

多维剥夺视角下中国农村老年贫困的识别与治理*

焦娜 郭其友

【摘要】文章在“剥夺识别—多维治理”分析框架下,基于2013~2018年中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)应用潜变量马尔科夫模型(LMM)识别不同多维剥夺形式下的农村老年贫困及其转型动态,并采用动态随机Probit模型检验养老保障和多维度社会救助的综合配套机制对中国农村老年贫困的治理效果。结果发现,中国农村老年贫困存在状态依存性,且老年群体的个体异质性也会影响其多维剥夺状态及其转型。现阶段基础性养老保障在社会救助的协同机制作用下,共同构成预防农村老年贫困的“双重防线”,可以提高农村老年人高多维剥夺水平的退出率,降低农村老年人多维剥夺的状态依存性。文章认为,输血型和造血型反贫困政策相结合有利于提高公共治理的弹性,针对老年人群的异质性实施“多维剥夺的多维治理”,能够有效阻断老年贫困,激发农村老年群体的内生脱贫能力。

【关键词】多维剥夺 老年贫困 潜变量马尔科夫模型 动态随机Probit模型

【作者】焦娜 湖南农业大学经济学院,副教授;郭其友 厦门大学经济学院,教授。

一、引言

近年来,中国新型城镇化取得了显著成就,但劳动力流失导致农村人口老龄化比城镇更为严重,快速老龄化和老年贫困的交织,是中国乡村振兴和农村社会发展面临的巨大阻碍。《中国农村贫困监测报告(2020)》指出,中国农村人口年龄别贫困发生率分布呈两边高中间低的特点,即老年人和儿童贫困发生率相对较高,2019年60岁以上农村人口贫困发生率为0.8%,80岁以上农村人口贫困发生率为1.5%^①,因此,农村老年人群

* 本文为国家社会科学基金一般项目“可持续生计分析视阈下农户动态贫困的识别及其治理机制研究”(编号:20BGL179)的阶段性成果。

① 《中国农村贫困监测报告(2020)》显示,2019年0~20岁、21~40岁和41~60岁农村人口贫困发生率分别为0.6%、0.5%和0.4%,均低于60岁以上的农村人口。

是相对贫困防控的重点特殊人群。在完成消除绝对贫困的阶段性任务后,反贫困事业并未终结,农村老年贫困将逐渐成为相对贫困治理的重要任务。

贫困是一种错综复杂的经济社会现象,除收入外,还涉及教育、健康、住房和公共物品等多个维度的缺失,即剥夺。Pirani(2013)区分了贫困和社会排斥的内涵,认为贫困以物质资源的缺乏为主要特征,而社会排斥则具有多维剥夺的特征。源于20世纪70年代的社会排斥理论,从社会环境及体制探讨贫困成因,与之相关的剥夺理论也得到应用,经济社会转轨与人口发展变迁会对不同群体的福利水平产生性质不一的影响,一些群体的福利得到较大改善,但有些群体由于在物质、文化和社会资源受到剥夺无法融入主流社会,其福利没有得到相同水平的提高,老年人便属于这一类。现有多维剥夺和贫困的研究主要聚焦普通人群,专门针对老年群体的细分研究较少,老年人群的特殊性也容易被普通人群的一般性所掩盖。老年人即使收入较高,但随着年龄增长的生理和认知机能的退化可能恶化其福利水平(Levy,2015)。

识别老年贫困是进行贫困监测、预警和预防治理的前提和关键。有学者尝试从多维视角评估老年人的贫困程度,并强调贫困维度的选择要兼顾多维贫困的一般规律和老年人自身的特点。Lawton(1983)从生活质量的视角定义了老年福利的衡量标准,包括行为能力(健康、社交次数、邻居和家庭及社会参与)、生命的感知质量(自尊、朋友和时间利用)、精神福利(生活满意度)及客观环境(包括社会经济状况等),Donni(2019)应用食品安全和医疗成本度量美国老年人的物质剥夺。杨菊华(2019)认为,老年贫困概念的内涵和外延应从经济、健康、社会和精神方面理解。当前的研究主要从经济贫困、教育贫困、社交贫困(包括参与和隔离)、社会隔离、健康贫困及生活满意或信心等维度构建中国老年人口的多维贫困指标(马瑜等,2016;解垚,2017;谢立黎等,2021)。从多维视角看,中国农村老年贫困规模更大、程度更深,而且高于农村的总体多维贫困水平,老年人口的多维贫困逐步成为中国农村总体多维贫困的重要组成部分(张昭、杨澄宇,2020)。

2003年至今,各类农村社会保障体系在预防和治理老年贫困中发挥着重要作用。但在大量的实证研究中,社会保障对老年人福利影响的研究结论并不一致。一类观点认为,社会保障可以改善老年人的福利状况,是家庭和土地养老的补充,存在挤入效应(胡宏伟等,2012)。社会保障通过收入效应改善营养摄入,提高健康服务,增加休闲活动及主观满意度,对农村老年人身体健康和认知能力有积极影响(Cheng等,2018;周钦等,2018;柳清瑞、刘淑娜,2019)。另一类观点则认为,来自社会保障的转移支付存在挤出效应,可能抵消家庭的代际支持,并对老年人的福利水平产生消极作用(张川川、陈斌开,2014)。还有一些研究指出,养老金仅对收入维度的老年贫困有一定的缓解作用,对其他维度不显著(朱火云,2017;解垚,2017),而从公共治理的视角研究发现,公共转移支付的制度效率过低、社会救助瞄准偏误及水平不足严重限制农村减贫效果,甚至使农村老年人的贫困恶化(韩华为、徐月宾,2014;樊丽明、解垚,2014)。

综上所述,老年群体在生理特征、资源禀赋、生存环境等方面和其他年龄群体的需求存在明显差异,导致其在物质、文化和社会资源受到剥夺无法融入主流社会,笼而统之的贫困研究掩盖了老年贫困的特殊性。当前针对中国农村老年贫困治理的研究主要集中于新型农村养老保障制度及其实施效果,忽略了养老金制度与其他制度的协调性,鲜有文献关注养老保障和社会救助的协调机制及其对农村老年贫困的治理效果,且大多属于定性研究。鉴于此,本文着眼于中国农村老年贫困的治理,构建老年人的“剥夺识别—多维治理”分析框架,使用潜变量马尔科夫模型(LMM)识别农村老年人群的相对多维剥夺状态及其跨期转型特征;应用动态随机 Probit 模型定量分析养老保障和社会救助的综合配套机制对中国农村老年贫困的治理效果。

