

# 地方政府如何驱动企业“脱虚返实”<sup>\*</sup>

——来自官员任期的视角

周梓洵 张建君 周欣雨

(北京大学光华管理学院,北京 100871)



**内容提要:** 本文从地方官员行为的视角考察地方政府如何引导制造业企业“脱虚返实”。使用中国地级市市委书记和制造业上市公司数据,本文发现制造业企业的金融化程度与地方官员任期之间存在U型关系。具体而言,制造业企业的金融化程度随着官员任期的增长而不断下降,在第三年末降至最低点,随后又逐年上升。机制分析表明,地方官员在任期的不同阶段,对当地实体投资的引领强度、对企业融资约束的缓解效应大小及企业感知到的政策稳定程度存在差异。本文的研究证明了地方官员可以发挥积极主动性,引导企业“脱虚返实”,支持实体经济发展。

**关键词:** 脱虚返实 政府行为 官员任期

**中图分类号:** F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2021)09—0031—17

## 一、引言

党的十九届五中全会提出,坚持把发展经济的着力点放在实体经济上;十四五规划纲要则进一步强调了巩固壮大实体经济根基的重要性。然而,近年来中国制造业企业金融投资上升而实体投资下降的现象引人注目。2019年,沪深两市共有1158家上市公司购买了20788款理财产品,合计金额高达1.36万亿元<sup>①</sup>。大量制造业资金购买金融产品、流入金融市场,是经济“脱实向虚”的微观表现形式(彭俞超等,2018)<sup>[1]</sup>,不仅不利于经济高质量发展(解维敏,2018)<sup>[2]</sup>,更有可能加剧金融市场波动,诱发系统性金融风险(彭俞超等,2018)<sup>[1]</sup>。因此,理解制造业企业金融化的动机,探究引导制造业企业“脱虚返实”的可行方案,具有重要现实意义。

企业金融化动机的研究表明,企业金融化深受外界环境影响。现有文献主要从经济层面探究企业金融化的成因:“蓄水池”理论认为,企业将过剩的资源转化为金融资产以储备流动性(Stulz, 1996<sup>[3]</sup>;胡奕明等,2017<sup>[4]</sup>);而投资替代理论则认为,企业持有金融资产是因为实业投资的收益相对较低(Orhangazi, 2007<sup>[5]</sup>;Demir, 2009<sup>[6]</sup>)。此外,经济政策不确定性也会影响企业金融资产配置决策(彭俞超等,2018<sup>[7]</sup>;张成思和刘贯春,2018<sup>[8]</sup>)。但当前研究忽略了中国独特行政体制和政策环境的重要影响:地方政府官员拥有较大的资源分配权和自由裁量权,是影响当地企业行为的重要

收稿日期:2021-05-10

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金面上项目“CEO权力与人格特征影响高管团队及组织绩效的动态研究”(7217020419);国家自然科学基金面上项目“高管团队内的权力差距与公司绩效的关系及其作用机制研究”(71572003)。

作者简介:周梓洵,男,博士研究生,研究领域是公司治理,电子邮箱:zhouzixun@pku.edu.cn;张建君,男,教授,组织与战略管理系主任,研究领域是企业社会责任、领导团队,电子邮箱:jjzhang@gsm.pku.edu.cn;周欣雨,女,博士研究生,研究领域是公司治理,电子邮箱:xyzhou@stu.pku.edu.cn。通讯作者:张建君。

①数据来源:根据Wind数据统计。

因素。鲜有文献从地方官员视角出发探讨企业金融化,而这正是本文努力的方向。具体而言,官员任期构成了企业重要的外部环境。地方官员会在任期的不同阶段进行资源差异化配置(吴敏和周黎安,2018)<sup>[9]</sup>;即使在平均任期为3~4年的情况下,亦会呈现一定程度的差异性(耿曙等,2016)<sup>[10]</sup>。因此,本文提出研究问题:地方政府官员任期的差异是否以及如何引导企业“脱虚返实”?本文认为,官员任期引致实体投资、企业信贷约束的非线性变动,从而驱动企业“脱虚返实”。此外,企业所感受的由官员任期带来的政策稳定性差异也可能会引导企业“脱虚返实”(Demir,2009<sup>[6]</sup>;Duchin等,2017<sup>[11]</sup>)。

利用制造业企业上市公司与地级市市委书记数据,本文实证检验了地方官员任期对制造业企业“脱虚返实”的影响。结果发现,官员任期和企业金融化程度呈U型关系;这一结论在考虑了可能影响结论的多种情况后仍然成立。本文进一步揭示了官员任期影响企业金融化的机制:基于官员行为角度,任期的影响表现为拉动实体投资、缓解信贷约束两种方式;从企业感知视角,表现为对企业感知政策稳定程度的影响。

本文有如下贡献。第一,与已有主要从经济层面探究企业金融化动因的研究不同,本文从地方官员行为层面探讨制造业企业金融化的影响因素,拓宽了企业金融化及其治理机制的文献。第二,本文揭示了官员任期引导制造业企业“脱虚返实”的具体机制,包括通过引领实体投资、缓解融资约束与改变企业预期,丰富和补充了官员任期如何影响微观企业行为的相关研究。第三,本文的发现具有明确的政策启示,本文提出了如何从地方政府行为出发,有效引导企业“脱虚返实”,贯彻新发展理念,助力实体经济高质量发展。

## 二、文献综述和假设分析

### 1. 非金融企业金融化的动因

现有文献中关于企业金融化动因的研究主要集中在经济层面,大体可分为内部动因和外部动因,内部动因主要指企业自身经营状况,外部动因主要包括宏观经济制度和经济政策等因素。

内部方面,企业配置金融资产可能出于“蓄水池效应”和“投资替代效应”两种可能。企业持有金融资产的“蓄水池”效应,指企业将过剩的资源转化为金融资产以储备流动性,面临财务困境时售出金融资产以收获流动性(Smith和Stulz,1985<sup>[12]</sup>;Stulz,1996<sup>[3]</sup>;Opler等,1999<sup>[13]</sup>;Han和Qiu,2007<sup>[14]</sup>)。“投资替代效应”则认为,资本具有逐利性,因此企业持有金融资产是为了获取比实业投资更高的收益。Demir(2009)<sup>[6]</sup>发现,当金融资产相对于固定资产收益率更高时,企业金融化程度也越高。针对中国企业的研究更多地支持“投资替代效应”,即实业投资与金融投资间呈替代关系,金融资产并未反哺实业发展,实现“产融结合”,更多体现为“脱实向虚”(张成思和张步昙,2016)<sup>[15]</sup>。

外部方面,已有文献认为金融发展的不完善与经济政策不确定性,都会诱发企业金融化。一支文献认为企业金融化是地方不完善金融体系的产物。如王永钦等(2015)<sup>[16]</sup>认为,由于发展中国家不完善的金融体系,导致部分企业存在较强的信贷约束,因此很多非金融企业通过金融化手段进行信贷转移。韩珣等(2017)<sup>[17]</sup>认为,在不成熟的金融体系中,由于金融监管的缺失,会使实体部门的“热钱”流向金融市场。另一支文献主要关注经济政策不确定性对企业金融化和投融资决策的影响。如彭俞超等(2018)<sup>[7]</sup>发现,出于规避风险的考虑,经济政策不确定性程度上升会显著抑制企业金融化程度,这也与张成思和刘贯春(2018)<sup>[8]</sup>的结论一致。

不难发现,现有文献主要关注经济层面的影响,少有从地方政府官员行为角度去探究企业金融资产配置决策。而正如文雁兵(2014)<sup>[18]</sup>所揭示,政治周期影响地方政府官员的施政行为,这种行为效应在财政分权和政治锦标赛制度框架下进一步影响地方经济发展。因此,本文认为地方政府是影响企业决策和行为的重要变量,可以从地方官员任期的角度考察制造业企业金融化的动因。

