

普惠金融的适度水平：金融稳定的视角

华秀萍 毕坚达 石豪骞*

摘 要：本文基于世界银行、国际货币基金组织等提供的全球宏观统计数据，使用主成分分析法，构建了全球 115 个国家和地区的普惠金融指数。在此基础上研究发现，普惠金融发展与金融稳定有着先升后降的倒 U 形关系，有效的宏观监管可以减弱发展普惠金融所带来的系统性风险。本文所构建的普惠金融指数以及使用的资本充足率、银行市场势力等变量，可以对各个国家和地区是否发生金融危机进行模拟预测，为金融监管机构提供模型依据与决策参考。

关键词：系统性风险；普惠金融；金融稳定

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.18

一、引 言

普惠金融指的是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（United Nations, 2006），经过多年发展，我国在普惠金融服务体系、金融服务覆盖范围等领域已经取得明显成效（曾刚等，2020）。早期进入这一领域的是以各类小贷公司为代表的非正规金融机构，针对农村地区居民、小微企业等群体发放各类贷款。由于当时的监管制度并不完善，部分非正规金融机构“卷款跑路”等现象时有发生。随后，传统金融机构也开始关注普惠金融，除去原本就以农村地区居民、小微企业为主要服务对象的城商行、农商行和村镇银行，国有大型商业银行和股份制商业银行也在 2017 年前后设立普惠金融事业部等机构，旨在让更多的金融活水流向“三农”和小微企业，切实支持实体经济发展。

为了更好地服务农村地区居民、小微企业等群体，普惠金融的发展过程往往伴随着一定的金融产品创新或金融服务创新。李继尊（2005）较早地关注金融创新所带来的风险，他指出，金融创新带来的风险具有更大的隐蔽性，并且容易以系统性风险的形式爆发。普惠金融有序发展带来的客户多样化可以增加社会福祉，提高金融效率与社会稳定，对金融系统稳定有着正面的作用。但如果发展不当，一味地强调向“金融服务的弱

* 华秀萍、毕坚达，宁波诺丁汉大学商学院、宁波诺丁汉大学-宁波保税区区块链实验室；石豪骞，宁波诺丁汉大学商学院、宁波诺丁汉大学普惠金融研究中心。通信作者及地址：毕坚达，浙江省宁波市鄞州区泰康东路 199 号宁波诺丁汉大学行政楼 455 室，315100；电话：18905748935；E-mail: Jianda.Bi@nottingham.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金一般项目“金融科技背景下类金融机构风险防控与监管创新研究”（19BJY252）、宁波市科技局 2019 年重点研发计划暨“揭榜挂帅”项目“基于企业信用与知识产权评价的投融资集成技术研究与应用”（2019B10038），以及宁波市科技局 2022 年软科学研究项目“完善企业全生命周期的科技金融体系，支撑宁波科技型中小企业发展对策研究”（2022R018）的研究经费资助。感谢中国人民银行宁波市中心支行与宁波诺丁汉大学共建的普惠金融研究中心、宁波保税区与宁波诺丁汉大学共建的区块链实验室、宁波市社会科学学科带头人项目资助。感谢两位匿名审稿人对本文的宝贵意见，文责自负。

势群体”提供金融供给,由于这些群体的信用记录相对缺乏,还款能力存在不确定性,可能无法按时还本付息,对金融系统造成一定负面影响。

2019年,党的十九届四中全会提出“健全具有高度适应性、竞争型、普惠性的现代金融体系”,同时提出“要有效防范化解金融风险”。2020年8月,中国银保监会新闻发言人在接受记者采访时表示,通过改革开放、科技赋能和加强管理等手段,使得普惠金融逐步实现“精准滴灌”,将信用风险保持在可控范围内。目前,已有的学术文献多关注普惠金融发展所带来的正面经济后果,而较少涉及普惠金融发展潜在的负面影响。那么,普惠金融的发展是否会对金融稳定造成一定冲击?如果是,如何减少甚至消除负面冲击?本文旨在回答以上两个问题。

本文以2004—2019年国际货币基金组织开展的“金融服务可得性调查”所获得的原始数据,首先,利用主成分分析(PCA)合成115个国家和地区的普惠金融发展指数。其次,使用Tobit模型和OLS模型,研究普惠金融发展和金融稳定之间的关系。实证结果表明,普惠金融发展与金融稳定之间存在倒U形(即先升后降)的关系。再次,有效的宏观监管可以减弱发展普惠金融所带来的系统性风险,并且普惠金融发展和金融稳定之间的倒U形关系在2008年金融危机发生之后更为明显。最后,本文分别使用Probit和Logit模型对金融危机是否发生进行检验,发现模型的预测效果较为理想。

本文的创新之处在于:(1)借助世界银行、国际货币基金组织等机构提供的全球宏观统计数据,构建出全球多个国家和地区的普惠金融指数;(2)现有文献较少涉及普惠金融发展与金融稳定之间的关系,本文则试图探索普惠金融发展与系统性风险之间的非线性关系,扩展了Ahamed and Mallick(2019)对普惠金融与银行稳定之间线性关系的研究;(3)本文使用所构建的普惠金融指数、资本充足率、银行市场势力等变量,对各个国家和地区是否发生金融危机进行模拟预测,可以为金融监管机构提供决策参考。

本文其余部分安排如下:第二部分具体阐述了普惠金融发展与金融稳定倒U形关系(即普惠金融发展与系统性风险的U形关系)¹的理论依据与研究假设;第三部分说明了本文使用的各类变量、数据来源和模型;第四部分报告了基准回归结果;第五部分进行了稳健性检验;第六部分进一步分析了2008年金融危机发生前后的异质性检验,以及对金融危机是否发生进行检验;第七部分汇报了本文的结论和政策建议。

二、理论假设

(一)普惠金融发展对金融稳定有促进作用

第一,普惠金融可以优化金融资源配置。普惠金融的特点是“低成本、广覆盖、可持续”,强调小微企业、农村居民等群体获得金融服务的可达性和使用程度,增加社会公众配置金融资源的可能性,提升经济主体获得资源的平等性,达到经济增长和收入公平的目的(Levchenko, 2005; Hannig and Jansen, 2010; 李建军和韩珣, 2019)。另

¹ 本文采用“系统性风险”来衡量金融稳定。“系统性风险”为逆向指标,系统性风险越大,金融稳定程度越低。因此,“普惠金融发展与金融稳定之间的倒U形关系”等同于“普惠金融发展与系统性风险之间的U形关系”。

外，金融可得性与银行不良贷款率和风险溢价之间存在显著的负相关关系，即普惠金融发展程度越高，金融就越稳定。Neaime and Gaysset (2018) 发现，普惠金融的发展有利于减小中东和北非地区的收入不平等，证实了普惠金融可以通过优化金融资源配置来促进金融稳定。

