

县域金融发展与多维贫困减缓

——基于湖南省 51 个贫困县^①的实证研究¹

陈银娥，张德伟

（长沙理工大学 经济与管理学院，湖南 长沙 410014）

【摘要】：运用结构方程模型，考量县域金融、经济增长与收入分配对多维贫困减缓的影响路径。结果显示：县域金融发展对多维贫困减缓的直接作用与间接作用同时存在，且直接作用强于间接作用；经济增长效应强于收入分配效应；对消费贫困的影响大于医疗贫困与教育贫困。因此，应提高贫困县域基础设施与公共服务水平，加快县域金融体制改革步伐，创新县域金融服务产品与模式，加速推进贫困地区县域经济增长方式的转变，以此促进县域金融发展，减缓多维贫困。

【关键词】：县域金融发展；多维贫困；贫困减缓；精准脱贫

【中图分类号】：F830.9

【文献标识码】：A

【文章编号】：1003-7217（2018）02-0109-06

一、引言

多维贫困因其揭示了贫困的多维属性，倡导贫困人口可行能力的提升而备受关注。自我国将金融扶贫作为开发式扶贫的重要举措以来，贫困地区金融资源投入不断加大。截至 2016 年底，湖南省 51 个贫困县贷款规模达到 3775.10 亿元，占全省贷款总规模的 13.7%，较 2009 年提高了近 13 个百分点^②。但现阶段我国扶贫工作依然任务重、时间紧的形势要求各级政府转变贫困治理理念，把握贫困的本质，不仅要注重贫困地区金融资源的投入，也需重视金融扶贫效率及其可持续性。本文立足多维贫困的缓解，从发展县域金融的角度，探讨贫困地区县域金融发展对多维贫困减缓的影响，以期为准精准扶贫、精准脱贫的实践提供参考借鉴，因而具有重要的现实意义与理论意义。

近些年来，学者们对金融反贫困问题进行了大量研究，代表性成果主要有以下几个方面：第一，金融发展可以从多个方面通过直接作用与间接作用对贫困减缓产生影响。Jalilian 和 Kirkpatrick^[1]等的研究表明，金融发展能为更多的贫困人口提供信贷服务，提高其生产性资本与生产效率，实现贫困人口生计的可持续；Classes 和 Feijen^[2]等发现，保险、特殊借款、储蓄等金融中介服务能降低人们陷入贫困的风险、帮助应对经济冲击以及增强抵御任何不利风险的能力，因而金融发展有助于防止贫困的发生。一些学者认为金融发展对贫困减缓的作用主要通过经济增长实现的。如 Matsuyama^[3]、Ravallion & Datt^[4]等认为，经济增长主要通过金融中介、增强穷人的抵押能力促使财富从富人向穷人的再分配等途径从社会的各个方面慢慢地向穷人渗透，最终改善穷人的经济状况。第二，一些学者从特定国家的时间序列数据出发，实证检验了金融发展与贫困减缓的相互关系。如一些学者关于肯尼亚^[5]、埃及^[6]等国家和地区的研究表明，金融发展与贫困减缓之间存在正向关系，但具有非线性特征。而跨国

¹【收稿日期】：2017-11-18

【基金项目】：国家社会科学基金重大项目（15ZDC027）、湖南省研究生科研创新项目（CX2017B484）

【作者简介】：陈银娥（1966-），女，湖南湘阴人，长沙理工大学经济与管理学院教授，博士生导师，研究方向：宏观经济、普惠金融发展与反贫困问题研究。

家面板数据的实证分析表明，金融发展能通过促进经济增长^[7]、提供金融服务^[8]等途径减缓贫困或避免贫困的产生。第三，国内学者探讨了我国金融发展对贫困减缓的影响机制。认为针对贫困群体的金融服务^[9]、小额信贷^[10, 11]等直接信贷投放能有效解决弱势群体信贷不足问题。关于间接作用机制，一些学者认为我国的金融发展能通过经济增长效应与收入分配效应来提高贫困家庭收入进而缓解贫困^[12]。综合金融发展的直接与间接作用机制，苏静^[13]运用空间杜宾模型等方法，将我国农村金融发展直接效应与间接效应纳入同一研究框架，发现农村金融发展对农民收入增长直接效应与间接效应同时存在，并强调我国金融发展应注重两种作用的同时发力。第四，从多个角度分析了我国金融发展对贫困减缓影响所具有的特征。一是金融发展减缓农村贫困存在地域差异，中西部地区的减贫效果高于东部地区^[14]；二是金融发展与贫困减缓之间存在倒 U 型关系，即金融发展在短期不利于减缓农村贫困，而在长期则能有效减缓贫困^[15]；三是农村金融发展的减贫效应呈现一定的空间溢出特征^[16]；四是我国金融发展的减贫效应存在门槛特征，当某个特定条件处于门槛值之内时，金融发展对贫困减缓效应较弱，而跨过门槛后表现出显著的促进作用^[17]。

