

普惠金融促进地区创业及其空间溢出效应

慕丽杰, 郭昆宇

(辽宁大学经济学院, 沈阳, 110136)

摘要: 通过2008-2017年的省级面板数据, 使用空间杜宾模型回归, 分析普惠金融发展对区域创业活动发展的影响, 主要结果表明: 1. 普惠金融发展对本区域创业活动发展具有显著的正向推动作用, 并且从参数大小来看, 普惠金融发展对区域创业发展是一个非常重要的因素; 2. 普惠金融发展对周边地区的创业活动具有正向的推动作用; 并且对周边地区创业活动的带动作用要大于本地区; 3. 普惠金融发展对于本地区和周边地区第二第三产业的创业活动具有显著的正向推动意义, 但对于第一产业则没有显著的推动作用, 并且金融资源与创业活动在空间和行业上存在一定程度的不协调。依照回归结果和推论, 针对现阶段普惠金融推动区域创业从金融体系建设、区域协调以及财政税收等角度提出了相应的政策建议。

关键词: 普惠金融发展, 区域创业, 空间计量分析

作者简介: 慕丽杰 (1976-), 女, 辽宁丹东, 辽宁大学经济学院, 副教授, 金融学博士, 研究方向为金融机构创新发展、普惠金融等; 郭昆宇 (1992-), 男, 辽宁沈阳, 辽宁大学经济学院, 硕士研究生, 研究方向为普惠金融。

联系方式: 18604048479; mulijie@sina.com; 辽宁省沈阳市皇姑区崇山中路 66 号; 110136

一、引言及文献综述

改革开放以来,中国经济取得了长足的进步,而创业活动对此起到了十分重要的推动作用。2014年9月李克强总理在达沃斯论坛首次提出“大众创业,万众创新”这一概念,并于2015年12月的中央经济工作会议中确立为宏观调控新战略。党的十九大中更是明确指出“激发和保护企业家精神,鼓励更多社会主体投身创新创业”,强调了“双创”理念的重要性并进一步明确了其深入发展的方向。在创新驱动发展和供给侧改革的战略大背景下,现如今的创业除了推动经济发展以外,更被赋予了推动经济转型和构建新型经济体系的重要使命,意义非常重大。现代的创业活动离不开金融层面的支持,融资约束也是当今中国乃至全世界中小型企业创业活动面临的最为棘手的问题之一。2005年国际小额信贷年,普惠金融”(Inclusive finance)一词被首次提出,之后被联合国和世界银行大力推行。普惠金融的概念是从传统的小额信贷和微型金融中衍生出来的,其概念目前尚未统一,但其基本宗旨和理念已经得到了国内各界的广泛一致认同,即构建一个为社会所有人,特别是贫困和低收入者提供金融服务的体系,改变传统金融“嫌贫爱富”的特性。根据2015年末国务院印发的《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》指明了接下来5年普惠金融发展的重点对象为小微企业、农民和城镇低收入者等群体,那么如何确保我国中小微企业创业活动能够以合理的成本获得资金无疑是当下建设普惠金融体系的工作重点之一。

创业活动的研究可以追溯到1987年《Journal of Management》开设的创业专栏。目前,学者们分别从识别机会的能力、创业者个性与心理特质、获取经济机会以及创建新组织与开展新业务活动的角度概括描述了创业(Entrepreneurship)这一名词,但并没有得到一个统一的定义^[1]。不过,创业对经济发展的重要意义已经得到了国内外学术界的共识。Holtz-Eakin, Rosen和Weathers(2000)认为创业活动是低收入群体提高收入的一个重要渠道,促进了社会阶层的流动^[2]; Beugelsdijk和Noorderhaven认为,创新性的企业可能对经济造成“创造性毁坏(Creative destruction)”,从而推动社会生产力的发展^[3]; Glaeser, S. P. Kerr和W. R. Kerr(2014)认为创业活动可以增加社会就业^[4]; 方世健,桂玲(2009)认为创业可以通过知识溢出。促进竞争和提供动态化多样化的创业企业结构来促进经济增长;李宏斌,李杏,姚先国等学者(2009)通过中国的数据证实了企业

家的创业创新对经济增长具有显著的正向作用^[6]。

金融支持对创业活动的推动无疑是十分重要，目前国内外已有大量关于金融与创业文献。Evans和Jovanovic（1989）通过对1500名白人男性进行调查，发现大多数人在创业过程中均面临金融约束^[7]，Gross（2002）认为金融发展能够通过减少中小企业融资成本来促进企业进入，从而推动经济增长^[8]；而Hurst和Lusardi（2004）认为金融约束主要影响的是富人的创业活动，对穷人的创业影响并不明显^[9]；Paulson，Townsend（2004）通过泰国的调研发现，资金的缺乏是阻碍创业的重要因素^[10]；Guiso，Sapienza和Zingales（2004）对意大利进行调查，发现金融深化促进了本土企业进入率和居民创业的意愿^[11]。相比于国外，国内对于金融与创业的研究多集中于农户创业领域，且多涉及非正规金融：张应亮，高静，张建峰（2015）通过929份的问卷调查发现60%以上的农户处于金融约束之中，农户的生产性创业资金需求极为强烈，创业不同阶段农户面临的金融约束形态也不同^[12]；卢亚娟，张龙耀，许玉韞（2014）认为正规金融可获性的增加可以在一定范围内促进农户家庭创业^[13]；陈刚（2015）的研究结果发现金融规模扩大会增加雇员数为7人以下规模企业的创立，但对于雇员数为8人以上的企业其效用并不明显^[14]。

目前关于普惠金融的研究成果较为丰富，并且覆盖各个方面。关于普惠金融的研究最早可以追溯到“金融排斥”这一领域，Kempson，Whyley（1999）首次将金融排斥分为地理排斥、评估排斥、条件排斥、价格排斥、营销排斥和自我排斥^[15]；Sarma（2008）首次通过银行账户普及率、银行机构数量和金融深化三个指标对普惠金融进行了测度^[16]；Demirguc-Kunt和Klapper（2012）指出普惠金融可以通过储蓄贷款、建立信用体系对贫困群体进行保障，具有缓解贫困的作用^[17]；Deborah（2013）发现金融排斥的问题并非发展中国家独有，即便是美国也有近3400万个家庭没有正规银行的账户^[18]；许圣道，田霖（2008）通过综合指数法构建了国内的金融排斥指数^[19]；王婧，胡国晖（2013）分析了普惠金融发展的影响因素^[20]；杜强、潘怡（2016）发现普惠金融对经济发展具有倒U型作用^[21]；卢盼盼，张长全（2017）的研究结果表明普惠金融具有明显的减贫作用^[22]；谢绚丽，沈艳，张皓星，郭峰（2018）数字金融发展对城镇化率较低、注册企业数量较少的省份具有更强的促进创业的效用^[23]。

