

银行贷款及其所有制结构的投资治理效应*

刘贯春 张 军 叶永卫

内容提要:本文利用手工整理的非金融类上市公司银行贷款数据系统考察了银行贷款及其所有制结构对企业投资效率的影响。结果显示,银行贷款显著降低了企业投资效率,具体表现为过度投资和投资不足同时加剧,而且主要体现在国有银行贷款上。进一步的作用机制检验表明,企业承受的债权人监管力度与国有银行贷款显著负相关,但与非国有银行贷款不显著相关。特别地,考虑到银行贷款及其所有制结构与借贷成本和债务期限结构紧密相关,本文排除了这两个竞争性假说。随后的异质性检验发现,上述效应在内外部治理能力弱的企业更为凸显。本文强调,银行贷款及其所有制结构并未发挥有效的外部治理效应,政策制定者需要继续深化银行业市场化结构改革。

关键词:银行贷款 所有制结构 投资效率 外部治理效应

作者简介:刘贯春,中山大学岭南学院副教授、博士生导师,510275;

张 军,复旦大学经济学院教授、博士生导师,200433;

叶永卫(通讯作者),上海财经大学公共经济与管理学院博士生,200433。

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编码:**1002-8102(2022)06-0064-16

一、引言

在深化供给侧结构性改革和注重需求侧管理的制度背景下,优化资本配置效率不仅是经济发展模式由规模速度型粗放增长转向质量效率型集约增长的关键,而且有助于形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡。基于此,近年来政府部门不断强调要积极构建有效投资。例如,国务院于2019年12月出台了《关于进一步做好稳就业工作的意见》(国发[2019]28号),明确合理扩大有效投资对于稳定整体就业形势的重要性。进一步地,无论是2020年中央经济工作会议还是2021年《政府工作报告》,均指出积极促进有效投资并优化投资结构是扩大内需战略的重要环节,亟须构建有效投资的合理制度安排。由此可见,企业作为市场经济的核心主体,如何提高其

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“人力资本偏向金融部门的形成逻辑及实体经济增长效应”(72003116);上海市“晨光计划”项目“金融部门的人力资本配置与实体经济‘短贷长投’之谜研究”(19CG40)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。叶永卫电子邮箱:yeyongweivip@163.com。

投资效率成为现阶段经济体制改革的首要任务之一。

理论上讲,企业非效率投资特指实际投资支出偏离最优投资水平的行为,整体上可以划分为投资不足和投资过度两大类。无论是何种形式的非效率投资行为,归根结底在于所有权与控制权相分离导致的委托代理问题和信息不对称造成的逆向选择与道德风险问题,以及所处的宏观经济环境和行业特征。具体逻辑为:第一,两权分离致使控股股东侵占中小股东所有权益的现象频发,而且管理层可以通过控制权谋取私人利益,最终导致企业偏离最优投资路径;第二,外部环境提升了企业获取产品需求和政策调整等信息的能力和努力程度,进而影响其投资决策对经营环境变化的敏感性。基于上述理论框架,众多文献从公司治理特征和外部经营环境两个视角出发,考察了企业投资效率的决定因素(Bharath和Hertzel,2019;于文超等,2020)。

尽管关于公司治理的既有文献汗牛充栋,但是债权人作为企业的重要利益相关方,其是否存在治理效应的相关研究尚且不多。基于美国上市公司数据,为数不多的前期工作肯定了债务融资的公司治理效应(Bharath和Hertzel,2019)。然而,不同于破产法律制度完善的西方发达国家,中国的债权人保护程度较弱和负债约束机制不完善,学者们对债务融资的治理效应未能达成共识(郭泽光等,2015)。特别地,对于不同类型债权人是否发挥了差异化的治理效应,学术界亦未能得到一致结论。部分学者证实了银行贷款的公司治理效应(王满四、徐朝辉,2020),而部分学者未能发现直接的经验证据(邓莉等,2007)。

进一步,给定中国金融结构体系为“银行主导型”,1978年以来持续推进的金融体制市场化改革使得银行部门逐渐由“大一统”模式转变为以国有银行为主、多种所有制银行共同发展的模式。此时,一个自然而然的问题是:国有银行与非国有银行是否具有差异化的公司治理效应。一方面,由于国有银行面临政府部门提供的隐性担保,预算软约束使得其对企业在获取银行贷款后的事后监管存在不足(Chen等,2010;王艳艳、于李胜,2013)。同时,国有银行的信贷配置功能通常受到政府部门的行政干预(陆磊、李世宏,2004),而且巨大资产管理规模使得其注意力更为分散,难以有效发挥债权人的公司治理效应。相反,为尽可能管控信贷风险,非国有银行对企业违约风险的关注程度更高,对企业行为决策的监管力度更大。另一方面,国有银行的组织架构更加完善,在获取企业财务报表、成长历史和信用记录等“硬”信息方面具有比较优势(Lin等,2015),其监管能力在理论上要强于非国有银行。由此可见,银行贷款所有制结构的公司治理效应并不明确,有待于利用计量模型来检验。

有鉴于此,本文立足于企业投资效率视角,系统考察了银行贷款及其所有制结构的治理效应。区别于既有文献,本文的边际贡献主要体现于如下三个方面。第一,从企业投资效率视角为银行贷款的治理效应提供了新证据。既有关于银行贷款治理效应的国内研究存在较大分歧,原因在于对模型内生性问题和公司治理水平测量的处理存在严重不足。本文利用投资效率对公司治理水平进行测度,并综合利用工具变量法和双重差分法识别了银行贷款影响公司治理效应的因果关系。更为重要的是,本文控制了银行贷款引致的融资成本变化和债务期限结构调整,排除了其他可能性解释。第二,重点考察了银行贷款所有制结构的公司治理效应。以往研究侧重于整体分析,尽管存在为数不多的几篇文献区分了短期贷款和长期贷款,但是国有银行贷款和非国有银行贷款是否存在差异化作用不得而知。本文对比分析了不同所有制银行贷款对企业投资效率的影响,为理解银行业市场化改革的经济结果提供了经验证据。第三,提供了银行贷款治理效应的直接证据。无论是前人研究采用的管理费用率、公司价值还是本文采用的投资效率,都是银行贷款治理效应的间接证据。为厘清银行贷款及其所有制结构影

