

金融发展、腐败行为与企业家“双创”精神

——基于门限面板模型的实证视角

陈茜儒, 贺建风

(华南理工大学经济与金融学院, 广东 广州 510006)

摘要: 利用中国省级层面的面板数据, 引入 Hansen 门限模型考察了腐败行为与企业家“双创”精神之间的金融发展门限效应。结果表明: 腐败行为发生对企业家“双创”精神有显著的抑制作用, 且该抑制效应存在金融发展的门限特征。随着金融发展水平的提高, 腐败行为对企业家“双创”精神的负效应将不断衰减。从企业家“双创”精神的不同视角来看, 创新精神比创业精神需要更高的金融发展门限值才能弱化腐败对其的负效应。区域异质性分析结果显示, 中西部地区创业精神的金融发展门限值较东部地区更高, 而创新精神的金融发展门限值则呈现出相反的特征, 即东部地区高于中西部地区。研究成果在充实企业家“双创”精神研究文献的同时, 也为进一步做好反腐倡廉工作与提高金融水平的协同发展提供了理论依据和经验证据。

关键词: 金融发展; 腐败行为; 企业家“双创”精神; 面板门限模型

中图分类号: F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2020)12-0061-12

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.12.006

Financial Development, Corruption and Entrepreneur's "Mass Entrepreneurship and Innovation" Spirit: Empirical Study Based on Threshold Panel Model

CHEN Qianru, HE Jianfeng

(School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Based on the panel data of provincial regions in China and the Hansen threshold model, this paper investigates the threshold effect of financial development between corruption and the "Mass Entrepreneurship and Innovation" spirit of the entrepreneur. The empirical results show that corruption has a significant effect on the "Mass Entrepreneurship and Innovation" spirit of the entrepreneur, and the inhibitory effect is the threshold characteristic of the financial development. With the improvement of the level of financial development, the negative effect of corruption on the "Mass Entrepreneurship and Innovation" spirit of the entrepreneur will be continuously attenuated. From the perspective of entrepreneur's "Mass Entrepreneurship and Innovation", the spirit of innovation requires higher financial development threshold to weaken the negative effect of corruption. The results of regional heterogeneity analysis show that the threshold value of financial development of entrepreneurship in the central and western regions is higher than that in the eastern region. However, the threshold value of financial development of innovation spirit is higher in the eastern and

收稿日期: 2020-08-04

基金项目: 国家社会科学基金项目“大数据背景下随机抽样技术及模型辅助估计方法研究”(19BTJ022); 广东省科学技术计划项目“粤港澳大湾区‘双创’发展的水平测算、动力机制与战略研究”(2019A101002003); 广东省科技计划项目“新时代背景下劳动力成本上升对企业创新的影响: 理论机制与广东经验”(2018A070712009); 广州市“羊城青年学人”项目“金融发展与技术创新促进产业结构转型的路径与对策研究”(17QNXR02); 中央高校基本科研业务费重点项目“新时代背景下我国创新创业发展的水平测度、动力机制与发展战略”(XYZD201906)

作者简介: 陈茜儒, 女, 博士研究生, 主要从事贝叶斯计量经济研究; 贺建风(通讯作者), 男, 教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事统计调查与计量经济研究。

lower in the central and western. The research results not only enrich the literature on “Mass Entrepreneurship and Innovation” spirit of the entrepreneur, but also provide theoretical basis and empirical evidence for further anti-corruption work and coordinated development of financial level.

Key words: financial development; corruption; entrepreneurs’ “Mass Entrepreneurship and Innovation” spirit; panel threshold model

一、引言

在新经济时代,创新与创业活动将依然扮演着极其重要的角色,对于促进技术变革、产业升级和增加就业均能产生积极的推动作用。自党中央国务院2014年提出“大众创业,万众创新”^①(以下简称“双创”)以来,创新创业活动受到我国社会各界的广泛关注,企业家参与“双创”的热情持续高涨。近年来,中国经济进入转型发展期,现代化经济体系构建和供给侧结构性改革初步启动。为建设现代化经济体系,党的十九大报告中重点提出:“要激发和保护企业家精神,鼓励更多社会主体投身创新创业。”与此同时,学术界就企业家“双创”精神的推动因素展开了积极探索,讨论了个人特征、家庭背景、社会网络、资源禀赋以及制度环境等对企业家“双创”精神的作用。其中,也有学者关注到腐败行为对企业家精神的影响,但就其具体的影响效应而言仍未形成定论,二者关系是否受到制度性因素干扰等问题的研究仍然不够深入。

腐败现象是长期存在的社会问题,尤其在体制尚不完善的发展中国家,腐败行为更是频频出现。在经济转型的时代背景下,腐败问题在中国持续存在,已成为当前社会关注的焦点问题。党的十八大后,中央政府进一步坚定了惩治腐败的决心,对腐败行为持零容忍态度。高压反腐之下,企业家的“双创”活动将受到何种影响?到底是促进了还是抑制了企业家“双创”精神,取决于腐败行为在“双创”活动中扮演的角色。当腐败行为表现为企业通过搭建政治关系以规避政府管制或逃避税收时,那么高压反腐将破坏原有的政治平衡和市场平衡,导致此类企业家“双创”活动受挫,这会抑制企业家“双创”精神。当腐败行为导致市场无秩序、信息不对称等问题出现时,那么反腐工作将起到规范市场秩序、重塑营商环境的作用,这有利于提供良好的“双创”环境和公平的竞争机会,且会促进企业家“双创”精神。因此,腐败行为对企业家“双创”精神的影响效应究竟如何,需要结合现实场景进行深入研究。

结合具体的现实场景,从制度差异的视角,对腐败与企业家精神关系的影响已有不少研究。如有学者从企业产权性质、市场化进程、政府官员协调度等视角分析了二者可能存在的非线性关系^[1-3]。除以上提及的体制性因素之外,金融发展水平也是影响腐败与企业家精神间关系的重要因素之一^[4]。为深入探究金融发展能否缓解腐败行为对企业家“双创”精神的抑制效应,本文将引入 Hansen 门限模型,以金融发展作为门限变量,检验企业家“双创”精神如何受腐败行为的非线性影响。本文可能的贡献主要包括:(1)将金融发展问题引入到腐败和企业家精神关系的理论框架中,以探究二者之间存在的金融发展门限效应,补充腐败与企业家“双创”精神非线性关系的现有研究。(2)考察腐败对创新精神和创业精神两个维度的非线性影响,并发现相比于企业家创业精神而言,腐败对企业家创新精神影响的金融发展门限值更高,为企业家精神相关文献提供有益补充。(3)基于东中西的分区研究,检验腐败影响企业家精神的区域异质性,研究结论可为决策者因地制宜以推动区域协调发展提供新的视角。

