【银行研究】

银企共同持股与中国的企业创新

王永钦　　杨　璨

【摘　　要】在“银行主导型”金融体系下,银行贷款是中国企业创新融资的主要渠道。如何引导银行资金更多地流向科技创新领域是高质量发展阶段有待研究的重要问题。银企因股东重合而形成的共同持股为企业融资和创新提供可能便利。本文使用2007—2019年中国A股上市公司与银行借贷关系微观数据,实证研究上市公司与其贷款银行间因股东重合而形成的银企共同持股如何影响企业创新行为。结果发现,银企共同持股显著提升了企业研发创新水平,在使用2015年“股灾”引发的政府救市这一外生冲击作为工具变量识别因果关系后,这一结果保持稳健。进一步地,影响机制检验表明,银企共同持股通过提升企业贷款规模而促进创新;同时,在非国有企业、外部融资依赖度更高、信息不对称程度更高的企业中,银企共同持股对创新的促进作用更显著,验证了银企共同持股通过缓解融资约束与降低信息不对称程度两种渠道促进创新。本文的研究为理解银行在高质量发展中的作用提供了新的视角。

【关 键 词】共同持股;银企关系;贷款规模;创新

【作者简介】王永钦,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心教授;杨璨(通讯作者),复旦大学经济学院博士研究生,Email:yangc19@fudan.edu.cn(上海　200433)。

【原文出处】《财贸经济》(京),2023.9.57~74

【基金项目】国家社会科学基金重大项目“新阶段、新理念、新格局下我国金融结构优化与高质量发展研究”(22ZDA028)。

一、引言

从要素驱动、投资驱动到创新驱动,从规模扩张到结构升级,随着增长动力的不断转换,中国经济已进入高质量发展阶段,创新成为引领经济增长的第一动力。经济发展需要资本市场的支持,在不同的发展阶段,适合经济发展的金融结构可能不同(Allen和Gale,2001)。要进一步深化创新驱动、提高企业自主创新能力,迫切需要与高质量发展阶段相适合的新的金融结构与融资方式。已有研究表明,在经济发展的初级阶段,“银行主导型”金融体系可能更为适合,传统的银行贷款融资有助于减少市场摩擦,约束企业道德风险,保护自身权益与金融市场稳定;而当经济进入以创新为主导的发展阶段,以股票市场为代表的金融市场则能通过金融产品创新有效分散风险,从而为企业产品创新与技术研发提供支持(Allen和Gale,1997;张成思、刘贯春,2015)。

中国属于典型的“银行主导型”金融体系(张成思、刘贯春,2015)。对实体企业来说,银行贷款是重要的资金来源,其获得和使用直接关乎企业的生死存亡,直接影响着实体企业的经营和发展,进而对中国经济产生深远影响。2021年政府工作报告指出,“引导银行扩大信用贷款、持续增加首贷户,推广随借随还贷款,使资金更多流向科技创新”。要想更好发挥金融服务实体经济的重要作用,引导金融资源流向科技创新实体,优化提高信贷资源配置效率,银行也需要深化落实改革创新,才能发挥出金融更好地服务实体经济的作用。在新冠疫情全球大流行背景下,资金链断裂导致中小企业破产频发,企业融资特别是中小企业的融资问题更加严峻,民营企业与中小企业生产经营更需金融体系支持。2021年政府工作报告指出,“支持银行定向增加贷款并降低利率水平,对中小微企业贷款延期还本付息,大型商业银

行普惠小微企业贷款增长 50% 以上,金融系统向实体经济让利 1.5 万亿元”。“金融让利实体经济”是现阶段有效解决“脱实向虚”难题的有效举措,而如何实现“金融与实体经济”的双赢,也是高质量发展阶段亟待思考的重要问题。

另外,随着资本市场的不断发展与金融化现象的加剧,银行与企业间因股东重合而形成的银企共同持股现象也日益普遍。据本文统计,2007—2019 年,在本文的研究样本中,通过共同的十大流通股东与其贷款银行形成共同持股关联的上市公司占比为 20.67%。相比银行直接持股企业而形成股权关联的情形,这种因共同股东而形成的所有权关联可能更易达成,原因在于银行直接持股可能面临监管与信息披露等诸多限制。已有研究表明,这种上市公司与其贷款银行之间共同持股能够显著降低银行贷款利率、提高银行贷款规模,为企业融资提供便利(Ojeda,2018)。对于中国而言,在高质量发展背景下,这种股权关联方式是不是一种提高信贷资源可能性、缓解企业融资约束的有效方式,进一步地,其又对企业创新行为造成了怎样的影响,到底是通过为企业带来更多的信贷资源而促进了企业的创新,还是造成了资源错配进而抑制创新,抑或是没有显著影响,还需要进一步地研究。

基于此,本文使用 2007—2019 年中国 A 股上市公司与银行借贷关系数据,实证研究上市公司与其贷款银行间的银企共同持股与企业创新间的关系。与以往研究相比,本文可能的创新之处如下。第一,为深入研究银企关系的创新效应提供了银企共同持股这一新的角度,也为检验银企共同持股的创新效应提供了中国证据。本文首次采用中国上市公司数据,较早地系统检验了银企共同持股对中国企业创新的影响。现有从股权关联角度研究银企关系的文献大多从银行持股企业或企业持股银行的角度(Pan 和 Tian,2015;Lu 等,2012)进行研究,而关于共同持股经济影响的研究也大多聚焦于同行业企业横向共同持股的经济影响。而本文对银企由于股东重合而形成的共同持股关联对于实体企业创新的影响进行研究,为银企关系表现形式提供了新的角度,对于更好理解共同持股的经济影响以及更好发挥银行融资对企业创新的积极作用具有重要的现实意义。第二,为识别银企共同持股影响企业创新的因果关系提供了新的依据。本文首次使用 2015 年“股灾”引发的政府救市作为外生冲击,识别了银企共同持股影响企业创新的因果关系。采用此因果识别方法的原因在于,在 2015 年“股灾”发生前,中央汇金投资有限责任公司(简称中央汇金公司)本就是中国银行等大型国有商业银行的大股东。而在 2015 年第三季度政府救市开始后,以中国证券金融股份有限公司(简称中证金融公司)、中央汇金公司为代表的“国家队”出于救市目的,大幅持有上市公司股票,造成了银企共同持股的外生增加,本文以此作为外生冲击构建相关工具变量进行两阶段最小二乘估计,实现了对因果关系的有效识别。

二、文献回顾与理论分析

(一)银企股权关联与企业行为

与本文直接相关的一类文献的研究主要集中于银企股权关联如何影响企业行为。其中银企股权关联既包含银行持股企业所形成的股权关联,也包含企业持股银行所形成的股权关联。关于银企股权关联的经济影响,现有研究大多从债务融资(Pan 和 Tian,2015)、企业绩效(Weinstein 和 Yafeh,1998)等方面进行研究。大部分文献支持银企股权关联会促进债务融资的观点,是基于这种股权关联能够加强监督、减轻信息不对称(Allen 等,2005)。Pan 和 Tian(2015)基于中国上市公司数据的研究发现贷款银行持股公司提高了信贷可得性,但这种股权关联扭曲了国有企业的投资效率。Weinstein 和 Yafeh(1998)研究了日本的银企关联对企业业绩的影响,发现银企股权关联显著提高了借款企业获得贷款的便利性,但并没有提高其盈利和增长性,原因在于银企关系所产生的好处大部分被银行所攫取。

