

国有股权参股与民营企业投资不足*

——基于资源效应与治理效应的双重视角

刘惠好 焦文妞

(中南财经政法大学金融学院,湖北 武汉 430073)



内容提要:在供给侧结构性改革背景下,国有股权参股是否以及如何影响民营企业投资不足受到广泛关注。本文以2007—2019年沪深A股非金融类民营上市企业为样本,考察了国有股权参股对民营企业投资不足的影响。结果表明:国有股权参股与民营企业投资不足之间呈显著U型关系。换言之,当国有股权持股比例尚未达到临界值时,国有股权参股有助于缓解民营企业投资不足,超过该临界值则会提高民营企业的投资不足程度。进一步研究发现,国有股权参股与民营企业投资不足的U型关系在银行业竞争性越弱的地区以及外部融资依赖度越高的行业中更为明显。机制分析表明,随着国有股权持股比例的增加,民营企业的资源效应和治理效应先增强后减弱,这是其投资不足程度呈U型变动的主要原因。本文结论既拓展了国有股权参股影响民营企业投资效率的相关研究,也为不同所有制资本间的有效混合提供了政策参考。

关键词:国有股权 投资不足 U型关系 资源效应 治理效应

中图分类号:F276.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)08—0076—19

一、引言

随着改革开放的不断深入,民营企业从无到有,从弱到强,逐步成为国民经济高速高质发展的重要力量。2017年,民营企业占比97.0%,发明专利申请数占比77.4%,吸纳就业人数1.55亿人;2020年,民营企业缴纳税收占比60.1%。可以看出,民营经济在技术创新、就业增加以及财政收入提高等方面发挥着不可替代的作用。然而,与国有企业相比,民营企业在很多方面仍然处于劣势地位,其中尤以融资问题最为突出。在中国以间接融资为主导的金融体系下,银行信贷“所有制歧视”与“规模歧视”的长期存在导致金融资源大多流向国有企业,民营企业则面临着较为严重的融资约束问题,而信贷资金的短缺极大地削弱了民营企业投资的积极性,加剧了企业投资不足。此外,民营企业多为个人控股或家族控股,这种股权结构虽然能够提高所有者与管理者利益的一致性,但增强了大股东侵占小股东利益的能力和动机,进而产生高昂的代理成本,降低企业投资效率(Lambert等,2007^[1];Biddle和Hilary,2006^[2];申慧慧等,2012^[3];喻坤等,2014^[4])。因此,如何缓解民营企业面临的融资问题和代理问题以降低其投资不足程度成为中国经济高质量发展的重要课题。

收稿日期:2022-02-28

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“健全我国多层次资本市场转板制度研究”(14BJY182);中南财经政法大学研究生科研创新项目“国有股权参股、融资约束与民营企业金融化研究”(202210546)。

作者简介:刘惠好,女,教授,博士生导师,研究领域是国际金融与金融政策,电子邮箱:huihaoliu@sina.com;焦文妞,女,博士研究生,研究领域是公司金融与银行管理,电子邮箱:jiaowenniu@163.com。通讯作者:焦文妞。

新时代背景下,混合所有制改革成为发展民营经济与培育新动能的重要路径。2013年11月,《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出要积极发展混合所有制经济;2015年9月,《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》进一步提出“鼓励各类资本参与国有企业混合所有制改革”;2017年10月,党的十九大报告指出,“深化国有企业改革,发展混合所有制经济”。事实上,混合所有制改革不仅包括国有企业引入非国有资本,还包括国有资本入股非国有企业。作为混合所有制改革的一种重要形式,国有股权参股是否能够发挥资源效应和治理效应,缓解民营企业投资不足?这是本文探讨的关键问题。

投资不足指企业放弃净现值(NPV)为正的投资项目,进而损害企业业绩的一种低效率投资行为。本文以2007—2019年沪深A股非金融类民营上市企业为研究样本,考察了国有股权参股对民营企业投资不足的影响。结果表明,国有股权参股与民营企业投资不足之间具有显著U型关系,即只有当国有股权持股比例低于一定临界值时,国有股权参股才能缓解民营企业投资不足,否则会提高民营企业投资不足程度。利用Heckman两步法、两阶段最小二乘法以及倾向得分匹配法缓解内生性偏误并进行一系列稳健性检验后,上述结论依然成立。此外,国有股权参股对民营企业投资不足的U型影响在银行业竞争性较弱的地区以及外部融资依赖度越高的行业中更大。进一步分析表明,融资约束机制、信号传递机制以及代理成本机制在国有股权参股与民营企业投资不足程度的U型关系中发挥了中介效应。

本文可能的边际贡献主要体现在以下四点:第一,与部分学者认为国有股权参股有助于提高民营企业投资效率的结论不同,本文发现随着国有股权持股比例的增加,民营企业投资不足程度先下降后上升,两者呈显著U型关系。第二,与部分学者认为国有股权参股能够为民营企业带来资源优势、降低民营企业代理成本的结论不同,本文发现随着国有股权持股比例的增加,国有股权参股的资源效应和治理效应先增强后减弱,这是民营企业投资不足程度呈U型变化的主要动因。第三,本文不仅从融资约束角度考察了国有股权参股影响民营企业投资不足的资源效应,还依据民营企业引入国有股权后所获风险投资的变动情况证实了信号传递机制的存在。第四,现有关于混合所有制改革的研究主要关注非国有资本对国有企业的影响,较少有文献探讨民营企业引入国有资本的经济后果,本文拓展和丰富了该领域的理论研究。此外,国有股权参股对民营企业投资不足具有非线性影响的结论意味着国有股权参股程度并非越高越好,过高的国有股权持股比例反而不利于民营企业投资效率的改善,这对于实现国有资本与民营资本的有效混合具有一定的现实意义。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

(1)企业投资效率的影响因素研究。融资约束和信贷供给波动是影响企业投资效率的重要因素。如果企业面临资金短缺,没有多余的资金用于投资或者无法承担投资失败的后果,管理者则不得不放弃净现值为正的投资项目,导致投资不足;反之,资金过于充裕的企业可能会投资净现值为负的项目,导致过度投资。Myers(1977)^[5]指出通过风险债务融资的企业,一般情况下会放弃一些有价值的投资机会,即使这些机会可能会提高企业价值。Opler等(1999)^[6]探究了企业现金持有的决定性因素及其影响,发现由于外部融资成本较高,拥有投资机会的企业往往会选择持有更多的流动性资产以投资有价值的项目。Almeida和Campello(2007)^[7]分析了融资约束、资产有形性以及企业投资三者之间的关系,发现当企业获取信贷的途径较少时,提高资产的有形性能够增强企业的外部融资能力以增加投资,因为有形资产能够降低违约状态下债权人的损失。Lambert等(2007)^[1]指出即使不存在代理问题,企业的最佳投资规模也会受融资约束的影响而发生变化。

Yang 等(2017)^[8]考察了货币政策、现金持有以及企业投资三者之间的关系,发现货币政策趋紧会导致信贷供给减少和企业投资不足,而现金持有能够缓解紧缩性货币政策对企业投资效率的负面影响。申慧慧等(2012)^[3]研究了环境不确定性对企业投资效率的影响,发现对于融资约束程度较小的国有控股企业,环境不确定性提高了其过度投资水平,而对于融资约束程度较大的非国有控股企业,环境不确定性加剧了其投资不足。程新生等(2012)^[9]发现外部融资在非财务信息与企业投资效率的关系中表现为中介效应。当企业的融资规模超过其最优值时,融资约束水平和投资不足程度会下降,但充裕的资金可能会使管理者投资一些净现值为负的项目,进而导致过度投资。喻坤等(2014)^[4]发现政府干预一方面通过财政补贴等方式加剧了国有企业的过度投资;另一方面降低了金融资源配置效率,提高了非国有企业的融资约束水平与投资不足程度。此外,所有者与管理者以及股东与债权人之间的信息不对称和代理冲突也是阻碍企业做出最佳投资决策的重要原因。此类文献主要包括会计信息质量与企业投资效率两者关系的研究。学者们普遍认为,较高的会计信息质量一方面可以增强企业对投资机会的识别能力;另一方面能够缓解管理层与外部投资者之间的信息不对称程度,降低企业代理成本和融资约束,进而提高企业投资效率。Biddle 和 Hilary (2006)^[2]发现较高的会计质量能够降低经理人与外部投资者之间的信息不对称程度和投资一现金流敏感性,进而提高企业投资效率。Biddle 等(2009)^[10]发现高质量的财务报告有助于减少阻碍企业投资效率的信息摩擦,此外,财务报告质量与现金充裕且无杠杆企业的投资负相关,与缺乏现金且杠杆率较高企业的投资正相关。Cheng 等(2013)^[11]发现企业财务报告中披露内部控制缺陷有助于缓解逆向选择和道德风险等代理问题,进而提高企业投资效率。李青原(2009)^[12]研究了会计信息质量与企业投资效率的关系,发现高质量的会计信息有助于缓解管理层与投资者之间的信息不对称,减少市场摩擦,进而提高企业投资效率。刘慧龙等(2014)^[13]认为,会计信息质量对企业投资效率的影响主要取决于决策制定权和决策控制权的配置情况。在决策制定权和决策控制权分离度较低的企业中,盈余管理与企业投资效率呈负相关关系;在盈余管理水平较高的企业中,决策制定权和决策控制权分离度与企业投资效率呈正相关关系。袁振超和饶品贵(2018)^[14]发现会计信息可比性能够有效降低管理者与外部投资者之间的信息不对称程度,提高企业投资效率。