二、文献综述

(一) 腐败与企业家精神

关于企业家精神的研究,最早可追溯至20世纪30年代,Schumpeter(1934)^[5]提出企业家精神的概念,并指出企业家精神在“创造性破坏”活动中极为重要。Kirzner(1973)^[6]进一步论述了企业家在其他方面的

^①2014年9月,李克强在达沃斯夏季论坛开幕式上首次提到创新创业;2015年“大众创业、万众创新”概念被正式完整地提出来;2017年4月联合国大会将“大众创业、万众创新”理念写入相关决议。

重要作用,尤其强调了企业家的市场发现能力,如对市场机会保持警觉,对市场需求有预见性等。此后,诸多学者对企业家精神和经济增长的关系展开研究,认为企业家精神是经济增长的强大驱动力^[7-10]。Baumol(1990)^[11]特别强调了企业家精神在生产活动和非生产活动之间的差异化配置对经济的影响,认为只有当企业家精神更多地配置到创新创业活动中时才会实现经济的持续增长。在制度环境尚不完善的发展中国家,腐败、寻租等问题对企业家精神的影响更为显著,这也一直是经济学领域研究的热点话题之一。

就腐败对企业家精神的影响而言,目前已基本形成两派对立的观点。一种观点认为腐败行为的发生有助于企业家精神的形成和发展。一方面,腐败行为的存在使得企业家能够通过投入适当贿赂就获得进入市场和资源配置的优先权,同时也为企业家规避政府的无效率管制提供了可能,进而能够帮助企业家以低成本开展“双创”活动^[12-15]。另一方面,在市场机制不完善的国家或地区,经济体制更迭频繁且变化无序,经济政策具有较高不确定性,企业家开展“双创”活动面临巨大的潜在风险。腐败行为则使得企业家能够通过贿赂减少政府行为的干扰,一定程度上降低了经济政策不确定性带来的潜在风险。另一种观点则表示腐败行为会通过扭曲要素资源的有效配置从而减少企业家“双创”活动^[11,16]。Mauro(1995)发现腐败降低了生产性收入却增加了非生产性寻租活动的回报,腐败行为导致资源的无效配置,造成了大量资源浪费,同时也降低了资本流动效率,严重阻碍了企业家的创新创业活动^[17]。Acemoglu和Verdier(1998)则发现如果企业参与寻租活动能够带来丰厚的利益,那么将诱导企业家放弃创新创业活动,而更倾向于选择非生产性活动^[12]。

此外,还有观点认为腐败对企业家精神的影响效应与制度环境相关,且随着制度环境的变迁,腐败对企业家精神的影响会呈现出非线性关系特征。Faccio(2006)发现企业家是否通过借助政治资源进行“双创”活动,通常因法律体系、司法独立和外资准入等因素的变化而发生改变^[18]。李后建(2013)实证检验了市场化改革对腐败与企业家精神关系的影响,最终发现随着市场化进程的推进,腐败对企业家精神的打击力度不断衰减^[2]。

(二) 金融发展与企业家精神

早在1912年,熊彼特就提出金融的核心功能是筛选出具有创新精神的企业家,并为他们提供信贷资金,重新组合各种生产要素,从而实现革命性变化,进而促进经济增长^[19]。金融发展水平的提高将有利于解决流动性约束问题,同时可为企业家的“双创”活动提供一系列金融服务,其具体的作用机制表现为以下几个方面:(1)能够缓解企业的融资约束^[20],为“双创”活动提供资金支持。随着金融发展不断深化,金融机构汇聚资金能力也随之增强,大规模闲置资金通过放贷得到有效利用,这有利于金融发展效率和投资转化功能的提高^[21],一定程度上缓解了企业的融资约束问题^[22]。李科和徐龙炳(2011)利用中国2005年推出短期融资券的契机,发现金融发展通过提升企业的融资规模和投资能力,促进了企业的经营业绩^[23]。Bianchi(2008)建立理论模型发现完善的金融体系是解决流动性约束的关键,不仅能够激励潜在企业家进行创业,同时也激发了企业家才能^[24]。(2)通过优化资源配置,进而实现资本的有效利用。金融体系的不断健全降低监督和审批成本,收集有效且详尽的借款者信息,为更具创新意识的企业提供授信,使得资本配置效率不断提高,企业家的“双创”活动得以顺利开展。程锐和马莉莉(2019)指出金融发展效率低下和资金配置效率扭曲是阻碍企业家精神的重要原因^[25]。Bochacek(2007)提出金融发展相对滞后会降低企业资金的配置效率,社会总产出将减少7.25%,企业家和雇员的总体福利也将遭受损失^[26]。(3)利用风险分担机制来激发企业家开展“双创”活动。企业家进行“双创”活动除需投入资金和精力外,同时也要承担高风险,而金融体系具有风险分担的功能,金融机构所提供的多样化、定制化的金融产品能够帮助企业家分担创业过程中可能存在的风险,使企业家承担风险的能力获得提升,最大限度地激发企业家的创新潜能。此外,在为企业分担风险的同时,金融机构也可通过激励机制和监督机制的有机结合,为企业家的“双创”活动提供有效的激励与约束机制。

已有文献肯定了企业家精神的重要性,对腐败作用于企业家精神的可能结果展开详尽论述,并提出了腐败对企业家精神影响的外部环境决定论。同时也有研究关注了金融发展对企业家精神的作用,并指出了金融发展影响企业家“双创”活动的可能路径。但现有研究还存在以下两个问题需要进一步完善:一是虽然腐败与企业家精神关系的文献已相当丰富,但多从单一视角研究创新精神或创业精神与腐败的关系进行研

究,本文将同时关注腐败对企业家“双创”精神两方面的影响效应;二是目前尚未有学者讨论金融发展能否影响腐败对企业家精神的作用,为此本文将深入研究腐败行为与企业家“双创”精神之间的金融发展门限效应。

三、理论分析与研究假设

自从 Schumpeter(1934)^[5] 提出企业家精神的概念以来,企业家精神的内涵不断丰富,但始终未达成统一论。在对企业家精神内涵界定的诸多讨论中,其中最具代表性的是 Hébert 和 Link(1989)^[27] 提出的观点,他们认为企业家精神主要体现为两个方面:企业家创业精神(Business Entrepreneurship)和企业家创新精神(Innovation Entrepreneurship)。本文将借鉴 Hébert 和 Link(1989)^[27] 的思想,从企业家创新精神和创业精神两个维度展开腐败与企业家“双创”精神的非线性关系研究。