第二，普惠金融有助于分散风险。一方面，从发展过程来看，普惠金融首先是提供账户开立、存取款、日常消费支付等基本服务，而后才逐渐发展到提供资金借贷等信贷服务。对个体而言，普惠金融带来了更为广泛的储户基础和潜在贷款对象 (Mehrotra and Yetman, 2015)，存款的增加将有助于提高银行的抗风险能力 (Hannig and Jansen, 2010)；对小微企业而言，借款企业数量的增加，能够降低金融机构的不良贷款率和违约率，增加金融稳定 (Morgan and Pontines, 2014)。另一方面，普惠金融所服务的群体以小额存款用户为主，在危机期间，小额存款客户倾向于维持存款。因此，在普惠金融程度较高的国家，金融危机期间存款量的下降相对较低，金融体系的整体稳定程度较高 (Han and Melecky, 2013)。

第三，普惠金融可以减弱资金需求方对非正规金融机构的依赖。不可否认的是，非正规金融对缓解小微企业、农村居民等群体的资金需求有着一定的作用，但是非正规金融机构多从事杠杆操作、期限转换、流动性转换及信用风险转移，在缺乏监管的情况下，容易引发系统性和监管套利 (Financial Stability Board, 2011)。普惠金融是从宏观层面出发推行的一种正规金融，在金融供给充足的情况下，正规金融和非正规金融存在相互替代的关系 (Jain, 1999；金烨和李宏彬, 2009)。发展普惠金融意味着金融可得性的提高，降低个体将资金投入非正规金融的可能性，减少非正规金融供给 (尹志超等, 2015)，对非正规金融市场产生挤出效应 (尹志超等, 2020)，从而减少对非正规金融机构的依赖，增加金融体系的稳定性。

(二) 普惠金融发展对金融稳定有阻碍作用

第一，发展普惠金融过程中可能存在过度创新。金融科技创新能够通过创造效应、信息效应和普惠效应等渠道推动普惠金融的发展 (周光友等, 2020)，例如动机良好的互联网金融 (龚强和王璐颖, 2018) 和凭借人工智能、大数据等技术的数字普惠金融 (唐松等, 2020；郭峰等, 2020)。但是，如果动机不纯的金融科技创新缺乏恰当与及时的监管，可能对金融稳定造成一系列不利影响，具体表现为期限错配、流动性错配、资产价格过度波动等 (刘春航等, 2017)。此外，监管的缺乏也造成了一些打着“金融创新”旗号的类金融机构无证上岗、野蛮生长的乱象 (黄益平和黄卓, 2018)，典型案例是 P2P 融资平台。2016—2017 年仅在网贷之家网站上披露信息的 P2P 平台多达 5 970 家，市场竞争激烈 (朱家祥等, 2018)。为吸引潜在投资者，多数 P2P 平台推出本息保障承诺，从不承担风险的信息中介模式，转变为承担风险的信用中介模式 (叶青等, 2016)，并且其本身的风险评估流程也有所欠缺 (李苍舒和沈艳, 2019)，使得风险不断聚集。2018 年，多个 P2P 平台接连暴雷，对金融系统的稳定造成严重的不良影响。据此，有学者呼吁监管机构要及时关注各类金融科技创新活动的变化，积极寻找金融创新和金融稳定两者之间的平衡点 (Boot et al., 2021；Hua and Huang, 2021)。

第二，发展普惠金融过程中可能造成过度信贷。过度借贷指的是向资金需求方提供

的借贷资金超过其实际需求,一个可能的原因是金融机构为了完成考核指标,向某个资金需求方多次放贷,或是多家金融机构向某个资金需求方放贷。过度借贷具有明显的负外部性,通过借贷约束造成消费和资产价格陷入不断下跌的恶性循环,造成金融系统的不稳定(贾鹏飞等,2021)。在宏观政策导向下,被传统金融服务排斥的群体倾向于向金融机构申请贷款,金融机构为了达到考核要求,可能向信用资质相对较弱的群体发放了过多的借款,而这些群体通常属于所谓的“劣质客户”(Foos et al., 2010; 陆静等, 2014)。从个体角度看,普惠金融水平的提升催生了更大的个人信贷需求(Demirgüç-Kunt et al., 2008),但是个人信贷可能存在过度扩张的危险(Morgan and Pontines, 2014),盲目的信贷增长会导致还款能力不佳的人过度借款,增加金融体系的风险,对金融体系的稳定形成挑战。从机构角度看,微型金融机构是普惠金融发展的主体,但是其主体资金实力较弱、违约风险偏高,不良贷款率相对较高,风险的内部累积和对外传染可能对金融体系稳定性产生负面影响。更直接的是,如果金融机构普遍降低借贷标准,存在过度借贷行为,则金融风险可能从个体扩散到行业,导致系统性风险的聚集和金融危机的产生(Drehmann et al., 2010)。

(三) 普惠金融与金融稳定之间存在非线性关系

从宏观层面看,普惠金融发展可以鼓励“创造性破坏”,促进经济增长,缩小贫富差距,有利于金融稳定;从微观层面看,普惠金融的过度发展也可能导致部分群体滥用资金、故意拖延借款等机会主义行为,对金融稳定形成伤害。例如,印度的微型金融机构向穷人过度举债,直接或间接导致了2010年印度安得拉邦的小额贷款危机(Ghosh, 2013)。Soederberg (2013)更是认为2008年金融危机的爆发与信用记录不佳群体的过度举债有着不可否认的关系。

此外,发展普惠金融所带来的社会经济影响具有一定的地区异质性。例如傅秋子与黄益平(2018)发现,数字普惠金融的发展减少了中东部地区的生产性正规金融需求,但是增加了西部地区的生产性正规金融需求。我们认为,可能的原因之一是普惠金融对金融体系的稳定发展存在倒U形的关系。理论上,存在一个普惠金融发展程度适度水平,即“阈值”。当普惠金融发展程度较低、尚未达到该值时,普惠金融发展有利于维持金融稳定,属于“好金融”;当普惠金融发展程度超过这一“阈值”时,可能就演化成无序、过度的普惠金融,变成了“坏金融”,不利于维持金融整体稳定。综上,本文提出以下假设:

假设1 普惠金融的发展对金融系统稳定性的影响是非线性的倒U形关系。

(四) 金融监管对普惠金融与金融稳定关系的调节作用

我们认为,有效的宏观监管可以减弱发展普惠金融所带来的系统性风险。其一,有效的宏观监管多采取自上而下的方式(苗永旺和王亮亮,2010),具体的监管行为多以政策指引为主,例如监管部门发布政策法规,设置行业准入门槛,禁止部分非正规金融机构继续其业务。其二,有效的宏观监管可以起到资源配置的作用,即通过各类货币工

