

中国弱相对贫困的评估及对 2020 年后 减贫战略的启示

胡 联 姚绍群 宋啸天

摘要:基于《中国统计年鉴》收入分组数据,本文从弱相对贫困的视角分析了中国相对贫困的长期变动,并对弱相对贫困进行分解以深入分析弱相对贫困长期变动的原因。本文研究发现:①2002~2019年城镇和农村弱相对贫困发生率、弱相对贫困深度和弱相对贫困强度都呈递减趋势。农村弱相对贫困发生率高于城镇弱相对贫困发生率。2019年中国农村和城镇处于贫困上限和贫困下限之间的人口数分别为12208.14万人和15164.18万人。2020年后中国反贫困任务依然严峻。②2002~2019年,农村弱相对贫困发生率降低了63.61%,这其中增长效应为-77.68%,分配效应为5.59%,残差效应为8.48%;城镇弱相对贫困发生率降低了26.59%,这其中增长效应为-25.59%,分配效应为-2.10%,残差效应为1.1%。③对弱相对贫困分解的进一步分析表明,增长因素有利于农村和城镇弱相对贫困指数的减少,但增长因素对农村弱相对贫困指数的减少作用存在波动,对城镇弱相对贫困指数的减少作用一直在减弱。分配因素导致了农村和城镇弱相对贫困指数上升,但分配因素对农村弱相对贫困指数的影响存在波动,对城镇弱相对贫困指数的影响由减少变为增加。人口流动因素不利于城镇弱相对贫困发生率的减少,对农村弱相对贫困发生率的影响由减少转向增加。

关键词:弱相对贫困 贫困分解 分配效应

中图分类号: F323.8 F061.3 **文献标识码:** A

一、引言

2019年中国人均GDP达10276美元。在一个拥有14亿人口的大国实现人均GDP过万美元,是人类经济发展史上的奇迹。同时,2019年末全国农村贫困人口551万人,从1978年到2019年中国农村贫困人口减少了7.6亿左右,2020年底中国实现了所有贫困县全部脱贫^①,取得了举世瞩目的减贫奇迹。但是,中国贫困问题仍将长期存在。党的十九届四中全会指出,要坚决打赢脱贫攻坚战,巩固脱贫攻坚成果,建立解决相对贫困的长效机制。

^①新华社:《我国所有贫困县全部脱贫》,参见:http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/23/content_5563620.htm。

从世界范围来看，不管一个国家经济水平发展到何种程度，相对贫困都将存在。美国、欧洲等国家至今都存在一定程度的相对贫困。Notten and Neubourg (2008) 指出，绝对贫困下降并不意味着相对贫困也下降。比如，1993 年以来爱尔兰的绝对贫困下降了 19 个百分点，而相对贫困增加了 4 个百分点。2016 年《世界银行报告》指出，1967~2011 年之间，很多国家的平均收入每年增长 1.5%，而最底层 40% 人口的收入份额变化接近于零。2015 年世界上仍有不到一半（46%）的人口每天生活费不足 5.50 美元^①，相对贫困依然严重。

要有效应对相对贫困问题，首先要确定相对贫困的标准，识别相对贫困人群。目前国内理论界对相对贫困的衡量方法主要有三种。第一种是将固定百分比作为相对贫困标准。比如，陈宗胜等（2013）建议将上一年度农村人均收入的 0.4~0.5 的均值作为相对贫困标准。孙久文、夏添（2019）认为，中国 2020 年之后的相对贫困线设定应采取两区域、两阶段方法——非沿海地区实施绝对贫困线相对化、沿海地区实施基于居民可支配收入的相对贫困线，并每 5 年上调一次；2035 年中国进入城镇化后期，相对贫困标准整体进入以全民可支配收入为识别基础的阶段。叶兴庆、殷浩栋（2020）认为，2020 年后应该以城乡居民中位数收入的一定比例作为相对贫困标准。第二种是多维贫困标准。比如王小林（2020）认为，仅仅用收入衡量相对贫困的局限性太多了，这种做法不能反映贫困人口的“困”，也与中国到 2035 年的发展战略目标不符合。相对贫困标准除了要包括反映“贫”的经济维度，也要包括反映“困”的社会发展维度，还要包括生态环境维度。2020 年后中国应在“两不愁、三保障”的基础上，根据发展阶段制定多维相对贫困标准。第三种是世界银行 2018 年提出的“社会贫困线”（World bank, 2018）。这是一种新的贫困衡量方法。“社会贫困线”是基于极端贫困与各国消费中位数来计算的。学者程蹊、陈全功（2019）认为，全国各省（市、自治区）可以采用世界银行的“社会贫困线”计算方法确定本地区贫困线。

关于相对贫困的衡量，Martin and Chen（2011；2019）指出了经济合作与发展组织（OECD）相对贫困衡量的弊端，提出一种新的相对贫困测量方法——弱相对贫困的衡量方法。该方法能够避免经济合作与发展组织（OECD）相对贫困的测量缺陷（后文将详细介绍）。

关于相对贫困变动的应对，不同的学者有不同的意见。Moller et al.（2003）认为，国家的收入再分配可以有效降低相对贫困率。李永友、沈坤荣（2007）认为，中国的相对贫困程度有逐步上升的趋势，主要原因是财富初始分配环节中劳动力要素价格在行业间的差异较大，且财政对此的减缓作用有限。Starket et al.（2009）发现相对贫困与人口迁移呈显著正相关。王今朝、蔡星（2016）认为相对贫困的产生与政府政策安排有关，也与阶层间的利益矛盾和财富分配不公有关系，包含城乡收入差距、投资回报差距、劳资报酬差距等多重原因。朱冬亮（2019）认为，处在贫困户识别线边缘的相对贫困户的生活状态与被识别的贫困户差距无几，但两类农户享受的精准扶贫政策红利的差异可能会使其处境产生根本性逆转。汪晨等（2020）认为，相对贫困难以通过财政转移而减缓，需要帮助相对贫困人

^①World Bank, 2016, "Poverty and Shared Prosperity 2016, Taking on Inequity ", World Bank, <https://www.worldbank.org/en/publication/poverty-and-shared-prosperity-2016d>.

群积累社会资本和人力资本以脱离相对贫困。

综上所述,理论界对相对贫困的研究取得了较为丰富的成果,但仍存在不足。目前国内理论界衡量相对贫困的三种方法中,第一种本质上借鉴了经济合作与发展组织(OECD)相对贫困的测量方法。第二种方法是基于多维贫困视角的相对贫困标准设定。第三种考虑了绝对贫困和一定程度的相对贫困,但笔者认为其缺陷在于这不是一种严格意义的相对贫困衡量方法,其测量相对贫困时没有很好地考虑消费(收入)不平等的状况^①。相比这三种衡量方式,笔者认为 Martin and Chen (2011; 2019) 提出的弱相对贫困衡量方法在相对贫困识别方面有其独特的优势。与以上三种相对贫困衡量方法最大不同之处在于,弱相对贫困标准考虑了居民社会融入成本以及消费的绝对性和相对性。弱相对贫困标准的衡量与居民收入和基尼系数相关(具体计算方法见第二部分),其对相对贫困的衡量可以避免经济合作与发展组织(OECD)相对贫困测量方法将相对贫困线取值于居民平均收入(或中位数收入)的固定百分比上,以致忽视了收入增长背后个体社会资源差异度量的缺陷。相比于多维相对贫困标准,弱相对贫困标准计算涉及的维度少,同时又避免了单一收入维度的缺陷。相比于社会贫困线标准,弱相对贫困标准是更严格的相对贫困衡量指标。

目前国内研究罕见对中国弱相对贫困的(长期)变动进行测量的。中国弱相对贫困长期变动情况到底如何?中国弱相对贫困长期变动背后的原因是什么?^②回答这些问题无论是对中国相对贫困的理论研究还是对 2020 年后中国反贫困政策的制定都有着重要参考意义。