(二)共同持股的经济影响

共同持股是指企业间由于股东重合而形成的关联(Schmalz,2018)。现有共同持股文献大多聚焦于研究同行业企业横向共同持股的经济影响(Azar 等,2018;He 和 Huang,2017)。理论上,当股东持有其他公司股票时,其目标可能偏离传统公司金融理论所提出的公司自身价值最大化,原因在于此时本公司价值最大化可能损害股东所持股的其他公司利益。现有实证研究也支持了同行业企业共同持股的反竞

争效应,同行业企业共同持股扭曲市场机制、形成垄断合谋(于左等,2021),进而产生抬高产品价格(Azar 等,2018)、降低产出(Saidi 和 Streitz,2021)、减少投资激励(Gutiérrez 和 Philippon,2016)、弱化公司治理(Antón 等,2020)等不利后果。也有研究表明,共同持股可以通过协同效应而带来积极作用,包括内化企业间外部性(Gordon,2003)、降低信息不对称程度(He 和 Huang,2017)、加强企业间技术溢出(López 和 Vives,2017)、分散企业间风险(He 和 Huang,2017)、降低融资成本(Chen 等,2021)等。除同行业共同持股外,现有研究也证实,产业链上下游企业间的纵向共同持股更可能表现为显著的正向协同效应(Freeman,2021)。而关于上市公司与其贷款银行间的共同持股,现有研究还比较缺乏。Ojeda(2018)发现,当企业与其贷款银行有共同机构所有权时,企业可以以更低的利率从银行获得更多贷款。与供应商与客户的供应链关系类似,上市公司与其贷款银行间也是一种纵向关系(Ojeda,2018)。不同的是,银行提供给上市公司的是资金而非原材料,此情形下共同持股的作用方式与经济影响可能不同。

(三)银企共同持股与企业创新

银企共同持股作为一种股权关联方式,相比直接持股可能更为隐蔽而普遍,原因在于直接持股往往会面临监管要求或信息披露等诸多限制,而在现行监管体系下共同持股这一股权方式所受限制较少。现有研究基于美国数据证实了银企共同持股给企业信贷融资所带来的正面作用(Ojeda,2018)。然而,对银企共同持股对企业创新产生的经济影响,特别是对于中国企业创新的影响,相关研究还比较缺乏,其作用方向和影响机制还不明确。

一方面,银企共同持股对企业创新可能带来积极作用。企业研发创新活动需要大量的外部融资,而银行是企业重要的融资来源,针对企业产品创新与技术研发,股票市场虽能有效分散风险(张成思、刘贯春,2015),但银行贷款仍是中国企业创新融资的重要渠道(Ayyagari 等,2010)。银企共同持股可能通过扩大融资规模而促进企业创新。在借贷双方存在共同股东的情况下,共同股东既从银行的利息收入中获益,又从企业生产经营活动取得的利润中受益,贷款是企业与银行间的内部交易(Ojeda,2018)。因此,在某种程度上,企业将贷款利息支付给银行的行为更像是共同股东内部资金的转移,银行所获得利息收入的增加是以共同股东所持股企业利息支出的同步增加为代价的,企业利息支出的增加势必会导致息后利润的减少,进而影响投资组合的总利益。所以说,相比银行的利息收入,企业进行生产经营活动所获得的利润显得更加重要,从利益最大化的角度出发,共同股东会想方设法地增加企业投资于生产经营活动的利润而不是银企间内部转移的利息收入,因而如何增加企业的经营利润成为共同股东所关注的重点。当企业面临好的投资机会时,银行就更可能为企业提供更好的贷款条件、更多的低息贷款,从而缓解其融资约束,使其有资金用于创新等投资项目。因此,银企共同持股所能带来的信贷可得性的增加更有可能为企业研发创新提供直接的融资来源,能够缓解企业的融资约束,使企业有资源用于创新。此外,信息渠道也是银企共同持股影响企业创新的可能机制。共同股东的存在有助于减轻银企间信息不对称,减少银企间在信息和监督方面的摩擦(Ojeda,2018)。研发活动风险高、机密性强,银行与企业间信息不对称程度较高,特别是对于缺乏信贷评级的公司更是如此。银企共同持股下,共同股东更有动力成为银行与企业间信息沟通的桥梁,从而减轻信息不对称,识别和发现有利的投资机会和有前景的研发项目给予资金支持,发挥信息传递的积极作用。

另一方面,银企共同持股也可能给企业创新带来消极影响。虽然已有研究证实了银企共同持股使企业以更低的贷款利率获得更多的贷款(Ojeda,2018),但这些信贷融资未必被用于技术创新活动,而可能被用于与创新相悖的金融投资活动。随着企业金融化的加剧,很多非金融企业也在从事影子银行活动(如将从银行获得的借款再放贷给其他企业)(王永钦等,2015),形成“脱实向虚”。在这种情况下,企业获得的银行贷款既没有用于生产经营,也没有用于投资创新,而是用于金融领域的投资,甚至流向房地产市场,进一步挤出创新投资。已有研究还表明,金融化能够显著降低企业实业投资率(张成思、张步昙,2016),过度金融化会导致股价崩盘、破坏金融市场稳定(彭俞超等,2018)。在企业金融化

与中国经济存在“脱实向虚”现象的今天,这样的情况不禁让人深思。银企共同持股作为资本扩张的一种形式,其到底是通过缓解融资约束而促进创新,还是通过加剧企业金融化而抑制创新;其对于企业创新到底产生怎样的影响,是需要实证检验的命题。基于此,本文提出如下待验证的研究假说。

H1:银企共同持股通过融资与信息渠道促进了企业创新。

H2:银企共同持股通过加剧企业金融化而抑制了企业创新。

三、银企共同持股的测度与特征性事实

(一)数据来源与样本选择

本文使用 2007—2019 年沪深两市 A 股上市公司的季度面板数据。由于会计准则变化,本文选择 2007 年为研究的初始年份。获取上市公司与贷款银行借贷关系相关数据的过程是:首先从锐思数据库获得了上市公司借贷明细数据,并保留其贷款方为 A 股上市银行的样本;其次根据贷款银行名称得到其股票代码;最后将上市公司向同一银行获得借款的金额在其所属的一个季度内进行加总,从而得到在一个季度内某家上市公司向某家银行贷款的总金额。在此基础上,进行如下清理:删除金融类上市公司;删除 ST 类上市公司。共计得到 35473 个“上市公司—银行—时间(年份—季度)”观测值。

