

机构共同持股与企业债务负担

杜勇,何盈玉

(西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

摘要:基于2007—2020年A股非金融类上市公司数据考察机构共同持股对企业债务负担的影响,研究发现:机构共同持股能够缓解企业债务负担,且机构共同持股联结程度和机构共同持股比例越高,越有利于缓解企业债务负担;同时机构共同持股能够发挥抑制企业债务负担对企业全要素生产率损害的作用。从作用机制上看,一方面机构共同持股发挥协同效应使企业的商业信用增多;另一方面发挥监督治理效应,降低企业与债权人的信息不对称程度和代理成本。在区分分析师关注度和会计师事务所规模后,发现机构共同持股对企业债务负担的缓解作用在分析师少和小所审计的企业更显著。从机构共同持股视角入手,研究这一新兴股权模式对公司治理及企业债务负担的影响,对促进资本市场健康发展和经济高质量发展具有重要意义。

关键词:机构共同持股;企业债务负担;商业信用;代理成本;信息不对称

中图分类号:F272 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2023)01-0123-15

一、引言

党的二十大报告指出:“要坚持以推动高质量发展为主题,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平。”深化供给侧结构性改革包括“三去一降一补”,其中“一降”指的是“降成本”,那么推进金融体制改革、降低企业债务融资成本、缓解企业债务负担便显得尤为重要。基于此,对于企业债务负担的研究具有重要的理论和现实意义。在企业债务负担的影响因素方面,已有的文献发现,利率市场化改革^[1]、减税激励政策的实施^[2]、良好的内部控制质量^[3]、外部监督效应^[4-5]的提高都会降低企业的债务负担。虽然已有文献也探讨了机构投资者对企业债务负担的影响^[6],但研究视角忽视了机构共同持股形成的联结效应对企业债务造成的影响。从理论上讲,机构投资者共同持股企业,说明该企业被参与同行业投资的两个及其以上的机构投资者所持有,一方面具有行业协同效应,能够协调其投资组合内的企业资源;另一方面具有更强的监督质量效应,能够降低企业与外部之间的信息不对称程度,降低企业的代理成本,这最终都将影响到企业的债务负担。

近年来,上市公司通过机构投资者持普通股变得越来越相互关联。据统计,美国上市公司与同行业企业拥有机构共同大股东(持股比例不低于5%)的比例从1980年的不足10%增加到

作者简介:杜勇,管理学博士,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

基金项目:国家自然科学基金面上项目“机构共同持股下的实体企业影子银行化同群效应:表征识别、驱动机理与经济后果”(72072146),项目负责人:杜勇;中央高校基本科研业务费专项资金项目“共同分析师、生产网络与企业数字化转型”(SWU2209217),项目负责人:杜勇;西南大学创新研究2035先导计划“乡村振兴与金融创新”(SWUPilotPlan026),项目负责人:温涛。

2014年的60%左右^[7]。我国A股自由流通市场机构投资者持股也在不断增加,2001年机构投资者持股比例仅为2%,2021年已经高达42%,增加了二十倍。同时,资本市场上机构投资者在同一行业拥有多家企业股权的现象也不断增多^[7]。相较于单一机构投资者而言,机构共同持股这一新型的所有权模式,使得共同机构投者能拥有比单一机构投资者更多的信息和更丰富的经验。利用这些优势,共同机构投资者能够更好地发挥协同效应和监督治理效应,可以弥补企业在资源和管理方面的不足,降低了信息不对称程度、抑制了管理层私利,降低企业的盈余管理程度^[8],提升企业的会计信息质量,有助于企业的外部融资^[9],这势必会影响到企业的债务负担。因此,非常有必要从共同机构所有权的视角探讨机构共同持股对企业债务负担的影响。

鉴于此,本文以2007—2020年A股上市公司为研究对象探讨机构共同持股对企业债务负担的影响。研究发现:机构共同持股能够缓解企业债务负担,而且机构共同持股联结程度和机构共同持股比例越高,对企业债务负担的缓解作用越强。经过Heckman二阶段回归、倾向得分匹配(PSM)、更换被解释变量、改变机构共同持股的界定门槛等稳健性检验之后,该结论依然成立。机制分析结果表明,机构共同持股是通过发挥协同效应和监督治理效应进而降低企业债务负担。异质性分析结果表明,机构共同持股对企业债务负担的影响在分析师关注较少和小所审计的企业更显著。经济后果的分析发现,机构共同持股能够抑制企业债务负担对企业全要素生产率的损害作用。