## 2. 地方官员对企业行为的影响

在改革开放以来中国经济的“增长奇迹”中,地方官员扮演了重要的作用(周黎安,2008)<sup>[19]</sup>。在“行政发包制”体系下,地方主政官员尤其是“一把手”通常具有较大的自由裁量权,能对地区企业经营发展产生显著影响。因此,一支文献主要关注地方主政官员变更导致的政策不确定性对企业行为的影响,由于不确定性会导致投资项目预期收益的改变,企业往往会降低资本投资(Julio和Yook,2012<sup>[20]</sup>;An等,2016<sup>[21]</sup>)、减少企业贷款获得(卢圣华和汪晖,2020)<sup>[22]</sup>、加大现金持有(Xu等,2016<sup>[23]</sup>;余靖雯等,2019<sup>[24]</sup>)与增加成本粘性(梁上坤,2020)<sup>[25]</sup>;另一方面,不确定性提高了企业经营风险,诱发了企业盈余管理(陈德球和陈运森,2018)<sup>[26]</sup>与代理成本(罗劲博和李小荣,2021)<sup>[27]</sup>的增加。

另一支文献则从时间维度拓展,考察官员任期内不同阶段的行为模式对辖区经济的影响。总体上看,由于辖区的经济情况与官员任期通常呈非线性关系(张军和高远,2007)<sup>[28]</sup>。如地区交通基础设施投资、信贷投放和固定资产以及城市房价均与官员任期呈倒U型关系(丁从明等,2015<sup>[29]</sup>;谭之博和周黎安,2015<sup>[30]</sup>;郭峰和胡军,2014<sup>[31]</sup>)。这种官员任期行为模式的差异也会显著塑造企业行为。其中,地方官员对于国有企业有较直接的影响。纪志宏等(2014)<sup>[32]</sup>发现国有企业过度投资与地方官员任期之间存在倒U型关系。曹春方和傅超(2015)<sup>[33]</sup>发现地方国有企业捐赠随着官员任期的增加而呈现先增后减的趋势。另外,地方官员任期会影响企业的研发投入(谢乔昕和宋良荣,2015)<sup>[34]</sup>、负债水平(赵宇,2019)<sup>[35]</sup>、社会捐赠(陈运森和黄健娇,2017)<sup>[36]</sup>。这主要是因为任职初期地方官员需要熟悉地方环境,如李维安和钱先航(2012)<sup>[37]</sup>发现城市商业银行的信贷水平投放随着官员任期的增加而显著扩张。而在任职末期,地方官员为避免负面影响,对新建项目趋于谨慎(Wang和Luo,2019<sup>[38]</sup>;Wang等,2020<sup>[39]</sup>)。

总体而言,现有研究虽广泛认可地方官员对于企业投融资行为的影响,但对于官员任期导致的行为差异如何影响企业金融资产配置的研究却涉及较少。而该问题对于目前贯彻新发展理念,推动经济高质量发展至关重要,本文着力于此进行探究。

## 3. 假设提出

实物期权理论揭示了企业内部的资产配置深受外界环境的影响(Dixit等,1994)<sup>[40]</sup>。当未来预期不确定时,由于实体投资的不可逆性,企业更愿意将资金放入金融市场。吴敏和周黎安(2018)<sup>[9]</sup>揭示了官员在任期不同阶段的行为模式,为当地企业塑造了差异化的外部政治环境,从而导致企业不同的投资决策。基于实物期权理论,本文认为,官员任期内不同阶段的行为特点,和企业感知到的政策稳定程度,正是影响当地制造业企业金融化的重要原因。

第一,官员任期不同阶段差异化的行为模式会直接影响制造业企业的“脱虚返实”。虽然地方官员在任职初期具有较强的动机促进经济增长,但往往需要适应期以熟悉当地经济环境,对政策的制定和项目的启动相对谨慎。在官员预期到自己即将离任的任职末期,出于担心项目建设无法完成,从而对辖区的建设与资金使用也会相对保守(耿曙等,2016)<sup>[10]</sup>。由于实体投资项目的不可逆性,这种谨慎与保守带来的高不确定性致使企业推迟投资,直至不确定性缓解后企业方开始扩大投资。

相比之下,在任职中期,官员逐渐熟悉当地的资源禀赋和发展模式,调动资源和干部队伍的能力也趋于得心应手,能够采取促进地区发展的政策并启动建设项目。目前文献也揭示官员任期内不同的行为模式造成辖区经济特征与官员任期的非线性关系,并一般于任职中期达到峰值:首先,辖区的交通设施投资(丁从明等,2015)<sup>[29]</sup>、一般公共预算支出(吴敏和周黎安,2015)<sup>[41]</sup>、市政投资(王媛,2016)<sup>[42]</sup>、“可视性支出”(吴敏和周黎安,2018)<sup>[9]</sup>与官员任期呈倒U型关系;其次,辖区的信贷投放与官员任期呈倒U型关系(谭之博和周黎安,2015)<sup>[30]</sup>。具体地,在实体投资方面,辖区

建设刺激制造业产品需求,推动企业投资于基础设施、厂房等实体投资项目以生产产品。在信贷供给方面,地方官员有影响银行信贷的动机与能力(钱先航等,2011<sup>[43]</sup>;李维安和钱先航,2012<sup>[37]</sup>)。由于实体资产的特点之一是初始投入大,很多企业往往囿于融资约束无法进行投资,因而地方政府可以通过给予企业资金支持来促进其投资实业。官员在任职中期通过引领实体投资、增加信贷供给,推动企业实体投资决策。实物期权理论中,投资项目的不可逆性或沉没成本的存在会使企业通过比较当前投资与未来投资的差异进而选择具体的投资时机。由于企业的实体投资机会可视为看涨期权,融资约束的缓解与实体投资机会的增加会提高期权的价值,因此企业会主动增加当前的实体投资支出,最终降低了企业金融化程度。

第二,任期不同阶段下的企业对政策稳定性预期同样影响企业金融配置。现有文献集中讨论了官员任职初期辖区企业行为模式的变化(陈艳艳和罗党论,2012)<sup>[44]</sup>,而本文关注企业对政策不确定的感知如何影响企业决策,这对理解官员任期如何引导企业行为同样重要。当企业感知到较高政策稳定程度时,一方面,制造业企业投资实体资产的担忧减弱,不必以避险为目的配置大量金融资产,最终降低了金融化水平(Phan等,2019)<sup>[45]</sup>;另一方面,地方主政官员前后任之间政策经常存在差异,因此官员任职初期和末期伴随的政策不确定性加剧了企业风险(罗党论等,2016)<sup>[46]</sup>及生存风险(刘海洋等,2017)<sup>[47]</sup>,进而导致企业持有更多的金融资产以避险(姜彭等,2015)<sup>[48]</sup>。随着官员任期增长,政策趋稳,企业持有金融资产的动力减弱。同时,由于实体资产投入、回报周期长,政策稳定性的提升会减少企业投资实体资产的担忧,因此,政策稳定性会引导企业“脱虚向实”,降低企业金融化水平。

综上所述,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:制造业企业金融化水平与官员任期呈U型关系。

图1描绘了官员任期作用于制造业企业金融化的逻辑。

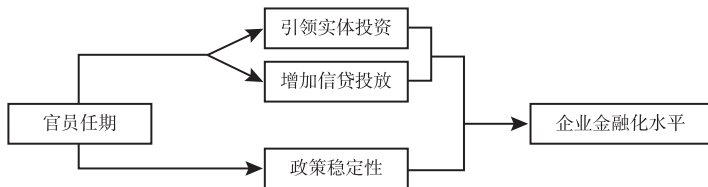


图1 理论假设框架

资料来源:作者整理

### 三、研究设计

#### 1. 计量模型

为了探讨制造业企业的金融化水平与官员任期之间的非线性关系,本文设定如下计量模型:

$$\begin{aligned} fin_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 tenure_{c,t-1} + \alpha_2 tenure_{c,t-1}^2 + \alpha_{cor} X_{cor,t-1} + \alpha_{macro} X_{macro,t-1} \\ & + \alpha_{gov} X_{gov,t-1} + u_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

