

农村金融发展的减贫效应及其影响机理

——基于江西省1990-2016年统计数据的分析

孔凡斌 陆雨 许正松

【摘要】：农村金融发展可以直接或间接地缓解贫困，实现贫困人口扶贫减贫目标。我国贫困人口多数分布在经济欠发达的地区，因此，在经济欠发达地区发展农村金融，推动贫困人口脱贫致富，意义重大。本文以经济欠发达的江西省为例，选取农村金融发展规模和发展效率指标，利用1990-2016年的统计数据，构建动态分析模型，分析江西省农村金融发展的减贫效应及其作用机理。研究表明，江西省金融发展效率的提升对贫困减缓有较为显著的正向促进作用，金融发展规模的扩大对短期减贫效果不明显，但有明显缓解贫困的长期效果。最后提出，改变“漫灌式”扶贫，提高金融扶贫精准性、优化信贷结构，降低贫困户的信贷门槛等完善农村金融扶贫政策、提升扶贫绩效的对策建议。

【关键词】：金融发展；减贫效应；VAR；脉冲响应分析

【中图分类号】：F320 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1006-5024（2019）03-0154-07

一、引言

多年来，我国一直在“反贫困”问题上进行探索，扶贫模式由最初的“救济式扶贫”到“开发式扶贫”，由“区域性扶贫”到“整村推进”，由“扶贫入户”再到如今的“精准扶贫”^[1]。我国农村的贫困人口从2000年的9422万人已减少到2016年的1342万人，减少8080万人，农村贫困发生率也从2000年的10.2%下降到2016年的1.9%，减少8.3个百分点，扶贫事业取得了巨大成就。为坚决打赢脱贫攻坚战，实现脱真贫、真脱贫的目标，党的十九大报告提出要坚持精准扶贫、精准脱贫的责任机制，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。这一宏伟目标的实现，需要各种扶贫措施的综合、有效运用。其中金融扶贫是指以市场机制为基础，对有劳动能力、有致富愿望、有融资需求的农户进行扶持，将各类金融产品和服务面向贫困群体，范围涉及农村基础设施建设、扶贫搬迁、特色产业发展、贫困户生产、贫困家庭助学等领域^[2]。金融扶贫是有别于“输血式”的财政拨款扶贫模式，不是“一次性”的救急，而是一种持续的“造血式”形式，更加体现了“授人以渔”的扶贫思想。在农村地区发展金融有助于扩大贫困人口就业和增加贫困农户收入，其减贫效应得到了政府的重视。江西省作为我国中部地区经济欠发达省份，截至2017年末仍然有约90万贫困人口亟待脱贫，这些贫困人口多集中分布在赣南原中央苏区和罗霄山区等集中连片特困地区，属于深度贫困地区的贫困人口，脱贫难度非比寻常。为此，江西省实施了包括金融扶贫在内的各项脱贫攻坚措施，力图通过发展农村金融减缓这些地区农村人口的贫困程度。就金融扶贫而言，江西省大力开发各类金融产品，在扶贫小额信贷、异地搬迁信贷、光伏

基金项目：国家社会科学基金重点项目“建立我国生态扶贫共建共享机制研究”（项目编号：18AJY006）

作者简介：孔凡斌，江西省社会科学院研究员，研究方向为生态经济理论与政策、农林经济理论与政策。（江西南昌330077）

陆雨，江西财经大学生态经济研究院硕士生，研究方向为农村金融和生态扶贫；（江西南昌330013）

许正松，皖西学院经济与管理学院教授，经济学博士，研究方向为产业发展与环境经济学。（安徽六安237012）

发电扶贫等方面进行了探索和尝试。到 2017 年,江西省累计发放金融精准扶贫贷款 699.1 亿元;建档立卡贫困户贷款余额 96.9 亿元,其中的小额信贷累计贷款金额 75.9 亿元,惠及 16.62 万户贫困户^[3]。然而,江西省在发展农村金融的减贫效应如何?什么因素影响农村金融扶贫的绩效?如何进一步完善农村金融扶贫政策?目前的研究尚未给出明确答案。基于此,本文实证分析江西省农村金融发展的减贫效应及其影响因素,并据此提出农村金融发挥减缓贫困的对策建议,力图为推动农村地区脱贫政策创新提供理论参考和实践指导。

