

农村非正规金融对多维资产贫困的减贫效应研究

——基于CFPS微观家庭调查数据的分析

周 强¹ 张全红²

(1.中南财经政法大学 经济学院,湖北 武汉 430073;2.湖北经济学院 经济与贸易学院,湖北 武汉 430205)

摘要:资产扶贫具有重要的主体培育和增能作用。本文在多维贫困理论和测度方法基础上构建了多维资产贫困指数,运用2012年和2014年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证分析了农村家庭资产贫困的特征事实和非正规金融的多维减贫效应。研究发现:农村家庭资产缺乏现象较为普遍,无论是低收入家庭还是高收入家庭的资产积累都不理想;农村土地与住房的资产效应太弱导致高收入家庭将财富转化为住房资产时遭受了更严重的“隐性剥夺”。农村非正规金融对家庭收入与资产积累产生了显著的逆向分配作用,其更多地有利于中高收入家庭而不利于中低收入家庭多维资产贫困的减缓,由此扩大了农村中高与中低收入家庭多维资产贫困不平等程度。据此,应着手构建资产扶贫的政策体系,这对于乡村振兴及资产扶贫赋予脱贫人口持续发展能力意义重大。

关键词:资产贫困;减贫效应;精准脱贫;非正规金融

中图分类号:F323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)04-0046-12

一、问题的提出与文献回顾

十八大以来,党中央把消除贫困、改善民生作为2020年农村改革发展的基本目标之一。党的十九大报告明确提出:“确保到2020年我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性整体贫困,做到脱真贫、真脱贫。”随着精准扶贫和精准脱贫战略的深入推进,中国的脱贫攻坚取得了突破性进展,农村收入贫困发生率从2012年的10.2%下降到2017年的3.1%^①。但同时我们也意识到农村贫困问题的长期性和复杂性,目前我国的扶贫标准是一个较低的生存贫困标准,这种基于较低收入贫困标准的扶贫政策试图通过提升收入和消费来提高贫困群体的福利水平,政策设计侧重于保护作用而非主体性培育^[1]。当前我国精准扶贫工作已进入攻坚克难阶段,普遍贫困问题基本

收稿日期:2019-03-20

基金项目:国家社会科学基金项目“可行能力视角下深度贫困人口发展及精准扶贫研究”(18BJL125);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“新时代乡村振兴与精准扶贫战略协调推进及政策优化研究”(2722019JCT007);中南财经政法大学中央高校基本科研项目“新制度经济学与中国经济转型研究”(412/31510000048)

作者简介:周 强(1989—),男,四川自贡人,中南财经政法大学经济学院讲师;
张全红(1970—),男,湖北北京山人,湖北经济学院经济与贸易学院教授。

得以解决,但如何确保脱贫家庭自我生存与发展,以及防范脱贫人口的再次返贫,赋予贫困人口长期可持续发展能力?这是本文研究的出发点。

事实上,在农村生产生活条件没有得到根本性改善的前提下,收入扶贫政策在贫困人口抵御疾病、抗击外部风险、弥补子女教育支出、缓解家庭困难等方面的作用有限,这意味着以收入为标准判定的脱贫家庭具有较高的贫困脆弱性和返贫率。现有研究表明,反贫困工作中现金转移支付的减贫绩效很弱,尤其对暂时性或短期贫困家庭的贫困脆弱性几乎没有任何影响^[2]。相比之下,资产扶贫具有帮助人们抵御风险和冲击的功能,有利于培育脱贫家庭的自我发展能力、提高家庭未来福利水平^{[3][4][5]}。基于此,国际学术界从家庭资产积累角度来测量和分析贫困的研究成果逐渐增多,而国内学者关于资产贫困(asset poverty)的研究还处于探索阶段。

资产贫困的概念最早由 Oliver 和 Shapiro(1990)提出,他们将“一个家庭缺乏充足资产以满足未来三个月基本需求时的状况”界定为资产贫困^[6]。无独有偶,Haveman 和 Wolff(2004)将资产贫困定义为“一个家庭或个体可获得的财富资源在一个确定时间内不足以满足自身基本需求的情况”^[7]。按照上述界定,国内学者王春萍(2008)、毕红静(2011)、刘振杰(2014)、邹薇和屈广玉(2017)等结合中国农村减贫现状,提出了从维持贫困家庭消费水平到促进其发展转变的扶贫思想,进而研究了“收入为主”向“资产为主”转变的扶贫救助机制^{[8][9][10][11]}。但是,以上研究并未深入探讨导致农村家庭资产缺乏的原因,也没有提出明确的资产贫困测度方法。游士兵和张颖莉(2017)的研究部分弥补了该领域研究的不足,他们在前人研究基础上梳理并归纳了资产贫困的概念及其测量问题^[12],但并未涉及资产贫困识别标准与临界值选取。

以上研究偏重于对资产贫困概念及其扶贫政策的解读,在资产贫困测度领域,国内近年来出现了一些实证分析成果。李佳路(2011)对 2009 年 30 个国家级重点贫困县家庭的资产展开分析,发现贫困家庭缺乏耕地和固定资产的现象较为严重^[13]。汪三贵和殷浩栋(2013)通过对内蒙古和甘肃两省的面板数据研究发现,通过资产反映的家庭贫困发生率更稳定,且能准确反映出家庭的整体福利水平,能够精准识别贫困的长期状态^[14]。周力和孙杰(2016)分析了农村固定观察点连片特困地区贫困家庭的资产长期变动^[15]。邓锁(2016)分析了中国城镇贫困家庭的资产状况,发现 2013 年城镇困难家庭因缺乏资产而极易陷入贫困^[16]。以上对家庭资产问题的研究,无论是理论还是实证方面,虽然将家庭资产与贫困相联系,但并没有进一步分析导致家庭资产贫困的原因,且对资产的多维属性及其贫困识别标准较少涉及。应该说,资产是一个多维的概念,具体包括物资资产、金融资产、人力资产、社会资本和自然资源等形态,这些资产不但可以产生收入和消费,还可以创造其他资产,并与家庭可持续发展能力紧密相连。因此,资产对农村家庭而言,不仅具有抵御或抗击风险的能力,而且具有重要的主体培育和增能作用,能够赋予农村家庭尤其是低收入家庭可持续发展能力。