响企业投资效率的核心机制为治理效应,本文对企业年报进行文本分析,构造了债务治理效应的直接度量指标。

二、理论分析与研究假说

整体而言,企业债务能够发挥治理效应的相关理论大致可以归纳为三大类,依次为监督理论、激励约束理论和控制权转移理论。第一,监督理论强调,银行债权人比直接投资者能够更加有效地搜集和处理私人信息,对企业行为的监管成本更低,从而有助于遏制管理层的道德风险问题(Jensen 和 Meckling, 1976; 王艳艳、于李胜, 2013)。事实上,在债务契约的制定和执行过程中,贷款用途限制和各种保证条款均会对企业行为形成监督效应。第二,激励约束理论认为,伴随债务融资比例的增加,管理层和股东的利益趋于一致,两者之间的代理冲突得以缓解,从而提升管理层的努力程度并增加企业整体价值(Jensen 和 Meckling, 1976; 郭泽光等, 2015)。与此同时,债务融资会减少企业自由现金流,有效抑制管理层的在职消费和资金滥用行为(田利辉, 2004; 邓莉等, 2007),提高公司治理水平。第三,控制权转移理论表明,给定债务融资增加会提升企业陷入财务困境的概率(Graham, 2000),而企业破产时的控制权将由股东转移给债权人,加之管理者利益在企业正常经营时才能得以维持,管理层将更加努力和注重经营绩效以避免破产清算。

特别地,依据期限和债权人可以将企业债务划分为不同类型。首先,以契约期限是否超过一年为准,企业债务有短期负债和长期负债之分。债务期限结构的代理成本理论指出,与长期负债相比,短期负债更加有助于弱化不同利益相关者之间的委托代理问题,从而降低代理成本(Park, 1990; Datta 等, 2005)。具体而言,正是由于短期负债的偿还期限较短,企业具有较高的再融资需求,需要实时与金融部门签署新的借贷合约。在新借贷合约的签订过程中,债权人能够及时获悉企业生产经营活动的相关信息,而且金融部门对企业财务状况及投资项目的细致审查使得短期负债对企业利益相关者形成有效监督,从而缓解不同利益相关者之间的利益冲突。其次,考虑到银行是资金借贷市场的主要供给者,企业债务有银行债务和非银行债务之分。相对来说,银行比其他债权人的贷款规模更大而且组织架构的规范性更强,能够更有效地搜集和处理私人信息,进而对企业行为的监管治理更加有效,此即“大贷款人”理论(Diamond, 1993; Bharath 和 Hertzfel, 2019; 王满四、邵国良, 2012)。特别地,“关系型贷款”理论表明,银行和企业之间的信贷合约建立在长期合作的基础之上,银行可以积累特定、持续和可重复使用的“软”信息,从而降低对企业投资行为的监督成本(温军等, 2011)。

在中国,银行贷款是否一定比非银行贷款更具治理效应? 答案可能是否定的。一方面,伴随银行部门的资产管理规模越来越大,注意力分散使得其对企业私人信息的搜集和处理变得效率低下,无法很好地发挥监督效应(张一林等, 2019)。与此同时,以国有银行为主导的银行部门意味着,国有银行倾向于给国有企业和政治关联企业提供贷款,政治干预使得银行无法严格地对企业执行破产清算,从而无法对管理层形成激励约束效应(田利辉, 2004; 邓莉等, 2007)。另一方面,为了避免前期贷款成为沉没成本,银行通常会采用续贷的方式帮助关系企业渡过难关(温军等, 2011),无法对企业形成有效的治理效应。特别地,联系紧密的银企关系可能会导致银行利用私人信息进行寻租,使得企业的非效率投资决策不受监管(Degryse 和 Van Cayseele, 2000)。综上可知,给定中国制度环境相对不完善,银行贷款不但无法对企业行为形成有效约束,甚至会纵容企业的非效率投资行为。由此,本文提出如下研究假说。

假说1:银行贷款占比越高,企业投资效率越低。

进一步,中国银行业有国有和非国有两种类型。从新中国成立初期至改革开放前夕,中国人民银行集管理金融和经营银行业务于一体。伴随40多年的金融体制市场化改革,中国人民银行的“大一统”格局逐步被打破。1995年《商业银行法》正式确立了中国农业银行、中国银行、中国工商银行和中国建设银行国有独资商业银行地位。与此同时,12家全国性股份制商业银行有序成立,包括以民营资本为主的中国民生银行和浙商银行等。更为重要的是,银监会从2013年开始推进由民营企业为主要出资人的民营银行建设,截至2020年5月,全国已有19家民营银行开业运营。此外,由城市信用合作社改制而来的城市商业银行蓬勃发展,尤其是2006年《城市商业银行异地分支机构管理办法》和2009年《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》的实施,规范和扩大了城市商业银行的网点分布。在此过程中,在银监会的鼓励和引导之下,民营资本积极参与城市商业银行的重组,成为宁波银行、南京银行等部分城市商业银行的第一大控股股东。整体来看,中国银行业已经发展成为以国有银行为主导、民营银行为辅助的多层次体系。

由于国有银行和非国有银行在主体功能和经营目标方面有着巨大差异,两者的债权人治理效应存在明显不同。具体逻辑表现在两个方面。一方面,国有银行兼具宏观政策调控和社会责任的主体职能,其主要目的在于解决企业融资难、融资贵的问题,更容易受到政府部门的行政干预,缺乏对债务人的积极监督。比如,为应对2008年金融危机推行的“四万亿”刺激计划,信贷资金更多通过国有银行流向了国有企业(Deng等,2015)。另一方面,国有银行的资产管理规模普遍较大而且管理层缺乏有效的激励约束机制,加之有政府部门为其提供隐性担保,其对企业违约风险的关注程度相对较低,并最终导致较差的信贷配置效率。换言之,在提供了信贷资金后,国有银行对企业行为的事后监管缺乏足够动力,未能充分发挥债权人的监督作用(Chen等,2010;王艳艳、于李胜,2013)。可见,国有银行贷款的治理效应要弱于非国有银行贷款,进而导致企业非效率投资行为更加严重。基于此,本文提出如下研究假说。