综上所述，现有研究文献关于金融发展对贫困减缓的直接作用与间接作用等进行了较深入的研究，但仍存在一些不足，体现为：关于金融发展的直接作用与间接作用分开论述较多，将两者同时进行分析较少；较多从收入维度对贫困进行度量，没有体现出贫困的本质属性即贫困的多维性；研究范围大多聚焦在国家、省级层面，精准性有待提升。因此，本文在借鉴现有研究成果，从县域金融发展与多维贫困减缓的角度梳理县域金融发展对多维贫困减缓的影响机理，同时，以湖南省 51 个贫困县为样本构建结构方程模型进一步验证县域金融发展对多维贫困减缓的直接作用与间接作用，并提出发展县域金融缓解多维贫困的相关对策建议，以期对精准扶贫、精准脱贫实践有所裨益。

二、理论分析与基本假设

（一），县域金融发展直接影响多维贫困

县域金融发展通过提高贫困人口金融服务的可获得性，进而提高其生产能力、抵御风险能力，从而提高其预期收入，对多维贫困缓解产生直接影响。贫困人口获得信贷服务后可以缓解资金流动性束缚，通过扩大生产、学习技能、治疗疾病、为子女提供教育等活动，实现多种能力的提升，进而改善贫困状况；通过储蓄服务，贫困人口能平滑消费，增强自身的风险抵抗能力，防止反贫。

假设 1：县域金融发展直接减缓多维贫困（H1）。

（二）县域金融发展通过经济增长间接影响多维贫困

县域金融发展通过促进经济增长进而通过经济增长的“涓滴效应”使财富自发地流向穷人，以实现减贫。理论和实践均表明，经济增长的“涓滴效应”主要从两个方面来影响多维贫困：一个地区经济的增长主要表现为社会投资、社会生产的提高，可以为贫困人口提供更多就业机会，从而提高贫困人口的收入与消费水平；一个地区经济的增长还表现为地方财政收入的提升，这使贫困地区政府有更多资金投资于基础设施建设及居民生活保障，实现教育、医疗等维度的贫困减缓。

假设 2：县域金融发展可以通过经济增长间接影响多维贫困。该基本假设体现为以下三条假设路径：第一，县域金融发展对经济增长具有显著的正向效应（H2a）；第二，经济增长对多维贫困减缓有显著的正向效应（H2b）；第三，经济增长对收入分配有显著的正向效应（H2c）。

（三）县域金融发展通过收入分配效应间接影响多维贫困

县域金融发展通过收入分配效应间接影响多维贫困。收入分配对贫困减缓产生影响主要表现为：初始收入分配状况的改善

使穷人能越过信贷市场门槛，改善其收入、消费与人力资本状况，进而提高全社会的生产率与投资回报率，有利于减缓贫困；而过大的收入分配可能会扩大社会冲突，对经济增长产生不利影响，甚至毁灭性打击，进而不利于贫困减缓。

假设 3：县域金融发展可以通过收入分配间接影响多维贫困。该基本假设体现为以下两条假设路径：第一，县域金融发展对收入分配有显著的正向效应（H3a）；第二，收入分配对多维贫困减缓有显著的正向效应（H3b）。

