

# 从脱贫攻坚走向共同富裕:中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化分解

樊增增, 邹薇

**[摘要]** 改革开放以来中国一直采用绝对贫困标准;消除绝对贫困之后,走向共同富裕要求先富带动、帮扶后富,构建消除相对贫困的长效机制。为此,需要对中国相对贫困进行准确测度与动态识别,并对贫困变化进行量化分解。本文采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据研究发现,虽然绝对贫困发生率不断下降,但是相对贫困发生率持续上升。使用贫困指数变化的“识别—增长—分配”三成分分解框架研究中国贫困动态变化过程,研究表明,近年来绝对贫困发生率下降主要来自增长成分,2012—2014年、2014—2016年和2016—2018年三个时期中,增长成分使绝对贫困发生率分别下降17.74%、20.81%和19.04%;相对贫困发生率上升主要源自识别成分,以上三个时期中识别成分使相对贫困发生率分别上升8.42%、12.19%和12.55%,增长成分使相对贫困发生率分别下降8.34%、11.24%和12.18%,略低于识别成分,分配成分使相对贫困发生率分别上升2.88%、1.12%和6.60%。本文进一步界定强、弱相对贫困线,通过设定城乡差异化、地区差异化和省际差异化贫困线三种情形研究中国相对贫困状况,发现使用全国统一的相对贫困线容易出现过度识别问题,城乡差异线下的相对贫困综合指数与省际差异线下的结果较为接近,且方便实施,是一个可以兼顾识别准确度和精简度的权衡选择。

**[关键词]** 绝对贫困; 相对贫困; 贫困测度; 贫困变化分解; 差异化贫困线

**[中图分类号]**F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)10-0059-19

## 一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征,准确理解共同富裕的科学内涵,是开启新征程、探索逐步实现全体人民共同富裕路径的前提。2020年底消除绝对贫困之后,走向共同富裕内在要求先富带动、帮扶后富,“后富”的人群就是相对贫困、相对落后、相对困难的人群。目前,尽管绝对贫困已经消除,但仍然有大量人口刚刚越过绝对贫困线,虽然在现行的贫困标准下属于非贫困人口,但是就整体收入分布而言仍然是相对贫困人口。随着贫困线标准变化,有可能再次产生一批新的贫困人口,必须采取动态识别的方法予以瞄准,才能巩固脱贫攻坚成果,防止返

**[收稿日期]** 2021-03-25

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大招标项目“解决相对贫困的扶志扶智长效机制研究”(批准号20&ZD168);国家自然科学基金面上项目“代际传递、邻里效应与教育贫困:基于社会网络经济学视角”(批准号71973102)。

**[作者简介]** 樊增增,郑州大学商学院讲师,经济学博士;邹薇,武汉大学经济与管理学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:邹薇,电子邮箱:zouwei@whu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

贫。十九届四中全会明确提出要建立解决相对贫困的长效机制,十九届五中全会把不断巩固拓展脱贫攻坚成果、扎实推进乡村振兴战略列为“十四五”时期经济社会发展的主要目标。因此,消除绝对贫困并不意味着中国的减贫步伐就此停止,从脱贫攻坚到共同富裕仍有很长的路要走。

尽管绝对贫困与相对贫困有相通之处,但是二者存在很大差异:①绝对贫困线和相对贫困线的制定标准差异较大。发展中国家的绝对贫困线是参照营养需求(如世界卫生组织 1985 年制定的标准)或者参考 Martin 法(Ravallion, 1994)制定。改革开放以来,中国政府参照上述标准,分别采用了“1978 年标准”“2008 年标准”和“2010 年标准”。而相对贫困线没有明确的通用标准。②绝对贫困线有世界银行统一的标准作为参照比较,但是相对贫困线不能直接比较,而且还会随着各国经济发展而变化,各国学术界和实践中就相对贫困标准也远未达成共识。③绝对贫困能够通过公共政策消除,而相对贫困可能会长期存在。中国精准扶贫的一项重要经验是,采取有效方法将贫困识别到户,提供有针对性的生产帮扶和生活保障。在未来一段时期,相对贫困、相对落后、相对差距将长期存在。解决相对贫困需要形成长效机制,而首当其冲的任务就是要科学建立相对贫困的动态识别机制,并就相对贫困变化进行有效分解。

本文基于中国国情,研究符合现阶段特征的相对贫困线标准,采用“识别—增长—分配”三成分分解框架对贫困变化进行量化解。与既有研究相比,本文的贡献体现为以下方面:①采用贫困变化的“识别—增长—分配”三成分分解框架,动态考察导致贫困变化的原因。大多数已有文献采用“增长—分配”双成分分解法研究绝对贫困变化(Datt and Ravallion, 1992; Kakwani, 2000; Shorrocks, 2013),有文献在“增长—分配”分解框架下考虑贫困线变动的影晌(Fujii, 2017),也有文献使用“增长—分配—贫困标准”三成分分解框架研究贫困变化,但是存在无法解释的残差项(Shorrocks and Kolenikov, 2001)。还有文献使用“贫困线—分配”分解框架,但是仅考虑强相对贫困线,结果存在不足(Aristondo et al, 2019)。作为对既有文献的改进,本文考虑了内生变化的贫困线,采用关于贫困变化的“识别—增长—分配”三成分分解框架,使绝对和相对贫困变化得到完全分解。②研究中国情境下的强、弱相对贫困线,更全面地考察相对贫困动态变化的机制。现有研究大多沿用欧洲学者的通常做法,把中国家庭收入中位数的一定比例作为相对贫困线(沈扬扬和李实, 2020; 孙久文和张倩, 2021; 汪三贵和孙俊娜, 2021; 李莹等, 2021)。本文对于相对贫困线的设定,首先比较了依照家庭收入均值或中位数的一定比例的不同情形,然后基于家庭人均纯收入的均值,使用强、弱两种相对贫困线,分别测算中国相对贫困的动态变化方向,分解各成分的贡献度。本文研究表明,中国现阶段更适合采用弱相对贫困线。③比较不同的相对贫困线的测度结果,筛选出适合中国国情的相对贫困标准。已有研究关注城乡收入差异,提出了分城乡计算相对贫困线的建议(汪三贵和孙俊娜, 2021; 李莹等, 2021),本文依照强、弱相对贫困线的框架,对比分析相对贫困线的城乡、区域和省际差异,提出采用城乡差异化相对贫困线进行贫困人群动态识别的主张。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是相关文献综述,第三部分采用 CFPS(2010—2018)数据,从绝对贫困和相对贫困两个维度对中国贫困进行动态测度;第四部分在既有研究基础上,采用“识别—增长—分配”三成分分解框架,测算各成分对于贫困变化的贡献度,系统考察中国贫困变化的实现机制;第五部分进一步考察强相对贫困线、弱相对贫困线,采取城乡差异化、区域差异化、省份差异化贫困线三种方法进行相对贫困的识别和比较,得出更适合中国国情的相对贫困动态识别机制。最后是结论与政策建议。

## 二、文献综述

### 1. 贫困的概念和贫困标准比较

发展经济学家阿玛蒂亚·森指出,贫困的实质是人们缺乏改变其生存状况、抵御各种风险、抓住经济机会和获取经济收益的“能力”,或者其能力被剥夺了(森,2001),这实际上是绝对贫困。现代社会的贫困往往是与收入不平等相伴的,即贫困人口无法平等地获取许多产品和服务,不具备把这些产品转化成效用的“功能”或“权利”(Sen,1985),这里同时体现了绝对贫困与相对贫困的概念。Ravallion(2020a)把贫困视为一种客观的经济剥夺,与阿玛蒂亚·森的观点一致。一些学者把福利、偏好等引入贫困线的制定,使得贫困的识别结果更加精准合理。Ravallion and Chen(2017)提出了福利一致的全球贫困衡量标准,得到了真实的全球贫困测度的经验边界,下界是绝对贫困线,上界是弱相对贫困线(随着具体国家收入水平的上升而上升)。Ravallion(2020a)指出,需要一种新的、既反映生存又反映社会包容的混合测量方法,即把绝对测量和弱相对度量结合起来。

中国从20世纪80年代初期开始采用由国家统计局设定的农村贫困线,从1997年起该贫困线的制定参考Martin法。改革开放以来,中国政府先后采用了三个国家扶贫标准,即“1978年标准”“2008年标准”和“2010年标准”。“1978年标准”是一条低水平的生存标准,按1978年价格每人每年100元;“2008年标准”是一条基本温饱标准,按2008年价格每人每年1196元;“2010年标准”是一条稳定温饱标准,按2010年价格每人每年2300元。自1990年起,世界银行制定了三个全球极端贫困标准:1990年通过购买力平价(PPP)折算成统一货币单位,把每人每天1美元设定为国际贫困线;2005年世界银行同样采用PPP方法,把极端贫困线设定为每人每天1.25美元,代表了“基本温饱、免于饥饿”的生活水平;2010年采用相同的方法得出新的国际贫困标准,即每人每天1.9美元,2015年10月宣布开始实施此标准。