二、“剥夺识别—多维治理”框架和农村老年贫困识别策略

(一)老年贫困的“剥夺识别—多维治理”框架

贫困的识别通常为加总(将贫困信息汇总成单一指标)和识别(谁属于贫困群体)。单维情形相对简单(收入贫困线即可确定贫困),常见于绝对贫困的识别。但多维情形相对复杂,不断有文献提出多维贫困的识别方法。一类是合成指数方法,将“获得空间”的不同维度加总为福利指标,如果个体福利水平低于该水平,则确定为“贫困”,即贫困线法(Alkire 等,2011)。在“剥夺空间”上加总对贫困的识别同样重要,大量多维贫困指数定义在“剥夺空间”(Permanyer,2014);另一类是数据降维方法,普遍应用于多维剥夺的识别。如对应分析、因子和聚类分析及潜分类分析(Whelan 等,2005;Caruso 等,2015)。也有文献应用潜分类模型对不同类型的多维剥夺指标进行聚类,识别出多维剥夺的潜类别,并解释其与已观测福利变量的关系(Moisio,2004;Whelan 等,2005;Pirani,2013;解垚,2020)。

从多期的动态角度看,老年贫困的识别存在状态关联性,一些维度(如老年健康和社交状况)存在显著的状态依存性,如果缺乏直接的状态干预政策,老年贫困可能恶化,且中国农村老年群体内部也存在个体差异。因此,反贫困政策应该多元化,针对剥夺的不同维度及其特征实施精准识别和治理,同时需要避免状态依存性导致的“福利陷阱”。

本文在“剥夺空间”上定义老年贫困,并基于“剥夺识别—多维治理”框架(见图1)研究中国农村老年贫困持续性及其动态转型。首先,考虑到老年群体的特殊性,将其受剥夺的维度划分为健康状况、居住条件、社交活动、精神状态、资产负债和能源使用,从个体和家庭层面的具体指标识别老年贫困的单期贫困特征,包括多维剥夺潜状态的类别及其差异。其次,引入时间维度,刻画不同的剥夺维度在不同时期的动态变化特征,即多维剥夺的持续性和跨期转型,分别从横向剥夺维度和纵向时间维度识别两类中国农村老年贫困:高多维剥夺水平和低多维剥夺水平。最后,基于农村老年人的多维剥夺潜状态类别和动态转型特征,针对老年贫困的状态依存性和老年群体的个体异质性,将老年贫困

治理工具分为输血型 and 造血型两类,实证检验二者协同治理农村老年贫困的有效性。与养老金制度相比,社会救助的政策空间和弹性更大,也可以弥补家庭养老和养老金制度的不足,本质上,输血型反贫困政策通过“货币+物资+服务”的多维度帮扶直接干预并阻断农村老年贫困,而造血型反贫困政策具体包括夯实农村地区基础设施建设、加强医疗卫生相关的公共服务,改善农村人居环境,同时在农村地区探索社区支持型养老服务设施 and 项目的创新,倡导终身学习理念及其制度建设,针对老年人群的特殊性和异质性实施“精准”帮扶和间接救助,提升老年群体的内生脱贫能力。

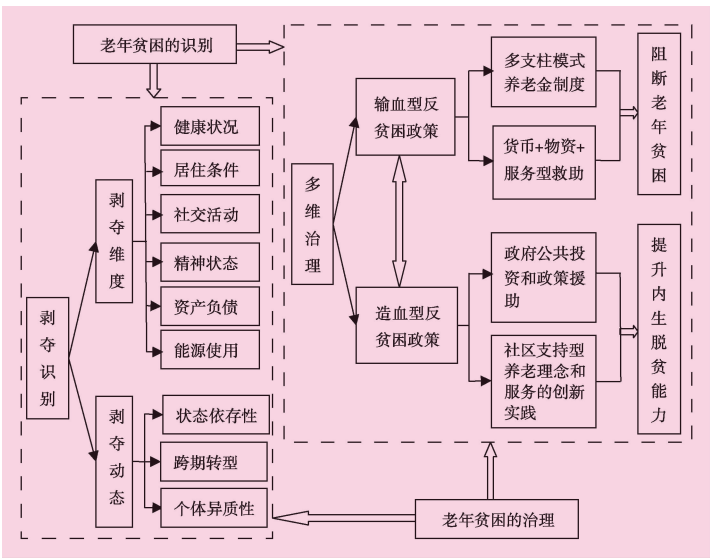


图 1 老年贫困的“剥夺识别—多维治理”框架

(二) 基于 A-F 方法的多维剥夺识别策略

多维剥夺是将反映研究对象受剥夺的变量指标化,然后通过指标的获得或剥夺情况判断贫困状态,常使用计数法进行计算。A-F 修正的 FGT 指数(Alkire 等,2011)常用于多维剥夺的测量和识别。计算多维剥夺指数前,首先计算加权的多维剥夺分数:

$$c_i = \sum_{j=1}^J w_j g_{ij} \quad i=1, \cdots n \quad j=1, \cdots J \tag{1}$$

其中, i 和 j 分别是样本和剥夺指标数(维度), w_j 为多维剥夺指标的权重, g_{ij} 为样本在指标上的得分, J 为总指标数。根据设定的剥夺临界值 k 和 c_i 之间的关系,判断样本对象贫困或者非贫困。基于识别的贫困状态可以得到多维剥夺样本数量 q ,多维剥夺发生

率 $H = \frac{q}{n}$ 和平均剥夺份额 $A = \frac{\sum_{i=1}^n c_i}{Jq}$, 获得多维剥夺指数 $M_0 = HA$ 。

为了考察多维剥夺动态特征,本文对不同年份的多维剥夺指数 M_0 进行分解, u 为 2013 年的数据矩阵, v 为 2015 年的数据矩阵, w 为 2018 年的数据矩阵,则:

$$M(u, v, w; k) = \frac{n(u)}{n(u, v, w)} M(u; k) + \frac{n(v)}{n(u, v, w)} M(v; k) + \frac{n(w)}{n(u, v, w)} M(w; k) \tag{2}$$

根据式(1)使用等权重方法计算多维剥夺指数,式(2)进一步分解不同维度的剥夺贡献率,反映多维剥夺不同时期的动态变化趋势。追踪数据常见的问题是存在一些缺失值,可能由于样本拒绝参与调查或者遗漏数据,在 A-F 计算过程中直接删除缺失值会导致样本损失,而潜变量马尔科夫模型不仅可以避免不同维度剥夺指标权重的选择,也可以处理存在缺失值的追踪数据,保留数据信息。