此外,精准扶贫战略中农村资产积累与贫困减缓问题面临着诸多瓶颈与约束,其中,信贷约束问题尤为突出。一方面政府扶贫资金投入有限,另一方面农村正规金融机构发展面临多重困境。农村金融市场长期受制于金融缺位,而农户具有的信贷资产相对缺乏,造成正规金融机构与贫困农户之间长期处于信贷供需的“低收入均衡”陷阱中^{[17][18]},从而使得农村非正规金融逐步发展成为农户生产、生活融资的主要渠道^[19]。可见,如何强化农村发展过程中的金融服务,激发贫困人口内生动力,是解决脱贫人口持续发展能力培育问题的关键。鉴于此,本文将资产与贫困纳入统一分析框架,并从影响“能力贫困”的多维视角探析农村家庭资产剥夺的现状,并且在识别与测度农村家庭多维资产贫困及其变动趋势基础上,实证考察非正规金融发展对家庭资产积累的影响。与国内现有研究相比,本文可能的贡献是:第一,基于国际上通用的多维贫困理论与“双界限”测度方法构建了多维资产贫困指数,识别并测量了农村家庭多维资产剥夺程度及其动态变动趋势;第二,克服了既有研究忽视脱贫家庭收入异质性的问题,比较分析了不同收入水平家庭遭受多维资产剥夺的差异性及其原因;第三,实证研究方面,集中探讨了农村非正规金融发展对家庭多维资产贫困减缓的作用,进而剖析了非正规金融对家庭收入不平等与资产贫困的异质性作用机理,以期精准扶贫中农村金融发展和资产扶贫的深层

次推进提供理论依据和决策参考。

本文余下部分安排如下：第二部分对本文的研究方法、贫困维度选取与数据来源进行说明；第三部分识别并测度了家庭多维资产贫困及其动态变动趋势；第四部分在识别与测度资产贫困的基础上，重点探析了农村非正规金融对家庭多维资产贫困及其不平等的影响，且对结果进行了稳健性检验；最后为研究结论与政策建议。

二、研究方法、贫困维度与数据来源

(一)分析方法与识别思路

按照 Alkire 和 Foster(2011)的多维贫困理论和方法^[20]，首先，假设 x_{ij} 表示个体 i 在 $j(j=1, 2, \dots, d, d$ 为指标个数)项指标上的取值， z_j 表示在指标 j 上的被剥夺临界值标准。为确保不同时期贫困指标的可比性，我们假定在每个时点上相应指标 z_j 是相同的。此外，假设 $I_{ij}(z)$ 表示单项资产贫困指标的识别函数，当 $x_{ij} < z_j$ 时，有 $I_{ij}(z) = 1$ ，表示个体 i 在 j 项指标上属于资产贫困；反之，当 $x_{ij} \geq z_j$ 时， $I_{ij}(z) = 0$ ，表示个体 i 在 j 项指标上不属于资产贫困。

其次，引入多维贫困指标临界值 $k(0 \leq k \leq 100\%)$ ，且加总(加权后)的指标剥夺维度值用 $c_i(k)$ 表示，有 $c_i(k) = \sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j)$ 。其中， $\omega_j(0 < \omega_j \leq 1)$ 为指标 j 的权重，且有 $\sum_{j=1}^d \omega_j = 1$ 。假定 $q_i(k)$ 为多维资产贫困的识别函数，如果 $c_i(k) \geq k$ ，则判定为多维资产贫困，此时 $q_i(k) = 1$ ；否则， $q_i(k) = 0$ 。其中，多维资产贫困识别方法是按照两个临界值进行分步判定，通过计算各指标的加权剥夺得分来识别多维资产贫困。因此，我们基于以上 Alkire 和 Foster 多维贫困的分析思路，构建了加总的多维资产贫困指数 $A_P(k)$ ：

$$A_P(x_{ij}, z_j, k, \omega_j) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n c_i(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k) \cdot \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \quad (1)$$

按照传统多维贫困指数分解原理，我们进一步将多维资产贫困综合指数分解为：

$$A_P(x_{ij}, z_j, k, \omega_j) = \frac{\sum_{i=1}^n q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k)}{n} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k) \cdot \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j)}{\sum_{i=1}^n q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k)} \quad (2)$$

式(2)中， $\sum_{i=1}^n q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k) / n$ 表示多维资产贫困发生率指数，用 $A_H(k)$ 表示；而 $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k) \cdot \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) / \sum_{i=1}^n q_i(\sum_{j=1}^d \omega_j I_{ij}(x_{ij} < z_j) \geq k)$ 部分则表示多维资产平均被剥夺深度指数，用 $A_A(k)$ 表示，同时，该指数也体现了家庭资产的被剥夺状况，是家庭资产贫困不平等的反映。可见，综合的多维资产贫困指数 $A_P(k)$ 由给定临界值下的 $A_H(k)$ 指数和 $A_A(k)$ 指数决定。这表明，多维资产贫困程度下降，源于资产贫困发生率下降，或资产贫困的被剥夺程度降低，抑或二者共同减小。因此，资产贫困发生率下降并不表示家庭资产贫困的不平等程度改善，我们在关注家庭资产贫困程度下降的同时，不能忽视资产维度被剥夺差异导致的不平等程度问题。

(二)维度、指标与权重说明

目前，在多维资产贫困研究中，还没有统一可参考的维度和指标贫困标准^②。那么，在具体维度与指标选取时，我们主要关注资产具有的两项重要属性：维持和发展。一方面，“维持”属性主要体现在资产变现能力上，确保家庭具有稳定的收入来源^{[21](P42)}，帮助家庭在面临外部风险冲击时降低贫困脆弱性。所以，我们设定了可变现资产维度，但限于农村家庭在资产收益方面数据不可得，所以采用是否获得财产性收入这一定性指标替代。同时，选取衡量维持家庭生活能力的住房和耐用品等保障性指标。另一方面，“发展”属性体现福利改善和可行能力发展，是家庭在抵御外部冲击的基础上，确保家庭自身可持续生计与发展的能力，尤其关注对家庭未来持续、稳定发展能力的衡量^[22]。因此，我们借鉴 Caroline(1998)、Haveman 和 Wolff(2004)、李佳路(2011)、汪三贵和殷浩栋(2013)等国内外研究中有关家庭资产与贫困的理论解读^{[3][7][13][14]}，同时，考虑到中国农村家庭贫困现实和微观

数据的可获得性,选取了促进家庭未来可持续发展的耕地和生产性固定资产指标,以分析家庭抵御风险和提升福利水平的能力。需要说明的是,土地资产方面的耕地指标以人均耕地面积衡量最佳,人均耕地面积小于2亩,视为耕地贫困。但是,限于CFPS调查中该项指标数据无法获得,本文将“农村家庭任一成员长期缺乏耕地”识别为家庭在该项指标上遭受了剥夺(排除了农村经营大户家庭成员土地缺乏的情况),并作为人均耕地的替代指标,用于识别家庭在土地自然资源方面的贫困状况。