发现从目前的文献来看,金融和创业之间的研究多见于国外,国内在该领域的研究相对匮乏,并且仍具有以下不足:1.国内的研究多采用微观层面的理论和数据,宏观层面的研究较少;2.缺乏基于普惠金融视角的研究,国内目前少数的研究依然主要集中传统的金融发展视角;3.忽略了空间溢出因素的影响。因此本文基于普惠金融的视角,采用空间计量方法对金融发展和创业之间关系进行进一步研究,以填补国内在该领域上的空白。

二、普惠金融促进创业活动的机制研究

目前关于金融发展和创业的理论框架多数来源于King and Levine(1993)的研究结果,本文借鉴该结论并辅以其他相关文献分析普惠金融发展对创业活动的影响机制,主要有以下几种:

(一) 筛选出最有潜力的企业家和创业项目并且筹集资金

金融对于创业者和创业项目的评估作用最早可以追溯到Schumpeter(1934)的著作中对信贷资本的分析,银行筛选企业家和创业项目的主要依据是:1.企业过去的经营成果;2.企业是否能够提供充足的抵押品。然而不同银行在评估中对于信息识别的也是不同的,Petersen(2004)将信息分为“硬”信息和“软”信息,硬信息是指易于量化、观测且较为客观的信息,例如借贷者的财产信息或企业的财务报表等,而软信息是指只能通过信贷双方面对面交流获得的非量化且难以传递的信息,而提高软信息的披露有利于中小企业在银行获得贷款^[24],对于处于创业阶段的中小型企业而言,其借贷多为关系型借贷,这种形式的借贷高度依赖软信息,而中小银行在收集软信息方面比大型银行更有优势^[25]。普惠金融体系的建设离不开大量的中小银行,因此可以认为围绕广泛的中小银行建设的普惠金融体系,有利于增强银行业整体的评估和识别能力,从而有利于企业创业。

(二) 分散各类不确定性风险

风险管理是金融的基本功能之一。金融中介作为信息的生产者,本身就具有改善信息不对称,缓解逆向选择和道德风险的作用^[26];在目前中国农村金融二元化的背景下,大量的非正规金融由于缺乏法律保护和相应监管的监管,利率浮动大、交易费用高等因素,具有较大的市场风险,而正规金融的普及有利于缓解农村金融市场的信用风险^[27];此外,金融市场提供多样化的投资标的和工具有

利于金融机构分散创业者面临的各类风险。从以上机电来看，普惠金融体系建设可以使更多群体纳入到正规金融体系之中，并给与金融市场主体更多的工具和渠道规避风险，从而有利于减少金融市场的整体风险，缓解创业者面临的不确定性，促进创业者的创新创业。

（三）提升金融市场竞争

银行业集中度下降和中小银行市场份额的增加可以促进创业活动的发展^{[28][29]}；Kerr, Nanda（2009）考察了不同金融政策放松对创业的影响，放松银行在州内设立分机构的管制不会改善银行业竞争，也不会显著促进创业，但放松跨区域设立分支机构的管制却可以显著增加 20 人以下规模企业的数量^[30]；对于中国而言，大银行主导的金融体制不利于解决缓解中小企业融资的难题，大型国有银行更加倾向于向具有政府隐性担保的国有企业贷款，大量中小企业在创业初期难以从中获得创业融资，同时银行业过度的垄断会使得银行索要更高的利息，加重创业者的创业负担^[31]。通过引入大量的银行和非银行金融机构，普惠金融体系可以提高金融市场的多样性，促进金融市场的竞争，从而有效地支持创业活动的发展。

（四）空间溢出效应

Perroux 的增长极理论认为，区域间非平衡发展是一种常态，某些经济高度发展地区作为“增长极”，可以将自身经济发展的成果扩散到邻近区域，带动其他地区的发展；Jeffrey Wurgler（2000）的资本配置理论也表明，资本存在跨区域流动的现象，表现为从低收益地区到高收益地区，从而形成金融集聚^[32]；而当资本跨区域流动的边际产出逐渐缩小甚至趋向于零时，金融资本向核心区域的流动则会停止，进而流向边际收益率更高的周边地区，这种现象则是“金融扩散”^[33]。根据上述理论，普惠金融促进创业的过程也有可能遵循这一规律，经济发达地区由于市场竞争激烈，土地和写字楼租金较高，会造成创业项目的收益降低，此时金融资本会在外地试图寻找创业成本相对更小，竞争风险更小的创业项目，从而形成金融资源的跨区域流动。然而，金融作为一种资源是有限的，目前中国地方以 GDP 为考核目标的官员选拔机制造成了地方政府可能为了自身所在地区的发展去争夺金融资源，政府可以通过行政手段、地方融资平台，或是争夺外资来争夺金融资源，最终使金融沦为地方的“第二财政”，因此可能牺牲邻近地区

获得资金的可能性，从而抑制其创业活动^[34]。

三、方法，模型设定，变量和数据来源

(一) 计量方法——空间计量模型

空间计量方法诞生于上世纪 70 年代，被较多地应用于区域经济问题，相比传统的 OLS 和 MLE 回归分析，空间计量方法更多地考虑到了本地区及周边地区之间的互动，认为地区之间的存在紧密的联系并相互影响，因此应当将这种影响纳入计量分析中。目前，空间计量模型当中最为常用的为空间自回归（SAR）模型、空间误差（SEM）模型以及空间杜宾模型（SDM）。

(1) 空间自回归（SAR）模型

空间一阶自回归模型的公式如下：

$$Y_i = \mu + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, N$$

(3.1)

公式 (3.1) 中， Y_i 为模型的被解释变量； W_{ij} 为空间加权矩阵，代表的是研究中各个地区的地理信息，目前常用的矩阵主要有 0-1 相邻矩阵和地理距离空间权重矩阵，对于 0-1 相邻矩阵，矩阵元素的取值只有 0 和 1，1 代表两个地区是相邻的，0 代表两个地区是不相邻的，而对于地理距离空间权重矩阵，矩阵的元素是两个地区地理距离的倒数； ρ 代表的是空间因素对 Y_i 的影响； ε_i 为满足经典 OLS 假定的误差扰动项。从模型的形式可以看出，一阶 SAR 模型的经济意义是经济变量的取值会受到周边邻近地区的影响，但模型中除了周边地区的影响以外并未考虑到其他因素，因此空间一阶自回归模型在实际应用中并不多。

$$Y_i = \mu + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \sum_{k=1}^k X_k \beta_k + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, N$$

(3.2)

公式 (3.2) 为混合空间自回归模型，与 (3.1) 不同的是，混合 SAR 模型考虑到本地区其他因素对被解释变量的影响，因此在实践中应用较多。其中， X_k 为本地区的影响 Y_i 的其他因素， β_k 为估计系数。