假说2:与非国有银行贷款相比,国有银行贷款对企业投资效率的负向作用更强。

三、研究设计

(一) 计量模型

为考察银行贷款对企业投资效率的影响,本文构建如下计量模型:

$$Eff_{ipt} = \beta_0 + \theta Bankloan_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \gamma_t + \omega_p + \epsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*p*、*t*依次代表企业、行业和年份;*Eff*表示企业非效率投资;*Bankloan*表示银行贷款;*X*表示企业层面的特征变量; γ_t 为时间固定效应; ω_p 为行业固定效应; ϵ_{ipt} 为随机干扰项。在计量模型(1)中,估计系数 θ 是本文关注的重点。结合研究假说1,本文有如下基本预期: θ 显著为正,即银行贷款会恶化企业投资效率。

为考察银行贷款所有制结构对企业投资效率的差异化影响,本文借鉴Chen等(2010)、王艳艳和于李胜(2013)的模型设定,构建如下计量模型:

$$Eff_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 Banksoe_{it} + \alpha_2 Banknsoe_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \gamma_t + \omega_p + \epsilon_{ipt} \quad (2)$$

其中, $Banksoe$ 表示国有银行贷款; $Banknsoe$ 表示非国有银行贷款。在计量模型(2)中, 估计系数 α_1 和 α_2 是本文关注的重点。结合研究假说2, 本文有如下基本预期: α_1 显著为正而 α_2 不显著(或 α_1 和 α_2 均显著为正且 $\alpha_1 > \alpha_2$), 即与非国有银行贷款相比, 国有银行贷款对企业投资效率的负向作用更为凸显。

需要特别说明的是, 为刻画银行相较于其他债权人(债权人内部结构)对企业投资效率的治理效应, 本文遵照 Chen 等(2010)的做法, 将负债率作为控制变量纳入计量模型(1)和(2), 主要目的在于: 第一, 考虑到银行贷款所带来的融资约束缓解效应会影响企业投资效率, 控制负债率可以更干净地识别出银行贷款的投资治理效应; 第二, 考虑到其他债权人同样具有治理效应, 控制负债率意味着核心解释变量估计系数反映的是在给定其他债权人治理效应的前提下, 银行贷款及其所有制结构相对于其他债权人所发挥的投资治理效应。

(二) 指标选取及度量方式

1. 被解释变量

借鉴 Richardson(2006)的研究, 本文构建了如下回归模型来估计企业合理的投资支出水平:

$$Inv_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 Inv_{it-1} + \beta_2 Size_{it-1} + \beta_3 Age_{it-1} + \beta_4 Lev_{it-1} + \beta_5 Cash_{it-1} + \beta_6 Ret_{it-1} + \beta_7 Growth_{it-1} + \gamma_t + \omega_p + \epsilon_{ipt} \quad (3)$$

其中, Inv 表示投资支出, 采用购建固定资产、无形资产、其他长期资产的现金支出与企业总资产的比值来衡量; $Size$ 表示企业规模, 采用企业总资产的自然对数来衡量; Age 表示企业年龄, 采用企业成立年限来衡量; Lev 表示负债率, 采用负债总额与企业总资产的比值来衡量; $Cash$ 表示现金持有, 采用货币资金与企业总资产的比值来衡量; Ret 表示股票年度收益率; $Growth$ 表示成长性, 采用营业收入增长率来衡量。随后, 利用回归模型(3)的残差绝对值作为衡量企业非效率投资 Eff 的代理变量, 该指标衡量了企业实际投资偏离合理投资的程度。数值越大, 意味着企业非效率投资越严重, 即投资效率越低。特别地, 残差小于 0 意味着企业存在投资不足, 残差大于 0 意味着企业存在投资过度。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量的度量方式依次为: 银行贷款 $Bankloan$, 采用银行贷款总额与企业负债总额的比值来衡量; 国有银行贷款 $Banksoe$, 采用国有银行贷款总额与企业负债总额的比值来衡量; 非国有银行贷款 $Banknsoe$, 采用非国有银行贷款总额与企业负债总额的比值来衡量。

3. 控制变量

充分结合已有研究(Richardson, 2006), 企业层面的控制变量包括企业规模 $Size$ 、企业年龄 Age 、成长性 $Growth$ 、负债率 Lev 、现金持有 $Cash$ 、投资机会 Tq 、经营现金流 Cfo 、有形资产占比 $Tang$ 、独立董事占比 $Duli$ 、董事会规模 Ds 和两职合一 $Lzhy$ 。投资机会 Tq 采用股票市场价值和债务账面价值之和与总资产账面价值的比值来衡量; 经营现金流 Cfo 采用经营活动产生的现金流量净额与企业总资产的比值来衡量; 有形资产占比 $Tang$ 采用固定资产净额与企业总资产的比值来衡量; 独立董事占比 $Duli$ 采用独立董事人数与董事会总人数的比值来衡量; 董事会规模 Ds 采用董事会总人数的自然对数来衡量; 两职合一 $Lzhy$, 若董事长和总经理为同一人, $Lzhy$ 赋值为 1, 否则赋值为 0。

(三) 数据来源与描述性统计

本文选取中国非金融类上市公司作为研究对象, 原始数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。特别地, 基于贷款模块数据, 手工整理了 2010—2016 年各上市公司的逐笔银行贷款数据, 并根据贷款

银行的第一大股东性质将银行贷款划分为国有银行贷款和非国有银行贷款两大类。需要特别说明的是:(1)对于贷款性质不详的数据,予以直接剔除;(2)国务院在2016年10月10日印发了《关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》和《关于市场化银行债权转股权的指导意见》,对积极稳妥降低企业杠杆率做出重要部署,要求遵循法治化原则、按照市场化方式有序开展银行债权转股权。前期文献指出,去杠杆政策会产生治理效应,降低企业非效率投资(綦好东等,2018)。有鉴于此,为避免这些政策出台引致的混淆效应,本文未使用2016年之后的数据。

对于原始数据,本文做了如下预处理:(1)剔除所有ST类企业的样本;(2)剔除了财务数据缺失严重的样本;(3)对所有连续变量进行了前后各1%水平的缩尾(Winsorize)处理,以排除异常值对回归结果的潜在干扰。经过上述处理后,本文共计得到5088个企业-年度观察值。从变量的描述性统计结果容易看出,企业非效率投资 *Eff* 的样本均值为2.4079,标准差为2.7022,说明不同企业的投资效率存在较大差异。同时,银行贷款 *Bankloan* 的样本均值为0.6578,国有银行贷款 *Banksoe* 和非国有银行贷款 *Banknsoe* 的样本均值依次为0.5468和0.1035。^① 这些数据表明,非金融类上市公司65.78%的负债源于银行信贷,54.68%的负债源于国有银行贷款,反映了“中国银行业以国有银行为主导”的客观现实。