二、农村金融发展的减贫效应及其机理的理论分析

(一)农村金融发展的直接减贫效应机理

农村金融发展的直接减贫效应是指金融发展提供的信贷资金可以帮助贫困人口改善教育水平、医疗水平和住房水平,也能帮助贫困人口提高劳动生产率,增强其基本生活保障的能力,有助于抵御未来经济波动的风险。这一观点得到大量实证检验的支持。通过观察贫困人口直接参与金融活动的过程,并运用印度 1977-1990 年农业信贷协会的数据,BurgessPande(2005)的调查显示:当银行设立在农村的分支机构数量每增加 1%,农村的贫困发生率则降低 0.34%^[4],两者之间在统计上显著负相关。杨俊等(2008)研究发现,农村金融发展短期内的减贫效果显著,但随着时间推移效果越来越弱,脱贫和致富还需要其他手段共同参与^[5]。农村金融发展减贫效应具有短期和长期不同的特征这一观点,也得到了其他学者的实证支持,如张兵、翁辰(2015)利用 1997-2012 年中国 30 个省(市、区)的数据建立的空间面板和门槛面板回归模型,发现农村金融发展对于贫困减缓具有空间溢出效应,且长短期的差异明显^[6]。我国农村广泛存在着非正规金融,韩悦、仲深(2015)的研究发现,非正规金融发展的减贫效应具有不稳定性;相比而言,正规金融发展的减贫效应更加持久。

(二)农村金融发展的间接减贫效应机理

农村金融发展的间接减贫效应主要通过两条路径实现:一是金融发展的经济增长效应;二是金融发展的分配效应。金融发展的经济增长效应是指金融发展促进经济增长,而经济增长可以惠及贫困群体,从而达到减贫的作用。DollaKraay(2001)认为农村金融发展对减贫意义重大,经济增长只要为正,对减少贫困都有帮助 IH(mohm(2004)采用国家间的面板数据所做的实证研究发现,农村金融发展不仅对经济增长(以人均 GDP 表示)有促进作用,还可以显著降低绝对贫困人口数量,金融发展水平每提高 10%,绝对贫困人口数量会减少 3%左右’丁志国(2011)和孙刚(2012)的研究发现,农村金融发展减少贫困的间接作用不仅存在,而且其影响力度还大于其直接作用。农村金融发展的分配效应是指金融发展会将一部分利益分配给贫困群体,从而有助于减贫^[9]。不过目前这一观点还存在分歧,并无明确的研究定论。以 GreenwoodJovanovic(1990)为代表的学者认为,金融发展与收入分配之间呈现“倒 U 型”关系,即在金融发展初期,主要对城市居民或富裕群体有利,城乡收入分配差距在这一时期会拉大;随着金融发展的深化,贫困人口会相对受益更多,从而缩小收入差距这一结论后来也得到了 TownsendUeda(2006)实证研究的支持。以 GalorZeira 为代表的“G-Z”理论则认为,农村金融发展使得信贷门槛降低,更多的贫困人口可以获得享受金融服务的机会,从而有利于减少贫困^[11]。廖进中(2009)和叶志强(2011)的研究结论也支持“G-Z”理论。

整体上看,关于农村金融发展的减贫效应及其机理的研究比较多地关注于单一国家金融发展的宏观减贫效应,而以某个省份或地区的中观减贫困效应的研究较少。事实上,中国不仅金融发展和贫困发生的区域差异较大,省域之间的差异也较大。因此,有必要以贫困程度相对较为严重的省份为研究对象,探讨农村金融发展的减贫效应,明确区域金融扶贫的绩效特征及其机理。除此之外,金融发展的减贫效应虽然理论上可以区分为直接效应和间接效应,但实际上这两种效用会同时起作用。基于以上分析和考虑,以江

西省为研究对象，选取农村金融发展规模和发展效率指标，构建动态分析模型，刻画区域农村金融发展的减贫效应及其机理，为经济欠发达省份制定和完善金融减贫相关政策提供理论依据。