(一) 腐败行为对企业家“双创”精神的抑制效应分析

对于一般化的企业而言,市场竞争力源于自身所拥有的难以替代、复制的稀缺资源^[28]。而在法治和制度不健全的发展中国家,企业为获取稀缺资源的途径有二,其一是通过创新途径提供高质量产品,其二是通过寻租获取稀缺资源。因此,为获取稀缺资源,企业必须在两种途径中做出抉择,选择何种途径主要取决于两种手段的成本高低。如果企业寻租成本更小,则会把资源用于获取政治关联,而不是积极开展创新活动,此时腐败对企业家创新精神有明显的抑制作用。企业家在两种途径的抉择过程中,制度、市场等环境的改变会对创新成本和寻租成本产生影响,进而可能改变企业发展的路径选择,随之而来腐败对企业家创新精神的影响程度也会发生转变。对于正处于经济转型时期的中国而言,政府掌握着大部分经济资源,对经济具有较强控制力,获得政治关联有助于企业规避各种管制及进入壁垒^[29],得到政府直接补贴或政府购买^[30],抑或是获得银行提供的廉价贷款^[31]。这种情况下,一方面企业家选择通过政治关联获取稀缺资源的成本相对较低。另一方面,由于国有企业具备与生俱来的政治优势,占据了大部分关键资源,私营企业面临更严重的资源约束,以创新活动赢得发展契机的成本较高,这更加激励私营企业更多地投入到寻租活动中以获得平等竞争的机会。基于以上讨论,这里提出以下假设1:

假设1:腐败行为对企业家创新精神具有明显的抑制作用。

对于潜在企业家而言,其创业精神得以付诸行动的关键在于对创业收益的预期,如果创业投入成本高于其预期收益,潜在企业家极可能会选择受雇而非开展创业活动。潜在企业家为进入市场通常面临两方面制约:一是市场准入门槛过高。生产个体在开展创业活动向政府机构申请各种市场准入许可证照的过程中,政府官员的腐败行为将迫使生产个体行贿而增加货币性支出,提高其市场进入成本。二是启动资金不足。初创企业在面临资金约束时会增加外源融资的需求,但潜在企业家能否获得融资极大程度上取决于其与政府的关系。为寻求政府支持,初创企业会积极通过腐败途径获得外源融资以支撑企业发展,但这也一定程度上增加了初创企业的融资成本。除此之外,潜在企业家还会斟酌未来经营活动的成本。如果在经营活动中税负过高、制度过于严苛、关键性资源难以获取,则企业家不得不为腐购买单进而逃避税收管制、规避制度障碍并得到资源配置优先权。自分税制改革以来,地方政府成为经济发展的重要动力,对经济资源控制力较强^[32]。加之国有经济在经济发展中占据关键地位,资金、技术等多向国有企业倾斜,私营企业市场竞争力相对较弱进而创业收益十分有限。尽管腐败行为可帮助企业争取资源优先配置并降低经营风险,但由于腐败所带来的创业成本增加和资源的过分倾斜严重降低了创业的收益预期,因此腐败行为会一定程度上打击潜在企业家的创业精神。基于以上讨论,这里提出以下假设2:

假设2:腐败行为同样会抑制企业家创业精神。

(二) 金融发展对腐败行为抑制企业家“双创”精神的削弱机制

腐败对企业家“双创”精神的抑制作用主要在于腐败行为增加了“双创”活动的成本,导致企业家或潜在企业家被迫进行寻租或退出市场。这一抑制作用与制度环境和市场条件密切相关,财政分权和法律漏洞等制度因素降低了腐败成本,使得腐败官员有机可乘,而市场信息不对称以及资源配置效率低下导致创新

创业门槛过高,使得企业产生了通过寻租获得发展的需求。在诸多制度环境中,金融发展水平的提升不仅能够弥补制度环境的缺陷,增加官员参与腐败活动的成本,同时也能够改善市场环境,通过提高资源配置效率和减少市场风险等消除企业参与寻租活动的需求,从削弱官员腐败动机和企业寻租需求两方面双管齐下,起到弱化腐败行为对企业家“双创”精神负效应的作用。

一方面,金融发展水平的提升将有利于优化现行制度体系,进一步约束及规范政府工作人员行为,增加了腐败成本,削弱官员参与腐败活动的动机。首先,腐败关系的形成主要在于现行制度体系存在漏洞,具备互通内部消息及交换重要资源的可能。金融发展水平的提升推动了相关监管体系的日益成熟,一定程度上缩紧了腐败官员交换信息、资源的渠道,导致腐败信息交易成本提升。其次,高度发达的金融行业能够一定程度上消除信息成本,缓解了信息不对称问题,不仅避免了逆向选择和道德风险,同时也减少政府官员进行非法交易的对象。最后,金融发展过程中衍生出的金融制度和相关法规,将有效发挥外部治理效应,推动行政权力透明化、市场交易规范化,增加腐败交易成本,一定程度上约束了官员的腐败行为。

另一方面,金融发展水平的提升将有助于优化市场环境,提高市场的资源配置效率,促进市场公平竞争^[33],削弱企业家或潜在企业家寻求政治关系以获得发展的需求。金融发展水平提升将推动资本配置由政府主导向市场主导转变,提高资本流动效率及市场交易透明度,丰富的金融产品也能够为社会风险提供交易、转移和抵补机制,因而金融发展水平提升可以减少腐败官员对金融产品的掌控,降低企业家通过政治关联获取稀缺资源的需求,激励企业家将更多的资源和精力投入到“双创”活动中去。此外,由于融资约束广泛存在于“双创”活动中,企业极可能通过政治关联获得低成本贷款,而金融体系不断完善会削弱政府对经济资源的支配力,提高银行等金融机构融资贷款的透明度^[34],降低企业通过寻租获得低价融资的需求。

基于以上讨论,这里提出本文的假设3和假设4:

假设3:金融发展水平的提升能够有效削弱腐败对企业家创新精神的抑制作用。

假设4:金融发展水平的提升能够有效削弱腐败对企业家创业精神的抑制作用。

四、变量、数据与模型

(一) 变量选择

1. **被解释变量。**企业家“双创”精神(*ES*)。借鉴 Hébert 和 Link(1989)^[27]的研究,本文将企业家精神界定为企业家创业精神和企业家创新精神两个维度。为了研究企业家创业精神的动态变化,本文采用市场中新增的个体户和私营企业数衡量地区的企业家创业精神。关于企业家的创新精神,本文以发明、实用新型和外观设计三种专利的授权数之和来衡量^[10]。

2. **核心解释变量。**腐败行为(*corr*)。虽然中国法律对腐败尚未有清晰界定,但对贪污和受贿进行了明确定义,而大多数腐败行为通常表现为国家工作人员的贪污和受贿现象。根据我国《刑法》第382条规定,贪污是指利用职务上的便利,通过侵吞、窃取、骗取等手段非法占有公共财物的行为;受贿则是指利用职务上的便利,非法收受他人财物,为他人谋取利益的行为。考虑到数据的可得性和腐败行为的主要表现特征,本文采用可观测的贪腐渎职立案数来表示腐败行为的发生,依据每万公职人员涉案数来衡量各地区的腐败行为严重程度。

