

# 官员金融经历能否促进地区实体经济“脱虚向实”\*



陈文川<sup>1,3</sup> 李文文<sup>2</sup> 李建发<sup>1,3</sup> 范樟妹<sup>1</sup>

(1. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005;

2. 南京审计大学会计学院, 江苏 南京 211815;

3. 厦门大学会计发展研究中心, 福建 厦门 361005)

**内容提要:**防范和化解金融风险,引导企业“脱虚向实”,促进实体经济高质量发展是当前中国金融改革的重要目标。本文以2009—2020年289个地级市上市实体企业为研究样本,结合“烙印理论”,研究了官员金融经历对所辖区企业金融化的具体效应及其作用机理。研究发现,官员金融经历对其所辖区企业金融化有显著的负向影响,表现为“治理效应”,经过一系列稳健性测试后依然具有可靠性。进一步分析表明,官员金融经历会引导所辖区企业抑制投机性金融资产,提升实体资本投资来降低企业金融化。作用路径分析发现,缓解融资约束是降低所辖区企业金融化的主要路径。异质性研究发现,当地区巡视监督未覆盖、企业产权性质为国有企业时,官员金融经历对企业金融化影响显著为负。此外,相比较于市委书记金融经历,市长金融经历对所辖区企业金融化影响更为相关。本文为金融干部队伍建设提供理论解释与经验证据支持,也为有效预防“脱实向虚”行为进行金融监管提供微观层面证据。

**关键词:**官员金融经历 实体经济 企业金融化 烙印理论

**中图分类号:**F270 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)05—0100—21

## 一、引言

近年来,中国实体企业“脱实向虚”日趋严重。2006年以来我国微观企业出现了明显的金融化特征,泛金融行业的利润占比从2004年大约15%快速增至2018年的60%左右(张成思,2019)<sup>[1]</sup>,金融渠道的利润积累逐渐成为非金融企业盈利的重要模式(戴泽伟和潘松剑,2019)<sup>[2]</sup>。针对企业金融化现象,党的十九大报告明确要求“建设现代化经济体系,必须把发展经济的着力点放在实体经济上”“健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线”。继而2021年习近平总书记在中央财经委员会第十次会议上强调“提升金融系统干部队伍监管能力,提高监管数字化智能化水平,一体推进惩治金融腐败和防控金融风险”。防范和化解金融风险,引导企业“脱虚向实”,促进

收稿日期:2021-09-03

\* 基金项目:国家社科基金重大项目“绩效管理导向下的中国政府成本体系研究”(20&ZD115);福建省社科基金一般项目“制度压力、非正式制度因素与政府会计准则变革研究”(FJ2021B144)。

作者简介:陈文川,男,副教授,研究领域为政府行为与资本市场、政府会计与审计,电子邮箱:101726860@qq.com;李文文,女,讲师,研究领域为公司治理与资本市场,电子邮箱:1641136796@qq.com;李建发,男,教授,研究领域为公共财务与政府会计,电子邮箱:jfli@xmu.edu.cn;范樟妹,博士研究生,研究领域为政府会计与审计,电子邮箱:fanzhangmei@126.com。通讯作者:李建发。

实体经济高质量发展,成为当前中国金融改革的重要目标。

为达成上述目标,相关学者对企业金融化现象的影响因素进行深入研究。研究发现,经济政策不确定性(彭俞超等,2018)<sup>[3]</sup>、金融强监管(李青原等,2022)<sup>[4]</sup>等是企业金融化的重要外部影响因素,而财政补贴(汪洋和刘潇,2021)<sup>[5]</sup>、企业混改等(梁上坤和徐灿宇,2021<sup>[6]</sup>;曹丰和谷孝颖,2021<sup>[7]</sup>)与高管特质(戴泽伟和潘松剑,2019<sup>[2]</sup>;杜勇等,2019<sup>[8]</sup>)则是企业金融化的内部影响因素。然而,这些研究尚不能解释为什么同质的宏观政策环境下,不同地区的企业金融化程度却存在较大差异。也有大量文献考察了企业“脱实向虚”的成因及经济后果,但鲜有文献提供官员特征对微观层面实体经济效应的经验证据。为有效弥补这一领域的空缺,本文从官员异质性考察的角度切入,就其对企业金融化的影响展开研究,并结合“烙印”理论试图回答以下问题:第一,官员金融经历是降低还是助推了所辖区企业金融化?第二,若其影响存在,其具体动机是什么?其作用机制是什么?第三,官员金融经历影响所辖区企业金融化在不同的约束条件下是否存在差异?近年来,我国现阶段密集提拔具有金融经历的高层领导,为直接检验金融监管实体经济效应提供了绝佳的研究场景,也为本文的研究奠定了坚实的实证基础。

本文可能的贡献包括:第一,对于具有金融经历的干部能否有效防控金融风险提供了新证据。针对我国现阶段大力提拔具有金融经历的高层领导,本文发现官员金融经历显著地降低了所辖地区企业金融化,并检验了其在不同环境下存在差异,从而为金融干部队伍建设提供经验层面的决策支持,有利于推动通过“有为政府”与“有效市场”的协调统一来有效治理企业金融化。第二,现有研究主要从宏观、行业或高管特质考察对企业金融化的影响,但这些研究尚不能诠释为何同质的宏观政策环境下,不同地区的企业金融化程度却存在较大差异,本文从官员特质影响企业微观层面,系统研究官员金融经历对所辖区企业金融化的影响及作用机理,有效地弥补这一领域空缺。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 制度背景

2008年国际经济金融危机后,我国经济产能过剩,实体企业利润持续下滑,实业投资回报率不断下降,实业资本大量涌入金融与房地产等高回报行业,造成“实体企业金融化”。实体经济是我国发展的根基,是一国经济立身之本、财富之源,实体经济“脱实向虚”的趋势引起了党和国家领导人的密切关注。习近平在2015年第七十届联合国大会一般性辩论时的讲话明确指出“2008年爆发的国际经济金融危机告诉我们,放任资本逐利,其结果将是引发新一轮危机”,提出国内要形成“市场作用和政府作用有机统一、相互促进”<sup>①</sup>。习近平总书记还多次在重要场合指出金融是现代经济的核心,提出金融安全是国家安全的重要组成部分,并在2017年全国金融工作会议提出“努力建设一支宏大的德才兼备的高素质金融人才队伍”。2021年8月习近平总书记在中央财经委员会第十次会议上再次强调“提升金融系统干部队伍监管能力,提高监管数字化智能化水平,一体推进惩治金融腐败和防控金融风险”。

总体而言,官员金融经历具有三个特点:一是持有高学历、年轻化的基本特征。多数博士毕业于海内外名校,主要专业是金融学等相关专业,可以利用其专业优化金融资源配置效率;二是具有压实地方金融监管责任的全新使命。官员金融经历能更精准领悟中央政策精神,加强金融监管问责力度,强化属地风险处置责任,防范区域性金融风险;三是拥有调动金融资源惠及地方的特殊能力。相比于其他官员,官员金融经历所拥有的金融资源和自身专业能力,能就全面服务实体经济、加强金融风险防控、持续优化金融环境等提出具体落实举措让地方受益,及时有效识别和化解金融

① 资料来源: [http://www.xinhuanet.com/world/2015-09/29/c\\_1116703645.htm](http://www.xinhuanet.com/world/2015-09/29/c_1116703645.htm)。

业务风险,助推地方经济转型发展(孙璐璐,2019)<sup>[9]</sup>。具有金融经历的干部被密集提拔是我国金融深化改革的必然要求,也是国家压实地方监管责任、加强金融监管问责的有效举措,体现中央在金融领域对金融服务实体经济的重视以及不断趋紧的金融风险防控的宏观战略部署。

## 2. 地方官员影响地方经济发展的动机与能力

金融领域研究长期以来忽略了政治因素和企业财务决策之间的关系(Roe和Siegel,2011)<sup>[10]</sup>。以North等为代表的新制度经济学者强调了政治环境对企业行为的重要影响(Shleifer和Vishny,1994<sup>[11]</sup>;Brandt和Li,2003<sup>[12]</sup>;Piotroski和Zhang,2014<sup>[13]</sup>;卢圣华和汪晖,2020<sup>[14]</sup>)。近年来,国内学界越来越关注官员特征对企业微观财务行为的影响,研究发现官员特征影响辖区企业投资行为(Julio和Yook,2012)<sup>[15]</sup>、制造业金融化程度(周梓洵等,2021)<sup>[16]</sup>、地区经济效率(蒋德权等,2015)<sup>[17]</sup>和企业产能过剩(徐业坤和马光源,2019)<sup>[18]</sup>等。从上述文献可见,地方政府及官员是具有强烈动机干预所辖区内经济发展的。与西方国家相比,我国经济发展和转型中更需要“有为政府”与“有效市场”统一协调发展(林毅夫,2017)<sup>[19]</sup>,故我国“政府有形的手”对资本市场的影响远大于西方国家。地方政府的干预行为本质上是官员动机的体现(周黎安,2007)<sup>[20]</sup>,官员在经济决策面临抉择比较时,会权衡个人利益或产生利己心的动机。根据利己假设,地方官员核心利益诉求在于满足上级考核要求,追求利益最大化等。因此,作为“理性经济人”的官员出于政绩考虑和晋升压力,有着强烈干预所辖区内经济发展的动机。那么,作为地方政策的制定者和执行者,地方官员如何在短期内做出骄人的政绩,向上级传递信号,提高升迁的概率?现行相对行之有效的实施方式就是实施见效快和影响滞后期短的“资本密集型”项目,而金融和房地产作为当前公认的两大巨额利润回报行业,对金融资产的投资能够在短期内给企业带来较高的收益,进而给地方带来充裕的财政收入并推动地方GDP增长。