四、实证结果与分析

(一)银行贷款与企业投资效率

为提高实证结果的可信度,本文采用依次纳入控制变量的逐步回归方式,表1列示了所有回归结果。观察第(1)~(3)列可以发现,无论采取何种模型设定形式,银行贷款 *Bankloan* 的估计系数均显著为正。这些结果充分表明,银行贷款占比越高,企业非效率投资越严重。为进一步说明银行贷款对企业投资效率的重要影响,本文基于第(3)列结果阐释经济显著性。结合估计系数0.2520和描述性统计可知,银行贷款占比每增加一个单位标准差,企业投资效率将显著下降0.2459(0.2520×0.9759)^②个单位标准差,占据样本均值的10.21% ($0.2459/2.4079$)。随后,第(4)、(5)列将企业非效率投资划分为投资过度和投资不足两种情形。可以发现,银行贷款 *Bankloan* 的估计系数均显著为正,这意味着无论是投资过度还是投资不足,银行贷款一致表现为加剧作用。结合前期研究可知,过度自信(不作为)的高管会引致企业投资过度(不足),而治理环境变差则会加剧这一效应(李云鹤,2014;金宇超等,2016)。不难理解,未发挥债权人治理效应的银行贷款会同时加剧投资过度和投资不足。综上可知,银行贷款会显著抑制企业的投资效率,具体表现为投资过度和投资不足同时加剧,本文研究假说1得到验证。

表1 银行贷款与企业投资效率

变量	全样本			投资过度	投资不足
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Bankloan</i>	0.3575*** (0.0541)	0.2358*** (0.0572)	0.2520*** (0.0573)	0.3720*** (0.1167)	0.1184*** (0.0437)

① 限于篇幅,详细的描述性统计结果未予汇报,留存备索。

② 银行贷款 *Bankloan* 的样本标准差。

续表 1

变量	全样本			投资过度	投资不足
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	否	部分	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	5088	5088	5088	2116	2972
调整 R ²	0.0966	0.1157	0.1317	0.1684	0.1777

注:部分控制变量包括企业规模 *Size*、企业年龄 *Age*、负债率 *Lev*、现金持有 *Cash* 和投资机会 *Tq*;括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。下同。

(二) 银行贷款所有制结构与企业投资效率

基于计量模型(2),本文分别检验了不同所有制银行贷款与企业投资效率的关系,回归结果见表2。全样本结果显示,国有银行贷款 *Banksoe* 的估计系数显著为正,而非国有银行贷款 *Banknsoe* 的估计系数不显著。这些结果表明,国有银行贷款显著恶化了企业投资效率,而非国有银行贷款不存在显著影响。特别地,结合表2第(3)列估计系数0.2480和描述性统计可知,国有银行贷款占比每增加一个单位标准差,企业投资效率将显著下降0.2148(0.2480×0.8662 ^①)个单位标准差,占据样本均值的8.92%($0.2148/2.4079$)。进一步,将企业非效率投资划分为投资过度和投资不足两种情形。与全样本结果完全一致的是,无论是投资过度还是投资不足,国有银行贷款 *Banksoe* 的估计系数均显著为正,而非国有银行贷款 *Banknsoe* 的估计系数均不显著,这说明国有银行贷款同时加剧了企业的投资过度和投资不足。可见,与非国有银行贷款相比,国有银行贷款对企业投资效率的负向作用更强,研究假说2得到证实。

表 2 国有银行贷款 VS 非国有银行贷款

	全样本			投资过度		投资不足	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Banksoe</i>	0.2570 *** (0.0645)		0.2480 *** (0.0660)	0.3878 *** (0.1317)	0.3743 *** (0.1334)	0.1171 ** (0.0485)	0.1092 ** (0.0495)
<i>Banknsoe</i>		0.3208 (0.1967)	0.1948 (0.2026)		0.3530 (0.4267)		0.1448 (0.1440)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	5088	5088	5088	2116	2116	2972	2972
调整 R ²	0.1308	0.1262	0.1311	0.1675	0.1680	0.1771	0.1774

特别地,考虑到国有银行包括国有商业银行和国有政策性银行两大类,本文进一步考察了不同类型国有银行贷款对企业投资效率的差异化影响,回归结果见表3。由全样本结果可知,国有商业银行贷款 *Banksoe1* 和国有政策性银行贷款 *Banksoe2* 的估计系数均显著为正,且后者远大于前

① 国有银行贷款 *Banksoe* 的样本标准差。

者,说明国有政策性银行贷款对企业投资效率的抑制作用更强。进一步,将企业非效率投资划分为投资过度和投资不足两种情形。可以发现,当企业存在投资过度时,不同类型国有银行贷款的估计系数均显著为正,且国有商业银行贷款 *Banksoe1* 的估计系数远小于国有政策性银行贷款 *Banksoe2*。而当企业存在投资不足时,尽管国有商业银行贷款的估计系数显著为正,国有政策性银行贷款的估计系数不显著,但是从系数大小来看,前者明显小于后者。这些结果说明,无论是投资过度还是投资不足,国有政策性银行贷款的负向作用均更强。由此可得,相对于国有商业银行贷款,国有政策性银行贷款对企业投资效率的负向作用均强于国有商业银行贷款。可能的原因在于:在中国银行体系中,国有政策性银行是政府进行宏观政策调控的“排头兵”,较国有商业银行肩负了更多政策性任务,导致其放贷行为具有一定扶持性质。扶持性质的存在使得国有政策性银行缺乏对企业借贷行为的事后监管,最终恶化了企业投资效率。

表 3 国有银行贷款 VS 非国有银行贷款

	全样本			投资过度			投资不足		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Banksoe1</i>	0.2317*** (0.0642)		0.2102*** (0.0627)	0.3419*** (0.1318)		0.3009** (0.1279)	0.1113** (0.0512)		0.1055** (0.0519)
<i>Banksoe2</i>		2.3583*** (0.6618)	2.1253*** (0.6447)		4.1104*** (1.2768)	3.7481*** (1.2304)		0.7180 (0.4714)	0.6100 (0.4821)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	5088	5088	5088	2116	2116	2116	2972	2972	2972
调整 R ²	0.1294	0.1292	0.1325	0.1655	0.1670	0.1708	0.1766	0.1752	0.1772

