



金融发展、制度质量与农村贫困缓解 ——基于我国东中西部地区的经验研究

王鸾凤 方 舟

摘 要：从短期看，金融发展与农村贫困率缓解之间的关系不显著。从长期看，金融规模对我国东中西部的农村贫困缓解产生了显著的正效应，但西部地区的金融规模抑制了贫困的缓解；以银行信贷为主导的金融结构不利于东部和中部地区的农村贫困缓解，但是促使了西部地区的农村贫困率的下降；以银行存贷比衡量的金融效率对我国农村贫困率的缓解没有发挥积极作用。在制度质量对我国贫困缓解的影响上，产权的完善不仅对我国金融总量具有明显的正效应，也有利于缓解贫困；我国的对外开放政策有利于改善金融结构和提高金融效率，对缓解贫困的影响不显著；但是行政支出的增加，抑制了贫困缓解的速度。

关键词：金融发展；制度质量；贫困缓解；开发性金融

改革开放三十余年，在我国经济进入新常态之前，我国年均经济增长率几乎保持了近 10% 的增长速度。在经济持续快速增长的背景下，作为世界上最大的发展中国家，我国坚持不懈地致力于减贫工作，取得了显著成效。我国减贫效应之所以比较大，很大程度上得益于我国政府在不同时期推行的扶贫政策，从 1978 年开始实施的改革式减贫到现在的转型式减贫，特别是利用金融手段促进贫困缓解的政策措施越来越多，金融发展的减贫效用越来越显著。但当前我国的贫困问题仍然比较严重。按照我国的新扶贫标准，截至 2014 年底我国的农村贫困人口还有 7017 万，而且随着市场化改革的不断推进，我国形成了城市贫困的新现象。截至 2013 年底，低于年最低收入水平 4476 元的城市居民比例占到 1.6%。其次，在扶贫中存在程度不同的管理体制不顺，职责不清，扶贫资金不到位等问题。再次，扶贫的主体单一，以政策性扶贫为主，商业扶贫投入量少、范围窄。

金融作为经济增长过程中的重要变量，毫无疑问是贫困问题产生的一个重要原因。在过去三十多年的金融改革中，中国的金融业迅速发展壮大，为经济保持平稳增长提供了不竭动力。然而，由于过于注重金融机构的多元化，过分强调金融总量的扩大对经济增长的刺激作用，忽视金融体系的福利效应，在缓解社会贫困方面，中国的金融业还有一定的缺失。中国的金融发展没有使部分贫困人口真正脱贫。因此，笔者拟通过研究金融发展对农村贫困的影响探讨金融发展效应，以指出中国深化金融改革的路径。

一、文献评述

国外学者对金融发展与贫困关系的研究是建立在金融发展与收入分配关系的基础上的。Li、Squire 和 Zou(1998)利用跨国数据，分析了 1947—1994 年间 112 个国家的基尼数据，发现良好的金融部门能够缓解贫困家庭的信用约束，促使他们有动力从事回报率较高的投资。金融发展水平越高，基尼系数越小；金融深化能够明显缩小贫富差距，提高低

收入群体的平均收入。Jalilian 和 Kirkpatrick(2001)指出发展中国家的金融发展每提高 1%, 穷人的收入将增长 0.4%。低收入国家的决策者可以设计具体的金融工具、安排金融政策作为减少贫困的工具。Beck, Demirguc-Kunt 和 Levine(2004)发现金融发展会通过提高穷人的收入而降低收入不平等, 金融中介更发达的国家的贫困率和收入不平等下降得更快。Jeanneney 和 Kpodar(2005、2008)认为金融发展对穷人有利, 但是金融不稳定对穷人的打击更大, 这可能会抵消金融发展的成果。