综上,将资产在“维持”与“发展”双重属性下的特征,归纳为物质资产(住房、耐用品和生产性固定资产)、土地资产和可变现资产3个维度5项指标(见表1)。需要说明的是,Carter和Zimmerman(2000)、Filmer和Scott(2012)等研究者使用金融资产来定义家庭中的可变现资产,他们更加强调股票、基金、债券等金融资产对家庭的影响^{[23][24]},然而本文的分析对象为农村家庭,由于中国农村金融市场发展还极不完善,且农村家庭缺少投资金融资产的需求和动机,所以本文没有考虑家庭的股票、基金、国债和外汇等可变现资产的拥有情况,而是采用农村家庭过去一年中是否获得财产性收入作为替代指标。关于权重,我们采用当前国内外普遍认可的维度与指标等权重法,即在维度等权重的条件下,再在各维度下给予每个指标相同的权重。这种等权重方法权衡了各指标对家庭资产贫困贡献度的大小,且确保不同年度数据测度结果的可比性。

表1 家庭资产的维度、指标及被剥夺临界值

维度	指标	指标说明	数据类型	指标权重
物质资产(1/3)	住房	住房材质,房屋结构为土坯、土窑洞等视为贫困	离散型,贫困=1	1/9
	耐用品	家中彩色电视机、冰箱、电话和摩托车等耐用品一项也没有的视为贫困	离散型,贫困=1	1/9
	生产性固定资产	家中生产性汽车、大中小型拖拉机、胶轮大车、三轮车等一项也没有的视为贫困	离散型,贫困=1	1/9
土地资产(1/3)	农用耕地	家庭任一成员长期缺乏耕地视为贫困 ^③	离散型,贫困=1	1/3
可变现资产(1/3)	财产性收入	家中没有任何财产性收入视为贫困	离散型,贫困=1	1/3

注:括号内数字为维度权重,最后一列的指标权重是在维度等权重的基础上再等权重获得的。

(三)数据来源说明

本文数据来源于北京大学中国社会科学调查中心开展的“中国家庭追踪调查数据(CFPS2010~2016年)”,该数据作为一项全国性、综合性的社会跟踪调查项目,长期跟踪收集了中国25个省(市/自治区)中105个县(区、县级市)的146个行政村的个体和家庭样本,每年可用样本大约为1.6万个。调查内容包括家庭收入、支出、资产、人口、住房、交通、健康和认知能力等主题,克服了大部分微观调查数据存在调查对象层次单一化和调查内容局限性的问题,同时也满足了本文对家庭资产数据的基本要求,对分析家庭资产动态变动具有很好的代表性。该调查从2010年至今总共开展了四轮全国调查,分别为2010年、2012年、2014年和2016年,其中,对家庭资产方面的调查,主要涵盖了家庭现有住房和房产、土地、耐用品与农业机械、金融资产和债权债务等方面的信息。2010年为首次调查,相关变量缺失较为严重,而2016年的调查结果到目前仅公布了部分指标数据,因此我们选择较为稳定的2012年和2014年作为分析样本。本文研究对象为家庭,在对原始数据的预处理中,直接删除了异常值和缺失值数据。

三、家庭多维资产贫困动态变动分析

(一)各资产指标贫困发生率及原因分析

表2为农村不同收入组家庭各维度下资产贫困发生率的变动情况。不难发现,2012~2014年间各项指标贫困发生率呈下降趋势,但除了耐用品指标外,其他指标的贫困程度仍然很高。其中,农村家庭在可变现资产维度上处于普遍贫困状态,90%以上的家庭处于无任何可变现资产的困难处境,同时也反映了当前中国农村家庭贫困脆弱性高,尤其是家庭抗外部风险能力差的问题存在普遍性。同时,农村家庭借助可变现资产实现增收的作用不明显,在2012~2014年间,通过可变现资产获得的财产

性收入降低的贫困发生率不到 1 个百分点,表明家庭在资产收益方面的减贫成效甚微,家庭未来通过自我发展脱贫的难度较大,同样也说明脱贫家庭的未来发展能力欠缺,脱贫质量有待进一步提高。

从家庭物质资产维度来看,生产性固定资产贫困较为严重,2012 年和 2014 年的贫困发生率分别为 60.76%和 53.35%。生产性固定资产贫困反映的是农村家庭在农业生产过程中的现代机械化设备使用情况,是对当前农村地区农业现代化程度与务农家庭农业生产效率的间接反映。但是,统计发现仍然有一半以上的家庭不能使用现代农用机械设备,说明过半的农村家庭在农业生产上长期处于低生产效率困境。这一方面与当前农村土地分散化经营有关,另一方面反映了农村家庭缺乏对生产性固定资产长期投资的理念。此外,家庭耐用品和住房两项指标贫困发生率相对较低,尤其是耐用品资产方面,农村地区已基本实现了家用电器的全覆盖。总体而言,农村家庭尤其是低收入家庭的生产性固定资产和可变现资产积累相对缺乏,从而导致这部分家庭长期处于资产贫困或资产匮乏状态,这正是当前农村地区脱贫家庭存在高脆弱性和高返贫率的原因所在。

表 2 农村不同收入组家庭各资产指标的贫困发生率(%)

指标	2012 年					2014 年				
	全样本	最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%	全样本	最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%
农用耕地	11.88	8.11	8.62	9.39	16.46	9.47	5.62	3.89	8.18	16.54
住房	17.14	17.74	15.32	13.11	9.41	14.64	20.56	18.34	12.87	8.64
耐用品	1.86	3.58	0.56	0.90	0.23	1.09	2.32	0.69	0.27	0.14
生产性固定资产	60.76	63.56	55.04	55.49	60.09	53.35	55.04	50.47	50.5	55.74
财产性收入	91.20	93.81	92.20	90.31	86.04	90.32	92.27	89.91	89.79	82.31

注:不含家庭土地流转后没有耕地的情况;分样本中按照农村家庭收入水平进行四分位数划分,依次选取了最低收入 25%分位数、中下收入 25%分位数、中上收入 25%分位数和最高收入 25%分位数。

