

普惠金融的减贫效应*

——基于中国省级面板数据的实证分析

韩晓宇 星 焱

〔摘 要〕发展普惠金融是我国“十三五”期间的一项重要国策,金融扶贫更是打赢脱贫攻坚重大战略的关键之举。本文测度了2006–2014年间我国各个省级地区的普惠金融发展指数,通过PVAR等计量模型检验发现:发展普惠金融具有明显的减贫效应,并且是贫富差距的单向格兰杰原因;我国普惠金融发展整体上表现出东部高、中部次之、西部低的基本态势,同时,在普惠金融减贫的边际效应中西部>中部>东部;在各类因素的横向比较中,普惠金融减贫效应相对较弱,排在贫困自身惯性、对外开放程度、产业结构、财政支出之后。

关键词:普惠金融 减贫效应 发展指数 PVAR模型

JEL分类号:E60 G28 H81

一、引 言

普惠金融是2005年由联合国提出的一种金融发展理念。根据国务院《推进普惠金融发展规划(2016–2020年)》,“普惠金融是指立足机会平等要求和商业可持续原则,以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务”。由于普惠金融可以提升社会福祉,促进经济健康和谐发展,因此得到了发展中国家的广泛支持。近年来,普惠金融在中国发展快速。2007年,村镇银行、小贷公司和农村资金互助组织的创新,为县域和乡村地区的注入新鲜血液。此后,众多商业银行纷纷成立三农事业部、小微事业部、普惠金融事业部,传统正规金融也开始在普惠金融领域发力。2010年后,以互联网货币基金、互联网征信、P2P等注重服务“草根”人群的互联网金融异军突起。2013年,十八届三中全会上普惠金融首次被写入党的章程、2015年中国银监会普惠金融部的成立和2016年《推进普惠金融发展规划(2016–2020年)》的出台,更映射了中国普惠金融制度变迁的进程。

普惠金融最主要的服务客体是中低收入人群和小微企业,因此普惠金融具有一定减贫效应,即发展普惠金融会实现金融扶贫。更进一步地,如果将普惠金融服务人群的收入和财富水平划分为两类,一般中低收入者和赤贫者,金融扶贫主要是针对赤贫者。狭义上的普惠金融强调商业可持续性,对赤贫者的帮助有限。只有政策性金融、合作金融或者受政府补贴的商业性金融,对赤贫者才有着针对性的扶贫效果。当然,它们同属广义范畴内的普惠金融。2015年,习近平总书记在中央扶贫工作会议上明确指出:“要做好金融扶贫这篇文章”;李克强总理也要求,要“走出一条有中国特色的金融扶贫之路”。2016年《“十三五”规划纲要》提出:“发挥政策性金融、开发性金融、商业性金融和合作性金融的互补作用,整合各类扶贫资源,拓宽资金来源渠道”。可见,中央已经将普

* 韩晓宇,天津财经大学经济学院,经济学博士。星焱,中证金融研究院副研究员,经济学博士。本文研究得到了国家社会科学基金“中国农村普惠金融的绩效评估与内容发展路径研究”(项目号:15CJL031)的支持。

惠金融框架下的金融扶贫,作为打赢脱贫攻坚重大战略的关键之举。

从理论上讲,普惠金融减贫效应划分为三个维度:物质资本效应、人力资本效应和社会资本效应。首先,普惠金融有助于贫困者自有资本增加,可以为其提供所需的外生性融资,进而扩大小规模生产和投资,进而提高自身收入水平;另一方面,发展普惠金融可促进制度创新,完善金融市场基础设施,有效解决贫困者和金融机构间的信息不对称问题,从而增加贫困者获得金融服务的可能性。其次,普惠金融具有减贫的人力资本效应,体现在它可以通过多种途径增加人力资本。比如,普惠金融要求积极发展金融教育,提升贫困者自身人力资本,改善贫困者的体力、智力和道德素质等。同时,普惠金融强调针对“草根”阶层的征信,可以培养贫困者的信用能力,进而提升其道德素养。再者,普惠金融可以促使贫困者参与投资或生产活动,提高其社会认同感,增加其社会资本。比如,通过为村镇企业、合作社等融资以扩大生产,带动贫困群体参与生产性活动。

但在实践中,受金融结构、金融制度、金融发展阶段等诸多因素影响,普惠金融的发展并非一定带来理想中的减贫效应。鉴于普惠金融和金融扶贫对当前经济社会发展的重要性,本文以中国数据为样本,尝试实证检验普惠金融减贫效应的大小以及不同地区的差异性。文章结构安排如下:第二部分从理论上分析普惠金融减贫中的物质资本效应、人力资本效应和社会资本效应;第三部分确立普惠金融减贫效应的计量模型设定和相关指标选取;第四部分和第五部分分别给出计量检验结果和稳定性检验结果;最后是重要结论和进一步研究方向。

二、文献综述

自从2013年以来,我国政界和学界对普惠金融的关注大幅增加。学者们采用不同的指数构成方法,测度了中国普惠金融的整体发展情况和区域差异性。陈银娥等(2015)构建了一种评价模型,对2004-2013年中国不同省市的普惠金融发展情况进行了分析,并运用Kernel密度估计和空间马尔科夫链等方法,对中国普惠金融发展的动态变化进行了研究,结果表明,中国普惠金融存在明显的多极分化格局和“俱乐部收敛”现象,全国总体表现出小幅降低趋势,东部地区呈现逐步发散,中西部地区呈现出逐步收敛。蔡洋萍(2015)通过指数构建,对湖南、湖北、河南等三省份2005-2013年的普惠金融发展水平进行了比较分析,结果表明,湖南和湖北的农村普惠金融指数要优于河南,但河南的普惠金融指数上升趋势要快于前二者;在构建普惠金融发展影响因素模型的基础上,滞后一期的普惠金融发展水平、公路里程数对一省的普惠金融发展影响最大,它们与普惠金融正向相关,但是,地方政府的调控政策会对普惠金融指数带来反向作用。焦瑾璞等(2015)构建了包含“可获得性”、“使用情况”及“服务质量”3个一级指标和其他19个二级指标的普惠金融测度指标体系,使用层次分析法确定指标权重,测度了2013年中国各个地区的普惠金融发展情况,结果显示,国内不同省份的普惠金融发展水平明显不同,总体上与经济发展水平基本相近。