具为正规金融机构提供发展普惠金融所需的资源，推动正规金融机构开展普惠金融工作，将风险较大的非正规金融机构“挤出去”。其三，有效的宏观监管可以应对发展普惠金融工作中的金融创新，例如以科技维度为核心的监管科技，能够快速了解金融机构的经营情况、明确金融产品和服务创新的实质，同时也可以建立预警机制以达到前瞻性的效果（杨东，2018）。

综上所述，有效的宏观监管机制可以在两方面发挥作用：一是降低系统性风险的值，在有效监管的情况下，系统性风险的值相对较低；二是使得普惠金融和系统性风险之间可能存在的U形关系的拐点向右移动，保证普惠金融对金融稳定的正向影响得到发挥。据此，本文提出以下假设：

假设2 有效的宏观监管可以减弱发展普惠金融所带来的系统性风险。

三、研究设计

（一）被解释变量

本文的被解释变量是金融稳定。衡量金融稳定的常用指标是Acharya et al.（2012）、Brownlees and Engle（2017）以及Acharya et al.（2017）提出并完善的系统性风险指数（SRISK）。SRISK指的是在发生系统性金融危机的情况下，单个金融机构的预期资本缺口。其中的“系统性金融危机”通常依据股票市场指数的变化来判断，此时某个股的下跌幅度称为长期边际期望缺口（LRMES），SRISK的计算公式如下：

$$SRISK = k \times Debt - (1 - k) \times (1 - LRMES) \times MV, \quad (1)$$

其中， k 为资本充足率， $Debt$ 为企业负债的账面价值， $LRMES$ 为长期边际期望缺口， MV 为企业发行股票的总市值。 $LRMES = 1 - \exp(\log(1 - d) \times \beta)$ 。 d 为六个月内市场下跌的危机阈值， β 是企业股票的动态条件贝塔系数。SRISK的值为各个国家/地区的SRISK值，来自纽约大学Stern商学院V-Lab数据库。

（二）解释变量

本文的解释变量为普惠金融发展程度。在全球范围内，国际货币基金组织（IMF）、普惠金融全球合作伙伴（GPIF）、普惠金融联盟（AFI）等国际组织均发布了普惠金融发展程度的衡量指标（孙天琦等，2016）。IMF的普惠金融指标体系来自金融服务可得性调查（Financial Access Survey, FAS），FAS从1995年启动，每年进行一次，其特征是数据量较全（孙天琦等，2016）。²因此本文使用FAS数据库提供的原始数据，首先剔

² FAS的“数据量较全”指的是与其他数据库相比，FAS所涵盖的数据较全。如果仅仅考察FAS数据库，其缺失情况依然严重。目前的FAS共64个指标，涵盖276个国家。我们对具有包含关系的子指标予以删除，剩余40个指标。如果数据完整，样本量应为4416个（276个国家/地区×16年）。但是剩余的40个指标存在不同程度的缺失，例如衡量信贷的典型指标“每1000名成年人在商业银行开设的贷款账户数量”仅有419个样本。因此，我们仅保留样本量在1000个以上的指标，再借鉴Nguyen（2020）的研究，将商业银行、信用社、微型金融机构统称为“金融机构”，并将涉及商业银行、信用社、微型金融的同类指标合并加总，最终得到7个用于PCA的指标。

除数据严重缺失的变量,随后对剩余变量使用主成分分析(PCA)进行计算,合成普惠金融发展总指数。³

(三) 控制变量

借鉴 Petersen and Rajan (1995)、Beck et al. (2004)、Honohan (2008)、Carbó-Valverde et al. (2009)、Chong et al. (2013)、Ryan et al. (2014)、Fang et al. (2014)、Love and Martínez Pería (2015) 的研究,本文加入以下控制变量。

资本充足率(CAR)反映金融机构遭遇金融危机时,自有资本承担损失的程度,本文以各个国家/地区各金融机构的资本充足率的加权平均值作为一个国家/地区金融监管的衡量。市场势力(MP)衡量了市场中银行间的竞争能力,以世界银行发布的勒纳指数(Lerner Index)衡量,勒纳指数的值越高,表示银行之间的竞争越少。贷款比率(LR,总贷款与总资产的比率)控制了银行的流动性风险。贷款损失准备(LLP)控制了银行的贷款组合风险。此外,银行管理能力的提升可以使银行承担更大的风险,因此加入银行的管理能力(MQ)作为控制变量;由于经济发展通常与普惠金融发展同时发生,因此加入人均国内生产总值(GDP_C)作为控制变量。⁴

(四) 数据来源和计量模型

本文所用的数据通过以下途径获得:金融机构层面的金融稳定数据来源于纽约大学 Stern 商学院 V-Lab 数据库;普惠金融稳定程度的数据来自 IMF 的金融服务可得性调查,选取其中部分变量,使用 PCA 合成国家/地区层面的普惠金融发展总指数;控制变量来自 BankScope 数据库以及 World Bank 数据库。经过处理,最终得到 2004—2019 年 115 个国家/地区的观测值。

本文建立以下计量模型:

$$SRISK_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IFI_{i,t} + \alpha_2 IFI_{i,t}^2 + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

其中, i 表示国家/地区, t 表示年份。 $SRISK_{i,t}$ 为某个国家/地区的系统性风险, $IFI_{i,t}$ 为该国家/地区的普惠金融发展程度指数, $IFI_{i,t}^2$ 为 $IFI_{i,t}$ 的平方项, $Controls_{i,t}$ 为控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 1 为描述性统计结果,其中,被解释变量为系统性风险指标 $SRISK$,其均值为 0.045,标准差为 0.127。经观察,数据呈现非正态分布,为此本文在后续实证阶段使用

³ PCA 的指标说明及相关结果的计算过程见附表 1 至附表 3,由于篇幅限制,未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

⁴ 由于篇幅所限,控制变量汇总表见附表 4,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

受限的回归模型（censored regression）进行分析。其中，*IFI* 的均值为 0.272，标准差为 0.219，表明普惠金融在全球范围内的发展水平仍然较低。

表 1 描述性统计

符号	名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	来源
Panel A：被解释变量							
<i>SRISK</i>	系统性风险指数	1 008	0.045	0.127	0.000	1.000	V-Lab
Panel B：解释变量							
<i>IFI</i>	普惠金融指数	2 489	0.272	0.219	0.000	1.000	FAS
<i>IFI</i> ²	普惠金融指数平方项	2 489	0.122	0.174	0.000	1.000	FAS
Panel C：控制变量							
<i>CAR</i>	监管变量	2 864	0.075	0.049	0.000	1.000	BankScope
<i>MP</i>	银行竞争力	2 112	0.277	0.088	0.000	1.000	World Bank
<i>LR</i>	银行流动风险	2 944	0.120	0.182	0.000	1.000	BankScope
<i>LLP</i>	贷款组合风险	2 944	0.043	0.027	0.000	1.000	BankScope
<i>MQ</i>	管理质量	2 944	0.791	0.139	0.000	1.000	BankScope
<i>ID</i>	银行收入多样性	2 944	0.008	0.061	0.000	1.000	BankScope
<i>GDP_C</i>	人均 GDP	2 976	0.110	0.159	0.000	1.000	World Bank