同时,官员也有能力影响所辖区企业行为。从金融体系的发展历程来看,地方政府从一开始的行政手段直接干预信贷资金,到后来改善金融生态环境以夯实壮大地方金融,再到现今以金融创新抢占“制度变迁性红利”(张树忠和朱一鸣,2015)<sup>[21]</sup>,实质就是地方政府干预金融手段变迁的过程。制度薄弱和市场缺陷有利于地方政府及官员进行权力寻租,直接干预或间接影响其辖区内公司的经营、投资和筹资活动(Rajan和Zingales,2003)<sup>[22]</sup>。实体企业的金融化与否以及金融化比例等与当地金融机构融资贷款能力和商业信用相关,银行贷款的发放策略及规模受政府主导,信贷配给现象严重,而商业信用融资存在融资期限较短、筹资数额较小和成本较高等问题。一般而言,我国地方官员普遍具有管理地方社会经济事务的自由裁量权,掌握着企业发展所需的大量经济资源和行政资源,在制定经济发展政策、自主发展地方经济扮演着积极和重要的角色(周黎安,2007)<sup>[20]</sup>。由此可见,地方官员既有动机又有能力对辖区内的企业施加关键的影响,将自身的目标和任务转嫁给企业,推动企业产能扩张以获得晋升的资本(Piotroski和Zhang,2014)<sup>[13]</sup>。具体而言,官员在晋升激励的驱动下通过积极干预银行信贷和金融资源等资金源头,影响地区信贷资源分配和信贷资金供应,以此对辖区内的企业施加重要影响。

综上所述,本文认为实体企业的金融资产配置、金融化程度等与当地金融机构融资贷款能力相关,而我国官员出于政绩考虑和晋升压力,有着强烈推动所辖区内经济发展的动机,也有干预银行信贷和金融资源的能力,进而影响到企业层面的融资能力和经营决策。

## 3. 理论分析与研究假设

从心理学和行为科学视角来看,学习经历和社会履历影响着认知结构、价值取向乃至决策模式(Schoar和Zuo,2017)<sup>[23]</sup>。专家型领导理论也认为领导才能取决于领导者内在特征以及早期职业生涯(Goodall和Baker,2015)<sup>[24]</sup>。专家型领导在领悟国家战略意图、解决复杂专业问题等方面具有非专家型领导无可比拟的优势。而烙印理论认为在特定的环境中,焦点主体存在“敏感”期,形成不易磨灭的“印记”对抗环境变化并产生持续的影响。金融行业因压力大、风险高、诱惑多等特

征,这种特殊的工作经历会形成一段“敏感期”,给官员留下深刻的烙印并持续带来重大影响,这种现象与烙印理论非常契合。也就是说,官员若曾任职于金融系统会拥有烙印机理三要素,深刻的“印记”影响着官员的认知和能力,进而影响到地方企业金融化行为。相关研究也表明,官员对地区经济增长的作用受到自身禀赋因素影响,其教育背景(张三保和熊雅,2017)<sup>[25]</sup>、职业经历(王贤彬和徐现祥,2014)<sup>[26]</sup>等会反映在对当地施政的思路和措施中。结合烙印理论以及李建发等(2021)<sup>[27]</sup>的观点,本文认为官员金融经历对所辖区实体企业金融化产生以下两方面影响。

(1)官员金融经历会抑制所辖区企业金融化。基于烙印理论,官员金融经历影响所辖区实体企业金融化存在以下路径:

一是认知烙印方面。首先,教育经历认知烙印影响。官员的金融专业教育背景会持续影响着其认知和价值观,强化风险规避意识。在经济政策不确定性时更依赖数据、科学材料作为决策依据,约束金融业发展方向,守住不发生系统性金融风险的底线。其次,工作履历认知烙印影响。官员长期在金融系统任职,对国家金融政策理解较为透彻,对金融资产性质、资本运作、行业规则和投资策略清晰了解,更能提升金融扶持政策的有效性和针对性,防止经济脱实向虚。加上2008年美国次贷危机暴露了金融系统风险监管的重要性,金融危机带来的强烈冲击加大了金融干部风险厌恶水平以及经济不确定性的预期,更有可能比其他官员提前意识到企业过度金融化会对实体经济带来不良的影响,从而降低所辖区企业金融化程度。由此可见,任命拥有金融经历的官员能够弥补原有监管定位和金融制度安排的不足。

二是资源烙印方面。实体企业投融资行为过程中容易受到金融部门信贷偏好的影响。在信息不对称的情况下,金融部门主要通过缩短信贷期限和限制信贷配置来降低实体企业信贷违约风险。金融是建立在信用的基础上,而中国现实环境弱法治、强政府、重关系,故信用在中国情境下有时又是事在人为,官员金融经历所带来的金融资源和专业管理能力,能够有效降低双方的信息不对称,缓解地方财政资源的有限性以及所辖区企业融资约束(孙璐璐,2019)<sup>[9]</sup>。相关研究也表明,地方官员与地区资金流动的关系可能源于官员情感与理性的平衡,存在着“钱随官走”的现象(钱先航和曹廷求,2017)<sup>[28]</sup>。因此,金融系统转任地方官员,可凭借前期任职金融系统所积累的金融管理经验以及银行系统拥有的信贷资源,为当前任职地区实体企业带来融资便利或者帮助;而金融专业背景的领导人也可通过校友圈等社会网络关系给任职地区带来金融资源,为辖区内实体企业提供更好的融资渠道。

三是能力烙印方面。作为专家型领导,官员金融经历除了能够吸引金融资源支持、拓宽企业融资渠道等工作外,还可以通过前期任职积累的金融管理经验来履职现任岗位。首先,在经济决策方面。在地方政府与金融机构签署战略合作协议时,能够降低双方信息不对称并达成共赢共识,打造优良的地方金融生态环境;在经济政策上会更注重听取地方金融办等的专业意见,协调好金融发展、金融改革与金融监管三者的关系。其次,在地方经济发展模式方面。相对于其它地方政府靠“卖地生财、质押举债”的举债融资发展经济模式,官员金融经历更善于运用企业治理思维来治理政府,敦促金融供应侧布局性改良,控制房地产市场供求平衡和按揭信贷规则,引导金融回归本源,改善地方金融环境,助力实体经济“脱虚就实”。再次,善于争取金融政策机会。官员金融经历养成特有的金融思维有利于其找到金融创新和改革的突破点,还能引入金融发展新理念、新思路,争取更多的“制度变迁性红利”,并根据经济形势、政策导向的变动为地方企业融资争取有利的政策,引导企业将重心放在主营业务上,降低所辖地企业金融化趋势。

(2)官员金融经历会促进所辖区企业金融化。相比于其他官员,官员金融经历影响所辖区企业金融化也可能存在以下路径:

第一,官员金融经历容易产生风险偏好。金融行业属于“资金密集型”行业,存在风险高、回报高等特征,官员的金融教育背景或金融任职经历可能会让其产生深刻的印记并形成持续性影响,并

产生风险偏好的心理。同时,官员金融经历清晰了解金融资产性质、资本运作、行业规则和投资策略,当面临晋升压力较大时,会要求当地的城商行为当地企业扩大短期信贷(纪志宏等,2014)<sup>[29]</sup>,推动信贷风险上升,加剧地方企业金融化。

第二,官员金融经历借助金融资源提升地方企业金融化水平。相比于其他官员,官员金融经历熟悉银行等金融机构,在发债与借债方面拥有更广泛的人脉资源渠道。在经济政策不确定性的环境下,官员金融经历可以依靠金融机构人脉资源,“交易式干预”所辖区金融系统信贷决策,驱使金融系统增加地方企业信贷额度和规模,这就使得企业能够方便快捷降低信贷成本获取信贷资金,用于金融资产的投资,进而助推了企业金融化行为。另一方面,在财政分权背景下,拥有金融经历的官员通过“条块利益博弈”更容易与当地城商行等金融机构达成“默契合作”,促使信贷资源倾斜至融资平台公司、国有大企业或重点扶持企业,扩大银行对所辖区企业金融投资、房地产投资项目的放贷意愿,资金使用主要集中到房地产开发等领域,削弱了金融深化对行业投资配置效率的改善作用(张前程和龚刚,2016)<sup>[30]</sup>,助长了金融风险的累积(苗文龙,2008)<sup>[31]</sup>。

第三,官员金融经历容易产生过度自信心理。认知心理学证实,过度自信将使人高估自己、低估风险以及夸大自我控制事件的能力。官员金融履历上的“认知烙印”和“能力烙印”,无疑在金融信息处理能力、掌控风险还有资本运作能力方面优于其他官员,加之其认知的风险偏好以及成功的自我归因,容易产生“优越感”,所以官员金融经历比其他官员更具备过度自信的心理。过度自信官员容易高估金融、房地产等行业的回报,却远低估依赖金融、房地产投资给经济运行带来的风险和破坏力。因此,官员作为“理性经济人”存在着追求其自身利益的动机,拥有金融经历的官员容易过度自信并有意识驱使金融系统信贷资源倾向于其擅长且熟悉的金融、房地产领域,间接助推所辖区企业金融化。因此,本文提出如下竞争性假设:

H<sub>1a</sub>:其他条件一定的情况下,官员金融经历对其辖区企业金融化负向相关,表现为“治理效应”。

H<sub>1b</sub>:其他条件一定的情况下,官员金融经历对其辖区企业金融化正向相关,表现为“助推效应”。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选择与数据来源

本文选择2009—2020年沪深两市A股上市公司作为研究样本,主要考虑到2009年为全球金融危机爆发与中国财政刺激计划事件后的第一年,金融业步入了高速发展的阶段,企业金融化现象日趋严重。本文对初始样本进行以下筛选:(1)剔除金融类、房地产类以及被ST、ST\*处理的上市公司样本;(2)剔除核心变量缺失的样本(如无法获取市长或市委书记任职经历);(3)剔除资不抵债样本。最终本文获得29007个公司观测值。部分数据来源于手工收集、整理而成,其中市委书记和市长金融教育背景和任职经历信息、个人其他特征信息的数据主要是搜索查阅各省份干部任免的相关信息,包括《中华人民共和国职官志》、人民网和新华网等权威数据,同时利用百度对样本区间内市委书记、市长的简历进行挖掘、核对。其他公司层面财务数据与治理数据来自于CSMAR、WIND数据库等。为避免极端值的影响,所有连续变量进行上下1%缩尾处理。

#### 2. 模型的构建

为检验研究假设H<sub>1</sub>,本文借鉴了王红建等(2017)<sup>[32]</sup>和杜勇等(2019)<sup>[8]</sup>的研究设计,使用以下模型(1)对研究假设进行检验:

$$Fin1/Fin2 = a_0 + a_1 Finance + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中,被解释变量Fin1和Fin2反映公司的金融化水平,Fin1反映公司当年是否存在金融资产投资,取值为0或1,在回归时采用Probit模型;Fin2度量公司金融资产投资占总资产比例,在回归

时采用 OLS 模型。为克服个体因素影响及公司层面的聚类影响,模型中控制了行业和年份固定效应,同时在公司层面进行了 cluster 处理。

### 3. 变量说明

(1)被解释变量:企业金融化。本文借鉴了王红建等(2017)<sup>[32]</sup>和杜勇等(2019)<sup>[8]</sup>的衡量方法,采用金融资产占总资产的比值来定义企业金融化,其中金融资产 = 交易性金融资产 + 衍生金融资产 + 可供出售金融资产 + 持有至到期投资 + 发放的贷款及垫款 + 投资性房地产。

(2)解释变量。本文的官员特指市委书记和市长。这样做主要考虑到省级政绩考核更多受到政治因素的影响,而市级政绩考核更重视经济绩效,因此使用市级面板数据研究官员对地区企业金融化的影响更为适合。这样做还考虑到地方政府权力主要集中于地方党委常委会和党委书记(周黎安,2007)<sup>[20]</sup>,市委书记一般还兼市人大常委会主任,掌握着地方企业发展所需的大量经济资源和行政资源。相关研究表明,不同治理特征的市委书记对城商行的信贷投放存在显著的差异(李维安和钱先航,2012)<sup>[33]</sup>,在晋升激励下会积极推动银行信贷扩张(纪志宏等,2014)<sup>[29]</sup>。同时,从《中国共产党章程》角度讲,地方党委集体决定重大问题,市长身兼市委副书记有着重要的投票权,而且上市公司金融化更多地属于经济领域,市长参与程度较深。

官员金融经历借鉴李建发等(2021)<sup>[27]</sup>的做法,指官员具有金融教育背景或者具有金融任职经历。1)金融教育背景。指拥有金融管理、国际金融、金融工程、证券与期货、财务管理等本科及以上学历教育的官员。如果官员具有金融教育背景则记为 1,否则记为 0;2)金融任职经历。指官员曾在金融机构或金融监管机构任过职,包括银行(政策性、商业、投资类)、金融监管部门(如证监会、银监会等)、非银行金融公司(基金、保险、证券)等担任职位。如果官员具有金融任职经历则记为 1,否则记为 0。金融教育背景是官员个人能力的体现,而金融任职经历则是官员个人经历对其个人特质的塑造,两者共同构成了官员金融经历具有较好的合理性。

(3)控制变量的选取。综合陈文川等(2021)<sup>[34]</sup>现有研究企业金融化的文献,控制变量主要从以下三个方面选取:1)企业特征:包括企业规模(*Size*)、债务杠杆(*Lev*)、主营业务增长率(*Growth*)、盈利能力(*ROA*)、产权性质(*Soe*)、第一大股东持股比例(*First*)、独董比例(*IDRatio*)和两职合一(*Dual*);2)官员特征:市委书记性别(*Gender1*)、市委书记年龄(*Age1*)、市委书记任期(*Tenure1*)、市委书记学历(*Edu2*)、市长性别(*Gender2*)、市长年龄(*Age2*)、市长任期(*Tenure2*)、市长学历(*Edu2*);3)区域特征:市场法制水平(*Law*)、第三产业发展水平(*GDP3*);4)本文还进一步控制了年度(*Year*)和行业(*Industry*)固定效应。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业金融化	<i>Fin1</i>	实体企业金融化虚拟变量,以企业是否存在金融资产投资表示,当期末持有金融资产时取值为 1,否则取值为 0
		<i>Fin2</i>	金融资产比例。实体企业金融化连续变量,以企业当年金融资产与期末总资产比重来表示金融资产投资水平
解释变量	官员金融经历	<i>Finance</i>	当公司所在地当年市委书记或市长的教育背景为金融类专业,或曾任职于金融系统赋值为 1,否则为 0
		<i>Finance1</i>	市委书记。当公司所在地当年市委书记的教育背景为金融类专业,或曾任职于金融系统赋值为 1,否则为 0
		<i>Finance2</i>	市长。当公司所在地当年市长的教育背景为金融类专业,或曾任职于金融系统赋值为 1,否则为 0

续表 1

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
调节变量	巡视监督	<i>Treat</i>	虚拟变量,当上市公司所在地级市被巡视时取值 1,否则为 0
	产权性质	<i>Soe</i>	企业产权性质,当为国有企业时,取值为 1,否则为 0
企业特征	企业规模	<i>Size</i>	企业资产规模,以对数化处理
	债务杠杆	<i>Lev</i>	企业资产负债率,总负债与总资产之比
	主营业务增长率	<i>Growth</i>	企业当年主营业务增长率,即当期营业收入减去上期收入后除以上期收入
	盈利能力	<i>ROA</i>	企业当年总资产收益率,以企业经营净利润率表示
	第一大股东持股比例	<i>First</i>	企业第一大股东持股比例
	独董比例	<i>IDRatio</i>	企业董事会中独立董事比例
	两职合一	<i>Dual</i>	当董事长与总经理两职合一时,取值为 1,否则为 0
	官员特征	市委书记性别	<i>Gender1</i>
市委书记年龄		<i>Age1</i>	市委书记年龄按照 $\ln(\text{当年} - \text{出生年份})$ 计算
市委书记任期		<i>Tenure1</i>	市委书记任期按照 $(\text{当年} - \text{任职年份} + 1)$ 计算
市委书记学历		<i>Edu1</i>	市委书记学历为硕士或博士时,取值为 1,否则为 0
市长性别		<i>Gender2</i>	市长性别为男性时,取值为 1,否则为 0
市长年龄		<i>Age2</i>	市长年龄按照 $\ln(\text{当年} - \text{出生年份})$ 计算
市长任期		<i>Tenure2</i>	市长任期按照 $(\text{当年} - \text{任职年份} + 1)$ 计算
市长学历		<i>Edu2</i>	市长学历为硕士或博士时,取值为 1,否则为 0
区域特征	市场化水平	<i>Market</i>	借鉴樊纲等(2016)市场化指数度量,并进行对数化处理
	第三产业发展水平	<i>GDP3</i>	按照 $\ln(\text{第三产业 GDP 值})$ 计算

## 四、实证结果与分析

### 1. 描述性统计与单变量分析

表 2 Panel A 报告了全样本主要变量的描述性统计,其中 *Fin1* 和 *Fin2* 的均值分别为 0.717 和 0.033,标准差分别为 0.450 和 0.067,说明上市公司的金融化水平存在较大差异,这为本文研究提供了前提。同时,*Finance* 的均值为 0.100,即样本中有 10% 的官员具有金融教育背景或金融从业经历,样本量具有一定的代表性和合理性。其它各变量离散程度与差异性程度均处于较为合理的范围。本文进一步地根据官员是否有金融经历对样本进行划分,分别对各组变量进行描述性统计,结果如表 2 Panel B 所示。当 *Finance* = 0 时,*Fin1* 和 *Fin2* 的均值分别为 0.723 和 0.034;当 *Finance* = 1 时,*Fin1* 和 *Fin2* 的均值分别为 0.668 和 0.025,T 检验结果显示两组均值差异显著,这表明当地方官员拥有金融经历时,所辖地公司金融投资水平更低,初步验证了  $H_{1a}$  的成立。当然,更严谨的结论则还需要进一步进行多元回归检验。