三、研究假设、指标选取与模型构建

（一）研究假设

基于上述农村金融发展的减贫效应的理论分析框架和本文的研究变量，假设农村金融扶贫能够减贫机理如下：

1. 农村金融发展能够直接减缓贫困：金融机构通过给贫困户提供信贷产品支持或是降低其信贷门槛都有助于向贫困家庭提供信贷服务，直接激励人们工作，促进其继续生产，达到摆脱贫困的目的。

2. 农村金融发展能够间接减缓贫困：金融发展的减贫效应可能存在门槛效应，即在农村金融发展的效率和规模没达到临界值之前，农村金融发展对贫困的减缓是缓慢的，但一旦跨越了临界值后，农村金融发展对贫困的减缓就是明显的。金融发展效率的提高和金融发展规模的扩大会降低该门槛，使得更多的贫困户能够享受到原本难以企及的金融服务，从而达到间接减缓贫困的效果。

（二）指标选取和处理

1. 农村贫困程度指标

采用恩格尔系数作为农村贫困程度的度量指标。恩格尔系数为食品支出额在总支出中所占的比重，恩格尔系数越大说明越贫困。

2. 金融发展指标

金融发展主要体现为金融规模的扩大、效率的提高和结构的优化。考虑数据的可获得性，本文使用金融发展规模(RFDS)和金融发展效率(RFDE)来度量金融发展程度。金融发展规模(RFDS)定义为农村信用社的存贷款总额占农村的GDP比重，其中农村地区的GDP用农林牧渔增加值表示。金融发展效率(RFDE)定义为农村信用社贷款余额与农村信用社存款的比值，比值越大说明金融机构效率越高。表1列出了各指标的含义与具体算法。

表1 各个指标计算方法

变量	变量名称	变量计算公式及含义
POV	农村贫困程度指标	农村恩格尔系数
RFDS	农村金融发展规模	农村信用社存贷款总额/农村GDP
RFDE	农村金融发展效率	农村信用社贷款余额/农村信用社存款余额

（三）模型构建

金融发展减贫效应模拟主要通过构建向量自回归模型实现，该模型主要运用于预测有相互关联的时间序列和分析随机扰动项对模型的影响，从而考察和解释多变量之间的动态作用。选择农村贫困状况(POV)、农村金融发展规模(RFDS)、农村金融发展效率(RFDE)构建的VAR模型为：

$$Y_t=C+\Phi_1Y_{t-1}+\Phi_2Y_{t-2}+...+\Phi_pY_{t-p}+\varepsilon_t \tag{1}$$

其中， Y_t 是 n 维内生变量列向量， C 代表 $n \times 1$ 维的常数向量， Φ_i ($i=1, 2, \cdots, p$) 表示 $n \times n$ 维的自回归系数矩阵， ε_t 代表 $n \times 1$ 维的向量白噪声， p 为滞后阶数， t 为时间期。

(四)数据来源与描述性统计

本文根据所需各项指标的计算公式，分别从江西省统计年鉴、江西省农村信用社发展报告中搜集整理了江西省 1990–2016 年的农村信用社的存贷款、农林牧渔总生产值、农村信用社贷款余额、农村信用社存款等数据，经过表 1 的计算得出样本数据。其中样本数据的描述性统计见表 2。

四、模型分析与实证结果

在建立 VAR 模型之前，首先对 POV、RFDE、RFDS 这 3 个时间序列变量的平稳性进行单位根检验，而后根据单位根检验的结果判断是否需要进行差分，然后进行协整检验，观察各变量之间是否存在持久稳定的函数关系，接着对变量之间的脉冲响应图进行分析，最后进行方差分解。本文的数据分析采用计量软件 Eviews8.0 予以实现。

表 2 江西省农村金融发展与农村贫困状况的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最大值	最小值
RFDS	27	56.36	19.17	94.73	22.66
RFDE	27	62.13	6.54	71.49	51.01
POV	27	51.32	10.82	68.62	30.23

(一) ADF 平稳性检验与结果

由于经济数据的时间序列一般都是非平稳的，如果直接进行回归分析，则可能会产生伪回归问题。因此，在建立模型之前，首先对样本的时间序列进行 ADF 检验，然后在两者同是同阶单整的基础上，通过协整检验判断两者间是否存在长期均衡关系。ADF 检验采用以下三个模型进行。