五、作用机制检验、排他性假说与稳健性测试

(一)作用机制检验

根据前文理论分析可知,银行贷款(尤其是国有银行贷款)对企业投资效率存在负向作用的原因在于:政治干预或信贷寻租导致银行并未充分发挥债权人的监督治理作用,从而致使企业非效率投资行为没有得到有效约束。为检验这一作用机制,本文借鉴 Hassan 等(2019)的做法,采用文本分析法构建了企业债务治理指数,随后考察了银行贷款及其所有制结构的重要作用,回归结果见表 4。企业债务治理指数的构建过程为:基于上市公司年报,对每家公司年报中同时包含“债务”(或者“债权”“负债”“信贷”等)和“治理”(或者“监管”“监督”“督察”等)关键词的句子进行统计,并采用句子数量加 1 的自然对数来度量企业承受的债权人监管力度,用债务治理指数 *Bankg* 来衡量。第(1)列结果显示,银行贷款 *Bankloan* 的估计系数显著为负,说明银行贷款占比越高,企业债务治理效应越差。第(2)~(4)列结果发现,国有银行贷款 *Banksoe* 的估计系数显著为负,但非国有银行贷款 *Banknsoe* 的估计系数不显著。这些结果表明,国有银行贷款弱化了企业债务治理效应,而非国有银行未产生显著影响。综上可知,表 4 为银行贷款及其所有制结构影响企业投资效

率的核心逻辑提供了直接的经验证据。

进一步,本文对债务治理指数的合理性进行了验证。理论上讲,如果本文构建的债务治理指数能够在一定程度上反映企业面临的债权人监管力度,那么其理应会对企业投资效率产生重要影响。沿袭这一思路,本文将债务治理指数纳入投资效率方程,直接考察了债务治理指数与企业投资效率之间的关系,回归结果见表4第(5)~(7)列。可以发现,债务治理指数 *Bankg* 的估计系数为负值,而且通过了1%统计水平的显著性检验,这说明债务治理显著降低了企业非效率投资,即本文构建的债务治理指数具有一定合理性。特别地,与基准回归结果相比,尽管 *Bankloan* 和 *Banksoe* 的估计系数依旧显著为正,但是均有所减小。这些结果充分说明,债权人治理在银行贷款影响企业投资效率过程中发挥了部分中介效应。换言之,债权人治理效应确实是本文的核心作用机制。

表4 作用机制检验:基于年报的文本分析

	<i>Bankg</i> 方程				<i>Eff</i> 方程		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Bankloan</i>	-0.0159** (0.0071)					0.1632** (0.0601)	
<i>Banksoe</i>		-0.0183** (0.0080)		-0.0184** (0.0081)			0.1578** (0.0692)
<i>Banknsoe</i>			-0.0068 (0.0260)	0.0025 (0.0265)			0.2216 (0.2127)
<i>Bankg</i>					-0.2313*** (0.0823)	-0.2164*** (0.0819)	-0.2173*** (0.0820)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	4762	4762	4762	4762	4762	4762	4762
调整 R ²	0.2057	0.2057	0.2050	0.0982	0.1258	0.1328	0.1320

(二)排他性假说

尽管前文为银行贷款及其所有制结构的投资治理效应提供了经验证据,但是很有必要对其他可能性解释进行排除。首先,第一种可能性解释为融资约束效应假说。李维安和马超(2014)强调,当企业面临的融资约束较强时,企业将选择更有价值的项目进行投资,从而表现为较高的投资效率。基于这一逻辑,基准回归结果反映的可能是银行贷款增加缓解了企业融资约束,从而引致非效率投资。然而,给定计量模型(1)和(2)控制了杠杆率,核心解释变量反映的是债权人结构而非信贷规模,排除了融资约束效应假说的替代性解释。特别地,基于企业规模和企业年龄构建了SA指数,将其作为企业融资约束 *Fc* 的度量指标并作为控制变量引入计量模型(1),回归结果见表5第(1)、(2)列。不难看出,在控制了企业融资约束之后,基准回归结果未发生根本性变化,这说明银行贷款的融资约束缓解效应不是企业投资效率下降的根本原因。

其次,第二种可能性解释为融资成本效应假说。2018年《中国社会融资环境报告》指出,银行贷款的融资成本低于其他债权人,这意味着银行贷款比例上升引致的低融资成本会促使企业合理投资水平向上调整,从而加剧企业实际投资与合理投资支出的偏离程度。为此,本文采用应付利息与负债总额的比值作为融资成本 $Dcost$ 的度量指标,并将其作为控制变量纳入计量模型(1)、(2),回归结果见表5第(3)、(4)列。最后,第三种可能性解释为债务期限结构假说。债务期限结构假说认为,与长期负债相比,短期负债更加有助于弱化不同利益相关者之间的委托代理问题,从而降低代理成本(Park, 1990; Datta 等, 2005)。基于此,基准回归结果刻画的可能是具有较长期限的银行债权。为排除这一干扰,本文采用长期银行贷款占比(长期银行贷款/银行贷款总额)与长期负债占比(非流动性负债/负债总额)的比值作为不同债权人债务期限结构 $Maturity$ 的度量指标,并将其作为控制变量纳入计量模型(1)、(2),回归结果见表5第(5)、(6)列。不难看出,在控制住融资成本和债务期限结构后,基准回归结果并未发生根本性改变。

表5 排他性假说

	融资约束效应假说		融资成本效应假说		债务期限结构假说	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Bankloan</i>	0.2498*** (0.0572)		0.2594*** (0.0594)		0.2110*** (0.0629)	
<i>Banksoe</i>		0.2460*** (0.0659)		0.2515*** (0.0683)		0.2385*** (0.0728)
<i>Banknsoe</i>		0.1921 (0.2022)		0.2173 (0.2046)		0.0328 (0.2340)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5088	5088	4793	4793	4563	4563
调整 R ²	0.1319	0.1313	0.1325	0.1317	0.1289	0.1291