(2) 国有股权参股与企业投资效率两者关系的研究。国外关于国有资本入股企业的文献主要将国有股权视为企业建立政治关联的一种重要渠道,认为政治关联会对企业投资效率产生重要影响,且对不同所有制企业的影响存在差异。大多数学者认为,政府通过政治干预从企业中提取资源以满足其社会或政治目标,因而对企业投资效率往往具有负面影响。Chen 等(2011)^[15]发现政府以控股或者任命管理层的方式对国有企业进行干预会扭曲国有企业的投资行为,损害企业投资效率。Deng 等(2020)^[16]基于 2008 年中国“四万亿”经济刺激计划的视角,探讨了政府干预对企业投资的影响,发现经济刺激计划实施后,政府干预加剧了国有企业的过度投资以及民营企业的投资不足,损害了企业业绩。近些年,国内关于国有股权参股民营企业的文献逐渐增多,学者们同样基于政治关联视角认为民营企业引入国有股东有助于降低其融资约束水平,提高其资源优势及投资效率。宋增基等(2014)^[17]较早探究了国有股权参股与民营企业债务融资之间的关系,发现存在国有股权的民营企业能够获得更多的信贷资源与更长的贷款期限。余汉等(2017)^[18]发现国有股权参股能够为民营企业带来融资便利和声誉担保等资源优势,进而提升企业业绩。罗宏和秦际栋(2019)^[19]以上市家族企业为研究样本,发现国有股权参股能够拓宽企业创新活动的资金来源,进而促进企业创新投入。赵璨等(2021)^[20]发现民营企业引入国有资本能够缓解自身融资约束,降低企业投资不足程度。

综上所述,关于国有股权参股影响民营企业投资行为的经验研究仍较为缺乏,且鲜有文献探讨

国有股权参股与民营企业投资不足之间的非线性关系。基于此,本文利用中国民营上市企业数据考察了国有股权参股对民营企业投资不足的非线性影响,并尝试从资源效应和治理效应两个视角探讨其内在作用机理。

2. 研究假设

在完美的市场环境下,企业仅会选择投资机会集中净现值为正的投资项目。然而,现实中资本市场是不完善的,资本流动也会受到各种因素的阻碍。因此,企业的投资决策除了与投资机会有关,还取决于自身的财务状况及其所面临的代理问题。企业投资不足主要包括两种情形:第一,在没有代理问题(如逆向选择和道德风险)的情况下,资金的缺乏使得管理层不得不放弃净现值为正的投资机会;第二,在资金充裕的情况下,股东与经理人的代理冲突以及经理人自利行为的存在,导致管理层放弃净现值为正的投资项目。基于此,本文将从资源效应和治理效应两个角度展开理论分析,并据以提出假设。

(1)国有股权参股影响民营企业投资不足的资源效应。长期以来,我国民营企业面临着较为严重的融资约束问题。随着混合所有制改革的逐步推进,引入国有股权成为民营企业缓解自身融资压力的一种重要途径。已有研究主要基于政治关联视角对国有股权参股与民营企业之间的关系展开探讨,发现国有资本参股能够带来资源优势,缓解民营企业融资约束。从股权融资角度来看,国有资本参股直接补充了民营企业的资本金和现金流,提高了民营企业的内源融资能力,这是国有股权参股的直接影响。国有股权参股的间接影响则是通过建立政治关联和传递有利信号提高民营企业的外源融资能力。从政治关联角度来看,民营企业通过国有股东与政府建立了相对稳定的共生关系,能够减轻信贷歧视等不利因素带来的负面效应,为民营企业争取相关利益和优惠待遇。从信号传递角度来看,国有股权本身就具有较高的社会关注度,参股民营企业一方面能够降低企业与资金供给方的信息不对称程度;另一方面可以向外界传递出积极信号,提高民营企业的声誉和地位,增强投资者信心,进而吸引外部投资者进入以获得更多外部资本(Khwaja和Mian,2005^[21];宋增基等,2014^[17])。整体上看,国有股权参股能够降低民营企业的融资约束水平,发挥信号传递作用,进而为企业带来资源优势,增加企业投资资金来源,缓解企业投资不足。然而,随着国有股权持股比例的上升,国有资本对民营企业的控制能力不断增强,管理层和股东利益的一致性逐渐降低,由此产生以下两方面影响:第一,过高的国有股权持股比例会降低民营企业的话语权,加大所有者与管理者以及股东与债权人之间的信息不对称和道德风险,加剧企业代理成本冲突;此外,信息不对称下的代理冲突会加大外部投资者的信息风险,使得外部投资者的投资行为趋于保守,进而提高民营企业的外部融资难度(陈工和陈明利,2016)^[22]。第二,信号一般具有时效性。在国有资本刚参股民营企业时,能够向外部投资者释放出可以体现企业价值的积极信号;随着时间的推移,国有股权参股所带来的有利信号逐渐被外部投资者消化,再加上过高的国有股权持股比例向外部投资者释放出关于企业经营风险的消极信号,导致信号传递效应减弱甚至消失(邵帅和吕长江,2015)^[23]。因此,当国有股权持股比例过高时,国有股权参股的资源效应会下降,加剧民营企业投资不足。

(2)国有股权参股影响民营企业投资不足的治理效应。个人控股或家族控股是民营企业股权结构的主要特征,因而与国有企业相比,民营企业的所有者与管理者相对一致,第一类代理成本比较低。但高度集中的股权会增强大股东侵犯小股东权益的能力与动机,提高企业第二类代理成本(Jensen和Meckling,1976^[24];Shleifer和Vishny,1997^[25];Block,2012^[26])。从公司治理角度来看,一方面,国有股权的引入会降低民营企业中非国有股权的占比,这在一定程度上可以缓解由控股股东“一股独大”所导致的“内部人控制”和监管缺失等问题,比如监督控股股东与管理层的行为以增加两者合谋的难度、减少管理者的机会主义行为,进而降低民营企业代理成本;另一方面,国有股权

往往会受到更强的社会关注与外部监督,这有助于缓解管理者与外部投资者之间的信息不对称,降低民营企业投资决策的扭曲程度(李志生等,2020)^[27]。因此,国有股权参股有助于增强企业内部治理能力,缓解企业代理问题,进而降低民营企业投资不足程度。但如上文所述,当国有股权持股比例在合理区间时,会产生利益趋同效应,即股东与管理者的利益相对一致,这有助于减少管理者的自利行为,提高企业内部治理水平;而当国有股权持股比例过高时,民营企业的话语权下降,拥有足够决策权的国有股东为了追求社会福利最大化可能会牺牲企业利益,进而引发严重的代理问题,由此主要产生两方面影响:第一,加大所有者与管理者以及股东与债权人之间的信息不对称和道德风险,产生高昂的代理成本,使得企业无法对净现值为正的投资机会进行有效识别(韩亮亮等,2006^[28];Zhang,2020^[29]);第二,代理冲突的加剧会提高民营企业的融资约束水平,减少企业投资活动的资金来源(刘慧龙等,2014)^[13]。因此,当国有股权持股比例过高时,国有股权参股的治理效应会下降,加剧民营企业投资不足。

根据以上分析,本文认为国有股权参股对民营企业投资不足具有二重性作用效应。当国有股权持股比例低于某一阈值时,国有股权参股能够为民营企业带来资源效应和治理效应,进而缓解企业投资不足。一旦超过该阈值,资源效应和治理效应均会下降,导致企业投资不足。因此,提出如下假设:

H₁:随着国有股权持股比例的增加,民营企业投资不足程度先下降后上升,两者呈U型关系。

三、数据说明和研究设计

1. 数据来源与样本选择

民营上市公司的财务数据来自CSMAR数据库和Wind数据库,企业所属地级市的相关数据来源于《中国区域经济统计年鉴》。鉴于中国自2007年起开始施行新企业会计准则,为保证各年度统计数据的一致性和可比性,选取2007—2019年沪深A股非金融类民营上市公司作为研究样本。借鉴已有做法,对初始样本进行如下处理:剔除金融业和房地产业的企业;剔除ST和PT类企业;剔除重要数据缺失严重的企业;剔除资产负债率大于1的企业。此外,为了消除极端值对实证结果的影响,对所有连续型变量进行了1%的双侧缩尾处理(Winsorize)。最终,得到15581个企业一年度观测值。

2. 变量说明

(1)国有股权参股(*State*)。参考宋增基等(2014)^[17]的做法,主要采用国有股权持股比例(*Staterate*)来测度民营企业中国有股权的参股程度。此外,在内生性处理和稳健性检验部分,借鉴罗宏和秦际栋(2019)^[19]的研究,分别使用是否存在国有股权参股(*Stateif*)和国有股权制衡度(*Statecb*)作为国有股权参股的代理变量进行分析。其中,*Staterate*为国有股权持股数量与总股本的比值;*Stateif*为二元虚拟变量,当民营企业中存在国有股权时取值为1,否则为0;*Statecb*为国有股东持股数量与控股股东持股数量之比。

(2)投资不足(*Underinvest*)。借鉴Richardson(2006)^[30]、江轩宇和许年行(2015)^[31]的做法,使用模型(1)的回归残差来测度企业投资不足:

$$Inv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TobinQ_{i,t-1} + \alpha_2 Lev_{i,t-1} + \alpha_3 Cash_{i,t-1} + \alpha_4 Age_{i,t-1} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 RET_{i,t-1} + \alpha_7 Inv_{i,t-1} + \sum IndustryD + \sum YearD + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,各变量下标中的*i*和*t*分别代表企业和年份(以下均同)。Inv=(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金+投资支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净

额 - 收回投资收到的现金) / 期初总资产, *TobinQ* 为托宾 *Q*, *Lev* 为资产负债率, *Cash* 为现金及现金等价物与总资产的比值, *Age* 为企业上市年限, *Size* 企业规模, *RET* 为考虑现金红利再投资的年个股回报率。若模型(1)的回归残差小于 0, 表示存在投资不足, *Underinvif* 取值为 1, 否则取 0。在稳健性检验部分, 本文还使用投资不足程度 *Underinv* 作为企业投资不足的代理变量进行分析, *Underinv* 的定义为: 当回归残差小于 0 时, 取其绝对值, 否则取 0。

(3) 控制变量 (*Controls*)。借鉴已有文献, 本文在企业层面和城市层面控制了可能影响企业投资的其他变量。具体包括: 企业规模 (*Size*)、企业年龄 (*Age*)、资产负债率 (*Lev*)、托宾 *Q* (*TobinQ*)、经营净现金流 (*CFO*)、金融投资与实体投资回报率之差 (*Gap*)、固定资产占比 (*Fixed*)、前十大股东持股比例 (*Top10*) 以及城市 *GDP* (*CityGDP*)。

主要变量的定义及计算方法如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	投资不足	<i>Underinvif</i>	是否存在投资不足
		<i>Underinv</i>	投资不足程度
解释变量	国有股权参股	<i>Stateif</i>	是否存在国有股权参股
		<i>Staterate</i>	国有股权参股程度
中介变量	融资约束	<i>KZ</i>	由企业经营性净现金流、现金股利以及现金持有量等财务指标构建而成
		<i>SA</i>	由企业规模和年龄构建而成
	代理成本	<i>Agency1</i>	管理费用率
		<i>Agency2</i>	总资产周转率
		<i>Agency3</i>	资产利用率
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
	企业年龄	<i>Age</i>	样本观测年份减去企业成立年份
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	托宾 <i>Q</i>	<i>TobinQ</i>	(股票总市值 + 债务账面值) / 总资产账面价值
	经营净现金流	<i>CFO</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	金融与实体收益率之差	<i>Gap</i>	金融投资回报率 - 实体投资回报率 ^①
	固定资产占比	<i>Fixed</i>	固定资产/总资产
	前十大股东持股比例	<i>Top10</i>	前十大股东持股数量/总股数
城市 <i>GDP</i>	<i>CityGDP</i>	各地级市年度 <i>GDP</i> 的自然对数	

3. 模型设定

为了考察国有股权参股对民营企业投资不足的影响效应, 本文设定如下基准模型:

$$Underinvif_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Staterate_{i,t} + \beta_2 Staterate_{i,t}^2 + \beta_\tau \sum_{\tau=3}^n Controls_{i,t-\tau} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, *Underinv* 表示企业是否存在投资不足, *Staterate* 和 *Staterate*² 分别表示国有股权持股

① 金融收益指企业投资收益、公允价值变动损益、净汇兑收益之和和扣除对联营和合营企业的投资收益。使用金融资产总额对金融收益进行标准化, 得到企业金融收益率。实体收益指扣减营业成本、营业税金及附加、期间费用和资产减值损失后的营业收入。使用经营资产总额对实体收益进行标准化, 得到企业实体收益率。经营资产为营运资本、固定资产以及无形资产等长期资产净值之和, 营运资本等于流动性资产减去流动性负债。

比例及其平方项。*Controls* 为控制变量, 为了缓解解释变量与被解释变量之间可能存在的内生性问题, 本文对控制变量做了滞后一期处理。 μ_i 为个体固定效应, θ_t 为年度固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。此外, 为排除行业层面聚类效应对实证结果的影响, 本文在行业层面对标准误进行了聚类修正。

4. 描述性统计分析

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。可以发现, 是否存在国有股权参股 (*Stateif*) 的均值为 0.0884, 说明样本中约有 8.84% 的“企业—年度”观测值存在国有股权参股。国有股权持股比例 (*Staterate*) 的均值为 0.0053, 标准差为 0.0271, 表明民营企业中国有资本的参股程度普遍偏低。是否存在投资不足 (*Underinvif*) 的均值为 0.6902, 说明样本中约有 69.02% 的“企业—年度”观测值存在投资不足。投资不足程度 (*Underinv*) 的均值为 0.097, 最大值为 11.1146, 表明部分民营企业的投资不足程度较为严重。*KZ* 指数 (*KZ*) 的均值为 1.6757, 标准差为 2.4009, *SA* 指数 (*SA*) 的均值为 -3.0882, 标准差为 0.3781, 表明民营企业面临的融资约束程度普遍偏高, 且不同企业间的差异较大。

表 2 主要变量的描述性统计特征

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Underinvif</i>	15581	0.6902	0.4624	0.0000	1.0000	1.0000
<i>Underinv</i>	15581	0.0970	0.2376	0.0000	0.0000	11.1146
<i>Stateif</i>	15581	0.0884	0.2839	0.0000	0.0000	1.0000
<i>Staterate</i>	15581	0.0053	0.0271	0.0000	0.0000	0.4013
<i>KZ</i>	15581	1.6757	2.4009	-5.4402	1.8710	7.2320
<i>SA</i>	15581	-3.0882	0.3781	-3.9291	-3.1206	-1.9820
<i>Size</i>	15581	21.5784	1.0401	19.6036	21.4664	25.9308
<i>Age</i>	15581	14.8139	5.8281	0.0000	15.0000	61.0000
<i>Lev</i>	15581	0.3662	0.1944	0.0495	0.3490	0.9024
<i>TobinQ</i>	15581	2.0744	1.3695	0.0000	1.6963	8.3914
<i>CFO</i>	15581	0.0432	0.0721	-0.1651	0.0427	0.2463
<i>Gap</i>	15581	-0.0290	0.2797	-0.7306	-0.0668	1.8001
<i>Fixed</i>	15581	0.1944	0.1342	0.0035	0.1710	0.7193
<i>Top10</i>	15581	0.6017	0.1489	0.2257	0.6245	0.9033
<i>CityGDP</i>	15581	7.1530	3.2677	0.0000	8.3458	10.1316