模型 1:没有趋势项和截距项:

$$\Delta X_t=\delta X_{t-1}+\sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i}+\varepsilon_t \tag{2}$$

模型 2:有截距项:

$$\Delta X_t=\alpha+\delta X_{t-1}+\sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i}+\varepsilon_t \tag{3}$$

模型 3:有截距项和趋势项:

$$\Delta X_t=\alpha+\beta_t+\delta X_{t-1}+\sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i}+\varepsilon_t \tag{4}$$

先分别作出变量 POV、RFDE、RFDS 的曲线图，观察曲线图是否有明显的时间趋势，以及均值是否为 0。若有显著的时间趋势，则选择模型 3（有截距和趋势项）进行 ADF 检验；若没有时间趋势，均值也不为 0，则选择模型 2（含有截距项）进行检验；若没有明显时间趋势，但均值近似为 0，则选择模型 1（既没有截距项也没有趋势项）检验。若检验结果没有通过模型显著性检验，存在单位根，则为不平稳序列，再对变量取一阶差分，作出差分后的变量 DPOV、DRFDE、DRFDS 曲线图并考察 P 值。

由检验结果可知，变量 POV、RFDE、RFDS 均为不平稳序列，但其一阶差分均为平稳的，也就是说三个变量均为一阶单整序列，符合协整检验的条件。

表 3 各变量 ADF 检验结果

变量	检验形式选择	Prob	结果
POV	含截距项含趋势项	0.4370	不平稳
DPOV	含截距项	0.0002	平稳
RFDS	含截距项	0.5867	不平稳
DRFDS	不含截距项不含趋势项	0.0000	平稳
RFDE	含截距项	0.7605	不平稳
DRFDE	不含截距项不含趋势项	0.0096	平稳

（二）协整检验与结果

由上面的单位根检验结果可得变量 POV、RFDE、RFDS 都是不平稳的，且是一阶单整变量，需要进行协整检验，采用 E-G 两步法进行协整检验。首先 POV 和 RFDE 进行协整，将协整后的残差设为 X1，对其进行平稳性检验，检验结果见表 4。

表 4POV 与 RFDE 协整后残差 X1 的 ADF 检验结果

		t — Statistic	Prob.*
AugmentedDickey-Fullerteststatistic		-5.583245	0.0000
Testcriticalvalues:	1% level	-2.660720	
	5% level	-1.955020	
	10% level	-1.609070	

由表 4 的 ADF 检验结果可知，X₁ 的 P 值小于 5% 的临界值水平，也就是通过显著性假设不存在单位根，残差是平稳的，可确定农村金融发展规模的时间序列 RFDE 与农村贫困减缓 POV 是 C1（1，1）协整的，即这两个变量的时间序列存在长期稳定的平衡关系。

按照相同的步骤，对变量 POV 和 RFDS 也进行协整检验，并将其残差设为 X₂，对残差进行 ADF 检验的结果可知 X₂ 的 P 值为 0.0055，小于 5% 的临界值水平，序列平稳，说明农村金融发展效率 RFDS 贫困减缓 POV 是 C1（1，1）协整的，即这两个变量的时间序列也存在着长期稳定的均衡关系。

（三）建立 VAR 模型与结果

VAR 模型即向量自回归模型，考察多个经济变量之间的互动关系。用 VAR 模型在建模时把所有的变量都作为内生变量来处理，进而减少由于主观判断错误而使联立的方程组模型中不确定性增加的失误。用 VAR 进行估计时首先进行滞后阶数的选择，本文根据 AIC、SIC、LR、FPE 和 HQ 这 5 种方法确定最大滞后阶数。