（二）基准回归结果

由于因变量的取值受限（无系统性风险的国家/地区的 *SRISK* 均为 0），且进行了标准化处理，简单的 OLS 得到的结果可能有偏。本文借鉴朱南等（2004）、李学文等（2020）的研究，使用 Tobit 模型对数据进行回归，并汇报两种回归结果：加入双向固定效应的 OLS 回归（LSDV 法）、Tobit 回归（LSDV 法）。⁵ 结果如表 2 所示。⁶

可以看出，*IFI*² 的回归系数显著为正，*IFI* 的回归系数显著为负，在一定程度上说明普惠金融发展和系统性风险之间的 U 形关系。由于本文的系统性风险指数和普惠金融指数均为标准化之后的值，直接分析其回归系数的经济意义并不大。所以我们对未标准化的原始数据进行分析。发现每 0.01 个单位的系统性风险指数代表 11 140.78 亿美元。即：当普惠金融指数取全球各个国家/地区均值（0.272）时，如果普惠金融指数变化

⁵ 由于变量截断，无法准确知道截断数据的分布，即无法通过差分法或者去均值的方法来找到个体异质性（*u_i*）的充分估计量（Greene, 2004）。参考现有文献，Honoré（1992）采用了配对剪切（Pairwise Trimming）的方法，用来估计面板 Tobit 固定效应。这一方法使得在个体异方差的情况下，也能得到一致估计量。但是，这一方法仅适用于线性回归方程。而我们的回归方程为非线性（回归方程等号右边包括了 *IFI*²），对于非线性方程的面板 Tobit 固定效应，目前仍没有较为理想的一致无偏估计量。此外，我们也使用随机面板 Tobit 模型进行回归，似然比检验（Likelihood Ratio Test）显示，chibar2 的值为 0.75，*p* 值为 0.19，说明个体效应并不明显。

⁶ 在回归过程中，完全匹配得到 848 个样本。

0.01 个单位, 将造成系统性风险变化 5 780 亿美元。⁷ 作为一个直观的比较, 2009—2012 年, 欧洲国家/地区的系统性风险增长了 5 030 亿美元, 造成欧元区经济体主权债券价格的暴跌 (Engle and Ruan, 2018)。可以看出, 0.01 个单位普惠金融指数的变化, 带来的系统性风险变化, 约等同于欧元区经济体主权债券价格暴跌的系统性风险。这是一个相对较大的波动。⁸

表 2 基准回归

	OLS 模型 (LSDV) SRISK (1)	Tobit 模型 (LSDV) SRISK (2)
<i>IFI</i>	-0.635*** (0.214)	-0.717*** (0.127)
<i>IFI</i> ²	2.121*** (0.428)	2.381*** (0.180)
<i>CAR</i>	0.039 (0.050)	-0.033 (0.090)
<i>MP</i>	-0.151*** (0.056)	-0.243*** (0.068)
<i>LR</i>	0.005 (0.009)	-0.001 (0.016)
<i>LLP</i>	-0.000 (0.013)	0.011 (0.047)
<i>MQ</i>	-0.061** (0.028)	-0.075** (0.035)
<i>ID</i>	-0.013 (0.214)	-0.073 (0.189)
<i>GDP_C</i>	-0.178*** (0.056)	-0.224*** (0.059)
常数项	0.192*** (0.047)	0.242*** (0.051)
年度固定效应	是	是
国家/地区固定效应	是	是
样本量	848	848
<i>R</i> ²	0.837	—

注: 括号内为标准误, ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 下同。

⁷ 以 OLS 回归结果为例, 具体计算过程如下: 将 *IFI* 视为 *x*, *SRISK* 视为 *y*, 其他变量均视为常数, 对 *y* 求 *x* 的一阶导数, 得到 $y' = 4.242x - 0.635$ 。将 $x = 0.272$ 代入, 得到 $y' = 0.518824$, 意味着当普惠金融指数取全球各个国家/地区均值时, 普惠金融指数变化 1 个单位, 系统性风险指数也会变化 0.518824 个单位。由于 0.01 个系统性风险指数代表 11 140.78 亿美元, 因此 0.518824 个系统性风险指数代表 5 780.104043 亿美元, 约为 5 780 亿美元。

⁸ 普惠金融对系统性风险的边际影响见附图 1, 由于篇幅所限, 未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

（三）考虑宏观监管的调节效应

随后，本文将控制变量中的 CAR （资本充足率）作为调节变量，观察 CAR 的调节效应。为此，构建以下模型：

$$SRISK_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IFI_{i,t} + \alpha_2 IFI_{i,t}^2 + \alpha_3 CAR_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \tag{3}$$

$$SRISK_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IFI_{i,t} + \alpha_2 IFI_{i,t}^2 + \alpha_3 CAR_{i,t} + \alpha_4 IFI_{i,t} \times CAR_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \tag{4}$$

表 3 列示了回归结果，其中交乘项的回归系数在 1% 的水平上显著为正。说明在普惠金融越发达（ IFI 较高），并且监管力度较大（ CAR 较高）的国家/地区，其 $SRISK$ 相对较低，意味着监管力度在一定程度上能够调节普惠金融与系统性风险之间的关系，高水平的监管可以减弱发展普惠金融所带来的系统性风险。在引入交乘项后，普惠金融指数的系数变小，说明监管使普惠金融增长系统性风险的临界点向右移动。

表 3 调节效应：金融监管的调节作用

	Tobit 模型 SRISK (1)	Tobit 模型 SRISK (2)
IFI	-0.717*** (0.127)	-0.796*** (0.128)
IFI^2	2.381*** (0.180)	2.234*** (0.184)
CAR	-0.033 (0.090)	-0.849*** (0.250)
$IFI \times CAR$	—	2.947*** (0.837)
MP	-0.243*** (0.068)	-0.272*** (0.068)
LR	-0.001 (0.016)	-0.003 (0.016)
LLP	0.011 (0.047)	0.002 (0.046)
MQ	-0.075** (0.035)	-0.070** (0.035)
ID	-0.073 (0.189)	-0.145 (0.189)
GDP_C	-0.224*** (0.059)	-0.227*** (0.058)
常数项	0.242*** (0.051)	0.291*** (0.052)
年度固定效应	是	是
国家/地区固定效应	是	是
样本量	848	848