3. **门限变量。**金融发展(*FD*)。金融发展的水平可以从不同的角度来衡量,这里将从规模、结构和效率三个维度来衡量各区域的金融发展水平。其中:金融发展规模(*FIR*)用各区域金融机构存贷款余额与国内生产总值之比来衡量;金融发展结构(*FSR*)用股票市场交易额与金融机构贷款余额之比来衡量;^①金融发展效率(*FSE*)则直接采用金融机构存贷款之比来衡量。

^①这一指标反映了金融体系中金融市场和金融中介的相对重要性,该比值越大表示金融体系的市场主导性更强,反之则表明银行主导性更强。

4. 控制变量。考虑到影响企业家“双创”精神的经济社会因素众多,需要将其他因素控制起来才能更准确地分析核心解释变量对被解释变量的影响。结合已有研究,这里将选取对外开放水平、国民教育水平、基础设施条件、城市化进程、产业发展结构、国有化程度和区域法治水平作为主要控制变量。其中,对外开放水平(*open*)采用进出口贸易额与GDP之比来衡量;国民教育水平(*edu*)采用六岁以上人口平均教育年限来测算;^①基础设施条件(*traffic*)则用万人平均铁路和公路运输里程数来体现;城市化进程(*urban*)直接采用城镇人口占常住人口比重来衡量;产业发展结构(*indus*)根据第三产业增加值占GDP的比重来测算;国有化程度(*gov*)用国有单位从业人数占总就业人数的比重来衡量;区域法治水平(*law*)则用每千人中律师从业人数来衡量;其他变量的具体定义可见表1。

表1 变量描述性统计

	变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	创新精神(<i>IE</i>)	专利授权量对数值	403	9.139	20.244	0.007	199.814
	创业精神(<i>BE</i>)	新增企业数	403	3.682	16.941	-165.500	52.816
核心解释变量	腐败行为(<i>corr</i>)	每万公职人员贪腐渎职立案数	403	30.316	12.366	3.395	139.016
门限变量	发展规模(<i>FIR</i>)	金融机构存贷款余额/GDP	403	2.525	0.935	0.007	7.302
	发展结构(<i>FSR</i>)	股票市场交易额/金融机构贷款余额	403	2.286	30.661	0.065	615.938
	发展效率(<i>SLR</i>)	金融机构贷款余额/金融机构存款余额	403	0.755	0.151	0.233	1.507
控制变量	对外开放(<i>open</i>)	进出口贸易额/GDP	403	0.319	0.415	0.032	1.750
	教育水平(<i>edu</i>)	六岁以上人口平均教育年限	403	8.043	1.159	2.948	11.580
	基础设施(<i>traffic</i>)	万人平均铁路和公路运输里程	403	28.397	29.701	2.848	209.824
	城市化(<i>urban</i>)	城镇人口/常住人口	403	0.455	0.176	0.180	0.994
	产业结构(<i>indus</i>)	第三产业增加值/GDP	403	0.414	0.0820	0.280	0.870
	国有化(<i>gov</i>)	国有单位从业人数/总就业人数	403	0.120	0.059	0.050	0.460
	法治水平(<i>law</i>)	律师从业人数/总人口数	403	0.142	0.155	0.030	1.210

(二) 数据说明与变量描述性统计

改革开放40多年以来,伴随着中国经济的持续高速发展,腐败现象从未停歇,但是腐败行为的阶段性特征十分明显。从1998年开始,中国政府针对国有企业进行了大刀阔斧的改革,大量国有企业高管和政府有关管理部门官员对于经济活动的控制权和行政权出现了大幅缩小的现象,因此在1998年之后,国家机关和国企等有关部门工作人员的腐败现象在很大程度上减少,腐败行为的特征也与之前大为不同。自十八大以来,由于高压反腐工作的持续进行,腐败立案数大规模增加,但不能以此断定这些年腐败问题更加严重,故2012年之后的腐败立案数与此前数据不具可比性。考虑到1999至2011年这13年的腐败行为数据更具稳定性,因此本文采用这一区间的省级面板数据进行实证分析。

本文的数据来源主要是国家统计局发布的《中国统计年鉴》,部分年鉴中没有统计的指标信息则通过其他途径获取。其中,创业精神与创新精神的基础数据源自《中国统计年鉴》,腐败行为的数据则通过《中国统计年鉴》和《中国检察年鉴》两个数据库的有关指标测算得出,金融发展的指标源自《中国统计年鉴》和Wind数据库,各控制变量的数据来自《中国统计年鉴》和《中国律师年鉴》。表1给出了各变量的描述性统计结果。

(三) 模型设定

借鉴 Hansen(1999)^[35]提出的门限回归模型,本文以金融发展水平作为门限变量,设定腐败行为与企业家“双创”精神的面板数据的单一门限模型如式(1)所示。

$$ES_{nt} = \mu_n + \beta_1 corr_{nt} I(FD_{nt} \leq \gamma) + \beta_2 corr_{nt} I(FD_{nt} > \gamma) + \Phi z_{nt} + e_{nt} \quad (1)$$

^①具体做法是假定文盲=0年,小学=6年,初中=9年,高中=12年,大专及以上学历=16年,并以每类学历的人口数作为权重,加权平均计算得到。

其中,下标 n 表示省份 ($1 \leq n \leq N$),下标 t 表示时间 ($1 \leq t \leq T$),本文的 $N = 31, T = 13$; μ_n 为个体固定效应; e_{nt} 为残差项; $I(\cdot)$ 为示性函数,当括号内条件成立时, $I(\cdot) = 1$,否则 $I(\cdot) = 0$; z_{nt} 为控制变量。门限值将样本划分为低水平金融发展区制 ($FD_{nt} \leq \gamma$) 和高水平金融发展区制 ($FD_{nt} > \gamma$),不同区制下在模型中对应的斜率分别为 β_1 和 β_2 。

为防止单一门限模型不符合样本的实际特征,本文进一步构建双重门限模型,其具体形式如式(2)所示。

$$ES_{nt} = \mu_n + \beta_1 corr_{nt} I(FD_{nt} \leq \gamma_1) + \beta_2 corr_{nt} I(\gamma_1 < FD_{nt} \leq \gamma_2) + \beta_3 corr_{nt} I(FD_{nt} > \gamma_2) + \Phi z_{nt} + e_{nt} \quad (2)$$

通过对金融发展门限效应的显著性检验发现:以创新精神作为被解释变量时,三个不同维度的金融发展门限模型都存在单一门限效应;以企业家创业精神作为被解释变量时,三个不同维度的金融发展门限模型都存在双重门限效应。^①故本文将分别采用单一门限模型和双重门限模型对企业家创新精神和创业精神进行面板数据的门限回归分析。

五、实证分析及结果解释

(一) 内生性检验及处理

由于腐败和创业之间的关系,可能存在来自反向因果带来的内生性问题。根据 Caner 和 Hansen (2004)^[36] 的研究,门限变量必须是外生变量,因此在估计面板门限模型之前应先对门限变量及解释变量进行内生性检验并解决相关变量的内生性问题。本文分别从检验面板数据变量的内生性和处理内生性问题两个方面加以说明。