进一步分析不同收入组下家庭多维资产贫困发生率变动发现,不同收入分位数上均存在多维资产贫困家庭,但致贫原因存在明显差异。统计发现,农村最低 25%收入组家庭主要靠务农或就近打零工谋生,而选择外出务工的比例相对较低。中低收入农村家庭将土地资产作为家庭主要收入来源之一,购置了基本的生产性固定资产。相比而言,农村最高 25%收入组家庭中有接近 10%~15%比例的家庭财富积累到一定程度后实现非农化转移,且主要依靠外出务工或个体经营,这部分家庭的收入来源主要是工资或利润,其收入是最低 25%收入组的 11 倍左右。他们将积累起来的财富用于农村住房投资^①,缺乏对基本土地或生产性固定资产的积累。然而,从农村现实与本文数据分析可知(图 1),中国农村房产并不能有效地转化为增值的资产,且不具有任何的保值增值功能。相反,农村住房建造成本较高,而建成后呈现出迅速贬值趋势,建成后的住房市值缩水十分严重。例如,不同收入组下的农村家庭住房建造成本是建成后住房市值的 2~2.5 倍,农村地区中高收入组家庭所积累的住房财产收入效应并不能有效地发挥出来。这是因为中国农村住房市场不完善,导致农村住房不具有长期投资价值,进而造成农村家庭将积累的财富转化为住房资产时遭受了较为严重的“隐性剥夺”。当然,这种“隐性剥夺”是农村家庭消费习惯与文化习俗所致,是追求住房需求带来的“社会地位”“面子意识”基础上的消费能力损失,同时也是农村资产市场不完善所致。

可见,农村住房与土地资产表现出的特殊性,加上中国农村外出务工收入显著高于在家务农,综合导致农村中高收入家庭重短期财富积累而忽视长期有发展特征的财产积累现象。需要指出的是,不

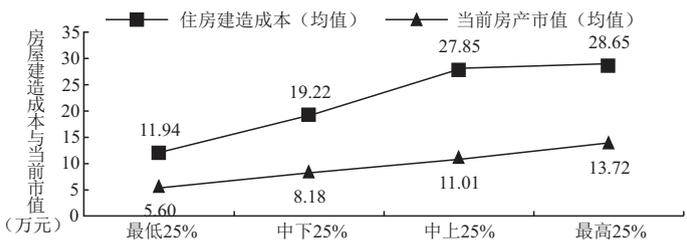


图 1 不同收入组下农村家庭住房建造成本与建成后市值差异(2014 年)

同收入分位数水平上的多维资产贫困发生率,是在各收入分位数组内测算的。可见,不同收入阶层内部的资产贫困存在着多维不平等现象,这意味着相同收入组内家庭的资产积累差异很大,而高收入组家庭的多维资产被剥夺程度更为突出,主要表现在农用耕地与生产性固定资产方面。当然,以上分析结果并非意味着中高收入组家庭一定就比中低收入组家庭落入多维资产贫困的可能性更大,而是反映了不同收入组中家庭多维资产贫困内部不平等差距的扩大,并且这种不平等在高收入家庭内部更明显。

(二)多维资产贫困与被剥夺深度测度

表 3 揭示了农村家庭在资产贫困方面的被剥夺广度与深度,也反映了农村家庭落入多维资产贫困所遭受的“剥夺痛苦”。结果显示,有 90% 以上家庭的资产遭受了 1 项及以上指标贫困剥夺(k=20%),有近一半以上农村家庭资产遭受了 2 项及以上指标剥夺(k=40%),而 4 项及以上同时处于资产贫困的家庭比例较小,低于 2% 的水平(k=80%)。这表明农村家庭存在着普遍的资产贫困现象,但具有相对性。其中,4 项及以上同时处于资产贫困的家庭基本属于那些收入处在深度贫困的群体,这部分人群主要是那些因残、因病、缺乏劳动力等赤贫人口。目前,高维资产贫困家庭基本能够达到当前精准扶贫“两不愁”的目标,但要实现未来发展中的“三保障”相对较难,所以政府长期的“输血式”政策兜底保障是这部分家庭得以脱贫的关键。进一步,我们分析了考察期间农户的收入贫困发生率,按照国家收入贫困线(人均 2300 元/年,2010 年不变价格)测算,2012 年家庭收入贫困发生率为 20.41%,2014 年为 19.56%,都要高于官方公布的统计结果,但仍然远低于临界值为 20% 和 40% 时的资产贫困发生率。可见,从资产方面反映的农村家庭贫困程度及其不平等现象更为严重,且绝大部分低收入家庭很难积累足够的资产,从而导致这部分家庭在面临外部风险时更容易成为长期贫困人口。

表 3 家庭多维资产贫困程度及其贫困发生率变动(%)

临界值	指数	2012 年	2014 年	2012~2014 年
k=20%	M	41.90	40.02	-1.88
	A	45.55	43.73	-1.82
	H	91.99	91.53	-0.46
k=40%	M	31.55	27.61	-3.94
	A	52.00	51.14	-0.86
	H	60.67	53.99	-6.68
k=60%	M	8.69	6.76	-1.94
	A	78.44	76.16	-2.28
	H	11.08	8.87	-2.21
k=80%	M	1.55	0.85	-0.70
	A	89.15	89.04	-0.11
	H	1.74	0.96	-0.78

注:M 表示加总的多维资产贫困指数,即 A_P(k);A 表示多维资产贫困被剥夺深度指数,即 A_A(k);H 表示多维资产贫困发生率指数,即 A_H(k)。

四、实证分析:非正规金融对多维资产贫困的影响

在识别并测度农村家庭多维资产贫困后发现,不同收入组家庭资产贫困与维度剥夺存在较大差异。鉴于此,本文进一步从收入异质性视角探析家庭资产贫困及其不平等的影响因素。应该说,影响农村家庭资产贫困的因素众多,且在精准扶贫时期解决农村资产积累与贫困减缓的实践中遇到了诸多问题,而信贷约束制约农村发展的问题尤为突出。可见,资产积累除了与收入紧密相关外,还在很大程度上受到融资环境的影响。由于我国农村家庭在面临经济困难时的信贷选择,主要以亲戚朋友间的信用借贷为主,所以我们着重分析农村非正规金融对家庭资产贫困和资产不平等的影响。

(一)模型选取与变量说明

本文将家庭面临经济困难、个体经营周转或住房改善等经济困难时,主要从亲属、朋友、民间借贷或个人以及非银行正规金融机构等获得借款视为非正规金融借贷。应该说,非正规金融借贷的优势在于其建立在农户社会关系和家庭资产积累的基础上,这种关系一方面是以亲缘关系为基础,另一方面是农户间长期博弈和彼此信任的过程。在分析非正规金融对资产贫困不平等的影响时,本文选取多元线性回归模型,被解释变量为家庭多维资产被剥夺程度,反映了家庭在资产不平等问题上的差异。具体的基础回归模型如下:

$$Y_{ij}(x_{ij}, \beta) = a + X_{ij}\beta + \text{contr}_{ij}\sigma + \epsilon_{ij} \quad (3)$$