本文的股东数据来源于 Wind 数据库前十大流通股股东文件。上市公司借贷明细数据来自锐思数据库,专利数据取自国家知识产权局专利检索网站,其他财务数据来自 Wind 数据库。本文所用的行业分类标准取自中国证监会发布的于 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》。为消除极端值的影响,对部分连续变量做了 1% 的缩尾处理。

(二)银企共同持股的测度

本文银企共同持股是指在贷款发放季度,同一股东同时持股的上市公司与为其提供贷款的银行所形成的股权关联。本文参考 Ojeda(2018)的做法,采用以下方式构建银企共同持股变量(*BFCO*)。在锐思数据库得到上市公司借贷信息后,利用 Wind 数据库中前十大流通股股东文件,分别得到上市公司与其贷款银行的前十大流通股股东及其持股比例明细数据。并且,为更加全面地刻画银企共同持股的影响,本文对上市公司前十大流通股股东明细数据进行了以下处理。首先,由于现有持股数据属于证券投资基金及其他理财账户持股的明细数据,而同一家公司发行的不同基金或其他理财账户都受到本公司的约束,彼此之间有一定共性,甚至持仓的股票都很类似,因此,为了全方位研究银企共同持股的影响,不低估共同持股的重要作用,本文将前十大流通股股东明细数据中的基金及其他理财账户手工追溯到其所属公司层面,并在所属公司层面将同一家公司发行的不同基金及理财账户对各上市公司持有的流通股比例进行汇总,也即对上市公司前十大流通股股东中同一公司的股东进行了归并处理,并对属于同一公司的所有股东的持股比例进行了汇总。其次,在进行持股比例汇总与归并处理后,确定在给定时间点上同时持有上市公司与其贷款银行股份的股东,并将这样的股东标记为共同股东。最后,分别计算共同股东持有的上市公司流通股股份比例总和(*FCO*)和其持有的银行流通股股份比例总和(*BCO*),并得到两者的乘积 *BFCO*,具体计算方式如下:

$$BFCO_{f,b,t}=FCO_{f,b,t}\times BCO_{f,b,t}=\frac{\sum H_{f,c,t}}{H_{f,t}}\times\frac{\sum H_{b,c,t}}{H_{b,t}}$$

其中,c 代表共同股东,H 代表上市公司或银行的股份,上市公司与银行分别用 f 和 b 表示,t 代表贷款发放所在季度。*BFCO* 的值越大,企业与银行间共同持股程度越高。*FCO* 也用于度量银企共同持股程度,它衡量了在贷款发放时共同股东对于借款公司的既得利益程度。*FCO* 值越大,银企共同持股程度越高。

此外,本文还构建了银行与上市公司是否共同持股的虚拟变量(*BCOD*),用以度量银企共同持股,若存在在给定时间点上同时持有上市公司与其贷款银行流通股股份的股东,则 *BCOD* 取 1,否则取 0。在基准回归中,用 *BFCO* 作为银企共同持股的度量变量;而在稳健性检验中,用 *BCOD* 与 *FCO* 作为银企共同持股的替换变量。

(三)银企共同持股的分布特征

1. 银企共同持股行业分布特征

本文依据上市公司与其贷款银行的前十大流通股股东信息,测算了各行业中与其贷款银行形成银企共同持股关联的上市公司占比,即样本中各行业 *BCOD*=1 的企业占比。如图 1 所示,不同行业间银

企共同持股企业占比相差较大;银企共同持股占比较高的行业主要是能源类、交通类等国有垄断行业,也有医药制造、农业、餐饮、仓储、零售等民生行业。

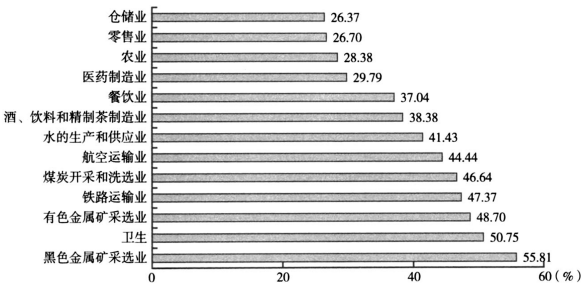

图 1　排在前 13 位的行业银企共同持股企业占比(2007—2019 年均值)

资料来源:根据 Wind 数据计算绘制。

2. 银企共同持股企业层面特征

表 1 给出是否存在银企共同持股关联的两组企业相关变量的均值检验结果。可以看出,相比不存在共同持股关联的企业,与其贷款银行通过共同的十大流通股股东形成共同持股关联的上市公司研发投入强度均值更高,贷款规模更大,机构投资者持股比例更高,企业杠杆率更高,企业资产规模更大,国有企业比例更高,企业盈利能力更强,企业经营活动现金流更多,年龄更大,第一大股东持股比例更高,管理费用率更低。

(四)不同类型投资者与银企共同持股形成

A 股市场投资者主要包括个人投资者、境内专业机构投资者(公募基金、私募基金、证券公司、保险公司、信托公司等)、境外机构(QFII、RQFII、陆股通等)和一般法人(一般法人团体、非金融类上市公司)四大类。本文根据共同股东的投资者类型对样本中有银企共同持股的“上市公司—银行—时间(年份—季度)”观测值(即 *BFCO*=1 的样本)进行分类,计算不同类型投资者共同持股所形成的银企共同持股企业占样本中银企共同持股企业总数的比重,其中,一般法人团体共同持股占据了绝大部分,占比达 59.07%;其次,陆股通的共同持股占比达 15.96%,公募基金共同持股占比达 13.37%,保险公司共同持股占比达 10.49%,其余类型共同持股占比则均不足 0.5%。

从分布看,一般法人团体占比最多,进一步分析一般法人团体的组成后发现,股票“国家队”是银企共同持股的主要来源,其中中证金融公司、中央汇金资产管理有限责任公司(简称汇金资管)、中央汇金

表 1　有银企共同持股关联与无银企共同持股关联的两组企业特征

变量	无银企共同持股		有银企共同持股		差值
	样本量	均值	样本量	均值	
RD	24055	2.846	6376	3.194	−0.348***
ln*loan*	27869	18.649	7287	19.148	−0.499***
Institution	27560	33.014	7329	41.769	−8.755***
Growth	27452	18.582	7039	18.430	0.152
Lev	28084	45.175	7329	47.445	−2.270***
Size	27691	21.641	7184	22.338	−0.697***
SOE	28084	0.301	7329	0.412	−0.111***
ROA	28082	3.215	7329	3.516	−0.301***
CFO	18957	0.468	4777	1.377	−0.909***
Age	28084	1.237	7329	1.274	−0.037***
*Top*1	28084	34.010	7329	35.231	−1.221***
AT	28084	0.388	7329	0.388	0.000
MF	28083	10.178	7329	9.972	0.206**