首先,对门限变量及解释变量进行内生性检验。本文分别采用创新精神 (IE) 和创业精神 (BE) 作为被解释变量,各个解释变量的滞后一期作为工具变量,采用 DWH 检验方法 (Du-Wu-Hausman Test) 检验门限变量和解释变量的内生性。内生性检验结果 (如表2) 显示:被解释变量为创新精神时,腐败 ($corr$)、贸易开放程度 ($open$)、教育年限 (edu) 和国有经济 (gov) 这四个变量存在内生性,其他变量均为外生变量。其中金融发展水平三个维度的变量均是外生的,这符合门限变量的外生性要求;被解释变量为创业精神时,腐败 ($corr$)、贸易开放程度 ($open$) 和教育年限 (edu) 这三个变量存在内生性,其他变量均为外生变量。

其次,处理门限变量及解释变量存在的内生性问题。本文分别以存在内生性的四个解释变量 ($corr$ 、 $open$ 、 edu 和 gov) 的当期值作为被解释变量,以该变量的滞后一期值和其他外生解释变量作为解释变量,逐一采用面板数据最小二乘法估计并得到该变量的估计值,用各个估计值代替相应的内生变量。

表2 内生性检验结果

原假设	H_0 : 解释变量是外生的										
创新精神 (IE)											
变量	FIR_{it}	FSR_{it}	SLR_{it}	$corr_{it}$	$open_{it}$	edu_{it}	$traffic_{it}$	$urban_{it}$	$indus_{it}$	gov_{it}	law_{it}
工具变量	$FIR_{i,t-1}$	$FSR_{i,t-1}$	$SLR_{i,t-1}$	$corr_{i,t-1}$	$open_{i,t-1}$	$edu_{i,t-1}$	$traffic_{i,t-1}$	$urban_{i,t-1}$	$indus_{i,t-1}$	$gov_{i,t-1}$	$law_{i,t-1}$
残差 P 值	0.120	0.586	0.446	0.074	0.006	0.000	0.543	0.143	0.873	0.036	0.887
是否内生	否	否	否	是	是	是	否	否	否	是	否
创业精神 (BE)											
变量	FIR_{it}	FSR_{it}	SLR_{it}	$corr_{it}$	$open_{it}$	edu_{it}	$traffic_{it}$	$urban_{it}$	$indus_{it}$	gov_{it}	law_{it}
工具变量	$FIR_{i,t-1}$	$FSR_{i,t-1}$	$SLR_{i,t-1}$	$corr_{i,t-1}$	$open_{i,t-1}$	$edu_{i,t-1}$	$traffic_{i,t-1}$	$urban_{i,t-1}$	$indus_{i,t-1}$	$gov_{i,t-1}$	$law_{i,t-1}$
残差 P 值	0.990	0.530	0.848	0.065	0.030	0.000	0.960	0.982	0.532	0.619	0.103
是否内生	否	否	否	是	是	是	否	否	否	否	否

注:如果按照0.05的显著性水平来看,腐败 ($corr$) 变量也不存在内生性

(二) 全样本回归结果分析

1. 以创新精神为被解释变量的回归结果分析。表3的前三列展示了以创新精神为被解释变量的单一门

^①由于篇幅限制,门限效应检验结果未予列出,如有需要可向作者索要。

限模型估计结果。根据回归结果可知:腐败对创新精神具有显著的负效应,且二者之间存在金融发展门限效应。具体来说,以金融发展规模作为门限变量时,门限值为2.7647,在金融发展规模低于2.7647时,腐败对创新精神的影响显著,系数为-0.021;当金融发展规模高于2.7647时,腐败对创新精神的影响同样显著,影响系数为-0.0197。相比于第一区制而言,第二区制中的创新精神受到腐败的负效应明显减弱。当以金融发展结构作为门限变量时,在低于门限值的情形下,腐败对创新精神的影响系数为-0.0122,在越过门限值后,腐败对创新精神的影响不再显著,可见随着金融发展结构合理化,腐败对创新精神的负效应消失。最后,当门限变量为金融发展效率时,在低于门限值0.9289时,腐败对创新精神的影响系数为-0.0288;当越过门限值后,影响系数绝对值降至0.0099,腐败对创新精神的负效应削弱明显。至此,本文假设1和假设3得到验证。

表3 全样本的回归结果

	IE			BE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FIR</i>	<i>FSR</i>	<i>SLR</i>	<i>FIR</i>	<i>FSR</i>	<i>SLR</i>
$\hat{\gamma}_1$	2.7647	0.5929	0.9289	1.6741	0.4900	0.7074
$\hat{\gamma}_1$ 置信区间	[2.6881, 2.7982]	[0.5512, 0.6026]	[0.9023, 0.9875]	[1.6254, 1.6880]	[0.4787, 0.5019]	[0.7008, 0.7092]
$\hat{\gamma}_2$	—	—	—	2.2779	0.5146	0.7415
$\hat{\gamma}_2$ 置信区间	—	—	—	[2.2048, 2.2950]	[0.5068, 0.5374]	[0.7423, 0.7466]
$corr(\text{fd} \leq \hat{\gamma}_1)$	-0.0210*** (0.0026)	-0.0122*** (0.0026)	-0.0288*** (0.0028)	-1.0864*** (0.1384)	-1.2836*** (0.1412)	-1.2629*** (0.1886)
$corr(\hat{\gamma}_1 < \text{fd} \leq \hat{\gamma}_2)$	—	—	—	-0.6054*** (0.1091)	-0.3367*** (0.0898)	-0.4022*** (0.0931)
$corr(\text{fd} > \hat{\gamma}_2)$	-0.0197*** (0.0026)	0.0012 (0.0026)	-0.0099*** (0.0026)	-0.2940** (0.1457)	-0.2461 (0.2162)	-0.3721 (0.3972)
<i>open</i>	0.1484 (0.2029)	0.3680* (0.1942)	0.1869 (0.2067)	4.2436 (7.6654)	2.3560 (7.4016)	2.6742 (7.7078)
<i>edu</i>	0.4068*** (0.0486)	0.3645*** (0.0471)	0.4291*** (0.0494)	0.5758 (1.8471)	1.4541 (1.7911)	1.2726 (1.8512)
<i>traffic</i>	0.0156*** (0.0022)	0.0138*** (0.0021)	0.0171*** (0.0022)	0.1220 (0.0815)	0.0530 (0.0803)	0.1024 (0.0831)
<i>urban</i>	1.0433*** (0.2524)	1.1711*** (0.2413)	0.9624*** (0.2619)	14.7730 (9.8793)	15.5078* (9.1948)	19.4908** (9.6602)
<i>indus</i>	0.0449 (0.7161)	0.8161 (0.6783)	0.6994 (0.7207)	19.9641 (27.8128)	16.2478 (25.7817)	21.6994 (27.0305)
<i>gov</i>	-0.1202 (1.0608)	-0.2861 (1.0193)	-0.7445 (1.0936)	-65.4954 (40.4603)	-47.1348 (38.6336)	-46.5485 (41.5172)
<i>law</i>	2.9567*** (0.5194)	3.0261*** (0.4983)	2.7668*** (0.5331)	8.6799** (4.0034)	7.6785** (3.2168)	10.3349** (5.0152)
<i>F</i> 值	104.01	116.56	98.56	11.89	12.13	12.49