贫困线是衡量福利的货币尺度。在贫困标准不变的情况下,由于通货膨胀,以货币形式表示的贫困线根据物价指数、生活指数等动态调整。中国的贫困线是逐年调整的<sup>①</sup>。2000—2007年,国家统计局同时使用绝对贫困标准和低收入标准两个扶贫标准,2008年中国对贫困标准进行调整,不再区分贫困人口与低收入人口,而是把原来的低收入标准作为新的农村贫困标准,相当于提高了贫困标准。按照2008年国家扶贫标准,中国2010年的贫困线为1274元,2011年提高后的贫困标准(按2010年价格每人每年2300元)比2010年提高了80%。2011年确定的贫困标准一直沿用至今。截至目前,中国实行的贫困标准一直是绝对贫困标准。

中国的官方贫困线过去长期低于世界水平,现在逐年提高,经过购买力平价调整之后,已经达到并超过世界银行贫困线水平。通过对比中国官方贫困线、世界银行贫困线度量的贫困发生率可以发现<sup>②</sup>,2010年以前,采用国家贫困线度量的中国贫困发生率始终低于世界银行贫困标准下的贫困发生率<sup>③</sup>,说明中国的国家贫困线低于世界银行制定的贫困线;而2011年中国采用了新的国家贫困标准,在此标准下度量的贫困发生率高于世界银行最新贫困标准下的中国贫困发生率,说明2011年之后中国的贫困标准实际上高于世界银行的贫困标准。2020年按照每人每年2300元(2010年不变价)的农村贫困标准,上年结存的最后551万农村贫困人口全部实现脱贫,这标志着中国目前实现了绝对贫困动态清零。然而,许多新脱贫的人群收入水平还比较低,面对不利的外部冲击具有较

① 关于中国不同贫困标准下的历年贫困线变动情况,详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 关于不同贫困标准下中国贫困发生率的变化趋势,详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 1978—2007年中国使用“1978年标准”度量贫困发生率,2008—2010年中国使用“2008年标准”计算贫困发生率。

高的脆弱性和返贫风险(邹薇和方迎风, 2019)。

## 2. 相对贫困标准

发达国家的贫困标准一般是确定相对贫困线, 但是相对贫困标准不统一。例如, 欧盟是居民收入中位数的 50% 或 60%, 日本为中等收入家庭收入的 50%, 而新加坡把收入最低的 20% 家庭视为相对贫困人口(左停和苏武峥, 2020)。美国国家科学院提出了“准相对贫困线”, 以维持生活的必要支出为依据进行跨期动态调整。这些国外经验是否适用于中国, 需要进一步研究(汪晨等, 2020)。叶兴庆和殷浩栋(2019)分析指出, 2020 年后中国应使用中位收入比例法确定相对贫困线。孙久文和张倩(2021)认为, 2020 年后中国的相对贫困标准应以收入标准为主, 其他标准为辅, 收入标准为农村居民人均可支配收入中位数的 40%。有学者建议在中国相对贫困初期阶段, 把城镇与农村的相对收入贫困线分别确定为城镇与农村居民人均可支配收入中位数的 40%(沈扬扬和李实, 2020; 汪三贵和孙俊娜, 2021)。李莹等(2021)建议把城镇居民可支配收入中位数的 50%、农村居民可支配收入中位数的 40% 分别作为城镇、农村的相对贫困标准。

除了收入中位数, 家庭人均收入的均值是另一个重要的参考指标 (Ravallion, 2020a)。Fuchs (1967) 最早提出相对贫困的概念, 建议把相对贫困标准设置在中位收入的 50%, 为后来欧盟和 OECD 国家制定相对贫困标准提供了重要参考。张琦和沈扬扬(2020)提出中国可以根据国情按收入比例法确定国际可比的相对贫困标准, 以多维贫困识别为辅, 采用个体瞄准和区域瞄准相结合的相对贫困综合评估方式。曲延春(2021)认为, 目前中国农村的相对贫困标准应在农村居民人均可支配收入的 30% 至 40% 之间, 以 35% 左右为宜。总体看, 中国究竟如何制定相对贫困线, 尚处于探索阶段, 远未达成共识。

## 3. 贫困变化分解

经济增长决定了一个国家是否有能力来减少贫困, 收入分配导致的贫困变化则体现为资源在群体内部的再分配(Ravallion, 2020b)。贫困的变动能够被分解为两个部分, 一部分是由于收入的一致性增长, 而另一部分则是由于相对收入的变动(布吉尼翁和达席尔瓦, 2007)。Ravallion and Chen (2007) 研究发现, 中国各地增长率和不平等程度的差异导致减贫进展的差异。Datt and Ravallion (1992) 把贫困指数的变化分解为增长成分和分配成分, 增长成分是指由于收入水平的增长(收入分布保持不变)而导致的贫困指数的变动, 分配成分是指由于收入分布的改变(平均收入水平不变)而导致的贫困指数变动, 并使用该方法研究了 20 世纪 80 年代巴西和印度的贫困状况。Baye(2006)采用基于 Shapley 值的方法估计了导致贫困变化的增长—分配成分, 证实了增长成分往往占优分配成分的影响。罗良清和平卫英(2020)把贫困变化分解为经济增长、不平等和总人口三类效应, 分析了中国城镇化进程对城乡贫困的影响。

除了经济增长和收入分配, 贫困线调整也是一个引起贫困变化的不容忽视的因素, 因为贫困线直接决定了静态贫困水平的高低, 进而影响两个时点贫困指数的差异。Ali(1998)认为, 贫困变化是经济增长引致的变化和收入分布引致的变化之和, 当贫困线是平均收入的函数时, 贫困线对收入的弹性在决定增长引起的变化大小方面起着重要作用。Shorrocks and Kolenikov(2001)研究俄罗斯 1985—1999 年贫困率变化趋势时, 把人均收入、收入不平等和贫困线对贫困变化的影响进行分解, 发现以 1985 年为基期, 实际人均收入下降使贫困发生率增加 38%, 不平等上升使贫困发生率增加 12%, 而贫困线降低使得贫困发生率下降 23%, 此外, 还存在一个残余项。Shorrocks(2013)借鉴合作博弈论提出了贫困指数的 Shapley 分解方法, 对 Datt and Ravallion(1992)进行改进以消除残余项。Fujii(2017)以菲律宾为研究对象, 把贫困变化分解为增长成分和分配成分, 贫困线变动的影响体现

在增长成分中。该研究的“增长成分”其实是识别成分加增长成分,其“增长成分”并不是纯粹的。Aristondo et al.(2019)把一个时期的贫困变化初步分解为“贫困线效应”和“分配效应”,然后把前者进一步分解为“老贫困”和“新贫困”的贡献,把后者分解为增长成分和不平等成分。“老贫困”和“新贫困”均在贫困人群的识别范围内,该区分主要对界定贫困深度和强度有意义。由于Aristondo et al.(2019)仅采用一种强相对贫困线,存在低估穷人的营养和社会包容需求的问题,一些欧盟国家据此分解的结果与常识相悖。2020年中国消除了绝对贫困,下一步要致力于解决相对贫困问题,由于“水涨船高”,相对贫困线会频繁变动,因此,本文把贫困线的内生变化过程考虑在内,使用贫困变化的“识别—增长—分配”三成分分解框架,对中国一定时期内的贫困变化进行完全分解。

### 三、中国绝对贫困与相对贫困的测度

#### 1. 实际测度

本文所用数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)。该调查跟踪收集了个体、家庭、社区三个层次的数据,可以反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。样本覆盖25个省份<sup>①</sup>,目标样本规模为16000户。CFPS从2010年正式开展访问,每隔一年进行一次,截至目前该调查共进行了6次,可获取前5次的数据,时间跨度为2010—2018年。本文以家庭为单位进行分析,使用每次调查的家庭经济数据测度绝对贫困和相对贫困发生率。绝对贫困标准经历了一次变化,2010年的绝对贫困线为年人均纯收入1274元,2011年以后上调为年人均纯收入2300元(2010年不变价)。关于相对贫困线,分别以家庭人均纯收入的均值或中位数为基准,采用均值或中位数的30%或50%作为相对贫困线进行比较(见表1)。

绝对贫困标准		2010	2012	2014	2016	2018
绝对贫困线		1274	2300 (2625)	2300 (2800)	2300 (2952)	2300 (2995)
相对贫困线	家庭人均纯收入均值[中位数]的30%	3076 [1800]	4028 [2700]	5270 [3240]	7381 [4320]	10093 [5000]
	家庭人均纯收入均值[中位数]的50%	5127 [3000]	6713 [4500]	8784 [5400]	12301 [7200]	16821 [8333]

注:2012—2018年的绝对贫困线2300元为2010年不变价,按当年价格是高于2300元的。()内为价格调整后的绝对贫困线。[]内为根据家庭人均收入的中位数的30%或50%测算而得的相对贫困线。

按照表1的绝对贫困线和相对贫困线,可以计算出各个年份的绝对贫困发生率和相对贫困发生率(见表2)。由此可知,中国的绝对贫困发生率与相对贫困发生率差异很大。根据2018年CFPS数据测算,绝对贫困发生率为6.36%。而在相对贫困线为家庭人均纯收入均值30%情况下,相对贫困发生率是32.75%,如果按照2018年中国大陆总人口139538万人推算,约有4.57亿人属于相对贫困人口。在相对贫困线为家庭人均纯收入均值50%情况下,相对贫困发生率高达50.54%,推算可得有超过7亿人处于相对贫困<sup>②</sup>。