(2) 空间误差模型（SEM）

邻近地区的空间影响除了采用变量自回归的形式来表达,还可以使用误差扰动项的形式来表达, SEM 模型的公式如下:

$$Y_i = \mu + \sum_{k=1}^k X_{ik} \beta_k + \mu_i$$

$$\mu_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_j + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, N$$

(3.3)

公式符号意义同上。SEM 模型表明,除了解释变量 X_k 以外的未观测到的扰动项 μ_i 会受到邻近地区的影响,换句话说空间因素的影响被包含在了扰动项 μ_i 之中,而不是被解释变量 Y_i 本身之中

(3) 空间杜宾模型 (SDM)

SDM 模型的建模思路综合了 SAR 和 SEM 模型的形式,其建模思路是某区域 i 的被解释变量 Y_i 即受到区域 i 自身的其他因素(解释变量) X_k 的影响,也受到邻近地区 X_k 的影响。结合 SAR 模型,SDM 模型的公式如下:

$$Y_i = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \sum_{k=1}^k X_{ik} \beta_k - \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \left(\sum_{k=1}^k X_{jk} \beta_k \right) + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, N$$

(3.4)

符号意义同上。实际应用当中,其矩阵形式也可以写为:

$$Y = \rho WY + X\beta_1 + WX\beta_2 + \varepsilon$$

(3.5)

(二) 模型设定, 变量以及数据来源

本文设定模型如下:

$$Entre_{ij} = \rho \sum_{i=1}^n W_{ij} Entre_{ij} + \beta IFI_{ij} + \theta W_i IFI_{ij} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} X_{ij} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} W_i X_{ij} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $Entre_{ij}$ 为地区创业水平; IFI_{ij} 普惠金融发展指数; X_{ij} 为控制变量; W_{ij} 为空间权重矩阵, 本文使用地理距离空间权重矩阵进行回归; ε_{it} 为扰动误差项; μ_i 为区域固定效应; λ_t 为时间效应; ρ 、 θ 和 β_{2i} 代表是被解释变量、解释变量和

控制变量的空间滞后项系数，代表跨区域间的影响； β 和 β_{ii} 是解释变量和控制变量的系数，代表区域内部影响，具体变量设定如下：

(1) 被解释变量

创业活跃度 **Entre**：本文采用人均企业法人数量来衡量一个地区的创业活跃度，同时为了防止离群值、量纲不一致以及异方差等问题带来的影响，对人均企业法人数量取对数。数据来源于 2009-2018 年的《中国基本单位统计年鉴》，其中 2014 年和 2008 年的数据缺失，通过考察散点图看出，数据的上升趋势十分明显，故对 2014 年的缺失值采用插值法补齐，对 2008 年的数据采用 2009-2011 年三年的平均增速倒推补齐。

(2) 核心解释变量

普惠金融发展指数 **IFI**：目前关于普惠金融发展指数的构建多采用综合指数法，具体步骤如下：

①选取指标：目前国内普惠金融发展指标主要选取的金融深度、金融网点的覆盖度、金融从业人员覆盖度等指标，总体上大同小异。本文借鉴已有的文献，分别选取了 10 个指标来构建普惠金融指数，指标体系具体内容如下表：

表 1. 普惠金融指标体系变量选取

维度	指标选取
金融服务的覆盖面	金融网点数量（个）/总人口（万人）
	金融网点数量（个）/陆地面积（万平方公里）
	金融从业人员数量（人）/总人口（万人）
	金融从业人员数量（人）/陆地面积（万平方公里）
银行业发展	银行业年末贷款余额（亿元）/GDP（亿元）
	银行业年末贷款余额（亿元）/总人口（万人）
	银行业年末存款余额（亿元）/GDP（亿元）
	银行业年末存款余额（亿元）/总人口（万人）
保险业发展	保费收入（亿元）/GDP（亿元）
	保费收入（亿元）/总人口（万人）

②确定权重。选取完指标后，需要对众多指标进行赋权。目前普惠金融指数的赋权方法众多，本文选取熵值法作为普惠金融发展指数的赋权方法，熵值法作为客观赋权法能够较为客观地对各个指标的权重作出评价。熵值法最早来源热力学，之后被应用于信息论之中，熵代表信息的无序度，而无序度可以衡量数据信息量的多寡，无序度越高信息量越大，被赋予的权重也就越大。熵值法赋权的步骤如下：

a. 在确定权重之前，需要消除不同指标量纲上的不一致，对各个指标进行标准化，由于本文选取的指标全部为正向评价指标，因此标准化公式如下：

$$T_i = \frac{X_i - \min(X_i)}{\max(X_i) - \min(X_i)}$$

T_i 为标准化后的指标值 X_i ，取值为[0-1]；为第 i 指标的实际值； $\max(X_i)$ 和 $\min(X_i)$ 为 X_i 的最大值和最小值。

b. 计算各个指标的熵值，熵值的计算公式为： $e_i = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{j=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij})$ ，其中

$$p_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{j=1}^n X_{ij}}$$

，代表第 i 个指标第 j 个个体占全部个体的比重； n 代表研究个体的数量。

量。

c. 得出各项指标的权重。最终权重的计算公式如下： $w_i = \frac{d_i}{\sum_{i=1}^m d_i}$ ，其中 $d_i = 1 - e_i$ ，

d_i 被称为信息熵冗余度； m 为指标个数。

③计算普惠金融发展指数 IFI。本文借鉴 Sarma (2010) 的方法，采用欧式空间距离的测算方法计算普惠金融指数，计算公式如下：

$$IFI = 1 - \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^m w_i^2 * (1 - T_i)}}{\sqrt{\sum_{i=1}^m w_i^2}}$$

IFI 为最终得出的普惠金融发展指数，IFI 取值范围为[0-1]，数值越大表示普惠金融的相对发展水平越高。

(3) 控制变量

①经济发展水平。经济发展水平意味着更高的市场容量，而市场容量的提高有利于推动地区的创业活动，本文采用人均 GDP 对数作为经济发展水平的度量。

②政府干预。根据经济学原理，政府干预可以修正由垄断、政府外部性和信息不完备带来的市场配置资源失灵，改善社会福利；但新政治经济学的公共选择理论认为政府干预的低效性会扭曲资源配置，影响社会福利。政府可能与垄断性企业合作，通过管制阻碍新企业的进入；此外，政府管制的背后可能是政府官员向企业征收“过路费”^[35]。本文采用财政支出与财政收入的比值来衡量政府干预程度，比值越大代表政府的干预意愿越强烈。

③税收负担。根据“拉弗曲线”的结论，过多的税收会抑制人们的经济活动。不同税收政策通过调结税负水平从而影响企业融资和生产经营活动；但是税负对于企业创业创新也并非全是负面的，短期内合理的税负水平可能会激励企业进行创业创新活动^[36]。本文采用国内增值税、营业税和企业所得税之和比 GDP 来衡量一个地区的企业税收负担，比值越大税负负担越重。