本文利用《中国统计年鉴》2002~2019 年的农村和城镇收入分组数据^③,在借鉴 Martin and Chen (2019) 弱相对贫困的测量方法的基础上,对弱相对贫困变动进行分解,从弱相对贫困这一新视角刻画中国相对贫困的长期变动并分析其原因。后文结构如下:第二部分是研究方法与数据来源,第三部分是中国弱相对贫困的变动,第四部分是中国弱相对贫困的分解,第五部分是进一步讨论,第六部分是结论和政策建议。

二、研究方法与数据来源

(一) 研究方法

1. 弱相对贫困的衡量方法。弱相对贫困的衡量首先需要确定弱相对贫困线,根据 Martin and Chen (2019),弱相对贫困线可以通过如下公式衡量^④:

^①消费中位数难以完全考虑消费(收入)不平等的影响。

^②Martin and Chen (2019) 虽然提出了弱相对贫困的衡量方法,但对弱相对贫困变动的影响因素还缺乏深入研究。

^③选取收入分组数据的原因是收入分组数据可观察年份较长(2002~2019 年),有利于分析弱相对贫困的长期变化,这是微观数据不具备的优势。

^④0.7 是弱相对贫困线与 $(1-G)\mu$ 的之间系数。关于系数选择的说明: Martin and Chen (2019) 根据全球 145 个国家的贫困标准和平均收入数据进行估算,最终确定了 $Z_j^U = \$1.90 + \max[0.7(1-G)/\mu - \$1.00, 0]$ 的计算公式。鉴于这 145 个国家既包括 OECD 成员也包括非 OECD 国家(主要是发展中国家),笔者认为 0.7 这个系数也适合中国。

$$Z_j^U = \$1.90 + \max [0.7(1-G) / \mu - \$1.00, 0] \quad (1)$$

(1) 式中, Z 为弱相对贫困线, U 表示贫困上限, j 表示贫困下限, G 表示基尼系数, μ 表示居民收入平均值 (或者收入中位数)。弱相对贫困线 Z 最小取值是 1.90, 正好是世界银行的“日收入 1.90 美元”贫困标准^①, 也即弱相对贫困线的下限 Z_j ; 当弱相对贫困线 Z 大于 1.90 时, 为弱相对贫困线的上限 Z^U 。

确定弱相对贫困线后, 参考 Datt and Ravallion (1992)、Datt (1998) 和林伯强 (2003) 的研究, 可以用 *FGT* 指数来计算弱相对贫困指数^②, 具体计算公式为:

$$P_\alpha(x; z) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^Q \left(\frac{z - x_i}{z} \right)^\alpha; \quad \alpha \geq 0 \quad (2)$$

(2) 式中, z 代表设定的弱相对贫困线, x_i 代表第 i 个贫困者的收入, N 为总人口数, Q 为贫困人口数, α 一般取值为 0、1、2。 $P_0(x, z)$ 是弱相对贫困人口与总人口的比率, 即弱相对贫困发生率; $P_1(x, z)$ 为收入差距比例, 称为弱相对贫困深度; $P_2(x, z)$ 称为弱相对贫困强度^③。

2. 弱相对贫困的分解。Martin and Chen (2019) 提出了弱相对贫困的衡量方法, 但没有对弱相对贫困变动的原因进行深入分析。笔者借鉴 Datt and Ravallion (1992) 和罗楚亮 (2012) 的研究, 对弱相对贫困进行分解, 以探讨弱相对贫困变动的原因。

设 *WRP* 为弱相对贫困指数, 它由三个因素确定: 平均收入水平 μ 、基尼系数 G 和弱相对贫困线 Z 。由于基尼系数 G 可以看成是洛伦茨曲线 (收入分布) L 决定的^④, 所以 *WRP* 可以表示为:

$$WRP = P(\mu, L, Z) \quad (3)$$

由于弱相对贫困线 Z 是由基尼系数 G 和收入均值 μ 决定的, 所以弱相对贫困指数将由平均收入水平 μ 和洛伦茨曲线 (收入分布) L 决定, 弱相对贫困函数可以简化为 $WRP = P(\mu, L, Z)$ 。因此时期 0 和时期 1 的弱相对贫困指数 WRP_{00} 和 WRP_{11} 可分别表示为:

$$WRP_{00} = P(\mu_0, L_0) \quad (4)$$

$$WRP_{11} = P(\mu_1, L_1) \quad (5)$$

需要指出的是, 不同于强相对贫困只与收入均值 μ 相关, WRP_{00} 和 WRP_{11} 不仅和收入均值 μ 有关, 还和基尼系数 G 有关 (由于基尼系数 G 可以由洛伦茨曲线 L 决定, 所以在公式 (4) 和 (5) 没有直接写出)。

^①以日收入 1.9 美元作为弱相对贫困下限, 一是便于以国际标准考察中国弱相对贫困的变化, 二是有利于在同一标准下进行国别比较。

^②和贫困指数一样, 弱相对贫困指数也包括三个指标: 弱相对贫困发生率、弱相对贫困深度和弱相对贫困强度。

^③弱相对贫困强度指弱相对贫困人口收入与弱相对贫困线差的加权平方和, 是衡量弱相对贫困的一种指标。

^④ L 表示收入最低的 $p\%$ 的人口所获得的收入份额。

因此, 平均收入水平和收入分布的变化都可能导致弱贫困指数的变动。借鉴罗楚亮(2012)的研究, 如果只有收入均值的的增长而没有收入分布特征的改变, 所导致的弱相对贫困指数变动被称为增长效应。同样如果只有收入分布特征发生改变而收入均值无变动, 所导致的弱相对贫困指数变动被称为分配效应。Datt and Ravallion(1992)给出了从时期 1 到时期 2 贫困指数变动的增长效应和分配效应的分解形式。在 $t = 0$ 与 $t = 1$ 期间, 弱相对贫困指数的变动可以表示为:

$$(WRP_{11} - WRP_{00} = WRP(\mu_1, L_1) - WRP(\mu_0, L_0)) \quad (6)$$

这样, 弱相对贫困指数变动就由平均收入(μ)的变化和不均等状况的变化决定。为了确定每一种变化对弱相对贫困变动的的影响, 需要计算在 $t = 0$ 与 $t = 1$ “中间”的弱相对贫困指数: $WRP_{10} = WRP(\mu_1, L_0)$ 和 $WRP_{01} = WRP(\mu_0, L_1)$ 。这些“中间”的弱相对贫困指数不是真实年份的观测值, WRP_{10} 表示平均收入 μ_0 变为 μ_1 而不均等状况不变时的弱相对贫困指数; WRP_{01} 则表示洛仑茨曲线从 L_0 变为 L_1 而平均收入不变时的弱相对贫困指数。利用这些“中间”的弱相对贫困指数, 弱相对贫困指数的整体变化可以用几种方法分解。本文采用以下公式进行分解^①:

$$WRP_{11} - WRP_{00} = (WRP_{10} - WRP_{00}) + (WRP_{01} - WRP_{00}) + E \quad (7)$$

(7) 式中, $WRP_{11} - WRP_{00}$ 表示 $t = 0$ 到 $t = 1$ 期间弱相对贫困指数的变动; $WRP_{10} - WRP_{00}$ 为该期间由于收入水平改变导致的弱相对贫困指数变动, 被称为增长效应; $WRP_{01} - WRP_{00}$ 为该期间由于收入分布特征改变导致的弱相对贫困指数变动, 被称为分配效应。E 为残差效应, 表示该期间除去增长效应和分配效应以外的因素导致弱相对贫困指数的变动。

