

中国多维剥夺与收入贫困^{*}

解 垚

【摘 要】在中国减贫政策逐步转向解决收入贫困与多维剥夺并重的背景下,文章基于微观数据使用潜类别模型(LCM)计算中国的多维剥夺类型,并使用工具变量的序数 Probit 模型分析收入贫困和多维剥夺之间的关联,最后对城乡收入贫困差异及多维剥夺差异进行了分解分析。结果显示,随着时间的推移,人群中剥夺程度最轻、剥夺程度最重的比例上升,剥夺程度中等的比例下降,虽然非收入贫困家庭接近遭受多维剥夺的比例下降,但其遭受最重多维剥夺的比例在上升;农村剥夺最严重的比例是城市的 4 倍以上;收入贫困是多维剥夺的决定因素;慢性贫困、暂时贫困都对多维剥夺起到了恶化作用,转移支付并没有减少多维剥夺;城乡收入贫困差异与多维剥夺差异中人口特征、受教育程度等因素的贡献方向、大小基本相同,再次表明收入贫困与多维剥夺具有同一性;降低多维剥夺的改水、改厕、改用清洁能源等公共政策可能并不比单独增加收入的政策更优。

【关键词】收入贫困 多维剥夺 潜类别模型 分解分析

【作 者】解 垚 山东大学经济学院,教授。

一、引 言

“十三五”时期,中国脱贫攻坚成果举世瞩目,5 000 多万农村贫困人口实现脱贫。但绝对贫困的消除不等于扶贫工作的终结,如何进一步巩固脱贫成果值得深思。收入贫困聚焦于个体收入是否能够满足最基本的生活需求,而多维剥夺则具有相对贫困的特征,反映的是一种相对剥夺。解决收入贫困问题是否就意味着多维剥夺的消除?抑或二者根本就是两个不同的问题?解答上述问题不仅为理解脱贫攻坚成果巩固拓展提供新的视角和思路,也有助于为公共政策制定提供有益指导。

识别贫困个体或家庭是贫困定量研究中的基本问题。如果识别不恰当,所有后续分析都存在问题。广义贫困与不平等密切相关,但并不等同。如果一个社会是平等的,但整

^{*} 本文为国家社会科学基金重点项目“建立解决相对贫困长效机制的财税政策研究”(编号:20AZD078)的阶段性研究成果。

个社会的生活水平低下,那么社会中的每个个体均处于福利分布的底端,均为贫困个体。Creedy(1998)认为,福利分布的底端受到关注是由于人们相信如果福利低于某个水平时,个体或家庭将会遭受剥夺,这也是贫困线(或称贫困门槛值、贫困截断点)概念在贫困定义及贫困测度研究中居于中心位置的缘由。贫困测度研究可分为3个阶段(Ringen, 1985):(1)绝对贫困是第一阶段的主要研究内容。Rowntree(1901)将贫困定义为最低限度的生活,测度方法使用的是绝对贫困线,即购买最低必需品的收入。最低必需品只包括最简单的饮食及最低的衣着、住房、取暖需求,那些没有足够的收入来满足最低必需品的家庭被视为贫困。(2)20世纪70年代,贫困测度进入第二阶段,即相对贫困研究。Townsend(1979)把相对贫困定义为缺乏物资资源来维持充足的生活方式。随着社会复杂程度的提高,对于必需品的界定也变得较为复杂。在一个富裕的社会里,对于什么是最低生活水平会有新的期望。从绝对贫困到相对贫困,虽然引入了一种新的贫困概念,但收入贫困线依然作为主要衡量方法。与此同时,相对贫困对必需品构成要求较为“慷慨”,贫困线高于最低生活水平。Moisio(2004)指出,贫困定义与衡量贫困的指标之间在逻辑上有分歧,换言之,贫困衡量的是物资资源的缺乏程度,而贫困的定义则指生活水平,这种逻辑上的分歧引致了对相对贫困测度的批评。一些研究表明,相等的物资资源并不必然导致相同的福利,物资资源并不必然是福利的函数,福利可能与健康、工作条件、社会参与、闲暇等非物资资源相关联。(3)Ringen(1985)认为,贫困应该直接衡量较差的生活条件即剥夺,而非间接地衡量物资资源的缺乏,这也标志着贫困测度进入第三个阶段,即相对剥夺或剥夺累积阶段。Berghman(1995)指出,贫困和剥夺是静态结果,二者的区别在于剥夺是多维的,缺少物资资源的贫困则是单维的,剥夺可视为贫困的表征,贫困则是剥夺中的一个维度。

不同学派历经几十年关于贫困定义及测度的争论,多维剥夺研究发展成为贫困研究的主流(Kangas等,1998; Atkinson, 2003; Alkire等, 2014)。收入无疑是多维剥夺的一个重要方面,因为收入可购买商品和服务以满足个体基本需求。Mahadevan等(2016)认为,减少单维度的收入贫困固然必要,但不足以实现福利的持续发展。国外学者对多维剥夺和收入贫困之间的关系进行了研究,但结论尚不明确。二者之间的关系更多地取决于实证结果,如对欧盟的研究(Ayala等, 2011)、对美国的研究(Mayer等, 1989),这些国别研究结论表明收入贫困与多维剥夺之间只有较弱的关联。对收入贫困与多维剥夺之间缺少统计显著性的关联的解释主要有两类(Ayala等, 2011),第一类注重每种方法下个体福利成分的差异,第二类暗示从动态视角来正确理解二者可能的关系。收入贫困定义为暂时缺乏收入,而多维剥夺更多与永久收入有关。持久贫困可以通过3个渠道决定多维剥夺:持久贫困使满足基本需求的必要资源与可用资源之间差异增加;持久贫困使满足基本需求的长期能力产生缺陷;持久贫困引致更加不稳定的收入。然而,由于存在测量