① 样本覆盖的25个省份中,东部地区(10个)包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东;中部地区(8个)包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区(7个)有广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西和甘肃。

② 2020年5月28日,国务院总理李克强在全国两会记者会上提到“全国有6亿人每个月的收入也就1000元”。对照而言,本文对相对贫困的测算是符合中国实际的。

	相对贫困标准	2010	2012	2014	2016	2018
绝对贫困发生率		8.27(17.81)	16.49	15.07	7.77	6.36
相对贫困发生率	家庭人均纯收入均值[中位数]的 30%	25.88	24.14	27.03	25.33	32.75
		[12.94]	[16.95]	[16.95]	[13.18]	[12.30]
	家庭人均纯收入均值[中位数]的 50%	43.98	38.54	41.50	43.57	50.54
		[24.71]	[26.71]	[27.60]	[24.82]	[24.99]

注: 绝对贫困发生率是按照价格调整后的绝对贫困线计算的。2010 年( )内的绝对贫困发生率为“2010 年标准”下的反事实测算结果。[ ] 内为根据家庭人均收入的中位数的 30% 或 50% 测算而得的相对贫困发生率。

根据表 2 可知, 相对贫困与绝对贫困呈现相反的变化趋势。对于绝对贫困发生率, 2010—2012 年, 由于绝对贫困标准的提高, 绝对贫困发生率有所上升; 2012 年之后, 绝对贫困标准保持不变, 绝对贫困发生率持续下降。再看相对贫困发生率, 在经历了 2011 年绝对贫困线提高的同时, 相对贫困发生率却出现了下降, 说明 2010—2012 年, 中国家庭收入不平等程度在下降, 低收入人群的收入取得了较快增长。2012 年以后, 中国相对贫困发生率整体呈现上升态势, 相对贫困人口数量在不断增加, 这说明中国低收入人群收入增长速度低于全部人口的收入增长速度。经济发展使得中国居民整体收入水平不断提高, 绝对贫困不断减少的同时增加了相对贫困, 高收入人群享受了更多的经济发展红利, 导致相对贫困呈现出与绝对贫困完全相反的变化趋势。

事实上, 2010 年中国实行的贫困标准仍是“2008 年标准”, 因为“2010 年标准”在 2011 年才提出和实施, 这使得在上文对贫困的实际测度中 2010 年与 2012—2018 年使用了两个不同的官方贫困标准。如果将 2010 年的贫困线统一设置为“2010 年标准”(2300 元, 2010 年不变价), 不同年度的贫困测度结果可能更具有可比性<sup>①</sup>。因此, 本文给出 2010 年的反事实测度, 结果一并列入表 2 中。从表中可见, 如果统一依照“2010 年标准”, 则 2010—2018 年绝对贫困发生率呈严格递减趋势, 这也表明采用不同的贫困标准会对贫困发生率的测算产生显著影响。

## 2. 采用收入的均值与中位数作为基准的比较

收入的均值和中位数是度量相对贫困时通常使用的统计指标, 二者各有所长, 谁更好尚无定论 (Ravallion and Chen, 2017)。通常情况下, 人均收入高于收入中位数, 以收入均值的一定比例设定相对贫困标准对相对贫困发生率的度量会高于以收入中位数的一定比例设定相对贫困标准的度量结果, 但是无法轻易判断哪种度量结果更为准确。本文同时给出以收入均值或中位数进行相对贫困标准设定的结果, 为便于比较, 一并列入表 1 和表 2 中。根据测算结果, 以收入均值为参照设定的相对贫困线(发生率)确实高于以收入中位数进行相对贫困标准设定的结果。在使用收入中位数设定相对贫困线的情况下, 相对贫困发生率的变化趋势与收入均值情形差异较大, 与绝对贫困发生率的变化趋势差异较小。

虽然收入的平均值和中位数是研究相对贫困的文献中最常使用的参照收入, 但是也有研究在收入均值的基础上拓展出其他统计指标作为参照收入。例如, Sen (1976) 提出分布校正平均值 (Distribution-corrected Mean), Ravallion and Chen (2019) 给出参照收入的理论公式, 其中, 分布校正平均值的性质取决于人们在评估自己相对于他人的表现时倾向于向上看还是向下看 (就收入而言)。Ravallion (2020a) 使用各国贫困线数据, 经校准构成一种绝对贫困线和弱相对贫困线相结合的

<sup>①</sup> 此处对 2010 年的贫困状况进行反事实测度, 仅仅是为了增强纵向可比性。后文分析依然使用中国官方实际执行的贫困标准。

混合度量,采用基尼贴现均值(Gini-discounted Mean)。均值可以反映出群体的整体收入水平,而且通过使用基尼系数、加权重等方式对平均值加以修正,可以弥补无法体现收入分布特征的缺点,这个优良性质使得均值在度量相对贫困时得到了很多应用。而中位数虽然在一定程度上反映了收入分布特征,却无法反映整体收入水平,从而体现不出经济增长对相对贫困线的影响。采用收入中位数的一定比例设置相对贫困标准,属于强相对贫困标准,难以向弱相对贫困标准推广,也不便于拓展出相关联的其他统计指标来加以修正。基于以上考虑,本文后续的分析采用收入均值作为参照收入来研究相对贫困变化的分解。

#### 四、贫困变化的分解

##### 1. 分解方法

为了认识经济增长和收入分配各自对贫困的作用,Datt and Ravallion(1992)对时点1到点2的贫困变化做以下分解:

$$\Delta P=P_2-P_1=[P(\mu_2,L_r)-P(\mu_1,L_r)]+[P(\mu_r,L_2)-P(\mu_r,L_1)]+R \quad (1)$$

其中, $\mu_i(i=1,2,r)$ 表示平均收入, $L_j(j=1,2,r)$ 表示洛伦兹曲线, $R$ 为残差项(Residual), $r$ 表示参照组(Reference)。 $[P(\mu_2,L_r(p))-P(\mu_1,L_r(p))]$ 表示增长成分,即洛伦兹曲线不变,平均收入变化带来的贫困变化; $[P(\mu_r,L_2(p))-P(\mu_r,L_1(p))]$ 表示分配成分,即平均收入不变,洛伦兹曲线变化导致的贫困变化。这种分解方法为研究减贫政策提供了一种分析思路,可以沿着政策相关维度对贫困指标进行分解(如Grootaert,1995)。但是该分解方法还存在两个问题:①参照组的选择会影响增长成分和分配成分的大小;②分解不完全,存在残差项 $R$ 。为了克服这两个局限,Kakwani(2000)提出了一种公理化方法以消除残差项,并给出对时期起点和终点的对称估计。Shorrocks(2013)提出了一个基于Shapley值的合作博弈论框架,当应用于贫困变化的增长—分配分解时,基于Shapley值的方法得到了与Kakwani(2000)相同的结果。分解方法如下:

$$\Delta P=P_2-P_1=0.5\{\underbrace{[P(\mu_2,L_1)-P(\mu_1,L_1)]+[P(\mu_2,L_2)-P(\mu_1,L_2)]}_{\text{增长成分}}\} + 0.5\{\underbrace{[P(\mu_1,L_2)-P(\mu_1,L_1)]+[P(\mu_2,L_2)-P(\mu_2,L_1)]}_{\text{分配成分}}\} \quad (2)$$

其中,增长与分配成分均使用两个时点分别作为参照组,并取二者的平均值得到。在上述两种贫困变化的分解方法中,均没有考虑贫困线的变化对贫困指数( $P$ )的影响,因此,以上两种分解方法对贫困线保持不变情况下的绝对贫困变化的分解适用性较好。然而,对于两个时点间贫困线发生了变化的情形,以上分解方法不再适用。Shorrocks and Kolenikov(2001)考虑了导致贫困变化的增长、分配和贫困标准成分,分别为: $G=P(\mu_2,L_1,z_1)-P(\mu_1,L_1,z_1)$ , $R=P(\mu_1,L_2,z_1)-P(\mu_1,L_1,z_1)$ , $S=P(\mu_1,L_1,z_2)-P(\mu_1,L_1,z_1)$ 。其中, $z_i(i=1,2)$ 为不同时点的贫困线。他们应用这个分解框架分析俄罗斯的贫困变化时发现,观察到的总贫困变化除了增长成分、分配成分和贫困标准成分,还存在一个额外的无法解释的残差项或交互项 $E$ 。可见,这种对贫困变化的分解依然不完全。针对既有分解法的局限性,本文考虑随着经济增长、收入水平提高,贫困线的内生调整<sup>①</sup>对贫困指数的影响,使用以下贫困变化分解方法:

① 为了表达方便简洁,依然用 $z_1,z_2$ 表示时点1、时点2的贫困线,但实际上贫困线是平均收入 $\mu$ 和洛伦兹曲线 $L$ 的函数 $z=z(\mu,L)$ ,从而 $z_1=z(\mu_1,L_1)$ , $z_2=z(\mu_2,L_2)$ 。因此,本文的贫困线调整是内生性的。

$$\begin{aligned}
 \Delta P &= P_2 - P_1 = [P(\mu_2, L_2, z_2)] - [P(\mu_1, L_1, z_1)] \\
 &= \{[P(\mu_2, L_2, z_2)] - [P(\mu_2, L_2, z_1)]\} + \{[P(\mu_2, L_2, z_1)] - [P(\mu_1, L_1, z_1)]\} \\
 &= \underbrace{\{[P(\mu_2, L_2, z_2)] - [P(\mu_2, L_2, z_1)]\}}_{\text{识别成分}} \\
 &\quad + \underbrace{0.5\{[P(\mu_2, L_1, z_1)] - [P(\mu_1, L_1, z_1)] + [P(\mu_2, L_2, z_1)] - [P(\mu_1, L_2, z_1)]\}}_{\text{增长成分}} \\
 &\quad + \underbrace{0.5\{[P(\mu_1, L_2, z_1)] - [P(\mu_1, L_1, z_1)] + [P(\mu_2, L_2, z_1)] - [P(\mu_2, L_1, z_1)]\}}_{\text{分配成分}}
 \end{aligned} \tag{3}$$

其中,  $z_1, z_2$  分别为时点 1、时点 2 的贫困线, 与平均收入水平有密切联系, 是识别贫困的关键。当  $z_1 = z_2$  时, 式(3)退化为 Shorrocks(2013)的情形。右边第一项为贫困线发生变化而导致的贫困指数变化, 称之为“识别成分”(Identification Component); 后二项与 Shorrocks(2013)的分解方法一样, 分别是增长成分和分配成分。

把贫困指数的变化分解为识别成分、增长成分和分配成分, 下面通过图 1 来说明(假设收入为对数正态分布)。把最初收入分布到新的分布的变动分解为两个过程。过程 1: 最初的分布到虚拟分布的向右平移过程; 过程 2: 虚拟分布到新的分布的曲线形状变化过程。过程 1 是由整体收入水平增加而收入分布不变所致, 过程 2 是由收入分布的改变而平均收入水平不变所导致。假设新贫困线等于原贫困线, 即贫困线保持不变, 从最初的分布到新的分布贫困变化包括两部分, 一部分是由过程 1 对应的贫困变化, 用 G 表示, 一部分是由过程 2 对应的贫困变化, 用 R 表示。如果贫困线上升, 导致新贫困线大于原贫困线, 贫困人口数会增加图中 I 的面积。由于贫困线的上升通常会使得贫困人口增加, 识别成分对贫困发生率的影响是正向的, 对减贫的影响是负向的。收入增长会使贫困减少, 因此, 增长成分对减贫的影响是正向的。而分配成分对于减贫的影响方向是不确定的, 既可能减贫, 也可能使贫困增加, 取决于跨期间收入分配的变化。不同年份间贫困指数的变化方向取决于识别、增长和分配成分对贫困变化的作用的相对强弱。

在该分解方法中, 识别成分采用终期为参照期。识别成分的参照期取基期的分解结果与以终期为参照期的分解结果通常会有所不同<sup>①</sup>, 但是参照期的选择不会影响识别成分的符号。通过以终期为参照期的识别成分可知, 终期的贫困人口中有多少人是因为贫困线上升而被划入贫困行列, 据

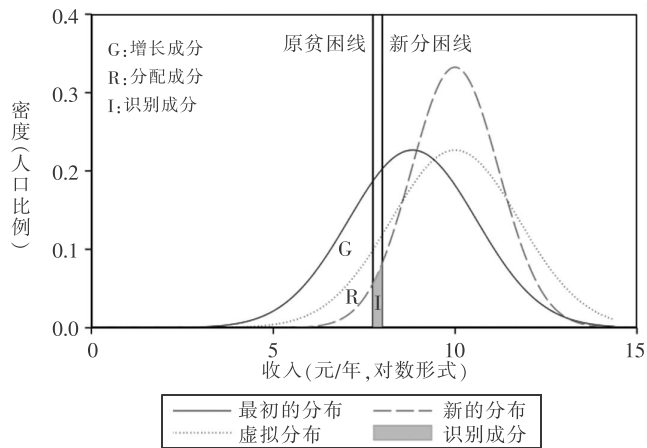


图 1 贫困变化分解为增长成分、分配成分和识别成分

注: 原贫困线使用现行贫困标准人均纯收入 2300 元/年, 取对数后为 7.74; 新贫困线为 3000 元/年(假设的新贫困标准), 取对数后为 8.01。图示中因为收入分布更加集中, 不平等降低, 分配成分 R 使贫困减少, 这是中国走向共同富裕的过程。现实中, R 也可能使贫困增加, 表现为收入分布更加分散, 是与图示相反的一种情形, 分析方法相同, 不再赘述。

① 在图 1 中, 以基期为参照期的识别成分为最初的分布、原贫困线、新贫困线和横轴围成的面积。



此了解“潜在脱贫人口”规模,而以基期为参照期的识别成分缺乏现实意义<sup>①</sup>。因此,本文在分析中只考虑终期为参照期的情形。

## 2. 中国贫困变化的量化分解:2010—2018

为了对中国贫困变化进行量化分解,这里首先需要考察2010—2018年全国和城乡收入分布的动态变化过程。图2展示了2010—2018年历次调查的家庭人均收入分布的Kernel核密度图,据此可以看出追踪调查期间中国家庭收入分布的动态变化过程。根据收入分布曲线在横轴上的位置可以发现,2010—2018年收入分布曲线逐渐右移,说明中国家庭的整体收入水平不断上升。因此,具有减贫效果的增长成分持续存在。从收入分布曲线的形状(峰值大小和尾部特征)看,2010—2016年核密度函数曲线峰值变得越来越大,收入分布越来越集中,说明收入分配不均程度逐渐下降。2016—2018年核密度函数曲线的峰值出现了明显下降,曲线形状变得更加平坦,表明收入分配不平等程度上升。2016年收入分布的核密度函数曲线开始出现双峰萌芽,到2018年双峰分布更加明显,并且有呈现多峰分布趋势。对比5次调查的收入分布曲线峰值可以发现,2016年收入分布曲线的峰值最大,因此,2016年收入不平等程度最低,这与国家统计局发布的基尼系数年度变化趋势一致<sup>②</sup>。值得注意的是,2010—2018年下尾分布的厚尾特征逐渐消失,说明这期间中国收入分布中的低收入群体逐渐减少,在向中等收入群体转变。

本文同时研究了中国城市和农村2010—2018年收入分布的变动情况<sup>③</sup>。城市人口的收入分布变化与图2中的全体人口收入分布变化趋势总体一致,2010—2016年核密度函数图的峰值不断上升,其中,2014年出现了3个峰值,2016—2018年峰值下降;五次调查的核函数密度图逐次右移,层次分明,说明城市人均收入上升明显。农村人口收入分布与全部人口的整体收入分布差异较大。除了2012年和2014年的峰值明显较低外,其他三个年份的峰值大小没有显著差异;从分布图的位置看,农村人均收入逐年上升,但是从2014年开始收入分布图右移不明显,收入分布曲线重合度较高,收入的上升主要表现为下尾的收窄和上尾的增厚,即表

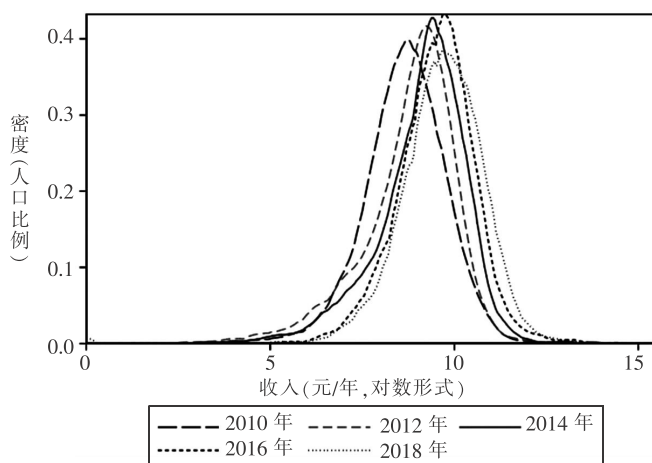


图2 2010—2018年历次调查的收入分布核密度函数

- ① 以基期为参照期的识别成分衡量了基期非贫困人口中的低收入人口数量(具体表现为在基期贫困线下非贫困,而在终期贫困线下贫困),但是从基期到终期人们的收入很可能发生了变化,基期非贫困人口中的低收入人口在终期时的收入是低于基期贫困线,高于基期贫困线而低于终期贫困线,还是高于终期贫困线,都是无法确定的,终究还是要分析终期的收入分布。以中国的减贫实践为例,假设2010年和2018年分别为基期和终期,知道2010年有多少非贫困人口(收入高于2010年贫困线)的收入低于2018年的贫困线,对于2018年后的减贫并没有提供足够有价值的信息。
- ② 据国家统计局数据,2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的基尼系数分别为0.481、0.474、0.469、0.465和0.468。
- ③ 城市人口和农村人口的收入分布核密度图详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

明农村的低收入人口逐渐减少, 中高收入人口逐渐增多, 但对于大规模的农村中等收入群体来说, 收入水平提升乏力。城乡对比发现, 城乡家庭人均收入差距很大, 农村人均收入分布的峰值始终位于城市的左侧; 城市人均收入的上升速度高于农村, 在城市人均收入分布逐年向右平移时, 农村人均收入分布已经进入上升乏力阶段, 只能进行尾部分布的变化调整。此外, 与城市人均收入不平等状况的改善相比, 农村在收入分配均等化方面也没有明显起色。