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。下同。各变量定义见下文。

公司三家公司共同持股占比达 58.50%，分别占比 17.38%、39.20% 和 1.92%。由此来看，股票“国家队”促成了银企共同持股的形成，原因在于中央汇金公司本就是由国家出资设立、根据国务院授权依法行使对国有商业银行权利和义务的国有独资公司。而在 2015 年“股灾”之后，出于救市目的，进一步成立汇金资管，并与中央汇金公司一道直接持股多家上市公司，从而形成银企之间的共同持股。

四、研究设计与实证结果

从上文分析发现，银企间更多地表现为一种资金供给与需求的关系，银企共同持股在不同行业的分布也存在差异，且是否具备银企共同持股的企业在经营特征等方面也有差异。下面将检验在经济高质量发展背景下，这种银企共同持股会对企业的创新行为造成怎样的影响。

（一）基准回归模型

为检验银企共同持股对企业创新的影响，本文构建以下基准回归模型进行研究：

$$Innovation_{f,t} = \alpha + \beta BFCO_{b,f,t} + \gamma Z_{f,t} + Ind_k + Time_t + FirmBank_{f,b} + \varepsilon_{f,b,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Innovation_{f,t}$ 表示企业 f 在 t 时的创新水平，在基准回归中以企业研发投入强度 *RD* 进行刻画，选取企业研发投入即研发支出与营业收入的比值作为企业创新投入的代理变量，并借鉴 Antón 等（2018）的方法，对研发投入变量的缺失值进行补充，只在企业研发历史上任意时间点出现研发支出额正值时才将缺失值估算为 0。在下文的稳健性检验中，本文将被解释变量替换为企业专利申请量与发明专利申请量，以研究共同持股对企业创新产出的影响。选取上市公司专利申请数与 1 总和的自然对数（ln*patent*）、发明专利申请数与 1 总和的自然对数（ln*invention*）作为创新产出的代理变量，即 ln*patent*=ln（1+专利申请数）、ln*invention*=ln（1+发明专利申请数）。

银企共同持股指标 $BFCO_{b,f,t}$ 为核心解释变量，按照上文所述方法进行构建。$Z_{f,t}$ 代表可能影响企业创新水平的相关控制变量①，具体包括：机构投资者持股比例（*Institution*），用该企业年末机构投资者持股比例表示；企业成长性（*Growth*），用营业收入的增长率衡量；企业杠杆率（*Lev*），用企业的资产负债率衡量；企业资产规模（*Size*），用企业年末总资产的自然对数表示；企业产权性质（*SOE*），如果该企业为中央或地方国有企业，该取值为 1，否则为 0；企业盈利能力（*ROA*），用企业总资产报酬率，即息税前利润与期初期末总资产平均值的比表示；企业经营活动现金流（*CFO*），用当期经营活动产生的现金流量净额与年末总资产的比表示；企业年龄（*Age*），用企业成立年限与 1 总和的自然对数衡量，即 *Age*=*ln*（1+企业成立年限）；第一大股东持股比例（*Top*1）；企业总资产周转率（*AT*），用营业总收入与企业期初期末平均总资产的比表示；企业管理费用率（*MF*），用管理费用与营业总收入的比表示。为进一步控制无关因素的影响，本文在基准回归模型中分别控制银企关系固定效应（*FirmBank*）（银行—企业对固定效应）、企业所在行业固定效应（Ind_k）、时间固定效应（$Time_t$）（到年份—季度层面），并在银企关系（银行-企业对）层面对标准误进行聚类。主要变量描述性统计结果如表 2 所示。

（二）基准模型回归结果

本文理论分析表明，银企共同持股对企业创新的影响，既可能表现为增加企业贷款规模、缓解企业融资约束、减少信息摩擦所带来的正向作用，也可能表现为加剧企业金融化，从而挤出研发创新投资的负向影响。为检验银企共同持股对企业创新的影响、检验上文研究假说，对模型（1）进行回归，结果如表 3 第（1）、第（2）列所示。其中，银企共同持股变量 *BFCO* 的系数符号与显著性是本文关注的重点。可以发现，无论是否加入控制变量，银企共同持股对企业研发投入强度均表现出显著正向影响。在影响幅度方面，第（2）列在控制全部控制变量、行业固定效应、时间固定效应、银企关系固定效应后，在其他条件不变时，当银企共同持股变量 *BFCO* 从低于平均值的一个标准差移动到高于平均值的一个标准差时，企业研发投入强度提高了 0.466②个单位，该估计结果在 5% 的水平下显著。以上结果初步验证了本文的研究假说 H1，在平均意义上，上市公司与为其提供贷款的银行间的共同持股关联促进了其研发投资的上升，银企共同持股表现为显著的创新协同作用。

出现这一结果的可能原因在于，银企共同持股加强了银行与企业间的联系，增加了企业从银行获

表 2　　主要变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
RD	30431	2.919	4.018	0	1.556	21.852
ln*loan*	35156	18.753	1.157	16.401	18.671	22.275
Institution	34889	34.853	22.783	0.104	35.192	82.852
Growth	34491	18.551	36.470	−50.808	12.444	189.249
Lev	35413	45.645	18.862	8.037	45.798	87.984
Size	34875	21.785	1.0444	19.843	21.722	24.590
SOE	35413	0.324	0.468	0	0	1
ROA	35411	3.277	3.373	−4.913	2.567	15.419
CFO	23734	0.651	5.974	−17.620	0.800	17.420
Age	35413	1.245	0.133	0.903	1.255	1.556
*Top*1	35413	34.263	14.184	8.040	33.330	70.640
AT	35413	0.388	0.327	0.031	0.297	1.840
MF	35412	10.135	7.388	0.796	8.662	42.886

表 3　　银企共同持股与企业创新:基准回归及稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	RD	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*	ln*patent*	ln*invention*
BFCO	0.242*** (3.22)	0.289** (2.42)						
BCOD			0.131** (2.52)					
FCO				0.031*** (2.99)				
*BFCO*1					0.249** (2.14)			
*BFCO*5						0.230** (2.04)		
Lag *BFCO*							1.222* (1.74)	1.998** (2.38)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
银企关系固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	26377	15799	15799	15799	15799	15799	495	495
调整后 R^2	0.726	0.866	0.866	0.866	0.866	0.866	0.766	0.754

注:括号中为 t 统计量,标准误聚类到银行—企业对层面。下同。

得的贷款量,从而缓解了企业融资约束,使企业有资源用于研发创新活动。同时,银企共同持股的存在有助于银行与企业间的信息交流与分享,研发创新是具有保密性的活动,其信息披露程度较低,而在银

企共同持股情况下,银企间的信息不对称程度降低,使得银行能够更好地识别出企业有潜力的创新项目,从而支持企业创新。下文将对此进行影响机制检验。

(三)稳健性检验

1. 替换解释变量

参考 Ojeda(2018)的做法,为进一步验证上述结果的稳健性,本文使用银行与企业是否共同持股的虚拟变量(*BCOD*)和银企共同股东持有的上市公司流通股股份比例总和(*FCO*)作为解释变量重新回归。