考虑到内生性问题,本文将模型的解释变量滞后一期<sup>①</sup>。其中,被解释变量 $fin_{i,t}$ 表示制造业企业的金融化程度,用企业持有的金融资产占总资产的比重衡量,下标 $i,t$ 分别表示企业、时间。我国历来有“一把手”负责制,地方政府的权力主要集中在地方党委,而地方党委的权力又主要集中于地方党委常委会和党委书记(周黎安,2008)<sup>[19]</sup>。基于此,本文收集并使用了地级市市委书记的

① 其中,企业层面的控制变量经营资产收益率( $r_{oper}$ )及其平方项( $r_{oper}^2$ )、金融资产与实体资产收益率比值( $ratio$ )与企业金融化程度的计算关联,故使用当期值。

任期,并将其用来度量官员任期。 $tenure_{e,t-1}$ 则表示企业所在城市市委书记的任期,做一阶滞后处理(曹春方等,2019)<sup>[49]</sup>。参照张军和高远(2007)<sup>[28]</sup>,当官员于6月份及之前上任时,定义当年为上年;否则下一年为上年。从官员上任年开始任期取1,往后每年依次加1,直至离任。 $X_{cor,t-1}$ 、 $X_{macro,t-1}$ 、 $X_{gov,t-1}$ 分别表示企业、城市及官员层面的控制变量, $\mu_i$ 、 $\tau_t$ 分别表示个体、年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项, $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_{cor}$ 、 $\alpha_{macro}$ 、 $\alpha_{gov}$ 为待估计参数。其中,本文最关心的是系数 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 的符号和显著性。若 $\alpha_1$ 显著为负且 $\alpha_2$ 显著为正,则说明制造业企业的金融化程度与官员任期之间存在正U型关系。

## 2. 数据和变量

本文将企业层面数据与宏观、官员层面数据进行匹配。其中企业层面的数据来自CSMAR数据库。考虑到新会计准则于2007年实施,本文选取2007—2017年中国沪深两市制造业上市公司为研究样本<sup>①</sup>,并按照以下原则对样本进行筛选:1)剔除IPO首年的样本;2)剔除ST、\*ST的样本;3)剔除指标缺失的样本;4)因为市委书记的职级问题,剔除位于北京、天津、上海及重庆四个直辖市的样本。同时,本文对企业层面数据进行了1%和99%分位的缩尾处理,最终共得到9660个企业一年度观测值。

本文手工收集了2006—2016年企业总部所在城市市委书记的任免以及个人信息<sup>②</sup>,数据中包含了市委书记的任期、出生年份、籍贯、性别、受教育程度的个人信息。其中本文最关注的是市委书记任期。本文样本市委书记在每个城市的任职时长平均为3.81年<sup>③</sup>。

(1)企业层面变量。根据Demir(2009)<sup>[6]</sup>,本文使用企业持有的金融资产比例来衡量企业的金融化程度。借鉴张成思和张步昙(2016)<sup>[15]</sup>,本文将金融资产具体定义为企业持有的货币资金、持有至到期的投资、交易性金融资产、投资性房地产、可供出售的金融资产、长期股权投资以及应收股利和应收利息。对企业持有的金融资产进行加总后除以期末总资产,即得到企业的金融化程度( $fin$ )。同时,本文在稳健性检验中参考现有研究,重新计算了金融化指标。

宋军和陆旸(2015)<sup>[50]</sup>发现,企业持有金融资产与企业经营收益率之间存在U型关系,因此,本文在控制变量中加入了企业经营资产收益率( $r_{oper}$ )及其平方项( $r_{oper}^2$ )。生产性行业的利润率较金融行业的长期下降是实体经济金融化的主要原因之一,因此,本文在控制变量中加入了制造业上市公司ROA与当年金融业上市公司平均ROA的差值( $delta\_ROA$ )。金融资产与经营资产的相对收益也是导致金融化的原因,故本文在控制变量中加入了企业金融资产收益率与经营资产收益率的比值( $ratio$ )。此外,本文还加入了企业规模( $size$ )、经营资产收益率( $r_{oper}$ )、经营性现金流与总资产比值( $cf$ )、营业收入增长率( $growth$ )、杠杆率( $leverage$ )等企业层面的控制变量。

(2)宏观层面变量。本文控制了宏观层面变量,以减少遗漏变量的偏误。主要有:城市的固定资产投资水平( $inv\_city$ )、城市金融业发展水平( $credit$ )、M2的增长率( $M_2$ )以及短期贷款利率( $interest$ )。

(3)官员层面变量。官员的个人特征会影响官员制定政策的偏好,进而可能对制造业企业的金融化程度造成影响。基于此,本文控制了官员以下个人特征:年龄( $age$ )<sup>④</sup>、性别( $female$ )、受教育程度( $edu$ )<sup>⑤</sup>、籍贯( $coun$ )。

表1列出了本文所使用变量的详细定义和描述。

① 由于本文的部分控制变量采取了滞后一期处理,故而本文实际使用数据的时间区间为2006—2017年。  
 ② 数据来源于中经网党政领导人物库和人民网公布的干部资料,缺失数据通过百度百科补齐。  
 ③ 包含未结束任期的官员。  
 ④ 鉴于官员年龄集中于40~60岁,本文在控制变量中对年龄分组进行回归,每五年一组,结论保持不变。  
 ⑤ 在控制变量中基于官员的最高学历是否为本科及以下、硕士、博士及以上进行回归,结论保持不变。

表 1 变量定义

变量	定义
$fin$	金融化指标 = (货币资金 + 持有至到期投资 + 交易性金融资产 + 投资性房地产 + 可供出售的金融资产 + 长期股权投资以及应收股利和应收利息) / 总资产 $\times 100\%$
$fin1$	金融化指标 1 = (货币资金 + 金融衍生产品 + 短期投资 + 交易性金融资产 + 应收利息 + 买入返售金融资产 + 可供出售金融资产 + 持有至到期投资以及长期应收款) / 总资产 $\times 100\%$
$fin2$	金融化指标 2 = (货币资金 + 持有至到期投资 + 交易性金融资产 + 衍生性金融资产 + 可供出售的金融资产 + 长期股权投资 + 应收股利 + 应收利息) / 总资产 $\times 100\%$
$tenure$	官员任期, 官员 6 月及之前上任记当年为上任年, 否则记下年为上任年。任年任期记为 1, 往后每隔一年任期加 1
$r_{oper}$	经营资产收益率 = 经营资产收益 (营业收入 - 营业成本 - 营业税金及附加 - 期间费用 - 资产减值损失) / 经营资产 (运营资本 + 固定资产 + 无形资产等长期资产的净值) $\times 100\%$
$r_{fin}$	金融资产收益率 = 金融资产收益 (投资收益 + 公允价值变动损益 + 其他综合收益) / 金融资产 $\times 100\%$
$delta\_ROA$	行业收益率差值 = (制造业平均 ROA - 金融业平均 ROA) $\times 100\%$
$ratio$ ①	资产收益率比值 = 金融资产收益率 / 经营资产收益率
$size$	企业规模 = $\ln(\text{总资产})$
$cf$	经营性现金流占比 = 经营性现金流 / 资产总计 $\times 100\%$
$growth$	营业收入增长率 = $(\ln(\text{本期营业收入}) - \ln(\text{上期营业收入})) \times 100\%$
$leverage$	企业杠杆率 = 负债总计 / 资产总计 $\times 100\%$
$inv\_city$	城市固定资产投资状况 = 固定资产投资 / GDP $\times 100\%$
$credit$	城市金融发展状况 = 金融机构贷款余额 / GDP $\times 100\%$
$M2$	M2 的增长率 %
$interest$	1 年期短期贷款利率 %
$age$	官员年龄 = 当年年份 - 出生年份
$female$	官员是否为女性, 是则取 1, 否则取 0
$edu$	官员受教育程度, 本科及本科以上取 1, 否则取 0
$coun$	官员籍贯, 当官员籍贯与任职地省份相同取 1, 否则取 0