本文将收入分布动态研究与贫困指数的变化结合起来。前述研究表明, 贫困线变化导致的识别成分的作用是很强的, 直接影响贫困指数走势。就绝对贫困发生率而言, 2010—2012年, 贫困指数是上升的, 由于2011年贫困标准向上调整, 因此, 贫困指数的变化既有增长成分和分配成分, 又有识别成分。增长成分具有减贫效果, 识别成分导致贫困人口增加, 分配成分对贫困变化的作用取决于分配政策是否亲贫。最终贫困指数上升, 说明在三者之中识别成分对贫困变化的影响最大。2012—2018年, 尽管贫困标准保持不变, 但是历年贫困线根据价格指数有所调整, 可以通过识别成分加以捕获。因而, 贫困指数的变化仍可以分解为识别、增长和分配成分, 贫困指数不断下降说明该时期内增长成分占主导地位。对于相对贫困发生率而言, 由于每个调查年份的贫困线均不同, 贫困指数的变化始终同时存在识别、增长和分配成分。2010—2012年, 相对贫困发生率下降, 说明增长成分的作用大于识别、分配成分。2012—2018年, 相对贫困发生率呈上升趋势, 说明识别成分的作用大于增长、分配成分。由于分配成分对贫困变化的影响方向可正可负, 这里需要进一步对三种成分进行分解, 才能明确分配成分是增强了增长成分的减贫效果, 还是增强了识别成分增加贫困的效果。为了进一步量化研究识别成分、增长成分和分配成分及其各自对于贫困指数变化的贡献度, 本文使用“识别—增长—分配”三成分分解框架对中国2010—2018年的贫困指数变化进行分解。根据式(3), 要测算贫困指数变化的分解结果, 需要得到2010年、2012年、2014年、2016年和2018年五个年份的收入均值和洛伦兹曲线, 其中, 收入均值在计算表1中的相对贫困线时已经得到, 洛伦兹曲线可以根据相应年份的调查数据测算得到<sup>①</sup>。

使用三成分分解法对2010—2018年绝对贫困发生率变化和相对贫困发生率变化进行分解, 结果如表3所示。对中国2010—2018年贫困变化的分解验证了上文中对“识别—增长—分配”三种成分的理论判断。无论贫困指数是绝对贫困发生率还是相对贫困发生率, 引发其变化的增长成分均使得贫困发生率降低; 识别成分总是使得贫困发生率上升, 贫困线上升幅度越大则识别成分越大; 分配成分对贫困的影响可能是正向的, 也可能是负向的, 贫困线的设定会影响分配效应的符号。例如, 2010—2012年绝对贫困发生率变化的分配成分符号是正的, 而相对贫困发生率变化的分配成分符号却是负的。对比发现, 2010—2018年相对贫困变化的识别成分逐渐增加, 说明人均收入水平上升加快, 相对贫困线提升速度加快; 而2010—2018年绝对贫困变化的识别成分逐渐减小, 且2010—2012年绝对贫困变化的识别成分明显远大于其他3个时期。这说明在2010—2012年经历了贫困标准上升的时期, 其贫困变化的识别成分较大, 而在其他时期中, 贫困标准不变, 仅由于价格调整而导致贫困线有所变化, 则贫困变化的识别成分较小。

为了对比不同成分对贫困指数变化影响的相对强弱, 采用以下方法计算各个成分对贫困指数变化的贡献度(Contribution Degree, CD):

$$CD(\text{component}) = \text{component} / [ab(I) + ab(G) + ab(R)] \times 100\% \quad (4)$$

其中, *component* 代表三成分中的任意一种, *ab*(·) 表示求绝对值, *I*、*G*、*R* 分别代表识别成分、增长成分和分配成分, 符号体现是增加或减少贫困。由表4计算结果可见, 对于绝对贫困, 2010—2012

<sup>①</sup> 具体详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 3 贫困指数变化的分解:三成分分解法 单位: %

时期	贫困指数	贫困变化( $\Delta P$ )	识别成分	增长成分	分配成分
2010—2012	绝对贫困发生率	8.22 ↑	7.74	-13.01	13.49
	相对贫困发生率	5.44 ↓	8.26	-11.07	-1.89
2012—2014	绝对贫困发生率	1.42 ↓	0.74	-17.74	15.58
	相对贫困发生率	2.96 ↑	8.42	-8.34	2.88
2014—2016	绝对贫困发生率	7.30 ↓	0.44	-20.81	13.07
	相对贫困发生率	2.07 ↑	12.19	-11.24	1.12
2016—2018	绝对贫困发生率	1.41 ↓	0.03	-19.04	17.60
	相对贫困发生率	6.97 ↑	12.55	-12.18	6.60

注:此表中相对贫困标准使用家庭人均纯收入均值的 50%。

年贫困发生率上升,分配成分的贡献度最大;2012—2014年、2014—2016年和2016—2018年的增长成分与识别成分、分配成分符号相反,贫困发生率下降主要是因为增长成分的贡献度更大。对比不同时期贫困变化的分配成分发现,2014—2016年分配成分的贡献度最小,导致贫困增加的作用最小。对于相对贫困,在各个年份都发现,识别成分是导致相对贫困增加的主要因素,2014—2016年其贡献度高达 49.65%;增长成分始终是相对贫困降低的主要因素,2010—2012年其贡献度高达 52.17%,因此,该时期的相对贫困发生率下降,但是此后贡献度出现下降,2016—2018年降至 38.88%。与绝对贫困变化中增长成分的贡献度相比发现,2010—2012年增长成分更多地减少相对贫困,此后年份增长成分在减少绝对贫困上的作用更强。考察分配成分的贡献度可见,总体上其对绝对贫困变化的作用较大,对相对贫困变化的作用较小。2010—2012年相对贫困的增长成分与分配成分同方向,二者均促进相对贫困减少,此后分配成分导致相对贫困有所上升,这种情况在 2016—2018年更明显。因此,2012年之后的三个时期相对贫困发生率不断上升主要源自识别成分,而分配成分予以强化。

表 4 贫困指数变化分解得到的识别成分、增长成分和分配成分的贡献度 单位: %

时期	贡献度					
	绝对贫困			相对贫困		
	识别成分	增长成分	分配成分	识别成分	增长成分	分配成分
2010—2012	22.61	-38.00	39.40	38.93	-52.17	-8.91
2012—2014	2.17	-52.08	45.74	42.87	-42.46	14.66
2014—2016	1.28	-60.64	38.08	49.65	-45.78	4.56
2016—2018	0.08	-51.92	48.00	40.06	-38.88	21.07

### 五、进一步分析

在前文中,测度相对贫困时使用的相对贫困线为家庭人均纯收入均值的 30%或 50%,属于强相对贫困线(Strongly Relative Lines),得到的贫困度量只依赖人口中相对收入的分布。对贫困的强相对度量存在两个问题。问题一:强相对度量肯定低估了穷人的营养和社会包容需求。问题二:关于经

经济增长或收缩引起的贫困度量变化, 强相对度量似乎有悖常理<sup>①</sup>(Ravallion, 2020a)。问题一出现在对贫穷国家的贫困进行强相对度量时, 贫困线难以满足人们的生存需要或低于人们的社会包容需求, 从而严重低估贫困人口规模。由于中国已经消除绝对贫困, 对中国贫困的强相对度量不存在问题一, 但是可能出现问题二。实际上, 强相对贫困反映了人们在资源占有份额(现有财富)上的劣势, 以及在经济增量共享能力上的不足。以中国为例, 不考虑人们的收入排序变动, 假设经济增长使中国经济规模、收入水平扩大 1 倍, 然而强相对度量下的贫困人口仍是同一批人, 这一批人的收入并非没有增长, 只是由于开始时资源占有份额较低, 即使实现收入翻倍, 也依然处于相对贫困状态。强相对度量下的贫困人口对经济增量的共享能力较低, 经济增量在群体间的分配不均, 没有使原有相对贫困人口摆脱相对贫困。针对强相对度量的缺点, 已有文献提出了一些解决办法, 探索构造弱相对贫困线(Weakly Relative Lines)。弱相对贫困线考虑绝对贫困线, 克服强相对贫困线容易低估穷人的营养和社会包容需求的缺点, 并引入贫困线的收入弹性克服问题二。Kakwani(1986)建议使用以下相对贫困线:

$$z^R = z^A + \beta(m - z^A) \quad (5)$$

其中,  $z^A (> 0)$  是给定的绝对贫困线,  $m$  是总体均值或中位数,  $\beta$  是一个参数。当  $0 < \beta < 1$  时, 贫困线相对于  $m$  的弹性大于 0 小于 1, 使之变得弱相对(Weakly Relative)。Foster(1998)建议使用绝对贫困线和强相对贫困线的几何平均值。这种方法比较符合弹性为 0.5 的情况。在式(5)中, 当  $m < z^A$  时,  $z^R < z^A$ , 即相对贫困线低于绝对贫困线。为了避免这个问题, Ravallion and Chen (2011)、Chen and Ravallion (2012)使用分段线性形式的绝对加相对混合贫困线:

$$z^{A+R} = \max(z^A, \alpha + \beta m) = z^A + \max(\alpha + \beta m - z^A, 0) \quad (\alpha \geq 0) \quad (6)$$