国内学者主要研究了我国整体金融发展以及农村金融发展与贫困之间的关系。部分学者探讨了金融减贫的短期和长期效应, 认为在短期, 中国整体金融发展和农村金融发展能够缓解贫困, 但是中国整体金融发展和农村金融发展对贫困减少的长期效应是负面的(杨俊、王燕、张宗益, 2008: 62-76)。部分学者的研究指出中国的金融发展能够提高贫困家庭的收入水平(苏基溶、廖进中, 2009: 10-16), 但是金融波动不利于贫困缓解(崔艳娟、孙刚, 2012: 116-127)。在区域层面, 伍艳(2012)发现东部地区的农村金融发展的减贫效应最大, 即农村金融发展水平的提高对贫困发生率下降的积极作用最大, 其次是西部地区, 最后是中部地区。但也有与之相反的结果, 认为东部地区的金融发展没有减缓农村贫困; 中部和西部地区的金融发展水平的提高则减少了农村贫困率, 其中中部地区的金融减贫效应要大于西部地区(田银华、李晟, 2014: 22-29)。此外, 有学者研究了不同收入水平下的金融发展与贫困缓解之间的关系: 人均收入较低时, 金融发展对贫困产生负效应; 人均收入跨越“贫困陷阱”时, 金融发展会降低贫困率; 人均收入较高时, 金融规模的扩张会增加低收入群体的收入, 因低收入群体的储蓄倾向较高, 因此金融发展对贫困缓解的效应不太显著(师荣蓉、徐璋勇、赵彦嘉, 2013: 32-41)。吕勇斌和赵培培(2014)的检验发现农村金融规模的扩大降低了贫困率, 但是以农村存贷比度量的农村金融发展效率抑制了贫困的缓解。

通过文献梳理可以发现国外学者在研究金融发展与贫困缓解间的关系上, 主要以跨国研究为主, 更强调整体金融发展的减贫效应, 主要采用向量自回归模型估计、系统广义矩估计等研究方法。国内学者沿用国外学者的计量方法探讨了我国全国层面、区域层面的金融发展对贫困的影响, 着重研究了农村金融发展水平的反贫困效应。但这些研究缺乏制度因素在金融发展作用于贫困缓解中的影响。笔者基于 1990—2013 年中国三大区域的面板数据, 利用误差修正模型(VEC), 研究金融发展和制度质量对贫困的影响。

二、变量说明与模型设定

笔者选取我国 1990—2013 年东部 11 个地区、中部 8 个地区和西部 11 个地区共计 30 个省和直辖市的数据, 数据来源于 30 个省市的统计年鉴、1991—2014 年的《中国统计年鉴》、1991—2014 年的《金融年鉴》、1991—2014 年的《中国证券期货统计年鉴》以及《区域金融运行报告》, 采用 Eviews 7.0 计量。

(一) 变量说明

1. 贫困。贫困以农村居民家庭恩格尔系数(NE)表示, 等于食品支出额与个人消费支出总额之比。通常一个家庭越贫困, 家庭收入中用于购买食品的支出所占比例越大。

2. 金融发展。笔者选取的金融发展指标有三个: 一是金融规模(FR), 以金融机构人民币存贷款总量和保费收入之和在 GDP 中的比重表示。二是金融结构(FS)。由于当前我国的金融市场整体水平远远落后于金融中介的发展水平, 地区间的金融市场发展程度更是不均衡, 差距过大。因此笔者采用的金融结构指标主要是度量金融中介的规模, 以金融机构人民币存贷款额与 GDP 之比表示。三是金融效率(FE), 以金融机构人民币贷款总量与金融机构人民币存款总量的比值表示, 也叫存贷比。

3. 制度质量。国内外的金融发展实践表明, 完善的制度体系(Institution)会激励投资者参与金融市场, 增加对金融产品的需求, 从而推动一国金融业的发展。特别是明确的产权是金融市场繁荣的基础。笔者考虑外贸制度、政治制度和产权制度三个制度变量: 外贸制度(OPEN)以进出口总额/GDP 表示。政治制度(GOV)以行政管理费用支出与财政支出总额之比表示。产权制度(PR)以非国有部门获得的贷款额表示, 即 $(1 - \text{国有经济固定资产投资总额} / \text{全社会固定资产投资总额}) \times \text{金融机构人民币贷款余额}$ 。

4. 控制变量。笔者以经济总量(PGDP)作为控制变量, 以人均 GDP 的自然对数表示。

(二) 模型设定

为检验金融发展和制度质量对贫困缓解的影响,笔者构建如下模型:

$$NE_{it} = \alpha + \beta_1 FR_{it} + \beta_2 FS_{it} + \beta_3 FE_{it} + \beta_4 OPEN_{it} + \beta_5 GOV_{it} + \beta_6 PR_{it} + \beta_7 Ln(PGDP_{it}) + \epsilon_{it}$$