资料来源: 作者整理

### 3. 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。企业持有金融资产的比例最小值为 2%, 最大值为 60.1%, 不同企业金融化程度存在较大差异。官员任期最小为 1 年, 最长达 11 年, 与我国官员任期不确定的事实相符。需要强调的是, 在地级市市委书记的数据中, 官员平均任职时长为 3.81 年, 在上市公司的数据中, 从企业层面度量的官员平均任职时长为 2.83 年, 原因在于一些地级市中有较多上市公司, 一位市委书记可能对应了多个上市公司样本。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$fin$	9660	19.15	12.18	2.00	16.13	60.05
$fin1$	9660	18.69	11.99	1.854	15.77	58.60
$fin2$	9660	21.23	13.02	2.584	18.02	63.84
$tenure$	9660	2.83	1.76	1	2	11
$delta\_ROA$	9660	94.70	208.36	-241.75	60.72	653.53

① 当金融资产以  $fin1, fin2$  衡量时, 相应地, 计算得到  $ratio1, ratio2$ 。

续表 2

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>leverage</i>	9660	42.35	20.03	5.10	41.77	89.19
<i>cf</i>	9660	4.70	6.91	-15.30	4.52	24.90
<i>size</i>	9660	21.74	1.09	19.59	21.62	25.02
<i>growth</i>	9660	12.51	26.99	-64.20	11.39	123.19
<i>r_oper</i>	9660	-21.67	34.18	-224.00	-13.36	25.40
<i>r_oper2</i>	9660	22.22	96.36	0.00	2.00	819.58
<i>ratio</i>	9660	-0.19	1.09	-6.79	-0.01	3.90
<i>ratio1</i>	9660	-0.20	1.12	-7.05	-0.01	3.90
<i>ratio2</i>	9660	-0.14	0.84	-5.04	-0.01	3.35
<i>inv_city</i>	9660	69.32	41.69	8.72	61.60	371.22
<i>credit</i>	9660	108.83	58.66	11.22	97.54	745.02
<i>M2</i>	9660	15.49	4.60	7.30	15.60	26.00
<i>interest</i>	9660	5.73	0.84	4.35	6.00	7.47
<i>edu</i>	9660	0.90	0.30	0	1	1
<i>female</i>	9660	0.03	0.18	0	0	1
<i>coun</i>	9660	0.56	0.50	0	1	1
<i>age</i>	9660	53.25	3.65	39	54	61

资料来源:作者整理

## 四、实证结果

### 1. 基准回归结果

表 3 列示了基准回归的结果。其中任期的二次项  $tenure^2$  的系数显著为正,任期  $tenure$  的系数显著为负,制造业企业金融化程度与官员的任期之间存在 U 型关系。制造业企业的金融化程度先随着官员任期的增加而降低,当官员的任期达到约四年(实际数值为 3.93)时,企业金融化程度最低,随后又随着官员任期的增加而逐步上升,这与前文的理论分析相符<sup>①</sup>。基于基准回归的结果,图 2 直观地展示了基准回归中官员任期与金融化水平间的 U 型关系。

表 3 基准回归结果

变量	<i>fin</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tenure</i>	-0.557*** (0.186)	-0.544*** (0.177)	-0.519*** (0.176)	-0.551*** (0.183)
$tenure^2$	0.076*** (0.023)	0.074*** (0.022)	0.070*** (0.022)	0.071*** (0.023)
企业层面变量	未控制	控制	控制	控制
城市层面变量	未控制	未控制	控制	控制
官员层面变量	未控制	未控制	未控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9660	9660	9660	9660
R <sup>2</sup>	0.017	0.050	0.051	0.052

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著;括号中报告了城市聚类标准误;因篇幅所限,控制变量结果未列示,备索,下同

资料来源:作者整理

<sup>①</sup> 关于样本的分布情况,位于 U 型曲线偏左侧(即任期小于四年)的样本为 6709 个,占比 69.45%;位于 U 型曲线拐点右侧(即任期大于等于 4 年)的样本个数为 2951 个,占比为 30.55%。拐点左侧样本个数大于右侧的主要原因在于,官员在到达任期第 4 年之前,需要经历任期的 1,2,3 年。

就基准回归中经济显著性, 整体意义上当企业所在地市委书记任期从第一年到第二年时, 金融化水平会降低约 0.338; 从第二年到第三年时, 金融化水平则会降低 0.196 (拐点为第三年年末)。控制变量中, 经营性资产收益率与企业金融化程度呈 U 型关系, 与宋军和陆晔(2015)<sup>[50]</sup>的发现相一致。

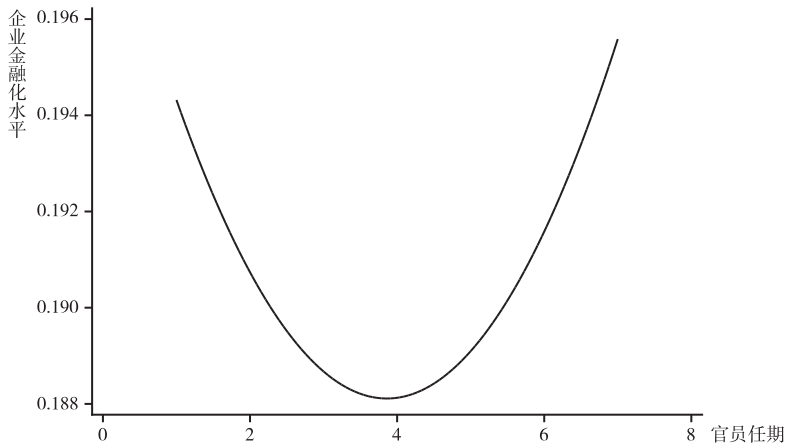


图 2 官员任期与企业金融化水平

资料来源: 作者整理

## 2. 稳健性检验

(1) 更换企业金融化定义。现有文献对于企业所持有金融资产的定义较为丰富, 为了保证结论的可信度, 本文在稳健性检验中参照胡奕明等(2017)<sup>[4]</sup>, 对金融资产所包含的科目进行了替换, 计算企业的金融化程度并得到  $fin1$  与  $fin2$ , 具体包含科目的名称参见表 1, 不改变本文的基本结论<sup>①</sup>。回归结果如表 4 第(1)列和第(2)列所示。

(2) 考虑“金融危机”影响。2008 年金融危机也可能影响上市公司金融资产配置。基准回归结果表明, 金融资产的收益率正向影响制造业企业的金融化程度, 而美国金融危机对中国金融市场收益率的影响势必作用于企业金融化行为。为了排除该因素的影响, 本文将样本区间重新界定为 2010—2017 年, 对基准回归模型进行了重新估计, 结论维持稳健, 回归结果如表 4 第(3)列所示。

表 4

稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	更换 Y 为 $fin1$	更换 Y 为 $fin2$	排除“金融危机”影响	剔除最小任期不为 1	剔除 2012 年以后上市	剔除最长任期小于 3 年	母公司资产占比 > 70%	控制本地上任官员
$tenure$	-0.528*** (0.187)	-0.482** (0.188)	-0.404** (0.202)	-0.477** (0.187)	-0.559*** (0.185)	-0.840*** (0.272)	-0.682*** (0.202)	-0.559** (0.182)
$tenure^2$	0.067*** (0.023)	0.064*** (0.023)	0.052* (0.027)	0.058** (0.024)	0.072*** (0.023)	0.101*** (0.027)	0.093*** (0.026)	0.071** (0.023)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9660	9660	8002	9638	9335	7745	7467	9660
$R^2$	0.056	0.047	0.055	0.052	0.052	0.051	0.069	0.0521

资料来源: 作者整理

① 限于篇幅, 文中未列示相应表格及回归结果, 备索。



(3) 保证企业经历完整任期。为了尽可能确保样本中的企业经历市委书记完整的任期周期, 本文采取以下三种方法对样本进行重新估计: 1) 剔除企业样本中, 所经历的任期最小值不为 1 的企业样本。这一类企业样本并没有经历官员任职的第一年, 进而未形成完整的任职周期; 2) 剔除 2012 年以后上市的企业。按规定, 市委书记任期为五年(虽然实际任期很多未达到五年), 而本文的样本时间区间为 2007—2017 年, 2012 年以后新就任官员辖区内的企业在样本中最多仅出现了四年, 可能无法经历完整的任期周期; 3) 剔除最长任期小于三年的样本<sup>①</sup>。此处的最长任期表示官员从上任到离任的时间长度。由于部分官员任职时长较短, 对当地经济发展影响有限, 因此本文将该部分样本进行了剔除。结论依然成立, 回归结果如表 4 第(4) - (6) 列所示。