进一步地,我们绘制基准模型和监管调节模型的示意图(图1)。其中实线抛物线描述了监管较强时普惠金融与系统性风险的关系,实线竖线为其对应的拐点位置。虚线抛物线为监管较弱情形下两者之间的关系,虚线竖线代表了对应的拐点位置。可以看出,有效的监管能够起到两个作用:其一,使U形关系的拐点向右移动,让两者之间的负面影响“晚一点到来”;其二,降低系统性风险的水平,在普惠金融发展程度相同的情况下,监管较强时的系统性风险要小于监管较弱时的系统性风险。值得注意的是,在普惠金融发展程度较低的情况下,较强的监管并不能带来系统性风险的显著降低。

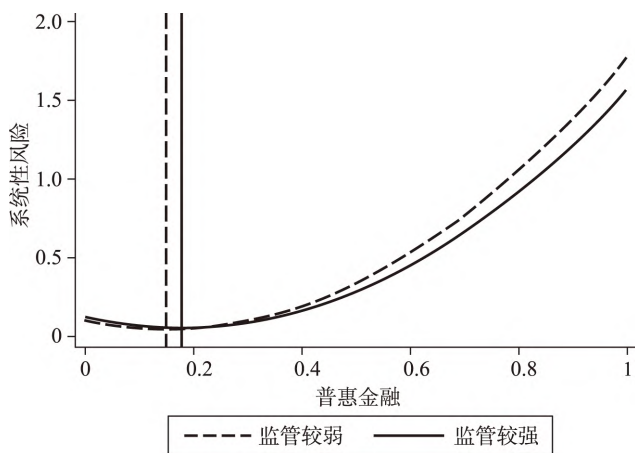


图1 金融监管的调节作用对比

五、稳健性检验

(一) 工具变量法

本文使用工具变量法解决潜在的内生性问题,参考易行健和周利(2018)的研究,选取滞后一阶的普惠金融指数($IFI_{j,t-1}$)与普惠金融指数在时间上的一阶差分($\Delta IFI_{j,t-1}$)的乘积。原因如下:第一,本文计算的普惠金融指数来自115个国家/地区,并不会明显地受到某个国家/地区的系统性风险影响,普惠金融指数的变化对具体的某个国家/地区而言相对外生;第二,虽然在各个国家/地区层面,除了普惠金融之外的因素也可能使得回归系数有偏误,但是只要该国家/地区层面的这些影响因素并不会同时影响115个国家/地区,这一估计量就有效。另外,本文借鉴Ahamed and Mallick(2019),使用Houston et al.(2010)提出的宗教成分指数作为第二个工具变量进行检验。

表4列示了回归结果。Wald检验结果表明, p 值等于0.0005,可以在1%的置信水平上拒绝外生性原假设,即存在工具变量。使用Sargan统计量检验过度识别问题, p 值等于0.9580,即不存在过度识别问题。第一阶段中工具变量的估计系数统计显著异于0。使用两阶段回归对方程进行估计,第一阶段回归的 F 值分别为48.13和31.25,即不存在弱工具变量。估计结果表明,在考虑了内生性问题后,普惠金融发展与系统性风险之间的U形关系仍然显著。

表 4 稳健性检验：工具变量法

第一阶段回归		第一阶段回归		第二阶段回归	
IFI		IFI ²		SRISK	
(1)		(2)		(3)	
<i>z</i> 1	−7.742** (3.202)	<i>z</i> 1 ²	3.171* (1.892)	<i>IFI</i>	−1.706*** (0.545)
<i>z</i> 2	0.233** (0.094)	<i>z</i> 2 ²	13.286*** (5.135)	<i>IFI</i> ²	4.303*** (1.131)
<i>CAR</i>	0.223* (0.130)	<i>CAR</i>	0.001 (0.091)	<i>CAR</i>	0.129 (0.220)
<i>MP</i>	0.200*** (0.045)	<i>MP</i>	0.251*** (0.031)	<i>MP</i>	−0.899*** (0.194)
<i>LR</i>	−0.037** (0.019)	<i>LR</i>	0.049*** (0.013)	<i>LR</i>	0.117*** (0.044)
<i>LLP</i>	−0.092 (0.083)	<i>LLP</i>	0.086 (0.059)	<i>LLP</i>	0.223* (0.131)
<i>MQ</i>	0.062 (0.043)	<i>MQ</i>	0.038 (0.030)	<i>MQ</i>	−0.052 (0.064)
<i>ID</i>	1.793*** (0.263)	<i>ID</i>	1.092*** (0.185)	<i>ID</i>	0.978* (0.541)
<i>GDP_C</i>	0.143*** (0.025)	<i>GDP_C</i>	0.079*** (0.017)	<i>GDP_C</i>	0.019 (0.046)
常数项	0.515 (0.523)	常数项	0.171 (0.367)	常数项	0.326*** (0.103)
样本量	848	样本量	848	样本量	848

（二）更换普惠金融指数的度量方式

本文借鉴 Sha’ban et al.（2020）的研究，对构建普惠金融指数的变量进行了调整，调整之后的指标包括存款账户数、贷款账户数、金融机构网点数、ATM 数、存款总额占 GDP 比重、贷款总额占 GDP 比重。随后，再次使用 PCA 合成新的普惠金融指数，记为 *IFInew*。⁹

随后，我们将 *IFInew* 代入原模型，再次进行回归，结果如表 5。可以看出，*IFInew*² 的回归系数在所有回归中显著为正，*IFInew* 的回归系数在所有回归中显著为负。说明本文的结果稳健。

⁹ 合成 *IFInew* 的指标见附表 5，由于篇幅所限，未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录。

表 5 稳健性检验：更换普惠金融指数的度量方式

	OLS 模型 (LSDV) SRISK (1)	Tobit 模型 (LSDV) SRISK (2)
<i>IFInew</i>	-0.475*** (0.096)	-0.590*** (0.116)
<i>IFInew</i> ²	0.617*** (0.120)	0.834*** (0.126)
<i>CAR</i>	-0.053 (0.056)	-0.085 (0.084)
<i>MP</i>	-0.105** (0.044)	-0.139** (0.061)
<i>LR</i>	-0.007 (0.008)	-0.009 (0.016)
<i>LLP</i>	0.011 (0.012)	0.030 (0.046)
<i>MQ</i>	-0.007 (0.018)	-0.043 (0.028)
<i>ID</i>	-0.218 (0.239)	-0.317 (0.201)
<i>GDP_C</i>	-0.092** (0.040)	-0.147** (0.057)
常数项	0.135*** (0.042)	0.183 (0.047)
年度固定效应	是	是
国家/地区固定效应	是	是
样本量	937	937
<i>R</i> ²	0.8614	—