现有对普惠金融减贫效应的研究文献中,大体可以分为减贫机理研究和减贫效果实证检验两个方面。前者主要研究传统金融减贫效应乏力、而普惠金融有助于减贫的本质和原因。例如,根据星焱(2015,2016)的研究,贫困人群受到金融排斥主要有三种原因:一是受教育水平较低、缺乏可抵押资产及担保等先天禀赋不足;二是面临居住偏远、地广人稀等空间劣势;三是金融发展滞后、金融工具和模式创新不足、金融市场基础设施不健全。这些因素导致了传统金融机构在为贫困人群提供服务时需要承担额外的成本,难以实现商业可持续(周立,2007;马九杰和吴本健,2013)。与传统金融相比,普惠金融对贫困人群具有比较优势。比如,普惠金融通过小微金融创新,降低金融服务主客体之间的信息成本(World Bank,2013);通过引入信息技术和数字技术,降低主客体之间的空间成本;通过金融教育和消费者权益保护,进一步激发低收入者的有效需求,提高服务质量。

在金融发展和普惠金融减贫效应的实证研究中,学界存在一定的争议,主要体现在减贫效果的差异性。在国外学者的研究中,Greenwood and Jovanovic(1990)的研究以戈德史密斯-麦金农-肖尔(Goldsmith-McKinnon-Shaw)模型为基础,认为在一个国家从发展中国家向发达国家演进过程中,金融发展与贫富差距之间存在先抑后扬的“倒U”关系。Dupas and Robinson(2013)分析了肯尼亚农村银行账户的使用情况,结果发现,当普惠金融稳步发展时,贫困人群获得自己的金融账户并且有效使用时,通常会带来较高的消费和收入水平。同时,这种效应对女性较为明显,对男性则作用不大。Dhrifi(2014)对1990-2010年间不同国家的数据构建了联立方程,其统计结果表明,金融发展促进了中高收入国家的经济增长和减贫;而在低收入国家,金融发展对这些经济体没有积极的影响;同时,金融发展加剧了中低收入国家收入分配不平等,而对于高收入国家,金融体系的改善会引致不平等现象的减少。在特定样本的研究中,Bittencourt(2007)运用1985-1999年间巴西的经济数据,综合使用时间序列和面板数据的计量检验方法,发现金融发展可以有效地减缓这段时期内的经济社会不平等,并建议给予穷人更多的信贷。在国内研究中,对于普惠金融发展能否产生有效的减贫效应也存在明显的分歧。例如,温涛等(2005)以1952-2003年间中国数据为基础,使用协整检验、基于向量自回归VAR的脉冲响应和方差分解等方法,发现金融发展对农民收入增长具有显著的负效应,用金融发展与经济增长的正向作用关系直接替代金融发展与农民收入增长的关系,与我国经济发展的事实并不相符。罗斯丹等(2016)以国家统计局等公开数据为样本,用加权几何平均的方法构建了测度各省市普惠金融发展程度的指数,并且根据门槛回归模型对普惠金融的减贫效应进行分析,发现普惠金融减贫表现出显著的门槛特征,减贫效应随着人均收入水平的提高而增强。

综合上述文献分析可知,国内外学者对普惠金融发展的基本情况、普惠金融减贫效应的理论和实证分析等方面,都进行了一定的研究。但是,在对普惠金融发展减贫效应的定性结论上存在分歧。选取不同样本、设计不同指标、设定不同检验模型和计量检验方法,都可能得出具有差异性的结论。鉴于此,本文以我国省级面板数据为样本,选取有代表性的普惠金融指标体系,采用该领域较少运用的PVAR计量模型,进一步检验普惠金融发展的减贫效应,以期对相关学术研究政策制定提供经验依据。

三、模型设计与指标选取

(一)模型设计

本文使用1988年由Holtz Eakin提出,并由Love and Zicchino(2006)完善的基于面板数据的向量自回归模型(PVAR)。PVAR结合使用面板估计方法与向量自回归模型,由于其选取的样本为面板数据,虽然样本的时间序列长度较短,但横截面个体数量极大地扩大了样本容量,在一定程度上有效弥补使用VAR模型时间序列长度太短的缺陷。在PVAR模型中仅需达到 $t \geq m + 3$ (t 表示时间序列长度, m 表示滞后阶数)的要求时就可估计模型的参数,而当符合 $t \geq 2m + 2$ 的条件时,模型就可以在稳态下估计滞后项的参数。

基于面板数据的向量自回归模型的基本表现形式如下:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{j=1}^p \tau_j y_{i,t-j} + \mu_{i,t}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中 $y_{i,t}$ 表示 y_i 在 t 时刻由 M 个可观测变量组成的 $M \times 1$ 向量。 α_t 表示加上1个不可观测的个体固定效应后组成的矩阵。 γ_t 表示 $M \times 1$ 个解释变量的时间效应组成的矩阵。 τ_j 为 $M \times M$ 个滞后期不同的变量的待估系数组成的矩阵。 $\mu_{i,t}$ 表示随机误差项,其服从标准正态分布。 P 表示滞后期数。

(二)普惠金融发展指数的估算

1. 指标筛选

文章在参考以往研究中构建的普惠金融发展程度指标体系的基础上,考虑我国当前社会、金融环境发展的实际情况,如我国城乡二元经济结构,小微企业融资难等现状,提出以下指标体系(见表1)。

表1 普惠金融发展指数指标体系

一级指标	二级指标	说明	单位
可获得性	网点数量	每万平方公里金融机构营业网点数量	家/万平方公里
		每万人拥有的金融机构营业网点数量	家/万人
	人员数量	每万平方公里金融机构从业人员数量	人/万平方公里
		每万人金融机构从业人员数量	人/万人
使用情况	存款情况	金融机构各项人均存款占人均GDP比重	%
	贷款情况	金融机构各项人均贷款占人均GDP比重	%
	账户情况	每人拥有的个人银行结算账户数	户/人
	支付情况	网上支付金额占总支付金额比重	%
	保险情况	保险密度:保险收入/人口数量	元/人
	证券情况	保险深度:保险收入/GDP	%
服务质量	对小微企业 对“三农”	从股票市场筹资额占GDP比重	%
		小额贷款公司贷款余额占各项贷款余额比例	%
		农户贷款余额占各项贷款余额比例	%