(4) 考虑上市公司经营范围。在基准回归中, 本文根据企业总部所在城市匹配企业及市委书记数据。然而许多上市公司往往在全国范围内经营生产, 并不局限于本地。在中国, 这种异地经营通常是设立异地子公司实现(曹春方等, 2019)<sup>[49]</sup>。随着子公司数量的增多, 上市公司的经营重心可能会偏离所属城市, 因此投资决策受所属城市的市委书记任期影响较小。本文根据上市公司母公司资产占企业合并总资产的比值衡量上市公司的“本地经营”程度, 将母公司资产占比高于 70%<sup>②</sup>的企业划分为“本地经营”程度高的企业, 并对这一部分样本进行了重新估计。在考虑了上市公司的经营范围之后, 本文的研究结论依然不变, 回归结果如表 4 第(7) 列所示。

(5) 考虑本市市长升任市委书记的情况。我国有相当一部分市委书记来自本市提拔, 这些本地上任的情况能够影响市委书记的实际任期与政策稳定性, 因此, 本文根据官员上一任职位是否来自本地设置虚拟变量放入回归, 在考虑了官员本地上任的情况后之后, 本文的研究结论依然不变, 回归结果如表 4 第(8) 列所示。

## 五、机制检验

### 1. 地方官员视角

(1) 官员任期与企业实体投资。地方官员能够引领产业结构变动与实体投资(丁从明等, 2015)<sup>[29]</sup>。由于任期不同阶段官员行为模式的差异, 地方官员对当地经济发展的投入力度与其任期呈倒 U 型关系, 相应地, 辖区的政府相关投资与官员任期之间会存在倒 U 型关系。而这些政府驱动的投资会带动当地企业投资, 因此使得企业的实体投资周期与官员任期之间呈倒 U 型关系。给定企业资产规模, 企业的实体投资与金融资产投资之间具有相互替代的关系, 因此本文可以观察到企业金融化水平与官员任期之间呈 U 型关系。

现有研究在宏观层面证明了辖区建设投资与官员任期的倒 U 型关系(王媛, 2016<sup>[42]</sup>; 吴敏和周黎安, 2018<sup>[9]</sup>)。为了验证官员通过加大辖区建设支出, 引领企业投资于实体资产这一机制, 本文使用企业层面数据, 检验官员任期、企业实体投资与企业金融化水平的关系, 模型如下:

$$fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 inv_{i,t-1} \times tenure_{c,t-1} + \beta_2 inv_{i,t-1} \times tenure_{c,t-1}^2 + \beta_3 inv_{i,t-1} + \beta_4 tenure_{c,t-1} + \beta_5 tenure_{c,t-1}^2 + \beta_{cor} X_{cor,t-1} + \beta_{macro} X_{macro,t-1} + \beta_{gov} X_{gov,t-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)用于检验官员通过引领企业实体投资以降低其金融化水平。其中,  $inv_{i,t-1}$  代表企业  $i$  在第  $(t-1)$  期的实体投资水平, 分别用构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金的对数( $inv1$ ), 与企业主营业务收入的対数( $inv2$ )进行衡量。模型(2)的其余变量与基准回归模型一致, 并同时控制企业和年份固定效应。

表 5 列示了模型(2)的回归结果。在不同的实体投资度量方式之下, 第(1)列和第(2)列中系

① 本文也剔除了最长任期小于 4 年、小于 2 年的样本, 并不影响本文的结论。

② 本文也尝试以 60%、80% 作为分界点, 并不影响本文的结论。

数  $\beta_1$  显著为正, 系数  $\beta_2$  显著为负, 这表明随着企业实体投资水平的变动, 官员任期对企业金融化水平的 U 型关系越显著, 验证了官员引领实体投资的机制。

表 5 官员引领实体投资与缓解融资约束

	引领实体投资		缓解融资约束	
	<i>fin</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>inv1/inv2 * tenure</i>	0.226 ** (0.111)	0.295 * (0.167)		
<i>inv1/inv2 * tenure<sup>2</sup></i>	-0.031 ** (0.015)	-0.037 * (0.022)		
<i>inv1/inv2</i>	-0.347 (0.242)	-1.288 ** (0.617)		
<i>credit_supply/SA * tenure</i>			0.067 * (0.038)	0.295 ** (0.146)
<i>credit_supply/SA * tenure<sup>2</sup></i>			-0.011 ** (0.005)	-0.040 ** (0.020)
<i>credit_supply/SA</i>			-0.389 *** (0.061)	2.297 *** (0.603)
<i>tenure</i>	-4.733 ** (2.113)	-6.835 * (3.638)	-1.743 ** (0.755)	-1.244 *** (0.432)
<i>tenure<sup>2</sup></i>	0.652 ** (0.279)	0.866 * (0.485)	0.258 *** (0.098)	0.160 *** (0.055)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	9660	9660	9660	9660
R <sup>2</sup>	0.052	0.054	0.077	0.098

资料来源:作者整理

(2) 官员任期与企业信贷约束。在上文的讨论中, 本文阐述了官员任期中期缓解企业信贷约束会降低金融资产配置水平, 所以官员任期内倒 U 型的信贷投放导致制造业企业呈现正 U 型的金融化水平。为检验此机制, 本文从银行信贷投放和企业融资约束两个层面探究官员任期影响企业金融化的机制, 建立如下模型:

$$fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 credit_{loan_{i,t-1}} \times tenure_{c,t-1} + \beta_2 credit_{loan_{i,t-1}} \times tenure_{c,t-1}^2 + \beta_3 credit_{loan_{i,t-1}} + \beta_4 tenure_{c,t-1} + \beta_5 tenure_{c,t-1}^2 + \beta_{cor} X_{cor,t-1} + \beta_{macro} X_{macro,t-1} + \beta_{gov} X_{gov,t-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, 变量  $credit_{loan_{i,t-1}}$  表示企业  $i$  在第  $(t-1)$  期对应的银行信贷投放水平和企业自身融资约束程度。银行信贷投放水平 ( $credit\_supply$ ) 用企业短期借款、长期借款与一年内到期非流动负债的对数值来度量 (王贤彬和谢倩文, 2021)<sup>[51]</sup>。企业自身融资约束程度用 SA 指数测度, SA 指数越小, 说明企业面临的融资约束程度越严重<sup>①</sup>。模型 (3) 的其他变量与模型 (1) 相一致, 并控制企业固定效应和年份固定效应, 表 5 第 (3) 列和第 (4) 列展示了模型 (3) 的回归结果。在控制了其他变量、企业固定效应和年份固定效应后,  $\beta_1$  的系数显著为正,  $\beta_2$  的系数显著为负, 这表明, 随着银行信贷投放与企业融资约束水平的变化, 官员任期存在先增后减的倒 U 型关系。这一结果与梁上坤和徐灿宇 (2021)<sup>[52]</sup> 的研究一致, 即相比于实体资产, 金融资产具有流动性高, 变现能力强等特点, 因

①  $SA_{i,t} = -0.737Size_{i,t} + 0.043Size_{i,t}^2 - 0.04firm\_age_{i,t}$ , 其中,  $Size$  为公司规模,  $firm\_age$  为公司年龄。

此面临较强融资约束的企业会出于预防性动机而呈现出较高的金融化。因而,模型(3)的回归结果证实了官员任期改变企业融资约束这一机制。

## 2. 企业视角:政策稳定性

卢洪友和张楠(2016)<sup>[53]</sup>发现,企业面对地方官员更替引发的政策、市场和政治风险不确定时,会采取相应行动。官员上任初期企业感知的政策不确定性较大,随后政策动向趋于稳定;而在任职的末期,企业对于新一轮官员更替有所预期。总体而言,企业在官员任期内面临的政策不确定性带来的风险呈先减后增的U型关系,进而金融化程度与官员任期同样呈现U型关系。为了考察政策不确定性对企业金融化程度的影响,本文将研究的时间区间划分为官员任职初期及任职末期,观察在这两段政策不确定性较大的时间区间是否提高了企业的金融化程度。在我国,市委书记每届任期按规定为5年,然而官员的任免往往具有不确定性。因此,本文将政策不确定时期划分为官员任职初期及官员任职末期,在官员任职末期的讨论中,本文强调企业对于新一轮官员更替的预期作用。