四、实证分析

1. 基准回归结果

表 3 列示了国有股权参股对民营企业投资不足的回归结果。结果表明, 当不存在控制变量时, 平方项变量 *Staterate*² 的系数为 6.2832, 一次项变量 *Staterate* 的系数为 -2.042; 当引入企业层面的控制变量时, *Staterate*² 的系数为 4.7567, *Staterate* 的系数为 -1.2785; 当引入城市层面的控制变量时, *Staterate*² 的系数为 6.0949, *Staterate* 的系数为 -1.8421; 当同时引入企业和城市层面的控制变量时, *Staterate*² 的系数为 4.7896, *Staterate* 的系数为 -1.2840。上述四组系数均在 1% 的统计水平

上显著,表明国有股权参股与民营企业投资不足之间呈现显著 U 型关系。就拐点位置而言,根据第(4)列 $Staterate$ 和 $Staterate^2$ 的回归系数可以判断出拐点位置大致为 13.4%^①。换言之,在国有股权持股比例尚未达到 13.4% 之前,随着国有股权持股比例的上升,民营企业投资不足程度会下降;而在国有股权持股比例超过 13.4% 之后,随着国有股权持股比例的上升,民营企业投资不足程度将上升,假设 H_1 得证。

表 3 基准回归结果

变量	<i>Underinwif</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Staterate</i>	-2.0420 *** (0.1743)	-1.2785 *** (0.2654)	-1.8421 *** (0.2540)	-1.2840 *** (0.2566)
$Staterate^2$	6.2832 *** (0.8098)	4.7567 *** (0.9532)	6.0949 *** (1.0761)	4.7896 *** (0.9163)
<i>Size</i>		0.1669 *** (0.0082)		0.1681 *** (0.0081)
<i>Age</i>		0.0661 *** (0.0017)		0.0669 *** (0.0015)
<i>Lev</i>		-0.0587 (0.0399)		-0.0560 (0.0403)
<i>TobinQ</i>		0.0958 *** (0.0030)		0.0958 *** (0.0029)
<i>CFO</i>		-0.1380 * (0.0715)		-0.1402 * (0.0722)
<i>Gap</i>		-0.0244 (0.0237)		-0.0251 (0.0231)
<i>Fixed</i>		0.5250 *** (0.0476)		0.5233 *** (0.0493)
<i>Top10</i>		-0.1609 *** (0.0259)		-0.1686 *** (0.0280)
<i>CityGDP</i>			0.0044 ** (0.0019)	0.0059 * (0.0029)
常数项	-0.1672 *** (0.0125)	-4.2106 *** (0.1758)	-0.1481 *** (0.0211)	-4.2801 *** (0.1694)
观测值	15581	15581	15581	15581
Within-R ²	0.2276	0.2034	0.1476	0.2040
个体/时间固定效应	是	是	是	是

注:括号内为聚类到行业层面的稳健标准误;***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 的水平上显著,下同

① 拐点位置 $(-\beta_1/2\beta_2)$ 的计算过程: $-(-1.2840)/(2 \times 4.7896) \approx 0.1340$ 。

2. 内生性分析

国有股权参股与民营企业投资不足之间可能存在逆向因果关系:一方面,民营企业通过国有股东与政府建立的政治关联能够为其带来资源效应,进而缓解投资不足问题;另一方面,存在投资不足行为的民营企业为了拓宽融资渠道,更有可能引入国有股权,且国有资本往往会选择发展较好的民营企业进行持股。此外,模型(2)可能会遗漏一些未观测到的重要变量。为了克服由上述原因导致的内生性问题以得到一致的估计结果,本文主要采用 Heckman 两步法、两阶段最小二乘法以及倾向得分匹配法对实证结果进行检验。

(1) Heckman 两步法。理论分析表明,国有股权参股在一定范围内能够降低民营企业投资不足。然而,国有资本可能倾向于持股投资不足较弱的企业。基于此,本文采用 Heckman 两步法将样本选择偏差的调整项纳入到模型(2)中,以控制自选择效应引起的估计偏误。此外,为了缓解选择方程与回归方程解释变量完全相同产生的多重共线性问题,借鉴罗宏和秦际栋(2019)^[19]的研究,本文在选择方程中加入相同年份同一行业除自身以外其他民营企业国有股权持股比例的均值 *Mean* 作为识别变量,回归结果如表 4 第(1)和(2)列所示。可以发现,第(1)列的 Probit 回归中, *Mean* 对 *Stateif* 的影响系数为 22.6996,在 1% 的统计水平上显著。第(2)列的回归方程中,逆米尔斯比率对 *Underinvif* 的影响系数为 -0.0329 且不显著;平方项变量 *Staterate*² 对 *Underinvif* 的影响系数为 5.2023,一次项变量 *Staterate* 对 *Underinvif* 的影响系数为 -1.5038,至少在 5% 的统计水平上显著,说明自选择偏误不影响本文的基础结论。

表 4 内生性检验结果

变量	Heckman 两步法		2SLS		PSM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第一阶段回归结果						
<i>Mean</i>	22.6996*** (3.2358)					
<i>IV-5km</i>			0.0007*** 0.0001	0.0006*** 0.0001		
第二阶段回归结果						
<i>Staterate</i>		-1.5038*** (0.5262)	-3.1874** (1.3602)	-3.7193** (1.6678)	-1.9179*** (0.1654)	-1.1622*** (0.2318)
<i>Staterate</i> ²		5.2023** (2.3697)	10.5049** (5.1082)	13.4620** (6.4980)	5.9050*** (0.7015)	4.2611*** (0.7022)
逆米尔斯比率		-0.0329 (0.0738)				
控制变量	控制	控制		控制		控制
第一阶段 F 值			104.700	84.176		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			92.029	71.903		
Cragg-Donald Wald F 统计量			1342.849	1193.659		

续表 4

变量	Heckman 两步法		2SLS		PSM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			第二阶段回归结果			
Hansen J 统计量			恰好识别	恰好识别		
观测值	15581	15581	15581	15581	15017	15017
行业固定效应	是	否	否	否	否	否
个体固定效应	否	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是

(2) 两阶段最小二乘法。考虑到国有股权参股与民营企业投资不足之间互为因果或者模型中遗漏重要变量的可能性,本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)对基础结论进行检验。参考李志生等(2020)^[27]的方法,利用百度地图 API 将民营企业办公地址转换为对应经纬度,据此计算企业间的直线距离,统计出存在国有股权参股的民营企业周边 5 千米以内的民营企业数量 ($IV - 5km$),作为国有股权参股的工具变量。选择 $IV - 5km$ 的理由是:第一,地理位置相近的企业往来频繁,业务类型与投融资渠道具有较强的关联性与相似性。此外,地理上的优势能够降低企业间的信息不对称程度与交易成本。理论上讲,周边的民营企业数量越多,越容易形成产业集群,进而有效缩短企业间互联互通的空间距离,降低相关成本,使得国有资本的资源效应和治理效应能够充分发挥,因此对该企业的持股力度在一定范围内也会越大,满足工具变量的相关性条件。第二,周边企业数量与该企业所在地区的投资环境或发展水平没有直接的相关性。现有研究表明,除了企业数量,地区发展水平更多地取决于企业经营质量的提升。换言之,周边企业的数量越多,不一定代表该地区的发展就越好(肖兴志和黄振国,2019)^[32]。同时,为减弱周边企业数量与企业投资行为地区层面影响因素之间的相关性,将存在国有股权参股的民营企业与其他民营企业之间的距离缩短至 5 千米以内,以尽可能满足工具变量的外生性条件。使用工具变量和两阶段最小二乘法进行检验的回归结果如表 4 第(3)和(4)列所示,可以看出,无论是否存在控制变量,第一阶段回归模型的 F 值都远大于 10,第二阶段回归模型的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量均在 1% 的显著水平上拒绝了原假设,通过了识别不足检验和弱工具变量检验,证明 $IV - 5km$ 作为 $Staterate$ 工具变量的合理性和有效性。此外,平方项变量 $Staterate^2$ 对 $Underinvif$ 的回归系数显著为正,一次项变量 $Staterate$ 对 $Underinvif$ 的回归系数显著为负,验证了国有股权参股对民营企业投资不足的 U 型关系影响效应。