表 2

描述性统计

Panel A: 全样本

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Fin1</i>	29007	0.717	0.450	0.000	1.000	1.000
<i>Fin2</i>	29007	0.033	0.067	0.000	0.005	0.503
<i>Finance</i>	29007	0.100	0.300	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	29007	22.066	1.281	19.224	21.891	27.041
<i>Lev</i>	29007	0.418	0.208	0.047	0.409	0.994
<i>Growth</i>	29007	0.175	0.453	-0.712	0.113	4.310
<i>ROA</i>	29007	0.045	0.077	-0.548	0.046	0.243
<i>Soe</i>	29007	0.363	0.481	0.000	0.000	1.000
<i>First</i>	29007	3.467	0.456	1.054	3.504	4.480
<i>IDRatio</i>	29007	0.375	0.053	0.308	0.333	0.571
<i>Dual</i>	29007	0.416	0.493	0.000	0.000	1.000
<i>Gender1</i>	29007	0.972	0.196	0.000	1.000	3.000
<i>Age1</i>	29007	24.656	16.691	1.000	18.000	64.000
<i>Tenure1</i>	29007	1.423	0.941	0.000	1.386	10.000
<i>Edu1</i>	29007	0.835	0.371	0.000	1.000	1.000
<i>Gender2</i>	29007	0.970	0.170	0.000	1.000	1.000
<i>Age2</i>	29007	18.971	19.257	1.000	12.000	63.000
<i>Tenure2</i>	29007	1.446	0.955	0.000	1.386	9.000
<i>Edu2</i>	29007	0.878	0.328	0.000	1.000	1.000
<i>Market</i>	29007	8.045	1.717	3.000	8.330	9.970
<i>GDP3</i>	29007	9.859	0.937	7.085	9.886	12.064

Panel B: 区分官员是否具有金融背景

变量	<i>Finance</i> = 0		<i>Finance</i> = 1		均值差异	T 值
	观测值	均值	观测值	均值		
<i>Fin1</i>	26117	0.723	2890	0.668	0.055***	6.230
<i>Fin2</i>	26117	0.034	2890	0.025	0.009***	6.929
<i>Finance</i>	26117	22.079	2890	21.946	0.133***	5.298
<i>Size</i>	26117	0.419	2890	0.406	0.013***	3.176
<i>Lev</i>	26117	0.173	2890	0.192	-0.019**	-2.090
<i>Growth</i>	26117	0.045	2890	0.047	-0.002	-1.499
<i>ROA</i>	26117	0.370	2890	0.299	0.071***	7.546
<i>Soe</i>	26117	3.467	2890	3.471	-0.004	-0.444



续表 2

Panel B: 区分官员是否具有金融背景

变量	Finance = 0		Finance = 1		均值差异	T 值
	观测值	均值	观测值	均值		
<i>First</i>	26117	0.374	2890	0.379	-0.005 ***	-5.107
<i>IDRatio</i>	26117	0.409	2890	0.484	-0.075 ***	-7.793
<i>Dual</i>	26117	0.972	2890	0.971	0.001	0.290
<i>Gender1</i>	26117	24.708	2890	24.183	0.525	1.603
<i>Age1</i>	26117	1.410	2890	1.541	-0.131 ***	-7.117
<i>Tenure1</i>	26117	0.823	2890	0.938	-0.115 ***	-15.879
<i>Edu1</i>	26117	0.967	2890	0.993	-0.026 ***	-7.772
<i>Gender2</i>	26117	19.099	2890	17.814	1.285 ***	3.403
<i>Age2</i>	26117	1.454	2890	1.369	0.086 ***	4.571
<i>Tenure2</i>	26117	0.879	2890	0.865	0.014 **	2.226
<i>Edu2</i>	26117	8.009	2890	8.374	-0.366 ***	-10.893
<i>Market</i>	26117	9.823	2890	10.184	-0.361 ***	-19.787

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

### 2. 相关性分析

表 3 报告了本文主要变量的 Pearson 相关系数。其中,主要变量 *Finance*、*finance1* 和 *finance2* 与 *Fin1*、*Fin2* 之间均呈负相关关系,这些结果再次支持了假设  $H_{1a}$ 。其余相关系数大都通过 5% 以上水平的统计检验,且变量间的相关系数大都小于 0.4,处于合理水平,表明变量间不存在多重共线性,对回归结果不会产生实质性影响。

表 3 相关性分析

	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Finance</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>ROA</i>	<i>Soe</i>	<i>First</i>	<i>IDRatio</i>	<i>Dual</i>	<i>Market</i>	<i>GDP3</i>
<i>Fin1</i>	1												
<i>Fin2</i>	0.31 *	1											
<i>Finance</i>	-0.04 *	-0.04 *	1										
<i>Size</i>	0.29 *	-0.00	-0.03 *	1									
<i>Lev</i>	0.15 *	-0.08 *	-0.02 *	0.47 *	1								
<i>Growth</i>	-0.02 *	-0.05 *	0.01 *	0.03 *	0.00	1							
<i>ROA</i>	-0.03 *	0.01	0.01	0.00	-0.37 *	0.21 *	1						
<i>Soe</i>	0.12 *	0.01	-0.04 *	0.36 *	0.29 *	-0.07 *	-0.06 *	1					
<i>First</i>	-0.04 *	-0.05 *	0.00	0.16 *	0.02 *	0.01 *	0.16 *	0.21 *	1				
<i>IDRatio</i>	0.01	0.02 *	0.03 *	0.01 *	-0.00	-0.00	-0.03 *	-0.07 *	0.03 *	1			
<i>Dual</i>	-0.01	0.06 *	0.05 *	-0.07 *	-0.09 *	-0.04 *	-0.04 *	-0.25 *	-0.09 *	0.10 *	1		
<i>Market</i>	0.11 *	0.11 *	0.06 *	-0.02 *	-0.12 *	-0.00	0.05 *	-0.25 *	-0.03 *	0.05 *	0.19 *	1	
<i>GDP3</i>	0.12 *	0.13 *	0.12 *	0.04 *	-0.08 *	-0.04 *	-0.01 *	-0.24 *	-0.09 *	0.06 *	0.42 *	0.74 *	1

注: \* 表示 5% 以上的显著性水平

### 3. 实证分析

表 4 为研究假设 1,即官员金融经历与所辖区企业金融化的全样本回归结果。检验结果显示,

无论是以虚拟变量还是连续变量表示的金融化程度,其回归系数均显著为负,表明官员金融经历与所辖区企业金融化呈显著负相关关系。表4列(1)是模型(1)在不加入控制变量情形下的检验结果,列(2)是模型(1)分别控制公司特征、官员特征和区域特征下的检验结果。表4列(1)与列(2)中的 Finance 系数分别为 -0.256 和 -0.123,二者均在 1% 的水平上显著为负,表明官员金融经历与所辖区企业金融化呈负相关关系,说明官员金融经历有效地抑制了所辖区企业金融化。当被解释变量为 Finance2 时,列(3)是模型(1)在不加入控制变量情形下的检验结果,列(4)是模型(1)在加入控制变量情形下的检验结果,Finance 的系数分别为 -0.009 和 -0.006,二者均在 1% 的水平上显著为负,说明官员金融经历有效地降低了所辖区企业金融化比重,从而支持假设 H1a。进一步,根据列(2)中 Finance 的系数为 -0.123,本文计算得到了 Finance 对 Fin1 的概率的边际影响为 -17.71%,约占 Fin1 平均水平(69.7%)的 -25.41%;根据列(4)中 Finance 的系数( = -0.006)可知,相比于其他官员,官员金融经历所辖区的金融化水平低 0.6%,占样本总体平均水平的 21.43% (0.006/0.028),以上结果表明官员金融经历能够显著降低辖区企业的金融化水平,也即抑制了企业的“脱实向虚”行为,再次支持了假设 H<sub>1a</sub>。

表 4 多元回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
<i>Finance</i>	-0.169*** (-4.23)	-0.117*** (-2.83)	-0.008*** (-5.42)	-0.008*** (-4.72)
<i>Size</i>		0.311*** (17.12)		-0.004** (-2.41)
<i>Lev</i>		-0.260*** (-2.69)		-0.032*** (-6.10)
<i>Growth</i>		-0.068*** (-3.15)		-0.001 (-0.98)
<i>ROA</i>		0.250 (1.40)		-0.013* (-1.70)
<i>Soe</i>		0.001 (0.01)		-0.004 (-0.95)
<i>First</i>		-0.119*** (-3.15)		0.002 (0.62)
<i>IDRatio</i>		0.038 (0.14)		-0.006 (-0.53)
<i>Dual</i>		-0.019 (-0.52)		-0.003** (-2.13)
<i>Gender1</i>		0.043 (0.71)		-0.001 (-0.58)
<i>Age1</i>		0.002 (0.62)		-0.000 (-0.48)
<i>Tenure1</i>		-0.038*** (-2.80)		-0.001 (-0.92)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
<i>Edu1</i>		-0.026 (-0.77)		-0.000 (-0.26)
<i>Gender2</i>		-0.020 (-0.26)		0.004 (1.34)
<i>Age2</i>		0.054 *** (15.27)		0.002 *** (12.47)
<i>Tenure2</i>		-0.031 ** (-2.17)		-0.002 *** (-2.99)
<i>Edu2</i>		0.007 (0.17)		-0.000 (-0.16)
<i>Market</i>		0.092 *** (5.15)		-0.001 (-0.77)
<i>GDP3</i>		-0.065 (-1.59)		0.010 * (1.96)
常数项	0.058 (0.42)	-6.441 *** (-12.47)	0.015 ** (2.08)	0.011 (0.17)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29007	29007	29007	29007
调整后的 R <sup>2</sup>	0.088	0.189	0.070	0.102

