

---

# 政府投入与扶贫效果：多多益善，还是因地制宜？

## ——基于四川省宜宾市388个贫困村的实证研究

王昊月 马文杰<sup>1</sup>

**【摘要】** 本文根据四川省宜宾市388个贫困村的调研数据,采用固定效应面板门限模型对政府扶贫资金在不同经济发展程度的贫困村中的扶贫效果进行了实证分析。研究发现,在全村人均年收入较低的贫困村,政府扶贫资金占比与贫困人口人均年收入增长率显著正相关。在这些地区,市场失灵较为严重,政府在扶贫资金投入方面应该起主导作用。而在全村人均年收入较高的贫困村,政府扶贫资金占比与贫困人口人均年收入增长率显著负相关。在这些地区,政府的资金投入应该主要起引导作用,撬动民间资本参与扶贫。否则,政府资金投入比例过大,反而会“挤出”民间资本,削弱民间资本参与扶贫的积极性,降低政府资金的扶贫效率。本文的研究结论对于政府提高精准扶贫效果具有借鉴意义。

**【关键词】** 政府扶贫 扶贫效果 精准扶贫 市场失灵

**【中图分类号】** F303 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1003—7470 (2019)—10—0078 (07)

**【作者】** 王昊月 上海财经大学金融学院 上海市 200433

马文杰 教授 博士生导师 上海财经大学金融学院 上海市 200433

### 一、引言

自改革开放以来,“三农”问题就是党和国家工作的重心之一与学界的研究热点。2014年,中国开始实施精准扶贫;2017年党的十九大报告指出,要坚决打好精准脱贫攻坚战;2019年3月9日,总书记在两会期间再次强调各级政府的责任与领导体制,重申2020年全面脱贫的目标。但是,与艰巨的扶贫任务相比,政府扶贫资金数量有限,如何提高政府资金的扶贫效果具有重要意义。

现有扶贫文献主要研究了扶贫资金的来源、监管与使用效率。在资金来源方面,陶诚等比较了不同类型信贷资金的扶贫效果;<sup>(1)</sup> 申云等对比金融机构直接融资与建立在产业扶贫之上的链式融资,发现后者有更好的减贫效果。<sup>(2)</sup> 资金来源既定后,需要考虑的便是怎样使用资金能最大化扶贫效果;刘伟将扶贫项目分为开发式与补贴式,发现只有开发式扶贫项目能够显著提高农户的收入水平。<sup>(3)</sup> 刘冬梅发现按照扶贫资金投入分类时,用于种养业的资金增收增产的作用显著好于用于其它类别的资金;<sup>(4)</sup> 同时,扶贫

---

<sup>1</sup>本文系国家重点研发计划“绿色技术转移转化科技金融体系建设研究与示范”(编号:2017YFC0212904)、国家自然科学基金面上项目“定向增发的折价策略及其‘支持’与‘掏空’机制:理论与实证”(编号:71672107)的阶段性研究成果。

过程中政府对资金的监管与审计工作也同样具有重要意义并受到学者关注。<sup>(5)</sup><sup>(6)</sup>可以看出现有文献对扶贫主体的研究不够充分,政府与社会扶贫主体的角色有何不同?政府应当如何参与扶贫才能最大化扶贫攻坚合力?

此外,由于农业生产具有极大的不确定性与时空上的分离性,<sup>(7)</sup>农地、农房流动性受到限制,农村普遍具有市场失灵的问题,现有文献从多个角度对此做了研究:许月丽与翟文杰从城乡二元经济体制的角度,界定了农村金融补贴政策弥补市场失灵的功能;<sup>(8)</sup>秦浩与李志更评价了鼓励高校毕业生去农村工作的政策对农村劳动力市场失灵的缓解作用;<sup>(9)</sup>夏益国等人针对财政补贴如何矫正农村保险市场的市场失灵问题进行了分析并提出建议。<sup>(10)</sup>相较于一般农村,贫困村经济条件更加落后,存在更严重的信息不对称与市场失灵,这对社会扶贫主体的参与有何影响?

