收入群体参与经济增长的契机,使相对贫困人口在为经济增长贡献力量的同时,分享经济增长的成果。

### 参 考 文 献

- [1] Appleton S., Song L., Xia Q., 2010, *Growing out of Poverty: Trends and Patterns of Urban Poverty in China 1988~2002* [J], *World Development*, 38 (5), 665~678.
- [2] Aristondo O., 2018, *Poverty Decomposition in Incidence, Intensity and Inequality. A Review* [J], *Hacienda Pública Española*, 225 (2), 109~130.
- [3] Chen S., Ravallion M., 2021, *Reconciling the Conflicting Narratives on Poverty in China* [J], *Journal of Development Economics*, 153, 102711.
- [4] Datt G., Ravallion M., 1992, *Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s* [J], *Journal of Development Economics*, 38 (2), 275~295.
- [5] Datt G., Ravallion M., 1998, *Farm Productivity and Rural Poverty in India* [J], *Journal of Development Studies*, 34 (4), 62~85.
- [6] Foster J., Greer J., Thorbecke E., 1984, *A Class of Decomposable Poverty Measures* [J], *Econometrica*, 52 (3), 761~766.
- [7] Fujii T., 2017, *Dynamic Poverty Decomposition Analysis: An Application to the Philippines* [J], *World Development*, 100, 69~84.
- [8] Kolenikov S., Shorrocks A., 2005, *A Decomposition Analysis of Regional Poverty in Russia* [J], *Review of Development Economics*, 9 (1), 25~46.

- [9] Ravallion M., Chen S., 2011, *Weakly Relative Poverty* [J], Review of Economics and Statistics, 93 (4), 1251~1261.
- [10] Ravallion M., Chen S., 2019, *Global Poverty Measurement When Relative Income Matters* [J], Journal of public economics, 177, 104046.
- [11] Shorrocks A., Wan G., 2008, *Ungrouping Income Distributions: Synthesising Samples for Inequality and Poverty Analysis* [R], WIDER Working Paper PR2008-16, World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER).
- [12] Shorrocks A., Kolenikov S., 2001, *Poverty Trends in Russia during the Transition* [J], WIDER-Working Paper, World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER).
- [13] Wan G., Hu X., Liu W., 2021, *China's Poverty Reduction Miracle and Relative Poverty: Focusing on the Roles of Growth and Inequality* [J], China Economic Review, 68, 101643.
- [14] 常进雄、朱帆、董非:《劳动力转移就业对经济增长、投资率及劳动收入份额的影响》[J],《世界经济》2019年第7期。
- [15] 胡兵、赖景生、胡宝娣:《经济增长、收入分配与贫困缓解——基于中国农村贫困变动的实证分析》[J],《数量经济技术经济研究》2007年第5期。
- [16] 胡联、缪宁、姚绍群、汪三贵:《中国农村相对贫困变动和分解:2002~2018》[J],《数量经济技术经济研究》2021a年第2期。
- [17] 胡联、姚绍群、宋啸天:《中国弱相对贫困的评估及对2020年后减贫战略的启示》[J],《中国农村经济》2021b年第1期。
- [18] 李实、朱梦冰:《中国经济转型40年中居民收入差距的变动》[J],《管理世界》2018年第12期。
- [19] 李莹、于学霆、李帆:《中国相对贫困标准界定与规模测算》[J],《中国农村经济》2021年第1期。
- [20] 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年第12期。
- [21] 刘一伟、汪润泉:《收入差距、社会资本与居民贫困》[J],《数量经济技术经济研究》2017年第9期。
- [22] 罗楚亮:《经济增长、收入差距与农村贫困》[J],《经济研究》2012年第2期。
- [23] 罗良清、平卫英:《中国贫困动态变化分解:1991~2015年》[J],《管理世界》2020年第2期。
- [24] 裴劲松、矫萌:《劳动供给与农村家庭多维相对贫困减贫》[J],《中国人口科学》2021年第3期。
- [25] 孙久文、夏添:《中国扶贫战略与2020年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析》[J],《中国农村经济》2019年第10期。
- [26] Shubham Chaudhuri, Martin Ravallion:《中国和印度不平衡发展的比较研究》[J],《经济研究》2008年第1期。
- [27] 万广华:《城镇化与不均等:分析方法和中国案例》[J],《经济研究》2013年第5期。
- [28] 汪晨、万广华、吴万宗:《中国减贫战略转型及其面临的挑战》[J],《中国工业经济》2020年第1期。
- [29] 吴万宗、刘玉博、徐琳:《产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据》[J],《管理世界》2018年第2期。
- [30] 徐黎丹、邓祥征、姜群鸥、马丰魁:《中国县域多维贫困与相对贫困识别及扶贫路径研究》[J],《地理学报》2021年第6期。
- [31] 徐映梅、张提:《贫困缺口总指数的构造、分解与应用》[J],《统计研究》2016年第7期。
- [32] 杨立雄:《相对贫困概念辨析与治理取向》[J],《广东社会科学》2021年第4期。
- [33] 叶兴庆、殷浩栋:《从消除绝对贫困到缓解相对贫困:中国减贫历程与2020年后的减贫战略》[J],《改革》2019年第12期。
- [34] 张承、彭新万、陈华脉:《我国多维相对贫困的识别及其驱动效应研究》[J],《经济问题探索》2021年第11期。

# Measurement and Decomposition of Relative Poverty Index for Common Prosperity in China

Si Lijuan<sup>1,2</sup> Guo Haixia<sup>2</sup>

(1. Institute of Green Finance, Lanzhou University;

2. School of Economics, Lanzhou University)

**Research Objectives:** To measure and decompose the relative poverty index and weak relative poverty index of urban and rural areas in China, and to clarify the factors influencing the change of urban and rural relative poverty. **Research Methods:** The income data of urban and rural residents from 2002 to 2020 were restored to the observed value and the lorenz curve fitted by GQ model to measure the relative poverty index of urban and rural areas, and the measured index was decomposed into four effects. **Research Findings:** The rural relative poverty index and weak relative poverty index are higher than urban, and the relative poverty index of urban and rural areas shows an upward trend, while the weak relative poverty index of urban and rural areas shows a downward trend. The decomposition results show that the growth effect has a negative impact on the changes of urban-rural relative poverty index and weak relative poverty index, and the poverty standard effect has a positive impact on the changes of urban-rural relative poverty index and weak relative poverty index. The distribution effect is consistent with the changes of urban and rural indices. The population effect has a positive effect on the changes of urban indices, and a negative effect on the changes of rural indices. **Research Innovations:** The factors affecting relative poverty change are extended to population effect and poverty standard effect, and it is considered that there are four factors affecting relative poverty and weak relative poverty change: growth effect, poverty standard effect, distribution effect and population effect. **Research Value:** It provides a new idea for the measurement and decomposition of urban and rural relative poverty, and provides a basis for the establishment of a long-term mechanism to solve relative poverty and promote common prosperity.

**Key Words:** Relative Poverty; Weak Relative Poverty; Changes in Relative Poverty; Decomposition of Relative Poverty

**JEL Classification:** I31; I32

(责任编辑: 焦云霞)