2. 指标计算方法

普惠金融发展指数的计算方法源于Sarma(2008)借鉴联合国开发计划署编制人类发展指数HDI算法而得出。

假设普惠金融第*i*个评价维度为 $D_i(i=1,2,...,n)$,该评价维度的权重用 W_i 表示。权重用以衡量该维度对于度量普惠金融水平的重要性。鉴于各维度的量纲不同,因此通过对各维度的原始数据使用离差法进行标准化处理,进而换算成0-1之间的标准化数据,计算公式为:

$$D_i = W_i \frac{A_i - m_i}{M_i - m_i}$$
 (2)

其中, W_i 表示第*i*个维度的权重($0 \leq W_i \leq 1$), A_i 表示第*i*个维度的实际数值, m_i 表示第*i*个维度可能取到的最小值, M_i 表示第*i*个维度可能取到的最大值。通过式(2)可知,各维度的评价指标 D_i 的取值范围是 $0 \leq D_i \leq W_i$,且 D_i 的取值越大,表示该维度的评价水平越高。当 $D_n = (W_1, W_2, \dots, W_n)$ 时,即达到理想水平,表示普惠金融发展水平最高。

因此,通过测算第*i*个维度的测算值与最理想值间的差距,进而将每个差距整合起来成为一个数值,该数值就是普惠金融发展指数,具体计算公式如下:

$$IFI = 1 - \frac{\sqrt{(W_1 - D_1)^2 + (W_2 - D_2)^2 + \dots + (W_n - D_n)^2}}{\sqrt{(W_1^2 + W_2^2 + \dots + W_n^2)^2}}$$
 (3)

由上式可知,测算普惠金融指数的核心是如何确定计算每个维度时所占的计算值的大小,本节使用客观赋权法中变异系数法来计算每个维度的权重大小。变异系数法是指采用变异系数来进行

评价,变异系数越大,赋予的权重也越大,反之,赋予较小的权重。单个维度的权重为该维度的变异系数占有所有维度变异系数之和之比。具体计算方法为:

各维度的变异系数为 $V_i = \frac{S_i}{A_i}$ 。其中, V_i 表示每个维度的变异系数数值, S_i 表示每维度的标准差数值, A_i 表示每个维度的均值数值。各维度的权重计算方法为:

$$W_i = \frac{V_i}{\sum_1^n V_i} \quad (4)$$

3. 普惠金融发展指数的计算结果分析

文章采用我国 31 个省、直辖市 2006–2014 年的数据,各指标的观测值均为 279 个,各指标的数据来自于 2006–2014 年的统计年鉴、《区域金融运行报告》、《金融年鉴》等相关资料。通过上文计算各个维度的权重数据,对 2006–2014 年我国各省区普惠金融指数进行测度,结果见图 1。

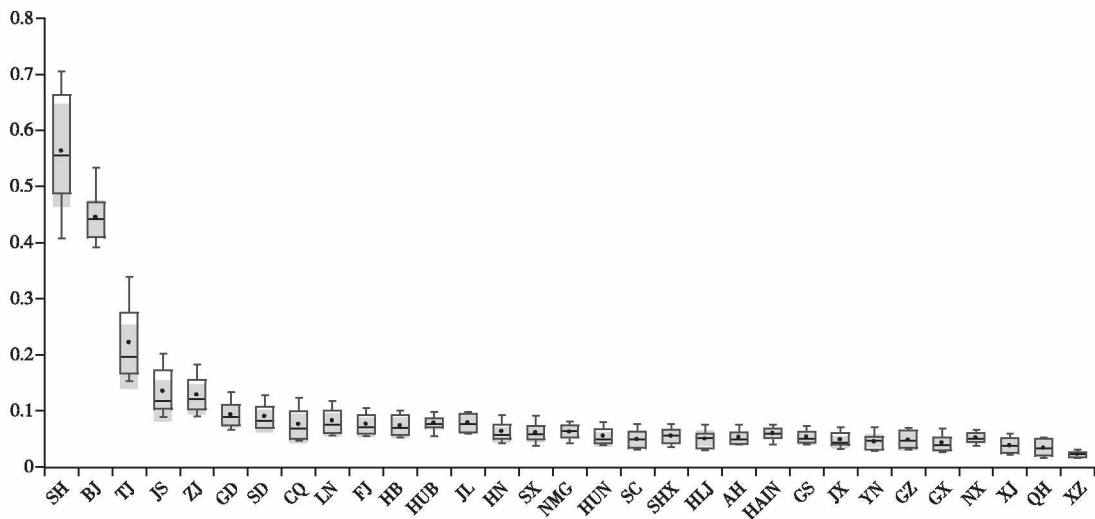


图 1 全国 31 个地区的普惠金融发展指数 boxplot 图(2006–2014)①

通过横向比较各地区的测算数值,不难发现各地的普惠金融发展水平差别非常明显。如,2014 年上海普惠金融指数测度值为 0.7,而西藏的指数测度值仅有 0.028,东西部普惠金融发展水平差异很大。我国整体普惠金融发展水平表现出东部较高,中部居中,西部较低的态势。

2006 年,东中西部地区普惠金融发展指数测算平均值依次是 0.1337、0.0422 和 0.0314,而在 2014 年,东中西部测算平均值依次是 0.2383、0.0825 和 0.0715。由此可知,近八年的发展并未明显改善普惠金融的发展格局。在普惠金融发展水平上,东部地区远远高于中西部,而中西部的普惠金融发展水平差距不太显著。2014 年普惠金融发展指数测度值排名前五依次为上海、北京、天津、江苏、浙江,而排名后五位的依次为广西、宁夏、新疆、青海、西藏。纵向比对各地普惠金融发展指数不难发现,2006–2014 年期间普惠金融发展水平大致表现出上升态势。九年间 31 个省地区增加了 30.36 倍。青海增幅最大,高达 32.245 倍。九年间,中西部地区普惠金融发展水平幅度明显高于