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平显著,括号内为稳健标准误

2. 以创业精神为被解释变量的结果分析。根据上一小节门限效应检验的结果可知,针对以企业家创业精神为被解释变量的模型而言,选择双重门限进行回归分析比较合适。关于创业精神的双重门限估计结果见表3后三列。回归结果显示:腐败阻碍了创业精神,且这种阻碍存在金融发展门限效应。当门限变量为金融发展规模时,两个门限值分别为1.6741和2.2779,将样本划分为三个区制。处于第一区制中时,影响系数为-1.0864,在1%的显著性水平下显著;处于第二区制中时,影响系数为-0.6054,系数绝对值下降近50%;处于第三区制中时,影响系数绝对值进一步减小,显著性水平也有所提升。这表明随着金融发展规模扩大,腐败对创业精神的负效应不断弱化,且这一负效应的显著性也在持续减弱。以金融发展结构作为门限变量时,腐败对创业精神的负向影响同样随门限变量的提高而减弱,其中当金融发展结构高于0.5146时(第三区制),腐败对创业精神影响不再显著。与此类似,以金融发展效率为门限变量时,腐败对创业精神的负效应也随着金融发展效率的提高而衰减,直至不再显著。至此,本文假设2和假设4得到验证。

就控制变量对“双创”精神的影响效应而言,表4中的第(1)至(6)列的估计结果表明,贸易开放程度、受教育水平、交通基础设施和城市化率、产业结构、法治水平等控制变量对创新精神均发挥着正向推动作用,大多数结果均显著;但对创业精神影响显著的变量仅有城市化率和法治水平。此外,值得说明的是,虽然腐败对创新精神仅存在单一门限效应,但创新精神的三个不同视角的金融发展门限值均分别高于相同视角下创业精神的第二门限值。创新精神的三个金融发展门限值分别为2.7647、0.5929和0.9289,而创业精神的三个第二门限值分别为2.2779、0.5146和0.7415。这反映出相比创业精神而言,创新精神的提高对金融发展有更高的要求。对此本文认为,创业活动更多为资金不足所限制,而创新精神受限于多方面资源,除资金外还包括产权保护、法治水平等。金融发展对腐败负效应的弱化机制主要通过优化贷款融资等制度实现,这对提高创业精神有显著作用。但金融发展并不直接作用于产权保护、人才政策等方面制度的优化,因此对创新精神的腐败负效应的弱化程度较低,需要更健全的金融发展环境才能消除这种负效应。

综合以上全样本回归结果分析,可得出以下几点基本结论:第一,腐败对企业家“双创”精神有显著的负效应,腐败行为会严重抑制企业家“双创”精神;第二,金融发展对于腐败作用于“双创”精神的负效应有弱化效应,甚至能完全消除这种负效应;第三,进一步对比三个不同维度的金融发展门限回归结果发现,腐败对创新精神和创业精神的负效应在跨越金融发展结构和金融发展效率门限值后,衰减程度更大,甚至负效应会消失。这说明相比金融发展规模,金融发展结构和金融发展效率的门限效应更强。

(三) 分区域样本回归结果分析

考虑到我国幅员辽阔,区域之间发展极不平衡,东、中、西部的金融发展差异显著,腐败与企业家“双创”精神的关系以及二者关系受金融发展的削弱作用也会不同。因此,我们按照中国统计局2017年公布的区域划分标准将全国样本分为东部、中部和西部三个不同地区的子样本,对各自子样本以金融发展规模为门限变量^①进行回归估计,结果如表4所示。

表4 分区域样本的回归结果

	东部		中部		西部	
	IE	BE	IE	BE	IE	BE
$\hat{\gamma}_1$	3.3877	1.6356	2.1640	2.0204	2.6400	2.2779
$\hat{\gamma}_1$ 置信区间	[3.2937, 3.5315]	[1.6043, 1.6954]	[2.0579, 2.1765]	[1.8315, 2.0333]	[2.5856, 2.6550]	[2.2153, 2.2991]
$\hat{\gamma}_2$	—	2.3683	—	2.7146	—	2.7183
$\hat{\gamma}_2$ 置信区间	—	[2.3481, 2.2721]	—	[2.6839, 2.7468]	—	[2.7047, 2.7268]
$corr(fd \leq \hat{\gamma}_1)$	-0.0222*** (0.0045)	-1.8922*** (0.3574)	-0.0257*** (0.0063)	-0.7219** (0.2756)	-0.0095*** (0.0032)	-0.3532*** (0.1010)
$corr(\hat{\gamma}_1 < fd \leq \hat{\gamma}_2)$	—	-0.7590*** (0.2941)	—	-0.5945* (0.3284)	—	-0.2326* (0.1299)
$corr(fd > \hat{\gamma}_2)$	-0.0006 (0.0069)	-0.3222 (0.2783)	-0.0146** (0.0059)	-0.4251 (0.2578)	-0.0021*** (0.0031)	-0.0051 (0.0638)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F值	81.29	7.06	45.52	7.42	44.24	5.28

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平显著,括号内为稳健标准误

据表4回归结果可知,东、中、西部三个区域腐败对企业家“双创”精神的影响均显著为负,且均存在金融发展规模的门限效应。从东部地区的创新精神来看,以金融发展规模的门限值3.3877为界,分为金融发展规模的两个区制。与第一区制相比,第二区制中的影响系数绝对值下降97.29%,显著性水平也由极为显著转变为不显著。东部地区的创业精神受腐败影响情况与此类似,相比第一区制,第三区制的影响系数绝对值下降了约82.97%,系数也由显著变为不显著。

^①由于篇幅有限,此处仅展示及分析门限变量为金融发展规模时的回归结果,如需要金融发展结构和金融发展效率的门限变量回归结果,可向作者索取。

在中部地区,腐败对创新精神的影响系数随着金融发展规模的不同存在较大差异,第二区制的影响系数比第一区制下降了约43.19%,显著性水平则由1%上升为5%。就中部地区腐败对于企业家的创业精神影响来看,模型的门限值2.0204和2.7146,金融发展规模低于2.0204时,腐败对创业精神的影响系数为-0.7219,在5%的显著性水平下显著;当金融发展规模在2.7146之上时,腐败对创业精神的影响下降了约41.11%,且系数显著为零。