相比于已有文献,本文的研究贡献主要体现在以下三方面:

第一,从债务负担角度丰富了机构共同持股后果的文献,为机构投资者对企业债务负担的影响提供了新的经验证据。已有研究将机构投资者作为单独个体探究其对企业债务负担的影响,忽视了共同机构投资者在企业之间产生的联结效应。本文聚焦机构共同持股这一行为,证实了机构共同持股利用协同效应和监督治理效应两条路径来缓解企业债务负担,丰富了机构共同持股后果的文献,同时延伸了有关同行业公司之间相互作用对企业债务负担产生影响的相关研究。

第二,从机构共同持股视角丰富了企业债务负担影响因素的文献。目前有关企业债务负担影响因素的研究文献更多从企业内部,特别是企业高管背景出发。较少有学者从企业外部监督者的视角研究其对企业债务负担的影响,特别是机构共同持股对于企业债务负担的影响还是空白。本文从是否存在机构共同持股、机构共同持股联结程度和持股比例三个维度探究了其对于企业债务负担的影响,发现机构共同持股有利于企业债务负担的减轻。

第三,为政府推动深化供给侧结构性改革提供了新的经验借鉴。研究表明,机构共同持股这一行为能够缓解企业债务负担,因此应当充分发挥共同机构投资者的优势,抓住“缓负担、降成本”这一点,为深化供给侧结构性改革“三去一降一补”中的“一降”找到新的出发点,从而推动我国经济高质量发展和现代化强国的建设。

二、文献综述与研究假设的提出

(一)文献综述

1. 企业债务负担的影响因素研究

现有文献对企业债务负担的影响从宏观和微观两方面进行研究。宏观方面的文献极少,主要从利率化市场改革、减税激励、金融发展水平进行研究。随着利率化市场改革^[1]和减税激励政策^[2]的推进,企业的债务负担逐渐变小。并且企业所处地区的金融市场环境越好,债务融资成本也越大^[10]。微观方面对企业债务负担的影响主要从高管团队特征、内部控制等公司内部治理结构和分析师预测、审计师监督等外部监督治理情况进行研究。公司内部治理结构方面,企业内部

控制质量越高^[3]、高管团队拥有学术经历^[11]、具有劳模身份^[12]等情况都会使得企业的债务融资成本降低,债务负担下降。企业外部监督方面,审计师声誉越高^[4]、分析师的预测质量越好^[5]、机构持股比例越高^[6],企业的债务成本就越低。归纳总结,相比于本文,已有文献更多停留在单个企业内部或外部因素对企业债务负担的影响研究,忽视了企业与企业之间因为被共同机构投资者持股产生的关联效应对企业债务负担的影响。基于此,本文考虑到同行业多家企业被同一机构投资者共同持股形成的社会网络对企业债务负担的影响。

2. 机构共同持股的经济后果研究

机构投资者作为企业外部治理主体,可以监督企业治理和管理层的行为,是对企业内部治理机制的补充。现有研究表明,共同机构投资者相较于单一机构投资者而言具有更大的信息资源和管理经验优势^[13],使得共同机构投资者具有更强的行业协同能力、监督治理能力和信息获取能力^[14]。首先,共同机构投资者具有行业协同能力,能够协调合作、提升产品市场份额和企业的运营盈利能力^[7],从而提升企业价值^[15-16]。其次,共同机构投资者所具有的信息优势和监督治理能力,降低了信息不对称程度,改善了上市公司盈余质量并提高了企业会计信息的可比性^[8],缓解了企业外部治理效率低下的问题^[14],促进了企业创新^[17]。已有的文献缺乏从企业债务负担视角对机构共同持股的经济后果展开研究,更加没有关注到共同机构投资者与单一机构投资者对企业债务负担的影响差异。鉴于此,本文结合机构共同持股具有的行业协同能力、监督治理能力和信息获取能力等特征,从企业债务负担视角对机构共同持股的经济后果展开研究,以此弥补已有机构共同持股后果的研究缺陷。