(1)官员任职初期与企业金融化。为检验官员任职初期带来的政策不确定性对企业金融化程度的影响,本文建立以下模型:

$$fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PU_{c,t} + \beta_{cor} X_{cor,t-1} + \beta_{macro} X_{macro,t-1} + \beta_{gov} X_{gov,t-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $PU_{c,t}$ 是一个虚拟变量,代表官员任职初期带来的政策不确定性。当  $tenure$  取值为1或2时,该变量取1,否则取0。其余变量与基准回归一致,并同样加入企业、年份固定效应。本文预期系数 $\beta_1$ 应显著为正。表6的Panel A列示了模型(4)的回归结果。全样本回归的结果系数并不显著,可能的原因是官员任免的不确定性。如前所述,部分官员在当地任职时长不超过3年,这恰好接近于本文刻画的U型曲线底部。对于这一时间点发生的官员更替,本文难以评估其政策不确定性,因为其受上一任官员政策趋稳的影响。因此,本文剔除样本中官员任职时长不足四年的企业样本,使官员任职初期与政策趋稳时期具有可比性。如表6的Panel A所示,在剔除了官员任职时长不足四年的企业样本后,系数 $\beta_1$ 显著为正,当以 $fin$ 衡量企业金融化程度时,官员任职初期带来的政策不确定性使企业金融化程度平均上升了0.74%。

表6 政策稳定性预期与企业金融化

Panel A:官员任职初期与企业金融化

变量	全样本			剔除任职时长不足四年		
	$fin$	$fin1$	$fin2$	$fin$	$fin1$	$fin2$
$PU$	0.249 (0.216)	0.247 (0.221)	0.176 (0.224)	0.736** (0.336)	0.744** (0.333)	0.861** (0.311)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9660	9660	9660	6290	6290	6290
$R^2$	0.051	0.046	0.055	0.055	0.051	0.056

Panel B:企业对官员离任的预期与企业金融化

变量	$fin$	$fin$	$fin$
$turn$	0.898* (0.502)	0.993** (0.492)	1.061** (0.491)
其余控制变量	未控制	部分控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	9660	9660	9660
$R^2$	0.016	0.051	0.051

资料来源:作者整理

(2) 企业预期与金融化。在官员任期的末期, 企业预期新一轮官员更替即将到来, 并带来政策不确定性, 从而持有更多的金融资产以规避风险。然而正如前文所述, 由于官员的任免具有不确定性, 直接将新任官员上任的前一年视为企业有所预期的年份并不恰当。因此, 本文使用省级行政单位内上一年地级市市委书记变更的比例, 来度量企业对官员离任和政策不稳定的预期。由于我国城市层面的地方官员变更每年均会发生, 且在省级层面官员变更的频率有一定连贯性, 这不仅完善了数据的统计特征, 还使本文能够探究官员变更引起的政策不稳定预期如何刺激微观企业改变金融资产配置策略(杨海生等, 2014)<sup>[54]</sup>。具体而言, 本文使用的回归模型如下:

$$\hat{fin}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 turn_{p,t-1} + \beta_{cor} X_{cor,t-1} + \beta_{macro} X_{macro,t-1} + \beta_{gov} X_{gov,t-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,  $turn_{p,t-1}$  为省级行政单位  $p$  第  $(t-1)$  年官员更替概率, 用第  $(t-1)$  年更替的市委书记数除以该省总的市委书记数量进行度量。其余控制变量与基准回归一致, 并加入企业和年份固定效应。本文预期系数  $\beta_1$  应显著为正。表 6 中的 Panel B 列示了模型(6)的回归结果, 逐步加入控制变量后, 系数  $\beta_1$  显著为正, 这表明企业对官员更替的预期提升了企业金融化程度, 对政策稳定性预期这一机制给出了实证证据。

## 六、进一步检验

### 1. 异质性分析

(1) 企业规模。张建君(2013)<sup>[55]</sup>的研究揭示了“中型企业”(可理解为本文上市公司样本中的较小规模企业)在与政府交往中的积极性。一方面, 中型企业拥有一定资源、经验和能力与政府官员交往; 另一方面, 出于自身发展需要, 企业也希望与政府官员建立密切关系, 因而会更积极地响应政府号召。相比而言, 上市公司中较大规模的企业相对更容易获得政策倾斜, 因而不需要特意响应信贷扩张。而更小的企业对地方经济的贡献有限, 也不期望从信贷扩张中得到便利。在官员任期中期, 辖区经济建设迸发活力, 这时地方政府会引导当地银行扩大信贷。因此, 相比于小企业与上市公司中较大规模企业, “中型企业”融资约束的缓解更可能出现在辖区信贷扩张时期。基于此, 本文使用了滞后一期的资产总额对企业进行划分。当企业资产总额大于年度 - 省份中位数时归类为较大规模企业, 反之归类为较小规模企业。根据企业的规模, 本文对模型(1)进行了分样本回归, 表 7 的 Panel A 对模型(1)的分样本回归结果表明, 企业金融化水平与官员任期之间的 U 型关系在较小企业中更显著, 这说明, 规模相对较小的企业更容易受到官员信贷扩张行为的影响。

表 7 企业层面异质性分析

Panel A: 企业规模						
变量	较小规模企业			较大规模企业		
	$\hat{fin}$	$\hat{fin}1$	$\hat{fin}2$	$\hat{fin}$	$\hat{fin}1$	$\hat{fin}2$
$tenure$	-0.770 *** (0.266)	-0.753 *** (0.263)	-0.636 ** (0.264)	-0.005 (0.211)	-0.025 (0.211)	-0.159 (0.216)
$tenure^2$	0.084 ** (0.033)	0.082 ** (0.033)	0.065 ** (0.033)	0.006 (0.027)	0.010 (0.027)	0.032 (0.028)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5066	5066	5066	4594	4594	4594

续表 7

Panel B: 企业产权

变量	民营企业			国有企业		
	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>
<i>tenure</i>	-0.663 *** (0.230)	-0.704 *** (0.261)	-0.532 ** (0.230)	-0.208 (0.242)	-0.119 (0.264)	-0.210 (0.264)
<i>tenure</i> <sup>2</sup>	0.073 ** (0.030)	0.076 ** (0.037)	0.056 * (0.029)	0.045 (0.031)	0.034 (0.033)	0.053 (0.034)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6001	6001	6001	3659	3659	3659

资料来源:作者整理

(2)企业产权性质。我国国有企业承担着更多的政策性任务。晋升激励会导致政府干预国有企业的投资行为,使其处于过度投资状态。对于过度投资的企业,官员的引领效应主要体现于对溢出投资部分的消化,因此国有企业的实体投资与官员任期没有显著的关联。基于此,本文区分企业产权性质,对模型(1)进行分样本回归。表7的Panel B列示了分样本回归结果,对于投资不足的民营企业,官员对当地基础设施建设的支出有效地引领了其体投资,企业金融和与官员任期之间的U型关系成立。

(3)官员年龄。地区的可视型公共品投入与官员任期之间的倒U型关系对于上任年龄小于55岁的市委书记更为明显(吴敏和周黎安,2018)<sup>[9]</sup>。基于此,本文以55岁为分界点区分较年轻官员与较年长官员进行了分样本回归<sup>①</sup>。若官员确实是通过积极有为地增加辖区建设的支出引导了企业进行实体投资,这种引导效应在年轻官员中更显著。表8的Panel A列示了模型(1)的分样本回归结果,制造业企业的金融化程度与官员任期之间的U型关系仅存在于年轻官员中。