④失业率。失业率对创业具有双重影响，根据 Frank Knight 的相对收入理论，失业会迫使人们不得不通过创业解决生计，从而促进创业活动；同时根据宏观经济学的失业理论，过高的失业率往往意味着经济衰退和信贷紧缩，创业者受到的信贷约束更为严重，从而抑制创业活动。本文采用城镇登记失业率来衡量地区失业率。

⑤城市聚集度。城市化可以通过知识溢出、强化生产要素流动以及人力资本的提升促进创业活动。但是城市聚集也可能带来拥挤效应，导致工资和地价上涨，从而抑制创业活动。本文采用每万平方公里城镇人口密度的对数衡量城市聚集度。

⑥市场竞争度。根据完全竞争市场理论，高度竞争的市场意味着企业准入门槛的降低，因此适当的竞争有利于创业活动。但高度竞争的市场也表明单一企业可获得的潜在利润也比较低，甚至可能低于正常利润水平，不利于激励企业进入市场创业。本文采用王小鲁，樊纲的市场化指数来衡量市场竞争度。

本文采用 2008-2017 年的省级面板数据回归，变量的数据分别来源于 ESP 数据库，《中国基本单位统计年鉴》，各省《区域金融运行报告》以及中国银监会

金融网点许可证查询系统，部分缺失值采用插值法或近 3 年的平均增速进行推算。此外，为了防止量纲不一致或数值相差过大造成参数估计值出现异常，本文将所有变量进行了 Max-Min 标准化处理，使得估计的参数之间具有可比性。

表 2. 变量描述性统计

变量	观测值数量	平均值	标准差	最小值	最大值
创业活跃度 Entre	310	0.506	0.209	0	1
普惠金融发展 IFI	310	0.241	0.180	0	1
经济发展 Eco	310	0.549	0.194	0	1
政府干预 Gov	310	0.105	0.139	0	1
税收负担 Tax	310	0.227	0.196	0	1
失业率 Unemploy	310	0.658	0.194	0	1
城市聚集 Urban	310	0.644	0.186	0	1
市场竞争度 Market	310	0.566	0.184	0	1

注：由于对所有变量进行了标准化，因此最小值和最大值分别为 0 和 1

四、计量回归结果

(一) 模型形式检验

采用空间计量模型之前，需对变量进行空间相关性检验，只有变量呈现出较为明显的相关性时，才有必要使用空间面板模型，否则使用普通面板回归即可。目前文献中主要是使用 Moran' s I 指数来检验是否存在空间相关性，Moran' s I 指数的公式如下：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

通过对 Moran' s I 统计量的显著性进行检验可以得知是否具有空间相关性，若拒绝原假设，则表明变量具有空间相关性。检验结果如表 3 所示，可以看出除了税收负担 Tax 和城市聚集度 Urban 以外，其余变量在不同年份均或多或少存在显著的空间相关度，因此实证分析应当考虑空间效应，即有必要采用空间计量模型进行回归。

表 3. Moran' s I 统计检验结果

时间	Entre	IFI	Eco	Gov	Tax	Unemploy	Urban	Market
2008	0.141***	0.012*	0.160***	0.045***	-0.011	-0.042	-0.066	0.145***
2009	0.133***	0.011*	0.149***	0.056***	-0.023	-0.041	-0.066	0.147***
2010	0.121***	0.1*	0.149***	0.064***	-0.03	-0.051	-0.065	0.141***
2011	0.108***	-0.004	0.144***	0.064***	-0.04	-0.053	-0.057	0.144***
2012	0.100***	-0.004	0.137***	0.089***	-0.041	-0.078*	-0.049	0.141***
2013	0.09***	-0.007	0.127***	0.076***	-0.042	-0.082*	-0.046	0.137***
2014	0.078***	-0.008	0.113***	0.084***	-0.038	-0.071	-0.053	0.141***
2015	0.077***	-0.003	0.101***	0.082***	-0.023	-0.072	-0.052	0.137***
2016	0.084***	0.001	0.090***	0.094***	-0.009	-0.078*	-0.059	0.131***
2017	0.094***	0.005*	0.084***	0.107***	-0.003	-0.079*	-0.045	0.130***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

本采用的是 2008-2017 年的省际面板数据，因此在计量回归之前，还需要对模型的具体形式进行确定。第一步，先对数据的个体效应和随机效应进行检验，如果个体效应和随机效应显著的话，则应该使用固定效应 (FE) 或随机效应 (RE) 模型估计，否则直接采用混合回归即可；第二步，如果有必要使用采用固定效应或随机效应模型进行估计，则需要使用 Huasman 检验确认是使用固定效应模型还是随机效应模型回归；第三步，使用 LR 和 Wald 检验确认模型是采用区域固定效应、时间固定效应还是双固定效应，以及确认是采用 SAR、SEM 和 SDM 三种模型中的哪一个进行回归。

表 4 给出模型检验的结果。固定效应 F 检验和随机效应 BP 在 0.01 的显著性水平下拒绝原假设，这表明数据的个体效应和随机效应显著，应当考虑固定效应模型或随机效应模型进行回归，而不是混合回归；Hausman 检验在 0.01 的显著性水平下拒绝原假设，因此应当选择固定效应 (FE) 模型；LR 检验 (SDM-SAR) 和 LR 检验 (SDM-SEM) 均在在 0.01 的显著性水平下拒绝原假设，表明空间杜宾模型不会退化为空间自相关模型或空间误差模型，应当采用空间杜宾模型进行

回归，WALD 检验（SDM-SAR）和 WALD 检验（SDM-SEM）也得出了一致的结论；LR 检验（BOTH-IND）和 LR 检验（SDM-SEM）均在在 0.01 的显著性水平下拒绝原假设，说明应当模型采用双固定效应。

表 4. 模型形式检验结果

模型检验	统计量	p 值
固定效应 F 检验	17.620	0.000***
随机效应 BP 联合检验	287.450	0.000***
Hausman 检验	123.530	0.000***
LR 检验（SDM-SAR）	52.450	0.000***
LR 检验（SDM-SEM）	46.810	0.000***
WALD 检验（SDM-SAR）	83.850	0.000***
WALD 检验（SDM-SEM）	42.200	0.000***
LR 检验（BOTH-IND）	38.540	0.000***
LR 检验（BOTH-TIME）	396.810	0.000***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