就中国当前的情况而言, 不存在  $m < z^A$  的情形, 式(5)和式(6)是一样的。弱相对贫困可以度量中国已经摆脱绝对贫困, 但由于收入水平较低还存在返贫风险、具有一定的贫困脆弱性的人群。为了比较使用不同贫困线对相对贫困测量结果的影响, 接下来的分析既使用强相对贫困线, 也使用弱相对贫困线。同时, 考虑到中国城乡之间、地区之间以及不同省份之间的经济发展水平和消费水平差异比较大, 比较不同的相对贫困线来进行分析。

### 1. 城乡差异化相对贫困线

中国城乡经济发展水平差距大, 城市的消费水平远高于农村, 因此, 如果城乡采用不同的贫困线, 可以解决使用统一贫困线低估城市贫困水平和高估农村贫困水平的问题(Allen, 2017)。强相对贫困线使用家庭人均纯收入均值的 50%, 弱相对贫困线使用以下分段函数形式:

$$z^{A+R} = \max(z^A, (1-\beta)z^A + \beta m) \quad (7)$$

其中,  $m$  为比较收入。Ravallion and Chen(2019)指出排名加权平均数(Rank-weighted Mean)是相关的比较收入, 最富有者的权重最低。因此, Ravallion(2020a)提出使用一种基尼贴现均值(Gini-discounted Mean)  $m_j^* = (1-G_j)m_j$  来计算国家贫困线,  $G_j$  为国家  $j$  的基尼系数。在分析城乡差异化相对贫困线时,  $j$  有两个取值, 分别代表城市和农村。相较于普通均值或中位数, 基尼贴现均值既体现了平均收入水平对相对贫困线的影响, 又体现了收入分布对相对贫困线的影响, 把均值与分位数各自的优点结合了起来, 是一种更为理想的比较收入。

本文把 Ravallion(2020a)中贫困线的国家异质性应用于中国相对贫困线的时间(年份)异质性,

<sup>①</sup> 如果所有收入水平都以相同的速度增长(或收缩), 那么当贫困线设定为均值或中位数的恒定比例时, 贫困度量将会保持不变。使用强相对度量, 人们发现了看似反常的贫困比较。

使用中国在时间  $t$  的基尼系数  $G_t$ , 把参数  $\beta$  设定为  $\beta=0.7$ <sup>①</sup>。分城乡测算 2010—2018 年 5 个调查年份的相对贫困线和对应的贫困发生率, 如表 5 所示。对城市来说, 相对贫困线逐年上升, 强相对贫困线始终高于弱相对贫困线, 导致强相对贫困发生率一直高于弱相对贫困发生率, 前者在 40% 上下, 后者在 33% 左右。对农村来说, 相对贫困线也保持着持续上升势头, 但是远低于城市相对贫困线; 农村的强相对贫困线与弱相对贫困线的绝对差额也远小于城市, 而且农村的强相对贫困线并不必然高于弱相对贫困线, 进而导致农村的强相对贫困发生率不一定高于弱相对贫困发生率。对比城市和农村的相对贫困发生率发现, 在强相对贫困线下, 城市的相对贫困发生率高于农村(2016 年例外), 而在弱相对贫困线下, 农村的相对贫困发生率高于城市。

把表 5 中城市和农村各自的相对贫困发生率与表 2 中全部家庭的相对贫困发生率进行对比发现, 城乡使用统一的相对贫困线计算的全体相对贫困发生率高于城市和农村采用不同相对贫困线的度量结果。以全体样本为基数计算的贫困线介于以农村样本为基数计算的贫困线和以城市样本为基数计算的贫困线之间, 由此可知, 城乡使用统一贫困线高估了农村的相对贫困发生率, 低估了城市的相对贫困发生率, 综合结果是高估了相对贫困水平。对比不同年份中国城市(农村)的强(弱)相对贫困发生率发现, 2010—2018 年, 中国城市(农村)的强(弱)相对贫困发生率呈现上下波动, 且变动幅度不大, 没有明显的时间趋势。

表 5 中国城市和农村的相对贫困线及对应的发生率

		2010	2012	2014	2016	2018
城市	强相对贫困线(发生率)	7394(39.9)	8949(37.0)	11799(39.2)	16290(38.9)	20297(41.4)
	弱相对贫困线(发生率)	6185(33.1)	8043(33.4)	10216(34.4)	13640(32.2)	16561(32.4)
农村	强相对贫困线(发生率)	3034(36.8)	4758(36.5)	5677(38.3)	8132(41.5)	8493(39.5)
	弱相对贫困线(发生率)	3017(36.6)	4957(37.5)	5665(38.2)	7529(38.7)	7769(36.0)

注: 括号内为与贫困线(单位: 元)对应的贫困发生率(单位: %)。

接下来分别对城市和农村的相对贫困变化进行量化分解, 分解结果如表 6 所示。在城市相对贫困变化中, 快速的城市经济增长使得减少相对贫困的增长成分始终保持在较高水平, 2010—2016 年增长成分的贡献度逐渐增加, 说明城市经济增长处于加速阶段, 2016—2018 年增长成分有所回落, 但仍然发挥了很强的减贫效果。城市家庭收入分配不平等极大地阻碍了相对贫困的降低, 表现为分配成分使得相对贫困人口增加, 抵消了一部分增长成分带来的减贫效果。2010—2012 年, 在增加相对贫困的识别成分和分配成分中, 识别成分较大, 而在之后的三个时期中, 分配成分较大, 表明收入分配不平等是导致城市相对贫困人口较多的主要原因, 反映了现阶段在城市高速发展的背景下城市低收入人口收入增长缓慢, 滞后于城市经济增长速度。在农村贫困变化中, 前三个时期收入增长明显, 增长成分的减贫效果较为显著, 同时分配成分强于识别成分, 在增加贫困方面起主导作用。

① Ravallion(2020a)使用来自 Ravallion and Chen(2019)146 个国家和地区数据进行实证研究, 得到贫困线的收入弹性为 0.7。使用该弹性系数得到的相对贫困发生率可用于国际比较, 也为中国确定相对贫困线关于收入的弹性系数提供了一个参照。为了进一步检验收入弹性系数对相对贫困发生率的敏感性, 本文还考虑了  $\beta=0.65$ 、0.60 和 0.50 三种情况, 发现随着贫困线的收入弹性下降, 弱相对贫困线也逐渐降低, 对应的相对贫困发生率也越来越小, 但是无论弹性取何值, 城市的相对贫困线始终高于农村, 而农村的相对贫困发生率始终高于城市。详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

2016—2018年,农村家庭收入增长幅度较小,导致具有减贫效果的增长成分大幅减小,但同时会带来相对贫困增加的识别成分和分配成分也大幅减小,最终使得相对贫困人口减少。而且在此时期,识别成分的作用大于分配成分,分配成分几乎没有增加农村相对贫困。这说明中国实施精准扶贫以来,农村贫困人口的收入状况得到了切实改善,收入分配不平等状况的恶化趋势也得到了有效遏制。

**表 6** 中国城市和农村相对贫困变化的量化解 单位: %

城乡	时期	贫困测度	贫困变化	识别成分	增长成分	分配成分
城市	2010—2012	强相对贫困	-2.9	6.8	-16.3	6.6
		弱相对贫困	0.3	8.7	-16.9	8.5
	2012—2014	强相对贫困	2.2	10.2	-22.2	14.2
		弱相对贫困	1.0	7.8	-22.0	15.2
	2014—2016	强相对贫困	-0.3	12.1	-27.5	15.1
		弱相对贫困	-2.2	8.5	-26.4	15.7
	2016—2018	强相对贫困	2.5	9.2	-19.0	12.3
		弱相对贫困	0.2	6.1	-19.7	13.8
农村	2010—2012	强相对贫困	-0.3	12.1	-29.8	17.4
		弱相对贫困	0.9	13.1	-29.7	17.5
	2012—2014	强相对贫困	1.8	5.8	-11.7	7.7
		弱相对贫困	0.7	4.6	-11.6	7.7
	2014—2016	强相对贫困	3.2	13.7	-29.0	18.5
		弱相对贫困	0.5	11.0	-29.0	18.5
	2016—2018	强相对贫困	-2.0	2.0	-4.2	0.2
		弱相对贫困	-2.7	0.7	-3.4	0.0

## 2. 地区差异化相对贫困线

中国东部、中部和西部地区之间的发展水平悬殊,东部地区一些省份的人均收入水平已经接近甚至达到了世界上发达国家的平均水平,中部地区的收入水平相当于一些中高收入国家水平,比较能够代表中国平均收入水平的地区,而西部地区的收入水平则与一些中低收入国家处在同一水平。因此,按地区制定贫困线也是精准识别相对贫困的另一个思路。采用地区差异化相对贫困线,东部、中部和西部地区的相对贫困线和相对贫困发生率如表 7 所示。

对比三个地区发现,中部地区的相对贫困发生率最低,东部、西部地区的差别不大<sup>①</sup>。大多数情况下,使用弱相对贫困线得到的贫困发生率低于使用强相对贫困线的情形,但也有少数例外(如西部地区 2012 年和 2014 年的贫困测量)。2010—2018 年,不同地区的相对贫困发生率变化不大,与强相对贫困度量相比,弱相对贫困度量的波动幅度更小。