表 8 官员层面异质性分析

Panel A: 官员年龄

变量	较年轻官员			较年长官员		
	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>
<i>tenure</i>	-0.664 *** (0.245)	-0.580 ** (0.232)	-0.644 *** (0.243)	0.206 (0.327)	0.338 (0.347)	0.425 (0.342)
<i>tenure</i> <sup>2</sup>	0.081 *** (0.028)	0.065 ** (0.026)	0.076 ** (0.029)	0.001 (0.041)	-0.006 (0.043)	-0.015 (0.038)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6678	6678	6678	2982	2982	2982

Panel B: 官员来源

变量	本地上任官员			外地调任官员		
	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>
<i>tenure</i>	-0.832 ** (0.322)	-0.667 ** (0.311)	-0.831 ** (0.324)	-0.417 (0.262)	-0.443 * (0.265)	-0.427 (0.282)
<i>tenure</i> <sup>2</sup>	0.104 ** (0.046)	0.085 * (0.045)	0.101 ** (0.047)	0.052 * (0.029)	0.067 * (0.030)	0.048 (0.032)

① 与吴敏和周黎安(2018)<sup>[9]</sup>的研究相同,考虑副省级城市的官员年龄临界值与普通城市不同,此处的样本不包含副省级城市;且本文也尝试以54岁、56岁作为临界年龄,并不影响本文结论。

续表 8

Panel B: 官员来源

变量	本地上任官员			外地调任官员		
	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>	<i>fin</i>	<i>fin1</i>	<i>fin2</i>
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	4176	4176	4176	5484	5484	5484

资料来源: 作者整理

(4) 官员来源。本地上任官员具有“本地知识”, 他们对辖区的经济发展状况了解程度更深, 且通过扩张信贷的方式推动当地经济增长能够获得当地支持(李维安和钱先航, 2012)<sup>[37]</sup>。本地上任官员需要的新职位适应期也更短, 更熟悉辖区银行等金融机构, 继而对辖区资源的调度力度也更强。同时, 相比于本地官员, 外地调任的官员往往意味着更大的政策不确定性。基于此, 本文根据官员的来源进行了分样本回归。当市委书记是从本市提拔, 本文将其归类为本地上任官员; 否则归类为外地调任官员。表 8 的 Panel B 列示了分组回归结果, 企业金融化与官员任期的 U 型关系在本地上任官员组别中更加显著。

## 2. 区分金融资产类型

上文的理论分析与实证检验表明, 地方官员任期中期通过引领实体投资, 缓解融资约束, 并维持政策稳定性, 从而促使企业“脱虚返实”。然而, 如果企业金融资产是基于实物期权理论中预防储蓄为目的, 那么企业金融资产配置应当更多体现为流动性高的金融资产, 而减少对流动性较低的金融资产的持有。但企业投资于金融资产是为了追逐更高的收益率, 那么地方官员的行为难以对这种企业金融化行为产生影响。因此, 本文区分金融资产类型来进一步检验。

借鉴梁上坤和徐灿宇(2021)<sup>[52]</sup>, 本文将长期股权投资、投资性房地产、持有至到期投资和衍生金融资产视作长期金融资产, 分别将其与总资产的比例视作被解释变量纳入回归。表 9 展示了分资产类型的回归结果。第(1)~(4)列分别以四类长期金融资产占比为被解释变量, 第(5)列以四类长期金融资产总和的占比为被解释变量进行回归, 回归模型中加入其余控制变量, 同时控制企业固定效应与年份固定效应。第(1)~(5)列的回归系数均不显著, 这表明, 官员任期并没有直接影响“投资替代效应”部分的金融投资, 而主要是通过“蓄水池效应”影响企业金融资产投资, 支持了前文的结论。

表 9 区分金融资产类型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	长期股权投资占比	投资性房地产占比	持有至到期投资占比	衍生金融资产占比	长期金融资产占比
<i>tenure</i>	0.050 (0.067)	-0.006 (0.042)	-0.024 (0.016)	-0.001 (0.001)	0.019 (0.072)
<i>tenure</i> <sup>2</sup>	-0.005 (0.008)	0.001 (0.006)	0.003 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.008)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9660	9660	9660	9660	9660

资料来源: 作者整理

## 七、结论

本文使用我国地级市市委书记任期及制造业上市公司 2006—2017 年的数据, 考察了制造业企

业金融化水平与官员任期之间的关系。研究发现,制造业企业的金融化水平与官员任期之间存在“U型”关系。具体而言,制造业企业的金融化程度随着官员任期的增长而不断下降,在第三至第四年间降至最低点,随后又逐年上升。这一现象的内在机理在于官员任期不同阶段行为差异及由此导致的政策稳定性的波动。异质性分析表明,在官员层面,较年轻、本地上任的官员样本更为显著;而在企业层面,民营企业与中型企业的样本更为显著。

党的十九届五中全会明确提出,坚持把发展经济的着力点放在实体经济上。拥有坚实发达的实体经济,是国民经济健康发展的关键所在,也是中国发展长远竞争力的题中要义。因此,在我国制造业企业出现“脱实向虚”问题之际,本文结论对如何多管齐下引导企业脱虚返实,具有明确的政策含义与微观建议。第一,地方政府官员应该深入贯彻新发展理念,将发展经济的着力点放在实体经济上。第二,对于实体经济项目的投资与建设,应尊重市场经济规律和当地实际需要,在理性科学规划的基础上,健全实体经济中长期资金供给制度安排。第三,在干部的选用、考核中也应加入地方实体经济发展等相关指标,优化完善政绩考核,并不仅仅以发展数量和速度为考核的出发点和核心依据。同时,提高政策的连续性、稳定性与可持续性,减少因官员更替带来的波动,营造稳定的企业预期,从而鼓励企业持续投资实体经济,促进长期稳定发展。第四,企业应该因势利导,适量持有金融资产,合理搭配金融资产的期限,从而更好地为企业投资与主营业务发展提供资金支持。

#### 参考文献

- [1] 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.
- [2] 解维敏.“脱实向虚”与建设创新型国家:践行十九大报告精神[J]. 北京:世界经济,2018,(8):3-25.
- [3] Stulz, R. M. Rethinking Risk Management[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1996, (3): 8-25.
- [4] 胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 北京:经济研究, 2017,(1):181-194.
- [5] Orhangazi, O. Financialization and Capital Accumulation in the Nonfinancial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy, 1973-2004[J]. Cambridge Journal of Economics, 2007, (6): 863-886.
- [6] Demir, F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets [J]. Journal of Development Economics, 2009, (2): 314-324.
- [7] 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.
- [8] 张成思,刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. 北京:经济研究, 2018,(12):51-67.
- [9] 吴敏,周黎安. 晋升激励与城市建设:公共品可视性的视角[J]. 北京:经济研究,2018,(12):97-111.
- [10] 耿曙,庞保庆,钟灵娜. 中国地方领导任期与政府行为模式:官员任期的政治经济学[J]. 北京:经济学(季刊),2016,(3): 893-916.
- [11] Duchin, R., T. Gilbert, J. Harford, and C. Hrdlicka. Precautionary Savings with Risky Assets: When Cash is Not Cash [J]. The Journal of Finance, 2017, (2): 793-852.
- [12] Smith, C. W., and R. M. Stulz. The Determinants of Firms' Hedging Policies [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1985, (4): 391-405.
- [13] Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings [J]. Journal of Financial Economics, 1999, (1): 3-46.
- [14] Han, S., and J. Qiu. Corporate Precautionary Cash Holdings [J]. Journal of Corporate Finance, 2007, (1): 43-57.
- [15] 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.
- [16] 王永钦,刘紫寒,李嫦,杜巨澜. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 北京:管理世界, 2015,(12):24-40.
- [17] 韩珣,田光宁,李建军. 非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据[J]. 北京:国际金融研究,2017, (10):44-54.
- [18] 文雁兵. 新官上任三把火:存在中国式政治经济周期吗[J]. 北京:财贸经济,2014,(11):111-124.