（二）计量结果

表 5 为空间计量模型的结果。从表中可以看出，创业活跃度变量 *Entre* 的空间滞后项为负数，说明一个地区的创业活动的发展会对周边地区总体产生负向的溢出效应，这表明各个区域之间创业活动竞争态势较为严重，协调发展程度不足，造成这种现象的原因可能是在市场容量有限的情况下，发达地区的创业活动在先行优势、当地政策优惠、配套完善度和政府行政效率等方面会对周边欠发达地区的创业活动造成一定的虹吸效应；核心解释变量普惠金融发展水平 *IFI* 的参数估计为 0.566，且在 0.01 的显著性水平上显著，这表明普惠金融的发展会显著推动本地区创业活动的发展，同时考察普惠金融发展 *IFI* 的空间滞后项也可以发现，其参数估计 1.938，在 0.01 的显著性水平上显著，因此可以初步判定普惠金融的发展不仅仅会促进本区域创业活动的发展，也有可能对周边地区产生联动效应。

控制变量方面。经济发展水平 *Eco* 的参数估计为 0.862，在 0.01 的显著性水平上显著，其空间滞后项的参数估计为 1.526，在 0.01 的水平上显著，这表

明经济发展水平既可以推动本地区的创业活动，也具有总体正向的空间效应；政府干预度 Gov 的参数估计为 0.122，这表明模型总体上偏向支持政府修正市场失灵的理论，但统计上并不显著，侧面说明了政府干预扶持创业活动的低效性，其空间滞后项为-0.101，统计上不显著；税收负担 Tax 的参数估计为-0.117，在 0.05 的水平上显著，表明税收负担会显著减少区的创业水平，其空间滞后项为 0.204 为正值，说明税收负担总体具有正向的空间效应，但该系数并不显著；失业率 Unemploy 的估计系数为-0.137，并且在 0.01 的水平上显著，表明失业伴随着信贷紧缩和经济衰退会抑制本地区的创业活动，其空间滞后项为-0.241，表明失业率总体具有负向的空间效应，但该参数并不显著；城市聚集度的参数估计为-0.0049，统计上不显著，但空间滞后项的参数估计为-1.016，并在 0.01 的水平上显著，表明总体具有空间溢出效应；市场竞争度 Market 的参数估计为-0.101，并在 0.01 的水平上显著，表明市场竞争抑制了本地区的创业活动，而空间滞后项系数为 1.724，在 0.01 的水平上显著，表明总体具有空间溢出效应。

表 5. 回归结果

变量	参数估计	Z 统计量	P 值
ρ *Entre	-0.672	-2.64	0.008***
IFI	0.566	6.12	0.000***
Eco	0.862	11.14	0.000***
Gov	0.122	1.59	0.112
Tax	-0.117	-2.17	0.030**
Unemploy	-0.137	-4.49	0.000***
Urban	-0.049	-1.59	0.111
Market	-0.101	-1.88	0.061
W*IFI	1.938	3.05	0.002***
W*Eco	1.526	2.78	0.005***
W*Gov	-1.167	-1.49	0.143
W*Tax	0.204	0.54	0.586
W*Unemploy	-0.241	-0.76	0.445

W*Urban	-1.016	-3.52	0.000***
W*Market	1.724	4.39	0.000***
R ² (within)		0.8967	

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

空间计量的空间滞后项参数尽管考虑到了空间因素的影响，但空间滞后项参数的估计值只代表对应的解释变量具有总体的空间效应，如果想确定是否会对邻近区域产生影响，则需要使用空间效应分解进行分析。空间效应可分为直接效应、间接效应、反馈效应和总效应，直接效应是指解释变量变动引发的对本地区被解释变量造成的影响，直接效应中还包含“反馈效应”，即溢出到邻近区域后再次传递给本地区的效应，其值等于空间滞后项系数减去直接效应，间接效应指的是指本地区解释变量变动对其他地区被解释变量产生的影响，总效应等于直接效应与间接效应之和，本文分析的重点是直接效应和间接效应。效应分解的结果如表 6 所示：普惠金融发展 IFI 的直接效应、间接效应和总效应均在 0.01 的显著性水平上显著，可见普惠金融的发展不仅仅可以促进本地区创业的发展，更可以带动周边地区创业的发展，而且可以发现间接效应的参数估计为 0.987，大于直接效应的参数估计 0.536。经济发展水平 Eco 直接效应为 0.838，在 0.01 的水平上显著，而间接效应为 0.628，在 0.1 的显著性水平上显著，这表明经济发展对创业的影响不仅影响本地区创业，更具有跨区域扩散效应。从两个变量回归的结果以及结合理论和实际背景来看，在经济新常态和金融供给侧改革的推动下，原本富集于发达地区的城市之中的金融资源，难以在发达地区内部寻找到合意的投入项目，因此需要转移到边际收益率更高的欠发达地区。

其他控制变量方面，政府干预 Gov 的直接效应为 0.156，统计上在 0.05 的显著性水平上显著，间接效应为负值-0.166，统计上并不显著，表明政府干预可以促进本地区的创业，但难以拉动其他地区的创业活动；税收负担 Tax 的直接效应为-0.122，在 0.01 的显著性水平上显著，表明税收负担会抑制本地区的创业活动，间接效应为 0.166，为正值，这表明本地区的税收负担加重会使得原本计划在本地区创业的企业被迫转移到其他税收较低的地区，但该该效应在统计上并不显著，这可能是由于创业企业并不一定会转移到周边地区，而有可能是更远的其他地区；Unemploy 的直接效应为-0.135，参数估计的值比较大，并在 0.01 的

显著性水平上显著，间接效应为-0.08 但统计上不显著，表明失业对创业的空间效应更多地体现在对本地区的影响；城镇聚集度 Urban 的直接效应为-0.025，但在统计上不显著，间接效应为-0.619，在 0.01 显著性水平上显著，表明城市聚集度较高地区对城市聚集度较低地区的创业活动可能存在明显的虹吸效应，创业者可能更加倾向于在城市配套设施较为完善的地区进行创业；市场竞争度 Market 的直接效应为-0.14，在 0.01 的显著性水平上显著，这表明本地区的市场竞争度提高会抑制创业活动，造成这种现象的原因可能是我国发达地区各行业总体上出现了过度竞争的态势，市场过度饱和使得潜在可获得的利润较低，从而抑制了新企业的进入，而间接效应为 1.129，在 0.01 的显著性水平上显著，说明本地区的市场竞争度的提升会增加邻近地区的创业活动，难以在本地区获得超额利润的企业会尝试迁移到竞争度相对较低的邻近区域寻找蓝海市场。

而从直接效用、间接效用和自回归项的参数值大小的对比中可以看出，普惠金融直接效应的绝对值为 0.536，仅次于经济发展的 0.838，远高于其他解释变量的参数估计值；对比间接效应的参数，普惠金融发展的间接效应是 0.987，其绝对值仅次于市场竞争度的 1.129，考虑到空间自回归项和城市聚集度的参数估计值分别为-0.672 和-0.619，其和为-1.291，可以看出普惠金融发展可以抵消很大一部分由这两个因素造成的负向溢出效应，因此可以认为普惠金融的发展无论对本地区还是邻近地区的创业活动发展都是十分重要的正向推动因素。并且，间接效应大于直接效应，表明普惠金融目前带动周边地区创业的作用已经大于带动本地区创业的作用。但是，创业活动自回归效应和城市聚集度的间接效应为负值，而普惠金融的溢出效应为正值，从反面可以看出金融资源流向周边相对落后地区寻找收益较高的投资项目的同时，大量的创业活动未能留在本地，反而被吸引到了发达地区，这可能表明创业活动和金融资源在空间流向上可能存在一定程度不协调。