(二)理论分析与研究假设的提出

企业债务负担的高低影响着企业经营活动的各个方面,关乎着企业未来的生存与发展。若企业的债务负担程度较高,将很有可能面临破产、倒闭的风险。企业债务负担的大小由企业的债务融资成本衡量,若融资成本较高,债务负担则较重;反之,则较弱。随着资本市场的发展,吸引了越来越多的机构投资者持有企业的股权,随之而来的是各大企业之间机构共同持股的现象。机构投资者共同持股企业,说明该企业被参与同行业投资的两个及其以上的机构投资者所持有,作为外部监督者,凭借其有效的行业协同和监督治理能力,一方面促进企业间的合作,增强了企业之间的联系和信任,使得企业商业信用增多;另一方面降低了企业与债权人之间的信息不对称和代理成本,使得债权人贷款的风险降低,从而降低了其对风险溢价进行补偿的诉求。基于此,本文分析机构共同持股对企业债务负担的影响可能表现为以下两个视角:

1. 行业协同效应

企业负债分为有息负债和无息负债,有息负债越多,企业的债务负担越重;相反,无息负债的增加,有利于缓解企业的债务负担。已有研究表明,商业信用在我国是一种成本很低的融资方式,其成本甚至低于企业内部现金融资^[18]。Fisman 提出替代性融资理论的观点,认为商业信用是银行信贷重要的“替代品”^[19]。共同机构投资者作为企业的股东,目的是要求其投资组合实现最大化收益,同时,根据资源依赖理论,共同机构投资者作为机构投资者持股网络中的节点,可以帮助企业与同行业其他企业建立联系^[20],因此共同机构投资者有动机协调其投资组合内各企业的资源,促进组合内各企业之间的战略联盟而提高企业间的合作水平^[9],减少企业间的不利竞争,使得企业间有更多互利共赢的交易^[21],因此被共同机构投资者持有的企业,很有可能在企业之间进行更多交易成本更低的商业信用交易,从而替代原本需要从银行进行借款的资金,这种低交易成本的融资方式,有利于企业债务负担的降低。

2. 监督治理效应

当外部监督机制较弱时,企业与债权人之间的不对称程度越高,代理风险也越大,债务的代理成本也越高。因此,根据资本资产定价模型,债权人为了避免这种代理成本,要求债务人更多的风险补偿溢价而提高借款利率^[22]。相比较于单一的机构投资者,共同机构投资者作为“网络”节点上的外部监督者,更有能力去参与企业的监督和治理,即存在规模经济效应^[23]。一方面,共同机构投资者对于企业的监督成本更低^[24]。由于同行业企业之间存在着一定的共性,共同机构投资者便可以将某一企业学习到的经验分享给其投资组合内的其他同行业公司,从而降低了监督成本。因此当发现某一企业的债务负担较重时,共同机构投资者便能有针对性地关注投资组合内的其他企业是否存在类似的不利于企业价值提升的行为,达到事半功倍的效果^[25]。另一方面,共同机构投资者在参与企业的监督治理活动中具有更强的识别能力。由于共同机构投资者投资组合内大多都是同行业企业,在参与同行业其他企业的经营决策过程中,共同机构投资者积累了许多有关此行业有效的管理知识、监督经验和行业专长^[13]。相较于其他股东而言,共同机构投资者具有更强的信息收集和处理能力^[14]。因此,共同机构投资者对企业具有更强的监督治理效应,能够缓解信息不对称程度,降低企业的代理成本,进而降低企业的债务负担。

基于上述分析,本文提出假设:在其他条件一定时,机构共同持股能够显著降低企业的债务负担。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2007—2020 年中国 A 股上市公司作为研究样本。按照以下原则进行筛选:1. 剔除银行、保险、基金等具有金融特征的上市公司样本;2. 剔除存在数据缺失的样本。最终得到 22 637 个观测值。同时为了排除极端值的影响,本文对除机构共同持股、产权性质等虚拟变量以外的连续变量进行前后 1% 的缩尾处理。本文数据来源于 CSMAR 数据库。

(二)变量定义

1. 被解释变量。参考 Minnis^[26]、魏志华等^[10]和张伟华等^[1]的方法,采用利息支出占总负债的比重衡量企业债务负担(*Cost*)。同时采用净财务费用占总负债的比重指标进行稳健性检验。其中,净财务费用=利息支出+汇兑损失+其他财务费用。