就西部地区的估计结果而言,与金融发展规模第一区制相比,第二区制中腐败对创新精神的影响系数绝对值下降了77.89%。从西部地区的创业精神来看,当金融发展规模低于第一门限值时,腐败对创业精神的影响系数为-0.3532,且在1%的显著性水平下显著;当金融发展规模位于第一和第二门限值之间时,腐败对新增企业数的影响系数为-0.2326,仅在10%的显著性水平下显著;当金融发展规模高于第二门限值时,腐败对创业精神的影响系数降低98.56%,并且显著性水平也由极为显著变为不显著。

由以上分析可知,从创业精神来看,各区域的腐败行为均对创业精神存在金融发展门限效应。具体来看金融发展规模的门限值,东部地区门限值最小,中部地区次之,西部地区最大。这说明我国东部地区由于具备对外开放程度高、教育资源丰富、交通便利、创业环境优越等有利条件,仅需要不算很高的金融发展规模就可以缓解腐败对创业精神的负向效应。在中西部地区,由于政务透明度较低、市场开放不足,弱化腐败对创业精神负向效应的金融发展门槛更高。从创新精神的视角来看,与创业精神的结果有所不同,东部地区创新精神的门限值远高于中西部,对此有如下解释:首先,东部地区金融发展程度较中西部地区高,已基本突破创新的资金瓶颈,但仍面临其他方面如产权保护等的制约,而中西部地区仍未完全解决创新的资金问题;其次,金融发展对腐败负效应的弱化主要通过解决资金问题,对其他制度方面问题的解决仍存在局限,因此提高金融发展水平对于解决当前中西部地区的创新资金不足问题更为有效。

(四) 稳健性检验

1. 采用不同指标衡量腐败的稳健性分析。为验证本文结论的稳健性,选择了贪污渎职立案数替换原被解释变量进行回归,具体结果如表5。由结果可知:(1)随着金融发展水平的提升,腐败对企业家“双创”精神两方面指标的负向效应弱化明显,甚至完全消除这种负效应;(2)表5中各个回归结果的门限值与表3类似,都反映了创新精神门限值更高的特征,说明需要更高的金融发展水平才能充分激发创新精神。

表5 替换指标的稳健性检验

	IE			BE		
	FIR	FSR	SLR	FIR	FSR	SLR
$\hat{\gamma}_1$	2.2733	0.5929	0.8591	1.6529	0.4900	0.8348
$\hat{\gamma}_1$ 置信区间	[2.2499, 2.2779]	[0.5384, 0.6026]	[0.8180, 0.8655]	[1.6211, 1.6741]	[0.4642, 0.5019]	[0.8321, 0.8389]
$\hat{\gamma}_2$	—	—	—	2.2779	0.5146	0.8660
$\hat{\gamma}_2$ 置信区间	—	—	—	[2.1110, 2.2950]	[0.5118, 0.5374]	[0.8572, 0.8981]
c ($fd \leq \hat{\gamma}_1$)	-0.0095*** (0.0029)	-0.0047*** (0.0009)	-0.0103*** (0.0030)	-0.0358*** (0.0032)	-0.0421*** (0.0032)	0.0345*** (0.0033)
c ($\hat{\gamma}_1 < fd \leq \hat{\gamma}_2$)	—	—	—	-0.0272*** (0.0029)	-0.0188*** (0.0029)	-0.0275*** (0.0032)
c ($fd > \hat{\gamma}_2$)	-0.0004 (0.0035)	-0.0030 (0.0037)	-0.0062** (0.0030)	-0.0207*** (0.0035)	-0.0163*** (0.0033)	-0.0232*** (0.0031)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	20.1200	23.1500	18.7600	18.2300	30.2000	24.8600

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平显著,括号内为稳健标准误

2. 加入市场化指数的稳健性分析。为进一步验证本文基准结论的稳健性,考虑引入市场化指数作为模型的控制变量,回归结果如表6所示。回归结果显示:首先,腐败对企业家“双创”精神两个维度的变量的影响仍然是非线性的,并且随着金融发展规模扩大、金融发展结构完善和金融发展效率提高,腐败对企业家“双创”精神的负效应明显减弱;其次,表6中各组回归结果的门限值与表3结果略有差异,但总体结论不变,相较于创业精神,金融发展弱化腐败对创新精神负效应的门限值更高。

表6 加入市场化指数的稳健性检验

	IE			BE		
	FIR	FSR	SLR	FIR	FSR	SLR
$\hat{\gamma}_1$	2.7647	0.5929	0.8835	1.6741	0.2981	0.6808
$\hat{\gamma}_1$ 置信区间	[2.6881, 2.7982]	[0.5512, 0.6026]	[0.8570, 0.8849]	[1.6254, 1.6880]	[0.2834, 0.3092]	[0.6790, 0.6858]
$\hat{\gamma}_2$	—	—	—	2.2779	0.5146	0.7450
$\hat{\gamma}_2$ 置信区间	—	—	—	[2.2048, 2.2950]	[0.5068, 0.5374]	[0.7430, 0.7456]
$corr(\text{fd} \leq \hat{\gamma}_1)$	-0.206*** (0.0022)	-0.0125*** (0.0024)	-0.0190*** (0.0028)	-1.0554*** (0.1401)	-0.6454*** (0.1126)	-1.2397*** (0.1884)
$corr(\hat{\gamma}_1 < \text{fd} \leq \hat{\gamma}_2)$	—	—	—	-0.5917*** (0.1107)	-0.3730*** (0.0950)	-0.3792*** (0.0935)
$corr(\text{fd} > \hat{\gamma}_2)$	-0.0101*** (0.0026)	-0.0008 (0.0031)	-0.0123*** (0.0027)	-0.2816*** (0.0960)	-0.3446*** (0.1248)	-0.3610*** (0.1169)
market	0.2120*** (0.0242)	0.1997*** (0.0223)	0.2180*** (0.0249)	1.2576*** (0.0793)	1.2727*** (0.0368)	1.7132*** (0.0959)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	94.07	104.90	88.64	11.0100	9.26	9.91

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平显著,括号内为稳健标准误

通过以上替换关键解释变量和加入反映市场化进程的控制变量的稳健性检验结果可知,金融发展弱化腐败对企业家精神负效应的结论基本稳健。

六、结论与政策建议

本文基于我国1999—2011年的省级面板数据,以金融发展为门限变量,运用面板数据门限模型,考察我国腐败对企业家“双创”精神影响的金融发展门限效应,得到的主要结论有:

一是我国金融发展对腐败行为抑制企业家“双创”精神有弱化作用。随着金融发展水平的提升,腐败对企业家“双创”精神的负效应不断衰减,甚至不再显著。这表明在我国现行经济体制下,腐败行为严重阻碍了企业家“双创”精神,而金融发展能够有效弱化腐败对企业家“双创”精神产生的负效应。