(三) 更换 *SRISK* 的度量方式

我们参考 Engle and Ruan (2019) 所使用的按照国家/地区金融机构资产规模市值加权平均的 *SRISK* 数据 (记为 *SRISKnew*)，作为 *SRISK* 的替代指标进一步进行稳健性检验。回归结果如表 6 所示。*IFI* 的回归系数仍然显著为负，*IFI*² 的回归系数仍然显著为正。说明本文的结果稳健。

表 6 稳健性检验：更换 *SRISK* 的度量方式

	OLS 模型 (LSDV) <i>SRISKnew</i> (1)	Tobit 模型 (LSDV) <i>SRISKnew</i> (2)
<i>IFI</i>	-5.298*** (1.239)	-7.401*** (2.651)

(续表)

	OLS 模型 (LSDV) <i>SRISK_{new}</i> (1)	Tobit 模型 (LSDV) <i>SRISK_{new}</i> (2)
<i>IFI</i> ²	6.240*** (1.285)	8.942** (3.757)
<i>CAR</i>	-2.154** (1.031)	-2.682 (1.931)
<i>MP</i>	-2.195* (1.167)	-4.445*** (1.448)
<i>LR</i>	-0.318** (0.140)	-0.377 (0.342)
<i>LLP</i>	-0.279 (0.655)	-0.095 (0.997)
<i>MQ</i>	-0.366 (0.294)	-0.648 (0.765)
<i>ID</i>	-6.542*** (2.037)	-7.557* (4.055)
<i>GDP_C</i>	-1.558*** (0.551)	-2.918** (1.263)
常数项	2.332*** (0.677)	3.611*** (1.088)
年度固定效应	是	是
国家/地区固定效应	是	是
样本量	848	848
<i>R</i> ²	0.502	—

六、金融危机的影响与预测

(一) 考虑 2008 年金融危机影响

考虑到 2008 年金融危机带来的潜在影响，本文以 2008 年为分界线，将所有样本分为两组，回归结果如表 7 所示。在 2008 年金融危机发生前，*IFI* 的回归系数不显著，*IFI*² 的回归系数仅在第 (1) 列显著为正；在 2008 年金融危机发生后，*IFI* 的回归系数均显著为负，*IFI*² 的回归系数均显著为正。以上结果说明，普惠金融发展和系统性风险之间的 U 形关系在 2008 年之后更为明显。原因可能是金融危机前，普惠金融的发展较为缓慢。金融危机后，金融科技发展加速，各个国家金融创新也开始加速。因此相应地区的风险开始聚集，普惠金融和金融稳定的倒 U 形关系开始变得更加明显。

表 7 进一步检验：考虑金融危机影响

	2007 年及之前年度样本		2008 年及之后年度样本	
	OLS 模型 (LSDV)	Tobit 模型 (LSDV)	OLS 模型 (LSDV)	Tobit 模型 (LSDV)
	<i>SRISK</i>	<i>SRISK</i>	<i>SRISK</i>	<i>SRISK</i>
<i>IFI</i>	−0.060 (0.061)	−0.078 (0.103)	−0.245* (0.132)	−0.536*** (0.122)
<i>IFI</i> ²	0.269*** (0.101)	0.235 (0.177)	1.116*** (0.186)	2.037*** (0.159)
<i>CAR</i>	−0.008 (0.016)	0.013 (0.034)	0.050 (0.049)	0.028 (0.082)
<i>MP</i>	−0.035 (0.041)	−0.047 (0.034)	−0.044 (0.064)	0.001 (0.073)
<i>LR</i>	0.003 (0.006)	−0.017 (0.015)	0.006 (0.012)	0.007 (0.014)
<i>LLP</i>	0.212 (0.218)	−0.231 (0.270)	0.004 (0.022)	0.022 (0.051)
<i>MQ</i>	−0.042 (0.026)	−0.137*** (0.025)	−0.083** (0.036)	−0.097*** (0.033)
<i>ID</i>	−0.794 (0.660)	−0.635* (0.359)	−0.564** (0.232)	−0.516*** (0.151)
<i>GDP_C</i>	0.087* (0.049)	0.157*** (0.051)	−0.072 (0.061)	−0.080 (0.055)
常数项	0.023 (0.043)	0.097** (0.043)	0.140*** (0.048)	0.101* (0.053)
年度固定效应	是	是	是	是
国家/地区固定效应	是	是	是	是
样本量	212	212	583	583
<i>R</i> ²	0.963	—	0.949	—

(二) 金融危机是否发生的预测

借鉴 Büyükkarabacak and Valev (2010) 的研究，我们使用世界银行发布的“银行业金融危机数据库” (Banking Crisis Dummy)，以真实的金融危机数据进行检验。我们在基础回归的过程中发现，倒 U 形曲线的转折点约为 0.15，转折点左侧的 *SRISK* 的均值为 0.0028，相对较小，难以达到发生金融危机的程度 (张晓朴，2010)。而在转折点右边，*SRISK* 的均值为 0.0562，相对较大。大概率下，金融危机发生前，*SRISK* 的值超过均值，在转折点的右边。因此，借鉴刘哲希等 (2019) 的研究，对原始倒 U 形曲线转折点的右半部分建立线性回归模型，并使用 Probit 模型和 Logit 模型进行检验。结果如表 8 所示，使用 Probit 模型和 Logit 模型得到的 *IFI* 回归系数分别为 2.586 和 5.173，并且显著为正，说明普惠金融发展对金融危机是否发生具有较为理想的预测效果。

表 8 进一步检验：金融危机预测

	Probit 模型 CRISIS (1)	Logit 模型 CRISIS (2)
IFI	2.586*** (0.510)	5.173*** (1.364)
CAR	-0.444 (2.905)	-2.453 (6.046)
MP	-4.639*** (0.782)	-8.034*** (1.547)
LR	0.586* (0.326)	0.760 (0.776)
LLP	6.494 (3.968)	27.534 (27.601)
MQ	5.537*** (1.831)	11.618*** (3.473)
ID	-17.186** (8.265)	-30.720* (17.246)
GDP_C	0.692* (0.409)	1.612 (1.097)
常数项	-6.187*** (1.703)	-13.465*** (3.977)
样本量	742	742
Pseudo R ²	0.2464	0.2573

七、结论和建议

本文以 2004—2019 年国际货币基金组织开展的“金融服务可得性调查”所获得的原始数据，首先利用主成分分析（PCA）合成 115 个国家和地区的普惠金融发展指数。其次，使用固定效应的 Tobit 模型和 OLS 模型，研究普惠金融发展和金融稳定之间的关系。实证结果表明，普惠金融发展与金融稳定之间存在倒 U 形关系。再次，有效的宏观监管可以减弱发展普惠金融所带来的系统性风险，并且普惠金融发展和金融稳定之间的倒 U 形关系在 2008 年金融危机发生之后更为明显。最后，本文使用 Probit 与 Logit 两种模型对金融危机是否发生进行检验，发现模型的预测效果较为理想。