(二) 数据来源

本研究使用的数据为2002~2019年城镇和农村居民家庭收入分组数据, 具体见表1、表2。数据来源于2003~2020年历年的《中国统计年鉴》^②。

由表1、表2可知, 按收入五等份分组, 农村家庭低收入组人均收入水平由2002年的857元增长到2019年的4263元, 增加了3406元; 高收入组人均收入水平由2002年的5896元增长到2019年的36049元, 增加了30153元。城镇居民家庭低收入组人均收入由2002年的3029元增长到2019年的15549元, 增加了12520元; 高收入组人均收入由2002年的15385元增长到2019年的91683元, 增加了76297元。高收入组收入提升幅度远高于低收入组。

| 年份 | 低收入组 (20%) | 中低收入组 (20%) | 中等收入组 (20%) | 中高收入组 (20%) | 高收入组 (20%) |
|------|---------------|----------------|----------------|----------------|---------------|
| 2002 | 857 | 1548 | 2164 | 3031 | 5896 |
| 2003 | 866 | 1607 | 2273 | 3207 | 6347 |
| 2004 | 1007 | 1842 | 2579 | 3608 | 6931 |

^①之所以采用这种形式分解, 是因为本文除了分析增长效应和分配效应外, 还想讨论残差效应, 以更好地分析弱相对贫困长期变动背后的影响因素。此外, 这种分解方式还有利于剔除汇率因素对弱相对贫困分解的影响。

^②国家统计局(编):《中国统计年鉴》(2003~2020年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

中国弱相对贫困的评估及对 2020 年后减贫战略的启示

| | | | | | |
|------|------|------|-------|-------|-------|
| 2005 | 1067 | 2018 | 2851 | 4003 | 7747 |
| 2006 | 1183 | 2222 | 3149 | 4447 | 8475 |
| 2007 | 1347 | 2582 | 3659 | 5130 | 9791 |
| 2008 | 1500 | 2935 | 4203 | 5929 | 11290 |
| 2009 | 1549 | 3110 | 4502 | 6468 | 12319 |
| 2010 | 1870 | 3621 | 5222 | 7441 | 14050 |
| 2011 | 2001 | 4256 | 6208 | 8894 | 16783 |
| 2012 | 2316 | 4808 | 7041 | 10142 | 19009 |
| 2013 | 2878 | 5966 | 8438 | 11816 | 21324 |
| 2014 | 2768 | 6604 | 9504 | 13449 | 23947 |
| 2015 | 3086 | 7221 | 10311 | 14537 | 26014 |
| 2016 | 3007 | 7828 | 11159 | 15727 | 28448 |
| 2017 | 3302 | 8349 | 11978 | 16944 | 31299 |
| 2018 | 3666 | 8509 | 12530 | 18052 | 34043 |
| 2019 | 4263 | 9754 | 13984 | 19732 | 36049 |

注：2002~2012年收入数据为农村居民人均纯收入。2013年起，国家统计局开展了城乡一体化收支与生活状况调查，2013~2019年的收入数据来源于此项调查，为农村人均可支配收入。

资料来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2003~2020年，历年），北京：中国统计出版社。

表 2 2002~2019 年不同组别城镇居民家庭人均收入水平 单位：元

| 年份 | 低收入组 (20%) | 中低收入组 (20%) | 中等收入组 (20%) | 中高收入组 (20%) | 高收入组 (20%) |
|------|---------------|----------------|----------------|----------------|---------------|
| 2002 | 3029 | 4932 | 6657 | 8870 | 15385 |
| 2003 | 3280 | 5377 | 7279 | 9763 | 17480 |
| 2004 | 3646 | 6024 | 8167 | 11051 | 20174 |
| 2005 | 4010 | 6711 | 9190 | 12603 | 22988 |
| 2006 | 4555 | 7554 | 10270 | 14049 | 25518 |
| 2007 | 5358 | 8901 | 12042 | 16386 | 29510 |
| 2008 | 6059 | 10196 | 13984 | 19254 | 34932 |
| 2009 | 6708 | 11244 | 15400 | 21018 | 37607 |
| 2010 | 7617 | 12702 | 17224 | 23189 | 41238 |
| 2011 | 8774 | 14498 | 19545 | 26420 | 47211 |
| 2012 | 10352 | 16761 | 22419 | 29814 | 51715 |
| 2013 | 9896 | 17628 | 24173 | 32614 | 57762 |
| 2014 | 11219 | 19651 | 26651 | 35631 | 61615 |
| 2015 | 12231 | 21446 | 29105 | 38572 | 65082 |
| 2016 | 13004 | 23055 | 31522 | 41806 | 70348 |
| 2017 | 13723 | 24550 | 33781 | 45163 | 77097 |
| 2018 | 14387 | 24857 | 35196 | 49174 | 84907 |

| | | | | | |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2019 | 15549 | 26784 | 37876 | 52907 | 91683 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|

注：①2002~2012年和2013~2019年分组标准略有差异，为便于统一口径比较，2002~2012年低收入组和高收入组数据分别为《统计年鉴》中（最低收入组+较低收入组）和（较高收入组+最高收入组）的平均数。②2002~2012年城镇居民人均可支配收入数据来源于城镇住户抽样调查。从2013年起，国家统计局开展了城乡一体化住户收支与生活状况调查，不再公布最低收入户与最高收入户数据。城乡一体化住户收支与生活状况调查的调查范围、调查方法、指标口径与2013年前的城镇住户调查有所不同。2013年及以后的城镇居民人均可支配收入数据来源于城乡一体化住户收支与生活状况调查。

资料来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2003~2020年，历年），北京：中国统计出版社。

宏观收入分组数据相比于大样本微观收入数据有一定的局限，但大样本微观收入数据难以保证数据的长期性和连续性。收入分组数据作为长期弱相对贫困变动的研究数据具有长期性和连续性的独特优势，这是本文选取宏观收入分组数据进行研究的原因。

本文研究对弱相对贫困指数的分解过程如下：首先，使用世界银行提供的 POVCAL 软件利用 2002~2019 年农村和城镇收入分组数据计算各年份的基尼系数；然后根据各年度农村和城镇基尼系数、当年汇率和平均收入计算出各年度弱相对贫困线；接着在 POVCAL 软件中计算出各年度弱相对贫困指数；最后运用 STATA 软件进行弱相对贫困指数的分解。

三、中国弱相对贫困的变动

基于弱相对贫困的衡量方法，利用历年全国城镇和农村收入分组数据，本文测量了 2002~2019 年农村弱相对贫困和城镇弱相对贫困状况。

（一）中国城乡弱相对贫困线

根据公式（1）和收入分组数据，本文首先计算出 2002~2019 年农村和城镇的弱相对贫困线，具体如表 3 所示。

| 年份 | 农村 | | 农村弱相 对贫困线 | | 城镇 | | 城镇弱相 对贫困线 | |
|------|-------------|------------|--------------|--------------|-------------|------------|--------------|--------------|
| | 农村收入 平均值 | 农村基尼 系数 | （美元/ 天） | （人民币 元/年） | 城镇收入 平均值 | 城镇基尼 系数 | （美元/ 天） | （人民币 元/年） |
| 2002 | 2698.97 | 0.37 | 1.90 | 5739.82 | 8183.53 | 0.32 | 2.20 | 6638.36 |
| 2003 | 2859.84 | 0.38 | 1.90 | 5740.10 | 9134.28 | 0.33 | 2.33 | 7027.89 |
| 2004 | 3193.13 | 0.37 | 1.90 | 5739.89 | 10411.58 | 0.33 | 2.51 | 7574.29 |
| 2005 | 3537.43 | 0.37 | 1.90 | 5739.75 | 11785.75 | 0.34 | 2.71 | 8171.85 |
| 2006 | 3894.87 | 0.37 | 1.90 | 5596.68 | 13145.54 | 0.34 | 2.98 | 8764.50 |
| 2007 | 4501.59 | 0.37 | 1.90 | 5414.36 | 15294.48 | 0.33 | 3.41 | 9721.31 |
| 2008 | 5171.34 | 0.38 | 1.90 | 5062.27 | 17916.37 | 0.34 | 4.01 | 10684.38 |
| 2009 | 5589.62 | 0.38 | 1.90 | 4741.25 | 19469.89 | 0.33 | 4.54 | 11328.52 |