二是相比于企业家的创业精神而言,腐败对企业家创新精神影响的金融发展门限值更高。这表明企业家创新精神对制度、环境和资源等外在条件有更严格的要求,只有当金融发展到更高的水平时,企业家创新精神受到腐败的负效应才可能会显著减弱。

三是金融发展弱化腐败对企业家“双创”精神的负效应存在区域异质性。一方面,中国东部地区创业精神的金融发展门限值低于中西部地区,这反映了中西部地区的创业受到了更多来自政策、经济等多方面的制约。另一方面,对于创新精神而言,东部地区的金融发展门限值高于中西部,这可能由于东部地区已满足创新的资金需求,而金融发展对创新活动所需其他资源的作用有限,难以满足创新进一步发展的需要。

结合本文的研究结论,为了充分释放企业家“双创”精神的潜能,调动全社会创新创业的积极性,现提出建议如下:

第一,我国政府要坚定不移地将反腐败工作进行到底,严厉打击腐败行为,为“双创”活动提供良好的制度环境,同时也要加快金融体制改革,健全和完善金融体系,充分发挥金融发展对腐败抑制企业家“双创”精神的弱化作用。

第二,在打击腐败行为和促进金融发展的基础上,出台更具针对性的优惠政策鼓励企业家投身到创新活动中。相比创业精神,创新精神面临更高的金融发展门限,为有效提升中国企业创新精神,响应十九大中提出的“创新驱动发展战略”,政府应多管齐下,不断健全法制体系,加强知识产权保护,改革监管制度,改革反垄断法。

第三,提升企业家“双创”精神要对中国各区域实施差异化政策。东部地区应着力于经济体制改革、法制改革、人才体制机制改革等,进一步激发创新潜力。对于中西部地区,要为创新创业提供更多优惠政策,加快中西部地区的金融发展,优先解决创新过程中资金不足问题,并且在反腐过程中着重关注中西部省市的腐败行为。

参考文献:

- [1] 余明桂,潘红波. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款[J]. 管理世界,2008(8):9-21.
- [2] 李后建. 市场化、腐败与企业家精神[J]. 经济科学,2013(1):99-111.
- [3] BLACKBURN K, FORGGUES-PUCCIO G F. Why is corruption less harmful in some countries than in others? [J]. Journal of Economic Behavior & Organization,2009,72(3):797-810.
- [4] 贺建风,陈茜儒. 腐败与大众创业的非线性关系研究——基于金融发展门限模型的经验证据[J]. 当代经济科学,2018(3):75-85,127.
- [5] SCHUMPETER J A. The theory of economic development[M]. London:Oxford University Press,1934:74-89.
- [6] KIRZNER I M. Competition and entrepreneurship[M]. Chicago:The University of Chicago Press,1973:32-37.
- [7] LEFF N H. Entrepreneurship and economic development; the problem revisited [J]. Journal of Economic Literature,1979,17(1):46-64.
- [8] 庄子银. 南方模仿、企业家精神和长期增长[J]. 经济研究,2003(1):62-70.
- [9] ACS Z J, ARMINGTON C. Employment growth and entrepreneurial activity in cities[J]. Regional Studies,2004,38(8):911-927.
- [10] 李宏彬,李杏,姚先国,等. 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(10):99-108.
- [11] BAUMOL W J. Entrepreneurship:productive,unproductive,and destructive[J]. Journal of Political Economy,1990,98(5):893-921.
- [12] ACEMOGLU D, VERDIER T. Property rights, corruption and the allocation of talent;a general equilibrium approach[J]. The Economic Journal,1998,108(450):1381-1403.
- [13] LUI F T. An equilibrium queuing model of bribery[J]. Journal of Political Economy,1985,93(4):760-781.
- [14] LEFF N H. Economic development through bureaucratic corruption[J]. American Behavioral Scientist,1964,8(3):8-14.
- [15] AIDT T, DUTTA J, SENA V. Governance regimes, corruption and growth; theory and evidence [J]. Discussion Papers,2008,36(2):195-220.
- [16] MURPHY K M, SHLEIFER A, VISHNY R W. Why is rent-seeking so costly to growth? [J]. American Economic Review,1993,83(2):409-414.
- [17] MAURO P. Corruption and growth[J]. The Quarterly Journal of Economics,1995,110(3):681-712.
- [18] FACCIO M. Politically connected firms[J]. Social Science Electronic Publishing,2006,96(1):369-386.
- [19] 江春,李安安. 法治、金融发展与企业家精神[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2016(2):90-97.
- [20] 梁文化. 中国 OFDI 逆向技术溢出影响自主创新的门槛检验——基于吸收能力视角[J]. 浙江工商大学学报,2019(3):68-78.
- [21] 随洪光,段鹏飞,高慧伟,等. 金融中介与经济增长质量——基于中国省级样本的经验研究[J]. 经济评论,2017(5):64-78.
- [22] JAYARATNE J, STRAHAN P E. The finance-growth nexus; evidence from bank branch deregulation [J]. Quarterly Journal of Economics,1996,111(3):639-671.
- [23] 李科,徐龙炳. 融资约束、债务能力与公司业绩[J]. 经济研究,2011(5):61-73.
- [24] BIANCHI M. Financial development, entrepreneurship, and job satisfaction [J]. Review of Economics & Statistics,2008,94(1):273-286.
- [25] 程锐,马莉莉. 市场化改革、金融发展与企业家精神[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2019(4):100-114.
- [26] BOHACEK R. Financial intermediation with credit constrained agents [J]. Journal of Macroeconomics,2007,29(4):741-759.
- [27] HEBERT R F, LINK A N. In search of the meaning of entrepreneurship [J]. Small Business Economics,1989,1(1):39-49.
- [28] BARNEY J. Firm resources and sustained competitive advantage [J]. Journal of Management,1991,17(1):99-120.
- [29] 杨其静,杨继东. 政治联系、市场力量与工资差异——基于政府补贴的视角[J]. 中国人民大学学报,2010(2):69-77.
- [30] 徐业坤,钱先航,李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据 [J]. 管理世界,2013(5):116-130.
- [31] 张敏,张胜,王成方,等. 政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据 [J]. 管理世界,2010(11):143-153.
- [32] 党力,杨瑞龙,杨继东. 反腐败与企业创新:基于政治关联的解释 [J]. 中国工业经济,2015(7):146-160.
- [33] 卢强,宋华,于亢亢. 供应链金融中网络连接对中小企业融资质量的影响研究 [J]. 商业经济与管理,2018(9):15-26.
- [34] 张庆君,李萌. 金融发展、信贷错配与企业资本配置效率 [J]. 金融经济学研究,2018(4):3-13.
- [35] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels; estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.
- [36] CANER M, HANSEN B E. Instrumental variable estimation of a threshold model [J]. Econometric Theory,2004,20(5):813-843.