NE_{it} 表示贫困; FR_{it} 、 FS_{it} 、 FE_{it} 分别表示金融规模、金融结构和金融效率; PR_{it} 、 GOV_{it} 、 $OPEN_{it}$ 分别代表产权指数、政治效率和开放度; $Ln(PGDP_{it})$ 为控制变量。 i 表示省份, t 表示时间, ϵ_{it} 表示误差项。

三、实证检验

(一) 面板单位根检验

笔者分别采用 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验方法对所选取的样本进行单位根检验。检验时按一般到特殊的原则,对含有漂移项和趋势项的检验式、只含有趋势项的检验式和不含有漂移项和趋势项的检验式分别进行回归,最优滞后阶数按照 Schwarz 信息准则选取。根据表 1 的结果可知,进行一阶差分后各变量的单位根检验在 1%的水平下均显著,说明其均为一阶平稳序列,即 I(1)过程。因此,可对各变量间进行协整检验。

表 1 变量的单位根检验结果

	LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square	
NE	2.233 (0.987)	-2.460*** (0.007)	7.046 (1.000)	12.472 (1.000)	20.613 (1.000)	I(1)
△NE	-16.169*** (0.000)	-12.973*** (0.000)	-15.575*** (0.000)	304.249*** (0.000)	789.195*** (0.000)	
FT	-1.040 (0.149)	-0.638 (0.262)	-1.154 (0.124)	40.374 (0.976)	38.549 (0.986)	I(1)
△FT	-13.394*** (0.000)	-4.973*** (0.000)	-12.995*** (0.000)	263.692*** (0.000)	370.358*** (0.000)	
FS	-0.993 (0.161)	-0.763 (0.223)	2.190 (0.986)	40.895 (0.972)	38.690 (0.985)	I(1)
△FS	-13.437*** (0.000)	-4.937*** (0.000)	-13.049*** (0.000)	264.992*** (0.000)	374.032*** (0.000)	
FE	-3.420*** (0.000)	-0.901 (0.184)	1.023 (0.847)	85.797** (0.016)	80.344** (0.041)	I(1)
△FE	-16.445*** (0.000)	-9.908*** (0.000)	-15.325*** (0.000)	300.311*** (0.000)	654.386*** (0.000)	
OPEN	-0.209 (0.417)	-0.777 (0.219)	-0.532 (0.297)	64.311 (0.328)	49.880 (0.821)	I(1)
△OPEN	-17.533*** (0.000)	-11.251*** (0.000)	-15.340*** (0.000)	299.693*** (0.000)	332.534*** (0.000)	
GOV	-0.119 (0.453)	-3.622*** (0.000)	-1.993** (0.023)	71.349 (0.150)	63.226 (0.363)	I(1)
△GOV	-18.371*** (0.000)	-17.958*** (0.000)	-16.106*** (0.000)	310.797*** (0.000)	335.617*** (0.000)	
PR	22.601 (1.000)	-0.251 (0.401)	2.736 (0.997)	39.738 (0.980)	58.661 (0.525)	I(1)
△PR	-12.412*** (0.000)	-10.394*** (0.000)	-12.745*** (0.000)	252.593*** (0.000)	294.629*** (0.000)	
Ln(PGDP)	15.323 (1.000)	2.100 (0.982)	1.920 (0.973)	48.318 (0.861)	55.342 (0.646)	I(1)
△Ln(PGDP)	-4.436*** (0.000)	-3.143*** (0.000)	-11.257*** (0.000)	230.627*** (0.000)	247.866*** (0.000)	

注:△表示一阶差分;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号中的数字为 P 值。

(二) 协整检验

对全国、东部地区、中部地区和西部地区的样本分别进行回归,得到残差序列 E_{it} 之后,对各残差进行面板单位根检验。面板单位根检验仍采用 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验,如果检验出来的残差序列是平稳的,说明各变量之间存在着长期的均衡关系,反之则不存在。

根据 F 检验和 Hausman 检验,所有回归模型都采用固定效应模型,回归结果见表 2。由表 2 可知,除了西部地区以外,我国的金融规模与农村贫困率显著负相关,金融结构和金融效率均与农村恩格尔系数正相关。制度质量对农村贫困率的影响不显著,但是经济增长水平的提高显著性降低了农村居民的恩格尔系数。金融规模与东部地区和中部地区的农村居民恩格尔系数显著负相关,而与西部地区的农村居民恩格尔系数正相关。金融结构与东部地区和中部地区的农村居民恩格尔系数呈现出显著性的正相关关系,与西部地区的农村居民恩格尔系数呈现负相关关系。金融效率与东部、中部和西部地区的农村居民恩格尔系数显著正相关。制度质量对东部地区的贫困率影响较大:对外开放和产权制度均与农村居民恩格尔系数显著正相关,政府支出对贫困率的影响不明显。但是东部地区的经济增长显著减低了农村居民恩格尔系数。中部地区对非国有部门的信贷投入越多,农村居民恩格尔系数越小。西部地区的政府支出没有降低贫困率,但是其经济增长降低了贫困率。