(3) 倾向得分匹配法。为了消除存在国有股权参股企业和不存在国有股权参股企业在可观测控制变量上的系统性差异,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对研究样本进行处理。具体地:1) 将 $Stateif = 1$ 的 1378 个观测值作为处理组, $Stateif = 0$ 的 14203 个观测值作为控制组;2) 选取企业规模、年龄、资产负债率、托宾 Q、经营净现金流、固定资产占比、机构投资者持股比例以及前十大股东持股比例作为匹配变量;3) 匹配方法为近邻匹配;4) 考虑到处理变量为二元型变量,选用 Logit 模型进行估计。匹配完成后,处理组共有 1322 个观测值,控制组共有 13695 个观测值。表 4 第(5)和(6)列列示了使用匹配后样本进行回归分析的实证结果。可以看出,无论是否存在控制变量,平方项变量 $Staterate^2$ 的系数均在 1% 的水平上显著为正,一次项变量 $Staterate$ 的系数均在 1% 的水平上显著为负,验证了国有股权参股与民营企业投资不足之间的 U 型关系。

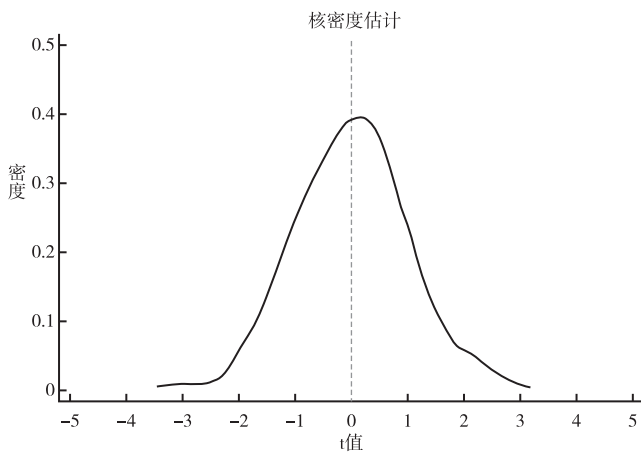
3. 稳健性检验

(1) 安慰剂检验。实证模型中可能存在某些未被观测到的局限性因素,导致国有股权参股与

民营企业投资不足之间存在相关性。为了考察基础结论的稳健性,参考 Cornaggia 和 Li(2019)^[33]的做法,本文将样本中所有“企业一年度”观测值的 $Staterate$ 提取出来,随机地分配不同年份的不同企业中,重新对模型(2)进行回归,估计结果如表 5 第(1)列所示。平方项变量 $Staterate^2$ 和一次项变量 $Staterate$ 对 $Underinvif$ 的影响系数均不显著,与基础结论存在明显差异。对随机过程重复 1000 次,得到 β_1 的均值为 0.00,且 95% 的估计系数在 10% 的统计水平上不显著。从图 1 的核密度图中也可以看出, β_1 集中分布在 0 附近。因此,国有股权参与与民营企业投资不足之间的关系没有受到未观测变量的影响,安慰剂效应不存在,验证了假设 H_1 的稳健性。

表 5 稳健性检验

变量	(1) $Underinvif$	(2) $Underinv$	(3) $Underinvif$	(4) $Underinvif$
$Staterate$	0.0315 (0.1409)	-0.7216** (0.2981)		-0.9842*** (0.2538)
$Staterate^2$	-0.1455 (0.8959)	2.6638*** (0.6365)		3.2063* (1.5921)
$Statecb$			-0.2334*** (0.0583)	
$Statecb^2$			0.1434*** (0.0418)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	15581	6973	15581	15581
R^2	0.2034	0.3759	0.2048	0.1536
个体/时间固定效应	是	是	是	是

图 1 随机处理后 β_1 的分布(安慰剂检验)

(2) 替换被解释变量。使用投资不足程度 $Underinv$ 作为民营企业投资不足的代理变量,重新对模型(2)进行回归,结果如表 5 第(2)列所示。平方项变量 $Staterate^2$ 的系数在 1% 的统计水平显著为正,一次项变量 $Staterate$ 的系数在 5% 的统计水平显著为负,验证了假设 H_1 。

(3) 替换解释变量。使用国有股权制衡度 ($Statecb$) 作为国有股权参与的代理变量,重新对模型(2)进行回归,结果如表 5 第(3)列所示。平方项变量 $Statecb^2$ 的系数在 1% 的统计水平显著为

正,一次项变量 $Statecb$ 的系数在 1% 的统计水平显著为负,验证了假设 H_1 。

(4) 替换回归模型。采用混合 OLS 对模型(2)进行估计,回归结果如表 5 第(4)列所示。平方项变量 $Staterate^2$ 的系数在 10% 的统计水平显著为正,一次项变量 $Staterate$ 的系数在 1% 的统计水平显著为负,验证了假设 H_1 。

4. 异质性分析

(1) 行业外部融资依赖度的影响。在外部融资依赖度较高的行业,企业更容易受到资金供给方的影响。为了考察行业外部资金需求对国有股权参股与民营企业投资不足关系的影响,本文借鉴 Hsu 等(2014)^[34]、王兰芳和胡悦(2017)^[35]的做法构造了行业外部融资依赖度指标。具体地:1)使用资本支出与研发支出之和减去经营活动现金流后除以资本支出与研发支出之和来测度企业层面的外部融资依赖度,其中,资本支出使用企业构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金来度量(喻坤等,2014)^[4];2)取同一年份同一行业所有企业外部融资依赖度的均值;3)取 2007—2019 年各行业外部融资依赖度的均值,得到行业层面的外部融资依赖度 EFD 。按照 EFD 值的大小将研究样本分为外部融资依赖度较高(EFD 大于均值,记为 $HFD = 1$)和较低(EFD 小于均值,记为 $HFD = 0$)两个子样本,分别对模型(2)进行回归,结果如表 6 第(1)和(2)列所示。当 $HFD = 1$ 时,平方项变量 $Staterate^2$ 的系数在 1% 的统计水平显著为正,一次项变量 $Staterate$ 的系数在 5% 的统计水平显著为负;当 $HFD = 0$ 时, $Staterate^2$ 和 $Staterate$ 的回归系数均不显著。此外,两组样本平方项变量 $Staterate^2$ 的系数在 10% 的水平上存在显著差异(Suest 检验的卡方值为 2.87)。因此,国有股权参股与民营企业投资不足的 U 型关系在外部融资依赖度较大的行业中更加明显。

表 6 异质性分析:行业外部融资依赖度与银行业竞争

变量	Underinwif			
	(1) $HFD = 1$	(2) $HFD = 0$	(3) $Competition = 1$	(4) $Competition = 0$
$Staterate$	-1.4855 ** (0.5779)	-1.1328 (0.8070)	-0.3568 (0.6829)	-1.4630 ** (0.5435)
$Staterate^2$	6.9229 *** (2.4990)	3.2864 (3.5068)	0.1064 (1.6947)	6.6788 *** (1.6764)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Suest 检验: β_2	2.87 *		4.59 ***	
观测值	9642	5939	6442	6658
Within-R ²	0.2125	0.1963	0.1821	0.1710
个体/时间固定效应	是	是	是	是

(2) 银行业竞争的影响。银行业竞争能够消除借贷市场中的卖方势力,促使银行放松贷款条件,降低贷款门槛,进而提高企业的信贷可得性。此外,在极力争夺客户的过程中,银行为了控制风险也会积极挖掘企业内部信息以缓解银企之间的信息不对称。因此,与银行业竞争性较强的地区相比,民营企业在银行业竞争性较弱的地区中受资金供给方的影响更大,国有股权参股带来的资源效应也更加明显。为了考察不同银行业市场结构下国有股权参股对民营企业投资不足的差异化影响,本文依据中国银保监会网站公布的金融许可证信息,统计出各地级市五类大型商业银行(中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行)分支机构的数量,构造了反映银行

业竞争程度的五大银行集中度 $CR5$ ^①。根据 $CR5$ 是否大于均值将研究样本划分为银行业竞争程度较高 ($CR5$ 小于均值, 记为 $Competition = 1$) 和较低 ($CR5$ 大于均值, 记为 $Competition = 0$) 两组, 分别对模型(2)进行回归, 结果如表 6 第(3)和(4)列所示。当 $Competition = 1$ 时, 平方项变量 $Staterate^2$ 和一次项变量 $Staterate$ 的回归系数不显著; 当 $Competition = 0$ 时, $Staterate^2$ 的回归系数在 1% 的水平上显著为正, $Staterate$ 的系数在 5% 的统计水平上显著为负。此外, 两组样本 $Staterate^2$ 的系数在 1% 的水平上存在显著差异 (Suest 检验的卡方值为 4.59)。综上, 国有股权参与民营企业投资不足的 U 型关系在银行业竞争性较弱的地区更加明显。