表 6. 空间效应分解结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
IFI	0.536***	0.987**	1.523***
Eco	0.838***	0.628*	1.466***
Gov	0.156**	-0.759	-0.603

Tax	-0.122**	0.166	0.044
Unemploy	-0.135***	-0.08	-0.215
Urban	-0.025	-0.619***	-0.644***
Market	-0.14**	1.129***	0.989***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

(三) 异质性与稳健性检验

为扩展研究的角度并检验模型的稳健性,本文分别考察三次产业中普惠金融发展促进创业活动的效应,研究行业的异质性,并且通过不同赋权方法构建普惠金融发展指数进行回归检验模型的稳健性。

表 7 和表 8 分别给出了不同产业中的回归结果和空间效应分解结果。可以看出,普惠金融发展 IFI 参数估计-0.179 为负值,但统计上并不显著,这表明普惠金融支持一产创业效果不好,造成这种情况的原因是由于农业的弱质性导致了当前普惠金融的发展如果仅仅解决了可接触性是无法解决原本服务于三农的资金外流到城市工商业的现状^[37],而资金流失必然对农业的创业活动产生不良影响,普惠金融发展的空间滞后项为-1.398,通过空间效应的分解可以看出,对本地区创业活动的直接效应为-0.129,间接效应为-0.591,但该效应在统计上并不显著;此外,第一产业创业活动的自相关项的参数为-1.202,表明第一产业的创业活动在空间上存在负相关性。第二产业方面,普惠金融发展 IFI 对创业活动的参数估计为 0.403,在 0.01 的水平上显著,而空间滞后项的系数为 2.019,在 0.01 的水平上显著,从空间效应的分解来看,直接效应为 0.387,间接效应为 1.522,两者分别在 0.01 和 0.05 的水平上显著,表明普惠金融发展对于本地区第二产业的创业活动具有明显的而推动作用,且可以拉动周边地区的创业活动。第三产业方面,普惠金融发展 IFI 对创业活动的参数估计为 0.54,空间滞后项的系数为 2.099,两者均在 0.01 的水平上显著,从空间效应的分解来看,直接效应为 0.5,间接效应为 0.924,两者均在 0.01 和 0.05 的水平上显著,表明普惠金融发展对于本地区第三产业的创业活动也具有明显的而推动作用,且可以拉动周边地区的创业活动。通过空间效应分解内部参数的对比也可以发现,普惠金融发展的参数估计值相对较大,那么普惠金融发展对于第二第三产业创业活动是一个十分重要的推动因素,并且可以一定程度抵消其他解释变量在直接效应中的负向影,尤其

是第三产业，可以完全覆盖由税收负担、失业率和市场竞争度对创业活动带来的负面影响。而在间接效应中，普惠金融发展间接效应的参数值在二产中的正向效应是最大，在三产中仅次于市场竞争度，而其绝对值也非常大，这表明在二三产业中，普惠金融发展下金融资源的区域溢出的效用很大，普惠金融的发展能够有效带动周边地区创业活动的发展。而通过对比三次产业普惠金融发展的间接效应参数，可以发现一产间接效应系数为负不显著，但二三产的系数则为正显著，这也从侧面地印证了王伟，朱一鸣（2018）的结论，原本应当支持第一产业创业的资金可能较多地流到了第二第三产业当中，支持创业活动的资金在行业和城乡空间层面均存在一定程度错配。

控制变量方面。第一产业中，经济发展 Eco 的参数为 0.921，政府干预 Gov 的参数为 0.362，税收负担的参数为-0.316，失业率 Unemploy 的参数为-0.124，以上参数均在不同显著性水平上显著，城市聚集度 Urban 和市场竞争度 Market 的系数均不显著；空间滞后项上，经济发展 Eco 的参数为 2.204，税收负担 Tax 的参数为-2.121，失业率 Unemploy 的参数为-1.202，城市聚集度 Urban 的参数为-1.637，市场竞争度 Market 的参数为-1.128，以上参数均在不同的显著性水平上显著。在第二产业中，经济发展 Eco 的参数为 0.442，政府干预 Gov 的参数为-0.427，失业率 Unemploy 的参数为-0.139，市场竞争度 Market 的参数为-0.158，以上系数均在不同显著性水平上显著，而税收负担 Tax 和城市聚集效应 Urban 的参数在统计上并不显著；空间滞后项上，经济发展 Eco 的参数为 2.204，税收负担 Tax 的参数为 0.945，市场竞争度 Market 的参数为 0.661，以上参数均在不同的显著性水平上显著，而政府干预 Gov，失业率 Unemploy 以及城市聚集度 Urban 的参数则不显著。在第三产业中，经济发展 Eco 的参数为 0.812，政府干预 Gov 的参数为 0.248，税收负担 Tax 的参数为-0.131，失业率 Unemploy 的参数为-0.095，以上参数均在不同显著性水平上显著，而市场竞争度 Market 和城市聚集效应 Urban 的参数在统计上并不显著；空间滞后项上，经济发展 Eco 的参数为 1.86，税收负担 Tax 的参数为 0.676，失业率 Unemploy 的参数为-1.202，城市聚集度 Urban 的参数为-0.396，市场竞争度 Market 的参数为 2.14，以上参数均在不同的显著性水平上显著，而政府干预 Gov 和失业率 Unemploy 则并不显著

表 7. 分行业回归结果

变量	第一产业	第二产业	第三产业
ρ *Entre	-1.202***	-0.312	-0.87***
IFI	-0.179	0.403***	0.54***
Eco	0.921***	0.442***	0.812***
Gov	0.362***	-0.427***	0.248***
Tax	-0.316***	-0.031	-0.131**
Unemploy	-0.124**	-0.139***	-0.095***
Urban	-0.03	-0.025	-0.021
Market	0.034	-0.158***	-0.084
W*IFI	-1.398	2.019***	2.099***
W*Eco	2.204**	1.37***	1.86***
W*Gov	-1.611	-0.361	0.04
W*Tax	-2.121***	0.945***	0.676*
W*Unemploy	-1.202**	-0.35	0.12
W*Urban	-1.637***	-0.344	-0.396**
W*Market	1.128*	0.661*	2.14***
R^2 (within)	0.5831	0.6646	0.9051