① 图中,sh、bj、tj、js、zj、gd、sd、cq、ln、fj、hb、hub、jl、hn、sx、nmg、hun、sc、shx、hlj、ah、hain、gs、jx、yn、gz、gx、nx、xj、qh、xz 分别代表:上海、北京、天津、江苏、广东、山东、重庆、辽宁、福建、河北、湖北、吉林、河南、陕西、内蒙古、湖南、四川、山西、黑龙江、安徽、海南、甘肃、江西、云南、贵州、广西、宁夏、青海、西藏。

东部地区。一方面是因为中西部地区金融发展指数水平基数较低;另一方面,得益于国家促进中西部地区金融发展的政策支持。

(三)解释变量选取

目前,多数文献中主要是采用基尼系数或者贫富差距比值来表示贫富差距。但这两种方法均未考虑城乡人口规模对贫富差距产生的影响,且基尼系数对于收入的中间阶级的收入变动非常敏感,对两端变动反应并不敏感,而贫富差距主要体现在高收入和低收入阶层的变化。泰尔指数对收入两端的变动较为敏感,恰好能很好地解决上述两种方法的缺陷。因此,本文选择泰尔指数作为表示贫富差距的变量。

泰尔指数的计算方法如下:

$$GAP_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left[\frac{P_{i,j,t}}{P_{i,t}} \right] * \ln \left[\frac{P_{i,j,t}}{P_{i,t}} / \frac{Z_{i,j,t}}{Z_{i,t}} \right]$$

(5)

其中J=1代表城镇,J=2代表农村。GAP_{i,t}为第i个省份在t时期的泰尔指数。P_{i,1,t}为第i个省份在第t时刻城镇总收入。P_{i,2,t}为第i个省份在t时刻农村的总收入。P_{i,t}为第i个省份在t时期城乡收入的总和。Z_{i,j,t}为第i个省份在t时期城镇或农村的总人口数。Z_{i,t}为第i个省份在t时期的总人口数。泰尔指数数值越大表明贫富差距明显。

本文主要是研究普惠金融发展如何影响贫富差距的变化,因而将其他可能会影响贫富差距的因素作为控制变量。本文使用进出口总额占GDP的比重来衡量对外开放程度,进出口总额一般以美元计价,具体使用各年的人民币兑美元的加权平均汇率将其折算成人民币计价;使用第二三产业增加值占GDP的比重来衡量产业结构;使用财政支出占GDP的比重来衡量财政支出的影响;使用城镇人口占总人口的比值来衡量城镇化率。所有面板数据样本区间是2006–2014年全国31个省、自治区、直辖市的数据,总共279个观测值。文章相关指标数据从2006–2014年《中国区域经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》和中国统计局统计数据及各省统计局网站整理而得。数据统计特征如表2所示。

表2 各解释变量的描述性统计量

指标	样本数	均值	最大值	最小值	标准差
贫富差距(GAP)	279	0.7278	0.7278	0.0051	0.1531
普惠金融发展指数(IFI)	279	0.0975	0.7062	0.0162	0.1174
进出口总额占GDP比重(IEP)	279	0.3262	1.7214	0.0357	0.3986
第二三产业增加值占GDP比重(IS)	279	0.8883	0.9947	0.6964	0.0558
财政支出占GDP比重(TAX)	279	0.2273	1.2914	0.0798	0.1724
城镇化率(UR)	279	0.5085	0.896	0.2113	0.1469

数据来源:国家统计年鉴。

四、普惠金融减贫效应的计量检验

(一)单位根检验与格兰杰因果检验

1. 面板单位根检验

面板数据未通过平稳性检验将会产生伪回归,进而影响脉冲相应和方差分解的稳定性。因此,应当首先对面板中各个变量进行平稳性检验。对面板进行平稳性检验的方法各有优劣,如Levin, Lin and Chu(2002)(简称LLC)检验前提是每个个体的自由回归系数相等;Im, Pesaran and Shin

(2003)(简记 IPS)和 Hadri. LM 方法前提是不同的个体的扰动项相互独立等。因此,为保证实证结论的稳健性,文章中使用六种方法来检验面板数据的平稳性。具体结果如表 3 所示。

在六种检验方法中,前五种方法的原假设均是该数据序列不平稳,而最后一种 Hadri. LM 检验的原假设则是该数据序列平稳。由表 3 可知,GAP、IS、IEP、TAX 只在 LLC 检验中 1% 显著水平下平稳,其他检验均显示其为非平稳序列。IFI 也只在 LLC 和 ADF-Fisher 检验下平稳,其他检验都不平稳。UR 在六种检验中均显示不平稳。而对这六个变量进行一阶差分后,六种检验结果均显示在 1% 的显著水平下通过单位根检验,因此各个变量均为一阶平稳序列。

表 3 面板单位根检验结果

变量		LLC	Harris-Tzavalis	Breitung	IPS	ADF-Fisher	HadriLM
GAP	结果	-28.0825 ***	1.0412	10.0069	11.2899	13.8123	23.1008 ***
	P 值	0.0000	-1.0000	-1.0000	-1.0000	-1.0000	0.0000
IFI	结果	-15.4674	0.8875	7.4574	-0.7364	164.3663 ***	22.8795
	P 值	0.0000	-0.9997	-1.0000	-0.2307	0.0000	0.0000
IEP	结果	-8.0311 ***	0.6173 *	0.3648	-0.8953	85.9406 **	15.7445
	P 值	0.0000	-0.0635	-0.6424	-0.1853	-0.0238	0.0000
IS	结果	-5.0002 ***	0.8850	6.6075	3.0328	60.5017	21.9487
	P 值	0.0000	-0.9997	1.0000	-0.9988	-0.5301	0.0000
TAX	结果	-4.8647 ***	0.8801	6.2589	3.9599	18.1471	22.7818
	P 值	0.0000	-0.9996	-1.0000	-1.0000	-1.0000	0.0000
UR	结果	-1.5363 *	0.9888	10.3411	8.9672	10.7000	23.8309
	P 值	-0.0622	-1.0000	-1.0000	-10000	-10000	0.0000
ΔGDP	结果	-12.5782 ***	-0.2498	-5.6884 ***	-4.3997	241.2059 ***	-0.9113
	P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.8189
ΔIFI	结果	-2.8602 ***	-0.0361 ***	-3.8213 ***	-4.1091 ***	195.6622 ***	2.7770
	P 值	(0.0021)	0.0000	-0.0001	0.0000	0.0000	-0.0027
ΔIEP	结果	-14.3477 ***	-0.2634 ***	-6.5425 ***	-4.5613 ***	1770535 ***	-2.1833
	P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.9855
ΔIS	结果	-13.0977 ***	-0.2294 ***	-4.7047 ***	-5.4903 ***	296.9644 ***	-1.5681
	P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.9416
ΔTAX	结果	-12.6838 ***	-0.0765 ***	-6.3467 ***	-5.1538 ***	246.5303 ***	-1.4210
	P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	(0.0000)	-0.9223
ΔUR	结果	-16.5223 ***	-0.0763 ***	-6.2135 ***	-2.9863 ***	130.213 ***	-1.5106
	P 值	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0014	0.0000	-0.9346