表 2 协整检验结果

	全国(方程 1)	东部地区(方程 2)	中部地区(方程 3)	西部地区(方程 4)
C	1.260*** (0.000)	1.945*** (0.000)	0.567*** (0.000)	1.058*** (0.000)
FR	-0.604** (0.030)	-0.933** (0.014)	-3.401*** (0.000)	2.110*** (0.000)
FS	0.596** (0.034)	0.921** (0.016)	3.445*** (0.000)	-2.153*** (0.000)
FE	0.073*** (0.000)	0.068*** (0.001)	0.003*** (0.038)	0.078*** (0.000)
OPEN	0.016** (0.047)	0.019** (0.025)	0.062(0.331)	-0.049(0.400)
GOV	0.002*** (0.001)	0.001(0.582)	0.001(0.628)	0.001* (0.073)
PR	-0.004(0.225)	0.012** (0.020)	-0.058*** (0.000)	-0.002(0.622)
PGDP	-0.088*** (0.000)	-0.167*** (0.000)	0.032** (0.046)	-0.063*** (0.003)
Obs	709	264	192	253
F 值	124.959	69.692	100.022	81.619
Hausman 检验	74.332*** (0.000)	13.560* (0.060)	210.615*** (0.000)	28.292*** (0.000)
Adj. R ²	0.9117	0.9126	0.9505	0.9275

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号中的数字为 P 值。模型形式均为固定效应模型。

表 3 报告了表 2 中各回归残差序列的单位根检验,结果显示残差序列均为平稳序列,说明基于全国、东部、中部和西部的数据来看,金融发展制度质量与贫困之间存在长期的协整关系(见表 3)。

表 3 残差序列的单位根检验结果

	LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square
E _{it1} (方程 1)	-3.385*** (0.000)	-1.717** (0.043)	-2.690*** (0.004)	86.264** (0.015)	92.130*** (0.005)
E _{it2} (方程 2)	-3.331*** (0.000)	-3.584*** (0.000)	-2.616*** (0.005)	38.025** (0.018)	52.605*** (0.000)
E _{it3} (方程 3)	-1.509* (0.066)	-3.822*** (0.0000)	-1.807** (0.035)	25.354* (0.064)	27.519** (0.036)
E _{it4} (方程 4)	-1.950** (0.026)	-2.096** (0.018)	-1.404* (0.080)	33.651* (0.053)	26.247(0.241)

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号中的数字为 P 值。

(三) 误差修正模型

根据表 2 和表 3 的检验结果,发现金融发展、制度质量和农村贫困缓解之后存在长期的协整关系。因而可以构建误差修正模型,分析短期内金融发展对贫困的影响。构建如下模型:

$$\Delta NEit = \alpha + \beta_1 \Delta FR_{it} + \beta_2 \Delta FS_{it} + \beta_3 \Delta FE_{it} + \gamma_1 \Delta OPEN_{it} + \gamma_2 \Delta GOV_{it} + \gamma_3 \Delta PR_{it} + \gamma_4 \Delta PGD_{it} + \delta ECM_{it} + \epsilon_{it}$$

表 4 的回归结果显示:各方程的误差项 ECM 的系数在 1%的水平下均显著为正,说明当短期值偏离均衡值时,会有一个正的作用将非均衡状态拉回均衡状态,中部地区调整力度最大,其次是西部地区,东部地区的调整力度最弱。从整体看,误差修正模型回归结果的拟合度不高。东部、中部和西部地区的样本回归模型的变量系数显著性也不高,说明金融发展与农村居民恩格尔系数间的短期关系不显著。