(三) 稳健性测试

为进一步确认基准回归结果的可靠性,本文试图从克服模型内生性、改变核心指标度量方式以及纳入更多固定效应等多个维度进行稳健性测试。

克服模型内生性。尽管基准回归模型纳入了一系列控制变量,但是遗漏重要解释变量引致的模型内生性问题依旧不可避免。基于此,本文采用双重差分法来克服内生性问题。^① 具体而言,本文将2012年5月《中国银监会关于鼓励和引导民间资本进入银行业的实施意见》(银监发[2012]27号,以下简称《实施意见》)的颁布视为一项准自然实验,采用双重差分法进行因果关系识别。^② 理论上讲,伴随《实施意见》的出台,民间资本不断进入银行业将有助于提升非国有企业的贷款可得性(巫岑等,2016),即《实施意见》出台对非国有企业的影 响更大。基于此,本文分别构建了企业

① 除了双重差分法之外,本文采用了工具变量法、系统GMM模型和滞后自变量的方法。限于篇幅,结果未予报告,留存备案。
② 在使用双重差分法之前,本文已对平行趋势假定进行了验证。限于篇幅,结果未予报告,留存备案。

产权性质的虚拟变量 *Non_SOEs* (非国企赋值为 1, 国企赋值为 0) 与政策冲击的虚拟变量 *Post* (2012 年之前赋值为 0, 否则赋值为 1), 并将两者进行交互, 进而对银行贷款 *Bankloan*、国有银行贷款 *Banksoe* 以及非国有银行贷款 *Banknsoe* 进行回归分析。观察表 6 第 (1) ~ (3) 列可得, 交互项的估计系数均显著为正, 这意味着相对于国有企业, 《实施意见》出台显著提升了非国有企业获得的银行贷款。特别地, 结合系数大小可知, 非国有企业获得的银行贷款更多来自国有银行, 究其原因在于中国银行体系以国有银行为主导。

随后, 本文考察了《实施意见》出台对企业投资效率的影响, 回归结果见表 6 第 (4) 列。不难发现, 交互项的估计系数显著为正, 这说明非国有企业的投资效率在《实施意见》出台之后相对于国有企业显著恶化, 再次证实了研究假说 1。特别地, 基于 2010—2011 年各地级市的国有银行分支机构数量均值, 本文将中位数及以上城市归类为国有银行较多的地区, 中位数以下城市归类为国有银行较少的地区, 分组检验结果见表 6 第 (5)、(6) 列。容易看出, 交互项的估计系数在国有银行多的地区显著为正, 在国有银行少的地区未通过显著性检验, 而且前者的系数明显大于后者。这些结果表明, 在《实施意见》出台之后, 相对于国有银行少的地区, 国有银行多的地区的企业投资效率下降幅度更大, 原因在于这些地区的非国有企业获得了更多国有银行贷款, 再次证实了研究假说 2。

表 6 基于银监发[2012]27 号文的准自然实验分析

	银行贷款方程			<i>Eff</i> 方程		
	<i>Bankloan</i>	<i>Banksoe</i>	<i>Banknsoe</i>	全样本	国有银行多	国有银行少
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Non_SOEs</i> × <i>Post</i>	0.0975 ** (0.0498)	0.0724 * (0.0430)	0.0264 ** (0.0121)	0.2873 *** (0.0771)	0.4680 *** (0.1404)	0.1356 (0.1339)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5088	5088	5088	5088	1680	1783
调整 R ²	0.2338	0.2077	0.1506	0.1279	0.1585	0.1756

其他稳健性测试。^① 首先, 为检验核心变量的指标选取是否会改变基准回归结果, 本文做了如下三方面的补充工作。第一, 改变核心解释变量的定义方式, 分别以银行贷款、国有银行贷款、非国有银行贷款与企业总资产的比值作为 *Bankloan*、*Banksoe* 和 *Banknsoe* 的新度量方式。第二, 调整投资效率测算方程, 仅以企业成长性和上一期投资支出作为控制变量估计企业投资效率。第三, 利用回归模型 (3) 分行业估计企业投资效率。在更替核心解释变量和被解释变量的度量方式之后, 基准回归结果仍然成立。其次, 考虑到地区和行业的时变特征可能会对基准回归结果造成影响, 本文在计量模型中纳入地区 - 时间双向固定效应和行业 - 时间双向固定效应。重新估计发现, 纳入更多双向固定效应并没有根本改变基准回归结果。最后, 为检验回归样本是否会影响基准回归结果, 本文做了如下三个方面的补充工作。第一, 考虑中国经济在 2012 年进入“新

① 限于篇幅, 其他稳健性测试的结果未予报告, 留存备索。

常态”阶段,前后时期存在结构性重大变化,保留 2011 年之后研究样本进行分析。第二,鉴于行业内样本量太少可能会影响估计结果,删除样本量不超过 20 的行业样本。第三,考虑到城市内样本量太少也可能会影响估计结果,删除样本量不超过 20 的城市样本。可以发现,基准回归结果对样本调整不敏感。

六、异质性检验与进一步讨论

(一)异质性检验

第一,企业内部治理水平的重要性。根据前文理论分析可知,银行贷款及其所有制结构之所以对企业投资效率存在显著的负向作用,根源在于政治干预或信贷寻租导致银行并未充分发挥债权人的监督治理作用。由此,较高的企业内部治理水平可以对银行债权人治理失效形成有益补充,从而抑制企业投资效率的恶化;反之,较低的企业内部治理水平会进一步放大银行债权人治理失效的作用。为验证这一推断,本文从两个方面对企业内部治理水平进行刻画。(1)高管持股会促使管理层和股东利益趋于一致,从而减少二者的代理冲突。基于此,本文以高管是否持股来度量企业内部治理水平,并据此将企业分为高内部治理水平组和低内部治理水平组。(2)考虑到独立董事具有监督治理作用,本文采用独立董事占比来度量企业内部治理水平,并将中位数及以上企业归类为高内部治理水平组,中位数以下企业归类为低内部治理水平组。表 7 汇报了基于企业内部治理水平的分组回归结果。可以看出,银行贷款 *Bankloan* 和国有银行贷款 *Banksoe* 的估计系数在不同分组企业均显著为正,但是高内部治理水平组的估计系数明显小于低内部治理水平组。这些结果充分表明,银行贷款及其所有制结构对企业投资效率的负向作用在低内部治理水平的企业更强。