为了回答以上问题,本文建立门限回归模型,将贫困村按照经济发展程度分组,首先研究了在各组贫困村,政府扶贫资金占比对扶贫效果的影响,讨论扶贫应当由政府扶贫资金主导还是社会扶贫资金主导。然后比较了各组贫困村的市场失灵程度以及政府扶贫资金对社会扶贫资金的引导效果。从而为政府扶贫资金的投入提供建议,丰富现有研究,并为精准扶贫工作提供参考。

## 二、理论分析与假设提出

本文将社会扶贫资金定义为银行扶贫资金、企业扶贫资金、个人扶贫资金之和。政府扶贫资金的投入较为集中,周期长,多用于基础设施建设、危房改造、技能培训等项目;社会扶贫资金的投入较为分散,弹性大、对回报要求较高,多用于扶贫产业。经济相对较好的贫困村通常由于缺乏抵押物而存在较高风险,同时因为基础设施建设与商业生态较差而具有较低投资收益,所以社会扶贫资金流入较少。故这类贫困村的扶贫工作应当由政府扶贫资金主导,致力于基础设施建设以及商业环境、抵押物储备的改善。而经济相对较好的贫困村,由于具备良好的抵押物与基础设施、商业生态,所以社会扶贫资金流入较多,且政府扶贫资金的流入会进一步降低风险,激励社会扶贫资金的进入。考虑到扶贫资金的约束与效率,政府在这些地方可以适当引导社会扶贫资金,但应当由后者主导,在进一步脱贫的同时给社会主体带来盈利并把政府扶贫资金用于经济发展更落后的贫困村,提升扶贫的社会总效用与效果的可持续性。

基于此,提出假设1:在经济相对较好的贫困村,政府扶贫资金占比越低,扶贫效果越好;反之亦然。

政府搜集村民个人信息更加便捷与精准;企业、银行、个人等社会主体因为缺乏强制力与正当性,搜集人际关系、身体健康等影响村民劳动力与偿还能力等潜在影响投资风险与回报的信息有更高的成本与更低的准确性,通常只能通过村民的抵押物、村庄的基础设施、商业环境等便于观察的硬信息进行判断。在经济相对较好的贫困村,抵押物的缺乏与基础设施、商业环境的落后会严重影响社会主体的投资信心,他们对扶贫的投资更加谨慎与小心,且由于无法搜集个人信息进一步判断投资风险与收益,只能通过贫困村的整体经济情况进行判断。因此政府扶贫资金的进入可能会让企业与银行更加怀疑贫困村的经济发展前景,从而调高对贫困村的风险预期,同时进一步降低收益预期,从而导致政府扶贫资金激励作用的下降,存在严重市场失灵。所以相对于政府主体,社会主体具有更加严重的信息不对称性,存在对于落后贫困村的偏见。

而在经济相对较差的贫困村,充足的抵押物与良好的基础设施、商业环境让企业无需进一步搜集信息便可对投资决策进行分析,信息不对称得到缓解。故在政府加大资金投入时不会引起对贫困村投资回报的怀疑,反而由于政府扶贫资金进入会降低风险,会产生正向激励。并且较为富有的地区的城投企业更容易发行债券,参与扶贫。