(三) 基于潜变量马尔科夫模型(LMM)的多维剥夺识别策略

潜变量马尔科夫聚类分析是潜分类模型应用于纵列追踪数据的一种拓展,该方法多见于健康经济学和行为经济学领域,应用 LMM 进行贫困研究的文献较为罕见。LMM 将时间概念引入老年人的多维剥夺分布,不同维度的剥夺状态会随时间发生改变,即样本潜状态会发生跨期变化。假设二值离散型响应变量 y_{ijt} 是 t 期样本 i 在剥夺维度 j 的取值($1 \leq i \leq N, 1 \leq j \leq J, 0 \leq t \leq T$),当样本 i 第 j 个剥夺指标在 t 期发生剥夺时 y_{ijt} 的取值为 1, $y_{it} = (y_{i1t} \cdots y_{iJt})$ 是样本 i 在 t 期的剥夺指标构成的 $1 \times J$ 向量,将 y_{it} 按时间 t 堆叠后的 $y_i = (y_{i0} \cdots y_{iT})$ 表示 t 期观测的 J 个剥夺指标值。 K 为潜在状态数, $u_{it} = s_t$ 意味着样本期样本 i 在 t 期属于状态 s_t ,当给定潜在过程 u_i, y_i 是条件独立的,并且 y_{it} 独立于 u_{it} ($0 \leq t \leq T$)。由于样本拒绝参与调查或者遗漏数据,追踪数据不可避免地存在一些缺失值,LMM 假设数据是随机缺失,据此设定二值变量 δ_{it} , $\delta_{it} = 1$ 即样本 i 提供变量信息, $\delta_{it} = 0$ 表示样本 i 变量信息缺失,被观测样本属于潜状态 s_t 的概率为:

$$P(y_i) = \sum_{u_0=1}^K \sum_{u_1=1}^K \cdots \sum_{u_T=1}^K P(u_0, \cdots u_T) P(y_i | u_0, \cdots u_T) \quad (3)$$

$$P(u_0, u_1, \cdots u_T) = P(u_0) \prod_{t=1}^T P(u_t = s_t | u_{t-1} = s_{t-1}) \quad (4)$$

$$P(y_i | u_0, u_1, \cdots u_T) = \prod_{t=0}^T [P(y_{it} | u_{it} = s_t)]^{\delta_{it}} = \prod_{t=0}^T \left[\prod_{j=1}^J \lambda_{j|s_t}^{y_{ijt}} (1 - \lambda_{j|s_t})^{1-y_{ijt}} \right]^{\delta_{it}} \quad (5)$$

式(5)中, $\lambda_{j|s_t}$ 为 t 期属于潜状态 s 的样本在第 j 种维度发生剥夺的概率。待估参数包括初始概率 $P(u_0)$ 、多维剥夺转移概率 $P(u_t = s_t | u_{t-1} = s_{t-1})$ 和条件响应概率 $P(y_{it} | u_{it} = s_t)$,使用极大化期望算法(EM)可以计算这 3 组概率。与 A-F 多维剥夺测度方法相比,LMM 将多维剥夺作为不同维度指标分布的潜在状态(不可直接观测的实际剥夺状态),不仅可以反映不同实际多维剥夺状态下老年贫困特征差异,也可以反映老年贫困的动态变化。

三、中国农村老年人的多维剥夺识别及其动态转型

(一) 数据说明和指标选取

本文主要从非货币型多维剥夺的视角研究中国农村地区老年贫困问题,使用 2013、2015 和 2018 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据(总样本量为 17 272 个),主要

包括农村地区 60 岁及以上的个人数据及其家户特征数据。结合数据的可得性,相关指标和维度的选择参考杨菊华(2019)对老年贫困概念内涵和外延的界定,涉及健康、经济保障、生活水准和社会参与 4 个方面,并区分主观指标和客观指标,共 6 种剥夺形式 12 个响应变量。

“健康剥夺”指标的选择和设定借鉴已有文献的做法(Donni, 2019),主要使用自评健康指数(SAH, 自评健康“一般”作为临界值,一般及以下为存在剥夺)。“居住剥夺”包括住房面积(临界值以下为存在剥夺)^①和住房结构(非混凝土或砖木结构及没有厕所视为剥夺)。考虑到资产比收入衡量贫困更具稳定性,使用“资产剥夺”反映经济保障,“资产剥夺”主要使用土地(没有土地属于剥夺)、负债(有负债属于剥夺)和耐用品(价值低于 500 元作为临界值)^②作为主要指标。“能源剥夺”主要包括老年人居所没有自来水、无供暖及使用非清洁能源或不可循环的传统生物能作为做饭燃料^③,用于反映老年人的生活水准。

除上述客观指标外,本文选择两类老年贫困的主观剥夺指标反映老年人的主观感受和精神慰藉。“社交剥夺”主要指老年人未参与任何形式的社交活动,“精神剥夺”指标使用老年人对生活的主观满意度(对自己的生活不太满意或一点也不满意,视为剥夺)。上述的具体指标记为 y_{ijt} ,表示受调查的第 i 个样本在 t 期的响应变量的取值,取值均设置为离散二分类变量 0(临界值以上,无剥夺)和 1(临界值以下,剥夺)。基于所选变量和指标,研究分别应用 A-F 多维剥夺测度法和潜变量马尔科夫模型(LMM)对农村老年人的多维剥夺潜状态进行识别与分解,并对比分析老年贫困动态特征。

(二) 基于 A-F 的农村老年人的多维剥夺估计、分解与动态分析

首先,应用多维剥夺的 A-F 测量方法,估算式(1),估计过程删除存在缺失数据的样本后,实际使用数据为 13 091 个。结果如表 1 所示。当考虑至少存在一个维度剥夺,即 $K=1/12$ 时,农村老年人的贫困剥夺份额 A 为 0.402,贫困发生率 H 为 0.999,意味着几乎所有农村老年人存在至少 1 个维度的剥夺,多维剥夺指数 M_0 为 0.401。随着剥夺维度的增加,农村老年人的多维剥夺指数逐渐下降,当 $K=6/12$ 时,样本至少一半指标存在剥夺,农村老年人的多维剥夺指数 M_0 为 0.188,贫困剥夺份额 A 为 0.561,贫困发生率 H 为 0.335,即 33%的农村老年人至少存在一半维度的剥夺。