| | | | | | | | | |
|------|----------|------|------|---------|----------|------|------|----------|
| 2010 | 6440.55 | 0.38 | 2.03 | 5060.68 | 21546.28 | 0.33 | 4.97 | 12390.51 |
| 2011 | 7628.12 | 0.38 | 2.26 | 5462.60 | 24633.25 | 0.33 | 5.70 | 13774.77 |
| 2012 | 8663.14 | 0.38 | 2.53 | 5814.64 | 27589.62 | 0.31 | 6.67 | 15332.53 |
| 2013 | 10792.24 | 0.38 | 3.07 | 7052.09 | 28414.56 | 0.33 | 6.67 | 15311.19 |
| 2014 | 11749.42 | 0.37 | 3.20 | 7170.57 | 30953.32 | 0.32 | 7.44 | 16685.64 |
| 2015 | 12567.14 | 0.37 | 3.35 | 7614.16 | 33287.38 | 0.32 | 7.92 | 17999.41 |
| 2016 | 13397.52 | 0.38 | 3.31 | 8024.51 | 35946.84 | 0.32 | 7.99 | 19368.56 |
| 2017 | 14374.28 | 0.39 | 3.41 | 8396.26 | 38863.02 | 0.32 | 8.36 | 20609.04 |
| 2018 | 15359.78 | 0.39 | 3.61 | 8708.14 | 41704.02 | 0.34 | 8.91 | 21527.19 |
| 2019 | 16756.54 | 0.38 | 3.81 | 9582.65 | 44959.75 | 0.34 | 9.18 | 23118.89 |

参考公式(1),弱相对贫困线的下限是世界银行的“日收入1.90美元”贫困标准,所以如果按弱相对贫困线实际计算出来的数值(没有经过max函数调整)小于1.9,弱相对贫困线取值为1.9。因此,2002~2009年中国农村弱相对贫困线的上限和下限相等^①。

(二) 中国农村弱相对贫困的测量

中国农村弱相对贫困发生率计算结果如表4所示。2019年中国农村弱相对贫困发生率为29.60%,2002年为93.20%,2002~2019年农村弱相对贫困发生率下降了63.6%。2002年和2019年中国农村弱相对贫困人口数量(即公式1中贫困上限人口)分别为79217.63万人和19431.16万人,2002~2019年农村弱相对贫困人口减少了约5.98亿人。

表4 中国农村弱相对贫困发生率和弱相对贫困总人口变化 单位:%;万人

| 年份 | 弱相对贫困发生率 | 1.90美元/天标准的贫困发生率 | 贫困上限人口数 | 贫困下限人口数 | 贫困上限人口与贫困下限人口差 |
|------|----------|------------------|----------|----------|----------------|
| 2002 | 93.20 | 93.20 | 79217.63 | 79217.63 | 0.00 |
| 2003 | 91.96 | 91.96 | 78486.44 | 78486.44 | 0.00 |
| 2004 | 89.66 | 89.66 | 76824.67 | 76824.67 | 0.00 |
| 2005 | 86.63 | 86.63 | 74452.10 | 74452.10 | 0.00 |
| 2006 | 81.84 | 81.84 | 69629.74 | 69629.74 | 0.00 |
| 2007 | 73.69 | 73.69 | 62032.89 | 62032.89 | 0.00 |
| 2008 | 61.43 | 61.43 | 51083.47 | 51083.47 | 0.00 |
| 2009 | 52.82 | 52.82 | 43330.34 | 43330.34 | 0.00 |
| 2010 | 48.03 | 44.15 | 38823.83 | 35686.87 | 3136.96 |
| 2011 | 42.52 | 33.70 | 33830.27 | 26811.06 | 7019.21 |
| 2012 | 39.30 | 26.40 | 30749.10 | 20652.42 | 10096.69 |
| 2013 | 28.91 | 13.33 | 16809.08 | 10244.47 | 6564.61 |
| 2014 | 21.97 | 11.92 | 17021.82 | 9021.61 | 8000.20 |
| 2015 | 26.90 | 13.05 | 20055.62 | 9731.12 | 10324.49 |
| 2016 | 29.45 | 14.46 | 21546.35 | 10582.52 | 10963.83 |

^① 2002~2009年按农村弱相对贫困线实际计算出来的数值均小于1.9,具体数值没有在正文中汇报,如需可向作者索取。

中国弱相对贫困的评估及对 2020 年后减贫战略的启示

| | | | | | |
|-------------------|-------|-------|-----------|-----------|----------|
| 2017 | 30.67 | 14.07 | 21924.96 | 10062.99 | 11861.97 |
| 2018 | 31.29 | 12.96 | 22025.95 | 9126.17 | 12899.77 |
| 2019 | 29.60 | 11.00 | 19431.16 | 7223.01 | 12208.14 |
| 2019 与 2002 之差 | -63.6 | -82.2 | -59786.48 | -71994.62 | 12208.14 |

注：本文将按照公式（1）中弱相对贫困线的上限标准 Z_j^U 计算的弱相对贫困发生率，简称为“贫困上限”，对应的相对贫困人口，出于简洁表达的考虑，简称为“贫困上限人口”；按照公式（1）中弱相对贫困线下限标准 Z_j^L 计算的弱相对贫困发生率，简称为“贫困下限”，对应的相对贫困人口，简称为“贫困下限人口”。

表 4 还给出了按世界银行贫困标准计算的中国农村贫困发生率和贫困人口，如第 3 列和第 5 列所示。结果显示，2002~2019 年，按世界银行标准计算的中国农村贫困发生率和贫困人口也呈不断下降的趋势。

中国农村弱相对贫困深度和弱相对贫困强度计算结果如表 5 所示。2002 年中国农村弱相对贫困深度和弱相对贫困强度分别为 56.50%和 38.30%；2019 年中国农村弱相对贫困深度和弱相对贫困强度分别为 12.15%和 7.04%。2002~2019 年中国农村弱相对贫困深度和弱相对贫困强度分别下降了 44.35%和 31.26%。

表 5 中国农村弱相对贫困深度和弱相对贫困强度变化 单位：%

| 年份 | 弱相对贫困深度 | 弱相对贫困强度 | 弱相对贫困深度（按 1.90 美元/天标准计算） | 弱相对贫困强度（按 1.90 美元/天标准计算） |
|----------------|---------|---------|-----------------------------|-----------------------------|
| 2002 | 56.5 | 38.3 | 56.5 | 38.3 |
| 2003 | 54.63 | 36.7 | 54.63 | 36.7 |
| 2004 | 49.88 | 32.08 | 49.88 | 32.08 |
| 2005 | 45.96 | 28.87 | 45.96 | 28.87 |
| 2006 | 40.75 | 24.7 | 40.75 | 24.7 |
| 2007 | 33.45 | 19.32 | 33.45 | 19.32 |
| 2008 | 25.85 | 14.41 | 25.85 | 14.41 |
| 2009 | 21.73 | 12 | 21.73 | 12 |
| 2010 | 18.89 | 10.03 | 17.02 | 8.91 |
| 2011 | 17.24 | 9.6 | 13.27 | 7.23 |
| 2012 | 15.59 | 8.45 | 9.87 | 5.08 |
| 2013 | 13.25 | 11.66 | 8.74 | 12.86 |
| 2014 | 14.89 | 20.83 | 13.96 | 31.71 |
| 2015 | 13.64 | 10.98 | 9.29 | 10.03 |
| 2016 | 13.91 | 9.75 | 8.28 | 6.85 |
| 2017 | 13.44 | 8.43 | 6.67 | 4.44 |
| 2018 | 13.06 | 7.59 | 5.21 | 2.88 |
| 2019 | 12.15 | 7.04 | 4.47 | 2.51 |
| 2019 与 2002 之差 | -44.35 | -31.26 | -52.03 | -35.79 |

（三）中国城镇弱相对贫困的测量

中国城镇弱相对贫困发生率计算结果如表 6 所示。2019 年中国城镇弱相对贫困发生率为 23.25%，2002 年为 49.83%，2002~2019 年城镇弱相对贫困发生率下降了 26.58%。2002~2019 年城镇弱相对贫困人口减少了 9758.77 万人。