对 POV 和 RFDE 选择最大滞后阶数的结果见表 5。

由表 5 可以看出，5 种方法都选择滞后五阶，因此回归之后建立 VAR(1)模型如下所示：

$$\text{RFDE} = -35.23543 + 0.862772 * \text{RFDE}(-1) + 0.471044 * \text{RFDE}(-2) - 0.559610 * \text{RFDE}(-3) - 0.074225 * \text{RFDE}(-4) + 0.479364 * \text{RFDE}(-5) - 0.433948 * \text{POV}(-1) + 0.200583 * \text{POV}(-2) + 0.114429 * \text{POV}(-3) - 0.275383 * \text{POV}(-4) + 0.786138 * \text{POV}(-5)$$

$$\text{POV} = -85.08999 + 0.484099 * \text{POV}(-1) - 0.123103 * \text{POV}(-2) + 0.106078 * \text{POV}(-3) + 0.936126 * \text{POV}(-4) + 0.120596 * \text{POV}(-5) + 0.269208 * \text{RFDE}(-1) + 0.103627 * \text{RFDE}(-2) - 0.151271 * \text{RFDE}(-3) - 0.496939 * \text{RFDE}(-4) + 1.092993 * \text{RFDE}(-5)$$

再对 POV 和 RFDS 进行最大滞后阶数的选择，结果见表 6。

结果显示最大滞后阶数为 1，因此建立 VAR(2)模型为：

$$\text{RFDS} = 17.452509186 - 0.109670480829 * \text{POV}(-1) + 0.821659308138 * \text{RFDS}(-1)$$

$$\text{POV} = -1.769382284630.9940987226 * \text{POV}(-1) + 0.0113614341658 * \text{RFDS}(-1)$$

模型建立后再对其进行残差自相关性检验，验证模型是否正确。表 7 是两组检验结果。

由表 7 可以看出，绝大多数伴随概率均大于 5%，接受原假设，即不存在序列相关性，模型设定正确。

表 5POV 与 RFDE 滞后阶数选择结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-150.0433	NA	3451.230	13.82211	13.92130	13.84548
1	-112.0046	65.70315	156.8603	10.72769	11.02525	10.79779
2	-106.2894	8.832575	135.9335	10.57176	11.06769	10.68859
3	-104.3456	2.650663	168.7974	10.75869	11.45299	10.92225
4	-101.8587	2.939090	204.8339	10.89624	11.78891	11.10653
5	-86.18986	15.66880*	78.01588*	9.835442*	10.92648*	10.09246*

表 6POV 与 RFDS 滞后阶数选择结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-185.6983	NA	21287.41	15.64153	15.73970	15.66757
1	-141.9417	76.57408*	776.9315*	12.32848*	12.62299*	12.40661*
2	-140.0895	2.932773	938.3102	12.50745	12.99831	12.63768
3	-138.2372	2.623827	1147.765	12.68644	13.37364	12.86876

（四）脉冲响应函数与结果

脉冲响应函数可以分析当一个随机扰动(脉冲)项发生变化，对变量系统的动态影响，从而解释各种经济冲击对经济变量的影响。本文研究 POV 受到来

自 RFDE 和 RFDS 的一个标准差冲击后的反应情况，以此观察金融发展对贫困减缓的作用。

表 7 模型的残差自相关性检验

POV 与 RFDE			POV 与 RFDS		
Lags	LM-Stat	Prob	Lags	LM-Stat	Prob
1	1.527706	0.8217	1	1.527706	0.8217
2	0.806938	0.9375	2	0.806938	0.9375
3	3.814198	0.4317	3	3.814198	0.4317
4	3.654658	0.4548	4	3.654658	0.4548
5	10.31714	0.0354	5	10.31714	0.0354
6	5.880012	0.2083	6	5.880012	0.2083
7	1.899021	0.7543	7	1.899021	0.7543
8	7.679793	0.1040	8	7.679793	0.1040
9	2.126505	0.7125	9	2.126505	0.7125
10	9.780849	0.0443	10	9.780849	0.0443
11	8.089790	0.0883	11	8.089790	0.0883
12	0.969491	0.9144	12	0.969491	0.9144

由图 1 可知，当金融发展效率(RFDE)受到一单位正向冲击，引起 POV 响应路径为：1-5 期先小幅上升至 3 期再有所下降，有一个小幅的震荡期；5-8 期逐步上升；9 期之后趋于稳定。总的来说，RFDE 与 POV 呈正方向变化。当金融发展规模(RFDS)受到一单位正向冲击，引起 POV 响应路径为，总体上 1-10 期表现为基本平稳中带有缓步上升的趋势。