以上 3 个基本假设和 6 个假设路径，反映出县域金融发展影响多维贫困三条途径，以此，构建县域金融发展对多维贫困减缓的理论模型图，如图 1 所示。

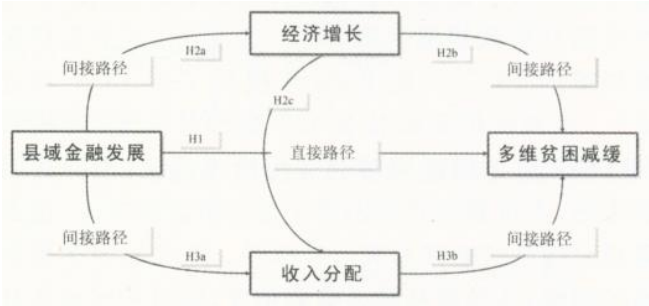


图 1 县域金融发展减缓多维贫困的理论模型图

三、实证研究

（一）指标选取与数据来源

Sen 从可行能力理论揭示了贫困的多维属性，多维贫困的减缓即为可行能力提升。然而，Sen 认为可行能力因个人情况、各国经济与社会发展的不同而存在较大的差异性，而未明确提出评价可行能力的指标。本文参考了理论界关于可行能力提高和多维贫困减缓的指标设计与选择^⑥，同时结合“十三五”时期扶贫攻坚“两不愁，三保障”的目标，主要从消费、教育、健康三个角度来评价县域多维贫困减缓。

在县域金融体系中，银行信用占据主体地位，以商业银行为代表的金融机构的各项金融资产规模是评价县域金融发展实力与规模的重要指标；存贷比则表示县域金融机构各项贷款余额与县域金融机构各项存款余额之比，以体现县域金融资源的配置效率情况，反映县域金融发展效率。因此，本文从金融发展规模与效率两个角度出发，选取人均存款、人均贷款以及贷存比三个指标作为衡量金融发展的指标。

另外，本文选取地区生产总值、财政收入和全社会固定资产投资三个指标来衡量经济增长。收入分配指标则通过城镇居民与农村居民人均收入差距来表示。具体指标选取和计算方法如表 1 所示。

表 1 指标选取、计算方法与描述性统计

潜变量	观察变量	计算方法	均值	标准差	最小值	最大值
县域金融发展（ε）	人均存款（X ₁ ）	年末居民储蓄存款余额/户籍人口（元/人）	15109.2	17808.6	1765.06	105246
	人均贷款（X ₂ ）	年末金融机构贷款余额/户籍人口（元/人）	14192.7	8581.98	2782.44	52520

		/人)				
	存贷比 (X ₃)	年末金融机构贷款余额/年末金融机 构存款余额	0.632091	0.29892	0.111253	2.71609
经济增长 (η ₁)	地区生产总值 (Y ₁)	地区生产总值 (万元)	870849	619302	92143	3101090
	财政收入 (Y ₂)	地区财政总收入 (万元)	37632.7	23675.2	4006	135624
	固定资产投资 (Y ₃)	地区全年固定资产投资总额 (万元)	624868	500882	41233	2671008
	收入分配 (η ₂)	城乡居民收入差 距 (Y ₄)	农村居民年均可支配收入/城镇居民 年均可支配收入	0.349153	0.09512	0.184738
多维贫困减 缓 (η ₃)	消费 (Y ₅)	全体居民人均生活消费支出 (万元/ 人)	6655.38	2975.52	1434.85	17946.3
	医疗 (Y ₆)	10000×医疗卫生床位数/户籍人口 (个/万人)	39.5164	19.8612	13.6171	140.157
	教育 (Y ₇)	1000×中小学校教师数/中小学校学 生数 (名/千人)	86.1649	29.5506	42.9801	191.894

本文研究对象为湖南省 51 个贫困县, 各个指标从各县 2009-2015 年相关数据中隔年选取一次, 选取年份为 2009、2011、2013 和 2015 年, 共计样本 204 个, 各指标描述性统计如表 1 所示。数据主要来源于 2009-2016 年《湖南省统计年鉴》《中国县(市)社会经济统计年鉴》以及各县《国民经济与社会发展统计公报》。

(二) 实证模型

结构方程模型 (Structural Equation Modeling, SEM) 作为一种多元统计分析工具不仅能处理多个变量之间测量与分析, 还具有理论先验性等特点。因此, 本文选取结构方程模型作用为主要研究方法。由于结构方程模型基于变量的协方差矩阵融合了因子分析和路径分析两种统计方法, 因而该模型包括了测量模型与结构模型两部分。