五、机制讨论

前文证实了国有股权参与民营企业投资不足之间呈现显著 U 型关系。该效应产生的原因是什么? 如理论分析所述, 首先, 民营企业引入国有股权直接增加了其资本金和现金流; 其次, 民营企业通过国有股东与政府建立的政治关联一方面能够消除部分融资歧视 (比如争取优惠待遇); 另一方面能够为其融资提供隐性担保。再次, 民营企业引入国有股权可以向外界传递出积极信号, 提高其声誉和地位, 进而吸引外部投资者进入以获得更多外部资本。最后, 国有股东能够对控股股东形成有效制衡, 提高民营企业的内部治理能力。基于此, 本文尝试从融资约束角度和信号传递角度检验国有股权参与的资源效应, 从代理成本角度检验国有股权参与的治理效应。利用 Edwards 和 Lambert (2007)^[36] 的调节路径分析方法, 构建了如下非线性中介效应模型:

$$Underinvif_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 Staterate_{i,t} + \varphi_2 M_{i,t} + \varphi_3 Staterate_{i,t}^2 + \varphi_4 M_{i,t} \times Staterate_{i,t} + \varphi_7 \sum_{\tau=5}^n Controls_{i,t-\tau} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$M_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Staterate_{i,t} + \gamma_2 Staterate_{i,t}^2 + \gamma_7 \sum_{\tau=3}^n Controls_{i,t-\tau} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, M 为中介变量 (即 KZ 指数、所获风险投资或管理费用率), $M \times Staterate$ 为中介变量与国有股权持股比例的交乘项, 其余变量的含义与模型(2)相同。模型(3)用来检验国有股权持股比例与民营企业是否存在投资不足的 U 型关系以及 KZ 指数、所获风险投资或管理费用率在其间的中介作用。模型(4)用来检验国有股权持股比例与 KZ 指数、所获风险投资或管理费用率的 U 型关系。

1. 融资约束机制

融资约束是导致民营企业投资不足的主要原因。参考 Kaplan 和 Zingales (1997)^[37]、Kang 等 (2017)^[38]、潘越等 (2019)^[39] 的研究, 本文采用 KZ 指数作为民营企业融资约束的测度指标之一, 具体模型如下:

$$KZ_{i,t} = -12.3103 CF_{i,t}/TA_{i,t} - 25.9919 DIV_{i,t}/TA_{i,t} - 4.6063 CASH_{i,t}/TA_{i,t} + 6.6481 Lev_{i,t} + 0.5181 TobinQ_{i,t} \quad (5)$$

其中, CF/TA 为经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值, DIV/TA 为现金股利与总资产

① $CR5$ 的计算公式为: $CR5_{c,t} = \sum_{k=1}^{K_{c,S,t}} Branch_{c,k,t} / \sum_{k=1}^{K_{c,t}} Branch_{c,k,t}$, 其中, $K_{c,t}$ 表示城市 c 第 t 年商业银行的种类, $Branch_{c,k,t}$ 为城市 c 第 t 年第 k 类商业银行分支机构数量, $\sum_{k=1}^{K_{c,S,t}} Branch_{c,k,t}$ 为城市 c 第 t 年中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行五大大型商业银行分支机构数量之和, $CR5_{c,t}$ 为城市 c 第 t 年五大银行集中度。该指数的取值介于 0~1 之间, 且为负向指标, 值越小, 表明银行业竞争越激烈。

的比值, $CASH/TA$ 为现金及现金等价物与总资产的比值, Lev 为资产负债率, $TobinQ$ 为托宾 Q 。估计结果表明, KZ 与 CF/TA 、 DIV/TA 以及 $CASH/TA$ 负相关, 与 Lev 和 $TobinQ$ 正相关, 这与其他文献一致。 KZ 指数越大, 代表企业的融资约束水平越高。

表 7 列示了以 KZ 指数为中介变量的机制检验结果。表 7 第(1)列, 平方项变量 $Staterate^2$ 对 KZ 指数的影响系数为 34.024, 一次项变量 $Staterate$ 对 KZ 指数的影响系数为 -12.7928, 均在 1% 的统计水平上显著, 表明国有股权参股与民营企业融资约束之间存在 U 型关系。表 7 第(2)列, 纳入 KZ 指数及其与 $Staterate$ 的交乘项后, $Staterate^2$ 的影响为 4.1657, $Staterate$ 的系数为 -0.9732, 均在 1% 的统计水平上显著, 再次验证了国有股权参股与民营企业投资不足的 U 型关系。此外, KZ 指数的系数为 0.0193, $Staterate$ 与 KZ 指数的交乘项系数为 -0.0731, 均在 1% 的统计水平上显著, 表明国有股权参股与融资约束的 U 型关系能够通过融资约束的中介作用影响民营企业投资不足。本文还采用其他两种方法来检验融资约束的中介作用。第一, 基于“国有股权参股→融资约束→投资不足”的思路, 直接考察了 KZ 指数对 $Underinivf$ 的影响, 结果如表 7 第(3)列所示, 影响系数在 1% 的统计水平上显著为正, 结合表 7 第(1)列的回归结果, 可以得出融资约束的中介作用成立。第二, 参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[40] 的研究, 考察了 $Staterate$ 、 $Staterate^2$ 和 KZ 指数对 $Underinivf$ 的影响, 结果如表 7 第(4)列所示, 影响系数分别为 -1.0425、4.1471、0.0189 且均在 1% 的统计水平上显著, 结合表 7 第(1)列和表 3 第(4)列的回归结果, 可以得出, 融资约束在国有股权参股与民营企业投资不足之间表现为部分中介效应。综上, 融资约束水平是国有股权参股对民营企业投资不足影响呈 U 型效应的原因之一。

表 7 机制检验: 融资约束机制

变量	(1) KZ	(2) $Underinivf$	(3) $Underinivf$	(4) $Underinivf$
$Staterate$	-12.7928 *** (2.0933)	-0.9732 *** (0.2442)		-1.0425 *** (0.2293)
$Staterate^2$	34.0240 *** (9.0613)	4.1657 *** (0.8629)		4.1471 *** (0.7056)
KZ		0.0193 *** (0.0021)	0.0193 *** (0.0022)	0.0189 *** (0.0021)
$Staterate \times KZ$		-0.0731 *** (0.0227)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	15581	15581	15581	15581
Within-R ²	0.2176	0.2077	0.2073	0.2076
个体/时间固定效应	是	是	是	是

2. 信号传递机制

国有股权本身具有较高的社会关注度, 参股民营企业可以向外界传递出积极信号, 吸引外部投资者进入。借鉴郭玥(2018)^[41] 的研究, 如果信号传递机制存在, 民营企业引入国有股东后会获得更多风险投资。基于此, 本文利用上市公司年报中披露的持股 5% 以上或前十名股东的股东性质和持股情况, 计算出风险投资公司的持股比例 VC , 据此考察民营企业引入国有股权后所获风险投资的变动情况, 以检验信号传递机制的存在。表 8 列示了以风险投资公司持股比例为中介变量的机制检验结果。第(1)列结果显示, 平方项 $Staterate^2$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 一次项

变量 $Staterate$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为正, 表明国有股权参股与民营企业所获风险投资之间存在倒 U 型关系。第 (2) 列回归结果中, 纳入中介变量 VC 及其与 $Staterate$ 的交乘项后, $Staterate^2$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为正, $Staterate$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 进一步验证了假设 H_1 。此外, VC 的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 交乘项 $Staterate \times VC$ 的系数不显著, 表明国有股权参股与风险投资的倒 U 型关系会经由风险投资的中介作用影响民营企业投资不足, 而风险投资与投资不足的关系不受国有股权参股的影响。同样, 本文还采用其他两种方法来检验信号传递的中介作用: 第一, 基于“国有股权参股→信号传递→投资不足”的思路, 直接考察了 VC 对 $Underinvif$ 的影响, 结果如第 (3) 列所示, 影响系数在 1% 的统计水平上显著为负, 结合表 8 第 (1) 列的回归结果, 可以得出风险投资的中介作用成立。第二, 参考温忠麟和叶宝娟 (2014)^[40] 的研究, 考察了 $Staterate$ 、 $Staterate^2$ 和 VC 对 $Underinvif$ 的影响, 结果如第 (4) 列所示, 影响系数分别为 -1.204、4.4991、-0.0467 且均在 1% 的统计水平上显著, 结合表 8 第 (1) 列和表 3 第 (4) 列的回归结果, 可以得出, 风险投资在国有股权参股与民营企业投资不足之间表现为部分中介效应。综上, 国有股权参股影响民营企业投资不足的信号传递机制存在。