式(3)中, X_{ij} ($i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, d$) 为主要解释变量, contr_{ij} 为来自不同层面的控制变量, β 和 σ 为待估计系数, ϵ_{ij} 为误差项。此外, 在分析非正规金融对家庭多维资产贫困的影响时, 被解释变量为家庭多维资产贫困状况(或资产各指标贫困状况)。此时, 被解释变量为虚拟变量, 则引入 $\Lambda(a + X_{ij}\beta + \text{contr}_{ij}\sigma)$ 逻辑累积分布函数, 选取 Logit 回归模型。该模型除被解释变量不同以外, 核心解释变量和控制变量与模型(3)基本保持一致。

为了获得较为稳健与一致的估计结果, 我们尽可能地控制了来自地区层面、村级层面和家庭层面等多方面的影响因素。例如, 家庭所在地的地区变量, 如地形地貌特征(高山、平原、丘陵等); 村级层面的信息, 如村庄(社区)整体经济水平、村道路状况等; 家庭层面的信息, 如家庭支出负担(用每天同灶吃饭人口数与家庭总人口数的比例来衡量)、户主受教育程度、户主年龄、户主性别和户主户口等。具体的变量选取和描述性统计详见表 4。

表 4 变量说明及描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
非正规金融	经济困难时主要以民间借贷为主, 赋值 1	12618	0.459	0.498	0	1
户主受教育程度	户主受教育程度分类, 以文盲(包括小学未毕业)为对照组	11755	2.212	1.064	1	6
户主性别	户主的性别, 男性=1	12203	0.543	0.498	0	1
户主年龄	户主的年龄(岁)	12203	48.540	15.495	16	99
户主户口	户主的户籍类型, 农业户籍=1	12014	0.933	0.250	0	1
日常支出负担	每天同灶吃饭人口数/家庭总人口数	12644	0.865	0.365	0.111	6
村经济状况	所在村集体收入的对数	11794	4.097	5.341	0.1	15.607
居住地偏远程度	到本村(社区)最近商业中心(或集镇)的时间(分钟), 取对数	12106	2.804	1.073	0	7.272
村道路整洁度	村级道路整洁程度, 取值 1~7 分别表示很差到很好	12308	4.131	1.415	1	7
村地形地貌	所在村的地貌特征(分类), 对照组为丘陵地貌	12309	2.787	1.575	1	6

注: 非正规金融变量中的非银行正规金融机构不含地下钱庄、高利贷组织等; 户主受教育程度分为文盲(含小学未毕业)、小学毕业、初中毕业、高中或职高毕业、大专毕业、大学及以上毕业等六类; 村集体经济状况变量中, 按照农村 CPI 指数将 2014 年村集体收入数据剔除价格因素平减到 2012 年可比价格; 部分家庭样本中存在支出负担系数大于 1 的情况, 原因可能是被调查家庭子女(已出嫁或成家)长期和父母同住, 或外出务工后由分居老人照顾子女的情况, 这部分样本占总样本的 5.29%, 在稳健性检验时剔除了这部分样本; 村地形地貌变量中, 按照家庭所在村的地形地貌分为丘陵、高山、高原、平原、渔村和其他等六类。

(二) 实证结果与分析

1. 非正规金融的多维资产减贫效应分析。接下来, 我们实证考察非正规金融对家庭多维资产贫困及其不平等程度的影响, 同时分析家庭所在地区与村庄(社区)情况、家庭层面因素的减贫作用(见表 5)。分析结果表明: (1) 农村非正规金融具有显著资产减贫效应, 且相比低维临界值, 在高维临界值下非正规金融的多维减贫效应更大。(2) 户主受教育程度越高, 家庭多维资产贫困发生率越低, 且随着户主受教育水平的提升, 教育对资产贫困的影响存在明显的递增效应, 尤其是高中及以上受教育水平的户主, 能大大降低家庭陷入多维资产贫困的可能性。受教育程度是家庭人力资本水平高低的有效衡量指标, 反映了家庭未来的收入能力, 这体现了教育带来的潜在收入效应。同样, 受教育程度也是对家庭综合能力的间接反映, 高学历家庭获得身边亲友支持的可能性将大大提高。(3) 家庭日常支出负担对较严重资产贫困家庭有显著的正向影响, 即日常生活消费支出越大的家庭, 遭受多维资产贫困剥夺的程度越深, 且随着家庭维度剥夺份额的增加, 遭受的贫困“痛苦”程度也上升了。

其实, 从多维资产贫困的致贫因素中, 很难剖析出不同收入组家庭资产积累的获益性差异, 尤其是忽略了非正规金融借贷行为对不同收入组家庭的异质性影响。那么, 农村不同收入组家庭资产积累分布差异较大, 民间非正规金融是否有利于穷人的资产积累呢? 这是本文进一步关注的核心问题。表 6 显示, 农村非正规金融借贷对不同收入组家庭产生了差异化效应, 提高了中下 25% 收入组家庭陷入多维资产贫困的可能性, 而降低了中上 25% 收入组和最高 25% 收入组家庭的多维资产贫困可能性。多维资产不平等程度方面, 农村非正规金融对中低收入组家庭多维资产不平等影响不显著, 而显

著缩小了中高收入组家庭的资产不平等,即扩大了两者之间的多维资产不平等程度。可见,农村地区的非正规金融虽建立在亲缘关系和长期信任基础之上,但非正规金融同样具有类似正规金融对借贷对象的正向选择机制,呈现出明显的“亲富人”特征,只是二者的作用机理不同而已。综上,我们发现,非正规金融对中高收入与中低收入家庭产生了明显的异质性资产减负效应,主要是改善了中高收入家庭和高收入家庭的资产贫困及其不平等,而对中低收入家庭的资产减贫没有促进效应。这样一来,农村非正规金融显著扩大了家庭间资产积累及其不平等差距,并且表现出低收入家庭资产“补贴”高收入家庭资产的逆向分配现象,从而形成了农村地区非正规金融与资产积累间的“马太效应”。