基于此,提出假设2:在经济相对较差的贫困村,政府扶贫资金对社会扶贫资金有负外部性;反之亦然。

## 三、数据来源与模型设定

### 1. 数据来源

本文研究对象为四川省宜宾市的贫困村。宜宾市属国家乌蒙山连片特困地区,其中的屏山县是国家乌蒙山连片特困贫困村县,高县、筠连县、珙县、兴文县是四川省乌蒙山连片特困贫困村县。自新阶段扶贫开发以来,宜宾市紧扣“设施扶贫、产业脱贫、政府兜底、造血奔小康”的总体取向,取得了卓越的成绩,贫困发生率从2011年的18.7%下降到2014年的8.4%,农民可支配收入从5132元上升到9035元。2014年精准扶贫开始后,宜宾市政府“坚持区域扶贫攻坚与精准扶贫两轮驱动”,2017年贫困发生率下降至2.3%,农民可支配收入上升至14063元。此外,由于宜宾市五个贫困县具有不同的禀赋,故宜宾市不同区县政府、乡镇政府、村委会有多元化的扶贫参与方式。将宜宾市的贫困村作为样本,便于在控制宜宾市政策的内生影响后,研究政府在不同贫困村的不同参与模式对扶贫效果的不同影响。综上,鉴于宜宾市精准扶贫的显著成果与差异化扶贫模式,其政府参与模式及对应影响值得借鉴与思考。

本文数据来自所调查的贫困村或其所在乡镇扶贫办公室,样本包含宜宾市4个贫困县与1个非贫困县共388个贫困村从2014年至2017年的数据,鉴于脱贫不脱帮政策,即贫困村脱贫后扶贫仍然继续,文章将2014年评定但在搜集数据时已脱贫的村也纳入考量。数据类型包含全村人均年收入、全村人口数、贫困户人均年收入、贫困人口数量,以及政府扶贫资金、银行扶贫资金、企业扶贫资金、个人扶贫资金以及各用途资金(基础设施建设、危房改造、实物补贴、货币补贴、技能培训)的使用情况;同时还包含贫困户的识别与调整流程(时间、参与单位)以及边缘贫困户的数量、识别与调整流程。

## 2. 模型设定

为验证假设1,文章采用面板门限回归模型,如果拟合结果为两组,模型可以表示为:

$$\begin{aligned} \text{Dincome}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{GovcapR}_{it} I(\text{Tincome}_{it} \leq T) \\ & + \alpha_2 \text{GovcapR}_{it} I(\text{Tincome}_{it} > T) + \alpha_3 \text{Tpopul}_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $i$  表示贫困村,  $t$  表示年份,考虑到两点原因,本文将全村人均年收入  $\text{Tincome}$  作为代表贫困村相对经济发展水平的变量。一,全村人均年收入最能代表该村经济状况,直接影响社会扶贫主体对于“扶贫投资”的信心,从而决定社会扶贫主体参与扶贫的程度,因此对市场失灵程度有较大影响。二,贫困人口数、贫困人口人均年收入等贫困指标与全村人均年收入所代表的整体经济情况具有较强相关性,对政府决策的影响可以在一定程度上由后者代替。 $I()$  为门限虚拟变量,括号内成立时取1,其他时候取0。

此外,本文以贫困人口收入增长率  $\text{Dincome}$  (贫困人口今年的平均收入减去去年的平均收入,再除以去年的平均收入) 作为因变量;政府扶贫资金占比  $\text{GovcapR}$  与  $I()$  的乘积作为解释变量,政府扶贫资金占比越大,表明政府参与扶贫力度越强,越具有主导地位,反之亦然。全村总人口数  $\text{Tpopul}$  (万人) 作为控制变量。由于作为门限变量的人均年收入只能区分贫困村的平均发展情况,无法反应贫困村的经济体量,而经济体量对政府、社会主体参与扶贫的方式与程度也有重大影响,所以全村总人口数  $\text{Tpopul}$  作为控制变量,控制了经济体量的影响,是一个理想的控制变量。

为验证假设2,将贫困村按照(1)中所拟合的人均收入门限进行分组,进行如下回归:

$$\begin{aligned} \text{NGcap}_{it} = & \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 \text{Govcap}_{it} + \beta_2 \text{Govcap}_{it}^2 + \beta_3 \text{Tpopul}_{it} & \text{Tincome} > T \\ \sigma_0 + \sigma_1 \text{Govcap}_{it} + \sigma_2 \text{Govcap}_{it}^2 + \sigma_3 \text{Tpopul}_{it} & \text{Tincome} \leq T \end{cases} \end{aligned} \quad (2)$$