脉冲响应函数图的经济含义可以解释为：农村金融发展效率(RFDE)给农村贫困减缓上，一个正冲击，经过政策的落实和广泛实践导致贫困减缓先出现不稳定的振荡期，而后逐步增加，并带来正向的影响，说明 RFDE 对于贫困减缓是有促进作用的，但促进作用具有一定滞后效应。江西省农村金融发展规模（RFDS）的扩大引起了江西省农村贫困的减缓，这种减缓作用在短期内可能没有显著的表现，但随着时间的推移会越来越明显。

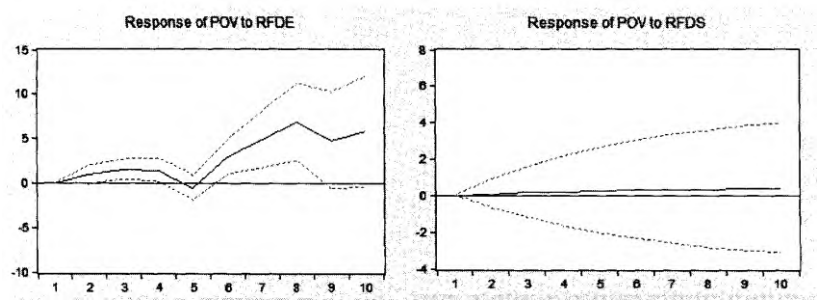


图 1 冲响应函数图

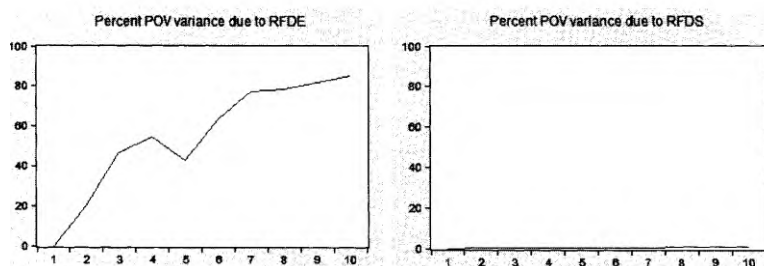


图 2 RFDE（左）、RFDS（右）对 POV 的方差分解图

（五）方差分解与结果

RFDE 对 POV 方差分解图可以解释为：当前的金融发展效率对于后期贫困减缓的贡献，在 1-4 期由 0 快速上升到 50%，在 5 期下降之外，6 期以后都有不同程度的上升，甚至到后期可高达 80%。

RFDS 对 POV 的方差分解图可以解释为：当期的贫困减缓对后期的金融发展规模提高的贡献率，从 1 期开始波动不大，但是有缓慢稳定的上升的趋势，到 10 期基本保持在 5%以内。

五、政策含义与对策建议

（一）政策含义

本文关于金融发展效率和金融发展规模的减贫效应及其机理分析的政策含义如下：

1. 从长期来看，江西省农村金融发展的规模扩大和效率提高，对江西省农村贫困的减缓具有促进作用，金融效率的提高对农村贫困的减缓作用效果更加明显和突出。这是因为随着生产技术和现代科技的发展，扶贫金融政策的落实和实施的效果和效率都将高于过去，金融发展的效率提高了，贫困减缓的效果也会越来越明显。同时，农村金融的发展可以帮助农民直接增加收入水平，减少贫困的发生，缩小与城镇的收入差距，进而改善村民的贫困状况。

2. 从短期来看，农村金融发展效率的提高对贫困的改善作用具有一定的波动性，但总的来说还是呈现积极作用。波动期形成的主要原因是，金融扶贫政策从制定到实施、再到见效都有一个反应过程，即政策的实施效果滞后性的影响导致不稳定的振荡期。农村金融发展的规模扩大效果在短期内效果并不明显，其主要原因是金融发展水平的提高需要时间的积累，在短期内金融机构的存贷款不能快速增加。不仅如此，农村金融发展促进农村经济发展也是一个比较漫长的过程，因此，农村金融的发展对贫困的减缓在时间上也存在必然的滞后性。