中国城镇弱相对贫困深度和弱相对贫困强度计算结果如表 7 所示。2002 年中国城镇弱相对贫困深度和弱相对贫困强度分别为 16.66%和 7.62%，2019 年中国城镇弱相对贫困深度和弱相对贫困强度分别为 6.65%和 2.59%。2002~2019 年中国城镇弱相对贫困深度和弱相对贫困强度分别下降了 10.01%和 5.03%。

表 6 城镇弱相对贫困发生率和弱相对贫困人口总数变化 单位：%；万人

| 年份 | 弱相对贫困发生率 | 1.90 美元/天标准 贫困发生率 | 贫困上限人口数 | 贫困下限人口数 | 贫困上限人口与贫困 下限人口差 |
|-------------------|----------|----------------------|----------|-----------|--------------------|
| 2002 | 49.83 | 39.4 | 25022.35 | 19782.42 | 5239.93 |
| 2003 | 39.45 | 27.38 | 20663.01 | 14340.18 | 6322.83 |
| 2004 | 44.51 | 27.38 | 24160.77 | 14862.31 | 9298.46 |
| 2005 | 41.89 | 22.35 | 23549.85 | 12562.6 | 10987.25 |
| 2006 | 39 | 16.16 | 22733.25 | 9422.2 | 13311.05 |
| 2007 | 35.35 | 10.02 | 21436.01 | 6076.88 | 15359.13 |
| 2008 | 32.72 | 5.61 | 20418.76 | 3498.94 | 16919.82 |
| 2009 | 30.38 | 2.71 | 19601.65 | 1749.5 | 17852.15 |
| 2010 | 28.56 | 1.08 | 19126.04 | 724.63 | 18401.41 |
| 2011 | 27.26 | 1.14 | 18833.01 | 790.06 | 18042.95 |
| 2012 | 24.96 | 0.62 | 17764.54 | 437.77 | 17326.77 |
| 2013 | 23.24 | 1.56 | 16993.7 | 1136.95 | 15856.75 |
| 2014 | 22.05 | 1.2 | 16517.85 | 898.02 | 15619.83 |
| 2015 | 21.41 | 1.14 | 16514.01 | 878.81 | 15635.2 |
| 2016 | 21.96 | 1.2 | 17417.49 | 950.15 | 16467.34 |
| 2017 | 21.69 | 1.15 | 17641.72 | 933.78 | 16707.94 |
| 2018 | 23.41 | 0.17 | 19466.11 | 139.5 | 19326.61 |
| 2019 | 23.25 | 0.15 | 15263.58 | 99.4 | 15164.18 |
| 2019 与 2002 之差 | -26.58 | -39.25 | -9758.77 | -19683.02 | 9924.25 |

表 7 中国城镇弱相对贫困深度和弱相对贫困强度变化 单位：%

| 年份 | 弱相对贫困深度 | 弱相对贫困强度 | 弱相对贫困深度（按 1.90 美元/天标准计算） | 弱相对贫困强度（按 1.90 美元/天标准计算） |
|------|---------|---------|-----------------------------|-----------------------------|
| 2002 | 16.66 | 7.62 | 12.28 | 5.30 |
| 2003 | 12.55 | 5.50 | 7.87 | 3.13 |
| 2004 | 14.67 | 6.63 | 8.53 | 3.13 |

| | | | | |
|-------------------|--------|-------|--------|-------|
| 2005 | 13.87 | 6.27 | 6.15 | 2.32 |
| 2006 | 12.47 | 5.47 | 3.91 | 1.30 |
| 2007 | 10.95 | 4.67 | 1.99 | 0.54 |
| 2008 | 10.14 | 4.31 | 0.81 | 0.16 |
| 2009 | 9.20 | 3.85 | 0.24 | 0.03 |
| 2010 | 8.45 | 3.48 | 0.05 | 0.00 |
| 2011 | 7.82 | 3.11 | 0.42 | 0.32 |
| 2012 | 6.80 | 2.58 | 0.28 | 0.28 |
| 2013 | 7.17 | 3.09 | 1.08 | 1.62 |
| 2014 | 6.57 | 2.75 | 0.97 | 1.73 |
| 2015 | 6.43 | 2.71 | 1.03 | 2.05 |
| 2016 | 6.76 | 2.93 | 1.09 | 2.17 |
| 2017 | 6.72 | 2.92 | 1.06 | 2.13 |
| 2018 | 6.75 | 2.65 | 0.07 | 0.05 |
| 2019 | 6.65 | 2.59 | 0.06 | 0.05 |
| 2019 与 2002 之差 | -10.01 | -5.03 | -12.22 | -5.25 |

（四）中国农村和城镇贫困上限和贫困下限人口

根据公式（1）和公式（2），本文分别计算了农村和城镇贫困上限人口和贫困下限人口。如表 4 所示，2002~2019 年农村处于贫困上限和贫困下限之间的人口数由 0 增加到 12208.15 万人。如表 6 所示，2002~2019 年城镇处于贫困上限和贫困下限之间的人口数由 5239.93 万人增加到 15164.18 万人。如图 1 和图 2 所示，2002~2019 年中国农村和城镇处于贫困上限和贫困下限之间的人口数总体呈增长趋势。

因此，尽管 2020 年中国实现了现有标准下绝对贫困人口全部脱贫，但中国农村和城镇的相对贫困问题依然严重。2020 年，中国决战脱贫攻坚取得决定性胜利，全面建成小康社会取得伟大历史性成就，进入实现社会主义现代化的新发展阶段。十九届五中全会上，中共中央制定了“十四五”规划和 2035 年远景目标，其中首次提出全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。2020 年前，中国全面建成小康社会的短板在于农村贫困。脱贫攻坚取得决定性胜利，全面建成小康社会的目标也就得以实现。2035 年中国要实现“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”的远景目标，那么中国农村和城镇的相对贫困问题就需要得到有效应对。

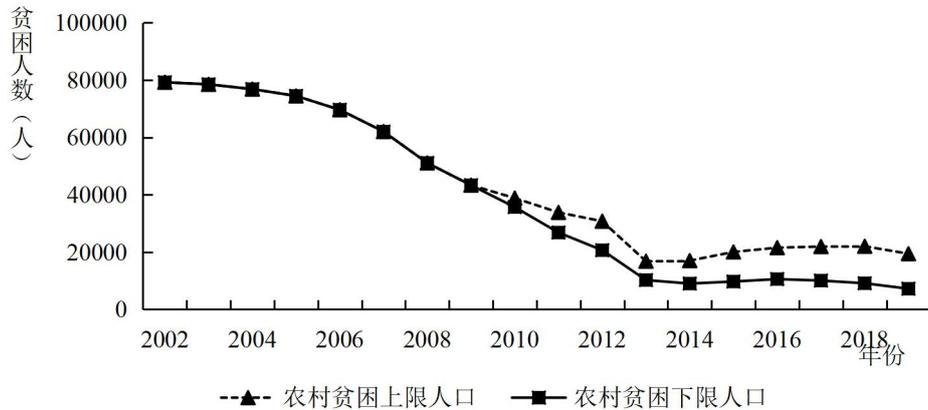


图1 农村贫困上限和贫困下限人口变动情况

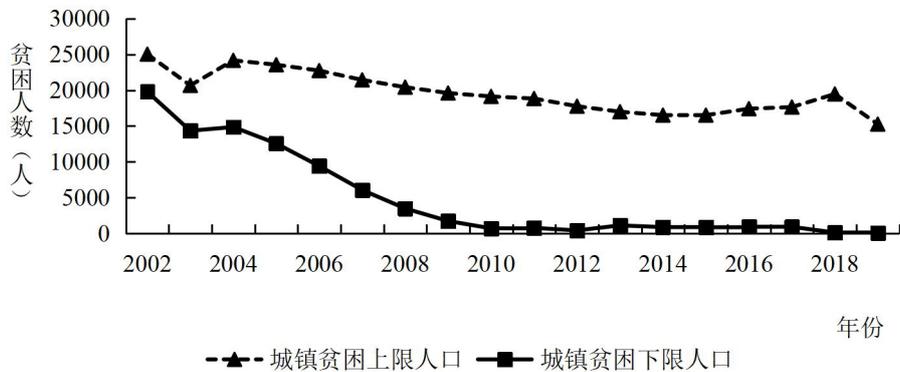


图2 城镇贫困上限和下限人口变动情况

四、弱相对贫困变动的分解

如前文分析，中国农村和城镇弱相对贫困问题还很严重，那么长期以来导致中国弱相对贫困变动的的原因是什么？根据公式（7），本文研究对弱相对贫困变动进行了分解，以考察弱相对贫困变动的影响因素。