其次,应用式(2)从纵向的不同维度按照不同调查年份对 $K=6/12$ 时的多维剥夺指

① 根据 2015、2016 和 2019 年的《中国农村贫困检测报告》,2014(2013 年未出版,这里使用 2014 年的数据替代)、2015 和 2018 年全国农村常住居民人均居住面积分别为 42.5、43.9 和 47.3 平方米,因此将每轮调查的户均住房面积低于相应年份平均面积的定义为住房剥夺。
 ② CHARLS 主要统计 500 元及以上的耐用品或固定资产。
 ③ 国际能源署关注清洁能源的使用对家庭健康环境的影响,将传统生物能定义为不可循环使用的木、炭、农业废弃物和动物粪便,此外的属于现代能源。

表 1 农村老年人的多维剥夺估计结果

K	H	M_0	A
1/12	0.999	0.401	0.402
2/12	0.919	0.389	0.423
4/12	0.774	0.353	0.456
6/12	0.335	0.188	0.561
8/12	0.019	0.015	0.777
10/12	0.005	0.004	0.849

表 2 2013~2018 年不同维度对农村老年贫困的贡献率($K=6/12$) %

剥夺维度 K	M_0	贡献率		
		2013 年	2015 年	2018 年
社交	0.110	0.101	0.110	0.120
土地	0.049	0.034	0.059	0.052
房屋结构	0.060	0.058	0.066	0.056
卫生设施	0.073	0.072	0.068	0.079
自来水	0.082	0.091	0.081	0.074
做饭燃料	0.113	0.118	0.116	0.106
债务	0.027	0.033	0.026	0.023
健康	0.136	0.135	0.135	0.138
主观满意度	0.032	0.036	0.024	0.037
住房面积	0.111	0.118	0.111	0.105
供暖	0.146	0.145	0.146	0.146
耐用品	0.060	0.059	0.058	0.062

数进行分解,表 2 显示了不同年份各个维度对中国农村老年贫困的贡献率。其中能源剥夺(燃料和供暖)的贡献率最大,近 27%;健康剥夺的贡献次之,为 13.6%;社交和住房面积对剥夺指数的贡献率均为 11%。从横向的时间维度考察,自来水、做饭燃料、债务及住宅面积的剥夺贡献率逐年下降,土地和房屋结构对多维剥夺的贡献率在样本期呈先上升再下降的趋势。然而,农村老年人的生活供暖条件在观测期始终没有得到显著改善,能源剥夺仍然是农村老年贫困的重要维度;社交剥夺和健康剥夺对多维剥夺的贡献率逐年增加,卫生设施、主观满意度和耐用品对多维剥夺的贡献率在样本期呈先下降再上升的趋势。由于老年群体的身体机能、劳动能力和社会经济地位相对社会其他群体处于劣势,加之在社交剥夺和健康剥夺方

面存在明显的状态依存性,且与其他剥夺维度之间相互影响,亟须针对农村老年群体的反贫困政策干预,避免发生剥夺的“恶性循环”。

(三) 基于 LMM 的农村老年人的多维剥夺估计、分解与动态分析

考虑到数据缺失问题,本文使用 LMM 识别农村老年人的多维剥夺潜分类状态。根据式(3)可以计算样本在 t 期归属于状态 s_i 的概率 $P(y_i)$ 。图 2 分别显示了 $K=2$ 和 $K=3$ 时多维剥夺指标的潜状态类别,当 $K=2$ 时,样本多维剥夺潜状态分为高多维剥夺水平和低多维剥夺水平。除土地外,高多维剥夺水平在所有指标发生剥夺的概率均高于低多维剥夺水平。对比两类多维剥夺潜状态的差异可以发现,农村老年贫困的差异集中于能源剥夺(包括水及燃料)、住房结构、卫生环境(厕所)和社会交往 4 个方面;在健康剥夺、住房面积和供暖 3 个方面虽然差异较小,但无论何种状态下,农村老年人普遍存在多维剥夺;农村老年人在土地、负债、主观满意度和耐用品 4 个方面受剥夺程度较低;当 $K=3$ 时,可以将样本受多维剥夺的程度分为高、中、低三类,但中等多维剥夺和高多维剥夺差异较小,区分多维剥夺的指标仅有住房面积。因此,本文选择使用 $K=2$ 的 LMM 潜状态

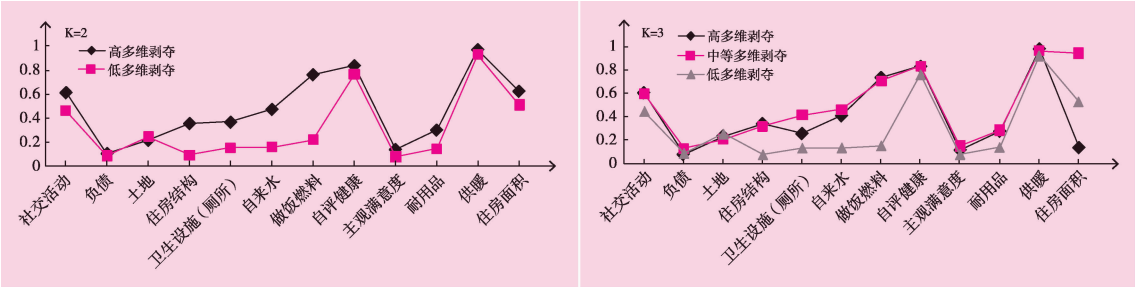


图 2 LMM 的潜状态分类

分类结果。

根据 LMM 模型定义的式(3)至式(5),可以估算多维剥夺的初始概率、转型概率和条件反应概率分别为:2013 年发生高多维剥夺的初始概率 $P(u_0)=0.5431$,低多维剥夺的概率为 $1-P(u_0)=0.4569$,表 3 估计了潜在转型概率 $P(u_t|u_{t-1})$,结果显示多维剥夺的状态依存性较高,两类状态的跨期持续率均在 90%以上,6.25%的样本从上一期的高多维剥夺状态跨期下降至低多维剥夺状态。从表 3 可以看出,虽然初始期高多维剥夺的发生率更高,但几乎没有样本从上一期低多维剥夺状态进入高多维剥夺状态,可以认为,样本期内几乎没有老年人发生贫困恶化,意味着中国自 2003 年以来的农村社会保障体系建设卓有成效,实现了对农村老年群体的防贫及其福利水平的兜底作用。