注:括号内是t统计量,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同

#### 4. 稳健性检验

(1)倾向得分匹配法。为了缓解实验组和对照组之间的样本差异所带来的内生性问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)进行稳健性测试以消除两组样本间的异质性。本文从未有官员金融经历的地区上市企业构造一组与有官员金融经历的地区上市企业最为匹配的样本作为控制组,具体检验步骤如下:1)以 *Fin1* 和 *Fin2* 为被解释变量,分别控制公司特征、官员特征和区域特征,以及行业虚拟变量,年份虚拟变量为特征变量进行 Logit 回归,并计算倾向得分值。2)依据倾向得分值,按照最近邻匹配(1:1)的原则进行配对,考察了1:1匹配前后PS值密度函数。3)将匹配后的样本进行多元回归分析。结果显示匹配效果良好,且在匹配后的样本回归中,*Finance* 的估计系数在1%和5%的水平上仍显著为负。进一步地分析,本文采用了最近邻匹配(1:4),表5结果与假设  $H_{1a}$  结论一致。由此可见,本文结论具有稳健性。

表 5 PSM 检验回归结果

变量	(1)	(2)	(1)	(2)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>
	1:1 匹配		1:4 匹配	
<i>Finance</i>	-0.118 ** (-2.33)	-0.008 *** (-2.73)	-0.126 *** (-2.91)	-0.007 *** (-3.67)
控制变量	控制	控制	控制	控制

续表 5

变量	(1)	(2)	(1)	(2)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>
	1:1 匹配		1:4 匹配	
常数项	-7.577*** (-7.47)	0.084 (0.54)	-7.503*** (-10.12)	0.049 (0.38)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	5040	5046	10596	10602
调整后的 R <sup>2</sup>	0.212	0.147	0.211	0.115

(2) 替换被解释变量。参照张成思和张步昙(2016)<sup>[35]</sup>的做法,采用“不考虑投资性房地产的金融资产比例”(Fin3)度量企业金融资产投资,重新进行检验,结果如表 6 所示。表 6 列(1)与列(2)中 *Finance* 系数显著为负,表明官员金融经历与地区企业金融化的负相关关系,结果与假设 H<sub>1a</sub> 结论一致,说明官员金融经历有效地抑制了所辖地区企业金融化。

(3) 改变计量模型。在主回归中考虑到一部分企业不存在金融资产投资,采用的是 Tobit 模型,本文继续采用 OLS 模型重新检验。表 6 列(3)和列(4)中 *Fin2* 系数分别为 -0.004 和 -0.003,二者均为负数且在 1% 的水平上显著,结果与假设 H<sub>1a</sub> 结论一致,说明官员金融经历有效地降低所辖地区企业金融化。

表 6 替换金融资产度量方式与改变计量模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin3</i>	<i>Fin4</i>	<i>Fin4</i>	<i>Fin2</i>
	<i>Probit</i> 模型	<i>OLS</i> 模型	<i>Tobit</i> 模型	<i>Tobit</i> 模型
<i>Finance</i>	-0.148*** (-3.93)	-0.005*** (-3.55)	-0.011*** (-5.28)	-0.013*** (-5.85)
<i>var(e. Fin4)</i>			0.005*** (23.12)	
<i>var(e. Fin2)</i>				0.006*** (22.72)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-7.764*** (-17.17)	-0.091* (-1.92)	-0.232*** (-9.39)	-0.103*** (-3.97)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29007	29007	29007	29007
调整后的 R <sup>2</sup>	0.198	0.098	-0.258	-0.185

(4) 滞后效果检验。考虑到政府官员对地方企业投资行为的影响可能具有滞后性,本文进一步检验官员金融经历对所辖地区上市公司滞后一期及两期的金融投资的影响。由表 7 可知,列(1)和列(3)中 *L. Finance* 系数显著为负,说明官员金融经历能够显著降低所辖地区上市公司未来一年的金融投资水平。列(3)和列(4)反映了官员金融经历对所辖地区上市公司未来两年金融投资的影响,结果显示这种影响并不明显。以上结果说明,官员金融经历能够降低所辖企业当期及未来一期的金融投资水平,但这种影响是递减的,且在第二期后这种影响不再明显,这也与我国市委书记及市长近年来平均任期缩短现实背景相符。

表 7 滞后效果检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
<i>L. Finance</i>	-0.078* (-1.73)		-0.006*** (-3.28)	
<i>L2. Finance</i>		-0.008 (-0.18)		-0.002 (-1.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-7.849*** (-11.62)	-7.543*** (-10.74)	-0.037 (-0.42)	-0.013 (-0.17)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	25039	21750	25039	21750
调整后的 R <sup>2</sup>	0.177	0.157	0.093	0.079

(5)控制地区固定效应。考虑到我国企业金融资产投资与所处行政省份密不可分,为缓解地区因素的影响,本文进一步控制了省级层面的固定效应,官员金融经历(*Finance*)的系数为负,且在1%水平下显著为负,检验结果与假设 H<sub>1a</sub> 结论一致。限于篇幅,稳健性检验结果未列示(下同),备索。

(6)改变样本区间。习近平总书记在党的十九大报告中强调,“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力”,因此,2017年后官员控制金融资产投资,抑制金融风险动机更强,2017年后企业金融化的降低可能是受到政策的约束。故本文进一步改变研究样本区间,检验2009—2017年官员金融经历对地方上市企业金融化的作用,并继续对前文的结论进行稳健性检验。检验结果与前文一致,再次验证了假设 H<sub>1a</sub>,说明研究结论有较好的稳健性。同时,官员金融经历抑制金融资产投资的作用在十九大之前的样本中同样显著,说明官员通过自身专业知识和金融任职经历,有效地抑制实体企业“脱实向虚”倾向。

(7)改变样本范围。不同于一般地级市,我国对直辖市市委书记与市长在组织任命、职务级别和任期等方面具有多重考虑。同时,我国直辖市上市公司较多,考虑到可能的样本偏误问题,本文在样本中剔除注册地为北京、上海、天津、重庆四个直辖市上市公司的样本,重新检验官员金融经历的影响。在剔除直辖市样本后,*Finance* 与 *Fin1* 和 *Fin2* 检验结果依然呈现显著的负相关关系,说明官员金融经历抑制所辖地区企业金融化的结论是稳健的,不受样本偏误影响。

## 五、进一步分析

### 1. 区分金融资产类别

正如前文所述,官员金融经历比其他官员更能体会到企业过度金融化将对实体经济产生不良影响。相比之下,投机性金融资产相对于保值性金融资产更容易导致金融风险,因而投机性金融资产是严控对象。因此,抑制投机性金融资产的检验路径为:官员金融经历引导—抑制投机性金融资产配置—降低企业金融化。为此,本文参照彭俞超等(2018)<sup>[36]</sup>的做法,将金融资产划分为投机性和保值性金融资产<sup>①</sup>。回归结果如表8所示,列(1)和列(3)中 *Finance* 的回归系数为 -0.126 和

<sup>①</sup> 本文采取如下做法:设立哑变量 FA1,当公司当年存在投机性金融资产时,取值为1,否则为0;设立哑变量 FA2,当公司当年存在保值性金融资产时,取值为1,否则为0;设立变量 FA3,反映公司当年投机性金融资产的比重,以(交易性金融资产+可供出售金融资产)/总资产来度量;设立变量 FA4,反映公司当年保值性金融资产的比重,以(衍生金融资产+发放贷款及垫款净额+持有至到期投资+投资性房地产)/总资产来度量。

-0.004 且在 1% 水平上显著为负,列(2)和列(4)中 *Finance* 的回归系数为 -0.034 和 0.001,不具有显著性。这说明官员金融经历所辖区企业降低持有投机性金融资产,主要通过减少企业投机性金融资产来抑制金融化行为。

表 8 金融资产配置动机检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FA1</i>	<i>FA2</i>	<i>FA3</i>	<i>FA4</i>
	投机性	保值性	投机性	保值性
<i>Finance</i>	-0.126*** (-3.32)	-0.034 (-0.81)	-0.004*** (-3.08)	-0.001 (-1.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-7.437*** (-16.59)	-3.656*** (-6.54)	-0.082* (-1.87)	0.088*** (2.83)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29007	29007	29007	29007
调整后的 R <sup>2</sup>	0.198	0.103	0.103	0.036

## 2. 实体资本投资分析

官员金融经历会更善于运用企业治理思维来治理政府,引导企业将重心放在主营业务上,助力实体经济“脱虚就实”。因此,基于实体资本投资的检验路径为:官员金融经历引导—企业加大实体投资—降低企业金融化。为检验这一路径,本文借鉴温忠麟等(2004)提出的中介因子检验方法,设计了如下路径模型:

$$Fin1/Fin2 = a_0 + a_1 Finance + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

$$PI = \beta_0 + \beta_1 Finance + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

$$Fin1/Fin2 = \gamma_0 + \gamma_1 Finance + \gamma_2 PI + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (4)$$