重新回归结果见表 3 第(3)、第(4)列。可以发现,更换银企共同持股度量指标后,银企共同持股对企业研发投入强度依旧有着显著的正向影响。在其他条件不变的情况下,相比无银企共同持股的企业,有银企共同持股的企业研发投入强度提高 0.131 个单位;同样,在其他条件不变时,当 *FCO* 从低于平均值的一个标准差移动到高于平均值的一个标准差时,企业研发投入强度提高了 0.115[③]个单位。进一步验证了银企共同持股的创新协同效应。

2. 施加持股比例限制

此外,由于基准回归中银企共同持股变量(*BFCO*)是基于前十大流通股股东中的全部共同股东而计算的,没有考虑共同股东持股比例的多少。为了验证该结果不是由少数持股比例很小的股东共同持股所造成的,本文参考 Freeman(2021)的做法,只计算对借款企业和银行持有流通股比例均不小于 1%的共同股东所持股比例的乘积,得到变量 *BFCO*1;并计算对借款企业和银行中任意一家持有流通股比例不小于 1%,而对另一家持股不小于 5%的共同股东持股比例的乘积,得到变量 *BFCO*5。分别将变量 *BFCO*1 与 *BFCO*5 代入模型(1)进行重新回归,结果见表 3 第(5)(6)列。结果表明,无论以何种方式度量银企共同持股,其对企业研发创新均表现出显著的正向影响,进一步验证了银企共同持股的创新协同效应。

3. 替换被解释变量

本文从创新产出维度出发,选用 ln*patent*、ln*invention* 作为被解释变量重新进行回归。考虑到研发投入与专利产出之间存在一定的时间滞后,将核心解释变量 *BFCO* 进行滞后处理得到 Lag *BFCO* 以重新进行检验。需要注意的是,由于从研发投入转化为专利产出的时滞较长,一般以年为单位,此部分采用年度面板数据进行回归,结果如表 3 第(7)、第(8)列所示。结果表明,在加入全部控制变量,行业、时间(年度)与银企关系固定效应后,银企共同持股对借款企业专利申请量与发明专利申请量均具有显著的正向影响。借款企业与其贷款银行间的共同持股显著促进了借款企业专利申请量、发明专利申请量的提升,进一步验证了银企共同持股的创新协同效应。

五、进一步分析与影响机制检验

(一)因果识别

虽然基准回归已控制了影响企业创新的相关因素及固定效应,但仍受到内生性问题干扰。企业和银行可能进行战略投资,当银行和企业均表现良好时,更多投资者特别是机构投资者会同时增加对两者的投资,从而无法确定是由银企共同持股导致企业创新水平的提升,还是企业创新水平提升吸引了更多投资者投资,进而形成共同持股,即存在反向因果问题,会导致银企共同持股与企业创新间的虚假关联。为克服这种内生性,本文使用 2015 年“股灾”引发的政府救市作为外生冲击,识别银企共同持股影响企业创新的因果关系。

本文构建银企共同持股核心解释变量 *BFCO* 的工具变量,识别银企共同持股影响企业创新的因果关系。参考 Dang 等(2021),工具变量 *HJ* 的取值方式为,若为该上市公司提供贷款的银行为工商银行等在“股灾”前就被中央汇金公司持股的五大国有商业银行,且中央汇金公司在时间 *t* 为其前十大流通股股东之一,则 *HJ* 变量取 1,否则取 0。这样取值的原因在于,由于中央汇金公司本就是五大国有商业银行的大股东,那么由于“股灾”而引发的政府救市,其贷款银行为中央汇金公司持股的工商银行等五大国有银行且借款公司自身被中央汇金公司持股的公司在“股灾”后更容易经历银企共同持股的外生增加,满足相关性要求,而且这样的重仓持股出于救市目的,与股票当前的市值与流动性可能有一定关系(Dang 等,2021),但与企业的创新水平无直接关联,也满足工具变量的外生性要求。以 *HJ* 工具变量进

行两阶段最小二乘(2SLS)估计,得到的回归结果如表4第(1)~(4)列所示。

表4第(1)列和第(3)列是使用工具变量 *HJ* 进行两阶段最小二乘估计的第一阶段回归结果,表明以 *BFCO* 为被解释变量时,*HJ* 的系数均在1%的水平下显著为正,且F值均显著大于10,说明不存在弱工具变量问题,且工具变量与内生变量个数相等,模型恰好识别。2015年"股灾"引发的政府救市行为导致了银企共同持股的显著增加。表4第(2)列和第(4)列表明,第二阶段回归中,在被解释变量为企业研发投入强度 *RD* 时,银企共同持股变量 *BFCO* 的系数也均显著为正,说明以2015年"股灾"引发的政府救市作为外生冲击构建工具变量来识别因果关系,银企共同持股对企业研发创新仍有显著正向影响。银企共同持股的创新协同效应保持稳健。

(二)基于企业性质的异质性分析

企业的所有权性质影响着企业的经营决策与发展。在公有制为主体、多种所有制共同发展的基本经济制度下,国有企业与非国有企业都是国民经济的重要组成部分,也是实现创新驱动的重要载体(国有企业与非国有企业这两类企业在公司治理与经营目标等方面具有较大差异)。上文分析提到,银企共同持股企业占比较高的行业包括能源类、交通类等国有垄断行业,那么对于这两类企业来说,银企共同持股对创新发挥的作用是否相同,还需进一步研究。基于此,本文根据企业的性质将全部样本分为国有企业样本与非国有企业样本,分别对模型(1)重新进行回归,并以 *HJ* 为工具变量进行两阶段最小二乘估计,试图分析不同所有权性质企业中银企共同持股影响创新的异质性作用,回归结果如表4第(5)~(8)列所示。可以发现,在国有企业样本中,银企共同持股对企业创新表现出了显著的负向作用;而在非国有企业样本中,银企共同持股对企业研发创新影响依然显著为正。这样的结果表明,企业与为其提供贷款的银行间的银企共同持股更有可能在非国有企业中发挥出更显著的创新促进作用。

出现这一结果的可能原因在于,根据 Allen 等(2005)的研究,非国有企业本就面临较为严重的融资约束,其更有动力通过基于信誉和关系的非正式制度取得融资。那么在这种情况下,银企共同持股这一制度安排对非国有企业的正向作用可能更为明显。相比之下,国有企业的实际控制人往往为中央或地方人民政府或国资委,其背后有着政府的隐性担保,而大型国有银行的实际控制人也为这些国有部门,因为政治关联以及政府隐性担保等,国有企业本就能够较为容易地从银行获得贷款,国有企业面临的融资约束较小,其通过银企共同持股这种关联形式得到贷款用于创新的动力不足。

表4　银企共同持股与企业创新:工具变量回归结果与基于企业性质的异质性分析

	全样本				非国有企业		国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	BFCO	*RD*	*BFCO*	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*
HJ	0.0492***		0.0476***					
	(7.01)		(6.10)					
BFCO		2.436*		3.472**	4.560**	5.967**	−4.970**	−3.202**
		(1.74)		(2.33)	(2.00)	(2.40)	(−2.76)	(−2.17)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是	否	是	否	是
银行固定效应	否	否	是	是	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
银企关系固定效应	是	否	否	否	是	否	是	否
样本数	15799	15799	19402	19402	11235	14043	4456	5325
第一阶段F值	49.18		37.23					