2. 解释变量。参照杜勇等^[8]、He 和 Huang^[7]和 Chen 等^[9]的研究方法,从 3 个维度构造指标反映上市公司机构共同持股:(1)机构共同持股(*Cio1*),该变量为虚拟变量,该变量为 1 时指当年有共同机构投资者持股该上市公司,否则为 0。共同机构投资者指在同行业两家及其以上的公司持有不少于 5% 的股权的机构投资者。(2)机构共同持股联结程度(*Cio2*),该变量是上市公司拥有的共同机构投资者的数量加一取对数;(3)机构共同持股比例(*Cio3*),该变量是上市公司当年所有共同机构投资者持股比例之和。

3. 控制变量。参考已有文献,选取机构投资者持股(*Institution*)、公司规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、流动比率(*Iqv*)、企业性质(*Soe*)、现金流量占比(*Cfo*)、董事长和总经理是否两职兼任(*Dual*)、董事会独立性(*Independ*)、利息保障倍数(*Intcov*)、发展能力(*Growth*)、盈利能力(*Roa*)等作为控制变量。此外,还控制了行业和年度固定效应。变量名称及其定义见表 1 所示。

表 1 变量具体说明

变量类型	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	企业债务负担程度	<i>Cost</i>	利息支出与总负债比值
	是否存在机构共同持股	<i>Cio1</i>	上市公司存在机构共同投资者取 1, 否则取 0
解释变量	机构共同持股联结程度	<i>Cio2</i>	共同机构投资者数量的年度均值加 1 取对数
	机构共同持股比例	<i>Cio3</i>	所有共同机构投资者持股比例之和的年度均值
控制变量	机构持股比例	<i>Institution</i>	机构投资者持股数量占公司总股份比例
	公司规模	<i>Size</i>	企业年末总资产的自然对数
	企业年龄	<i>Age</i>	公司上市年数加 1 取对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	企业年末总负债和总资产的比值
	流动比率	<i>Iqv</i>	企业年末流动负债和流动资产的比值
	企业性质	<i>Soe</i>	国有企业取值为 1, 否则为 0
	现金流量占比	<i>Cfo</i>	经营活动产生的现金流净额和总资产的比值
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理为同一人取值为 1, 否则为 0
	董事会独立性	<i>Independ</i>	独立董事占所有董事比例
	利息保障倍数	<i>Intcov</i>	息税前利润与利息费用的比值
	发展能力	<i>Growth</i>	(当年主营业务收入-上年主营业务收入)/上年主营业务收入
	盈利能力	<i>Roa</i>	企业当年净利润与年末总资产的比值
	行业固定效应	<i>Industry</i>	行业虚拟变量
	年度固定效应	<i>Year</i>	年份虚拟变量

(三) 模型设定

为了检验机构共同持股与企业债务负担的关系,根据研究假设,本文构建了如下回归模型(1):

$$Cost_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cio_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Cost_{it}$ 为被解释变量,表示*i*企业在*t*年的债务负担程度,该值越大,则上市公司的债务负担越严重; Cio_{it} 为主要解释变量,包括*Cio1*、*Cio2*和*Cio3*三个指标,表示企业在*t*年的机构共同持股情况。如果机构共同持股*Cio_{it}*的回归系数 α_1 显著为负,表明机构共同持股可以缓解上市公司债务负担,则假设成立。 $Controls$ 为控制变量, Ind_j 、 $Year_t$ 分别为行业、年度固定效应, ϵ_{it} 为残差。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 是变量的描述性统计。如表 2 所示,因变量即企业的债务负担衡量指标均值为 0.025 8,这个结果与倪娟等的结果基本一致^[20],说明本文数据可靠,最大值为 0.065 0,但是最小值则只有 0.000 8,说明不同企业的债务负担程度有较大的差别。从自变量即企业是否存在机构共同持股、机构共同持股联结程度和持股比例来看,是否存在机构共同持股(*Cio1*)的均值为 14.60%,说明有 14.60%的企业存在被机构投资者共同持股的情况;机构共同持股比例(*Cio3*)均值为 3.42%,说明从我国整体资本市场来看,共同机构投资者占比较少,但其最大值达到 54.00%,说明我国已有少许共同机构投资者能够对企业达到控制水平。同时,机构共同持股的三个衡量指标(*Cio1*、*Cio2*、*Cio3*)的标准差都较大,说明我国资本市场中不同企业之间机构共同持股具有较大的差异。