基于研究结果，本文提出以下政策建议。

一是重视政策引导、发展普惠金融。通过政策引导正规金融机构加大助农、帮扶小微的金融支持力度，提升金融服务的可得性和覆盖程度。通过调整市场准入门槛、提供优惠政策等措施鼓励资本市场多样化，做大做强普惠金融总量。同时，进一步完善利率市场化定价机制，鼓励金融机构根据自身财务状况和经营目标，确定更为灵活、自主的

利率体系。主动引导金融机构完善风险管理模式,鼓励金融机构加强风险管理文化建设,加大力度建立健全相关的审核管控机制,建立切实可行的考核方案和风险控制体系,强化内控流程监管和信息披露。

二是重视金融科技、引导市场自律。进一步推进普惠金融与金融科技融合发展,鼓励互联网支付、互联网信贷、互联网保险等新型金融服务把更多的关注点放到农村地区居民、偏远地区居民以及小微企业等群体。运用现代技术,简化贷款申请流程,优化贷款审批流程,提高贷后管理水平,使得符合条件的个人和企业能够尽快获得信贷资金。同时,推动成立金融机构之间的行业自律机制,使行业协会成为内部监管体系的重要组成部分,承担部分机构培训、金融教育、市场约束等职能,与外部监管机构共同构建一套较为完善的监管体系。

三是开展金融教育、完善监管机制。应将国民金融素质教育纳入各级教育大纲,因地制宜、主动探索具有本地区特色的金融教育方式,通过开展家庭金融教育、网络金融教育、社区金融教育等多种方式方法,为提升国民金融素质创新条件。同时,结合普惠金融发展现状与特点,围绕监管机构、监督目标、监督方式等搭建普惠金融的整体监管框架。进一步明确我国普惠金融的监管主体,建立各级别的金融监管协调联席会议制度,消除之间存在的协调与信息共享的障碍,落实监管执行,形成金融监管合力,让“好金融”真正服务“好社会”的发展。

参 考 文 献

- [1] Acharya, V., L. Pedersen, T. Philippon, and M. Richardson, “Measuring Systemic Risk”, *The Review of Financial Studies*, 2017, 30 (1), 2-47.
- [2] Acharya, V., R. Engle, and M. Richardson, “Capital Shortfall: A New Approach to Ranking and Regulating Systemic Risks”, *American Economic Review*, 2012, 102 (3), 59-64.
- [3] Ahameda, M., and S. Mallick, “Is Financial Inclusion Good for Bank Stability? International Evidence”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2019, 157, 403-427.
- [4] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and V. Maksimovic, “Bank Competition and Access to Finance: International Evidence”, *Journal of Money Credit and Banking*, 2004, 36 (3), 627-648.
- [5] Boot A., P. Hoffmann, L. Laeven, and L. Ratnovski, “Fintech: What’s Old, What’s New?”, *Journal of Financial Stability*, 2021, 53, 100836.
- [6] Brownlees, C., and R. Engle, “SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk”, *The Review of Financial Studies*, 2017, 30 (1), 48-79.
- [7] Büyükkarabacak, B., and N. T. Valev, “The Role of Household and Business Credit in Banking Crises”, *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34 (6), 1247-1256.
- [8] Carbó-Valverde, S., F. Rodríguez-Fernández, and G. Udell, “Bank Market Power and SME Financing Constraints”, *Review of Finance*, 2009, 13 (2), 309-340.
- [9] Chong, T., L. Lu, and S. Ongena, “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (9), 3412-3424.
- [10] Demirgüç-Kunt, A., T. Beck, and P. Honohan, “Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access”, *World Bank Policy Research Report*, 2008.

- [11] Drehmann M., C. Borio, L. Gambacorta, G. Jimenez, and C. Trucharte. "Countercyclical Capital Buffers: Exploring Options", *BIS Working Papers*, 2010, No. 317.
- [12] Engle, R. F., and T. Ruan, "How Much SRISK Is Too Much?", *SSRN Working Paper*, 2018, No. 3108269.
- [13] Engle, R. F., and T. Ruan, "Measuring the Probability of a Financial Crisis", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2019, 116 (37), 18341-18346.
- [14] Fang, Y., I. Hasan, and K. Marton, "Institutional Development and Bank Stability: Evidence from Transition Countries", *Journal of Banking & Finance*, 2014, 39, 160-176.
- [15] Financial Stability Board, "Shadow Banking: Scoping the Issues, A Background Note of the Financial Stability Board", *Financial Stability Board Notes*, 2011.
- [16] Foos, D., L. Norden, and M. Weber, "Loan Growth and Riskiness of Banks", *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34 (12), 2929-2940.
- [17] 傅秋子、黄益平, "数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据", 《金融研究》, 2018年第11期, 第68—84页。
- [18] Ghosh, J., "Microfinance and the Challenge of Financial Inclusion for Development", *Cambridge Journal of Economics*, 2013, 37 (6), 1203-1219.
- [19] Greene, W., "Fixed Effects and Bias Due to the Incidental Parameters Problem in the Tobit Model", *Econometric Reviews*, 2004, 23 (2), 125-147.
- [20] 龚强、王璐颖, "普惠金融、风险准备金与投资者保护——以平台承诺担保为例", 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第41期, 第1581—1598页。
- [21] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, "测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征", 《经济学》(季刊), 2020年第4期, 第1401—1418页。
- [22] Han, R., and M. Melecky, "Financial Inclusion for Financial Stability: Access to Bank Deposits and the Growth of Deposits in the Global Financial Crisis", *World Bank Policy Research Working Papers*, 2013, No. 6577.
- [23] Hannig, A., and S. Jansen, "Financial Inclusion and Financial Stability: Current Policy Issues", *Asian Development Bank Institute Working Paper*, 2010, No. 259.
- [24] Honohan, P., "Cross-Country Variation in Household Access to Financial Services", *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32 (11), 2493-2500.
- [25] Honoré, B., "Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects", *Econometrica*, 1992, 60 (3), 533-565.
- [26] Houston, J., C. Lin, P. Lin, and Y. Ma, "Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking", *Journal of Financial Economics*, 2010, 96 (3), 485-512.
- [27] Hua, X., and Y. Huang, "Understanding China's Fintech Sector: Development, Impacts and Risks", *The European Journal of Finance*, 2021, 27 (4-5), 321-333.
- [28] 黄益平、黄卓, "中国的数字金融发展: 现在与未来", 《经济学》(季刊), 2018年第4期, 第1489—1502页。
- [29] Jain, S., "Symbiosis vs Crowding-out: The Interaction of Formal and Informal Credit Markets in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 1999, 59 (2), 419-444.
- [30] 贾鹏飞、范从来、褚剑, "过度借贷的负外部性与最优宏观审慎政策设计", 《经济研究》, 2021年第56卷第3期, 第32—47页。
- [31] 金烨、李宏彬, "非正规金融与农户借贷行为", 《金融研究》, 2009年第4期, 第63—79页。
- [32] Levchenko, A., "Financial Liberalization and Consumption Volatility in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, 2005, 52 (2), 237-259.
- [33] 刘春航、廖媛媛、王梦熊、王广龙、史佳乐、李育峰, "金融科技对金融稳定的影响及各国应关注的金融科技监管问题", 《金融监管研究》, 2017年第9期, 第1—20页。
- [34] 刘哲希、随晓芹、陈彦斌, "储蓄率与杠杆率: 一个U型关系", 《金融研究》, 2019年第11期, 第19—37页。
- [35] 李苍舒、沈艳, "数字经济时代下新金融业态风险的识别、测度及防控", 《管理世界》, 2019年第35卷第12