（三）影响机制检验

进一步地，银企共同持股到底通过怎样的机制和途径影响企业创新行为，本部分从融资渠道和信息渠道两个角度对此进行实证检验。

1. 融资渠道

（1）银企共同持股与企业银行贷款规模

借贷关系是银企关系最主要的方面，银企共同持股可能最为直接地影响着企业从银行获得的贷款规模。Ojeda（2018）基于 2000—2012 年美国数据的研究表明，当企业和银行被共同持股时，企业可以从银行以更低的利率获得更多的贷款。研发创新属于高风险的投资活动，企业研发创新活动需要大量的外部融资予以支持，银行贷款是中国企业创新融资的重要渠道之一（Ayyagari 等，2010）。银企共同持股是否能够通过促进企业贷款规模的增加，缓解企业面临的融资约束，进而为企业研发创新提供直接的资金来源，本部分对此进行检验。

首先，为研究银企共同持股对企业银行贷款规模的影响，本文构建模型（2）进行回归：

$$\ln loan_{f,b,t} = \alpha + \beta BFCO_{b,f,t} + \gamma Z_{b,f,t} + Ind_k + Time_t + FirmBank_{f,b} + \varepsilon_{f,b,t} \quad (2)$$

其中，被解释变量 $\ln loan_{f,b,t}$ 表示借款企业 f 在时间 t 内从贷款银行 b 处取得的贷款总额的对数值。因为本文所使用的数据为季度面板数据，所以，在回归中，首先对一个季度内一家企业从同一家银行取得的全部贷款进行加总，并参考 Ojeda（2018）的做法，将其取对数作为贷款规模的代理变量。④同时，为进一步验证银企共同持股与企业贷款规模的因果关系，本部分依旧使用 2015 年“股灾”引发的中央汇金公司持股所形成的虚拟变量 *HJ* 作为核心解释变量 *BFCO* 的工具变量进行两阶段最小二乘估计。

在控制变量方面，借鉴 Ojeda（2018）的研究，除控制企业资产规模等企业相关财务变量以外，为进一步控制银行资产水平及经营状况的影响，还控制了银行层面控制变量，即银行存款比例（*Deposit*），用银行存款占总资产的比重表示；银行资本（*B*ln*capital*），用银行一级资本净额的对数值表示。表 5 第（1）列显示了以 *HJ* 为 *BFCO* 工具变量的最小二乘估计的第一阶段结果，在以 *BFCO* 为被解释变量时，*HJ* 的系数在 1% 的水平下显著为正，且第一阶段回归的 F 值显著大于 10，说明不存在弱工具变量问题。表 5 第（2）列显示了第二阶段回归结果，银企共同持股变量 *BFCO* 对企业融资规模的影响显著为正，说明银企共同持股显著提升了企业的贷款规模，使企业从银行获得更多贷款。

同时，为进一步验证银企共同持股对企业银行贷款规模的正向作用，加强结论的稳健性，本文还使用上市公司逐笔银行贷款数据进行实证检验。具体来说，核心解释变量依旧为银企共同持股变量 *BFCO*，被解释变量为 $\ln loan_{f,b,t}$，将上市公司的每笔银行贷款所构成的“上市公司-银行-时间”当作一个样本，不在所属季度上进行加总，与上文的数据结构有所不同。同时使用 2015 年“股灾”引发的中央汇金公司持股所形成的虚拟变量 *HJ* 作为 *BFCO* 的工具变量，进行两阶段最小二乘估计。回归结果如表 5 第（3）列所示，可以发现，使用上市公司逐笔银行贷款数据进行回归，银企共同持股对企业创新依旧有着显著的正向作用，银企共同持股使企业从银行获得更多贷款。

（2）企业银行贷款规模与研发投入

然而，在企业获得银行贷款后，是否将这部分资金用于企业的研发创新，还需进一步研究。本部分为研究企业贷款规模与研发投入强度的关系，构建模型（3）进行回归：

$$RD_{f,t} = \alpha + \beta BFCO_{b,f,t} + \chi \ln loan_{f,b,t} + \gamma Z_{b,f,t} + Ind_k + Time_t + FirmBark_{f,b} + \varepsilon_{f,b,t} \quad (3)$$

回归结果如表 5 第（4）列所示。为进一步加强结论的稳健性，本文还使用了 2015 年“股灾”引发的中央汇金公司持股所形成的虚拟变量 *HJ* 作为 *BFCO* 的工具变量进行最小二乘估计，回归结果如表 5 第（5）列所示。结果表明，无论是以 *BFCO* 为解释变量进行 OLS 估计，还是以 *HJ* 作为 *BFCO* 的工具变量进行两阶段最小二乘估计，企业银行贷款规模对其研发投入强度的影响均显著为正。这说明银企共同持股所带来的企业银行贷款规模的增加显著地促进了企业研发投入强度的提升，进一步证明了银企共同持股通过提升企业贷款规模进而促进创新的融资渠道。

表 5　　影响机制检验:融资渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	BFCO	ln*loan*	ln*loan*	*RD*	*RD*	*Fin*	*Fin*	*Fin*
HJ	0.079*** (10.95)							
BFCO		0.460** (1.96)	0.497** (2.04)	0.165** (1.98)	1.415 (1.51)		−0.327* (−1.68)	−12.16*** (−5.39)
ln*loan*				0.084** (2.32)	0.075** (2.03)	0.053 (0.76)	0.055 (0.79)	0.119 (1.39)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
银企关系固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	21994	21994	23078	20228	20228	21780	21780	21780
第一阶段 F 值	119.92							

(3)银企共同持股、银行贷款规模与企业金融化

虽然本文已验证了企业通过银企共同持股获得更多的银行贷款并将之用于创新,但还需验证企业是否将其通过银企共同持股所得的银行贷款用于金融化用途。金融化也是信贷融资的可能去向之一,排除金融化的资金才能判断上文检验的因果逻辑是缜密的;而且金融化也与企业创新相悖,因此需要排除银行信贷增加后用于金融化的部分。基于此,本文构建企业金融化变量 *Fin*,参考马思超和彭俞超(2019)的做法,使用交易性金融资产、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、投资性房地产、买入返售金融资产、发放贷款及垫款和其他流动资产八个科目之和与总资产的比度量企业金融化的程度。以企业金融化变量 *Fin* 为被解释变量,实证检验银企共同持股、企业银行贷款规模与企业金融化的关系,回归结果如表 5 第(6)~(8)列所示。表 5 第(6)列检验了银行贷款规模与企业金融化的关系,发现银行贷款规模对企业金融化没有显著影响。第(7)列使用 OLS 回归检验了银企共同持股、银行贷款规模与企业金融化的关系。第(8)列是以 *HJ* 作为工具变量进行两阶段最小二乘估计的回归结果。结果均证明了银企共同持股所导致的企业银行贷款规模的增加对企业金融化的影响并不显著,进而排除了贷款融资的金融化去向,对本文研究假设 *H*2 进行了证伪。