表 2 描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Cost</i>	22 637	0.025 8	0.014 2	0.000 8	0.065 0
<i>Cio1</i>	22 637	0.146 0	0.353 1	0.000 0	1.000 0
<i>Cio2</i>	22 637	0.088 9	0.225 5	0.000 0	0.916 3
<i>Cio3</i>	22 637	0.034 2	0.103 8	0.000 0	0.540 0
<i>Institution</i>	22 637	37.163 6	24.401 2	0.046 3	88.285 9
<i>Intcov</i>	22 637	17.048 4	50.247 9	-33.680 2	388.927 5
<i>Cfo</i>	22 637	0.040 6	0.069 9	-0.179 3	0.233 1
<i>Iqv</i>	22 637	1.455 5	0.934 2	0.201 8	5.737 6
<i>Lev</i>	22 637	0.501 0	0.183 0	0.120 7	0.926 8
<i>Roa</i>	22 637	0.024 7	0.065 6	-0.328 9	0.167 4
<i>Growth</i>	22 637	0.183 2	0.465 4	-0.597 9	3.030 0
<i>Size</i>	22 637	22.340 5	1.295 2	19.894 7	26.301 7
<i>Age</i>	22 637	2.249 9	0.741 1	0.000 0	3.295 8
<i>Soe</i>	22 637	0.423 3	0.494 1	0.000 0	1.000 0
<i>Independ</i>	22 637	0.373 8	0.053 5	0.307 7	0.571 4
<i>Dual</i>	22 637	0.235 4	0.424 3	0.000 0	1.000 0

(二) 基准回归结果

表 3 报告了机构共同持股和企业债务负担的基准回归结果。表中第(1)~(3)列为未加入控制变量的回归结果,结果显示机构共同持股的估计系数均在 1%的水平上显著为负。第(4)~(6)列为加入控制变量后的回归结果,结果显示机构共同持股 *Cio1*、*Cio2*、*Cio3* 的估计系数相较于未加入控制变量前的绝对值有所减小,分别约为-0.000 9、-0.001 4 和-0.004 2,但均在 1%的水平上显著为负。说明机构共同持股有助于降低企业债务成本,缓解企业债务负担,从而证明了本文提出的研究假说。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.001 2*** (-4.83)			-0.000 9*** (-3.68)		
<i>Cio2</i>		-0.001 9*** (-4.87)			-0.001 4*** (-3.73)	
<i>Cio3</i>			-0.005 8*** (-7.30)			-0.004 2*** (-5.48)
<i>_Cons</i>	0.036 8*** (46.25)	0.036 8*** (46.20)	0.036 7*** (46.15)	0.031 0*** (16.54)	0.030 9*** (16.51)	0.030 5*** (16.28)
<i>Controls</i>	No	No	No	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637
<i>r2_a</i>	0.137 5	0.137 5	0.138 3	0.253 1	0.253 1	0.253 5

注:***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著水平;括号内为 t 值,下同

(三) 内生性检验

本文主要围绕遗漏变量、选择偏误和互为因果等问题,从以下几个方面进行内生性检验。

1. 倾向得分匹配法。本文可能存在样本选择偏误的问题,即机构投资者所具有的选股偏好会使其更倾向于选择具有同一种特征类型的上市公司。因此,同行业上市公司存在的某些共同特征可能是导致其机构共同所有权联结程度较高的一个重要因素。为克服样本选择偏误的问题,将存在机构共同持股的上市公司作为处理组,否则为对照组,以前文所述的机构投资者持股、公司规模、企业年龄、资产负债率、流动比率、企业性质、现金流量占比、董事长和总经理是否两职兼任、董事会独立性、利息保障倍数、发展能力、盈利能力等控制变量和行业、年度虚拟变量作为

匹配变量。然后,使用一对一最近邻匹配为处理组寻找特征相似的对照组检验。表 4 的检验结果显示,企业债务负担(*Cost*)的平均处理效应(*ATT*)为-0.001 0,在 5%水平上显著。这表明拥有机构共同投资者的上市公司,相较于与其特征相似的其他上市公司,其债务负担程度平均要低 0.001 0。在此基础上,将处理组和匹配上的对照组样本进行回归检验,表 4 第(1)~(3)列结果表明,机构共同持股 *Cio1*、*Cio2* 和 *Cio3* 的系数均在 1%水平上显著为负,该结果与基准回归结论保持一致。