表 5 2012~2014 年非正规金融、教育等对多维资产贫困的影响

变量	k=20%	k=40%	k=60%	k=80%
非正规金融	-0.159** (0.073)	-0.076* (0.040)	-0.389*** (0.080)	-0.353*** (0.087)
小学毕业	-0.179* (0.100)	-0.285*** (0.053)	-0.355*** (0.102)	-0.305*** (0.111)
初中毕业	-0.372*** (0.102)	-0.425*** (0.055)	-0.375*** (0.107)	-0.262** (0.116)
高中/职高毕业	-0.632*** (0.132)	-0.688*** (0.078)	-0.858*** (0.161)	-0.703*** (0.170)
大专毕业	-1.195*** (0.270)	-0.627*** (0.194)	-0.482 (0.307)	-0.275 (0.320)
本科及以上学历	-1.086** (0.432)	-1.182*** (0.301)	-0.878** (0.445)	-0.580 (0.450)
日常支出负担	0.144 (0.103)	0.068 (0.055)	0.475*** (0.081)	0.479*** (0.085)
村级道路	-0.061** (0.026)	0.011 (0.014)	0.001 (0.029)	0.028 (0.031)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	3.905*** (0.348)	1.182*** (0.193)	-0.224 (0.292)	-0.878*** (0.316)
样本量	11136	11136	11136	11136
准 R ²	0.0240	0.0193	0.1512	0.1749

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。其他控制变量包括地区层面、村级层面和家庭层面的信息,如村庄(社区)所在地的地形地貌、村庄(社区)经济状况、户主性别、户主年龄、户主户口等变量。

表 6 不同收入组下非正规金融对多维资产贫困的影响

变量	最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%
非正规金融	-0.071 (0.073)	0.174** (0.075)	-0.266*** (0.083)	-0.248** (0.114)
Logit 回归: 对多维资产 贫困的影响	控制变量 是	控制变量 是	控制变量 是	控制变量 是
常数项	1.169*** (0.398)	1.818*** (0.418)	1.549*** (0.415)	1.065** (0.495)
样本量	3560	3105	2609	1423
准 R ²	0.0168	0.0192	0.0280	0.0439
非正规金融	-0.011 (0.009)	0.012 (0.009)	-0.038*** (0.010)	-0.037** (0.015)
线性回归: 对多维资产 不平等的影响	控制变量 是	控制变量 是	控制变量 是	控制变量 是
常数项	0.454*** (0.045)	0.626*** (0.049)	0.556*** (0.049)	0.483*** (0.064)
样本量	3560	3105	2609	1423
R ²	0.0390	0.0520	0.0790	0.1160

注:该表在 k=40%下识别并测度;***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号内为稳健标准误;控制变量包括地区层面、村级层面和家庭层面的信息,如村庄(社区)所在地的地形地貌、村庄(社区)经济状况、村庄(社区)道路情况、户主性别、户主受教育程度、户主年龄、户主户口和家庭支出负担等变量。下表同。

2. 非正规金融影响资产的收入渠道效应。由以上分析可知,非正规金融的差异化效应更多地有利于中高收入家庭资产的积累而不利于中低收入家庭多维资产贫困的减缓。农村家庭寻求非正规金融,绝大部分原因是出现了收不抵支的困难,而家庭经济状况又是家庭资产积累的前提。那么,为了探寻非正规金融借贷如何影响不同收入组家庭的收入状况,进而考察非正规金融影响资产的收入渠道效应,我们对不同收入分位数家庭做了进一步分析(见图2)。图2结果表明,非正规金融促进了中高收入家庭的收入改善,而对中低收入家庭经济状况没有显著的影响。其中,非正规金融对农村家庭收入在第53分位数之后均产生了显著的正向影响,而在53分位数(包含第53分位数)以前的回归结果均不显著。这意味着,中高收入家庭从农村非正规金融借贷中获益更多,而中低收入家庭并未从非正规金融中获得利益。基于以上分析可知,非正规金融的逆向分配效应扩大了农村家庭间的收入不平等,其主要是通过增收效应促进了中高收入家庭的财富积累和多维资产减贫,而对中低收入家庭并未产生相应的影响。

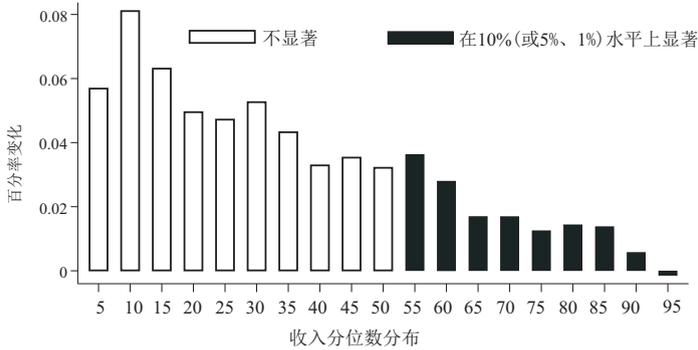


图2 2012~2014年非正规金融对农村家庭不同分位数收入的影响

注:每个条形图代表一个相应分位数下非正规金融对收入的回归估计结果,其中,被解释变量为第*i*分位数家庭收入的对数,浅色条形图表示回归结果不显著,深色条形图表示回归结果在10%(或5%、1%)水平上显著。值得一提的是,上图是建立在从收入第1分位数到第99分位数回归模型基础之上的,总计回归了100个收入分位数模型,但限于图形大小及篇幅,我们仅罗列了每隔5个百分位的收入分位数,即第5分位数、第10分位……第95分位的回归结果。其中,在第53分位数之后的回归结果(即图中的第55分位数之后的条形图)均在10%(或5%、1%)水平上显著,而在53分位数(包含第53分位数)以前的回归结果均不显著。

(三)稳健性检验

农村非正规金融与农村家庭资产贫困之间,可能存在逆向因果效应,即非贫困家庭有更大可能获得亲朋好友的借贷支持,并且,缺乏资产的家庭很难获得正规金融的支持,所以不得不寻求民间的非正规金融。其次,除了本文已控制的主要变量外,家庭资产贫困还可能受到其他不可观测因素的影响,如社会网络关系、户主专业技能、社会政治资本等因素。逆向因果或遗漏变量都会导致模型的内生性,进而引起估计结果不一致。基于此,我们考虑利用工具变量法(IV)缓解可能存在的内生性问题,进而检验模型回归结果的稳健性。如果能找到一个与非正规金融密切相关,但与遗漏变量不相关的工具变量,则可以识别出非正规金融对资产贫困及其不平等影响的因果效应。鉴于此,我们考虑将家庭居住地到本村(社区)最近商业中心(或集镇)所花费的时间作为工具变量,原因在于农村家庭所在地离本村(社区)商业中心越远,该村(社区)家庭接触正规金融机构的可能性就越小,村(社区)内部家庭间的“邻里”或“亲缘”关系在借贷中的作用相对而言会更强,说明家庭所在地到本村(社区)最近商业中心所花费的时间与非正规金融密切相关,满足工具变量法的相关性条件。另外,家庭所在地村庄(社区)是一项外生于家庭及其成员特征的村级层面变量,因而基本满足工具变量法的外生性假设。