(4)基于外部融资依赖度的分组回归

以上结果已验证了银企共同持股促进企业创新的融资渠道,为进一步加强结果的稳健性,下面基于借款企业所在行业外部融资依赖度进行分析。企业所在行业的特征对企业的融资约束程度有一定影响,相比处于外部融资依赖度较低行业的企业,外部融资依赖度较高行业的企业更加依赖银行贷款等外部融资。如果银企共同持股通过提高企业贷款规模、缓解企业融资约束的渠道促进企业创新水平提升,那么对所在行业外部融资依赖度较高的企业,应该有着更为明显的创新促进作用,创新协同效应可能更显著。因为其本身就更依赖外部融资,银企共同持股通过增加贷款规模而促进创新,对这部分企业创新的正向作用应该更强。

基于此,本文参考王永钦等(2018)的做法,首先,按照 Rajan 和 Zingales(1998)的方法计算样本期内美国各行业的外部融资依赖度,所使用的数据为 Compustat 美国上市公司数据,计算方法为(资本支出−现金流)/资本支出,现金流为经营活动中的现金流与存货的减少、应收账款的减少和应付账款的增加之和。其次,得到美国对应行业中全部上市公司

外部融资依赖度指标的中位数,并以此刻画中国对应行业的外部融资依赖度。[5]根据每个季度所有行业外部融资依赖度的中位数,将中位数及之上的样本划分为高外部融资依赖度样本,而将中位数之下的样本划分为低外部融资依赖度样本,两组样本分别对模型(1)进行回归,并使用 *HJ* 作为 *BFCO* 的工具变量进行两阶段最小二乘估计,得到的回归结果如表6第(1)~(4)列所示。无论是否加入控制变量,在低外部融资依赖度的一组中,银企共同持股对企业研发投入强度的作用均为正但不显著,而在高外部融资依赖度的一组中,银企共同持股对企业研发投入强度均有显著的正向影响。这进一步验证了银企共同持股通过提高贷款规模、缓解融资约束进而增加创新的融资渠道。

2. 信息渠道

已有研究表明,信息协同是银行降低风险与提升业绩的可能途径(王擎、田娇,2014)。而对于贷款企业来说,除了融资渠道外,银企共同持股也可能通过信息渠道发挥作用。当银行与企业有共同持股关联时,两者间的信息不对称程度得以降低,信息摩擦减小(Ojeda,2018)。研发活动属于风险高、机密性强的投资活动。而在银企间存在共同持股的情况下,共同股东既从银行贷款利息中受益,又从企业生产经营取得的利润中受益。共同股东更有动力成为银行与企业间信息沟通的桥梁,减轻两者间的信息不对称,识别和发现有利的投资机会和有前景的研发项目从而给予资金支持,发挥在信息传递方面的积极作用。

本文参考 Ojeda(2018)的做法,以在贷款发放所在季度企业是否有信用评级[6]作为评价银企间信息不对称程度的指标。信用评级显示了企业的还款能力和进入公共债务市场的机会。对于有信用评级的企业来说,市场对其还款能力等指标有一定的预期,银企间信息不对称程度较低;而对于没有信用评级的企业,其信息透明度较低,市场无法形成有效预期,银企间信息不对称程度较高。银企共同持股有助于减少银企间的信息不对称,原因在于共同股东可充当信息传递的渠道,发现有利的投资机会和有前景的研发项目从而给予资金支持,促进企业创新水平提升。如果银企共同持股的这种减轻信息不对称的信息渠道成立,则相比信息透明度较高的有评级企业,银企共同持股对于本来信息透明度较低的无评级企业的创新促进效应应该更强。本文对于有无信用评级两组样本分别进行回归,并使用 *HJ* 作为 *BFCO* 的工具变量进行两阶段最小二乘估计。表6第(5)~(8)列给出了有无信用评级两组样本的回归结果。对于无信用评级的样本来说,银企共同持股对企业研发投入强度有显著的正向作用,而对于有信用评级的企业,这一正向作用不显著。这一结果进一步说明了银企共同持股通过在银企间传递信息、降低银企间信息不对称程度而促进创新的信息渠道。

表6　影响机制检验:基于外部融资依赖度的分组回归与信息渠道检验

	高外部融资依赖度		低外部融资依赖度		有信用评级		无信用评级	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	RD	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*	*RD*
BFCO	9.016***	4.461*	0.312	0.264	0.452	0.477	8.430***	9.967***
	(5.99)	(1.81)	(0.22)	(0.14)	(0.20)	(0.29)	(2.85)	(3.26)
控制变量	否	是	否	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	否	否	否	是	否	是
银行固定效应	否	否	否	否	否	是	否	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
银企关系固定效应	是	是	是	是	是	否	是	否
样本数	12722	7322	10548	6072	4579	5868	10465	13434

六、结论与建议

党的二十大报告指出,“科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力”。科技创新需要金融体系的支撑。党的十九大报告提出,“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力,提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展”。党的二十大报告强调,“建设现代化产业体系。坚持把发展经济的着力点放在实体经济上”。传统的经济学理论认为,“银行主导型”债务融资体系不适合创新驱动的发展阶段,而以股票市场为代表的金融市场则更能有效分散风险而促进经济发展(Allen 和 Gale,1997)。如何把债权与股权相结合,为传统的银行贷款这一债务融资方式注入新的活力,本文从银企共同持股角度提出了可能答案。本文以 2007—2019 年中国 A 股上市公司为研究样本,实证研究银行与企业间由于股东重合而形成的银企共同持股对企业创新的影响,得到如下结论。

第一,企业与为其提供贷款的银行因股东重合而形成的银企共同持股显著提高了借款企业的研发创新水平,具有显著的创新协同效应。为减轻内生性问题,本文创新性地使用 2015 年“股灾”引发的政府救市作为外生冲击构建工具变量进行两阶段最小二乘估计来识别因果关系,回归结果与基础回归结果保持一致,银企共同持股依然有显著的创新协同效应。

第二,影响机制检验验证了银企共同持股促进企业创新的融资渠道。银企共同持股具有显著的融资促进效应,能够通过提升企业从形成银企共同持股关联的贷款银行获得的贷款规模进而促进创新。在融资约束更紧的非国有企业、高外部融资依赖度企业中,银企共同持股的创新协同效应更为显著,进一步验证了银企共同持股通过提高企业的银行贷款规模、缓解企业融资约束来促进企业研发创新水平的提升。

第三,影响机制检验还验证了银企共同持股促进企业创新的信息渠道。银企共同持股在信息不对称程度更高的企业中,创新协同效应更为显著,说明银企共同持股能够降低银企间信息不对称,发挥银企间信息传递的积极作用,从而识别和发现有前景的研发项目给予资金支持,发挥了有效的创新协同效应。