1. 测量模型。测量模型用来描述潜变量与观察变量之间的关系, 通常一个潜变量拥有一个或一个以上的观察变量, 测量模型表示如下: $X = A\xi + \sigma$, $Y = A\eta + \epsilon$ 。其中 ξ 、 η 分别为外因潜变量与内因潜变量; X 和 Y 分别是外因潜变量与内因潜变量的观察变量矩阵; A_x 和 A_y 分别为外因潜变量与内因潜变量的因素负荷量矩阵; σ 和 ϵ 分别为外因潜变量测量模型与内因潜变量测量模型的残差矩阵。本文包含县域金融发展一个外因潜变量的测量模型以及经济增长、收入分配、多维贫困减缓三个内因潜变量的测量模型。

2. 结构模型。结构模型反映的是潜变量之间的关系, 其一般化的矩阵方程形式如下: $\eta = B\eta + F\xi + \zeta$ 。F 和 B 分别表示外因潜变量对内因潜变量和内因潜变量对内因潜变量的影响系数矩阵, ζ 为残差项。

(三) 数据处理与分析

在对原始数据标准化处理后, 采用 SPSS22.0 进行信度与效度分析, 结果如表 2 所示。在信度分析中, 模型总体以及各个潜变量的基于标准化项的 Cronbach's α 值均大于 0.7, 表示采用的数据具有良好的信度, 模型具备内容一致性、可靠性和稳定性的特点。在效度方面, 模型总体的 KMO 值为 0.812, 各个潜变量的 KMO 值也都大于 0.5, 同时, 模型总体与各潜变量的巴特利球形检验结果均在 5%水平上显著。

表 2 变量信度检验与效度检验

变量	县域金融发展	经济增长	多维贫困减缓	收入分配	总体
测量项目数	3	3	3	1	10
基于标准化项的 Cronbachs alpha	0.811	0.938	0.673	—	0.876
KMO 值	0.513	0.771	0.64	—	0.812
Bartlett 的球形检验显著性	0.000	0.000	0.000	—	0.000

（四）模型适配度检验与参数估计检验运用

Amos22.0 软件建立县域金融发展与多维贫困减缓的结构方程模型，采用极大似然法对假设模型进行运算，并通过修整指标（modification indices）对初始模型进行适当调整，最终得到模型输出图与各参数标准化系数，见图 2。

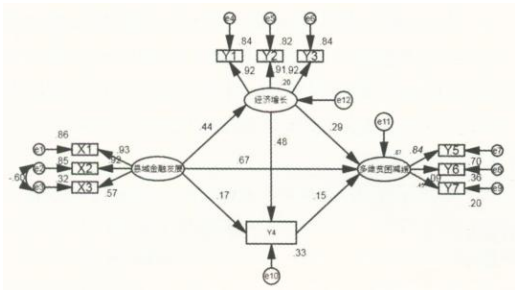


图 2 县域金融发展与多维贫困减缓结果方程模型标准化结果输出图

结构方程模型的检验主要包括模型适配度检验与参数估计检验。模型适配度检验主要验证假设模型与样本数据的适配程度，而参数估计检验主要是对模型参数估计值的合理性与显著性进行判断。

1. 模型整体适配度检验。结构方程模型的整体适配度检验是通过多种拟合指标来进行，模型拟合指标包括绝对拟合指标、相对拟合指标和简约拟合指标三种类型。表 3 列出了各个指标的估计值与拟合标准（临界值）。在绝对拟合指标中，模型拟合的卡方值为 110.143，自由度为 29，比值为 3.789，其显著性概率为 0.000，GFI 大于 0.9，RMM 尺小于 0.05，RMSEA 接近 0.1，基本达到参考标准；相对拟合指标中，CFI、IFI、NFI、TLI 在 0.9 以上，达到参考标准；简约拟合指标中，PCFJ 和 NFNI 大于 0.05，理论模型的 CAIC 值同时小于独立模型和饱和模型的 CAZC 值，达到参考标准。综上，本文理论模型整体适配度较好。

表 3 模型总体适配度检验

指数类型	拟合指标	适配的标准与临界值	模型估计结果	模型适配判断
绝对拟合指标	X^2 (卡方值 CMIN)	显著性概率 $P < 0.05$	110.143 ($P=0.000$)	是
	GFK 良性拟合指标)	大于 0090	0.908	是
	RMR (残差均方根)	小于 0.05	0.002	是
	RMSEA (残差均方根)	小于 0.100	0.117	接近
	CFK 比较拟合指标)	大于 0.90	0.94	是
相对拟合指标	IFI 增值拟合指标)	大于 0.90	0.941	是