表 3 多维剥夺潜状态的转型概率 $P(u_t|u_{t-1})$

u_{t-1}	u_t	
	高多维剥夺	低多维剥夺
高多维剥夺	0.9375	0.0625
低多维剥夺	0.0003	0.9997

表 4 进一步计算多维剥夺不同指标的条件反应概率 $P(y_i|u_i=s)$,结果显示,无论是处于高多维剥夺还是低多维剥夺状态,农村老年人在健康、住房面积和供暖的指标发生剥夺的概率较高,且高多维剥夺状态的样本在这些指标上发生剥夺的概率相对更高;在卫生设施(洗手间)、建筑结构、主观满意度、土地、债务、耐用品和自来水的指标发生剥夺的概率较低,低多维剥夺状态的样本在这些指标上发生多维剥夺的概率也相对较低(除土地以外)。这些结果与 A-F 的分类结果大致相同,LMM 主要区分多维剥夺水平的指标为社交活动和做饭燃料,高多维剥夺的农村老年人社交活动和做饭燃料发生剥夺的概率(0.6157 和 0.7650)明显大于低多维剥夺状态下发生剥夺的概率(0.4639 和 0.2225),而低多维剥夺的农村老年人社交活动和做饭燃料未发生剥夺的概率(0.5361 和 0.7775)明显大于高多维剥夺状态下未发生剥夺的概率(0.3843 和 0.2350)。

(四) 农村老年贫困的多维剥夺状态分析

表 5 分别使用 A-F 和 LMM 识别农村老年人的多维剥夺状态,并对比两种方法的联系与区别,前者删除了 12 个维度中的缺失数据,后者将缺失数据作为随机分配结果,使用最大似然法估计模型参数,最终保证了样本信息的完整。如果剥夺临界值为 50%(即 $K=6/12$),

表4 多维剥夺不同指标的条件反应概率 $P(y_i|u_i=s)$

剥夺指标	高多维剥夺	低多维剥夺	剥夺指标	高多维剥夺	低多维剥夺
健康			土地		
0	0.1608	0.2360	0	0.7806	0.7535
1	0.8392	0.7640	1	0.2194	0.2465
住房面积			债务		
0	0.3732	0.4884	0	0.8897	0.9102
1	0.6268	0.5116	1	0.1103	0.0898
洗手间			耐用品		
0	0.6296	0.8449	0	0.6953	0.8541
1	0.3704	0.1551	1	0.3047	0.1459
建筑结构			自来水		
0	0.6411	0.9040	0	0.5239	0.8392
1	0.3589	0.0960	1	0.4761	0.1608
社交活动			做饭燃料		
0	0.3843	0.5361	0	0.2350	0.7775
1	0.6157	0.4639	1	0.7650	0.2225
主观满意度			供暖		
0	0.8561	0.9180	0	0.0274	0.0709
1	0.1439	0.0820	1	0.9726	0.9291

注:取值为0表示无剥夺,取值为1表示存在剥夺。

表5 A-F与LMM识别不同多维剥夺状态的对比

剥夺状态	A-F		剥夺状态	LMM	
	样本量	占比(%)		样本量	占比(%)
存在剥夺	4384	33.49	高多维剥夺	9214	53.35
不存在剥夺	8707	66.51	低多维剥夺	8058	46.65
总样本	13091	100.00	总样本	17272	100.00

夺水平的老年人样本绝对值比较接近,但由于存在大量缺失的数据,两种多维剥夺的识别方法存在较大差异。LMM不仅弥补了A-F计算过程中缺失变量和主观设定剥夺临界值的缺陷,也考虑了多维剥夺持续性和跨期动态。对老年群体而言,社交剥夺和健康剥夺不仅存在状态持续性,而且会在不同程度上与其他剥夺指标存在相互影响,不利于农村老年人群总体福利水平的提高。

四、农村老年贫困多维治理的实证研究

随着家庭养老功能的式微和老年人生理机能退化,农村老年人累积的多维剥夺状态可能影响后期福利的状态,即经历过高多维剥夺状态的老年人下期持续相同状态的概率更高,如果缺乏外生的状态干预政策,老年贫困难以得到明显改善。状态依存性和

A-F多维剥夺测度的结果显示,约33.49%的农村老年人同时存在一半以上维度的剥夺。相比之下,使用LMM计算的多维剥夺的类型并进行排序,结果发现,53.35%的农村老年人处于高多维剥夺水平。

无论是A-F多维剥夺测度还是LMM对农村老年贫困潜状态的分类均显示农村老年人在社交活动、能源使用(供暖)、健康和住房面积上存在较高的剥夺,而且在剥夺临界值为50%的前提下A-F计算的不存在多维剥夺的老年人样本绝对值与LMM预测的低多维剥

老年群体的个体异质性是影响多维剥夺状态的主要因素,因此,农村老年贫困是两种因素共同作用的结果。

(一) 实证模型构建与估计

动态随机 Probit 模型常见于度量离散型被解释变量的持续性研究,能够在控制样本间不可观测异质性的同时识别出多维剥夺状态的“实际”依存程度。本文使用 2013~2018 年中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)3 期均参与调查的农村 60 岁及以上个体样本 4 015 个,总样本为 12 045 个。设定样本前一年的多维剥夺状态对其当期多维剥夺状态影响的动态随机 Probit 模型为:

$$MDI_{it}^* = \rho MDI_{it-1} + \beta_1 pension_{it} + \beta_2 aid_{it} + \beta_3 pension_{it} \times aid_{it} + \gamma z_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (6)$$

其中, $t=2013, 2015, 2018$, MDI_{it}^* 是潜在被解释变量,表示样本多维剥夺的当期状态,已观测的多维剥夺状态 MDI_{it-1} 的系数 ρ 表示实际的状态依存性(上一期多维剥夺状态对下一期的影响),被解释变量 MDI_{it}^* 及其滞后项 MDI_{it-1} 是基于 LMM 对农村老年个体样本多维剥夺潜在状态的分类变量,即高多维剥夺水平($=1$),低多维剥夺水平($=0$)。解释变量 $pension_{it}$ 为受调查样本基础性养老保障的参保状态, aid_{it} 反映调查样本的社会救助状态(包括是否获得社会救助或社会救助的价值), $pension_{it} \times aid_{it}$ 是基础性养老保障和社会救助配套机制的交叉项,均随时间的变化而变化, z_{it} 是随时间变化的控制变量,且严格外生于样本未观测的个体异质性 α_i (不随时间变化而变化),包括年龄、年龄平方、婚姻状态和医疗保障,不随时间变化的控制变量包括性别、男性子女比例、受教育水平及所在地区。 u_{it} 为同时随时间 t 和个体 i 变化而变化的误差项。