本文的研究工作支持了银企共同持股的创新协同效应,也从融资与信息两方面给出了其背后的影响机制。研究结论既为研究企业创新的影响因素提供了新视角,也为缓解企业融资难问题提供了新思路,还为研究银企共同持股影响企业创新的微观机制提供了新证据。本文对完善金融支持创新体系、增强金融服务实体经济能力也具有重要的政策启示。

第一,政府应加强对银企共同持股的引导,积极发挥其正向作用。本文研究结论表明,非国有企业、高外部融资依赖度的企业的融资约束较大,从银行获得贷款较为困难,政府也可引导其通过建立银企共同持股的方式获得融资,通过缓解融资约束提升创新水平;政府可引导银行的大股东主动投资自身的客户企业,降低银企间信息不对称,引导更多信贷资金流向科技创新领域,进一步发挥中国银行主导的金融体系的制度优势,促进创新驱动高质量发展。

第二,政府应加强对银企共同持股的监督管理,完善银企共同持股指标披露制度。虽然本文实证结果验证了银企共同持股不会加剧企业金融化,但作为资本扩张的一种形式,若银行与企业间共同持股程度过高,还是可能加剧影子银行扩张,甚至滋生损害其他中小银行和中小企业利益的垄断性行为。因此,本文建议政府建立相关的监管与信息披露机制,将银企共同持股纳入现有的监管体系,规避其潜在的不利后果。

注释:

①被解释变量 RD 及所有控制变量中的比例变量均以%为单位。

②该值的计算方法为,BFCO 的标准差×2×BFCO 的回归系数,即 0.807×2×0.289=0.466。

③该值的计算方法为,FCO 的标准差×2×FCO 的回归系数,1.857×2×0.031=0.115。

④对于本文中所有的价值变量,在取对数前均以 2006 年为基期采用历年城市居民消费价格指数进行平减。

⑤Rajan 和 Zingales(1998)指出,在世界范围内,美国的金融市场最为发达,法治和制度环境也最为完善,企业面临的外部融资困难最小,使用美国数据所反映出的行业外部融资依

赖度的差异主要是由行业本身的特征所导致的,用该指标来衡量其他国家对应行业的外部融资依赖度,可缓解使用本国数据可能存在的内生性问题。

⑥由监管部门认可的机构(含中债资信评估有限责任公司)做出的主体信用评级。数据来源于 Wind 数据库。

参考文献:

[1]马思超、彭俞超:《加强金融监管能否促进企业"脱虚向实"? ——来自 2006—2015 年上市公司的证据》,《中央财经大学学报》2019 年第 11 期。

[2]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》,《经济研究》2018 年第 10 期。

[3]王擎、田娇:《多元化战略、贷款质量与银行绩效——基于信息协同的角度》,《金融研究》2014 年第 5 期。

[4]王永钦、李蔚、戴芸:《僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据》,《经济研究》2018 年第 11 期。

[5]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》,《管理世界》2015 年第 12 期。

[6]于左、张容嘉、付红艳:《交叉持股、共同股东与竞争企业合谋》,《经济研究》2021 年第 10 期。

[7]张成思、刘贯春:《经济增长进程中金融结构的边际效应演化分析》,《经济研究》2015 年第 12 期。

[8]张成思、张步昙:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》2016 年第 12 期。

[9] Allen, F., & Gale, D., Comparing Financial Systems. Cambridge, MA: MIT Press, 2001.

[10] Allen, F., & Gale, D., Financial Markets, Intermediaries, and Intertemporal Smoothing. Journal of Political Economy, Vol. 105, No. 3, 1997, pp. 523-546.

[11] Allen, F., Qian, J., & Qian, M., Law, Finance, and Economic Growth in China. Journal of Financial Economics, Vol. 77, No. 1, 2005 pp. 57-116.

[12] Antón, M., Ederer, F., Giné, M., & Schmalz, M. C., Common Ownership, Competition, and Top Management Incentives. Ross School of Business Paper, No. 1328, 2020.

[13] Antón, M., Ederer, F., Giné, M., & Schmalz, M. C., Innovation: The Bright Side of Common Ownership?. SSRN Working Paper, No. 3099578, 2018.

[14] Ayyagari, M., Demirgüc-Kunt, A., & Maksimovic, V., Formal versus Informal Finance: Evidence from China. The Review of Financial Studies, Vol. 23, No. 8, 2010, pp. 3048-3097.

[15] Azar, J., Schmalz, M. C., & Tecu, I., Anticompetitive Effects of Common Ownership. The Journal of Finance, Vol. 73, No. 4, 2018, pp. 1513-1565.

[16] Chen, Y., Li, Q., Ng, J., & Wang, C., Corporate Financing of Investment Opportunities in a World of Institutional Cross-Ownership. Journal of Corporate Finance, Vol. 69, 2021, 102041.

[17] Dang, T. V., Li, W., & Wang, Y., Managing China´s Stock Markets: The Economics of the National Team. SSRN Working Paper No. 3546411, 2021.

[18] Freeman, K., Overlapping Ownership along the Supply Chain. Kelley School of Business Research Paper, 2021.

[19] Gordon, R., Do Publicly Traded Corporations Act in the Public Interest?. The BE Journal of Economic Analysis & Policy, Vol. 3, No. 1, 2003, pp 1-20.

[20] Gutiérrez, G., & Philippon, T., Investment - Less Growth: An Empirical Investigation. NBER Working Paper, No. w22897, 2016.

[21] He, J., & Huang, J., Product Market Competition in a World of Cross - Ownership: Evidence from Institutional Block - holdings. The Review of Financial Studies, Vol. 30, No. 8, 2017, pp. 2674-2718.

[22] López, A. L., & Vives, X., Cross - Ownership, R&D Spillovers, and Antitrust Policy. SSRN Working Paper, No. 2805398, 2017.

[23] Lu, Z., Zhu, J., & Zhang, W., Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence from China. Journal of Banking & Finance, Vol. 36, No. 2, 2012, pp. 341-354.

[24] Ojeda, W., Common Ownership in the Loan Market. University of California, Berkeley, 2018.

[25] Pan, X., & Tian, G. G., Does Banks´ Dual Holding Affect Bank Lending and Firms´ Investment Decisions? Evidence from China. Journal of Banking & Finance, Vol. 55, No. 6, 2015, pp. 406-424.

[26] Rajan, R., & Zingales, L., Financial Development and Growth. American Economic Review, Vol. 88, No. 3, 1998, pp. 559-586.

[27] Saidi, F., & Streitz, D., Bank Concentration and Product Market Competition. The Review of Financial Studies, Vol. 34, No. 10, 2021, pp. 4999-5035.

[28] Schmalz, M. C., Common-Ownership Concentration and Corporate Conduct. Annual Review of Financial Economics, Vol. 10, No. 1, 2018, pp. 413-448.

[29] Weinstein, D. E., & Yafeh, Y., On the Costs of a Bank-centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan. The Journal of Finance, Vol. 53, No. 2, 1998, pp. 635-672.