NFI 规范拟合指标)	大于 0.90	0.922	是
RFI (相对拟合指标)	大于 0.90	0.878	接近
TLI (Tucker-Lewis)	大于 0.90	0.907	是
PCFI (简约比较拟合指标)	大于 0.05	0.606	是
PNFI (简约规范拟合指标)	大于 0.05	0.594	是
简约拟合指标	理论模型同	274.414 <	
		1469.352,	
	时小于独立模型和饱和模型	274.414 <	是
CAIC (简约程度指标)		347.497	

2. 模型参数估计检验。模型参数估计包括潜变量与观测变量之间的参数估计和潜变量之间的参数估计，表 4 和表 5 分别给出了它们的标准化估计值。由表 4 可知，县域金融发展、经济增长和多维贫困减缓 3 个潜变量对其观察变量的标准化系数都为正，且均在 5%的显著水平下显著，表明观察变量能较好反应其对应的潜变量。

表 4 测量模型参数估计

变量名称		标准化估计系数	P 值
潜变量	观测变量		
县域金融发展	储蓄深化	0.927	***
	贷款深化	0.925	***
	金融发展效率	0.57	-
经济增长	社会生产	0.919	-
	财政收入	0.906	***
	固定资产投资	0.570	***
多维贫困减缓	消费	0.838	-
	医疗	0.600	***
	教育	0.448	***

参见表 5，各潜变量间的标准化参数估计值均为正数，且均在 5%的显著水平下显著，表明模型潜变量间的直接效果或路径可信，同时，验证了上述 6 个假设路径。

表 5 结果模型参数估计

假设路径	标准化估计	p 值	验证结果
县域金融发展→多维贫困减缓 (H1)	0.673	***	通过
县域金融发展→经济增长 (H2a)	0.443	***	通过
经济增长→多维贫困减缓 (H2b)	0.294	***	通过
经济增长→收入分配 (H2c)	0.479	***	通过
县域金融发展→收入分配 (H3a)	0.170	0.015	通过
收入分配→多维贫困减缓 (H3b)	0.153	0.014	通过

（五）实证结果分析

外因潜变量县域金融发展与内因潜变量多维贫困减缓之间的关系显著，县域金融发展不仅能对多维贫困减缓产生直接作用，也能通过经济增长与收入分配对多维贫困减缓产生间接作用。

1. 县域金融发展对多维贫困减缓的直接作用分析。县域金融发展对多维贫困减缓的影响系数为 0.673，表示在其它条件不变的情况下，县域金融发展程度每增加 1 个单位，能直接减缓多维贫困 0.673 个单位。另外，多维贫困减缓对其三个观察变量消费、医疗、教育的载荷系数分别为 0.838、0.600、0.448，从贫困减缓分解的角度来看，县域金融发展对消费贫困减缓、医疗贫困减缓和教育贫困减缓的直接效应分别为 0.564、0.404 和 0.302。

2. 县域金融发展通过经济增长对多维贫困减缓的间接作用分析。县域金融发展对经济增长的路径系数为 0.443，而经济增长对多维贫困减缓也包含了直接和间接两条路径。其中，直接路径“经济增长→多维贫困减缓”的路径系数为 0.294，间接路径“经济增长→收入分配→多维贫困减缓”的路径系数为 0.073（0.479X0.153）。因而，经济增长对多维贫困减缓的总效应为 0.367。综上，县域金融发展通过经济增长对多维贫困减缓的间接影响效应为 0.163。从贫困减缓分解的角度来看，该效应依次为 0.137、0.098、0.073。

3. 县域金融发展通过缩小收入分配对多维贫困减缓的间接作用分析。根据模型输出图显示，县域金融发展对收入分配的效应为 0.170，收入分配的缩小对多维贫困减缓的效应为 0.153，因此，总效应为 0.026。可以看出，县域金融发展通过缩小收入分配对多维贫困减缓的间接作用较小，且明显小于前两种作用。

4. 县域金融发展的两种作用对多维贫困减缓贡献度分析。根据实证结果，将县域金融发展对多维贫困减缓的作用路径进行汇总，并计算出每条路径对总效应的贡献度（见表 6）。由此得出以下结论：一是县域金融发展对多维贫困减缓的总效应为 0.862，即县域金融发展每增加 1 个单位，多维贫困减缓 0.862 个单位。总体来说，县域金融发展有利于多维贫困减缓。二是县域金融发展对多维贫困减缓的总直接作用与总间接作用贡献度分别为 78.07%和 21.93%，直接作用远强于间接作用。三是在县域金融发展对多维贫困减缓的间接作用之中，路径“县域金融发展→经济发展→多维贫困减缓”的贡献度强于路径“县域金融发展→收入分配→多维贫困减缓”。