表 7 异质性检验 I :企业内部治理水平的重要性

	高管是否持股				独立董事占比			
	是	否	是	否	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Bankloan</i>	0.2041 *** (0.0594)	0.4114 *** (0.1398)			0.1732 ** (0.0748)	0.3095 *** (0.0877)		
<i>Banksoe</i>			0.1891 *** (0.0687)	0.4425 *** (0.1585)			0.1463 * (0.0872)	0.3341 *** (0.1030)
<i>Banknsoe</i>			0.1773 (0.2179)	0.2352 (0.5027)			0.2221 (0.2475)	0.1064 (0.3201)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	3493	1595	3493	1595	2457	2631	2457	2631
调整 R ²	0.1392	0.1735	0.1384	0.1738	0.1403	0.1486	0.1395	0.1485

注:Chow 检验结果显示,组间系数存在显著差异。下同。

第二,企业外部治理环境的重要性。^①理论上讲,企业所处的外部治理环境越差,银行部门越容易忽视对企业借贷行为的事后监督,从而债权人治理失效的作用会被进一步放大。反之,良好的外部治理环境可以对银行债权人治理失效形成有益补充,从而抑制企业投资效率的恶化。基于此,本文采用分析师追踪人数和网络媒体报道数量两个指标来度量企业外部治理环境,具体包括:(1)以分析师追踪人数来度量企业外部治理环境,并将中位数及以上企业归类为好外部治理环境组,中位数以下企业归类为差外部治理环境组;(2)以网络媒体报道数量来度量企业外部治理环境,并将中位数及以上企业归类为好外部治理环境组,中位数以下企业归类为差外部治理环境组。表8汇报了基于企业外部治理环境的分组回归结果。容易看出,无论是外部治理环境较好的企业还是外部治理环境较差的企业,银行贷款 *Bankloan* 和国有银行贷款 *Banksoe* 的估计系数均显著为正,但是前者估计系数仅为后者的1/2左右。这些结果说明,银行贷款及其所有制结构对企业投资效率的负向作用在外部治理环境较差的企业更为凸显。

表8 异质性检验 II :企业外部治理环境的重要性

	分析师追踪人数				网络媒体报道数量			
	高	低	高	低	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Bankloan</i>	0.1887 ** (0.0789)	0.3592 *** (0.1012)			0.1419 ** (0.0657)	0.3524 *** (0.0916)		
<i>Banksoe</i>			0.1978 ** (0.0892)	0.3429 *** (0.1155)			0.1563 ** (0.0792)	0.3253 *** (0.1007)
<i>Banknsoe</i>			0.0843 (0.3279)	0.3456 (0.3240)			0.0233 (0.2555)	0.5714 * (0.3210)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2078	1888	2078	1888	2542	2546	2542	2546
调整 R ²	0.1558	0.1720	0.1556	0.1704	0.1341	0.1482	0.1340	0.1474

(二)进一步讨论

前文分析充分证实了银行贷款及其所有制结构对企业投资效率具有负向作用,那么企业经营状况将发生怎样的变化?理论上讲,企业非效率投资意味着资金配置效率不高,理应会增加企业的经营风险。为此,遵照 Serfling (2016)的做法,本文利用“息税前利润 - 销售收入”敏感性框架,考察银行贷款及其所有制结构对企业经营风险的影响。在该检验框架中,“息税前利润 - 销售收入”敏感性越高,意味着企业的经营风险越高。具体模型构建如下:

$$\Delta \ln Ebit_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sale_{it} + \beta_2 Dv_{it} + \beta_3 Dv_{it} \times \Delta \ln Sale_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \gamma_t + \omega_p + \epsilon_{ipt} \quad (4)$$

^①事实上,本文还探讨了地区市场化水平的重要性,并发现银行贷款及其所有制结构对企业投资效率的负向作用在市场化水平较低的地区较为凸显。限于篇幅,这部分结果未予报告,留存备案。

其中, $\Delta \ln Ebit$ 为息税前利润自然对数的变化量; $\Delta \ln Sale$ 为销售收入自然对数的变化量; Dv 为核心解释变量, 包括银行贷款 $Bankloan$ 、国有银行贷款 $Banksoe$ 以及非国有银行贷款 $Banknsoe$ 。

表 9 汇报了回归结果。观察第 (1) ~ (3) 列可知, 无论是全样本还是投资过度和投资不足两组子样本, $Bankloan \times \Delta \ln Sale$ 的估计系数均显著为正。这些结果说明, 随着企业银行贷款占比的增加, “息税前利润 - 销售收入” 敏感性趋于强化, 即银行贷款显著加剧了企业经营风险。类似地, 结合第 (4) ~ (6) 列可得, $Banksoe \times \Delta \ln Sale$ 的估计系数均显著为正 [第 (6) 列除外], $Banknsoe \times \Delta \ln Sale$ 的估计系数均未通过显著性检验。这些结果意味着, 相对于非国有银行贷款占比, 国有银行贷款占比的增加显著提升了企业“息税前利润 - 销售收入” 敏感性, 即国有银行贷款对企业经营风险的加剧作用更强。综上可知, 银行贷款及其所有制结构的负向投资治理效应致使企业内部资金的配置效率更为低下, 进而加剧了企业经营风险。

表 9 银行贷款及其所有制结构与企业经营风险

	$\Delta \ln Ebit$ 方程					
	全样本	投资过度	投资不足	全样本	投资过度	投资不足
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Bankloan \times \Delta \ln Sale$	0.1325 *** (0.0500)	0.1907 ** (0.0908)	0.1212 ** (0.0595)			
$Banksoe \times \Delta \ln Sale$				0.1271 ** (0.0568)	0.2372 ** (0.1053)	0.0966 (0.0662)
$Banknsoe \times \Delta \ln Sale$				0.1804 (0.1832)	-0.0403 (0.5455)	0.2834 (0.1964)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2174	920	1254	2174	920	1254
调整 R^2	0.2971	0.3462	0.3072	0.2972	0.3473	0.3077

注: 实际回归过程中本文已纳入独立项, 但限于篇幅, 独立项的结果未予汇报, 留存备案。

七、研究结论

以中国 2010—2016 年非金融类上市公司为研究样本, 本文系统考察了银行贷款及其所有制结构对企业投资效率的影响。基于非金融类上市公司银行贷款数据的计量结果发现, 银行贷款显著抑制了企业投资效率, 具体表现为同时加剧了过度投资和投资不足。特别地, 上述效应集中发生在国有银行, 而且在内外部治理能力弱的企业更强。进一步的文本分析发现, 企业所承受的银行监管力度与国有银行贷款负相关, 但与非国有银行贷款不显著相关, 证实了国有银行和非国有银行两类债权人对企业投资行为存在差异化约束效应。此外, 本文排除了融资成本和债务期限结构两个竞争性假说, 并从克服模型内生性、替换核心变量度量方式以及纳入更多固定效应等多个维