误差,区分收入贫困和多维剥夺这两种现象的关系并不容易,如何确定贫困个体是否被多维剥夺成为值得探究的问题。

实证检验发展中国家收入贫困与多维剥夺之间的关系尤为必要。受资源所限,发展中国家较难实施兼顾减少收入贫困和多维剥夺的政策。Klasen(2000)对于南非的分析表明,消费支出与表征剥夺水平的一些指标有较强的关联,但这种关联在穷人群体中十分微弱。Mahadevan 等(2016)基于越南的截面数据分析结果显示,收入贫困与多维剥夺之间有很强的相关性,因此没有必要采用单独的方案分别应对收入贫困与多维剥夺。纵观中国减贫历程,收入贫困与多维剥夺的关系愈发紧密,各项减贫政策已逐步从单一收入贫困转向收入与多维剥夺并重的趋势。改革开放后,中国以减少收入贫困为导向,以财政扶贫资金为支撑,着重提高经济不发达地区贫困人口生活水平,并确立了以贫困县为主的区域瞄准机制来全面解决基本需求中的温饱问题。在此期间,贫困县的确立与贫困人口的识别主要依赖以人均收入为衡量标准的绝对收入贫困。21 世纪以来,在巩固基本温饱和提升收入水平的基础上,中国以精准扶贫为核心,以多种措施并行为手段,重点满足贫困人口的基本生活保障,建立解决相对贫困的长效机制。这一阶段,除完善医疗与养老等社会保障制度外,中国的扶贫政策重点解决多维剥夺短板。根据《中共中央、国务院打赢脱贫攻坚战三年行动的指导意见》,不仅要依靠交通、水利、电力等基础设施建设满足贫困人口的基本公共服务需求,还要在扶贫精准到村到户到人的目标下,因地制宜改善贫困人口用水安全、厕所改造、生活垃圾治理等人居环境整治,即总体表现为提升贫困人口收入水平的同时减少多维剥夺。然而,中国当前的减贫研究依旧以减少收入贫困为主,对于多维剥夺的研究相对较少,与多维剥夺相关研究主要集中在多维剥夺的测度(郭熙保、周强,2016;王小林、Sabina Alkive,2009)和多维剥夺的影响因素分析(陈国强等,2018),以及多维贫困持续性(姚树洁、张璇玥,2020),对二者关系的研究不足。鉴于此,本文试图剖析中国多维剥夺状况,使用潜类别模型(LCM)将多维剥夺划分成剥夺程度最轻、最重和居中 3 个类型,并在此基础上采用 Ordered Probit 模型分析收入贫困与多维剥夺之间的关系,以期为巩固脱贫攻坚成果、建立减贫长效机制提供公共政策施力点。

二、潜类别模型及多维剥夺测度

多维剥夺的构成指标选择范围较广,在 Townsend(1979)的研究之后,很多文献对权重的选择进行了探讨。Mack 等(1985)认为,多维剥夺中的各组成部分权重相等,该方法的缺点是未考虑各组成部分对总多维剥夺贡献的差异,一个较为直观的解决方法是从观测频率中提取权重。当可观测信息与社会公众的迫切需求不一致时,一些研究提出应使用替代性结构的方法。基于多元统计技术构建加权方案对多维剥夺的测度方法较多,主要包括主成分分析、模糊集方法、集群分析、序数分析方法、信息理论方法、公理化方

法、效率方法、潜变量方法。

Ayala 等(2011)指出,多维剥夺是一个潜在的不可直接观测的现象,所以应使用潜类别模型测度多维剥夺,该模型能使研究者理解不可观测的“真正”的剥夺与捕获这一复杂现象不同维度的一系列指标之间的关系。潜类别模型是对数线性模型,它把分类别的潜变量和非连续或称分类的指标关联起来,潜类别模型中指标被分成一个或多个潜在类别或水平的计算依据是估计潜在的条件概率。

基于潜类别模型对多维剥夺测度的研究主要集中于发达国家。Whelan 等(2005)利用 13 个欧洲国家的数据及潜类别模型探索人群潜在子组易遭受经济排斥的情形,作者使用物资匮乏、收入贫困和经济拮据 3 个经济排斥指标对潜在子组进行预测,并用于回归模型拟合。结果表明,体力劳动者更有可能成为经济排斥阶层的一部分,上层阶级成为潜在经济排斥群体的可能性较低。Halleröd 等(2008)使用 8 个指标的潜类别模型分析瑞典人口的异质性问题,研究显示,福利在 3 个潜在子组中存在显著差异,其中第一子组几乎没有福利问题,第二子组可能遭受健康和失业问题,第三子组的福利问题最多,该研究使用了多项选择模型对每个子组进行预测。Moisio(2004)基于芬兰、荷兰和英国数据使用潜类别模型分析衡量多维剥夺一系列指标的有效性和可靠性。Machado 等(2009)使用贝叶斯潜类别模型从动态角度考察葡萄牙的多维剥夺,在住房、耐用品、经济拮据、社会关系 4 个指标上,比较了 1995~2001 年 4 个潜类型的多维剥夺变化,发现 4 个潜类型在剥夺的严重程度、可能被剥夺的项目之间存在差异。Pirani(2013)利用随机效应潜类别模型分析欧洲的社会排斥情况,该研究识别出 6 个子组和 4 个区域集群。