表 6 县域金融发展的两种作用减缓多维贫困贡献度

作用	影响路径	影响效应	贡献度占 比（%）
直接作用	县域金融发展 4 多维贫困减缓	0.673	78.07
	县域金融发展→经济增长→多维贫困减缓	0.163	18.91
间接作用	县域金融发展→收入分配→多维贫困减缓	0.026	3.02
	间接作用小计	0.189	21.93
总效应		0.862	100

四、结论与政策建议

根据上述理论与实证，得到如下基本结论：（1）县域金融发展对多维贫困减缓存在明显的正向作用，且直接作用与间接作用同时存在，直接作用强于间接作用；（2）从多维贫困减缓的观察变量来看，县域金融发展对消费贫困的减缓作用强于医疗贫

困与教育贫困；（3）在县域金融发展减缓多维贫困的间接作用中，通过经济增长渠道的作用路径强于通过收入分配渠道的作用路径。基于此，本文提出以下促进县域金融发展减缓多维贫困的政策建议。

（一）提高贫困县域社会保障水平，重视贫困人口可行能力

破解多维贫困难题，关键在于提升贫困群体的可行能力。而可行能力不仅表现为个人或家庭所掌握的内在资源禀赋，还包括医疗、卫生、道路、通信等基本公共服务以及能够获得的政策待遇、社会权利、发展机会等。因此，为减缓县域多维贫困，县级政府应从多方面、多角度，采取综合性手段，提升贫困群体可行能力。一是贫困县域各级政府应加强农村地区教育基础设施建设，开辟多渠道教育途径，既要重视贫困人口的素质教育，也要加强技能培训。二是提升贫困县域医疗保障和健康水平，加快贫困县域医疗体系建设，进一步减轻农村贫困人口的医疗负担。同时，在农村地区，开展卫生运动，加强健康教育，从源头上保障贫困人口的健康。三是提升贫困县域基础设施水平，有序推进农村贫困地区水、电、路、气、网络到村到户，改善贫困地区“硬件”水平，为有效脱贫营造良好环境。四是采取可行、有效的措施保障贫困群体公平享有政策待遇与社会权利，为贫困人口创造就业与发展机会，提高其自我发展能力。

（二）加快县域金融体制改革步伐，为贫困县营造良好的金融生态环境

良好的金融生态环境是金融发挥减贫效应的基础。因此，政府应当加快贫困县域金融体制改革步伐，为经济发展营造良好的金融生态环境。一是健全县域金融体系，完善县域金融服务功能，规范与引导村镇银行、农村资金互助社、小额贷款公司等新型农村金融组织发展，培育适度竞争的农村金融市场。二是加强贫困县域金融监管，完善金融风险应急预案机制，有效防范、化解各类金融风险。三是重视贫困县域金融部门的人才培养，加强对现有金融从业人员的素质教育与职业培训并积极引进外来高素质金融人才，提高金融从业人员整体素质。

（三）创新县域金融服务产品与模式，提高金融扶贫效率与可持续性

金融扶贫的成功有赖于金融运行的效率与其减贫的可持续性，多样化的金融服务产品和有利于贫困人口的金融服务模式能为金融的运行和减贫效应提供持续的动力。因此，政府应通过创新县域金融服务产品与模式，提高金融扶贫效率与可持续性。

一是积极创新农村金融产品与服务，借助现代科技社会带来的契机，探索适合农村、农民以及中小企业需求的高效、便捷的金融产品。二是结合贫困人口的贫困状况与特点，针对性的推出适合贫困户的个性化金融服务产品，精准解决贫困户脱贫的资金需求。三是探索建立“金融+企业+合作社+贫困人口”的开发式金融扶贫模式，借助金融的中介作用，激发企业、能人对贫困人口的带动作用，提高贫困人口在扶贫项目中的参与度，落实“造血式”扶贫。