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著性水平,下同。

2. 格兰杰因果检验

分析普惠金融发展与城乡收入之间的关系,首先应该判断普惠金融发展水平是否是影响贫富差距的原因,或者贫富差距是否引起普惠金融发展水平变化的原因,同时也研究文章选取的控制变量是否真正影响贫富差距,接下来通过格兰杰因果检验来判断相关关系。

表 4 GDP 和 IFI 格兰杰因果检验结果

	自变量	因变量	F 值	P 值		自变量	因变量	F 值	P 值
1	Dgap	Difi	0.9122	0.34	10	Difi	Dur	2.6487	0.104
2	Dgap	Diep	1.8354	0.175	11	Diep	Dgap	0.0184	0.892
3	Dgap	Dis	3.7617	0.052	12	Dis	Dgap	3.9061	0.048
4	Dgap	Dtax	8.3048	0.004	13	Dtax	Dgap	0.6117	0.434
5	Dgap	Dur	0.0089	0.924	14	Dur	Dgap	3.6579	0.056
6	Difi	Dgap	4.6362	0.031	15	Diep	Difi	0.1889	0.664
7	Difi	Diep	1.4436	0.23	16	Dis	Difi	0.8166	0.366
8	Difi	Dis	4.7419	0.029	17	Dtax	Difi	3.9585	0.047
9	Difi	Dtax	0.1042	0.001	18	Dur	Difi	1.6388	0.2

由表 4 所示,GAP 不是 IFI 的格兰杰原因在 10% 的显著性水平下被接受,而 IFI 不是 GAP 的格兰杰原因在 5% 的显著性水平下被拒绝。因此,IFI 是 GAP 的格兰杰原因,而 GAP 不是 IFI 的格兰杰原因。即普惠金融发展水平会对城乡居民收入差距产生影响,而城乡居民收入差距则不会对普惠金融发展水平产生影响。此结果与徐敏和张小林(2014)普惠金融发展会单向影响居民收入水平变化这一结论一致。而在 10% 的显著性水平下,贫富差距(GAP)与第二三产业增加值占 GDP 的比值(IS)两者存在双向的格兰杰因果关系,城镇化率(UR)能够解释 GAP 的变动,GAP 是财政支出占 GDP 比值(TAX)的格兰杰原因。普惠金融发展水平(IFI)与 TAX 两者间存在双向格兰杰因果关系,其他控制变量均不能引起 IFI 的变动,而 IFI 能引起 IS 的变动。

(二)PVAR 模型估计结果分析

进行 PVAR 模型前应当先确定模型的滞后阶数,本文对所有数据进行 1-4 阶滞后阶数的模型估计。选取 AIC、BIC、HQIC 三个值最小时对应的阶数即为最优滞后阶数。模型估计结果如表 5 所示。

表 5 滞后阶数模型估计结果

滞后期	AIC	BIC	HQIC
1	-33.6574 *	-29.8073 *	-32.0972 *
2	-33.1477	-28.0818	-31.09
3	-33.2795	-26.5927	-30.5631
4	24.6514	33.6381	28.28

由上表可知,AIC、BIC、HQIC 三个值最小对应的滞后阶数都是滞后 1 阶,因此确定最佳滞后阶数为 1 阶。PVAR 模型方程为:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{j=1}^p \tau_{1j} y_{i,t-j} - 1 + u_{i,t} \quad i = 1 \cdots 31, t = 1 \cdots 9 \tag{6}$$

$y_{i,t} = (DGAP_{it}, DIFI_{it}, DIEP_{it}, DISI_{it}, DTAX_{it}, DUR_{it})^T$ 分别表示贫富差距值,普惠金融发展程度值,进出口总额占 GDP 比值,第二三产业增加值占 GDP 的比值,财政支出占 GDP 的比值,城镇化率的一阶差分值等六个变量组成的列向量。对样本数据进行一阶差分会损失一个自由度,因此 t 取值分别为 1,2,⋯8。

文章采用广义矩估计(GMM)对 PVAR 模型进行估计,在进行估计前使用前向均值差分方法去除固定效用的影响,用截面上的均值差分消除时间效用的影响,消除因模型中包含固定效应和时间效应而对系数估计造成有偏的可能性,使滞后变量与转换后的变量正交,保证其与误差项无关。

通过 GMM 方法估计的 PVAR 模型各变量对 GDP 的系数结果如表 6 所示。

表 6 全国 PVAR 模型 GMM 估计结果

	DGAP		
	B-GMM	T 检验	p
L1. h_Dgap	0.3760 ***	2.72	0.006
L1. h_Difi	-0.0905 **	-1.96	0.050
L1. h_Diep	0.0134	1.35	0.175
L1. h_Dis	0.3127 *	1.94	0.052
L1. h_Dtax	0.1286 ***	2.88	0.004
L1. h_Dur	-0.0145	-0.09	0.924

由于文章主要研究普惠金融发展与贫富差距之间的关系,并不考虑其他变量之间的相互关系。格兰杰因果检验显示,普惠金融发展水平可以引起贫富差距的变化,而贫富差距并不引起普惠金融发展水平的变化。因此,本文也隐去了普惠金融发展指数(IFI)对贫富差距的回归结果。通过 GMM 方法计算出的部分参数估计 T 值并不显著。但在国内外 PVAR 模型估计中,很多的参数估计值都无法通过 T 检验,如 Love and Zicchino(2006),严希果等(2007),黄旭平和张明之(2007),张敬石和郭沛(2011)等学者的研究。因此,估计 T 值不限制这一现象符合 PVAR 估计常态。