本文假设 x_i 表示具有 K 个类别的潜变量(即多维剥夺),潜变量可由 J 个指标测度, y_i 表示第 i 个家庭或个人在 J 集合中的观测值,个体归属于 K 类别中的某个类别的概率公式为:

$$f(y_i)=\sum_{k=1}^K P(x_i=k)f(y_i|x_i=k)=\sum_{k=1}^K P(x_i=k)\prod_{j=1}^J f_k(y_{ij}|x_i=k) \quad (1)$$

式(1)中, $f(y_i)$ 是特定潜类别下 y_i 的概率密度函数, $P(x_i=k)$ 是属于类别 k 的概率值。式(1)中的第二项可写为对数线性形式:

$$\ln f(y_i|x_i=k)=\alpha+\alpha_x+\sum_{j=1}^J \alpha_j^{y_i}+\sum_{j=1}^J \alpha_j^{x,y_i} \quad (2)$$

式(2)中,包含回归模型中的常数项(α),潜变量的主效应(α_x),指标值($\alpha_j^{y_i}$),潜变量与每个指标的交叉值($\sum_{j=1}^J \alpha_j^{x,y_i}$)。上述模型可用最大似然方法估计,在潜类别模型中,一些个体或家庭被归入同一类别。模型计算从一系列的最大预期迭代开始,利用 Newton-Raphson

算法寻找最终解。

通过潜类别模型计算的多维剥夺能将家庭划分为不同程度的剥夺状态。实际上,贫困或多维剥夺并非严格的非此即彼,还会存在其他状态,如“接近于贫困”“容易变为贫困(贫困脆弱性)”等。

国家统计局只公布了按当年价 2 300 元农村贫困线标准衡量的贫困发生率情况,在该贫困线标准下 1978、1980、1985、1990、1995、2000、2005 年农村贫困发生率分别为 97.5%、96.2%、78.3%、73.5%、60.5%、49.8%、30.2%,2010~2017 年农村贫困发生率从 17.2%稳步下降到 3.1%。为反映城乡、地区贫困变动的历史演进轨迹、时效性及检验结果的稳健性,本文基于中国健康与营养调查(CHNS)和中国家庭动态跟踪调查(CFPS)数据计算了全样本、城乡及地区分组样本在贫困线为 1.25\$PPP 标准下的 1989~2018 年贫困发生率(见表 1)。

表 1 显示,1989~2018 年,无论全样本还是分组样本的贫困发生率均呈稳步下降态势。全样本的贫困发生率从 1989 年的 30%下降到 2018 年的 3%;2006 年以前,农村贫困约为城市的 2~3 倍,2009~2015 年,城市和农村的贫困发生率基本相同,差异不大,但 2018 年城乡的贫困发生率差异出现扩大态势。东部地区的贫困发生率低于中部和西部,2004 年以前,中部地区和西部地区的贫困发生率互有高低,2004~2015,中部地区和西部地区的贫困发生率基本相同,2018 年东中西部地区的贫困发生率维持在 3%左右,与全样本的贫困发生率基本相同。

本文选择中国健康与营养调查 2009、2011、2015 年 3 个年份、中国家庭动态跟踪调查 2014、2016、2018 年 3 个年份的调查数据。在 3 次调查中,只有一次或两次出现收入贫困定义为暂时性贫困,调

查年份均为收入贫困则定义为慢性贫困。本文实证分析中主要使用 2015 年 CHNS 调查、2018 年 CFPS 调查的截面数据进行分析,在稳健性分析中主要使用 CHNS 和 CFPS 两个调查数据库的最近 3 次调查的面板数据。

考虑数据可得性和可比性,潜类别模型中的因子载荷在 CHNS 数据库选用 11 个指标、CFPS 数据库选取 6

表 1 1989~2018 年贫困发生率情况

年份	全样本	城市	农村	东部	中部	西部
1989	0.30	0.11	0.39	0.25	0.32	0.34
1991	0.30	0.15	0.37	0.23	0.29	0.41
1993	0.29	0.17	0.35	0.23	0.34	0.31
1997	0.21	0.14	0.24	0.16	0.22	0.23
2000	0.19	0.11	0.22	0.13	0.24	0.17
2004	0.16	0.10	0.19	0.09	0.19	0.20
2006	0.15	0.10	0.17	0.09	0.17	0.18
2009	0.09	0.07	0.10	0.06	0.11	0.11
2011	0.08	0.07	0.09	0.04	0.11	0.11
2015	0.08	0.07	0.09	0.04	0.11	0.11
2018	0.03	0.016	0.048	0.028	0.031	0.035