（四）加速推进贫困地区县域经济增长方式的转变，实现金融包容性增长

实践表明，县域金融发展减缓多维贫困的间接作用机制还有待提高，金融发展所带来的增长效应并没有真正惠及贫困群体，过大的收入分配差距影响着金融减贫间接作用效果的产生。因此，政府应采取有利于创造包容性机会的经济增长方式，让贫困人口共享经济增长成果，实现金融包容性增长。一是大力发展具有县域特色的支柱产业，培育规模化、标准化的龙头企业，同时，强化品牌意识，打响具有县域特色的品牌战略。二是加大对中小企业的扶持力度，建立中小企业技术服务体系与融资平台，鼓励农村劳动力转移就业，构建创新创业新格局。

注释：

①包括国家集中连片特困区县 37 个，其中武陵山连片特困区 31 个，罗霄山连片特困区 6 个；不属于连片特困区的国家扶

贫开发重点县 3 个；省扶贫开发重点县 11 个。

②该数据由笔者依据相关年份的《湖南省国民经济与社会发展统计公报》与 51 个贫困县《国民经济与社会发展统计公报》整理而得。

③目前我国理论界从不同角度对可行能力提高和多维贫困减缓指标进行了设计。如叶初升（2014）基于微观调研数据的分析，借鉴国外学者 Nussbaum 设计的人类可行能力列表选取生活环境、出行、营养充足、合适住所、知识水平等来描述我国可行能力情况；袁媛等（2014）则基于宏观统计数据进行分析，从经济、社会 and 自然三个维度来衡量多维贫困。

[参考文献]:

[1]Jalilian H, Kirkpatrick C. Does financial development contribute to poverty reduction?[J], Journal of Development Studies, 2005, 41 (4) : 636—656.

[2]Claessens S, Feijen E, Laeven L. Political connections and preferential access to finance: the role of campaign contributions [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (3) : 554-580.

[3]Matsuyama K. Financial market globalization and endogenous inequality of nations [J]. Discussion Papers, 2001, 72 (3) : 53-884.

[4]Ravallion M, Datt G. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? [J]. Journal of Development Economics, 2002, 68 (2) : 381-400.

[5]Odhiambo N M. Is financial development a spur to poverty reduction? Kenya' s experience[J], Journal of Economic Studies, 2010, 37 (9) : 343-353.

[6]Abosedra S, Shahbaz M , Nawaz K. Modeling causality between financial deepening and poverty reduction in Egypt[J], Social Indicators Research, 2015, 126 (3) : 1—15.

[7]Jeanneney S, Kpodar K. Financial development and poverty reduction: can there be a benefit without a cost? [C]. International Monetary Fund, 2008: 143—163.

[8]Tejerina L, Bouillon C P, Demaestri E, et al. Financial services and poverty reduction in Latin America and the Caribbean[J]. Chinese Physics Letters, 2008, 25 (11) : 3894-3897.

[9]唐青生, 陈爱华, 袁天昂. 云南省贫困地区农村金融服务与网点覆盖建设的财政金融扶持政策研究[J]. 经济问题探索, 2010 (8) : 179-184.

[10]巴曙松, 栾雪剑. 农村小额信贷可获得性问题分析与对策[J]. 经济学家, 2009 (4) : 37-43.

[11]胡宗义, 罗柳丹. 小额信贷缓减农村贫困的效用研究——基于面板模型的分析[J]. 财经理论与实践, 2016, 37 (3) : 10-15.

-
- [12] 苏基溶, 廖进中. 中国金融发展与收入分配、贫困关系的经验分析——基于动态面板数据的研究[J]. 财经科学, 2009(12): 10—16.
- [13] 苏 静. 空间关联视角下连片特困地区农民收入增长的影响因素分析——基于武陵山区 66 个县域数据和空间杜宾模型的实证[J]. 财经理论与实践, 2017, 38(6): 125-130.
- [14] 田银华, 李 晟. 金融发展减缓了农村贫困吗? ——基于省际面板数据的实证研究[J]. 首都经济贸易大学学报, 2014(5): 22-29.
- [15] 韩金融减贫效应的门槛特征分析及实证检验[J]. 金融发展研究, 2014(11): 22-26.
- [16] 张 兵, 翁 辰. 农村金融发展的减贫效应——空间溢出和门槛特征[J]. 农业技术经济, 2015(9): 37-47.
- [17] 师荣蓉, 徐璋勇, 赵彦嘉. 金融减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部省际面板数据的研究[J]. 中国软科学, 2013(3): 32-41.