由表 6 可知,在 1% 的显著性水平下,贫富差距的一阶滞后项对当期贫富差距的效果显著,影响系数为 0.376,即贫富差距的一阶滞后项与当期的贫富差距存在明显的正向作用,贫富差距的一阶滞后项每增加 1 个单位,当期的贫富差距将增加 0.376 个单位。这一结论与孙永强(2012)实证结果相一致,说明贫富差距的惯性作用较强。

在 5% 的显著水平下,普惠金融发展指数的一阶滞后项与贫富差距存在明显的负相关关系,表明随着普惠金融发展速度的提高将会减小贫富差距。系数值 0.0905 表示普惠金融发展水平一阶滞后项每增加 1 个单位,当期的贫富差距将增加 0.09 个单位。其他控制变量,如 IEP、IS、TAX 的滞后一阶都与 GAP 正相关,但 UR 的滞后一阶与 GAP 负相关,表明进出口总额占 GDP 的比重增速、第二三产业占 GDP 比值的增速、财政支出占 GDP 比值的增速都会增加贫富差距,城镇化率的增速将会改善贫富差距。

我国各地区金融发展不平衡性的现象较为严重,且区域特征明显,仅研究全国的数据并不能较好地表现全国各地区的现状。因此,本文依据区域发展理论,进一步对东部地区、中部地区和西部地区进行实证分析。

通过对东中西部的数据进行单位根检验,结果各变量均为一阶平稳,且最佳滞后阶数均为一阶,因为篇幅限制在此省略。分别对东中西部数据通过 GMM 方法估计的 PVAR 模型各变量对 GDP 的系数结果如下表 7 所示。

表 7 东中西部 PVAR 模型 GMM 估计结果

Dgap	东部		中部		西部	
	β -GMM	T 检验	β -GMM	T 检验	β -GMM	T 检验
L1. h_Dgap	0. 1011	0. 37	0. 3125 *	1. 53	0. 4327 **	1. 86
L1. h_Difi	-0. 0779	-1. 15	-0. 1157 *	-1. 54	-0. 1354 **	-2. 36
L1. h_Diep	0. 0112 *	1. 55	-0. 0397	-0. 9	0. 0647	1. 31
L1. h_Dis	-0. 0979	-0. 81	0. 0386	0. 21	0. 5507 **	2. 04
L1. h_Dtax	0. 1609 **	2. 01	0. 168 *	1. 85	0. 1125 **	2. 44
L1. h_Dur	-0. 0518	-0. 86	-0. 2023	-0. 84	0. 5348	1. 34

由表 7 可知,东中西部贫富差距的一阶滞后项与当期的贫富差距均呈现正向关系,与全国数据结果一致,而一阶滞后项系数显示西部大于中部大于东部,即上一期贫富差距对当期贫富差距的影响排序分别为西部大于中部大于东部。究其原因可能是,经济发展水平越高(如东部),贫富差距的惯性作用就越弱。普惠金融发展指数滞后一期对贫富差距东中西部均具有呈现负相关关系,其中中部和西部的系数分别在 10% 和 5% 的显著水平下显著,但东部地区的系数值不显著,可能是因为东部地区影响贫富差距的因素众多,而普惠金融发展水平相对于其他地区已处于较高水平,因此对贫富差距的影响不大。普惠金融发展指数滞后一期对贫富差距的影响系数分别是: -0. 0779、0. 1157、0. 1354,其系数的绝对值也是西部大于中部大于东部,其中东部的系数绝对值小于全国,中部、西部系数绝对值大于全国。即普惠金融发展速度每提升一个单位,缩小贫富差距水平的幅度分别是西部大于中部大于东部。可能是经过近三十多年的发展,东部沿海地区的发展水平逐步深化惠及到各地区,由于其本身贫富差距较小,因而普惠金融发展水平对于缩小贫富差距的影响效果也逐渐减弱。而对中西部,尤其是西部欠发达地区主要依靠资源密集型产业,当地贫富差距较大,金融发展水平相对较低,其能缩小贫富差距的幅度也大于东部地区和全国的平均值。因此,在这些地区发展金融产品和服务,尤其是发展普惠金融发展,将会明显提升低收入者的收入水平、缩小贫富差距。

(三) 方差分解

方差分解用以分析方程的冲击对各个变量波动的方差贡献率,通过分析分解到各个扰动项上的一个变量的预测方差来评价每个随机扰动对模型中各个变量的影响。根据文章的研究方向此处仅保留了对 GAP 的方差分解。

由表 8 可知:从全国层面来看,第一期时 GAP 的变动 100% 是由自身变动引起,后逐渐分解到其他变量,但分解程度并不大,从第六期开始稳定,稳定时仍然有 82. 6% 的变动是由自身引起的,由此可见贫富差距具有非常强的惯性,而分解到普惠金融发展水平上的影响仅有 1. 3%,分解程度并不大,这一数值大于城镇化率的影响,小于对外开放程度、产业结构、财政支出对贫富差距的影响。表明我国普惠金融仍处于发展的初期,普惠金融发展的深度与广度仍处于较浅层面,发展机制有待进一步健全。

从区域层面来看,东部地区总体的分解情况类似于全国分解情况,在第四期时达到稳定状态,普惠金融发展对贫富差距的分解比全国高,达到了 3%。除贫富差距自身影响外,财政支出依旧是最主要影响因素。中部和西部地区普惠金融发展对贫富差距的分解程度都较低,分别为 1. 4% 和 1. 2%,表明中西部地区普惠金融发展机制仍处于初级阶段,普惠金融发展的深度与广度仍有很大拓展空间。而其贫富差距自身的变动也较大,为 94% 和 84. 2%,表明在中西部贫富差距具有非常强的惯性,要改变中西部贫困差距现状的任务仍然任重道远。