注:1989~2015 年计算数据来自 CHNS 数据库,2018 年计算数据来自 CFPS 数据库。

个指标。CHNS 数据库选取的 11 个指标分别是:饮用水方式(室内自来水、院内自来水、院内井水、其他地方);厕所类型(室内冲水(无冲水)、室外冲水(非冲水)公厕、开放式水泥坑或土坑、没有及其他);居室周围粪便(没有、很少、有一些、很多);拥有汽车;拥有彩色电视机;拥有洗衣机;拥有冰箱;拥有空调;拥有电话;拥有电脑;拥有手机。CFPS 数据库选取的 6 个指标分别是:做饭用水(桶装水/纯净水或过滤水、自来水、井水、其他,因子载荷为 0.3234);做饭燃料(电、天然气或管道煤气、罐装煤气或液化气、其他,因子载荷为 0.8467);室内空气净化(因子载荷为 -0.1797);家庭藏书量大于 0(因子载荷为 -0.2237);家庭持有金融产品(因子载荷为 -0.177);拥有汽车、电脑、家电、电视等耐用品(因子载荷为 -0.17)。较高的因子载荷表明潜变量与该指标之间的关联较强,正负值表示潜变量(多维剥夺)与指标之间关系的方向。

三、收入贫困与多维剥夺的关联

潜类别模型可以预测家庭或个体落入 3 个类别中的某个类别或水平中。这 3 个类别可以排序,其中,水平 1 代表剥夺程度最轻,水平 3 代表剥夺程度最重,水平 2 则代表剥夺程度居中。这种借助潜类别模型测度多维剥夺的方法,一方面消除了人为赋予权重的主观随意性,另一方面避免了反贫困研究中贫困类别划分为非此即彼的二分法的局限性。全样本、城乡分组样本、东中西分组样本的多维剥夺和收入贫困的比较如表 2 所示。

从表 2 可以看出,在全样本中,2015~2018 年剥夺程度最轻、剥夺程度最重的比例上升,剥夺程度中等的比例下降;2015 年有近 20% 的非收入贫困家庭遭受最重的多维剥夺,有近 41% 的非收入贫困家庭接近遭到多维剥夺,2018 年有近 25% 的非收入贫困家庭遭受最重的多维剥夺,近 27% 的非收入贫困家庭接近遭到多维剥夺,即非收入贫困家庭接近遭受多维剥夺、遭受最重多维剥夺的比例各为 1/4 左右。随着时间的推移,虽然非收入贫困家庭接近遭受多维剥夺的比例下降,但其遭受最重多维剥夺的比例在上升。在以收入衡量的贫困发生率大幅下降背景下,非收入贫困家庭遭受最重多维剥夺的比例上升,这说明多维剥夺这种相对贫困是后扶贫时代急需解决的问题。分组分析显示,随着时间的推移,城乡、东中西部地区多维剥夺程度最重的比例均呈上升态势。农村多维剥夺程度远高于城市,如 2015 年农村剥夺程度最严重的比例为 27.4%,城市为 4.89%,农村剥夺最严重的比例是城市的 5.6 倍;2018 年农村剥夺程度最严重的比例上升到 44.2%,城市为 10.7%,农村剥夺最严重的程度仍是城市的 4 倍多。在城市内部,2015 年剥夺程度最轻(水平 1)是剥夺程度中等(水平 2)的近 1.6 倍;2018 年剥夺程度最轻(水平 1)是剥夺程度中等(水平 2)的近 2.2 倍;2015、2018 年农村该数值分别仅为 0.53、1.1,这从另一个侧面说明农村的多维剥夺程度远高于城市。2015 年农村的非收入

贫困家庭遭受的剥夺态势与全样本基本相同,而城市与全样本有较大差异。2018年城市和农村的非收入贫困家庭遭受的剥夺态势都与全样本有较大不同。从东中西部看,西部剥夺程度高于东部、中部,2015年西部、中部、东部剥夺最严重的比例分别为34.84%、20.79%、15.12%,西部剥夺最严重程度分别是中、东部地区的1.7倍、2.3倍,2018年西部、中部、东部剥夺最严重的比例分别为35.73%、24.72%、19.68%。

表 2 多维剥夺和收入贫困的分布 %

2015 年				2018 年			
多维	收入贫困		合计	多维	收入贫困		合计
剥夺	非贫困	贫困		剥夺	非贫困	贫困	
全样本	91.69	8.31	100	全样本	96.84	3.16	100
水平 1	33.25	1.19	34.44	水平 1	45.39	0.89	46.29
水平 2	40.50	3.90	44.40	水平 2	26.56	0.56	27.13
水平 3	17.94	3.22	21.16	水平 3	24.88	1.69	26.57
城市	93.27	6.73	100	城市	98.40	1.60	100
水平 1	56.57	1.53	58.10	水平 1	60.57	0.65	61.22
水平 2	33.49	3.52	37.00	水平 2	27.67	0.41	28.08
水平 3	3.21	1.68	4.89	水平 3	10.14	0.54	10.68
农村	91.08	8.92	100	农村	95.12	4.88	100
水平 1	24.30	1.06	25.35	水平 1	28.45	1.15	29.61
水平 2	43.19	4.05	47.24	水平 2	25.46	0.74	26.20
水平 3	23.59	3.81	27.40	水平 3	41.21	2.98	44.19
东部	95.05	4.95	100	东部	97.16	2.84	100
水平 1	42.24	0.78	43.02	水平 1	42.24	0.76	43.00
水平 2	43.15	2.21	45.37	水平 2	36.51	0.80	37.31
水平 3	13.03	2.08	15.12	水平 3	18.41	1.27	19.68
中部	90.12	9.88	100	中部	96.85	3.15	100
水平 1	33.77	1.51	35.28	水平 1	44.26	1.02	45.28
水平 2	38.85	5.08	43.93	水平 2	29.36	0.64	30.00
水平 3	17.50	3.29	20.79	水平 3	23.23	1.49	24.72
西部	89.96	10.04	100	西部	96.47	3.53	100
水平 1	19.13	1.14	20.27	水平 1	49.83	0.95	50.78
水平 2	40.72	4.17	44.89	水平 2	13.24	0.25	13.49
水平 3	30.11	4.73	34.84	水平 3	33.40	2.33	35.73