（二）对策建议

基于理论分析的政策含义，结合江西省农村金融发展现状与扶贫攻坚政策需求，提出如下对策建议：

1. 改变“漫灌式”扶贫，提高金融扶贫精准性。金融扶贫的准确性和有效性直接影响着金融发展的效率，传统的漫灌式扶贫模式，无论是在选择贫困主体的方式上还是之后的扶贫效果上，都很难达到预期目标。无论是从短期还是长期来看，金融发展效率都能够明显促进贫困的减缓，提高金融扶贫精准度是提高

金融扶贫对准效率的必然选择。要采取因地制宜、“到人到户”的方式，确定金融精准扶贫对象，按需给予扶贫对象所需要的金融服务和金融产品，实现“扶真贫，真扶贫”的目标。

2. 进一步优化信贷结构，降低贫困户的信贷门槛。农村信贷是农村金融发展的主要形式，农村地区信贷门槛的降低会促进农村金融发展规模的扩大，但在金融机构评价申请贷款者的信用等级时，贫困户、低收入者、弱势产业和微小企业往往评级较低，很难获得贷款，金融减贫效率因此减损。一方面，要引导生产性信贷重点而长期地扶持农村贫困地区的主导产业和特色产业，优化信贷结构，提升农村金融发展的经济效益，带动农村金融扶贫能力水平的整体提升[•]，另一方面，金融机构要针对不同地区的实际情况，确立合适的放贷标准，探索并实施区域差别化的信贷优惠政策，降低贫困户的信贷门槛，这将有利于增加申请贷款弱势群体获得金融服务的机会，还能有效扩大江西省农村金融发展规模。随着时间的积累，可以有效缓解贫困地区和贫困人口减贫能力不足和脱贫效果不佳的困境。

3. 为特定贫困群体增加小额信贷产品。要支持和鼓励信贷部门根据贫困人群不同的需求，探索开发住房建设与维修的小额信贷项目、大病救助小额信贷项目、教育减负小额信贷项目^[12]、主导产业灾后受损小额信贷项目，同时针对不同的项目，设立不同的信用评级标准和不同评级的信用额度和还款时限。还可以根据每个地区不同主导产业和特色产业，探索批准差异化的企业信贷额度，并规定该额度只准批给有一定数量规模贫困户参与的产业或企业，贫困户可以申请政府的无息贷款，再作为本金贷给相关企业，让贫困户能够从企业的利润中得到分红，以此建立起贫困户与产业发展的利益连接和联动机制。

参考文献

- [1] 来亚红. 从大历史观角度看中国的精准扶贫政策[J]. 农业经济与科技, 2017, (20).
- [2] 苏畅, 苏细福. 金融精准扶贫难点及对策研究[J]. 政策研究, 2016, (4).
- [3] 江西省政府金融办. 2017年度江西金融10大亮点 [EB/OL]. http://www.jiangxi.gov.cn/xzx/jxyw/tjyw/201801A20180125_1425310.html, 2018-01-25.
- [4] Burgess R, Pande R.. Can Rural Banks Reduce Poverty? Evidence from the Indian Social Banking Experiment[J]. American Economic Review, 2004, 95 (2) •• 781-794.
- [5] 杨俊, 王燕, 张宗益. 中国金融发展与贫困减少的经验分析[J]. 世界经济, 2008, (8).
- [6] 张兵, 翁辰. 农村金融发展的减贫效应——空间溢出和门槛效应[J]. 农业技术经济, 2015, (9).
- [7] Dollar D, Kraay A.. Growth is good for the poor[J]. Journal of Economic Growth, 2001, 7(3).
- [8] Honohan P.. Financial development, growth and poverty: How close are the links [R]. Manchester: World Bank Policy Research Working Paper, 2004, 1-31.
- [9] 丁志国, 谭伶俐, 赵晶. 农村金融对减少贫困的作用研究[J]. 农业经济问题, 2011, (11).
- [10] Greenwood J, Jovanovic B.. Financial development, growth and the distribution of income [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1067-1107.

[11]Galor O, Zeira J.. Income distribution and macroeconomics[J]. The Review of Economic Studies, 1993, 6(91):35-52.

[12]苏静, 胡宗义. 中国农村金融发展的多维减贫效应非线性研究——基于面板平滑转换模型的分析[J]. 金融经济研究, 2014, (7).