- 期,第53—69页。
- [36] 李继尊,“关于互联网金融的思考”,《管理世界》,2015年第7期,第1—7+16页。
- [37] 李建军、韩珣,“普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择”,《金融研究》,2019年第3期,第129—148页。
- [38] 李学文、张蔚文、陈帅,“耕地非农化严格管控下的地方合作、共谋与制度创新——源自浙江省土地发展权折抵指标交易政策的证据”,《经济学》(季刊),2020年第3期,第797—824页。
- [39] Love, I., and M. Martinez Peria, “How Bank Competition Affects Firms’ Access to Finance”, *The World Bank Economic Review*, 2015, 29 (3), 413-448.
- [40] 陆静、王漪碧、王捷,“贷款利率市场化对商业银行风险的影响——基于盈利模式与信贷过度增长视角的实证分析”,《国际金融研究》,2014年第6期,第50—59页。
- [41] Mehrotra, A., and J. Yetman, “Financial Inclusion-Issues for Central Banks”, *BIS Quarterly Review*, 2015, 3, 83-96.
- [42] 苗永旺、王亮亮,“金融系统性风险与宏观审慎监管研究”,《国际金融研究》,2010年第8期,第59—68页。
- [43] Morgan, P., and V. Pontines, “Financial Stability and Financial Inclusion”, *Asian Development Bank Institute Working Paper*, 2014, No. 488.
- [44] Neaime, S., and I. Gaysset, “Financial Inclusion and Stability in MENA: Evidence from Poverty and Inequality”, *Finance Research Letters*, 2018, 24, 230-237.
- [45] Nguyen, T. T. H., “Measuring Financial Inclusion: A Composite FI Index for the Developing Countries”, *Journal of Economics and Development*, 2020, 23 (1), 77-99.
- [46] Petersen, M., and R. Rajan, “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110 (2), 407-443.
- [47] Ryan, R., C. O’Toolea, and F. McCann, “Does Bank Market Power Affect SME Financing Constraints?”, *Journal of Banking & Finance*, 2014, 49, 495-505.
- [48] Sha’ban, M., C. Girardone, and A. Sarkisyan, “Cross-Country Variation in Financial Inclusion: A Global Perspective”, *The European Journal of Finance*, 2020, 26 (4-5), 319-340.
- [49] Soederberg, S., “Universalizing Financial Inclusion and the Securitization of Development”, *Third World Quarterly*, 2013, 34 (4), 593-612.
- [50] 孙天琦、汪天都、蒋智渊,“国际普惠金融指标体系调查:进展、比较与启示”,《金融监管研究》,2016年第4期,第32—45页。
- [51] 唐松、伍旭川、祝佳,“数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异”,《管理世界》,2020年第5期,第52—66页。
- [52] United Nations, “Building Inclusive Financial Sectors for Development”, 2016, https://www.undp.org/sites/g/files/zskgke326/files/migration/tr/summury__doc__bluebook.pdf, accessed on 18th April 2023.
- [53] 杨东,“监管科技:金融科技的监管挑战与维度建构”,《中国社会科学》,2018年第5期,第69—91+205—206页。
- [54] 叶青、李增泉、徐伟航,“P2P网络借贷平台的风险识别研究”,《会计研究》,2016年第6期,第38—45+95页。
- [55] 易行健、周利,“数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据”,《金融研究》,2018年第11期,第47—67页。
- [56] 尹志超、郭沛瑶、张琳琬,“‘为有源头活水来’:精准扶贫对农户信贷的影响”,《管理世界》,2020年第2期,第59—71+194+218页。
- [57] 尹志超、吴雨、甘犁,“金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择”,《经济研究》,2015年第3期,第87—99页。
- [58] 曾刚、何伟、李广子、贺霞,《中国普惠金融创新报告(2020)》。北京:社会科学文献出版社,2020年。
- [59] 张晓朴,“系统性金融风险研究:演进、成因与监管”,《国际金融研究》,2010年第7期,第58—67页。

- [60] 周光友、罗素梅、连舒婷，“金融科技创新、网贷利率决定与小微企业融资——兼论‘麦克米伦缺口’的治理”，《国际金融研究》，2020年第4卷第3期，第76—86页。
- [61] 朱家祥、沈艳、邹欣，“网络借贷：普惠？普骗？与监管科技”，《经济学》（季刊），2018年第17期第4卷，第1599—1622页。
- [62] 朱南、卓贤、董屹，“关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略”，《管理世界》，2004年第2期，第18—26页。

The Appropriate Level of Financial Inclusion: The Perspective of Financial Stability

HUA Xiuping BI Jianda* SHI Haoqian
(University of Nottingham Ningbo China)

Abstract: We construct a global financial inclusion index using data from the World Bank, IMF and V-Lab, and propose an inverted U-shaped relationship between financial inclusion and financial stability. The empirical evidence supports our hypothesis, and the impact of financial inclusion on financial stability is less prominent under strong regulation and supervision. In addition, we use our constructed financial inclusion index, capital adequacy ratio, market power and macroeconomic variables to simulate and predict the financial crisis. Our research has important policy implications and provides valuable insights to financial regulatory authorities in making decisions related to financial inclusion and financial stability.

Keywords: systemic risk; financial inclusion; financial stability

JEL Classification: G20, G10, N20

* Corresponding Author: Bi Jianda, Room 455, Trent Building, No. 199 Taikang East Road, Ningbo, Zhejiang 315100, China; Tel: 86-18905748935; E-mail: Jianda.Bi@nottingham.edu.cn.