注:家庭人均收入贫困线为 1.25\$PPP。水平 1、水平 2、水平 3 分别代表剥夺程度最轻、剥夺程度中等、剥夺程度最重。

本文纳入影响多维剥夺的变量后,采用 Ordered Probit 模型考察收入贫困与多维剥夺之间的联系:

$$p_i^*=F(z_i,income_i) \tag{3}$$

式(3)中, p_i^* 表示家庭*i*在潜在类别中的排序结果, z_i 表示与排序结果有关的变量, $income_i$ 表示家庭人均收入水平。首先,本文需要检验多维剥夺和家庭人均收入之间是否存在内生性问题,Durbin-Wu-Hausman 检验拒绝了二者之间外生的假设,表明式(3)有内生性问题,这可能由双向因果及遗漏重要变量所致。包含家庭人均收入的工具变量的方程(为简化计,表示每个家庭个体的*i*略去)为:

$$p^* = \sum_{j=1}^m \beta_j z_i + income + \mu_1 \tag{4}$$

式(4)中, $income = \text{constan}t + \sum_{j=1}^n \gamma_j v_j + \mu_2$, 其中, v 为家庭人均收入的工具变量, 工具变量选择依据主要是考虑到户主是家庭主要劳动力和决策者。本文将家庭户主的收入占家庭总收入的比重、户主的受教育程度 2 个满足相关性和外生性的变量作为家庭人均收入的工具变量。Hansen-J 检验结果表明选取的工具变量比较合理。

四、实证分析

(一) 社会经济特征、收入贫困及多维剥夺

表 3 是 2018 年基于 instrumented ordered probit 的多维剥夺的回归结果, 其中慢性贫困、暂时贫困的基础组为非贫困组。从表 3 中可以看出, 在全部样本及城乡分组样本中, 家庭人均收入对多维剥夺均表现出较强的负向作用(在 1% 的水平上显著), 说明随着家庭人均收入的提高, 多维剥夺显著减轻。收入贫困与多维剥夺二者之间彼此偏离较少、覆盖较广, 该结果与欧盟、美国等发达国家实证结果不同。发达国家的研究结果表明收入贫困与多维剥夺之间存在较弱的关联, 只有一小部分脱离收入贫困的个体同时也摆脱了多维剥夺。中国多维剥夺形成可能主要出于收入低, 改水、改厕、改用清洁能源等降

低多维剥夺的公共政策可能并不比单独增加收入的政策更优, 这说明无论收入贫困程度如何, 增加收入对降低多维剥夺非常重要。在资源有限的条件下, 增加收入的反贫困策略也能减少多维剥夺。对全样本和城市样本而言, 慢性贫困、暂时贫困均对多维剥夺起到显著的恶化作用, 但农村样本的慢性贫困、暂时贫困系数不显著。与东部地区相比, 生活在中部、西部地区的

表 3 2018 年多维剥夺决定因素

变 量	全样本	城市	农村
慢性贫困	0.104(3.44)	0.293(2.88)	0.08(1.56)
暂时贫困	0.460(4.19)	0.347(3.88)	1.220(1.11)
中部	0.009(4.65)	-0.097(-0.80)	0.017(4.33)
西部	0.011(4.76)	-0.252(-0.93)	0.021(3.13)
城市	-0.048(-3.66)		
户主年龄	0.003(3.25)	0.002(1.59)	0.003(3.08)
在婚	-0.448(-6.12)	-0.765(-4.55)	-0.113(-3.37)
18 岁以下成员数量	-0.080(-3.83)	-0.111(-0.87)	-0.030(-3.28)
户主为女性	-0.127(-3.83)	-1.590(-1.08)	-0.080(-3.50)
家庭人均收入	-0.422(-5.53)	-0.480(-4.59)	-0.330(-16.60)
户主收入占比	-0.162(-3.12)	-0.497(-3.28)	-0.120(-3.04)
户主受教育程度			
初中	0.182(3.75)	0.265(0.56)	0.124(2.21)
高中	0.365(3.85)	0.493(1.55)	0.232(2.33)
大专及以上	0.662(3.88)	0.880(6.16)	0.562(3.54)

注: 括号内数据为 z 值。非贫困、东部地区、小学及以下分别为参照组。

农村家庭更易遭受多维剥夺,而生活在中部、西部地区的城市家庭没有显示出不同。与农村家庭相比,城市家庭的多维剥夺程度显著较低。户主在婚的多维剥夺程度显著降低,可能是夫妻双方的资源比单独一方多,而且另一方可以承担起照顾家庭或改善家庭生活境况的责任。家庭成员中有老年人和儿童,降低家庭的总劳动供给,对收入(消费)有负向影响。本文全样本和农村样本家庭中 18 岁以下成员数量增加对多维剥夺产生显著的负向影响,这可能是由于农村有些地区的青少年较早进入劳动力市场,也可能是由于家庭消费规模经济所致,未成年人数量增多并不必然随家庭设施的增加。

本文在控制了户主的性别变量后发现,全样本和农村样本中户主为女性家庭的多维剥夺程度减少,其原因可能是家庭需要积累社会资本构筑社会网络以应对更多的生产、生活不测,进而激发家庭生产效率脱离被剥夺,这对农村家庭尤其如此。在全样本和农村样本中,户主年龄增加其多维剥夺程度显著增加。