(二) 解释变量内生性的处理

式(6)主要存在两个内生性来源,一是不可观测异质性和多维剥夺状态之间的相关性,如果未观测到的异质性反映了跨期的持续性,仅包含多维剥夺状态(被解释变量)滞后项的混合数据 Probit 回归会高估多维剥夺状态的依存程度,无法识别“实际”的状态依存性;二是具有动态变化特征的解释变量 $pension_{it}$ 和 aid_{it} 可能存在的内生性问题。Skrondal 等(2014)建议将所有具有动态变化特征的解释变量均值纳入模型作为回归元,应用最大似然估计可以识别解释变量的内生性。此外,动态随机 Probit 模型也存在“初值问题”,即未观测的异质性和初始观测值之间存在相关性,那么观测到的初始值并非“真正”影响被解释变量的初始随机过程导致的结果^①。Grotti 等(2018)认为,同时在模型中加入具有动态变化特征的解释变量初始值及其组内均值,能够保证估计结果的无偏性,即对个体异质性 α_i 构造辅助回归:

$$\alpha_i = \alpha_0 + \alpha_1 MDI_{i0} + \alpha_2 \bar{x}_i + \alpha_3 x_{i0} + v_i \quad (7)$$

① $t=0, \dots, T$ 观测的被解释变量,随机过程发生在 $t < 0$ 。

式(7)的右边包括被解释变量 MDI_{it} 、随时间变化的解释变量和控制变量的初值 x_{i0} 及其组内均值 $\bar{x}_i=(1/T)\sum_{t=0}^T x_{it}$ (x_{it} 包括随时间变化的解释变量和控制变量 z_{it}), v_i 表示存在个体差异但不随时间变化的误差项,服从正态分布 $v_i\sim N(0,\sigma_v^2)$ 。 α_i 不仅可以控制模型中 MDI_{i-1} 的内生性问题,也解释了样本中不可观测的异质性,因此, ρ 反映多维剥夺状态的实际状态依存性,即样本上一期经历的多维剥夺状态对下一期的影响程度。

(三) 实证结果分析

表 6 和表 7 显示了动态随机 Probit 模型的估计结果,其中,模型 I 使用个人是否接受社会救助的虚拟变量作为关键政策变量,模型 II 使用个人接受社会救助的总价值作为关键政策变量。表 6 是具有动态变化特征的解釋变量及控制变量的回归结果, MDI_{i-1} 和 MDI_{i0} 分别表示上一期多维剥夺状态和多维剥夺状态的初值。在给定初始条件和未观测异质性因素的条件下, MDI_{i-1} 的系数 ρ 为 3.966 和 3.986,说明多维剥夺的“实际”状态依存程度,意味着农村老年人的多维剥夺存在较高的状态依存性。

本文将年龄、婚姻状态和政策变量定义为随时间变化的解释变量,年龄及其二次项

表 6 具有动态特征的动态随机 Probit 模型回归结果 (N=7830)

变 量	模型 I			模型 II		
	x_{it}	x_{i0}	\bar{x}_i	x_{it}	x_{i0}	\bar{x}_i
年龄	0.196 (0.268)	-0.174 (0.356)	-0.120 (0.552)	0.202 (0.268)	-0.167 (0.357)	-0.137 (0.554)
年龄平方	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.004)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.004)
婚姻状态(已婚)						
单身	1.881** (0.923)	-0.109 (1.401)	-1.391 (1.704)	1.852** (0.918)	-0.091 (1.393)	-1.371 (1.695)
其他(离异或者丧偶)	0.226 (0.396)	0.395 (0.395)	-0.672 (0.675)	0.235 (0.396)	0.395 (0.395)	-0.680 (0.676)
医疗保障	0.114 (0.256)	0.118 (0.326)	-0.876 (0.600)	0.124 (0.255)	0.125 (0.328)	-0.894 (0.602)
养老保障	0.362* (0.215)	-0.264 (0.284)	0.059 (0.497)	0.313 (0.205)	-0.290 (0.278)	0.221 (0.478)
社会救助	0.514** (0.241)	0.053 (0.302)	-0.735 (0.557)			
社会救助总价值(对数)				0.065* (0.035)	-0.007 (0.047)	-0.075 (0.080)
养老保障 × 社会救助	-0.644** (0.292)	0.050 (0.339)	0.857 (0.639)	-0.087** (0.042)	0.015 (0.051)	0.094 (0.091)

注:括号内数据为稳健标准误。模型 I 和模型 II 对多组剥夺状态初值 MDI_{i0} 回归的结果分别为 3.972 和 3.968,均在 1%的水平上显著。* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

系数不显著,这可能是由于样本集中于 60 岁及以上的农村老年人群,与其他年龄群体相比,年龄对多维剥夺状态的影响不存在显著的组内差异,也没有显著的非线性特征;使用已婚(包括同居)作为婚姻状态的参照组,与之相比,单身的农村老年人各种资源相对匮乏(包括经济、社会和人脉等),发生高多维剥夺的可能性显著提高,而已婚家庭资源的整合及劳动的分担可以改善个人生活境况;医疗保障参保状态对农村老年人多维剥夺状态依存性的影响不显著;初始条件 MDI_0 的系数为正,意味着影响农村老年人初始多维剥夺水平的不可观测因素显著增加了高多维剥夺状态的持续性。模型 I 和模型 II 的 LR 统计量分别为 6.96 和 6.97,均在 1%的水平上显著,意味着与普通 Probit 模型相比,使用动态随机 Probit 模型合理控制了样本中一系列与多维剥夺状态初值相关的不可观测的样本异质性,回归结果有效解释了老年人多维剥夺的“实际”状态依存程度。

表 7 显示,中部和东部地区的变量系数显著为负,说明与西部地区相比,中部和东部地区经济发达,公共服务、社会网络和基础设施建设更为完善,不仅农村老年人多维剥夺水平相对较低,而且可以显著削弱高多维剥夺水平的持续性;男性发生高多维剥夺的概率显著高于女性;受教育水平使用初等教育以下作为参照组,所有教育层次相对参照组的回归系数均显著为负,并且受教育水平越高,农村老年人多维剥夺水平下降的程度越大。

养老保障与社会救助是模型关键的政策变量,用于估计养老保障与社会救助的综合配套机制对农村老年人多维剥夺的动态影响。社会救助本身就是包括货币、物资和服务在内的多维度治理^①,考虑到便利性,研究过程中统一转化为价值变量,在模型 I 和模型 II 中,养老保障和社会救助的初值和均值系数不显著,不存在明显的内生性,与初始养老保障和社会救助状态相关的不可观测因素对样本多维剥夺状态的持续性没有显著影响,证明了政策的外生性和回归结果的无偏性。模型 I 结果显示,养老保障和社会救助的系数为正,且分别在 10%和 5%的水平上显著,当养老金对家庭养老的挤出效应大于其收入效应时,农村老年群体反而容易陷入老年贫困。可以认为,农村居民养老保险的养老金水平偏低是中国养老保险制度改革的关键节点