## 3. 省际差异化相对贫困线

相比于城乡差异化贫困线和地区差异化贫困线,结合各省份经济发展水平和居民收入水平制定省际差异化贫困线对贫困的识别则更加精细,是制定相对贫困线的一个备选方案。在采用省际差

<sup>①</sup> 这个结果与中国经济发展水平东部地区最高、中部地区居中、西部地区最低的状况似乎不相符,而这也从一个侧面表明,在中国现阶段可能并不适用依照地区划分不同的相对贫困线。

表7 中国东部、中部和西部的相对贫困线和发生率

		2010	2012	2014	2016	2018
东部地区	强相对贫困线	6754	8156	11502	16095	18974
	(发生率)	(42.67)	(39.36)	(41.15)	(42.82)	(43.13)
	弱相对贫困线	5718	7459	9996	13494	15576
	(发生率)	(35.99)	(36.20)	(34.56)	(36.39)	(36.87)
中部地区	强相对贫困线	4357	6195	7675	10729	12151
	(发生率)	(37.59)	(34.19)	(38.17)	(40.18)	(39.05)
	弱相对贫困线	3977	6015	7151	9474	10494
	(发生率)	(33.33)	(33.35)	(35.70)	(33.60)	(34.52)
西部地区	强相对贫困线	3299	4934	5566	8111	11133
	(发生率)	(42.95)	(38.37)	(40.06)	(42.39)	(47.51)
	弱相对贫困线	3208	5086	5583	7514	9735
	(发生率)	(42.05)	(39.71)	(40.24)	(39.61)	(40.22)

注:括号内为与贫困线(单位:元)对应的贫困发生率(单位:%)。

异化相对贫困线时,把一个省份的所有家庭看成一个群体,来识别该群体中的相对贫困人口。仍然采用强、弱两条相对贫困线<sup>①</sup>,2010—2018年,各省份的相对贫困线逐渐上升,北京、天津、上海的相对贫困线始终保持在较高水平,江苏和浙江的相对贫困线上升很快。2018年弱相对贫困线超过万元的省份有北京、天津、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、湖北、湖南、广东、重庆和陕西,其中,东部省份7个(北京突破了3万元,上海和浙江突破了2万元),中部省份3个,西部省份2个,东北省份2个。

根据各省份的相对贫困线可以计算出对应的相对贫困发生率。从弱相对贫困发生率看,北京、天津、上海和湖北4省份始终低于30%,属于相对贫困保持在较低水平的省份;山西、河南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西和甘肃10省份始终位于30%以上,相对贫困发生率较高;2018年低于30%的省份有北京、天津、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、江西、山东、湖北和湖南,其中,上海、浙江低于25%;湖北和甘肃是两个下降趋势明显的省份,2010—2018年逐年下降,分别下降了9.03%(2.57个百分点)和20.23%(8.37个百分点)。不过,尽管甘肃的降幅较大,但仍然没有降至30%以内。

#### 4. 差异化贫困线方案的对比

与全国一条线相比,差异化贫困线对贫困的度量更加精细,然而差异化贫困线也会带来一些问题。在使用差异化贫困线情况下,贫困线不再是简单的一条线,而是一个贫困线体系,得到的贫困指数也不再是一个值,而是一系列离散值,不便对整体的相对贫困程度综合评估;贫困水平在城乡间,以及跨地区和跨省份的可比性也会下降。因此,科学制定相对贫困识别方案要在贫困度量精准度和操作简易度二者之间进行权衡,找到一个平衡点。

为了得到一个可以反映中国整体相对贫困水平的综合指数,本文使用差异化贫困线下得到的贫困发生率的加权平均数,权重为人口占比。分别考虑强相对贫困线和弱相对贫困线,计算出城乡差异化线、地区差异化线和省际差异化线三种情况下的相对贫困综合指数,如表8所示。尽管强

<sup>①</sup> 本文测算了中国25个省份的强、弱相对贫困线,详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

相对度量在发达国家比较常用, 但是中国仍属于发展中国家, 人均国民收入处在中等偏高水平, 并且对中国贫困的强相对度量可能出现上文中的问题二, 因此, 中国可能更适合采用弱相对贫困线。所以, 本文通过弱相对贫困综合指数来分析三种差异化贫困线对于中国当前的适用性。三种差异化线中, 省际差异化线是对贫困线“本地化”理念的最好实施, 也最符合相对贫困的“比较”内涵, 因此是对中国相对贫困更为准确的度量。然而, “一省一线”会使得中国的相对贫困测度工作较为复杂, 相关帮扶政策的实施也存在困难。对比可见, 城乡差异化线下的相对贫困综合指数与省际差异化线下的结果较为接近且方便实施, 是一个可以兼顾识别准确度和精简度的权衡选择。

表 8 差异化贫困线下的相对贫困综合指数

		2010	2012	2014	2016	2018
城乡差异化线	强相对贫困线	38.29	36.73	38.75	40.19	40.49
	弱相对贫困线	34.91	35.61	36.33	35.43	34.12
地区差异化线	强相对贫困线	41.24	37.56	40.08	41.93	43.18
	弱相对贫困线	36.81	36.29	36.49	36.47	37.12
省际差异化线	强相对贫困线	37.09	35.69	37.01	39.02	39.51
	弱相对贫困线	33.11	34.17	32.87	30.42	30.68

## 六、结论与政策建议

在 2020 年这个重要的时间节点, 中国在现行绝对贫困标准下农村贫困人口实现脱贫, 消除了绝对贫困, 全面建成小康社会。推进“共同富裕”是后精准扶贫时期我国经济发展的战略目标, 而促进先富帮后富、带后富, 解决相对贫困是实现共同富裕的应有之义。中国作为世界上第一个消除绝对贫困的发展中大国, 在决战脱贫攻坚取得历史性成就的关键时间节点, 有必要通过贫困的量化解揭示贫困变化的主要因素, 基于中国实际研究在发展中国家如何制定和采用相对贫困标准, 动态地识别和监测相对贫困人口以达到解决相对贫困的目的。减贫是实现共同富裕的必由之路。2020 年消除绝对贫困不是终点, 脱贫成果还需巩固与夯实。一方面, 脱贫群众可能未“站稳脚跟”, 新的返贫致贫风险不容忽视; 另一方面, 城乡差距、区域差距仍然突出, “从脱贫攻坚走向共同富裕”意味着研究和解决贫困问题的重心转向相对贫困, 要建立对相对贫困的低收入人口的帮扶机制来推进共同富裕。本文使用中国家庭追踪调查数据测度了 2010—2018 年绝对贫困、相对贫困的变化情况, 发现在这段时期中, 尽管绝对贫困发生率在下降, 但是相对贫困发生率呈现相反的变化趋势。经测算, 2018 年中国绝对贫困发生率处在低位, 但是使用家庭人均纯收入均值 30% 作为标准测算的相对贫困发生率达 32.75%, 而如果采用家庭人均纯收入均值 50% 作为标准测算, 相对贫困发生率超过 50%。为此, 要构建解决相对贫困的长效机制, 首当其冲的任务就是需要科学地建立相对贫困的动态识别机制, 并就相对贫困的变化进行有效分解。

大多数既有的对贫困指数变化的分解方法采取“增长—分配”双成分分解, 这种分解方法没有考虑贫困线的调整对贫困变化的影响, 不适用于相对贫困变化的分解。少数学者在分解中考虑了贫困线变化, 把贫困变化分解为增长、分配和贫困标准三种成分, 但是仍然存在一个额外的残余项, 或者只考虑了强相对贫困线, 导致对贫困变化的分解不完全或者出现有悖常理的结论。针对这种不



足,本文考虑贫困线的内生变化,把贫困指数变化分解为识别、增长和分配三种成分,其中,由贫困线的内生调整而导致的贫困指数变化称为识别成分。使用该分解方法能够对贫困变化完全分解,对中国2010—2018年贫困指数变化进行分解发现,增长成分总是能够减少贫困,识别成分总是体现为增加贫困,而分配成分对贫困的影响方向不确定,且在不同时点,其对贫困变化的作用可能会随着贫困线的动态调整而发生方向上的改变。对比各个成分的贡献度发现,增长成分对绝对贫困发生率下降的贡献度最大,识别成分对相对贫困发生率上升的贡献度最大。

通过进一步分析,本文在全国统一线度量相对贫困的基础上考虑了城乡差异化贫困线、地区差异化贫困线和省际差异化贫困线三种贫困线制定方案,并且就强相对贫困和弱相对贫困分别进行了测量。结果表明,尽管强相对度量在发达国家比较常用,但是中国仍属于发展中国家,人均国民收入处在中等偏高水平,中国现阶段更适合采用弱相对贫困线。与贫困线的三种差异化划线方法相比,全国统一相对贫困线容易高估相对贫困发生率;采用的贫困标准越精细,对相对贫困的识别越精准,但是科学制定相对贫困识别方案,要在贫困度量精准度和简单易操作二者之间找到一个平衡点。本文研究表明,城乡差异化线下的相对贫困综合指数与省际差异化线下的结果较为接近且方便实施,是一个可以兼顾识别准确度和精简度的权衡选择。