表 4 是 2018 年 CFPS 调查加入政府补助公共政策后的 instrumented ordered probit 多维剥夺回归结果。从中可以看出,在全样本和城乡分组样本中,家庭人均收入系数均在 1% 的水平上显著,说明收入是多维剥夺的重要决定因素。除农村样本外,全样本和城市样本,慢性贫困、暂时贫困均对多维剥夺起到显著的恶化作用。与东部地区相比,生活在中部、西部地区的农村家庭更易遭受多维剥夺,生活在中部、西部地区的城市家庭则没有这种差异。与农村家庭相比,城市家庭的多维剥夺程度显著较低。政府补助变量的系数均显著为正,表明

政府转移支付反而加剧多维剥夺。公共转移支付之所以对多维剥夺产生正向推动,可能是由于社会救助系统缺乏透明性使受益者的选择机制被扭曲,导致瞄准失效。一方面受益者个体有意识地选择符合社会救助条件的活动,养成福利依赖的习惯;另一方面会对非贫困人口劳动供给行为激励产生负向效应,使非贫困人口丧失获取其他收入

表 4 2018 年加入公共政策后多维剥夺回归结果

变 量	全样本	城市	农村
慢性贫困	0.103(3.54)	0.295(2.95)	0.090(1.66)
暂时贫困	0.450(4.23)	0.312(3.67)	1.110(1.09)
政府补助	0.467(4.44)	0.655(2.99)	0.314(3.04)
中部	0.010(4.66)	-0.010(-1.40)	0.020(4.48)
西部	0.014(4.85)	-0.280(-1.23)	0.022(2.08)
城市	-0.051(-3.76)		
户主年龄	0.003(3.35)	0.003(2.99)	0.002(2.26)
在婚	-0.451(-6.02)	-0.745(-4.45)	-0.170(-4.11)
18 岁以下成员数量	-0.090(-3.52)	-0.101(-0.74)	-0.040(-3.39)
户主为女性	-0.126(-3.99)	-1.640(-1.61)	-0.070(-2.60)
家庭人均收入	-0.444(-6.12)	-0.400(-4.49)	-0.380(-15.70)
户主收入占比	-0.166(-3.22)	-0.488(-3.31)	-0.110(-3.35)
户主受教育程度			
初中	0.188(3.77)	0.264(0.76)	0.134(2.45)
高中	0.389(3.14)	0.503(1.88)	0.249(2.67)
大专及以上	0.682(3.97)	0.790(6.45)	0.555(3.21)

注:同表 3。

的机会。如果不重构社会救助的瞄准机制,这个问题可能随着公共转移支付数量的增加而变得更加严重。加入公共政策变量后,户主年龄、婚姻状况、性别、家庭未成年人数量等人口特征变量对多维剥夺影响的结论基本没有变化。

(二) 收入贫困及多维剥夺的分解

传统的潜类别模型的外显变量多为二分变量(如有无、是否)。如果外显变量为多分类变量,在进行潜变量估计时,模型的参数就多了强度关系的信息,如前文所述的顺序型潜类别模型即具有顺序关系量度的外显变量所构成的潜变量模型,这种包含有序潜变量的模型被称为离散因子。为揭示收入贫困与多维剥夺之间的关联,本文进行城乡间收入贫困、多维剥夺的分解计算。为此,对 CHNS、CFPS 多维剥夺指数构成中多于两个选项的指标(如饮用水方式、厕所类型、居室周围粪便、做饭燃料类型等)进行重新分类,即划分为是否是室内自来水、是否是室内马桶、居室周围是否没有粪便、做饭燃料是否是清洁能源。根据 L2 统计量、P 值、参数个数等信息,潜变量模型中的多维剥夺被分为两个类型。

分解计算一般基于 Blinder-Oaxaca 对工资差异的分解方法,该模型假设工资差异主要为特征因素的平均差异和劳动力市场特征的回报差异,但该分解方法由于其线性特征而受到制约,因此, Biewen 等(2004)对 Blinder-Oaxaca 方法进行了修改, A、B 两组的贫困率(P^0)差异分解为:

$$P_A^0 - P_B^0 = F(X_{iA}'\beta_{iA}) - F(X_{iB}'\beta_{iB}) = \underbrace{F(X_{iA}'\beta_{iA}) - F(X_{iB}'\beta_{iB})}_{\text{characteristics}} + \underbrace{F(X_{iB}'\beta_{iA}) - F(X_{iB}'\beta_{iB})}_{\text{coefficients}} \quad (5)$$

式(5)中, $P_j^0 = F(X_{ij}'\beta_{ij})$ 是 j 组贫困率作为 j 组中贫困的平均概率计算得出, X_{ij} 是 j 组中的个体 i 的人口特征变量, β_{ij} 则是相应的系数向量, 等号右边前两个式子表示收入贫困及多维剥夺的城乡特征差异, 等号右边最后两个式子表示收入贫困及多维剥夺的城乡同样特征变化带来的系数效应。另外, 本文还使用 Ayala 等(2011)的方法分析人口特征、受教育程度等变量对城乡收入贫困及多维剥夺差异的贡献率。