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

表 8. 分行业空间效用分解

产业	变量	直接效应	间接效应	总效应
	IFI	-0.129	-0.591	-0.72
	Eco	0.876***	0.58	1.456***
	Gov	0.447***	-0.968	-0.522
第一产业	Tax	-0.25**	-0.875**	-1.125***
	Unemploy	-0.088*	-0.506**	-0.593**
	Urban	0.032	-0.792***	-0.761***
	Market	-0.006	0.532	0.526
第二产业	IFI	0.387***	1.522**	1.91***

	Eco	0.427***	1.014**	1.44***
	Gov	-0.419***	-0.152	-0.57
	Tax	-0.04	0.746***	0.706**
	Unemploy	-0.137***	-0.228	-0.365
	Urban	-0.019	-0.27	-0.289
	Market	-0.165***	0.571*	0.405
	IFI	0.5***	0.924**	1.424***
	Eco	0.778***	0.681**	1.459***
	Gov	0.259***	-0.071	0.188
第三产业	Tax	-0.152**	0.439*	0.287
	Unemploy	-0.102***	0.127	0.025
	Urban	-0.008	-0.214	-0.222
	Market	-0.145**	1.254***	1.109***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

目前关于普惠金融的研究，不可避免地需要设计综合指数构建，采用的赋权方法也多种做样，目前的赋权方法分为主观赋权法和客观赋权法，主观赋权法主要有二项系数法、层次分析法和专家调查法等，客观赋权法主要有变异系数法、熵值法、Critic 法、主成分分析法等，而不同的赋权方法产生的普惠金融发展指数也各不相同。为了检验结论的稳健度，除了已采用的熵值法以外，本文还选取了变异系数法、Critic 法、主成分分析法和复相关系数法四种赋权方法来分别进行回归。其中，主成分分析法 Kaiser—Meyer—Olkin 统计量为 0.703，sig 值为 0.000，通过了 Bartlett 球形检验，表明可以使用主成分分析法进行赋权。表 9 给出了稳健性检验的结论，从结论中可以看出，除了变异系数法赋权的普惠金融系数在空间效应上不显著以外，其余四种赋权法下普惠金融发展指数 IFI 的系数符号完全相同，系数大小变化不大，显著性近乎完全相同，这表明本文构建的模型在大部分的赋权标准下能够保持较为一致的结论，稳健性较高。

表 9. 不同赋权法下的稳健性检验

变量	熵值法	变异系数法	主成分分析法	Critic 法	复相关系数法
ρ^* Entre	-0.672***	-0.527***	-0.666***	-0.804***	-0.691***

IFI (熵值法)	0.566***				
IFI (变异系数法)		0.339***			
IFI (主成份分析法)			0.578***		
IFI (Critic 法)				0.363***	
IFI (复相关系数法)					0.536***
Eco	0.862***	0.743***	0.85***	0.783***	0.85***
Gov	0.122	0.031	0.155**	-0.016	-0.089
Tax	-0.117**	-0.052	-0.102*	-0.148***	-0.128**
Unemploy	-0.137***	-0.134***	-0.14***	-0.113***	-0.133***
Urban	-0.049	-0.045	-0.046	-0.05	-0.05
Market	-0.101*	-0.14**	-0.102*	-0.123**	-0.101*
W*IFI (熵值法)	1.938***				
W*IFI (变异系数法)		0.355			
W*IFI (主成分分析法)			1.964***		
W*IFI (Critic 法)				1.974***	
W*IFI (复相关系数法)					1.99***
W*Eco	1.526***	0.627	1.716***	0.938*	1.409***
W*Gov	-1.167	-2.158***	-0.867	-2.26***	-1.362*
W*Tax	0.204	0.142	0.333	-0.222	0.11
W*Unemploy	-0.241	-0.273	-0.247	-0.102	-0.233
W*Urban	-1.016***	-1.039***	-0.962***	-1.048***	-1.042***
W*Market	1.724***	1.59***	1.735***	1.419***	1.663***
IFI 直接效应	0.536***	-0.34***	0.548***	0.323***	0.503***
IFI 间接效应	0.987**	-0.126	1.009**	0.978***	1.017***
IFI 总效应	1.523***	-0.467	1.557***	1.301***	1.52***
R ² (within)	0.8867	0.8809	0.8907	0.9063	0.8997

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验

五、结论与政策建议

本文通过 2008–2017 年的 31 省的省级面板数据，采用熵值法，变异系数法，

主成分分析法，Critic法和复相关系数法构建出普惠金融发展指数，考察了普惠金融发展对创业活动的影响，得出如下结论：

1. 创业活动本身的空间自相关效应会导致创业活动出现负向的负向溢出效应，但普惠金融发展不仅仅对于该区域的创业活动具有正向影响，而且对邻近地区的创业活动也具有正向的溢出效应，而且从估计参数的大小比较中可以看出，相比其他的被解释变量，普惠金融的参数估计值较大，是促进创业活动发展一个非常重要的因素。

2. 从普惠金融空间效应分解的结果可以看出，普惠金融的间接溢出效应的参数值要大于其直接效应，这表明金融的普惠性发展具有极强区域带动作用，结合当下中国金融集聚的现状来看，该结论也意味着发达地区金融核心区域和一部分附属区域可能已经出现金融资源密度过载，金融市场过度竞争以及金融投资回报低下等问题。

3. 对于不同产业，普惠金融发展创业活动的推动作用的也是不同的。普惠金融对于第一产业（农林渔牧业）创业活动发展具有不显著的负向影响，而对于二三产业，普惠金融发展可以显著地推动本地区和邻近地区的创业活动发展，而且其间接溢出效应要大于直接效应。并且从三次产业的直接效应、间接效应和自回归项参数大小和正负号的对比来看，金融资源和创业活动在空间上和行业上可能存在一定不协调的现象。

4. 其他的控制变量的结果表明，经济发展水平在任何情况下对任何产业的创业活动均有正向推动作用；政府干预对一产三产创业均有推动作用，对二产创业具有抑制作用；税收负担除二产以外对创业活动均具有显著的抑制作用，税收加重会对二三产创业形成区域上的挤出效应，增加邻近地区的创业活动，但对一产创业，无论是本地区还是邻近地区均具有抑制作用；失业上升对本地区所有产业的创业活动形成显著的抑制作用，而对于一产创业，这种作用还会波及到邻近区域。

根据以上结论，本文提出如下政策建议：

1. 大力发展并完善普惠金融体系，发挥普惠金融在促进第二和第三产业创业过程的作用，但与此同时需要解决普惠金融如何促进第一产业创业的问题。国家应当出台相应政策引导创业资金流向，可以推动和第一产业创业相关的资本市场

建设,减少对银行和非正规金融的过度依赖,拓宽中小企业创业融资的渠道同时,也可一定程度经济下行时信贷紧缩造成的负面影响;同时强化村镇银行、农信社和农商行在农村地区的作用,加大县一级人民银行对农村金融市场的监管,防止违法跨区域借贷业务以及非正规金融渠道造成的农村资金外流。