由于每个村的人数不同,所以考察人均资金量比资金总量更具有科学性与实践价值。其中,NGcap为人均社会扶贫资金数量,等于银行扶贫资金、企业扶贫资金、个人扶贫资金之和的人均值,Govcap<sub>it</sub>为人均政府扶贫资金数量。考虑到政府扶贫资金数量对社会扶贫资金数量的外部性会随政府扶贫资金数量的改变而改变,此处将人均政府扶贫资金数量的二次性纳入考量。其他变量的含义与设定与模型(1)相同。变量的描述性统计(见表1)。

表1 变量描述性统计

变量	指标说明	均值	标准差	样本量
Dincome	贫困人口今年的平均收入减去去年的平均收入,再除以去年的平均收入	0.206	0.159	1200
GovcapRI(Tincome > 6500)	GovcapR为府资金占GovcapR,I为门限虚拟变量,括号内成立时取1,其他时候取0	0.680	0.387	546
GovcapRI(Tincome ≤ 6500)	GovcapR(1-I(Tincomeit > 6500))	0.579	0.466	654
NGcap	人均社会扶贫资金数额(万元/人)	0.134	0.412	1200
Govcap	人均政府扶贫资金数额(万元/人)	0.608	1.240	1200
Govcap2	Govcap的平方	1.900	7.544	1200
Tpopul	全村人口数(万人)	0.138	0.066	1200
Tincome	全村人均年收入(万元)	0.706	0.277	1200

### 3. 模型选取以及检验

文章采用面板门限回归模型以产生分组研究的效果,从而为政府在不同的贫困村如何因地制宜进行扶贫提供建议。由于样本所用面板数据跨度为3-4年,时间跨度较短,可以忽略序列相关问题,只需结合F检验与Hausman检验对固定效应模型、混合效应模型、随机效应模型进行检验并选择对应门限回归模型。

由于门限变量取值未知,在OLS方法最小化残差平方和进行估计会导致门限变量的估计值非正态,<sup>(11)</sup>我们效仿Hansen,利用门限变量估计值的一致性,采用似然比统计量LR对门限 $\gamma$ 的取值进行检验,<sup>(12)</sup>原理如下:

$$H_0: \gamma = \gamma_0 \quad H_a: \gamma \neq \gamma_0$$

$$LR_1(\gamma) = \frac{\{LR_1(\gamma) - LR_1(\tilde{\gamma})\}^2}{\hat{\sigma}^2} \rightarrow \epsilon$$

$$Pr(x < \epsilon) = (1 - e^{-\frac{\epsilon}{2}})^2$$

给定显著性水平  $\alpha$ , 下限对应于LR的最大值, 小于  $\alpha$  分位数; 并且上限对应于LR中的最小值, 小于  $\alpha$  分位数。分位数可以从以下的反函数计算:

$$c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$$

当  $LR_1(\gamma) > c(\alpha)$  时拒绝  $H_0$ 。

检验门槛效应等价于检验门槛模型和线性模型的系数是否相同, 同样仿照Hansen, 构造如下F统计量对门槛效应进行检验:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad H_a: \beta_1 \neq \beta_2$$

$$F_1 = \frac{(S_0 - S_1)}{\hat{\sigma}^2}$$

$S_0$  是线性模型的残差平方和,  $S_1$  是门槛模型的残差平方和。在  $H_0$  下, 即接受线性模型, 不具有门槛效应时,  $F_1$  具有非标准渐近分布, 对F统计量的临界值使用bootstrap方法检验门槛效应的显著性。特别地, Hasen建议的bootstrap设计如下:

第一步: 在  $H_0$  的假设下进行拟合并获得残差  $\tilde{e}_k$ 。

第二步: 通过簇重采样对残差  $\tilde{e}_k$  进行替换。

第三步: 在  $H_0$  假设下的数据创造 (GDP) 过程中产生一个新的序列,  $y_{it}^* = X_{it}^* \beta + v_{it}^*$ , 其中  $\beta$  可以取任意值。