(四) 扩展性回归:金融发展与制度变量对贫困缓解的交叉作用机制

为进一步了解金融发展、制度变量和贫困缓解之间的交叉作用机制,我们继续构建如下模型:

$$\Delta NEit = \alpha_i + \mu_t + \beta_{1t} Finance_{it} + \beta_{2t} Institution_{it} + \beta_{3t} Finance_{it} \times Institution_{it} + \beta_{4t} Control_{it} + \epsilon_{it}$$

其中 Institution 包括对外开放(OPEN)、行政支出(GOV)和产权制度(PR)。

表 4 误差修正模型回归结果

	全国	东部地区	中部地区	西部地区
C	−0.003(0.126)	0.011** (0.048)	−0.003(0.351)	−0.001(0.247)
△FR	−0.351(0.228)	−0.359(0.279)	−1.084(0.162)	1.554(0.125)
△FS	0.343(0.240)	0.342(0.305)	1.136(0.143)	−1.574(0.121)
△FE	0.028* (0.053)	−0.037(0.164)	0.030(0.168)	0.025(0.399)
△GOV	0.009(0.462)	0.001(0.953)	0.083(0.277)	−0.096(0.189)
△OPEN	0.0001(0.772)	0.001(0.517)	0.001(0.564)	0.0001(0.915)
△PR	−0.001(0.892)	0.015*** (0.010)	−0.043*** (0.000)	−0.006(0.435)
△PGDP	−0.027** (0.023)	−0.142*** (0.000)	0.010(0.400)	0.008(0.877)
ECM	0.370*** (0.000)	0.424*** (0.000)	0.574*** (0.000)	0.470*** (0.000)
Obj.	679	253	184	242
DW	2.117	2.103	2.028	1.998
Adj. R ²	0.3284	0.3324	0.5034	0.3774

注:△表示一阶差分;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号中的数字为 P 值。模型形式均为固定效应模型。

回归结果见表 5 和表 6。从国家层面看,对外开放程度的提高有利于我国金融结构的改善和金融效率的提高;行政开支的增长抑制了金融规模的扩大和金融效率的提高;产权越完善,金融规模越大,金融效率也越高。从区域层面看,对外开放抑制了东部和中部地区的金融规模的扩大,但是有助于改善东中部地区的金融结构;行政支出和产权效应对区域金融发展的影响均不明显。

表 5 金融发展和制度质量的交叉作用机制回归结果(全国和东部地区)

被解释变量 Institution	全国			东部		
	OPEN(1)	GOV(2)	PR(3)	OPEN(4)	GOV(5)	PR(6)
C	0.844*** (0.000)	0.897*** (0.000)	0.915*** (0.000)	0.935*** (0.000)	0.992*** (0.000)	1.137*** (0.000)
FR	−1.893*** (0.000)	−1.109* (0.092)	0.519 (0.678)	−3.072*** (0.000)	−0.368 (0.655)	−3.074* (0.095)
FS	1.887*** (0.000)	1.112* (0.094)	−0.569 (0.651)	3.070*** (0.000)	0.350 (0.674)	3.022 (0.102)
FE	0.077*** (0.000)	−0.007 (0.736)	0.030 (0.297)	0.038 (0.152)	−0.008 (0.842)	−0.107** (0.034)
FR * Institution	0.492 (0.274)	−0.068 (0.238)	−0.304* (0.064)	1.042 (0.104)	−0.246*** (0.009)	0.096 (0.680)
FS * Institution	−0.489 (0.282)	0.068 (0.245)	0.310* (0.060)	−1.045 (0.106)	0.247*** (0.009)	−0.090 (0.699)
FE * Institution	−0.133*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.005 (0.339)	−0.117*** (0.006)	0.001 (0.861)	0.017** (0.034)
OPEN	0.088*** (0.007)	0.010 (0.225)	0.019** (0.024)	0.076* (0.071)	0.009 (0.414)	0.003 (0.726)
GOV	0.002*** (0.000)	0.001 (0.974)	0.003*** (0.000)	0.001 (0.145)	0.003 (0.411)	0.002** (0.012)
PR	−0.003 (0.362)	0.001 (0.693)	−0.017** (0.030)	0.010 (0.118)	0.018*** (0.003)	−0.020* (0.082)
Ln(PGDP)	−0.041*** (0.000)	−0.047*** (0.000)	−0.039*** (0.000)	−0.056*** (0.000)	−0.068*** (0.000)	−0.052*** (0.000)
Obs.	709	709	709	264	264	264
F 值	26.10	26.51	25.54	17.00	20.68	25.99
Hausman 检验	11.03 (0.441)	8.92 (0.540)	8.07 (0.622)	104.14*** (0.000)	116.31*** (0.000)	102.92*** (0.000)
Adj. R ²	0.8251	0.8240	0.8204	0.7842	0.7756	0.7832