表 7 无动态特征的动态随机 Probit 模型回归结果 (N=7830)

变 量	x_i (模型 I)	x_i (模型 II)
男性	0.302*** (0.116)	0.302*** (0.116)
子女比例	-0.008 (0.186)	-0.003 (0.186)
教育(初等教育以下)		
初等教育	-0.226* (0.122)	-0.224* (0.122)
中等教育	-0.474** (0.186)	-0.468** (0.187)
高等教育以上	-0.761** (0.338)	-0.760** (0.338)
东部地区	-0.269* (0.138)	-0.273* (0.141)
中部地区	-0.210* (0.123)	-0.208* (0.123)
常数项	-2.177 (5.374)	-2.079 (5.378)

注:括号内数据为稳健标准误。* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$ 。

① 具体包括个人的失业补助、养老卡(券)、高龄养老补助、工伤保险金、独生子女补助、医疗救助、社会捐助及家户的低保补助、退耕还林、农业补助、五保户、贫困户补助、抚恤金、救济金和社会实物捐助。

之一,而社会救助的效果则取决于对老年贫困的识别和瞄准,识别和瞄准失效反而可能提高多维剥夺的状态依存性,甚至发生“福利陷阱”。理论上,社会救助为养老金覆盖的农村老年低收入群体提供了最后一道养老保障安全网,相应的实证结果表明,养老保障和社会救助交互项系数在 5%的水平上显著,对农村老年人多维剥夺的调节效应为 -0.644,考虑到研究结果的稳健性,模型 II 使用样本获得社会救助总价值的对数作为解释变量进行回归,结果显示交互项系数为 -0.087,在 5%的水平上显著。经验结果发现,即使在基础养老保障水平偏低的情况下,社会救助仍然对养老保障有显著的补充作用,与养老保障单一型货币形式的转移支付不同的是,社会救助的政策弹性更大,可以“补缺”农村老年人非货币性多维剥夺状况,养老保障与社会救助的协同机制在政策实践过程中,不仅改善了农村老年人的货币性和非货币性多维剥夺状况,也在一定程度上弥补了政府转移支付对家庭养老产生的挤出效应,有利于降低农村老年人多维剥夺的状态依存性。

表 8 分别计算了表 6 的模型 I 和 II 中政策变量(包括养老保障和社会救助)影响多维剥夺动态的相关概率,即在养老保障、社会救助及其政策协同实施下,农村老年群体多维剥夺状况及其动态变化特点,包括高多维剥夺水平的进入率 $P(1|0)$ 、退出率 $P(0|1)$ 、稳态概率及预期的持续期。表 8 中模型 I 的结果表明,参与并获取养老保障显著降低了农村老年人从高多维剥夺水平到低多维剥夺水平的退出率(0.424 下降到 0.402)。类似的,社会救助显著降低了农村老年人从高多维剥夺水平到低多维剥夺水平的退出率(0.425 下降到 0.392),且在 1%的水平上显著,但两种政策均未显著提高农村老年人从低多维剥夺水平进入高多维剥夺水平的风险。养老保障和社会救助政策的配套实施在 1%的水平上提高了农村老年人高多维剥夺水平的退出率(0.39 提高到 0.431),降低了发生高多维剥夺的稳态概率($0.052 < 0.154$),持续期更短($2.32 < 2.57$)。进一步考虑社会救助的实际水平对农村老年人群多维剥夺状况的具体影响,样本数据中社会救助的对数取值区间为 $[0, 11.55]$,基于此区间,分别计算相应的高多维剥夺水平的进入率、退出率、稳态概率及预期的持续期,结果与模型 I 基本一致,无论养老保障或是社会救助政策均未显著提高农村老年人从低多维剥夺进入高多维剥夺的风险,但显著降低了农村老年人高多维剥夺水平的退出率。在两种社会保障政策的协同作用下,能够显著提高农村老年人高多维剥夺水平的退出率(0.391 提高到 0.458),即有利于阻断多维剥夺的状态依存性,预防其陷入持续高多维剥夺的老年贫困。

五、结论与政策建议

本文基于潜变量马尔科夫模型(LMM)应用 2013~2018 年中国健康与养老追踪调查追踪数据,识别了中国农村老年人的非货币型多维剥夺形式及其动态特征,并采用动

表 8 养老保障和社会救助对农村老年贫困动态影响的概率分析

	Pr(0)	稳态概率	持续期	Pr(1)	稳态概率	持续期
模型 I						
养老保障						
P(1 0)	0.024(0.028)			0.046(0.046)		
P(1 1)	0.576*** (0.022)	0.053	2.360	0.598*** (0.040)	0.103	2.488
P(0 1)=1-P(1 1)	0.424			0.402		
社会救助						
P(1 0)	0.024(0.027)			0.059(0.057)		
P(1 1)	0.575*** (0.023)	0.053	2.354	0.610*** (0.051)	0.131	2.561
P(0 1)=1-P(1 1)	0.425			0.392		
养老保障 × 社会救助						
P(1 0)	0.061(0.052)			0.024(0.025)		
P(1 1)	0.611*** (0.052)	0.154	2.571	0.569*** (0.020)	0.052	2.320
P(0 1)=1-P(1 1)	0.390			0.431		
模型 II						
养老保障						
P(1 0)	0.025(0.019)			0.045(0.030)		
P(1 1)	0.579*** (0.019)	0.056	2.373	0.597*** (0.028)	0.100	2.484
P(0 1)=1-P(1 1)	0.421			0.403		
社会救助						
P(1 0)	0.025(0.019)			0.090(0.061)		
P(1 1)	0.579*** (0.019)	0.057	2.373	0.633*** (0.056)	0.197	2.728
P(0 1)=1-P(1 1)	0.421			0.367		
养老保障 × 社会救助						
P(1 0)	0.066(0.043)			0.010(0.010)		
P(1 1)	0.609*** (0.036)	0.144	2.555	0.542*** (0.032)	0.021	2.182
P(0 1)=1-P(1 1)	0.391			0.458		

注：由于模型 II 使用社会救助总价值的对数作为重要政策变量，属于连续变量，取值区间[0, 11.55]，对应的概率值计算基于该变量的实际取值区间进行估计。括号内数据为标准误。*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01。