（一）弱相对贫困的分解

1. 农村弱相对贫困的分解。如表 8 所示，2002~2019 年农村弱相对贫困发生率降低了 63.61%，这其中增长效应为-77.68%，分配效应为 5.59%，残差效应^①为 8.48%。这表明增长因素^②导致农村弱相对贫困发生率降低了 63.61%，分配因素导致农村弱相对贫困发生率增加了 5.59%，残差因素导致农

^①残差效应指增长效应和分配效应以外的因素导致的弱相对贫困的变动，在本文中主要指人口流动，后文有专门讨论。

^②参考罗楚亮（2012）的研究，增长因素和增长效应是两个不同的概念。增长因素是导致增长效应的原因，因此在这里使用“增长因素”而不是“增长效应”。同样，分配因素是导致分配效应的原因，因此后文中一些地方使用“分配因素”。

村弱相对贫困发生率增加了 8.48%。

表 8 中国农村弱相对贫困发生率变动分解 单位：%

| 年份 | 农村弱相对贫困发生率变动 | 增长效应 | 分配效应 | 残差效应 |
|-----------|--------------|--------|--------|--------|
| 2002~2019 | -63.61 | -77.68 | 5.59 | 8.48 |
| 2014~2019 | 7.11 | -2.26 | 6.99 | 2.38 |
| 2008~2013 | -39.56 | -21.20 | -0.82 | -17.54 |
| 2002~2007 | -19.51 | -10.19 | -0.13 | -9.19 |
| 年份 | 农村弱相对贫困深度变动 | 增长效应 | 分配效应 | 残差效应 |
| 2002~2019 | -44.35 | -45.92 | 0.62 | 0.95 |
| 2014~2019 | -2.84 | -4.28 | 1.05 | 0.39 |
| 2008~2013 | -10.98 | -10.19 | 0.75 | -1.54 |
| 2002~2007 | -23.05 | -20.57 | -0.21 | -2.27 |
| 年份 | 农村弱相对贫困强度变动 | 增长效应 | 分配效应 | 残差效应 |
| 2002~2019 | -31.26 | -32.38 | 1.04 | 0.08 |
| 2014~2019 | -13.62 | 0.83 | -12.93 | -1.52 |
| 2008~2013 | 6.45 | -6.50 | 1.77 | 11.18 |
| 2002~2007 | -18.98 | -13.45 | -0.03 | -5.50 |

2. 城镇弱相对贫困的分解。对于城镇弱相对贫困发生率而言，如表 9 所示，2002~2019 年城镇弱相对贫困发生率降低了 26.59%，这其中增长效应为-25.59%，分配效应为-2.10%，残差效应为 1.1%。这表明增长因素导致城镇弱相对贫困发生率降低了 25.59%，分配因素导致城镇弱相对贫困发生率下降了 2.10%，残差因素导致城镇弱相对贫困发生率增加了 1.1%。

表 9 中国城镇弱相对贫困发生率变动分解 单位：%

| 年份 | 城镇弱相对贫困发生率变动 | 增长效应 | 分配效应 | 残差效应 |
|-----------|--------------|--------|-------|------|
| 2002~2019 | -26.59 | -25.59 | -2.1 | 1.1 |
| 2014~2019 | 1.2 | -5.89 | 4.89 | 2.2 |
| 2008~2013 | -9.48 | -6.62 | -4.73 | 1.87 |
| 2002~2007 | -14.48 | -15.71 | -2.12 | 3.35 |
| 年份 | 城镇弱相对贫困深度变动 | 增长效应 | 分配效应 | 残差效应 |
| 2002~2019 | -10.01 | -11.02 | 0.61 | 0.4 |
| 2014~2019 | 0.08 | -2.44 | 1.14 | 1.38 |
| 2008~2013 | -2.97 | -2.57 | -1.2 | 0.8 |
| 2002~2007 | -5.72 | -6.42 | -0.5 | 1.2 |
| 年份 | 城镇弱相对贫困强度变动 | 增长效应 | 分配效应 | 残差效应 |
| 2002~2019 | -5.04 | -6.1 | 0.73 | 0.33 |
| 2014~2019 | -0.16 | -1.21 | 0.28 | 0.77 |
| 2008~2013 | -1.22 | -1.3 | -0.32 | 0.4 |
| 2002~2007 | -2.95 | -3.35 | -0.17 | 0.57 |

(二) 弱相对贫困分解的进一步分析

1. 增长效应的讨论。总体而言，农村和城镇弱相对贫困指数变动的增长效应都为负数（2014~2019 年农村弱相对贫困强度变动分解除外）。这说明，总体上增长因素有利于弱相对贫困指数的减少。但具体到不同时间段，有一些值得注意的现象。

对于农村弱相对贫困发生率而言，如表 8 所示，2002~2019 年农村弱相对贫困变动中增长效应为 -77.68%。2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，增长效应分别为 -10.19%、-21.20% 和 -2.26%，增长因素对农村弱相对贫困发生率减少的作用存在波动，2008 年以来其绝对值有减小趋势。这意味着，增长因素降低弱相对贫困的作用在减小。对于农村弱相对贫困深度和农村弱相对贫困强度而言，2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，农村弱相对贫困深度变动的增长效应分别为 -20.57%、-10.19% 和 -4.28%，农村弱相对贫困强度变动的增长效应分别为 -13.45%、-6.50% 和 0.83%。这说明，增长因素对农村弱相对贫困深度的减少作用在变弱，对农村弱相对贫困强度的影响由减少变为增加。

对于城镇弱相对贫困发生率而言，如表 9 所示，2002~2019 年城镇弱相对贫困发生率变动中增长效应为 -25.59%。在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，增长效应分别为 -15.71%、-6.62% 和 -5.89%，其绝对值也在减小，意味着增长因素对城镇弱相对贫困发生率的减少作用在减弱。增长因素在城镇弱相对贫困深度和弱相对贫困强度变动中的作用方面也存在类似的特点。

因此从不同时间段分解结果来看，增长因素对农村弱相对贫困发生率减少的作用存在波动，对农村弱相对贫困深度的减少作用在变弱，对农村弱相对贫困强度的影响由减少变为增加。增长因素对城镇弱相对贫困指数的减少作用一直在减弱。

2. 分配效应的讨论。按照本文前文定义，分配效应指由于洛伦茨曲线改变（同时收入不变）带来的弱相对贫困变动。也就是说，这里的分配效应指的是国民收入的第二次分配。

对于农村弱相对贫困发生率而言，如表 8 所示，2002~2019 年农村弱相对贫困变动中分配效应为 5.59%。在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，分配效应分别为 -0.13%、-0.82% 和 6.99%，意味着分配因素对农村弱相对贫困发生率的影响由减少变为增加。从农村弱相对贫困深度和农村弱相对贫困变动来看，2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，农村弱相对贫困深度变动的分配效应分别为 -0.21%、0.75% 和 1.05%，农村弱相对贫困强度变动的分配效应分别为 -0.03%、1.77% 和 -12.93%。这说明，分配因素对农村弱相对贫困深度的影响在由减少变为增加，对农村弱相对贫困强度的影响存在一定的波动。