注:△表示一阶差分;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;括号中的数字为 P 值。模型形式均为固定效应模型。

四、结论与启示

笔者基于 1990—2013 年我国东中西三大区域的面板数据,利用误差修正模型检验了金融发展、制度质量和贫困缓解之间的关系,得出以下结论:短期内,金融发展与农村贫困缓解之间的关系不显著。

表 6 金融发展和制度质量的交叉作用机制回归结果(中部和西部地区)

被解释变量 Institution	中部			西部		
	OPEN(1)	GOV(2)	PR(3)	OPEN(4)	GOV(5)	PR(6)
C	0.729*** (0.000)	0.609*** (0.000)	0.649*** (0.000)	0.951*** (0.000)	1.063*** (0.000)	0.546*** (0.000)
FR	-3.067** (0.014)	-0.163 (0.935)	-4.594* (0.093)	0.689 (0.582)	0.129 (0.937)	-3.158 (0.140)
FS	3.115** (0.013)	0.188 (0.926)	4.704* (0.088)	-0.743 (0.556)	-0.153 (0.926)	3.288 (0.128)
FE	-0.013 (0.629)	0.062 (0.205)	-0167*** (0.001)	0.090** (0.042)	-0.035 (0.439)	-0.012 (0.809)
FR * Institution	-2.219 (0.860)	-0.271 (0.108)	0.313 (0.382)	-0.194 (0.986)	-0.003 (0.980)	0.721** (0.020)
FS * Institution	2.143 (0.865)	0.272 (0.108)	-0.322 (0.370)	0.226 (0.984)	0.001 (0.993)	-0.746** (0.017)
FE * Institution	0.146 (0.492)	-0.005 (0.293)	0.034*** (0.000)	0.164 (0.708)	0.008*** (0.002)	0.030*** (0.002)
OPEN	0.127 (0.805)	0.099 (0.136)	0.180*** (0.004)	-0.140 (0.797)	0.038 (0.515)	0.153*** (0.007)
GOV	0.001 (0.391)	0.008 (0.279)	0.001 (0.537)	0.002** (0.015)	-0.001 (0.842)	0.001 (0.166)
PR	-0.064*** (0.000)	-0.071*** (0.000)	-0.096*** (0.000)	0.006 (0.237)	0.010** (0.050)	-0.011 (0.444)
Ln(PGDP)	0.022* (0.069)	0.031*** (0.007)	0.047*** (0.000)	-0.055*** (0.000)	-0.064*** (0.000)	-0.012 (0.254)
Obs.	192	192	192	253	253	253
F 值	25.71	29.25	38.41	25.44	28.10	35.62
Hausman 检验	92.03*** (0.000)	97.84*** (0.000)	109.88*** (0.000)	121.00*** (0.000)	74.54*** (0.000)	143.84*** (0.000)
Adj. R ²	0.9107	0.9105	0.9221	0.8507	0.8608	0.8723

注：△表示一阶差分；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著；括号中的数字为P值。模型形式均为固定效应模型。

从长期看，金融规模对我国东部和中部地区的农村贫困缓解产生了显著的正效应，但抑制了西部地区的农村贫困率的下降；现有的金融结构对东部和中部地区的贫困缓解产生了显著性的抑制作用，但在一定程度上有助于缓解西部地区的贫困率；银行存贷比限制了我国农村贫困率的下降。在制度质量对我国贫困缓解的影响上，金融产权有利于缓解贫困，特别是缓解中部地区的贫困；行政开支越多，对贫困的负面效应越大；对外开放程度对贫困的影响不明显，但对金融发展的影响非常显著。