表 8 GAP 的方差分解结果

全国							东部					
	Dgap	Difi	Diep	Dis	Dtax	Dur	Dgap	Difi	Diep	Dis	Dtax	Dur
1	0.001	0.001	0	0	0	0	0.001	1	0	0	0	0
2	0.002	0.861	0.002	0.01	0.044	0.083	0.002	0.872	0.014	0.046	0.002	0.062
3	0.003	0.838	0.007	0.018	0.044	0.089	0.003	0.835	0.003	0.005	0.006	0.075
4	0.004	0.831	0.01	0.018	0.044	0.091	0.004	0.083	0.034	0.052	0.007	0.074
5	0.005	0.828	0.012	0.019	0.045	0.092	0.005	0.829	0.034	0.052	0.007	0.074
6	0.006	0.826	0.012	0.019	0.045	0.092	0.006	0.829	0.034	0.052	0.007	0.074
7	0.007	0.826	0.013	0.019	0.045	0.092	0.007	0.829	0.034	0.052	0.007	0.074
8	0.008	0.826	0.013	0.019	0.045	0.092	0.008	0.829	0.034	0.052	0.007	0.074
9	0.009	0.826	0.013	0.019	0.045	0.092	0.009	0.829	0.034	0.052	0.007	0.074
10	0.01	0.826	0.013	0.019	0.045	0.092	0.01	0.829	0.034	0.052	0.007	0.074

中部							西部					
	Dgap	Difi	Diep	Dis	Dtax	Dur	Dgap	Difi	Diep	Dis	Dtax	Dur
1	0.001	1	0	0	0	0	0.001	0.842	0	0	0	0
2	0.002	0.952	0.012	0.001	0.003	0.003	0.002	0.843	0.01	0.018	0.001	0.101
3	0.003	0.941	0.014	0.001	0.005	0.036	0.003	0.843	0.012	0.019	0.001	0.121
4	0.004	0.094	0.014	0.001	0.006	0.036	0.004	0.842	0.012	0.019	0.002	0.121
5	0.005	0.094	0.014	0.001	0.007	0.036	0.005	0.842	0.012	0.019	0.002	0.121
6	0.006	0.094	0.014	0.001	0.007	0.036	0.006	0.842	0.012	0.019	0.002	0.121
7	0.007	0.094	0.014	0.001	0.007	0.036	0.007	0.842	0.012	0.019	0.002	0.121
8	0.008	0.094	0.014	0.001	0.007	0.036	0.008	0.842	0.012	0.019	0.002	0.121
9	0.009	0.094	0.014	0.001	0.007	0.036	0.009	1	0.012	0.019	0.002	0.121
10	0.01	0.094	0.014	0.001	0.007	0.036	0.01	0.872	0.012	0.019	0.002	0.121

五、稳健性检验

由上节可知所有数据均为一阶平稳序列,基于 PVAR 模型的定义,上节都是研究各变量滞后一阶对变量当期值的影响,并未说明当期的影响,因此本文进一步对上述数据进行静态面板的估计,来检验本文结论的稳健性。

(一)静态模型的设定

借鉴 McGillivray and Clarke(2006)等相关文献的研究,文章从静态面板的角度研究普惠金融发展对贫富差距影响,回归模型如下:

$$GAP_{it} = \beta_1 IFI_{it} + \beta_2 IEP_{it} + \beta_3 IS_{it} + \beta_4 TAX_{it} + \beta_5 UR_{it} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it}$$

(7)

其中,下标 i 为各个地区,t 为各时期。GAP_{it}为第 i 个省份 t 时期的贫富差距,IEP_{it}为第 i 个省在 t 时期的进出口额占 GDP 比值,IS_{it}为第 i 个省在 t 时期第二三产业增加值占 GDP 的比值,TAX_{it}为第 i 个省在 t 时期的财政支出占 GDP 比值,UR_{it}为第 i 个省在 t 时期城镇常住人口占总人口的比值,α_i为不随时间变化的各地区固定效应,β_t为不随地区变化的时间固定效应,ε_{it}为随机误差项。

(二)模型估计结果分析

首先采用混合面板回归、固定效应模型、随机效应模型进行回归,找出最适合该面板数据的估计模型。回归结果如表 9 所示。

表 9 静态面板选择结果

解释变量	混合面板模型	固定效应模型	随机效应模型
IFI	0.5634429 *** 0	-0.0957259 ** (-0.017)	-0.0280351 (0.523)
IEP	0.0199052 (-2.4)	-110311 (-0.329)	-0.015406 (-0.235)
IS	0.1800023 ** (-0.04)	-0.1716422 ** (-0.028)	-0.1473369 * (-0.092)
TAX	0.3092894 *** 0	-0.0838482 *** 0	-0.0491327 *** (-0.008)
UR	-1.109784 *** 0	-0.7522488 *** 0	-0.7607079 *** 0
常数项	0.4492277 *** 0	0.7435795 *** 0	0.7132212 *** 0
调整 R ²	0.8738	0.871	0.8664
F 统计量	385.81	328.05	1272.58
P 值	0	0	0
Hausman 统计量		82.45	

由表 9 可见,在固定效应模型 F 检验的 P 值为 0.000,拒绝原假设“H0: All $u_i = 0$ ”,结果显示固定效应优于混合回归效应,每个个体的截距项均不同。但由于该方法未使用聚类稳健标准差,因此 F 检验无效。同理,在随机效应模型的检验下 P 值也为 0.000,同样拒绝混合回归。在选择使用固定效应还是随机效应时进行豪斯曼检验,由于 P 值等于 0.000,强烈拒绝原假设“H0: u_i 与 x_{it}, z_i 不相关”,检验结果认为应该使用固定效应模型,因此拒绝使用随机效用模型。

在确定使用固定效应模型后,由上表可以得知在固定效应模型下各变量之前的边际系数。在 5% 的显著性水平下,贫富差距和普惠金融发展水平呈负向关系,系数值为 0.0957 表明普惠金融发展水平能够明显缩小贫富差距,即当普惠金融指数提升 1 个单位时,贫富差距能缩小 0.0957 个单位。这一结果与 PVAR 模型全国数据得出的结果一致。由于我国区域特征明显,使用全国范围内的数据不能反映出各地的真实情况。因此,文章分别对东中西部对不同地区的系数值进行测量。

由表 10 可知,东中西部的普惠金融发展水平和贫富差距均呈现负向关系,其中东部回归结果并不显著,中西部分别在 5% 和 1% 的显著水平下显著,东部、中部、西部的系数分别是 -0.0136、-0.0873、-1.0882,系数的绝对值由大到小分别为:西部、中部、东部,这说明东中西部普惠金融发展水平每提高 1 个单位,各地的贫富差距就会分别缩小 0.0136、0.0873、1.0882 个单位。该结果和 PVAR 模型东中西部结论相一致。