第四步: 在  $H_0$  与  $H_a$  的假设下拟合模型并计算F统计量。

第五步: 重复前四步bootstrap的次数, F的概率为  $Pr = I(F > F_1)$ , 即所有次数中大于  $F_1$  出现的F的占比。

## 四、实证结果分析

### 1. 在不同经济水平的贫困村, 政府扶贫资金占比对扶贫效果的影响

首先以贫困人口年收入增长率作为被解释变量, 政府扶贫资金占比作为解释变量, 全村人口数作为控制变量进行F检验与Hausman检验, 结果发现在1%的显著性水平下拒绝了混合效应模型与随机效应模型, 故本文采用固定效应面板门限模型。回归结果以6500元全村人均年收入为单门限, 在1%的显著性水平上拒绝了线性模型与多门限模型, 变量系数 (见表2)。

表 2 不同地区政府扶贫资金占比对扶贫效果的影响

被解释变量 Dincome	
GovcapRI (Tincome <sub>it</sub> ≤ 6500)	0.107*** (0.043)
GovcapRI (Tincome <sub>it</sub> > 6500)	-0.132*** (0.064)
Tpopul	0.461*** (0.112)
观测值	1172

注:括号内为标准差;\*、\*\*、\*\*\*分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平,控制了村与时间的固定效应,由于篇幅限制不予报告。

结果显示,政府扶贫资金占比对贫困人口人均年收入增长的影响在经济水平不同的贫困村具有显著差异:经济较落后的地区(全村人均年收入低于6500元)由于缺乏抵押物而具备较高风险,同时因为基础设施建设与商业生态较差而具有较低收益,所以政府当在这些贫困村充当主导角色,大量投资基础设施建设与危房改造。这有利于贫困人口年收入的提高,故政府扶贫资金在扶贫资金总额中的占比对贫困人口人均年收入的提高有显著正向影响。反之经济较发达的地区(全村人均年收入高于6500元)已经具备良好的抵押物与基础设施、商业生态,社会扶贫资金会为了盈利自发带来就业与产出,改善贫困状况;政府扶贫资金会压缩社会扶贫资金的利润空间,所以对贫困人口人均年收入的提高有显著负向影响,所以应当实现政府、市场和社会有机结合,<sup>(13)</sup>带来持续增长。因此在这些贫困村,政府应当让企业、银行、个人等社会扶贫主体在这些贫困村的扶贫工作中充当主导角色,动员全社会参与扶贫,在进一步脱贫的同时给社会主体带来盈利。

## 2. 政府扶贫资金对社会扶贫资金的外部性

本文此处将贫困村按照全村人均年收入是否高于6500元分为高低两组,同样进行F检验与Hausman检验,结果发现在1%的显著性水平下拒绝了混合效应模型与随机效应模型,且门限效应检验的P值为0.003,存在显著的一阶门槛效应,回归结果(见表3)。结果显示在全村人均年收入不高于6500元的贫困村,当人均政府扶贫资金少于2.34万时,人均政府扶贫资金对人均社会扶贫资金具有负外部性,会阻止社会投入扶贫资金。只有当人均政府扶贫资金高于2.34万时,政府扶贫资金才会激励社会投入扶贫资金。特别地,当人均政府扶贫资金少于1.17万时,人均社会扶贫资金随着人均政府扶贫资金的增加而减少,即政府出资越多,对社会扶贫资金的动员效果越差。而在全村人均年收入高于6500元的贫困村,人均政府扶贫资金对人均社会扶贫资金具有正外部性。