2. Heckman 两阶段模型。为进一步缓解选择偏误的问题,本文参照潘越等^[13]和杜勇等^[8]的研究,使用 Heckman 两阶段模型进行检验。第一阶段,构建 Probit 回归模型,计算出逆米尔斯比率(*IMR*),用以检验上一期的上市公司特征变量是否会影响其拥有共同机构所有权(*Cio1*);第二阶段,将 *IMR* 作为控制变量加入模型(1),以检验可能存在的选择性偏差对研究结论的影响。具体 Probit 模型如下:

$$Cio1_{it} = \beta_0 + \beta_1 LagControls_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中,*Cio1_{it}*表示某上市公司在某年是否被机构共同持股。*LagControls_{it}*为上市公司特征变量的集合,具体为:机构投资者持股滞后项(*Laginstitution*)、公司规模滞后项(*Lagsize*)、企业年龄滞后项(*Lagage*)、资产负债率滞后项(*Laglev*)、流动比率滞后项(*Lagiqv*)、企业性质滞后项(*Lagsoe*)、现金流量占比滞后项(*Lagcfo*)、董事长和总经理是否两职兼任滞后项(*Lagdual*)、董事会独立性滞后项(*Lagindepend*)、利息保障倍数滞后项(*Lagintcov*)、发展能力滞后项(*Laggrowth*)、盈利能力滞后项(*Lagroa*)。将上市公司特征变量滞后的原因在于,机构投资者在投资上市公司时只能根据上期已披露的信息来获得上市公司的财务、治理和审计等有关情况。

表 4 第(4)~(6)列结果显示,*IMR* 的系数在 1%水平上显著为负,表明确实存在机构共同持股的分布偏差。因此,有必要检验样本自选择对基准回归结果造成的影响。在加入 *IMR* 后,机构共同持股 *Cio1*、*Cio2* 和 *Cio3* 的回归系数分别为-0.001 0、-0.001 5 和-0.004 1,且在 1%水平上显著,该结论与基准回归结果基本保持一致。Heckman 二阶段回归结果表明,在控制选择偏差以在一定程度上消除内生性后,本文结论依然成立。

表 4 倾向得分匹配法、Heckman 二阶段法

	倾向得分匹配法			Heckman 二阶段法		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.001 1*** (-3.38)			-0.001 0*** (-3.75)		
<i>Cio2</i>		-0.001 7*** (-3.42)			-0.001 5*** (-3.71)	
<i>Cio3</i>			-0.005 1*** (-4.93)			-0.004 1*** (-4.96)
<i>IMR</i>				-0.002 5*** (-2.86)	-0.002 5*** (-2.87)	-0.002 5*** (-2.90)
_Cons	0.032 4*** (7.73)	0.032 1*** (7.65)	0.031 0*** (7.39)	0.038 7*** (11.99)	0.038 7*** (11.99)	0.038 4*** (11.92)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>ATT</i>	<i>Difference</i> : -0.001 0** ; <i>T</i> = -2.43					
<i>N</i>	5 149	5 149	5 149	17 653	17 653	17 653
<i>r2_a</i>	0.258 6	0.258 6	0.260 1	0.232 7	0.232 6	0.233 0

3. 工具变量法。参考杜勇和马文龙的做法^[27],进一步检验因果倒置等内生性问题,采用滞后一期的解释变量作为工具变量进行检验。表 5 第(1)~(3)列结果显示 *Cio1*、*Cio2*、*Cio3* 的系数分别为-0.000 9、-0.001 1 和-0.003 6,并且分别在 1%、5%和 1%的统计水平上显著,结果

表明在消除因果倒置产生的内生性问题后,本文结论依然成立。

4. 滞后变量。本文采用 $t+1$ 期企业债务负担程度($Cost_{t+1}$)替换 $Cost$ 代入模型(1)进行检验,表 5 第(4)~(6)列结果显示, $Cio1$ 、 $Cio2$ 和 $Cio3$ 的系数分别为 -0.0008 、 -0.0012 和 -0.0038 ,并且均在 1%的统计水平上显著,说明在消除因果倒置产生的内生性问题后,本文的结论依然成立。

表 5 工具变量法、滞后变量

变量	工具变量法			滞后变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Cost$	$Cost$	$Cost$	$Cost_{t+1}$	$Cost_{t+1}$	$Cost_{t+1}$
$Cio1$	-0.0009^{***} (-2.78)			-0.0008^{***} (-2.89)		
$Cio2$		-0.0011^{**} (-2.49)			-0.0012^{***} (-2.77)	
$Cio3$			-0.0036^{***} (-3.95)			-0.0038^{***} (-4.35)
$_Cons$	0.0249^{***} (11.56)	0.0249^{***} (11.59)	0.0246^{***} (11.46)	0.0425^{***} (19.76)	0.0425^{***} (19.73)	0.0421^{***} (19.56)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year Fe$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry Fe$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17 653	17 653	17 653	17 653	17 653	17 653
$r2_a$				0.212 0	0.212 0	0.212 3