回归检验发现,虽然Shea偏 R^2 统计量结果相对较低(在0.1左右)^⑤,但Cragg-Donald Wald F统计量均超过了13.32(均超过了10),从而很大程度上可以排除弱工具变量问题。IV估计结果显示(见表7),除对最低25%收入组家庭的影响不显著外,非正规金融提高了中下25%收入组家庭陷入

资产贫困的可能性,但显著降低了中上 25%收入组与最高 25%收入组家庭的多维资产贫困,并且对收入分组越高的家庭作用效果越明显。与此同时,非正规金融降低了最高 25%收入组家庭的多维资产不平等程度,但对其他收入组家庭影响不显著。可见,稳健性检验结果与表 6 回归估计结果、非正规金融作用方向等均基本一致,再次论证了本文的研究发现,即农村非正规金融很大程度上具有收入与资产积累的逆向分配效应,这种逆向分配效应更多地有利于中高收入家庭资产的积累而不利于中低收入家庭多维资产贫困的减缓。

表 7 稳健性检验 (IV 估计)

变量		最低 25%	中下 25%	中上 25%	最高 25%
对不同收入组家庭多维资产贫困的影响	非正规金融	-0.247 (0.197)	0.082* (0.047)	-0.138** (0.063)	-0.238** (0.106)
	控制变量	是	是	是	是
	常数项	0.942*** (0.106)	1.030*** (0.036)	1.076*** (0.100)	0.968*** (0.130)
	调整 R ²	0.253	0.289	0.316	0.347
	Cragg-Donald Wald F 统计量	96.506	65.035	30.840	13.320
	样本量	3428	3017	2531	1388
对不同收入组家庭多维资产不平等的影响	非正规金融	-0.064 (0.108)	-0.054 (0.042)	-0.094 (0.065)	-0.112*** (0.033)
	控制变量	是	是	是	是
	常数项	0.439*** (0.060)	0.517*** (0.068)	0.416*** (0.076)	0.450*** (0.065)
	调整 R ²	0.167	0.165	0.175	0.201
	Cragg-Donald Wald F 统计量	98.997	70.616	32.165	13.471
	样本量	3428	3017	2531	1388

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内为稳健标准误。

此外,我们进一步剔除了最低 10%或最高 10%收入组家庭样本,对非收入贫困但属于多维资产贫困的样本进行比较分析发现,获得非正规金融的家庭比没有获得非正规金融的家庭更能有效降低多维资产贫困的发生率及其不平等程度,并且这种效应同样有利于更高收入水平的家庭。总之,无论是采用统计检验中的分样本分析,还是采用计量方法中减缓内生性的 IV 估计,分析结果均支持了本文的研究结论。可见,非正规金融对家庭多维资产贫困的确产生了显著的异质性效应,并且,基础模型中难以规避的内生性问题在一定程度上高估了非正规金融对不同收入组家庭多维资产贫困发生率的影响,但低估了非正规金融对高收入家庭多维资产不平等的减缓作用。

五、结论和政策建议

本文基于中国家庭追踪调查 2012 年和 2014 年两期农村样本数据,对农村家庭多维资产贫困及其变动趋势进行了测度,在此基础上进一步揭示了非正规金融对农村家庭多维资产贫困的差异化减贫效应,并采用 IV 估计方法进行了稳健性检验。研究发现:(1)农村家庭资产贫困现象较为普遍,无论是低收入家庭还是高收入家庭的资产积累都不理想。(2)农村住房的资产效应太弱,很大程度上导致了高收入家庭将积累的财富转化为住房资产时遭受了较为严重的“隐性剥夺”。(3)农村地区非正规金融对家庭资产积累产生了很强的逆向分配效应,非正规金融的逆向分配效应主要是有利于中高收入尤其是最高收入 25%组家庭的资产贫困减缓,而不利于中低收入家庭减贫,进而显著扩大了高收入与低收入家庭的获益不平等差距。

不难发现,以收入为标准的扶贫政策未能完全揭示家庭致贫的原因、致贫的类型与贫困脆弱性,并且很难保证脱贫家庭的脱贫质量和持续发展能力。相比而言,资产具有维持与发展的功能,在抵御外部风险冲击、培育家庭可持续发展能力、实现家庭消费平滑、赋予低收入家庭可行能力和社会地位等方面具有重要作用。基于以上研究结论,我们提出以下政策建议:第一,在乡村振兴与精准扶贫协

调推进时期,理应着手构建以多维资产积累为目标的扶贫政策体系,包括建立多维资产指标体系及“资产—收入”双贫困线标准。这是因为,收入贫困指标只反映了低收入者的贫困状况,而那些处在非收入贫困但绝大部分资产指标遭受剥夺的家庭并没有在收入贫困指标中体现出来。这意味着,收入因素很难解释农村家庭多维资产贫困的主要原因,这也是当前收入贫困在识别和测度家庭贫困时的主要缺陷,忽视了脱贫家庭未来持续发展的能力。第二,建立微观资产调查数据库,尝试设立“个人发展账户”并将精准扶贫中的贫困补贴部分地注入该账户,促进贫困补贴向低收入家庭资产积累转型,实现精准脱贫家庭的持续与稳定发展。第三,大力推动农村地区小额信贷的发展,放宽农村地区低收入家庭小额信贷门槛,以弥补农村非正规金融对资产贫困和多维不平等的逆向分配效应。其中,以“资产”为目标的反贫困发展是一项长期、持久的工作,这要求家庭、政府和社会三者协调配合和共同努力,相关政策也理应更多地倾向于资产缺乏的困难家庭户,有效地帮助这部分人口脱离贫困的同时赋予其平等的发展机会,从而有效地培育出脱贫家庭长期稳定的发展能力。

注释:

①数据来源于《2018年国务院政府工作报告》(http://www.gov.cn/premier/2018-03/22/content_5276608.htm)。

②由于国内外还没有多维资产贫困维度和指标选取(含临界值)的统一标准,且有关资产贫困的研究相对较少,所以在衡量资产贫困的维度和指标及其临界值的确定方面可能存在争议,这是本领域研究需继续深入的地方。

③该指标临界值中的“长期缺乏”主要根据中国农村土地政策中的“增人不增地、减人不减地”长期稳定政策判定,具体指标识别时,将“长期租用他人土地且不用支付任何租金”的情况初步识别为“家庭存在耕地缺乏的可能”,最终确定是否存在“耕地缺乏问题”,还要结合CFPS调查中“任一家庭成员是否分配到农用耕地”等其他几项指标综合判定。其中,排除性指标选取了CFPS家庭面访问卷中的“FS2和FS3”两项指标,用于排除家庭可能因为出租土地或经历土地征用而缺乏耕地的情况。识别指标选取了“FS1、FS4和FS401”三项指标,用于识别家庭任一成员没有分配到土地或缺乏土地而租用他人耕地,且用“租用土地不支付任何租金”指标排除农村经营大户可能的租地行为。