对于城镇弱相对贫困发生率而言，如表 9 所示，2002~2019 年城镇弱相对贫困发生率变动中分配效应为 -2.1%。在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，分配效应分别为 -2.12%、-4.73% 和 4.89%，分配因素对城镇弱相对贫困发生率的影响在由减少变为增加。从城镇弱相对贫困深度和城镇弱相对贫困强度变动来看，分配因素导致城镇弱相对贫困强度和城镇弱相对贫困深度分别增加了 0.61% 和 0.73%。2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，城镇弱相对贫困深度变动的分配效应分别为 -0.5%、-1.2% 和 1.14%，城镇弱相对贫困强度变动的分配效应分别为 -0.17%、-0.32%

和 0.28%。这说明，分配因素对城镇弱相对贫困深度的影响在由减少变为增加。

因此从不同时间段分解结果来看，分配因素对农村弱相对贫困发生率和农村弱相对贫困深度的影响在由减少变为增加，对农村弱相对贫困强度的影响存在一定的波动。分配因素对城镇弱相对贫困指数的影响在由减少变为增加。所以，总体而言，国民收入的第二次分配不利于农村和城镇弱相对贫困指数的减少。

3.残差效应的讨论。关于贫困分解中的残差效应具体包含什么，魏众、B·古斯塔夫森（1998）认为贫困变动分解中除了经济增长效应和分配效应外，残差因素可归结为人口因素，实证结果表明人口流动因素有利于贫困减少。罗良清、平卫英（2020）对传统的贫困分解方法进行了改进，将贫困变动分解成经济增长、分配和人口因素三个部分。在对中国 1991~2015 年贫困变动分解的研究中发现，人口流动有利于贫困指数的下降。Stark and Taylor（1991）认为，农村劳动力是否迁移不仅取决于他们与城市劳动力之间的预期收入之差，还取决于他们在家乡感受到的相对贫困的程度（这也被称为“相对贫困假说”）。蔡昉、都阳（2002）研究发现，在农村人口大量转移到城市的过程中，转移的农村人口往往不是最贫困的人口，而是相对贫困的农村居民——他们基于“相对贫困”的动因转移到城市中去，这导致了农村相对贫困人口的小。参考以上学者的研究并结合本文分析，笔者认为弱相对贫困变动中的残差效应主要因素是人口流动。

对于农村弱相对贫困而言，如表 8 所示，2002~2019 年农村弱相对贫困发生率变动中残差效应为 8.48%。在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，残差效应分别为-9.19%、-17.54%和 2.38%，其绝对值在减小但影响方向在变化。残差效应在农村弱相对贫困深度变动中也存在类似的特点。残差效应在农村弱相对贫困强度变动中存在一定的波动性。对于城镇弱相对贫困而言，如表 9 所示，2002~2019 年城镇弱相对贫困发生率变动中残差效应为 1.11%。在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，残差效应分别为 3.35%、1.87%和 2.2%，残差效应在城镇弱相对贫困深度和强度变动中也存在类似的特点。

如上文分析，如果本文把残差效应主要看成人口流动，农村弱相对贫困发生率变动的残差效应在 2002~2007 年和 2008~2013 年期间为负数，意味着农村人口流动有利于农村弱相对贫困发生率的减少。残差效应在 2014~2019 年为正数，意味着这期间人口流动不利于农村弱相对贫困发生率的减少。城镇弱相对贫困发生率变动的残差效应在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间一直为正数，这意味着一直以来人口流动加重了城镇弱相对贫困发生率。由此可见，中国人口流动不利于城镇弱相对贫困发生率的减少，对农村弱相对贫困发生率的影响由减少作用转向增加作用。

五、进一步讨论

（一）弱相对贫困为中国未来相对贫困标准制定提供了一种参考

党的十九届四中全会指出，要坚决打赢脱贫攻坚战，巩固脱贫攻坚成果，建立解决相对贫困的长效机制。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出在十四五期间要实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接。按照党中央部署，十四五期间

中国重在巩固拓展脱贫攻坚成果。但相对贫困问题是我国 2020 年后反贫困战略中不可回避的内容。建立解决相对贫困的长效机制首先就需要确定适合中国国情的相对贫困标准。而弱相对贫困标准随着一个国家或者地区的基尼系数和收入水平改变而改变，避免了相对贫困标准恒定在收入固定比例的弊端。这种方法考虑了消费的绝对性和相对性、居民社会融入成本，并且这种衡量方式也避免了强相对贫困的衡量缺陷（比如，如果所有人的收入都以相同的比例增长，那么强相对贫困的度量就不会有任何变化）。

设立贫困标准的目的有两个，一是准确衡量贫困状况，二是便于纵向考察本国贫困的变动和与其他国家贫困状况进行横向对比。无论是理论研究还是世界各国的具体实践，相对贫困标准都有多种选择。每个国家的国情不一样，选取的标准自然不同。弱相对贫困标准可以为中国未来相对贫困标准制定提供一种参考。

（二）基尼系数和弱相对贫困之间的关系不是简单的线性关系，改善收入分配的政策措施未必一定带来相对贫困的减少

如表 8 和表 9 所示，在 2002~2007 年、2008~2013 年和 2014~2019 年期间，农村弱相对贫困发生率变动中分配效应分别为-0.13%、-0.82%和 6.99%，城镇弱相对贫困发生率变动中的分配效应分别为-2.12%、-4.73%和 4.89%。这说明分配效应和农村弱相对贫困之间并非简单的线性关系。Martin and Chen (2019) 等研究也发现，基尼系数与相对贫困的关系是非线性的。^①其原因在于一个国家经济增长有利于低收入者收入增加，能带来相对贫困减少，但收入分配改善的结果不一定是低收入者收入增加得更多。

中国近年来基尼系数一直处于较高水平，Li et al. (2020) 利用不同来源的高收入人群数据，结合了高收入人群样本的收入与家庭调查 (HS)，发现基于 HS 数据的 2016 年基尼系数为 0.464^②，但在包括了最高收入人群的样本后，这一数字上升到了 0.646。近年来中国也采取了各种措施应对收入差距较大的问题，但本文研究显示应对相对贫困的政策不能简单套用应对收入差距过大的政策。因为高收入者收入增长大幅度减缓，基尼系数会减小，但相对贫困减缓得并不一定明显。

可见，改善收入分配的政策措施未必一定带来相对贫困的减少。有效应对相对贫困的关键在于一个国家的经济增长要更有利于低收入者的收入增加。

六、结论与政策建议

通过以上分析，本文得出以下主要结论：第一，以弱相对贫困为衡量标准，2002~2019 年城镇和农村相对贫困发生率、相对贫困深度和相对贫困强度都呈递减趋势。农村弱相对贫困发生率高于城镇

^①Martin and Chen (2019) 根据 $\left(\frac{\partial \ln P_j}{\partial \ln G_j}\right)_{dm=0} = \frac{\partial \ln P_j}{\partial \ln(m_j/z_j)} \cdot \frac{\eta_j(1-2\delta_j)G_j}{[1-(1-2\delta_j)G_j]} + \left(\frac{\partial \ln P_j}{\partial \ln G_j}\right)_{dm/z=0}$ 推论出基尼系数和

相对贫困的关系是非线性的关系。

^②本文用收入分组数据计算的基尼系数偏小，是因为两者使用的数据不同。

弱相对贫困发生率。第二, 2002~2019 年, 中国农村和城镇处于贫困上限和贫困下限之间的人口数总体上呈增加趋势。2019 年中国处于农村贫困上限和贫困下限之间的人口数为 12208.14 万人, 处于城镇贫困上限和贫困下限之间的人口数为 15164.18 万人。2020 年后中国反贫困任务依然严峻。第三, 2002~2019 年, 农村弱相对贫困发生率降低了 63.61%, 这其中增长效应为-77.68%, 分配效应为 5.59%, 残差效应为 8.48%; 城镇弱相对贫困发生率降低了 26.59%, 这其中增长效应为-25.59%, 分配效应为 -2.10%, 残差效应为 1.1%。第四, 对弱相对贫困分解的进一步分析表明, 增长因素有利于农村和城镇弱相对贫困指数的减少, 但增长因素对农村弱相对贫困指数的减少作用存在波动, 对城镇弱相对贫困指数的减少作用一直在减弱。分配因素导致了农村和城镇弱相对贫困指数上升, 但分配因素对农村弱相对贫困指数的影响存在波动, 对城镇弱相对贫困指数的影响在由减少作用变为增加作用; 人口流动不利于城镇弱相对贫困发生率的减少, 对农村弱相对贫困发生率的影响由减少作用变为增加作用^①。