CHNS、CFPS 数据分解结果显示, 城乡收入贫困的差异为 0.021, 特征部分即可解释部分为 0.129(特征部分解释的比重为 602%), 系数部分即不可解释部分为 -0.108(系数部分解释的比重为 -502%)。城乡多维剥夺的差异为 0.455, 特征部分即可解释部分为 0.263(特征部分解释的比重为 57.9%), 系数部分即不可解释部分为 0.192(系数部分解释的比重为 42.1%), 这说明城乡多维剥夺差异在一定程度上是由城乡间的不同初始状态导致。城乡收入贫困差异、多维剥夺差异中可解释部分的比重均大于不可解释部分的比重。表 5 给出的是类似于 Ayala 等(2011)考察的人口特征、受教育程度等因素在收入贫困和多维剥夺分解中的贡献情况。

表 5 表明, 收入贫困与多维剥夺有较大关联, 这主要是因为人口特征变量、受教育程度变量在城乡多维剥夺差异与收入贫困差异中贡献的方向、程度基本相同。通过常数项表现出来的其他不可观测变量的贡献不容忽视。

(三) 稳健性分析

本文使用 2014、2016、2018 年 CFPS 数据进行稳健性检验,固定效应回归结果如表 6 所示。在全样本和城乡分组样本中,家庭人均收入增加会促使多维剥夺显著下降,这再一次说明收入是多维剥夺的显著影响因素。政府救(补)助变量的系数无论在全样本还是城乡分组样本中仍均显著为正,也说明公共政策的瞄准方式或受益条件制定需要改善。其他变量对多维剥夺的影响结论与截面分析结论基本上相同。

如果继续对多维剥夺指数构成中多于两个选项的指标饮用水方式、厕所类型、居室周围粪便及做饭燃料进行重新分类,即划分为是否是室内自来水、是否室内马桶、居室周围是否没有粪便、做饭燃料是否是清洁能源。根据 L2 统计量、P 值、参数个数等信息,潜变量模型中的多维剥夺被划分为两个类型,全部样本及城乡分组的各观测指标的条件反应概率表明,类别 1、类别 2 的峰点在 CHNS、CFPS 中表现不同,CHNS 数据库出现于拥有彩色电视机,CFPS 数据库则出现于拥有耐用品。CHNS 数据库中室内自来水、室内马桶、居室周围粪便这些指标在类别 1 中出现的概率高于类别 2,其他指标在类别 2 中出现的概率则高于类别 1。而 CFPS 数据中使用新风系统、拥有藏书这些指标在类别 1 中出现的概率高于类别 2,其他指标在类别 2 中出现的概率则高于类别 1。CHNS 和 CFPS 数据中城市样本各指标

的条件反应概率与总样本有较大不同。例如,CHNS 数据中室内自来水、室内马桶、居室周围粪便这些指标在类别 1 中出现的概率低于类别 2,其他指标在类别 2 中出现的概率低于类别 1。农村样本各指标的条件反应概率大体上与全样本相同。

CHNS 数据中 2009~2015 年城乡收入贫困差异为 0.043,其中,特征部

表 5 各因素在收入贫困和多维剥夺分解中的贡献

变 量	收入贫困		多维剥夺	
	特征	系数	特征	系数
18 岁以下成员数量	0.003	-0.02	0.003	-0.02
受教育程度				
小学及以下	0.02	0.01	0.06	0.06
初中	0.005	0.003	0.02	0.02
高中		0.01	0.01	0.02
大专及以上		0		0
常数项		-0.161		-0.166

表 6 2014~2018 年面板数据多维剥夺回归结果

变 量	全样本系数	城市系数	农村系数
政府补助	0.331(3.92)	0.543(2.34)	0.207(3.33)
中部	0.008(6.64)	-0.005(-1.53)	0.010(6.39)
西部	0.011(4.25)	0.020(2.17)	0.003(2.07)
城市	-0.046(-3.84)		
户主年龄	0.002(1.48)	0.002(0.87)	0.001(2.43)
在婚	-0.238(-6.54)	-0.732(-4.67)	-0.160(-4.81)
18 岁以下成员数量	-0.080(3.55)	-0.090(-0.64)	-0.070(-3.89)
户主为女性	-0.116(-4.02)	-1.540(-1.41)	-0.080(-2.40)
家庭人均收入	-0.410(-6.03)	-0.500(-4.60)	-0.320(-13.80)
户主收入占比	-0.150(-1.43)	-0.460(-3.23)	-0.090(-3.77)
户主受教育程度			
初中	0.170(3.65)	0.240(0.66)	0.120(2.43)
高中	0.374(3.56)	0.470(1.74)	0.220(2.80)
大专及以上	0.674(4.02)	0.650(7.54)	0.430(4.11)

注:同表 3。

分为 0.115(可解释部分的比重为 266.6%),系数部分为 -0.072(不可解释的比重为 -166.6%);城乡多维剥夺差异为 0.534,其中,特征部分为 0.324(可解释部分的比重为 60.7%),系数部分为 0.21(不可解释的比重为 39.3%)。人口特征、受教育程度等因素在城乡多维剥夺、收入贫困差异中的贡献方向、程度基本相同。CFPS 数据中 2014~2018 年的分解结果大体相同,再次说明收入贫困与多维剥夺有较大关联。CHNS、CFPS 调查中的截面回归及分解分析结果也大致相同。综上所述,本文的结论具有稳健性。