结果证明经济落后的贫困村具有较严重的市场失灵,这是因为在经济较落后的贫困村,非政府社会主体因为缺乏强制力与正当性,无法搜集人际关系、身体健康等影响村民劳动力与偿还能力等潜在影响投资风险与回报的信息,只能通过贫困村的整体经济水平进行判断,而政府扶贫资金的进入会加深社会主体对贫困村的投资回报的怀疑。严重不足的政府扶贫资金(人均政府扶贫资金低于1.17万)会让非政府社会主体低估贫困村的投资收益,从而拒绝或减少投资,导致社会扶贫资金受到的排斥随人均政府扶贫资金的增多而变强。当人均政府扶贫资金高于1.17万时,政府扶贫资金的进一步进入会降低社会主体的风险预期,使负外部性得到缓解,只有当人均政府扶贫资金高于2.34万时,政府扶贫资金才会对社会扶贫资金产生激励作用。而在经济较为发达的贫困村,政府扶贫资金对社会扶贫资金具有显著的激励作用,人均社会扶贫资金随着人均政府扶贫资金的增加而增加,说明这些贫困村不存在由信息不对称带来的市场失灵。

以上结论也说明,由于经济落后的贫困村存在市场失灵,政府扶贫资金对社会扶贫资金的激励效果较差,故需要政府在扶贫

中充当主导角色,且扶贫资金的投入应达到一定的规模才会起作用;<sup>(14)</sup>而经济相对发达的贫困村不存在市场失灵,政府扶贫资金对社会扶贫资金具有很好的激励效果,加之扶贫资金监督与管理费用的增加可能会降低扶贫效果并增加寻租成本,加重财务恶化;<sup>(15)</sup><sup>(16)</sup>所以政府在这些地区适当出资便可产生“撬动”作用,成为扶贫事业的启动器,<sup>(17)</sup>对社会扶贫资金进行引导,鼓励全社会参与扶贫,不仅有助于贫困改善,还能给参与扶贫的社会主体带来收益,与(1)的回归结果一致。

表3 不同地区政府扶贫资金数量对社会扶贫资金数量的影响

被解释变量 NGcap		
解释变量	Tincome≤6500	Tincome>6500
Govcap	-0.035*** (0.012)	-0.025 (0.098)
Govcap <sup>2</sup>	0.015*** (0.032)	0.059*** (0.019)
Tpopul	0.691** (0.352)	0.577*** (0.211)
观测值	794	746

注:括号内为标准差;\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平,控制了村与时间的固定效应,由于篇幅限制不予报告。

## 五、结论与政策建议

### 1. 结论

本文使用宜宾市388个贫困村的数据,选取固定效应面板门限模型,以全村人均年收入作为门限变量,研究在经济水平较高与经济水平较低的贫困村,政府扶贫资金占比对贫困人口人均年收入增长的不同影响,说明政府在不同贫困村的扶贫工作中应承担的不同角色。此外,文章比较了不同经济发展程度的贫困村的市场失灵程度,以及政府扶贫资金对非政府扶贫资金的外部性。研究结果表明:第一,在经济水平不同的贫困村,政府扶贫资金占比对贫困人口收入增加的作用显著不同。在全村人均年收入较低的贫困村,政府扶贫资金占比越高,贫困人口人均年收入增长越快。这些贫困村配套设较差且商业环境的恶劣,市场失灵严重,社会扶贫主体认为投资扶贫预期收益较低,不会进入扶贫。在全村人均年收入较高的贫困村,政府扶贫资金占比越高,贫困人口人均年收入增长越慢,这是由于较好的配套设施与经商环境缓解了市场失灵,带来了较高回报预期,社会扶贫主体为了追逐利润会主动参与扶贫。过高的政府扶贫资金占比一方面会挤占社会资本的利润空间,导致资金效率下降;另一方面会导致经济落后的贫困村的扶贫资金投入不足,从而导致扶贫效果的下降。第二,不同的抵押资产、基础设施情况导致了不同贫困村具有不同程度的市场失灵。个人、企业、银行等社会主体参与扶贫的意愿不同,政府扶贫资金对社会扶贫资金的引导效果不同。在经济水平较差的贫困村,一方面由于抵押资产、基础设施较差;另一方面社会扶贫主体搜集影响投资回报的村民个人信息成本高且精度低,所以社会扶贫主体只能通过贫困村的整体经济水平进行判断。当人均政府扶贫资金低于一定额度时,政府扶贫资金的存在会调高社会扶贫主体对扶贫投资的风险预期,从而挤出社会扶贫资金;特别地,只有当人均政府扶贫资金超过一定额度时,人均政府扶贫资金的进一步上升才会降低社会扶贫主体的风险预期,从而提高人均社会扶贫资金,并当人均政府扶贫资金进一步提高后,人均政府扶贫资金对人均社会扶贫资金的外部性才会由负转正。经济水平较高的贫困村具有较为良好的抵押资产、配套设施,人均政府扶贫资金的增加会降低社会扶贫主体的风险预期,从而带动社会扶贫资金的增加,使信息不对称性与市场失灵情况得到极大缓解。