态随机 Probit 模型研究当前中国社会保障体系对农村老年贫困的治理效果。结果表明：(1)农村老年人在健康、住房面积、供暖、社交活动和做饭燃料方面发生剥夺的概率显著更高，其中，社交剥夺和能源剥夺是区分农村老年人不同多维剥夺水平的主要维度，不仅存在显著的状态依存性，而且在不同程度上与其他剥夺维度相互影响。(2)教育是全面提高老年人福利的内生动力，可以消除农村老年人在物质和精神层面的社会排斥，降低高多维剥夺的状态依存性。(3)老年贫困不仅存在个体差异，也存在区域差异，究其原因，主要是中部和东部地区的经济发展水平、基础设施建设、医疗卫生公共服务和农村人居环境较中西部地区更为优越。(4)养老保障和社会救助虽然显著降低了农村老

年人从高多维剥夺水平到低多维剥夺水平的退出率,但未显著提高农村老年人从低多维剥夺水平进入高多维剥夺水平的风险,并且在养老保障覆盖的农村老年人群中实施社会救助政策,产生的政策协调效应可以显著提高农村老年人退出高多维剥夺水平的概率,改善农村老年人的货币型和非货币型多维剥夺状况,降低农村老年群体多维剥夺的状态依存性,阻断老年贫困。

目前,在继续夯实包括养老金和社会救助在内的输血型反贫困政策的同时,有必要开发和推广造血型社会救助项目,构建多维的反贫困政策体系,提高公共治理政策的弹性。具体包括:(1)建立健全老年贫困的识别和监测体系。从单一的收入贫困拓展到包括经济、健康、能力、心理、社交等在内多维剥夺的精准识别,针对老年人的异质性,有效实施“多维剥夺的多维治理”。(2)乡村振兴战略与老年贫困治理相结合。增加能源相关基础设施的公共投资,继续鼓励农村清洁能源和能源使用技术的推广,并实施适当的公共政策援助,缓解农村老年人面临的能源贫困,增加农户收入、提高教育和健康水平。(3)强化农村基层组织建设,以村集体为单位,探索社区支持型养老服务设施和项目的创新,为农村老年人尤其是失能老人和留守老人提供特别的医疗和护理服务,从“被动养老”过渡到“主动康养”,预防“因病返贫”。倡导终身学习理念及其制度建设,建立农村老年人教育培训、文化娱乐和关爱服务机制,推广互助养老模式,帮助老年人拓展社交网络,鼓励老年人积极参与并融入社会,应对老年人因教育文化水平与社会发展脱节所造成的社交剥夺现象。(4)在继续完善多支柱型农村养老保障的基础上,建设分层分类的社会救助体系,共同形成老年贫困治理的“双重防线”,不仅将绝对贫困的纯货币型救助转化为针对相对贫困的“物资+服务”型多元化救助,也有利于实现精准扶贫针对老年弱势群体的“普惠+特惠”效应的叠加,有效预防并治理老年贫困。

参考文献:

1. 樊丽明、解垠(2014):《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?》,《经济研究》,第8期。
2. 韩华为、徐月宾(2014):《中国农村低保制度的反贫困效应研究——来自中西部五省的经验证据》,《经济评论》,第6期。
3. 胡宏伟等(2012):《挤入还是挤出:社会保障对子女经济供养老人的影响——关于医疗保障与家庭经济供养行为》,《人口研究》,第2期。
4. 柳清瑞、刘淑娜(2019):《农村基本养老保险的减贫效应——基于PSM-DID的实证分析》,《人口与发展》,第3期。
5. 马瑜等(2016):《中国老年多维贫困的测度和致贫因素——基于社区和家庭的分层研究》,《经济问题》,第10期。
6. 解垠(2017):《养老金与老年人口多维贫困和不平等研究——基于非强制养老保险城乡比较的视角》,《中国人口科学》,第5期。

7. 解堃(2020):《中国多维剥夺与收入贫困》,《中国人口科学》,第6期。
8. 谢立黎等(2021):《多维贫困视角下中国老年贫困及对老化态度的影响》,《社会建设》,第1期。
9. 杨菊华(2019):《从物质到精神:后小康社会老年贫困的理论建构》,《社会科学》,第12期。
10. 张川川、陈斌开(2014):《社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据》,《经济研究》,第11期。
11. 朱火云(2017):《城乡居民养老保险减贫效应评估——基于多维贫困的视角》,《北京社会科学》,第9期。
12. 周钦等(2018):《社会保险对农村居民心理健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》,《中国经济问题》,第5期。
13. 张昭、杨澄宇(2020):《老龄化与农村老年人口多维贫困——基于 AF 方法的贫困测度与分解》,《人口与发展》,第1期。
14. Alkire S., Foster J.(2011), Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*. 95(7-8):476-487.
15. Caruso G., Sosa-Escudero W., Svarc M.(2015), Deprivation and the Dimensionality of Welfare: A Variable-Selection Cluster-Analysis Approach. *Review of Income and Wealth*. 61(4):702-722.
16. Cheng L., Liu H., Zhang Y., Zhao Z.(2018), The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme. *Journal of Comparative Economics*. 46(1):53-77.
17. Donni P.L.(2019), The Unobserved Pattern of Material Hardship and Health among Older Americans. *Journal of Health Economics*. 65(5):31-42.
18. Grotti R., Cutuli G.(2018), Xtpdyn: A Community-Contributed Command for Fitting Dynamic Random-Effects Probit Models with Unobserved Heterogeneity. *The Stata Journal*. 18(4):844-862.
19. Lawton M.P.(1983), Environment and Other Determinants of Well-being in Older People. *The Gerontologist*. 23(4):349-357.
20. Levy H.(2015), Income, Poverty, and Material Hardship among Older Americans. *Rsf the Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*. 1(1):55-77.
21. Moisisio, P.(2004), A Latent Class Application to the Multidimensional Measurement of Poverty. *Quality and Quantity*. 38(12):703-717.
22. Permanyer I.(2014), Assessing Individuals' Deprivation in a Multidimensional Framework. *Journal of Development Economics*. 109(4):1-16.
23. Pirani E.(2013), Evaluating Contemporary Social Exclusion in Europe: A Hierarchical Latent Class Approach. *Quality and Quantity*. 47(2):923-941.
24. Skrdal A., Rabe-Hesketh S.(2014), Handling Initial Conditions and Endogenous Covariates in Dynamic/Transition Models for Binary Data with Unobserved Heterogeneity. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*. 63(2):211-237.
25. Whelan C.T., Maître, B.(2005), Economic Vulnerability, Multi-Dimensional Deprivation and Social Cohesion in an Enlarged European Union. *International Journal of Comparative Sociology*. 46(3):215-239.

(责任编辑:朱 犁)