本文的政策启示如下: 第一, 2020 年后中国反贫困任务依然很重, 这意味着政府和全社会在反贫困方面不能有松懈, 依然需要全力建立应对相对贫困的长效机制。第二, 弱相对贫困标准随着一个国家或者地区的基尼系数和收入水平改变而改变, 考虑了消费的绝对性和相对性、居民社会融入成本。弱相对贫困标准可以作为中国未来相对贫困标准选项之一。第三, 由于改善收入分配的政策措施未必一定带来相对贫困的减少, 有效应对相对贫困需要提升经济增长的包容性, 确保国家经济增长更利于低收入者的收入增加。第四, 国民收入的第二次分配是缓解相对贫困的重要手段。因此需要在教育、医疗、税收、转移支付、社会保障上采取有效措施缓解相对贫困。第五, 人口流动对相对贫困变动有重要作用。促进农村人口转移的同时, 乡村振兴战略的有效实施和城镇经济的高质量发展对于中国农村和城镇相对贫困减少非常重要。

参考文献

1. 蔡昉、都阳, 2002: 《迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说》, 《中国人口科学》第 4 期。
2. 陈宗胜、沈扬扬、周云波, 2013: 《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》, 《管理世界》第 1 期。
3. 程蹊、陈全功, 2007: 《较高标准贫困线的确定: 世界银行和美英澳的实践及启示》, 《贵州社会科学》第 6 期。
4. 李永友、沈坤荣, 2007: 《财政支出结构、相对贫困与经济增长》, 《管理世界》第 11 期。
5. 林伯强, 2003: 《中国的经济增长、贫困减少与政策选择》, 《经济研究》第 12 期。
6. 罗楚亮, 2012: 《经济增长、收入差距与农村贫困》, 《经济研究》第 2 期。
7. 罗良清、平卫英, 2020: 《中国贫困动态变化分解: 1991~2015 年》, 《管理世界》第 2 期。
8. 孙久文、夏添, 2019: 《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》, 《中国农村经济》第 10 期。

^①本文研究显示, 人口流动对城镇弱相对贫困指数三个指标的影响是一致的, 但对农村弱相对贫困发生率、农村弱相对贫困深度和农村弱相对贫困强度的影响是不一致的。此处表述有简化。

- 9.汪晨、万广华、吴万宗, 2020:《中国减贫战略转型及其面临的挑战》,《中国工业经济》第1期。
- 10.王今朝、蔡星, 2016:《中国贫困根源的结构性分析与治理对策》,《学术探索》第9期。
- 11.王小林、冯贺霞, 2020:《2020年后中国多维相对贫困标准:国际经验与政策取向》,《中国农村经济》第3期。
- 12.魏众、B·古斯塔夫森, 1998:《中国转型时期的贫困变动分析》,《经济研究》第11期。
- 13.叶兴庆、殷浩栋, 2019:《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》,《改革》第12期。
- 14.朱冬亮, 2019:《贫困“边缘户”的相对贫困处境与施治》,《人民论坛》第7期。
15. Atkinson, A.B., 1987, “On the measurement of poverty”, *Econometrica*, 55(4): 749–764.
16. Bowley, A.L., 1915, *The nature and purpose of the measurement of social phenomena*, London: P.S. King.
17. Datt, G., 1998, *Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis*, Washington DC: World Bank.
18. Datt, G., and M. Ravallion, 1992, “Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s”, *Journal of Development Economics*, 38 (2): 275–295.
19. Fuchs, V., 1969, “Comment on Measuring the Size of the Low-Income Population”, L. Soltow (eds.). *Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income*, New York: National Bureau of Economic Research.
20. Madden, D., 2000, “Relative or Absolute Poverty Lines: A New Approach”, *Review of Income and Wealth*, 46(2):181-199.
21. Martin, R, and S. Chen, 2019, “Global poverty measurement when relative income matters”, *Journal of Public Economics*, 177: 1-13.
22. Martin, R., and S. Chen, 2011, “Weakly relative poverty”, *Review of Economics & Statistics*, 93(4):1251-1261
23. Moller, S., E. Huber, J. D. Stephens, D. Bradley, and F. Nielsen, 2003, “Determinants of Relative Poverty in Advanced Capitalist Democracies”, *American Sociological Review*, 68(1):22-51.
24. Nielsen, L., 2009, “Global Relative Poverty”, IMF Working Papers, No.93.
25. Notten, G., and C. D. Neubourg, 2007, “Relative or Absolute Poverty in the US and EU? The Battle of the Rates”, MPRA Paper, No.5313.
26. Li, Q., S. Li, and H. Wan, 2020, “Top incomes in China: Data collection and the impact on income inequality”, *China Economic Review*, 62 (8), <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101495>.
27. Stark, O., M. Micevska, and J. Mycielski, 2009, “Relative poverty as a determinant of migration: Evidence from Poland”, *Economics Letters*, 103(3):119-122.
28. Stark, O., and J. E. Taylor, 1991, “Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation”, *The Economic Journal*, 101(408):1163 — 1178.
29. Vliet, V. O., and C. Wang, 2015, “Social Investment and Poverty Reduction: A Comparative Analysis across Fifteen European Countries”, *Journal of Social Policy*, 44(3): 611-638.
30. World Bank, 2017, “Monitoring Global Poverty: Report of the Commission on Global Poverty”, World Bank, [https:// openknowledge.worldbank.org/handle/10986/25141](https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/25141).
31. World Bank, 2018, “Poverty and Shared Prosperity Report 2018: Piecing Together the Poverty Puzzle”, Washing

on, D. C., World Bank Group, https://www.researchgate.net/publication/330712183_Poverty_and_Shared_Prosperty_2018_Pieceing_Together_the_Poverty_Puzzle.

(作者单位: 安徽财经大学经济学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Assessment of China's Weak Relative Poverty and its Enlightenment to the Poverty Reduction Strategy after 2020

HU Lian YAO Shaoqun SONG Xiaotian

Abstract: Based on the income group data of China Statistical Yearbook, this article analyzes the long-term changes of China's relative poverty from the perspective of weak relative poverty and explains the reasons for the long-term changes of weak relative poverty by decomposing the weak relative poverty. The results show that, first of all, the incidence, depth and intensity of weak relative poverty in urban and rural areas show a decreasing trend from 2002 to 2019. The incidence of rural weak relative poverty is higher than that of urban weak relative poverty. In 2019, the number of rural and urban population between the upper and lower limits of poverty was 122.0814 million and 151.6418 million, respectively. China's fight against poverty after 2020 remains a grim task. Secondly, from 2002 to 2019, the incidence of rural weak relative poverty decreased by 63.61%, of which the growth effect was -77.68%, the distribution effect was 5.59%, and the residual effect was 8.48%. The incidence of urban weak relative poverty reduced by 26.59%, of which the growth effect was -25.59%, the distribution effect was -2.10%, and the residual effect was 1.1%. Thirdly, further analysis of the decomposition of weak relative poverty shows that the growth factors are beneficial to the reduction of rural and urban weak relative poverty index, but the reduction effect of growth factors on rural weak relative poverty index fluctuates, and the reduction effect on urban weak relative poverty index has been weakening. Distribution factors lead to the increase of rural and urban weak relative poverty index, but the impact of distribution factors on rural weak relative poverty index fluctuates, and the impact on urban weak relative poverty index changes from decreasing to increasing. The factors of population mobility are not conducive to the reduction of the incidence of urban weak relative poverty, and the impact on the incidence of rural weak relative poverty has shifted from decreasing to increasing.

Keywords: Weak Relative Poverty; Decomposition of Weak Relative Poverty; Distribution Effect