### 2. 政策建议

---

基于本文的实证研究,对政府因地制宜参与扶贫提出以下建议:第一,经济较差的贫困村市场失灵较为严重,抵押物与基础设施的缺乏导致社会资本不愿参与扶贫,政府扶贫资金对社会扶贫资金的激励作用较弱,所以政府应当承担主导角色,投资基础设施建设与危房改造,致力于全村抵押资产、配套设施、经商环境的改善。第二,在经济较好的贫困村,良好的抵押资产、配套设施极大程度削弱了社会主体的信息不对称,使其愿意为了利润进行扶贫投资,此时政府应当合理利用对社会扶贫资金的外部性,避免挤占社会主体的利润空间,把扶贫资金统筹调拨给经济水平较低的贫困村,并做好资金监管与招商引资工作,实现全社会共同参与扶贫,在脱贫的同时给扶贫参与者带来利润。

#### 参考文献:

- (1) 陶诚,耿光颖,周浩.安徽省金融扶贫效果实证研究——基于空间动态面板模型[J].金融纵横,2017,(04).
- (2) 申云,彭小兵.链式融资模式与精准扶贫效果——基于准实验研究[J].财经研究,2016,(09).
- (3) 刘伟,黎洁,李聪等.西部山区项目扶贫的农户收入效应——来自陕西安康的经验证据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2014,(06).
- (4) 刘冬梅.中国政府开发式扶贫资金投放效果的实证研究[J].管理世界,2001,(06).
- (5) 刘静.完善扶贫资金审计的对策研究[J].审计研究,2016,(05).
- (6) 寇永红,吕博.财政扶贫资金绩效审计工作现状及改进措施[J].审计研究,2014,(04).
- (7) Shenoy A. Market Failures and Misallocation[J]. Journal of Development Economics, 2017, (05).
- (8) 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, (02).
- (9) 秦浩,李志更.市场失灵、政府责任与政策考量——以鼓励高校毕业生到农村基层工作为例[J].中国行政管理,2016,(07).
- (10) 夏益国,孙群,盛新新.以财政补贴校正农业保险市场失灵[J].经济纵横,2015,(05).
- (11) Hansen B E. Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis [J]. Econometrica, 1996, (03).
- (12) Hansen B E. Threshold effects in nondynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, (12).
- (13) 谢平,徐忠.公共财政、金融支农与农村金融改革——基于贵州省及其样本县的调查分析[J].经济研究,2006,(04).
- (14) 张新伟.扶贫政策低效性与市场化反贫困思路探寻[J].中国农村经济,1999,(02).
- (15) 陈凡,杨越.中国扶贫资金投入对缓解贫困的作用[J].农业技术经济,2003,(06).

---

(16) 程杰. 寻租成本、财务恶化与村级贫困——基于扶贫重点村S村的财务支出凭证[J]. 中国农村经济, 2007, (05).

(17) 刘冬梅. 中国政府开发式扶贫资金投放效果的实证研究[J]. 管理世界, 2001, (06).