其中,模型(3)中的 *PI* 反映公司实体资本投资,以企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与企业总资产之比进行度量,该指标越大,说明企业实体资本投资越多。若模型(3)中 *PI* 的系数  $\beta_1$  为正,且模型(4)中 *Finance* 系数  $\gamma_1$  为负,说明官员金融经历通过影响企业实体资本投资从而抑制金融化水平这一路径成立。

表 9 报告了路径“官员金融经历引导—企业加大实体投资—降低企业金融化”的检验结果,列(1)和列(2)中 *Fin1* 和 *Fin2* 的回归系数显著为负,列(3)中 *Finance* 的系数在 1% 水平上显著为正;列(4)和列(5)中 *Finance* 与 *PI* 的系数显著为负。这一结果说明实体投资是官员金融经历影响所辖区企业金融化的部分中介因子,这也表明官员金融经历能够通过引导辖区企业进行实体投资从而抑制“脱实向虚”倾向。

表 9 实体资本投资动机检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>PI</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>
<i>Finance</i>	-0.117*** (-2.83)	-0.008*** (-4.72)	0.003*** (2.69)	-0.110*** (-2.64)	-0.008*** (-4.66)
<i>PI</i>				-1.854*** (-6.95)	-0.035*** (-3.68)

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>PI</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.441 *** (-12.47)	0.011 (0.17)	-0.046 (-1.00)	-6.433 *** (-12.50)	0.009 (0.15)
行业/年份固定效应	是	是	是	Yes	Yes
观测值	29007	29007	29007	29007	29007
调整后的 R <sup>2</sup>	0.189	0.102	0.120	0.192	0.103

### 3. 作用路径分析

前文已经发现了官员金融经历所辖区企业通过减少持有投机性金融资产和加大实体投资来降低企业金融化趋势,那么,官员金融经历通过何种途径影响了国有企业配置金融资产?正如前文所分析,官员在晋升激励的驱动下通过积极干预银行信贷和金融资源等资金源头,影响地区信贷资源分配和信贷资金供应,以此对辖区内的企业施加重要影响。因此,本文检验融资约束路径“官员金融经历引导—缓解融资约束—减少投机性金融资产”和“官员金融经历引导—缓解融资约束—加大实体投资”,具体作用路径如图 1 所示。

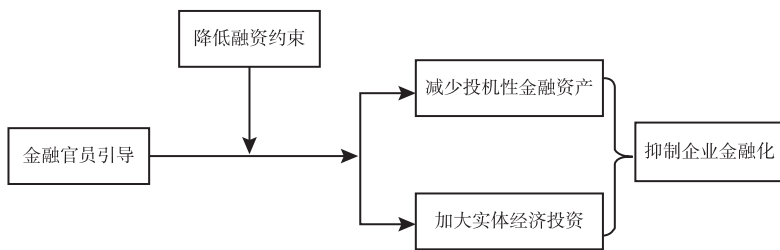


图 1 官员金融经历降低企业金融化作用路径分析

资料来源:作者整理

为了检验官员金融经历通过缓解金融约束来降低所辖区企业金融化,本文建立以下模型(5)和模型(6)检验该路径。本文借鉴 Kaplan 和 Zingales(1997)<sup>[44]</sup>、徐寿福和姚禹同(2021)<sup>[45]</sup>的方法构建 KZ 指数度量融资约束,该指数越大,表明融资约束越大。

$$KZ = a_0 + a_1 Finance + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (5)$$

$$PI = \beta_0 + \beta_1 Finance + \beta_2 KZ + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (6)$$

$$FA3 = \gamma_0 + \gamma_1 Finance + \gamma_2 KZ + Controls + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon \quad (7)$$

其中,若模型(5)中 Finance 系数  $\alpha_1$  显著为负,且模型(6)中 Finance 系数  $\beta_1$  显著为负,表明官员金融经历降低了辖区企业的融资约束水平,进而加大了企业的实体资本投资,即“官员金融经历——缓解融资约束——加大实体投资”这一路径成立。若模型(5)中 Finance 系数  $\alpha_1$  显著为负,且模型(7)中 Finance 系数  $\gamma_1$  显著为负,表明官员金融经历降低了辖区企业的融资约束水平,进而减少了企业的金融投机行为,即“官员金融经历——缓解融资约束——减少投机性金融资产”这一路径成立。

表 10 报告了上述模型的回归结果。列(1)显示,官员金融经历(Finance)与融资约束(KZ)在 10% 的显著性水平上显著为负,表明官员金融经历降低了地方企业的融资约束,与前文理论分析一致。列(2)中 Finance 系数则显著为正,表明融资约束在地方企业对实体投资的构成中发挥了部分中介作用。同时,列(3)中 Finance 系数在 1% 的水平上显著为负,说明官员金融经历通过缓解融资约束

能够减少企业的投机性金融资产投资。总体而言,一方面,官员金融经历降低了地方企业的融资约束,进而支持企业对实体经济投资的资金需求,避免资金流断裂致使企业主营业务的可持续性;另一方面官员金融经历通过降低地方企业的融资约束减少了企业的投机性金融资产投资,进而抑制了企业的金融化。上述结果说明了融资约束是官员金融经历导致降低所辖区企业金融化的主要作用路径。

表 10 作用路径分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	KZ	PI	FA3
Finance	-0.039* (-1.76)	0.003** (2.45)	-0.004*** (-4.31)
KZ		-0.001*** (-2.98)	0.001** (2.08)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	4.173*** (5.19)	-0.040 (-0.88)	-0.084*** (-2.69)
行业/年份固定效应	是	是	是
观测值	29007	29007	29007
调整后的 R <sup>2</sup>	0.246	0.121	0.103

#### 4. 异质性检验

以上研究发现,官员金融经历所辖区企业金融化程度确实有显著的下降,而这种降低作用可能还受宏观制度环境(党的巡视监督)、中观企业性质(公司产权性质)、微观领导特征(官员异质性)等因素的影响。

(1)考虑巡视监督威慑力。新结构经济学主张“有效市场、有为政府”,认为培育“有效市场”需要“有为政府”的正确干预,而国家能力则是保证政府实施正确市场干预的必要条件(林毅夫,2020)<sup>[39]</sup>。巡视制度作为全面从严治党的重要抓手,是党内监督的主要方式,在推进国家治理体系和治理能力现代化等方面发挥着极为重要的作用。巡视监督能够发挥威慑效用,巡视结果作为干部考核评价、选拔任用的重要依据,国有企业官员出于对政治前途的考虑和对惩罚的恐惧,规范融投资决策行为,从而有效地抑制企业金融化的冲动,回归实体经济发展;另一方面,随着巡视监督的常态化,巡视制度逐步得到规范和完善,巡视监督的频率和时效性也得到增强,使得巡视监督的作用日益凸显,从而能更好地发现并威慑国企各种形式的变相举债投资风险。现实中,巡视组高度重视国有企业“三重一大”行为,例如2015年中央第十三巡视组向宝钢集团反馈专项巡视情况时指出,“部分项目违规决策,造成国有资产巨额损失。部分重大投资涉嫌利益输送,一些项目在资产并购或处置过程中贵买贱卖,海外资产管理存在重大风险隐患”<sup>①</sup>,还有2015年中央第十巡视组向港中旅集团反馈存在“投资决策不科学,盲目铺摊子、上项目,造成重大损失”等问题<sup>②</sup>。相比之下,在巡视未覆盖地区,官员金融经历可以发挥非正式制度(如隐性声誉机理和替代作用)的作用,一定程度上弥补正式制度环境的不足并降低所辖区企业金融化风险。本文巡视监督数据通过各省纪委监委网站巡视巡察栏目手工搜集、整理,并查阅人民网、央视网和中华网

① 中央第十三巡视组向宝钢集团反馈专项巡视情况, [http://www.ccdi.gov.cn/special/zyxszt/2015dyl\\_zyxs/fkqk\\_2015dyl\\_zyxs/201506/t20150617\\_57974.html](http://www.ccdi.gov.cn/special/zyxszt/2015dyl_zyxs/fkqk_2015dyl_zyxs/201506/t20150617_57974.html)。

② 中央第十巡视组向港中旅集团反馈:旅行社板块潜规则盛行, <http://fanfu.people.com.cn/n/2015/1023/c64371-27732217.html>。



等各大媒体官网进行相关数据的补充复核。表 11 列(1)和(3)报告了地区当年巡视监督未覆盖时,官员金融经历有效地发挥了治理功能,列(2)与列(4)结果则表明官员金融经历在巡视监督覆盖地区的治理功能并不明显,组间差异检验结果也表明,官员金融经历的治理功能在巡视未覆盖地区能够发挥替代作用。

表 11 官员金融经历与所辖区企业金融化:巡视监督的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
	<i>Treat = 0</i>	<i>Treat = 1</i>	<i>Treat = 0</i>	<i>Treat = 1</i>
<i>Finance</i>	-0.161 *** (-3.04)	-0.081 (-1.23)	-0.008 *** (-4.01)	-0.002 (-0.87)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.295 *** (-10.48)	-6.604 *** (-8.15)	0.082 (1.06)	-0.080 (-0.68)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19541	9439	19562	9445
调整后的 R <sup>2</sup>	0.200	0.182	0.092	0.091
组间差异与 经验 P 值	-0.079 (0.096*)		-0.006 (0.097*)	