表 8 机制检验: 信号传递机制

变量	(1) VC	(2) $Underinvif$	(3) $Underinvif$	(4) $Underinvif$
$Staterate$	1.7580*** (0.4351)	-1.4813*** (0.2499)		-1.2040*** (0.2656)
$Staterate^2$	-6.0219*** (1.6566)	5.0007*** (0.7980)		4.4991*** (0.9730)
VC		-0.0626*** (0.0077)	-0.0482*** (0.0075)	-0.0467*** (0.0075)
$Staterate \times VC$		0.1808 (0.2275)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	15581	15581	15581	15581
Within- R^2	0.0884	0.1815	0.2045	0.2050
个体/时间固定效应	是	是	是	是

3. 代理成本机制

所有者与管理者以及股东与债权人之间的信息不对称和代理冲突也是导致民营企业投资不足的重要原因。借鉴 Ang 等 (2000)^[42]、王明琳等 (2014)^[43] 的研究, 使用管理费用率 (管理费用与营业收入的比值, 记为 $Agency$) 来测度企业代理成本。其中, 管理费用率反映了企业管理层控制营业成本的有效程度, 包括过度在职消费和其他直接代理成本。表 9 列示了以管理费用率为中介变量的机制检验结果。第 (1) 列结果中, 平方项变量 $Staterate^2$ 的系数在 5% 的统计水平上显著为正, 一次项变量 $Staterate$ 的系数在 5% 的统计水平上显著为负, 表明国有股权参股与民营企业代理成本之间存在 U 型关系。第 (2) 列结果中, 纳入中介变量 $Agency$ 及其与 $Staterate$ 的交乘项后, $Staterate^2$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为正, $Staterate$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为负, 进一步验证了假设 H_1 。此外, $Agency$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为正, 交乘项 $Staterate \times Agency$ 的回归系数不显著, 表明国有股权参股与代理成本的 U 型关系会经由代理成本的中介作用影响民营企业投资不足, 而代理成本与投资不足的关系不受国有股权参股的影响。本文还采用其他两种方法来检验

代理成本的中介作用:第一,基于“国有股权参股→代理成本→投资不足”的思路,直接考察了 Agency 对 *Underinvif* 的影响,结果如第(3)列所示,影响系数在 1% 的统计水平上显著为正,结合第(1)列的回归结果,可以得出代理成本的中介作用成立。第二,参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[40] 的研究,考察了 *Staterate*、*Staterate*² 和 Agency 对 *Underinvif* 的影响,结果如第(4)列所示,影响系数分别为 -1.2827、4.7866、0.0002 且均在 1% 的统计水平上显著,结合表 9 第(1)列和表 3 第(4)列的回归结果,可以得出,代理成本在国有股权参股与民营企业投资不足之间表现为部分中介效应。综上,代理成本是国有股权参股对民营企业投资不足影响呈 U 型效应的原因之一。

表 9 机制检验:代理成本机制

变量	(3) <i>Agency1</i>	(4) <i>Underinvif</i>	(3) <i>Underinvif</i>	(4) <i>Underinvif</i>
<i>Staterate</i>	-7.4572** (2.8836)	-1.6659*** (0.2647)		-1.2827*** (0.2565)
<i>Staterate</i> ²	21.0500** (9.0383)	5.2390*** (0.8163)		4.7866*** (0.9161)
<i>Agency1</i>		0.0003*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)
<i>Staterate</i> × <i>Agency1</i>		2.8857 (1.8349)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	15581	15581	15581	15581
Within-R ²	0.0043	0.2042	0.2034	0.2040
个体/时间固定效应	是	是	是	是

机制分析表明,随着国有股权持股比例的上升,国有股权参股的资源效应先增强后减弱(即融资约束水平先下降后上升,信号传递效应先上升后下降),治理效应也是先增强后减弱(即代理成本先下降后上升)。换言之,当国有股权持股比例低于一定临界值时,能够为民营企业带来资源效应和治理效应,缓解企业投资不足;若国有股权持股比例过高,资源效应和治理效应则会减弱甚至消失,进而导致企业投资不足。

六、结论与启示

本文以 2007 - 2019 年沪深 A 股非金融类民营上市企业为研究样本,实证检验了国有股权参股对民营企业投资不足的影响。研究发现,国有股权参股与民营企业投资不足之间呈显著 U 型关系。换言之,只有当国有股权持股比例低于一定临界值时,才能缓解民营企业投资不足,否则会提高民营企业投资不足程度。通过 Heckman 两步法、两阶段最小二乘法以及倾向得分匹配法处理内生性问题,并利用安慰剂检验、替换回归模型等方法进行稳健性检验后,上述结论依然成立。此外,在银行业竞争性较弱的地区以及外部融资依赖度越高的行业中,国有股权参股与民营企业投资不足的 U 型关系越明显。进一步分析表明,随着国有股权持股比例的上升,融资约束水平和代理成本先下降后上升,信号传递效应先上升后下降,这是民营企业投资不足程度呈 U 型变动的主要原因。本文的研究结论也在现实层面为进一步推进混合所有制改革、激发民营经济活力提供了以下启示:

第一,充分发挥国有资本的增信作用和管理优势。国有股权参股在一定范围内能够降低民营

企业的融资约束水平和代理成本,发挥信号传递作用,缓解民营企业投资不足。因此,要鼓励国有企业与国有资本通过股权投资、并购重组等方式,与民营企业进行股权融合、资源整合,不断深化混合所有制改革。第二,设立合理的股权结构。国有股权持股比例超过特定临界值后,民营企业的融资约束水平和代理成本会上升,信号传递作用会减弱,进而导致民营企业投资不足。因此在调整不同所有制资本的股权比例时,既要保障民营控股股东的的话语权,又要增强国有资本参与公司治理的积极性,两者兼顾才有助于实现国有资本与民营资本的有效混合。第三,完善信息披露制度。一方面,信息不对称下的融资约束与代理冲突是导致民营企业投资不足的主要原因;另一方面,信息披露质量在一定程度上能够代表企业的声誉形象,进而影响外部投资者的投资决策。因此,要加强企业信息披露,缓解所有者与管理者以及股东与债权人之间的信息不对称程度和代理成本,使得外部投资者能够正确评估企业价值并实施有效监督,同时要提升信息披露质量,树立良好的声誉形象,以获取更多外部资本。第四,完善信贷市场的竞争机制。在竞争性的银行业市场结构下,民营企业能够以较低的成本获得更多的信贷资金。因此,要适当放宽金融机构准入政策,减少对准入资格的行政干预,提高金融市场竞争程度,为民营企业投融资创造良好的外部环境。第五,深化金融供给侧结构性改革。从某种程度上讲,国有股权参股可以视为民营企业的一种替代性融资渠道,且在合理范围内有助于缓解企业投资不足。因此,要深化金融供给侧结构性改革,促进多层次资本市场发展,提供多元化的融资方式以降低民营企业对银行借款的依赖度,提升金融服务实体经济的质效。

参考文献

- [1] Lambert, R., C. Leuz, and R. E. Verrecchia. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital[J]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45, (2): 385 - 420.
- [2] Biddle, G. C., and G. Hilary. Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment[J]. *Accounting Review*, 2006, 81, (5): 963 - 982.
- [3] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. *北京: 经济研究*, 2012, (7): 113 - 126.
- [4] 喻坤, 李治国, 张晓蓉, 徐剑刚. 企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击[J]. *北京: 经济研究*, 2014, (5): 106 - 120.
- [5] Myers, S. C. Determinants of Corporate Borrowing[J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, 5, (2): 147 - 175.
- [6] Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, et al. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings [J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 52, (1): 3 - 46.
- [7] Almeida, H., and M. Campello. Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment[J]. *Review of Financial Studies*, 2007, 20, (5): 1429 - 1460.
- [8] Yang, X., L. Han, W. Li, et al. Monetary Policy, Cash Holding and Corporate Investment: Evidence from China[J]. *China Economic Review*, 2017, (46): 110 - 122.
- [9] 程新生, 谭有超, 刘建梅. 非财务信息、外部融资与投资效率——基于外部制度约束的研究[J]. *北京: 管理世界*, 2012, (7): 137 - 150, 188.
- [10] Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48, (2 - 3): 112 - 131.
- [11] Cheng, M., D. Dhaliwal, and Y. Zhang. Does Investment Efficiency Improve after the Disclosure of Material Weaknesses in Internal Control over Financial Reporting? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 56, (1): 1 - 18.
- [12] 李青原. 会计信息质量、审计监督与公司投资效率——来自我国上市公司的经验证据[J]. *北京: 审计研究*, 2009, (4): 65 - 73, 51.
- [13] 刘慧龙, 王成方, 吴联生. 决策权配置、盈余管理与投资效率[J]. *北京: 经济研究*, 2014, (8): 93 - 106.
- [14] 袁振超, 饶品贵. 会计信息可比性与投资效率[J]. *北京: 会计研究*, 2018, (6): 39 - 46.
- [15] Chen, S., Z. Sun, S. Tang, et al. Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17, (2): 259 - 271.
- [16] Deng, L., P. Jiang, S. Li, et al. Government Intervention and Firm Investment[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 63: 1 - 19.