度进行了稳健性检验。

结合理论分析和实证结果,本文提出如下三方面的政策建议。第一,强化银行对企业投资行为的债权人监督作用。在利用银行进行宏观政策调控和承担社会责任的过程中,需要特别关注银行贷款对企业非效率投资行为的事后监管,从而优化资本配置效率并规避系统性风险。第二,继续推进银行业市场化结构改革,在确保国有银行主导地位的同时,提升非国有银行的占比。与国有银行相比,非国有银行的预算硬约束使得其对企业经营风险更加关注,从而可以更好地发挥债权人的外部治理作用。第三,完善公司内部治理制度和外部治理环境。企业内外部治理环境是银行监督企业非效率投资行为的重要前提,营造透明的信息公开渠道有助于充分发挥银行贷款的外部治理作用。

参考文献:

1. 邓莉、张宗益、李宏胜:《银行债权的公司治理效应研究——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》2007年第1期。
2. 郭泽光、敖小波、吴秋生:《内部治理、内部控制与债务契约治理——基于A股上市公司的经验证据》,《南开管理评论》2015年第1期。
3. 金宇超、靳庆鲁、宣扬:《“不作为”或“急于表现”:企业投资中的政治动机》,《经济研究》2016年第10期。
4. 李维安、马超:《“实业+金融”的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究》,《金融研究》2014年第11期。
5. 李云鹤:《公司过度投资源于管理者代理还是过度自信》,《世界经济》2014年第12期。
6. 陆磊、李世宏:《中央—地方—国有银行—公众博弈:国有独资商业银行改革的基本逻辑》,《经济研究》2004年第10期。
7. 蔡好东、刘浩、朱炜:《过度负债企业“去杠杆”绩效研究》,《会计研究》2018年第12期。
8. 田利辉:《杠杆治理、预算软约束和中国上市公司绩效》,《经济学(季刊)》2004年第S1期。
9. 王满四、邵国良:《银行债权的公司治理效应研究——基于广东上市公司的实证分析》,《会计研究》2012年第11期。
10. 王满四、徐朝辉:《考虑市场治理体系的银行债权治理及其效应研究——来自A股工业企业的经验证据》,《会计研究》2020年第1期。
11. 王艳艳、于李胜:《国有银行贷款与股价同步性》,《会计研究》2013年第7期。
12. 温军、冯根福、刘志勇:《异质债务、企业规模与R&D投入》,《金融研究》2011年第1期。
13. 巫岑、黎文飞、唐清泉:《银企关系、银行业竞争与民营企业研发投入》,《财贸经济》2016年第1期。
14. 于文超、梁平汉、高楠:《公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究》,《经济学(季刊)》2020年第3期。
15. 张一林、林毅夫、龚强:《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》,《管理世界》2019年第3期。
16. Bharath, S. T., & Hertz, M., External Governance and Debt Structure. *Review of Financial Studies*, Vol. 66, No. 9, 2019, pp. 3335 – 3365.
17. Chen, H., Chen, J. Z., Lobo, G. J., & Wang, Y., Association between Borrower and Lender State Ownership and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research*, Vol. 48, No. 5, 2010, pp. 973 – 1014.
18. Datta, S., Iskandar-Datta, M., & Raman, K., Managerial Stock Ownership and the Maturity Structure of Corporate Debt. *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 5, 2005, pp. 2333 – 2350.
19. Degryse, H., & Van Cayseele, P., Relationship Lending within a Bank-Based System: Evidence from European Small Business Data. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 9, No. 1, 2000, pp. 90 – 109.
20. Deng, Y., Morek, R., Wu, J., & Yeung, B., China's Pseudo-Monetary Policy. *Review of Finance*, Vol. 19, No. 1, 2015, pp. 55 – 93.
21. Diamond, D. W., Seniority and Maturity of Debt Contracts. *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 3, 1993, pp. 341 – 368.
22. Graham, J. R., How Big Are the Tax Benefits of Debt. *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5, 2000, pp. 1901 – 1941.
23. Hassan, T. A., Hollander, S., Van Lent, L., & Tahoun, A., Firm-Level Political Risk: Measurement and Effects. *Quarterly*

Journal of Economics, Vol. 134, No. 4, 2019, pp. 2135 – 2202.

24. Jensen, M. C. , & Meckling, W. H. , Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, 1976, pp. 305 – 360.

25. Lin, J. Y. , Sun, X. , & Wu, H. X. , Banking Structure and Industrial Growth: Evidence from China. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 58, 2015, pp. 131 – 143.

26. Park, C. , Monitoring and Structure of Debt Contracts. *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 5, 1990, pp. 2157 – 2195.

27. Richardson, S. , Over-Investment of Free Cash Flow. *Review of Accounting Studies*, Vol. 11, No. 2 – 3, 2006, pp. 159 – 189.

28. Serfling, M. , Firing Costs and Capital Structure Decisions. *The Journal of Finance*, Vol. 71, No. 5, 2016, pp. 2239 – 2285.

The Effects of Bank Loans and Bank Ownership Structure on Corporate Investment Efficiency in China

LIU Guanchun (Sun Yat-sen University, 510275)

ZHANG Jun (Fudan University, 200433)

YE Yongwei (Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

Abstract: Using the hand-collected data on bank loans in China, this paper examines whether bank loans and bank ownership structure affect corporate investment efficiency. The results show that there is a significant negative relationship between bank loans and corporate investment efficiency, which is manifested in the aggravation of overinvestment and underinvestment, especially when the loans are from state-owned banks, and the negative effect on investment efficiency is more pronounced for firms with weaker governance capacity. Further, the mechanism test shows that creditor supervision intensity of firms is negatively related to loans provided by state-owned banks, but not to loans provided by non-state-owned banks. In particular, as the loan cost and debt maturity are associated with bank loans and bank ownership structure, we exclude these alternative explanations. Overall, our findings argue that bank loans and bank ownership structure do not play an active external governance role, so it is of great significance to deepen market-oriented structural reform of the banking sector.

Keywords: Bank Loans, Ownership Structure, Investment Efficiency, External Governance Effect

JEL: G31, J24, O12

责任编辑:诗 华