五、结 论

本研究结果显示,随着时间的推移,剥夺程度最轻、剥夺程度最重的比例上升,剥夺程度中等的比例下降,非收入贫困家庭接近遭受多维剥夺、遭受最重多维剥夺的比例各为 1/4 左右,虽然非收入贫困家庭接近遭受多维剥夺的比例下降,但其遭受最重多维剥夺的比例在上升。农村剥夺最严重的程度是城市的 4 倍以上。收入贫困与多维剥夺之间有较强的相关性,收入贫困与多维剥夺之间彼此偏离较少、覆盖较广。慢性贫困、暂时贫困都对多维剥夺起到恶化作用,转移支付并没有减少多维剥夺。现实中改水、改厕、改用清洁能源等降低多维剥夺的公共政策可能不比单独增加收入的政策更优。城乡多维剥夺差异在一定程度上是由城乡间的不同初始状态所导致。

慢性贫困对多维剥夺有显著的恶化作用,这说明探究中国慢性贫困根源的研究需要及时跟进,以便采取相应政策解决慢性贫困问题。同时,中国正在实行的困难补助、残疾补助或福利金等转移支付政策对多维剥夺没有抑制作用,这意味着需要重新设计此类政策。例如,精准扶持慢性贫困家庭;设定政府救助的受益条件,限定救助资金接受者优先用于某一特定用途的行为,消除福利依赖的习惯和条件;重构政府救助的瞄准机制减少漏损也可能有助于多维剥夺下降。鉴于收入提高有助于减轻多维剥夺,除给予现金救助增加贫困家庭收入外,更为重要的是与中国就业扶贫、教育和培训等政策配套,提升慢性贫困家庭长期增收能力从而抑制多维剥夺。此外,实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接也是公共政策的着力点之一。

囿于资料,本文没有在多维剥夺中加入社会排斥、歧视等非物资指标,使用非物资指标与物资指标结合测度多维剥夺无疑更具有完整性。如果放松潜类别模型的条件独立性假设,结论是否依然稳健?这是未来研究多维剥夺的一个方向。

参考文献:

1. 陈国强等(2018):《公共转移支付的减贫效应估计——收入贫困还是多维贫困?》,《数量经济技术经济研究》,第 5 期。
2. 郭熙保、周强(2016):《长期多维贫困、不平等与致贫因素》,《经济研究》,第 6 期。
3. 王小林、Sabina Alkire(2009):《中国多维贫困测量:估计和政策含义》,《中国农村经济》,第 12 期。
4. 姚树洁、张璇玥(2020):《中国农村持续性多维贫困特征及成因——基于能力“剥夺—阻断”框架的实证

- 分析》,《中国人口科学》,第4期。
5. Alkire S., Santos M.E.(2014), Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index. *World Development*. 59:251-274.
 6. Atkinson A.B.(2003), Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches. *The Journal of Economic Inequality*. 1:51-65.
 7. Ayala L., Jurado A., Pérez-Mayo, J.(2011), Income Poverty and Multidimensional Deprivation: Lessons From Cross-regional Analysis. *Review of Income and Wealth*. 57(1):40-60.
 8. Berghman J.(1995), Social Exclusion in Europe: Policy Context and Analytical Framework. In Room G.(ed.), *Beyond the Threshold: The Measurement and Analysis of Social Exclusion*. Bristol: The Policy Press.
 9. Biewen M., Jenkins S.P.(2004), A Framework for the Decomposition of Poverty Differences with an Application to Poverty Differences between Countries. *Empirical Economics*. 30:331-358.
 10. Creedy J.(1998), Measuring Poverty: An Introduction. *Australian Economic Review*. 31:82-89.
 11. Halleröd B., Larsson D.(2008), Poverty, Welfare Problems and Social Exclusion. *International Journal of Social Welfare*. 17(1):15-25.
 12. Kangas O., Ritakallio V.(1998), Different Methods-Different Results? Approaches to Multidimensional Poverty' in *Empirical Poverty Research in Comparative Perspective*, Aldershot: Ashgate.
 13. Klasen S.(2000), Measuring Poverty and Deprivation in South Africa. *The Review of Income and Wealth*. 46(1):33-58.
 14. Machado C., Paulino C.D., Nunes F.(2009), Deprivation Analysis: Based on Bayesian Latent Class Models. *Journal of Applied Statistics*. 36(8):871-891.
 15. Mack J., Lansley S.(1985), *Poor Britain*. London: Allen & Urwin.
 16. Mahadevan R., Hoang V.(2016), The Nexus between Poverty and Deprivation in Vietnam. *Journal of Policy Modeling*. 38(2):290-303.
 17. Mayer S., Jencks C.(1989), Poverty and the Distribution of Material Resources. *Journal of Human Resources*. 24:88-113.
 18. Moisis P.(2004), A Latent Class Application to the Multidimensional Measurement of Poverty. *Quality and Quantity*. 38:703-717.
 19. Pirani E.(2013), Evaluating Contemporary Social Exclusion in Europe: A Hierarchical Latent Class Approach. *Quality and Quantity*. 47(2):923-941.
 20. Ringen S.(1985), Toward a Third Stage in the Measurement of Poverty. *Acta Sociologica*. 28(2):99-113.
 21. Rowntree B.S.(1901), *Poverty: A Study of Town Life*. London: Macmillan.
 22. Townsend P.(1979), *Poverty in United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*. Middlesex: Penguin Books Ltd.
 23. Whelan C.T., Maitre B.(2005), Vulnerability and Multiple Deprivation Perspectives on Economic Exclusion in Europe: A Latent Class Analysis. *European Societies*. 7(3):423-450.

(责任编辑:朱 犁)