- [17]宋增基,冯莉茗,谭兴民. 国有股权、民营企业家长参与企业融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[J]. 北京:金融研究,2014,(12):133-147.
- [18]余汉,杨中仑,宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J]. 上海:财经研究,2017,(4):109-119.
- [19]罗宏,秦际栋. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 北京:中国工业经济,2019,(7):174-192.
- [20]赵璨,宿莉莎,曹伟. 混合所有制改革:治理效应还是资源效应?——基于不同产权性质下企业投资效率的研究[J]. 上海财经大学学报,2021,(1):75-90.
- [21]Khwaja, A. I., and A. Mian. Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market[J]. Quarterly Journal of Economics,2005,120,(4):1371-1411.
- [22]陈工,陈明利. 财政分权、政府控制与公司绩效[J]. 南京:产业经济研究,2016,(3):1-10.
- [23]邵帅,吕长江. 实际控制人直接持股可以提升公司价值吗?——来自中国民营上市公司的证据[J]. 北京:管理世界,2015,(5):134-146,188.
- [24]Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics,1976,3,(4):305-360.
- [25]Shleifer, A., and R. W. Vishny. A Survey of Corporate Governance[J]. Journal of Finance,1997,52,(2):737-783.
- [26]Block, J. H. R&D Investments in Family and Founder Firms: An Agency Perspective[J]. Journal of Business Venturing,2012,27,(2):248-265.
- [27]李志生,金凌,孔东民. 分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策[J]. 北京:经济研究,2020,(10):141-158.
- [28]韩亮亮,李凯,宋力. 高管持股与企业价值——基于利益趋同效应与壕沟防守效应的经验研究[J]. 天津:南开管理评论,2006,(4):35-41.
- [29]Zhang, D. How Do Firms Overcome Financial Constraint Anxiety to Survive in the Market? Evidence from Large Manufacturing Data[J]. International Review of Financial Analysis,2020,(70):1-11.
- [30]Richardson, S. Over-Investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies,2006,11,(2-3):159-189.
- [31]江轩宇,许年行. 企业过度投资与股价崩盘风险[J]. 北京:金融研究,2015,(8):141-158.
- [32]肖兴志,黄振国. 僵尸企业如何阻碍产业发展:基于异质性视角的机理分析[J]. 北京:世界经济,2019,(2):122-146.
- [33]Cornaggia, J., and J. Y. Li. The Value of Access to Finance: Evidence from M&As[J]. Journal of Financial Economics,2019,131,(1):232-250.
- [34]Hsu, P. H., X. Tian, and Y. Xu. Financial Development and Innovation: Cross-Country Evidence [J]. Journal of Financial Economics,2014,112,(1):116-135.
- [35]王兰芳,胡悦. 创业投资促进了创新绩效吗?——基于中国企业面板数据的实证检验[J]. 北京:金融研究,2017,(1):177-190.
- [36]Edwards, J. R., and L. S. Lambert. Methods for Integrating Moderation and Mediation: A General Analytical Framework Using Moderated Path Analysis[J]. Psychological Methods,2007,12,(1):1-22.
- [37]Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics,1997,112,(1):169-215.
- [38]Kang, M., W. Wang, and C. Eom. Corporate Investment and Stock Liquidity: Evidence on the Price Impact of Trade[J]. Review of Financial Economics,2017,(33):1-11.
- [39]潘越,宁博,纪翔阁,戴亦一. 民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据[J]. 北京:经济研究,2019,(7):94-110.
- [40]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 北京:心理科学进展,2014,(5):731-745.
- [41]郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 北京:中国工业经济,2018,(9):98-116.
- [42]Ang, J. S., R. A. Cole, and J. W. Lin. Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Finance,2000,55,(1):81-106.
- [43]王明琳,徐萌娜,王河森. 利他行为能够降低代理成本吗?——基于家族企业中亲缘利他行为的实证研究[J]. 北京:经济研究,2014,(3):144-157.

State-Owned Equity Participation and Under-investment of Private Entrepreneurs: Based on the Dual Perspectives of Resource Effect and Governance Effect

LIU Hui-hao, JIAO Wen-niu

(School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China)

Abstract: Under the background of supply-side structural reform, the proposition of whether and how state-owned equity affects the investment efficiency of private enterprises has been widely concerned. However, empirical research on the impact of state-owned equity participation on the investment behavior of private enterprises is still scarce, and there are few literatures to discuss the non-linear relationship between state-owned equity participation and the under-investment of private enterprises.

Based on the empirical data of non-financial private enterprises listed in the China A-share stock market from 2007 to 2019, this paper examines the impact of state-owned equity participation on the under-investment of private companies. Results show that there is a significant U-shaped relationship between state-owned equity participation and under-investment of private enterprises. After adopting Heckman two-step method, two-stage least squares and propensity score matching method to mitigate the endogeneity bias and conducting a series of robustness checks, the above results are still consistent. Further research suggests that the U-shaped relationship between state-owned equity participation and under-investment of private enterprises is more obvious in regions with weaker banking competition and industries with greater dependence on external finance. The mechanism analysis shows that with the increase of state-owned equity, financial constraints and agency costs first decreased and then increased, and the signal transmission effect first increased and then decreased.

These empirical findings provide policy implications for the effective mixing of different ownership capital: Firstly, state-owned enterprises and state-owned capital should be encouraged to integrate their resources with private enterprises. Secondly, when adjusting the proportion of different ownership capital, we should not only guarantee the holding position of private shareholders, but also enhance the enthusiasm of state-owned capital to participate in corporate governance. Thirdly, enterprises should strengthen information disclosure and improve the quality of information disclosure to get more outside capital. Fourthly, it is necessary to improve the degree of competition in the financial market and provide a good external environment for private enterprises to invest and finance. Fifthly, it is necessary to deepen financial supply-side structural reform and provide diversified financing methods, especially the proportion of direct financing to reduce the dependence of private enterprises on bank loans and improve the quality and efficiency of financial services for the real economy.

The possible marginal contribution of this paper is mainly reflected in the following four points: Firstly, different from the conclusion that some scholars believe that state-owned equity participation is helpful to improve the investment efficiency of private enterprises, this paper finds that with the increase of state-owned equity, the degree of under-investment of private enterprises first decreases and then increases, showing a significant U-shaped relationship. Secondly, different from the conclusion that some scholars believe that the state-owned equity participation can bring resources for private enterprises and reduce the agency costs of private enterprises, the paper finds that with the increase of state-owned equity, the resource effect and governance effect of the state-owned equity participation first strengthen and then weaken, which is the main reason for the U-shaped change of private enterprises' under-investment. Thirdly, this paper not only investigates the resource effect of state-owned equity participation on the under-investment of private enterprises from the perspective of financial constraints, but also confirms the existence of signal transmission mechanism according to the change of venture capital obtained by private enterprises. Fourthly, existing studies on mixed ownership reform mainly focus on the impact of non-state-owned capital on state-owned enterprises, and few literatures discuss the economic consequences of private enterprises introducing state-owned capital, this paper complements and enriches the theoretical research in this field. In addition, the conclusion that state-owned equity participation has a nonlinear effect on the under-investment of private enterprises means that the excessively high proportion of state-owned equity is not conducive to the improvement of the investment efficiency of private enterprises, which has certain practical significance for the effective mixture of state-owned-owned capital and private companies.

Key Words: state-owned equity; under-investment; U-shaped relationship; resource effect; governance effect

JEL Classification: G31, G32, M21

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.08.005

(责任编辑:张任之)