注:“经验 P 值”用于检验各组中官员金融经历影响差异(*Finance*)的显著性,按照连玉君等(2010)<sup>[40]</sup>建议的方法通过 Bootstrap500 次得到

(2)考虑企业产权性质差异。张成思和郑宁(2020)<sup>[41]</sup>指出国有企业金融化主要受货币因素和风险规避因素影响,而民营企业金融资产则出于资本逐利考量。国企特殊的所有权形式以及高管任免制度,使政府往往扮演国企“担保人”的角色。地方政府可以通过政策干预正规金融机构降低资金成本和利率受惠于国有企业。国企依靠政治资源获得融资便利性,在行业准入、政府补贴、银行信贷等方面会受到当地政府及高层官员的干预和影响。从寻租理论来讲,非国有企业与政府之间没有天然的政治优势,企业金融化受到地方官员的影响比较小。鉴于此,本文进一步区分企业的产权性质重新进行检验,回归结果见表 12,列(1)和(2)结果显示,当上市公司是国有性质时,官员金融经历能够更有效地抑制地区上市企业金融化倾向,而在非国有样本中,这种效应并不明显,组间差异检验结果也表明,官员金融经历对地区上市公司金融化的影响在国有样本中更相关。同样地,列(3)和(4)结果也显示,官员金融经历降低地区国有企业金融化水平的效果更为明显,说明官员金融经历对所辖区国有企业影响力更大。

表 12 官员金融经历与所辖区企业金融化:区分产权性质

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
	<i>SOE = 0</i>	<i>SOE = 1</i>	<i>SOE = 0</i>	<i>SOE = 1</i>
<i>Finance</i>	0.016 (0.33)	-0.326 *** (-4.32)	-0.005 ** (-2.54)	-0.009 *** (-3.24)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-7.205 *** (-11.06)	-5.751 *** (-6.87)	-0.036 (-0.38)	0.013 (0.17)

续表 12

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
	<i>SOE = 0</i>	<i>SOE = 1</i>	<i>SOE = 0</i>	<i>SOE = 1</i>
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	18406	10575	18406	10601
调整后的 R <sup>2</sup>	0.201	0.169	0.131	0.073
组间差异与 经验 P 值	0.342 (0.000 ***)		0.004 (0.000 ***)	

注：“经验 P 值”用于检验各组中官员金融经历影响差异 (*Finance*) 的显著性,按照连玉君等(2010)<sup>[40]</sup>建议的方法通过 Bootstrap500 次得到

(3)考虑官员异质性差异。我国实行的是党政两条线的政治体制,市委书记是所在地方党委首长,而市长是行政首长。在现代化的社会治理体系中,党委领导、政府负责开展工作,党委书记对政府行为和经济运行的影响要高于行政长官,因此普遍认为市委书记是“一把手”,市长是“二把手”。但是具体到地方事务管理方面,对两者的权力大小和管理范围则争议不一。本文想要区分市委书记和市长对地区上市企业金融化的影响大小,即市委书记还是市长对地区企业金融化的影响更大。因此,本文将市委书记和市长的样本分开,从而分别识别市委书记和市长对地区上市企业金融化的影响。回归结果见表 13,表 13 列(1)和(2)结果显示,金融市长 (*Finance2*) 系数为负,且在 1% 水平上显著,而金融市委书记 (*Finance1*) 系数虽然为负,但不显著。同样地,列(3)和列(4)中,*Finance2* 系数在 1% 水平上显著为负,*Finance1* 系数为负但不显著。这说明官员金融经历确实有效地降低了所辖区企业金融化,而这种影响以金融市长更为突出。以上结果也说明,市长对所辖区上市企业金融化更为相关。

表 13 官员金融经历与所辖区企业金融化:基于官员特征

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fin1</i>	<i>Fin1</i>	<i>Fin2</i>	<i>Fin2</i>
<i>Finance1</i>	-0.077 (-1.50)		-0.008 *** (-3.99)	
<i>Finance2</i>		-0.176 *** (-3.40)		-0.008 *** (-3.92)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-6.686 *** (-13.39)	-6.343 *** (-12.49)	-0.051 (-0.80)	0.005 (0.08)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29007	29007	29007	29007
调整后的 R <sup>2</sup>	0.167	0.189	0.083	0.101

## 六、结论与政策启示

防范和化解金融风险,引导企业“脱虚向实”,促进实体经济高质量发展是当前中国金融改革的重要目标。本文立足于实体企业趋于过度金融化的背景,选取 2009—2020 年 289 个地级市(包括直辖市)上市企业为样本,采用手工搜集整理金融经历的官员数据,实证检验官员金融经历对所辖区企业金融化的作用机理及其具体效应。研究发现,相比较其他官员,官员金融经历所辖区企业

持有投机性金融资产显著降低,企业实体投资显著增加,表明官员金融经历有效地抑制了企业“脱虚向实”,支持监管有效观。在进行一系列稳健性检验后,结果依然稳健。进一步分析表明,官员金融经历会引导所辖区企业抑制投机性金融资产,提升实体资本投资来降低企业金融化。随后,作用路径分析发现,官员金融经历能够缓解融资约束,从而降低所辖区企业金融化。异质性研究发现,官员金融经历的实体经济效益主要体现在国有企业、巡视监督未覆盖的地区。此外,相比较于市委书记金融经历,市长金融经历对所辖区企业金融化影响更为相关。

本文的研究证实了官员金融经历对抑制所辖区企业过度金融化、防范系统性金融风险向微观层面(尤其是实体企业)蔓延具有显著效力,也验证了“建设一支德才兼备的高素质金融人才队伍以加强金融监管”论断的前瞻性和科学性,还为“有为政府”与“有效市场”协调统一能够有效治理企业“脱虚向实”提供了理论支持。基于上述研究结论,本文的政策启示如下:第一,任命拥有金融经历的官员能够弥补原有监管定位和金融制度安排的不足。现阶段在大力选拔金融干部队伍压实地方监管责任的同时,还要充分运用金融干部的专业禀赋、资源优势和管理优势,强化属地风险处置责任,推动地区产业结构的调整升级,助力实体经济“脱虚就实”。在选拔、任用金融干部时要深入贯彻新发展理念,促使官员将发展经济的着力点放在实体经济上,客观肯定官员金融经历在金融改革、创新中的积极作用,但也要避免其过度干预金融体系。第二,具有金融经历的干部在有效减低所辖区企业金融化的基础上,后续还需适当引导企业合理搭配金融资产,改善企业管理层逐利短视,降低其整体经营风险预期,推动回归主体经营业务。具体而言,可以通过增加民营企业的融资渠道,为民营企业提供多层次资本市场直接融资机会,缓解其遭受的融资歧视困境,为民营企业实体资本投资“添薪加柴”;还有,增加民营企业投资准入渠道,通过出台政策引导民营企业参与技术研发创新、重大基础设施建设投资等,引导民营企业减少投机性金融资产,使其有的放矢地“脱虚向实”。第三,官员金融经历对于国有企业、巡视未覆盖地区的企业“脱实向虚”问题有着更为显著的治理效果,可见提拔金融干部有利于我国金融领域深化改革,也是加强金融监管的有效举措。因此,对部分地区和不同产权性质的企业要制定针对性的监管措施,因地制宜,引导金融服务实体经济,促进资本市场健康发展。

本文研究也存在一定的不足。首先,对于官员金融经历指标的衡量。由于缺乏权威的衡量指标,而且缺乏第三方公开可获得的权威数据,本文采用手工搜集整理金融经历的官员数据,未必能够反映全貌;其次,受限于样本可得性,本文的观测期相对较短,仅初步探索了官员金融经历的短期实体经济效应,尚无法全面评估官员金融经历对实体经济的长期效果;最后,企业金融化衡量指标源于资产负债表众多科目,对其度量有偏可能会影响研究结果。基于上述不足,未来还可以在完善官员金融经历衡量指标的基础上进行更多后续的研究,比如资本市场相关的官员金融经历与企业影子银行、官员金融经历与企业债务期限结构、官员金融经历与债券融资成本等,还有与地区经济相关的官员金融经历与地区全要素生产率、官员金融经历与地区创新效率、官员金融经历与地区数字经济发展等。这一系列问题还值得深究,以期帮助解释“任命拥有金融经历的官员能够弥补原有监管定位和金融制度安排不足”的论断。另外,还需要拓展官员金融经历数据获取的来源,并进一步完善企业金融化衡量方法。

## 参考文献

- [1] 张成思. 金融化的逻辑与反思[J]. 北京:经济研究,2019,(11):4-20.
- [2] 戴泽伟,潘松剑. 高管金融经历与实体企业金融化[J]. 上海:世界经济文汇,2019,(2):76-99.
- [3] 彭俞超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 北京:中国工业经济,2018,(1):137-155.
- [4] 李青原,陈世来,陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 北京:经济研究,2022,(1):137-154.
- [5] 汪洋,刘潇. 财政补贴与企业金融化——基于信贷资金分配市场化的调节效应分析[J]. 北京:财政研究,2021,(11):117-128.
- [6] 梁上坤,徐灿宇. 混合所有制程度和国有企业金融资产配置[J]. 北京:经济管理,2021,(7):75-92.
- [7] 曹丰,谷孝颖. 非国有股东治理能够抑制国有企业金融化吗? [J]. 北京:经济管理,2021,(1):54-71.