以上分析说明，在“效率优先、兼顾公平”的政策指引下，我国经济迅速发展，特别是金融规模不断扩大，但农村贫困没有实质性改善。导致贫困未改善的原因一方面是我国金融发展水平不高，另一方面也与金融发展中的制度安排不恰当有关。因此，要进一步促进我国经济的公平与共享式发展，应从公平和效率统一的角度来改革和完善我国的金融体制和制度安排。我国金融体制的改革与完善最主要是进一步推进商业性金融体系改革，重点在于加强市场化改革，逐步放松并最终消除政府对金融的控制，以充分发挥市场在金融资源配置中的作用，同时要增加市场竞争，使更多的市场主体得到金融支持和获得金融便利。具体而言，要通过提高农村金融服务水平、实行差异化的区域金融政策、加快利率市场化改革、规范证券市场等促进社会公平。特别是农村金融改革既涉及贫困的缓解，也关系到收入分配结构的优化。而农村金融服务质量提高的关键在于农村金融制度体系的完善，即在加快推进我国农村土地产权和农村金融产权改革的基础上，要着力提高农业保险制度的质量，与此同时深化农村信用体系建设，制定有针对性的农村金融激励约束机制。

目前，在中国的市场化融资体系中，商业性金融更注重利润目标，不愿涉足国家基础设施、基础产业、支柱产业。政策性金融在一定程度上可以弥补这个问题，而开发性金融是政策性金融的深化，不同于政策性金融的“信贷资金财政化”，它是将财政资金信贷化，是政府干预和政府主导下的市场化运作模

式。在当前我国深化经济体制改革的背景下,我国“三农”问题、中小企业融资困境、城镇化等问题的解决不能完全靠商业性金融体系的深化,还需要开发性金融的配合。特别是开发性金融在解决我国金融领域面临的资金期限错配问题上可以发挥很大的作用。因此,开发性金融在我国的金融发展中不可或缺,今后要在深化商业性金融改革的同时,推进开发性金融发展,从而增加贫困阶层的收入。

参考文献:

- [1] 崔艳娟、孙刚(2012). 金融发展是贫困减缓的原因吗?——来自中国的证据. 金融研究, 11.
- [2] 吕勇斌、赵培培(2014). 我国农村金融发展与反贫困绩效:基于2003—2010年的经验证据. 农业经济问题, 1.
- [3] 师荣蓉、徐璋勇、赵彦嘉(2013). 金融减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部省级面板数据的研究. 中国软科学, 3.
- [4] 苏基溶、廖进中(2009). 中国金融发展与收入分配、贫困关系的经验分析. 财经科学, 12.
- [5] 田银华、李 晟(2014). 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. 首都经济贸易大学学报, 5.
- [6] 杨 俊、王 燕、张宗益(2008). 中国金融发展与贫困减少的经验分析. 世界经济, 8.
- [7] Beck T, Demirguc-Kunt A. & Levine R. (2004). Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence. NBER Working Paper.
- [8] Jalilian H & Kirkpatrick C. (2002). Financial Development and Poverty Reduction in Developing Countries. *International Journal of Finance and Economics*, 7(2).
- [9] Jeanneney G. S & Kpodar K. (2005). Financial Development, Financial Instability and Poverty. University of Auvergne Working Paper.
- [10] Jeanneney G. S & Kpodar K. (2008). Financial Development and Poverty Reduction: Can There be a Benefit without a Cost? IMF Working Paper.
- [11] Lyn S., Zou Heng-fu & Li Hongyi(1998). Explaining International and Intertemporal Variation in Income Inequality. *Economics Journal*, 108(1).

Financial Development, Institutional Arrangements and Rural Poverty Alleviation

Wang Luanfeng (Hubei University)

Fang Zhou (Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: This paper investigates the relationship between financial development and rural poverty alleviation. The conclusions are drawn as follows: the relationship between financial development and the rural poverty rate is not significant in the short term. In the long term, financial scales reduce the Engel coefficient of rural resident in China's eastern and central regions significantly. The financing model of bank credits suppresses rural poverty alleviation in eastern and central regions, but it promotes the fall of poverty rate in western regions to some degree. Financial efficiency is measured by the ratio of loans to deposits which is not helpful for the decline of rural poverty in China. As to the influence of institution on the poverty alleviation, the improvements of property right system can help decrease the rate of poverty, and they have a significant positive effect of financial aggregates and financial efficiency. China's opening policy is helpful to ameliorate financial structure and financial efficiency, the increasing of administrative expenses suppresses the speed of poverty alleviation.

Key words: financial development; institutional arrangement; poverty alleviation; development finance

■作者地址: 王鸾凤, 湖北大学商学院; 湖北 武汉 430062。Email: phenix02@163.com。

方 舟, 华中科技大学经济学院。

■基金项目: 国家社会科学基金项目(11CJL036)

■责任编辑: 刘金波