④本文的研究并未考虑户口为农业户籍而在城里进行住房投资的这部分家庭。

⑤目前,Shea 偏 R^2 统计量值多低才构成弱工具变量,尚无统一共识。

参考文献:

- [1] 边恕,冯梦龙,孙雅娜.中国农村家庭资产贫困的测量与致因[J].中国人口科学,2018,(4):54—67.
- [2] 樊丽明,解垚.公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?[J].经济研究,2014,(8):67—78.
- [3] Caroline, M. The Asset Vulnerability Framework: Reassessing Urban Poverty Reduction Strategies[J]. World Development, 1998, 26(1): 1—19.
- [4] Gittleman, M., Wolff, E. N. Racial Difference in Patterns of Wealth Accumulation[J]. Journal of Human Resource, 2004, 39(1): 193—227.
- [5] Brandolini, A., Magri, S., Smeeding, T. Asset-Based Measurement of Poverty[J]. Journal of Policy Analysis and Management, 2010, 29(2): 267—284.
- [6] Oliver, M.L., Shapiro, T.M. Wealth of a Nation: At Least One Third of Households Are Asset-Poor[J]. The American Journal of Economics and Sociology, 1990, 49(2): 129—150.
- [7] Haveman, R., Wolff, E.N. The Concept and Measurement of Asset Poverty: Levels, Trends and Composition for the U.S., 1983—2001[J]. Journal of Economic Inequality, 2004, 2(2): 145—169.
- [8] 王春萍.可行能力视角下资产积累的社会救助政策探讨[J].社会科学辑刊,2008,(6):49—52.
- [9] 毕红静.我国农村反贫困政策创新研究[J].前沿,2011,(19):140—143.
- [10] 刘振杰.以发展的新思维促进农村贫困治理[J].人口与发展,2014,(2):76—86.
- [11] 邹薇,屈广玉.“资产贫困”与“资产扶贫”——基于精准扶贫的新视角[J].宏观经济研究,2017,(5):69—73.
- [12] 游士兵,张颖莉.资产贫困测量问题研究进展[J].经济学动态,2017,(10):145—158.
- [13] 李佳路.农户资产贫困分析——以S省30个国家扶贫开发重点县为例[J].农业技术经济,2011,(4):13—18.
- [14] 汪三贵,殷浩栋.资产与长期贫困——基于面板数据的2SLS估计[J].贵州社会科学,2013,(9):50—57.
- [15] 周力,孙杰.气候变化与中国连片特困地区资产贫困陷阱[J].南京农业大学学报(社会科学版),2016,(9):55—64.
- [16] 邓锁.城镇困难家庭的资产贫困与政策支持探析——基于2013年全国城镇困难家庭调查数据[J].社会科学,2016,(7):75—86.
- [17] 徐秋艳,西力艾里·要勒巴司,谭斌.边疆少数民族连片特困地区多维贫困测度及空间分异——以新疆和田地区为例[J].湖北民族学院学报(哲学社会科学版),2017,(3):91—97.

- [18] 许月丽,翟文杰.农村金融补贴政策功能界定:市场失灵的弥补意味着什么? [J].金融研究,2015,(2): 131—147.
- [19] 张兵,张宁.农村非正规金融是否提高了农户的信贷可获得性? ——基于江苏 1202 户农户的调查[J].中国农村经济,2012,(10):58—68.
- [20] Alkire, S., Foster, J. E. Counting and Multidimensional Poverty Measurement[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7): 476—487.
- [21] 迈克尔·谢若登.资产与穷人[M].北京:商务印书馆,2005.
- [22] Sen, A.K. Poverty: An Ordinal Approach to Measurement[J]. Econometrica, 1976, 44(2): 219—231.
- [23] Carter, M.R., Zimmerman, F.J. The Dynamic Cost and Persistence of Asset Inequality in an Agrarian Economy[J]. Journal of Development Economics, 2000, 63(2): 265—302.
- [24] Filmer, D., Scott, K. Assessing Asset Indices[J]. Demography, 2012, 49(1): 359—392.

(责任编辑:易会文)

(上接第 35 页)

- [23] Ting, H.I., Huang, P.K. CEOs' Power and Perks: Evidence from Chinese Banks[J]. Journal of Economics and Business, 2018, 97(3): 19—27.
- [24] Mullen, E., Monin, B. Consistency versus Licensing Effects of Past Moral Behavior[J]. Annual Review of Psychology, 2016, 67(1): 363—385.
- [25] Iwasaki, T., Otomasa, S., Shiiba, A., et al. The Role of Accounting Conservatism in Executive Compensation Contracts[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2018, 45(9): 1139—1163.
- [26] 蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].管理世界,2018,(5):137—149.
- [27] 郑志刚,孙娟娟, Rui Oliver.任人唯亲的董事会文化和经理人超额薪酬问题[J].经济研究,2012,(12): 111—124.
- [28] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. The Economic Consequences of Legal Origins[J]. Journal of Economic Literature, 2008, 46(2): 285—332.
- [29] 王小鲁,樊纲,余静文.中国分省份市场化指数报告(2016)[M].北京:社会科学文献出版社,2017.
- [30] Doidge, C., Karolyi, G. A., Stulz, R. M. Why do Countries Matter So Much for Corporate Governance? [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 86(1): 1—39.
- [31] Meng, X. H., Zeng, S. X., Xie, X. M., Qi, G. Y. The Impact of Product Market Competition on Corporate Environmental Responsibility[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2016, 33(1): 267—291.
- [32] 张传财,陈汉文.产品市场竞争、产权性质与内部控制质量[J].会计研究,2017,(5):75—82.
- [33] 焦健,刘银国,刘想.股权制衡、董事会异质性与大股东掏空[J].经济学动态,2017,(8):64—75.
- [34] 沈艺峰,李培功.政府限薪令与国有企业高管薪酬、业绩和运气关系的研究[J].中国工业经济,2010,(11): 130—139.
- [35] 潘敏,刘希曦.“限薪令”对企业内部薪酬差距激励效果的影响研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版), 2016,(3):65—72.
- [36] 翟胜宝,徐亚琴,杨德明.媒体能监督国有企业高管在职消费么? [J].会计研究,2015,(5):57—63.

(责任编辑:胡浩志)