根据本文的研究发现,从科学识别贫困和减少相对贫困出发,提出以下政策建议:①采用城乡差异化的相对贫困线。研究表明,全国统一的相对贫困线容易出现过度识别或识别遗漏问题,会高估多数省份的相对贫困状况;区域差异化贫困线并不适用中国现阶段;省际差异化贫困线是对贫困线“本地化”理念的最好实施,也最符合相对贫困的“比较”内涵,然而,“一省一线”会使得中国的相对贫困测度工作较为复杂且缺乏可比性。城乡差异化贫困线下的相对贫困综合指数与省际差异线下的结果较为接近,且方便实施,适合中国现阶段发展特征。②在收入分配的体制机制上更多体现亲贫性和对低收入群体的关注。虽然经济增长有较强的减贫效应,但是近年来相对贫困发生率依然不断上升,其原因是收入增长的同时相对贫困线也会同时上升,识别成分导致的贫困增加随之上升。在三成分分解框架下,分配成分的调节作用十分突出,即当收入分配趋于均等化时,不平等程度降低,增长成分和分配成分对于贫困变化的作用强于识别成分,从而会减少相对贫困;反之,相对贫困则会增加。③实施精准帮扶政策,注重能力帮扶。精准扶贫在2020年以前的脱贫攻坚阶段发挥了亲贫式分配效应,有效改善了农村家庭收入分配不平等状况。在减少相对贫困阶段,可以把精准扶贫转化为精准帮扶,帮扶对象从原来的贫困人口扩大为新脱贫人口、贫困脆弱性人口、低收入人口,帮扶手段由“两不愁三保障”转向扶智和扶志,提高农业生产技术水平,加强农村人力资本投入,提高农村要素资源配置效率,改善农村基础设施和公共品供给能力,促进工业化、信息化、城镇化、农业现代化同步发展,持续减少相对贫困人口。④在城市建立相对贫困和低收入群体监测系统进行动态帮扶。分配不平等是导致城市相对贫困的主要原因,低收入群体的收入增速低于城市人口收入平均增速。精准识别、精准帮扶贫困人口在农村取得了成功,实践证明这是一种行之有效的解决贫困问题的方法。城市也可以借鉴农村的做法来解决相对贫困问题,健全城市低收入人口的帮扶机制。

#### [参考文献]

- [1][印度]阿玛蒂亚·森. 贫困与饥荒——论权利与剥夺[M]. 王宇,王文玉译. 北京:商务印书馆,2001.
- [2][法]朗索瓦·布吉尼翁,[巴]路易斯.A.佩雷拉.达席尔瓦. 经济政策对贫困和收入分配的影响[M]. 史玲玲,周泳敏译. 北京:中国人民大学出版社,2007.
- [3]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,(1):31-48.
- [4]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,(2):27-40

- [5]曲延春. 农村相对贫困治理: 测度原则与路径选择[J]. 理论学刊, 2021, (4): 142-149.
- [6]沈扬扬, 李实. 如何确定相对贫困标准?——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2020, (2): 91-101.
- [7]孙久文, 张倩. 2020年后我国相对贫困标准: 经验实践与理论构建[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2021, (4): 1-13.
- [8]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, (1): 5-23.
- [9]汪三贵, 孙俊娜. 全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析[J]. 中国农村经济, 2021, (3): 2-23.
- [10]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, (12): 5-15.
- [11]张琦, 沈扬扬. 不同相对贫困标准的国际比较及对中国的启示[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, (4): 91-99.
- [12]邹薇, 方迎风. 反贫困的中国路径: 基于能力开发的视角[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2019.
- [13]左停, 苏武峥. 乡村振兴背景下中国相对贫困治理的战略指向与政策选择[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2020, (4): 88-96.
- [14]Ali, A. A. G. Dealing with Poverty and Income Distribution Issues in Developing Countries: Cross-regional Experiences [J]. *Journal of African Economies*, 1998, 7(suppl\_2): 77-115.
- [15]Allen, R. C. Absolute Poverty: When Necessity Displaces Desire [J]. *American Economic Review*, 2017, 107(12): 3690-3721.
- [16]Aristondo, O., C. D'Ambrosio, and C. L. Vega. Decomposing the Changes in Poverty: Poverty Line and Distributional Effects[EB/OL]. [http://www.ecineq.org/ecineq\\_paris19/papers\\_EcineqPSE/paper\\_411.pdf](http://www.ecineq.org/ecineq_paris19/papers_EcineqPSE/paper_411.pdf), 2019.
- [17]Baye, F. M. Growth, Redistribution and Poverty Changes in Cameroon: A Shapley Decomposition Analysis [J]. *Journal of African Economies*, 2006, 15(4): 543-570.
- [18]Chen, S., and M. Ravallion. More Relatively-Poor People in a Less Absolutely-Poor World [J]. *Review of Income and Wealth*, 2012, 59: 1-28.
- [19]Datt, G., and M. Ravallion. 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*, 1992, 38(2): 275-295.
- [20]Foster, J. Relative Versus Absolute Poverty [J]. *American Economic Review*, 1998, 88: 335-341.
- [21]Fuchs, V. Redefining Poverty and Redistributing Income [J]. *Public Interest*, 1967, 14(8): 88-95.
- [22]Fujii, T. Dynamic Poverty Decomposition Analysis: An Application to the Philippines [J]. *World Development*, 2017, 100: 69-84.
- [23]Grootaert, C. Structural Change and Poverty in Africa: A Decomposition Analysis for Côte d'Ivoire[J]. *Journal of Development Economics*, 1995, 47(2): 375-401.
- [24]Kakwani, N. Analyzing Redistribution Policies: A Study Using Australian Data [M]. New York: Cambridge University Press, 1986.
- [25]Kakwani, N. On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Application to Thailand [J]. *Journal of Quantitative Economics*, 2000, 16: 67-79.
- [26]Ravallion, M. Poverty Comparisons [M]. New York: Harwood Academic Publishers, 1994.
- [27]Ravallion, M. On Measuring Global Poverty [J]. *Annual Review of Economics*, 2020a, 12: 167-188.
- [28]Ravallion, M. On the Origins of the Idea of Ending Poverty [R]. NBER Working Paper, 2020b.
- [29]Ravallion, M., and S. Chen. China's (uneven) Progress Against Poverty[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 82(1): 1-42.

- [30] Ravallion, M., and S. Chen. Weakly Relative Poverty [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(4): 1251–1261.
- [31] Ravallion, M., and S. Chen. Global Poverty Measurement When Relative Income Matters [J]. *Journal of Public Economics*, 2019, 177: 104046.
- [32] Ravallion, M., and S. Chen. Welfare-consistent Global Poverty Measures [R]. NBER Working Paper, 2017.
- [33] Sen, A. Real National Income [J]. *Review of Economic Studies*, 1976, 43(1): 19–39.
- [34] Sen, A. *Commodities and Capabilities* [M]. Amsterdam: North-Holland, 1985.
- [35] Shorrocks, A. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value [J]. *Journal of Economic Inequality*, 2013, 11(1): 99–126.
- [36] Shorrocks, A., and S. Kolenikov. Poverty Trends in Russia during the Transition [R]. Mimeo, WIDER and University of North Carolina, 2001.

## From Anti-poverty Campaign to Common Prosperity: Dynamic Identification of Relative Poverty and Quantitative Decomposition of Poverty Changes in China

FAN Zeng-zeng<sup>1</sup>, ZOU Wei<sup>2</sup>

(1. Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract:** China has adopted the absolute poverty standard ever since the reform and opening up. After eliminating absolute poverty by the end of 2020, China's poverty reduction task will turn to reducing relative poverty. This paper analyzes the identification of relative poverty in China and quantifies the changes in poverty. Using China Family Panel Studies data, this paper finds that although the absolute poverty incidence declines, the relative poverty incidence rises in the same period. Based on the existing literature, this paper decomposes the changes in poverty index into identification, growth, and redistribution components. The decomposition method applies to both absolute poverty and relative poverty. The research shows that the decline of absolute poverty incidence in recent years mainly comes from the growth component. In the three periods of 2012–2014, 2014–2016, and 2016–2018, the growth component reduced the incidence of absolute poverty by 17.74%, 20.81%, and 19.04% respectively. The rising incidence of relative poverty is mainly due to the identification component. With the increase of income level, the identification component increased the incidence of relative poverty by 8.42%, 12.19% and 12.55% respectively in the three periods of 2012–2014, 2014–2016, and 2016–2018, the growth component reduced the incidence of relative poverty by 8.34%, 11.24%, and 12.18% respectively, slightly lower than the identification component, and the redistribution component increased the incidence of relative poverty by 2.88%, 1.12%, and 6.60% respectively, whose impact on the incidence of relative poverty is smallest among the three. We further define strong vs. weak poverty lines, and compare the measurements of relative poverty through urban–rural differentiated, region differentiated and provinces differentiated poverty lines, and find that using a nationwide poverty line would result in over-identification problem, while the urban–rural poverty line produces similar measurement results as provinces differentiated line. Therefore, it is suggested to use the urban–rural differentiated poverty lines to keep proper targeting and avoid over-identification.

**Key Words:** absolute poverty; relative poverty; poverty measurement; poverty change decomposition; differentiated poverty lines

**JEL Classification:** C18 D31 O15

[责任编辑: 覃毅]