2. 加强普惠金融促进创业活动的跨区域协同和合作,发挥发达地区金融中心的辐射作用,引导金融中心的金融资源向边缘地区流动,为落后地区提供资金的同时缓解金融中心金融资源过剩的状况。由于市场化在我国金融空间配置发挥基础性作用^[38],欠发达地区的政府应当培育本地区金融市场,推动金融市场化,消除金融壁垒,使得本地中小微企业能够更好地承接并吸收获得外来的资金支持,同时也要加大招商引资和优化营商环境的力度,推动本地区企业配套设施建设,增强本地区中小微企业创业的内生动力,缓解发达地区的虹吸效应。

3. 以第一产业为代表,针对弱质产业施行的创业补贴和减税政策。在大规模资金外流的情形下,三农创业和弱智产业的创业活动仍需要政府财政进行优惠补贴,考虑到众多落后地区以及县域以下的财政力量薄弱,可能需要借助省一级乃至中央财政的助力,加大三农创业贷款津贴的范围和力度,同时减免地区企业的税收负担。

参考文献:

- [1]朱仁宏. 创业研究前沿理论探讨——定义、概念框架与研究边界[J]. 管理科学, 2004, (04): 71-77
- [2]Holtz-Eakin, D. , H. S. Rosen, R. Weathers. Horatio Alger Meets the Mobility Tables[J]. Small Business Economics, 2000, 14 (04) : 243-274.
- [3]Beugelsdijk, S. , Noorderhaven, N. . Entrepreneurial Attitude and Economic Growth: A Cross Section of 54 Regions[J]. Annals of Regional Science, 2004, 38 (02) : 199-218
- [4]Glaeser, E. L. , S. P. Kerr W. R. Kerr. Forthcoming, Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines. Harvard Business School Working Paper, 2015
- [5]方世健, 桂玲. 创业、创业政策和经济增长[J]. 科学学与科学技术管理, 2009, (08): 121-125
- [6]李宏彬, 李杏, 姚先国, 张海峰, 张俊森. 企业家的创业与创新精神对中国

- 经济增长的影响[J]. 经济研究, 2009, (09): 98-108
- [7]Evan, S. , Jovanovic, B. . An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints
[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97 (04) : 808-827
- [8]Gross, D. M. Financial Intermediation: A Contributing Factor to Economic Growth and Employment
[C]. International Labor Organization, 2002: 1-39.
- [9]Hurst, E. , Lusardi, A. . Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship[J]. Journal of Political Economy, 2004, 112 (02) : 319-347
- [10]Paulson, A. , R. Townsend. Entrepreneurship and Financial Constraints in Thailand. Journal of Corporate Finance, 2004, 10 (02) : 229-262.
- [11]Guiso, L. , P. Sapienza, L. Zingales. Does Local Financial Development Matter?[J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119 (3) : 929-969.
- [12]张应亮, 高静, 张建峰. 创业农户正规金融信贷约束研究——基于939份农户创业调查的实证分析[J]. 农业技术经济, 2015, (01): 64-74
- [13]卢亚娟, 张龙耀, 许玉韞. 金融可得性与农村家庭创业——基于CHARLS数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2014, (10): 89-99
- [14]陈刚. 金融如何促进创业: 规模扩张还是主体多样[J]. 金融经济研究, 2015, (05): 29-42
- [15] Kempson, E. and C. Whyley. Kept out or Opted out? Understanding and Combating Financial Exclusion[M]. Bristol: The Policy Press, 1999
- [16] Sarma, M. Index of Financial Inclusion[R]. New Delhi: Indian Council for Research on International Economics Relations, 2008
- [17] Demircuc-Kunt, A. , Klapper, L. Measuring Financial Inclusion: The Global Findex Database [R]. Policy Research Working Paper Series No. 6025, 2012
- [18] Deborah M. F. Institutional Policies for Financial Inclusion[J]. Journal of Economic Issues, 2013, 47 (12) : 873-894
- [19]许圣道, 田霖. 中国农村地区金融排斥研究[J]. 金融研究, 2008, (07): 195-206
- [20]王婧, 胡国晖. 中国普惠金融的发展评价及影响因素分析[J]. 金融论坛, 2013, (06): 31-36
- [21]杜强, 潘怡. 普惠金融对我国地区经济发展的影响研究——基于省级面板的实证分析[J]. 经济问题探索, 2016, (03) : 178-184
- [22]卢盼盼, 张长全. 中国普惠金融的减贫效应[J]. 宏观经济研究, 2017, (08) : 33-43
- [23]谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, (04): 1557-1580
- [24]Petersen, M. A. . Information: Hard and Soft. Kellogg School of Management Working Paper, 2004.
- [25]Berger, A. N. , L. F. Klapper, G. F. Udell, 2001. The Ability of Banks to Lend to Informationally Opaque Small Businesses[J]. Journal of Banking & Finance, 25 (12) : 2127-2167.
- [26]Frederic, S. Mishikin. The Economics of Money Banking and Financial Markets[M]. New York: Harper Collins College Publishers, 1995.
- [27]Schreiner M. Informal Finance and the Design of Microfinance[J]. Development

in Practice, 11 (05) : 637-640.

[28]Black, S. E., P. E. Strahan. Entrepreneurship and Bank Credit Availability[J]. Journal of Finance, 2002, 57 (6) : 2807-2833.

[29]Cetorelli, N., P. E. Strahan. Finance as A Barriers to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U. S. Markets[J]. Journal of Finance, 2006, 61 (01) : 437-461.

[30]Kerr, W., R. Nanda. Democratizing Entry: Banking Deregulations, Financing Constraints, and Entrepreneurship[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94 (1) : 124-149.

[31]林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究, 2001, (01) :10-19

[32]Jeffrey Wurgler. Financial Market and the Allocation of Capital[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (1-2) : 187-214

[33]胡国晖, 郑萌. 金融集聚向扩散转化的机理及模型化分析[J]. 软科学, 2014 (02) : 118-135

[34]王俊, 洪正. 地方政府金融竞争与区域金融风险——基于博弈视角的理论分析[J]. 贵州社会科学, 2015 (08) : 15-20

[35]De Soto, H. .The Other Path: the Invisible Revolution in the Third World[M]. New York: Harper & Row, 1989.

[36]Herbig, P., Golden, J.E., Dunphy, S. . The Relationship of Structure to Entrepreneurial and Innovative Success[J]. Marketing Intelligence & Planning, 1994, 12 (09) : 37-48.

[37]王伟, 朱一鸣. 普惠金融与陷于资金外流: 减贫还是致贫——基于中国592个国家级贫困县的研究[J]. 经济理论与经济管理2018 (01) : 98-108

[38]钱雪松, 谢晓芬, 杜立. 金融发展、影子银行区域流动和反哺效应——基于中国委托贷款数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2017 (06) : 60-78