- [8] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融经历与实体企业金融化[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (5): 136 - 154.
- [9] 孙璐璐. 聚焦金融副省长现象: 高知年轻化群体承担全新使命[N]. 深圳: 证券时报, 2019, 10 - 25 (A02).
- [10] Roe, M. J., and J. I. Siegel. Political Instability: Effects on Financial Development, Roots in the Severity of Economic Inequality [J]. Journal of Comparative Economics, 2011, 39, (3): 279 - 309.
- [11] Shleifer, A. and R. W. Vishny. Politicians and Firms Quarterly [J]. Journal of Economics, 1994, (109): 995 - 1025.
- [12] Brandt, L. and H. B. Li. Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives? [J]. Journal of Comparative Economics, 2003, (3): 387 - 413.
- [13] Piotroski, J. D., and T. Zhang. Politicians and the IPO Decision: The Impact of Impending Political Promotions on IPO Activity in China [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111, (1): 111 - 136.
- [14] 卢圣华, 汪晖. 政企网络关系、企业资源获取与经济效率——来自本地晋升官员离任的经验证据 [J]. 北京: 经济管理, 2020, (10): 5 - 22.
- [15] Julio, B., and Y. Yook. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. The Journal of Finance, 2012, 67, (1): 45 - 83.
- [16] 周梓洵, 张建君, 周欣雨. 地方政府如何驱动企业“脱虚返实”——来自官员任期的视角 [J]. 北京: 经济管理, 2021, (9): 31 - 47.
- [17] 蒋德权, 姜国华, 陈冬华. 地方官员晋升与经济效率: 基于政绩考核观和官员异质性视角的实证考察 [J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (10): 21 - 36.
- [18] 徐业坤, 马光源. 地方官员变更与企业产能过剩 [J]. 北京: 经济研究, 2019, (5): 129 - 145.
- [19] 林毅夫. 中国经验: 经济发展和转型中有效市场与有为政府缺一不可 [J]. 北京: 行政管理改革, 2017, (10): 12 - 14.
- [20] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 北京: 经济研究, 2007, (7): 36 - 50.
- [21] 张树忠, 朱一鸣. 地方官员的金融背景与辖区金融发展——来自中国省级官员的证据 [J]. 郑州: 金融理论与实践, 2015, (5): 16 - 22.
- [22] Rajan, R. G. and L. Zingales. The Great Reversals: the Politics of Financial Development in the 20th Century [J]. Journal of Financial Economics, 2003, (69): 5 - 50.
- [23] Schoar, A., and L. Zuo. Shaped by Booms and Busts: How the Economy Impacts CEO Careers and Management Styles [J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30, (5): 1425 - 1456.
- [24] Goodall, A. H., and A. Baker. A Theory Exploring how Expert Leaders Influence Performance in Knowledge Intensive Organizations [J]. Australian & New Zealand Journal of Psychiatry, 2015, (5): 49 - 67.
- [25] 张三保, 熊雅. 中国地方官员与区域经济发展研究 [J]. 武汉大学学报 (哲学社会科学版), 2017, (6): 33 - 41.
- [26] 王贤彬, 徐现祥. 官员能力与经济发展——来自省级官员个体效应的证据 [J]. 广州: 南方经济, 2014, (6): 1 - 24.
- [27] 李建发, 陈文川, 张津津, 张国清. 金融官员与地方政府隐性债务风险: 抑制还是提升——来自 289 个地级市的经验证据 [J]. 广州: 南方经济, 2021, (8): 48 - 65.
- [28] 钱先航, 曹廷求. 钱随官走: 地方官员与地区间的资金流动 [J]. 北京: 经济研究, 2017, (2): 156 - 170.
- [29] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. 北京: 金融研究, 2014, (1): 1 - 15.
- [30] 张前程, 龚刚. 政府干预、金融深化与行业投资配置效率 [J]. 成都: 经济学家, 2016, (2): 60 - 68.
- [31] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 杨肇. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2017, (1): 155 - 166.
- [32] 苗文龙. 地方偏好, 银行信贷与金融稳定 [J]. 武汉: 经济评论, 2008, (1): 112 - 117.
- [33] 李维安, 钱先航. 地方官员治理与城市商业银行的信贷投放 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2012, (4): 1239 - 1260.
- [34] 陈文川, 李文文, 李建发. 政府审计与国有企业金融化 [J]. 北京: 审计研究, 2021, (5): 16 - 28.
- [35] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角 [J]. 北京: 经济研究, 2016, (12): 32 - 46.
- [36] 彭俞超, 倪骁然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角 [J]. 北京: 经济研究, 2018, (10): 50 - 66.
- [37] Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 1, (112): 169 - 215.
- [38] 徐寿福, 姚禹同. 股价信息含量与非金融企业金融化 [J]. 北京: 会计研究, 2021, (8): 22 - 37.
- [39] 林毅夫. 有为政府参与的中国市场发育之路 [J]. 广州: 广东社会科学, 2020, (1): 5 - 7, 254.
- [40] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为 [J]. 北京: 金融研究, 2010, (10): 158 - 171.
- [41] 张成思, 郑宁. 中国实体企业金融化: 货币扩张、资本逐利还是风险规避? [J]. 北京: 金融研究, 2020, (9): 1 - 19.

## The Effect of Finance-experienced Officials: Industrialization or Financialization

CHEN Wen-chuan<sup>1,3</sup>, LI Wen-wen<sup>2</sup>, LI Jian-fa<sup>1,3</sup>, FAN Zhang-mei<sup>1</sup>

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China;

2. School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu, 211815, China;

3. Center for Accounting Studies of Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

**Abstract:** To prevent and defuse financial risks, guide enterprises to decrease financialization, and promote high-quality development of the real economy are important goals of China's current financial reform. Using listed firms located in 289 prefecture-level cities from 2009 to 2020 as research samples, we study the effects of government officials' financial background on the financialization of enterprises in their jurisdictions as well as mechanisms in it based on "imprinting theory". We find that the financial background of officials has a significant negative impact on the financialization of enterprises in their jurisdictions, behaving as a "governance effect", and this conclusion is reliable after a series of robustness tests. Further analysis shows that officials' financial experience could motivate enterprises in their jurisdictions to suppress speculative financial investment and increase real capital investment so as to reduce corporate financialization. Further, mechanism analysis shows that alleviating financing constraints is the main path to reduce the financialization of enterprises. Besides, heterogeneity tests show that the effects of officials' financial experience on financialization are more pronounced when the enterprises do not receive regional inspection supervision and they are state-owned enterprises. In addition, compared with the Secretary of the Municipal Party Committee, the financial experience of the Mayor is more relevant to enterprises financialization under his jurisdiction. This paper provides theoretical explanations and empirical evidence for the construction of financial cadres, and also provides micro-level evidence for preventing enterprises' financialization effectively.

The contributions of this paper include: first, it provides new evidence on whether cadres with financial experience can effectively prevent and control financial risks. Currently, in view of the promotion of senior leaders with financial experience in China, this paper finds that the financial experience of officials significantly reduces financialization of enterprises in their jurisdictions, and examines heterogeneous effects in different scenarios, so as to provide experience for the construction of financial cadres as well as provide decision support for promoting effective governance of corporate financialization through the coordination and unification of "promising government" and "effective market". Second, extant research mainly explores the factors of corporate financialization from perspectives of macro, industry or executive characteristics. However, these studies cannot explain why the degree of corporate financialization in different regions varies greatly under a homogeneous macro policy environment. To fill up this gap, this paper systematically studies the influence and mechanism of officials' financial experience on financialization of enterprises in their jurisdiction by the micro-level officials' characteristics.

This paper provides empirical evidence for whether cadres with financial experience can effectively prevent and control financial risks, and also confirms that officials' financial experience can inhibit over-financialization of enterprises in their jurisdictions and prevent systemic financial risks from spreading to the micro level (especially real enterprises) as well. Also, this paper verifies that the initiative "building a team of high-quality financial talents with both political integrity and ability to strengthen financial supervision" is forward-looking and scientific. Based on above, the policy implications of this paper are as follows: first, currently, when vigorously selecting financial cadres to consolidate local regulatory responsibilities, it is also necessary to make full use of professional endowments, resource advantages and management advantages of officials with financial experience to promote adjustment and upgrading of regional industries and motivate development of the real economy. Second, the financial experience of officials can effectively reduce the financialization of enterprises in their jurisdictions. In the future, it is necessary to guide enterprises to allocate financial assets effectively, alleviate the short-sightedness of managers' pursuit of profit, reduce overall business risk expectations, and promote the return to main business operations. Third, the financial experience of officials has more significant governance effects on state-owned enterprises and companies without regional inspections. So the promotion of financial cadres is conducive to deepening reforms in China's financial sector and it is also an effective measure to strengthen financial supervision. Therefore, it is necessary to formulate targeted regulations for regions and enterprises with different property rights to lead financial services return to the real economy and promote healthy development of capital market according to local conditions. Fourth, in selecting and appointment of financial cadres, it is important to implement new development concepts thoroughly, focus on the real economy, affirm positive roles of officials' financial experience in financial reforms and innovation objectively, and avoid excessive intervention in financial system in the meantime.

**Key Words:** finance-experienced officials; the real economy; financialization of enterprises; imprinting theory

**JEL Classification:** H83, J81, M54

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2022.05.006

(责任编辑: 闫梅)