综合以上数据检测结果可知,普惠金融发展水平的提高能够有效减小贫富差距,表现出本文结论的稳健性。

表 10 固定效应下的东中西部地区静态面板估计结果

	东部		中部		西部	
	β 值	T 检验值	β 值	T 检验值	β 值	T 检验值
IFI	-0.0136	-0.46	-0.0873 *	-1.68	-1.0882 ***	-4.56
IEP	-0.0042	-0.50	-0.0262	-0.65	0.0253	0.87
IS	-0.0523	-0.28	-0.1126 *	-1.82	-0.3205 **	-2.30
TAX	-0.0753	-1.01	0.0633	0.93	-0.0619 **	-2.95
UR	-0.4776 ***	12.13	-0.8234 ***	-16.44	-1.2332 **	-12.24
常数项	0.4321 **	2.78	0.6236 ***	12.09	1.1576 ***	9.93
R2	0.8477		0.9634		0.9099	
F 统计量	328.05 ***		310.94 ***		183.75 ***	
P 值	0.0000		0.0000		0.0000	

六、主要结论与未来研究方向

通过上述理论分析、统计描述、计量检验和稳健性检验,本文有以下主要结论。第一,2006-2014 年间,我国普惠金融发展指数测度值排名前五依次为上海、北京、天津、江苏、浙江,而排名后五位的依次为广西、宁夏、新疆、青海、西藏;不同地区之间普惠金融发展水平差别非常明显,整体上表现出东部高、中部次之、西部低的态势。第二,普惠金融是贫富差距的单向格兰杰原因;普惠金融发展指数的一阶滞后项与贫富差距存在明显的负相关关系。因此,对于我国而言,普惠金融发展会产生明显的减贫效应。第三,普惠金融的减贫效应在东、中、西部均存在,并且边际效应西部 > 中部 > 东部。第四,在各类因素的横向比较中,普惠金融减贫效应相对较弱,排在贫困自身惯性、对外开放程度、产业结构、财政支出之后。

不难看出,这些结论具有鲜明的政策启示。一方面,各省普惠金融存量水平的差异性,普惠金融减贫的边际效应也不同,这决定了对策实施了差异性。东部地区水平较高,可以采用市场内生的发展方式;中西部水平偏低,则需更多借助政府相关政策扶持,以实现全国范围内普惠金融的均衡发展,更好地发挥普惠金融的减贫效应。另一方面,虽然普惠金融的减贫效应明显,但毕竟力度相对较弱。因此,若要达到理想中的减贫效果,需要整合财政、金融、经济开放度、产业结构等多方力量。

需要说明的是,本文研究得出了一些实证结论,但仍然存在一些不足之处。比如,指标设计及其量化仍然有待进一步优化。普惠金融具有较为复杂的指标体系,具体包括银行业服务指标、保险业服务指标、证券业服务指标、互联网金融服务指标、金融基础设施指标、金融服务客体特征指标等等,并且每个领域都有很多的二级、三级指标。就本文而言,指标设计尚难对此全面覆盖,单一拟合合成的 IFI 变量也难以刻画普惠金融发展的全貌。这些将是未来时期有待加强的研究方向。

参考文献

蔡洋萍(2015):《湘鄂豫中部三省农村普惠金融发展评价分析》,《农业技术经济》,第2期。
陈银娥、孙琼徐、文贻(2015):《中国普惠金融发展的分布动态与空间趋同研究》,《金融经济研究》,第6期。
黄旭平、张明之(2007):《外商直接投资对我国就业的影响:基于面板 VAR 的分析》,《中央财经大学学报》,第1期。
焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑛(2015):《中国普惠金融发展进程及实证研究》,《上海金融》,第4期。

- 罗斯丹、陈晓、姚悦欣(2016):《我国普惠金融发展的减贫效应研究》,《当代经济研究》,第12期。
- 马九杰、吴本健(2014):《移动金融与普惠金融研究——互联网金融创新对农村金融普惠的作用:经验、前景与挑战》,《农村金融研究》,第8期。
- 孙永强(2012):《金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究》,《金融研究》,第4期。
- 温涛、冉光和、熊德平(2005):《中国金融发展与农民收入增长》,《经济研究》,第9期。
- 星焱(2015):《普惠金融的效用与实现:综述及启示》,《国际金融研究》,第11期。
- 星焱(2016):《普惠金融:一个基本理论框架》,《国际金融研究》,第9期。
- 徐敏、张小林(2014):《普惠制金融对城乡居民收入差距的影响》,《金融论坛》,第9期。
- 严希文、刘新少、杨琼(2007):《贫困大学生精神现状调查》,《当代教育论坛》,第2期。
- 周立(2007):《农村金融市场四大问题及其演化逻辑》,《财贸经济》,第2期。
- 张敬石、郭沛(2011):《中国农村金融发展对农村内部收入差距的影响——基于VAR模型的分析》,《农业技术经济》,第1期。
- Bittencourt, M.(2007):“Financial Development and Inequality: Brazil 1985–1999”, *Economic Change & Restructuring*, 2, 113–130.
- Dhrifi, A.(2014):“Financial Development and the ‘Growth-Inequality-Poverty’ Triangle”, *Journal of the Knowledge Economy*, 4, 1–14.
- Dupas, P. and J. Robinson (2013):“Savings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a Field Experiment in Kenya”, *Applied Economics*, 1, 163–192.
- Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990):“Financial Development, Growth and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 98, 1076–1107.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey and H. Rosen(1988):“Estimating Vector Autoregressions with Panel Data”, *Econometrica*, 6, 1371–1395.
- Im, S., M. Pesaran and Y. Shin(2003):“Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 15, 53–74.
- Levin, A., C. Lin and C. Chu (2002):“Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Love, I. and L. Zicchino (2006):“Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR”, *Quarterly Review of Economics & Finance*, 2, 190–210.
- Mandira, S.(2008):“Index of Financial Inclusion”, ICRIR Working Paper No. 215.
- McGillivray, M. and M. Clarke(2006): *Understanding Human Well-Being*, New York, NY: United Nations University Press.
- World Bank(2013): *Global Financial Development Report 2014: Financial Inclusion*, World Bank, 2013.

(责任编辑:罗 滢)