- [19] 周黎安. 转型中的地方政府[M]. 上海人民出版社, 2008.
- [20] Julio, B., and Y. Yook. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. *Journal of Finance*, 2012, (1): 45 - 84.
- [21] An, H., Y. Chen, D. Luo, and T. Zhang. Political Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, (2): 174 - 189.
- [22] 卢圣华, 汪晖. 政企网络关系、企业资源获取与效率——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.
- [23] Xu, N., Q. Chen, Y. Xu, and K. C. Chan. Political Uncertainty and Cash Holdings: Evidence from China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 40, (10): 276 - 295.
- [24] 余靖雯, 郭凯明, 龚六堂. 宏观政策不确定性与企业现金持有[J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2019, (3): 987 - 1010.
- [25] 梁上坤. 政策不确定性与公司成本决策[J]. *北京: 经济学报*, 2020, (1): 172 - 210.
- [26] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理[J]. *北京: 经济研究*, 2018, (6): 97 - 111.
- [27] 罗劲博, 李小荣. 政策不确定性与公司代理成本[J]. *北京: 管理评论*, 2021, (1): 201 - 214.
- [28] 张军, 高远. 官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据[J]. *北京: 经济研究*, 2007, (11): 91 - 103.
- [29] 丁从明, 刘明, 廖艺洁. 官员更替与交通基础设施投资——来自中国省级官员数据的证据[J]. *北京: 财经研究*, 2015, (4): 90 - 99.
- [30] 谭之博, 周黎安. 官员任期与信贷和投资周期[J]. *北京: 金融研究*, 2015, (6): 80 - 93.
- [31] 郭峰, 胡军. 官员任期、政绩压力和城市房价——基于中国 35 个大中城市的经验研究[J]. *北京: 经济管理*, 2014, (4): 9 - 18.
- [32] 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.
- [33] 曹春方, 傅超. 官员任期与地方国企捐赠: 官员会追求“慈善”吗? [J]. *北京: 财经研究*, 2015, (4): 122 - 133.
- [34] 谢乔昕, 宋良荣. 中国式分权、经济影响力与研发投入[J]. *北京: 科学学研究*, 2015, (12): 1797 - 1804.
- [35] 赵宇. 官员晋升激励与企业负债——地级市层面的经验分析[J]. *北京: 经济管理*, 2019, (4): 93 - 110.
- [36] 陈运森, 黄健峤. 地域偏爱与僵尸企业的形成——来自中国的经验证据[J]. *北京: 经济管理*, 2017, (9): 149 - 166.
- [37] 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.
- [38] Wang, D., and X. R. Luo. Retire in Peace: Officials' Political Incentives and Corporate Diversification in China [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2019, 64: 773 - 809.
- [39] Wang, D., Z. Zhu, S. Chen, and X. R. Luo. Running out of Steam? A Political Incentive Perspective of FDI Inflows in China [J]. *Journal of International Business Studies*, 2020, 52, (10): 1 - 26.
- [40] Dixit, A. K., R. K. Dixit, and R. S. Pindyck. *Investment under Uncertainty* [M]. Princeton University Press, 1994.
- [41] 吴敏, 周黎安. 地方政府的政治预算周期再研究[J]. *北京: 经济学报*, 2015, (2): 33 - 55.
- [42] 王媛. 官员任期、标尺竞争与公共品投资[J]. *北京: 财贸经济*, 2016, (10): 45 - 58.
- [43] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. *北京: 经济研究*, 2011, (12): 72 - 85.
- [44] 陈艳艳, 罗党论. 地方官员更替与企业投资[J]. *北京: 经济研究*, 2012, (2): 18 - 30.
- [45] Phan, H. V., N. Nguyen, H. T. Nguyen, and S. P. Hegde. Policy Uncertainty and Firm Cash Holdings [J]. *Journal of Business Research*, 2019, 95, (2): 71 - 82.
- [46] 罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据[J]. *北京: 经济研究*, 2016, (5): 130 - 142.
- [47] 刘海洋, 林令涛, 黄顺武. 地方官员变更与企业兴衰——来自地级市层面的证据[J]. *北京: 中国工业经济*, 2017, (1): 62 - 88.
- [48] 姜彭, 王文忠, 雷光勇. 政治冲击、不确定性与企业现金持有[J]. *北京: 南开管理评论*, 2015, (4): 1 - 15.
- [49] 曹春方, 夏常源, 钱先航. 地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验[J]. *北京: 管理世界*, 2019, (1): 179 - 191.
- [50] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. *北京: 金融研究*, 2015, (6): 111 - 127.
- [51] 王贤彬, 谢倩文. 重点产业政策刺激制造业企业投资房地产了吗? ——来自五年规划与上市公司的证据[J]. *北京: 经济科学*, 2021, (1): 57 - 68.
- [52] 梁上坤, 徐灿宇. 混合所有制制度和国有企业金融资产配置[J]. *北京: 经济管理*, 2021, (7): 75 - 92.
- [53] 卢洪友, 张楠. 地方政府换届、税收征管与税收激进[J]. *北京: 经济管理*, 2016, (2): 160 - 168.
- [54] 杨海生, 陈少凌, 罗党论, 余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据[J]. *北京: 管理世界*, 2014, (9): 13 - 28, 187 - 188.
- [55] 张建君. 中型/年民营企业的弱势: 企业规模、年龄和商政关系[J]. *北京: 经济管理*, 2013, (2): 41 - 51.



# How Local Governments Can Drive Firms Back To Real Economy: An Explanation From Officials' Tenure

ZHOU Zi-xun, ZHANG Jian-jun, ZHOU Xin-yu

(Guanghua School of Management, Peking University, Beijing, 100871, China)

**Abstract:** The real economy represented by manufacturing industry is the solid foundation of economic development. However, in recent years, the phenomenon that the financial investment of Chinese manufacturing enterprises has increased while the real investment has decreased has attracted wide public attention. In 2019, a total of 1,158 listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges bought 20,788 wealth management products, totaling 1.36 trillion yuan. Considerable money to buy financial products, flow into the financial markets, which is so called "to take off the real to virtual economy form of microscopic, not only may hinder China's economic transformation and upgrading, but also are more likely to exacerbate financial market volatility, unfavorable to guard against and dissolve the systemic financial risk. Therefore, it is of great practical significance to understand the motivation of the financialization of manufacturing firms and explore the feasible scheme to guide manufacturing firms back to real economy.

This paper uncovers how to guide manufacturing firms back to real economy from the perspective of local government behavior. Combing China's prefecture-level officials' data and manufacturing listed firms' data from 2006 to 2017, this paper empirically examines the influence of the tenure of local officials on financialization of manufacturing firms. The results uncover a U-shaped relationship between the tenure of officials and the degree of corporate financialization. Specifically, the degree of financialization of manufacturing firms continues to decline with the growth of officials' tenure, reaching its lowest point at the end of the third year, and then increases. This conclusion is still robust after considering the circumstances that may affect the conclusion. We further discover the mechanism of the influence of official tenure on corporate financialization. Based on the behavior of officials, the influence of tenure is manifested in two ways: real investment leading and financial constraints. From the perspective of enterprise perception, it is manifested as the influence on the perceived policy stability degree of enterprise. Further analysis suggests that above mechanisms are supported by the phenomenon is existed in relatively small companies and private listed firms, as well as firms in the regions of local officials and young officials.

This paper contributes to the current literature in the following ways. First, this paper discusses how local governments drive manufacturing enterprises "back to the real economy" from the perspective of political factors, and empirically finds that there is a U-shaped relationship between the level of financialization of manufacturing enterprises and the tenure of local officials. Therefore, this paper sheds new lights on the influencing factors of enterprise financialization. Second, this paper taps into three specific mechanisms by which the behavior patterns of local officials at different stages of their tenure affect enterprises, namely, the entity investment and financial constraints of firms, as well as the expectation of the policy stability of firms, thus illuminating the meaning of how the tenure of local officials affects the decision-making of micro enterprises. Thirdly, this paper provides clear policy enlightenment and practical significance: starting from the tenure of local officials, it provides a new perspective for guiding firms to real economy. The findings also prove that local governments can take the initiative to support the development of the real economy.

**Key Words:** financialization; local government behaviour; officials' tenure

**JEL Classification:** G32, G38, H70

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2021.09.003

(责任编辑:张任之)