(四) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。本文采用净财务费用占总负债的比重指标($Cost2$)进行稳健性检验,替换 $Cost$ 代入基准回归模型。考虑到数据的可获得性,其中净财务费用为利息支出加上汇兑损失和其他财务费用之和。表 6 结果表明,是否存在机构共同持股($Cio1$)、机构共同持股联结程度($Cio2$)和持股比例($Cio3$)的估计系数在存在控制变量和不存在控制变量时均在 1%水平上显著为负,这表明机构共同持股显著缓解了上市公司债务负担,说明在更换被解释变量的测量方法后,本文结论依然成立。

表 6 替换被解释变量检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Cost2$	$Cost2$	$Cost2$	$Cost2$	$Cost2$	$Cost2$
$Cio1$	-0.0022^{***} (-7.98)	-0.0011^{***} (-4.33)				
$Cio2$			-0.0036^{***} (-8.60)	-0.0019^{***} (-4.75)		
$Cio3$					-0.0092^{***} (-10.88)	-0.0052^{***} (-6.30)
$_Cons$	0.0403^{***} (46.54)	0.0425^{***} (20.52)	0.0402^{***} (46.43)	0.0424^{***} (20.46)	0.0401^{***} (46.38)	0.0420^{***} (20.23)
$Controls$	No	Yes	No	Yes	No	Yes
$Year Fe$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry Fe$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637
$r2_a$	0.110 9	0.211 7	0.111 1	0.211 8	0.112 2	0.212 2

2. 改变机构共同持股界定门槛。在基准回归中,本文对机构共同持股的界定是在同行业两家及以上上市公司中均持有不低于 5%的股份。参考潘越等^[13]和杜勇等的研究^[8],本文将持股的门槛分别降低至 3%和提高至 10%,重新计算得到机构共同持股联结程度($Cio2_{3\%}$ 、 $Cio2_{10\%}$)和持股比例($Cio3_{3\%}$ 、 $Cio3_{10\%}$)的指标。表 7 结果显示,无论是将持股门槛降低至 3%还是提高至 10%,机构持股联结程度和持股比例的系数均显著为负,说明改变机构共同持股界定门槛后,本文结论依然成立。

表 7 改变共同持股门槛界定检验

变量	改变持股比例为 3%		改变持股比例为 10%	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio2_3%</i>	-0.000 5* (-1.67)			
<i>Cio3_3%</i>		-0.003 6*** (-4.43)		
<i>Cio2_10%</i>			-0.001 5*** (-3.33)	
<i>Cio3_10%</i>				-0.004 0*** (-4.58)
<i>_Cons</i>	0.031 2*** (16.65)	0.030 8*** (16.47)	0.031 1*** (16.65)	0.030 9*** (16.52)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 637	22 637	22 637	22 637
<i>r2_a</i>	0.252 8	0.253 2	0.253 0	0.253 3

3. 子样本回归。考虑到 2008 年金融危机对企业的影响,本文缩小样区间,剔除 2007—2009 年的样本数据后再次进行检验。表 8 第(1)~(3)列结果表明,*Cio1*、*Cio2* 和 *Cio3* 的回归系数均在 1%水平上显著为负,表明消除金融危机带来的影响后,本文的结论依然成立。

4. 增加控制变量。为控制遗漏变量问题,本文在模型中加入机构大股东(*Dinstitution*)作为控制变量,如果机构共同持股比例超过 10%,则取值为 1,否则为 0。表 8 第(4)~(6)列检验结果显示,*Cio1*、*Cio2* 和 *Cio3* 的回归系数均在 1%的水平上显著为负,进一步说明了本文的结论依然成立。

表 8 子样本回归、新增控制变量

变量	子样本回归			新增控制变量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.001 0*** (-3.95)			-0.000 9*** (-3.71)		
<i>Cio2</i>		-0.001 5*** (-4.03)			-0.001 4*** (-3.74)	
<i>Cio3</i>			-0.004 8*** (-6.10)			-0.004 2*** (-5.40)
<i>Dinstitution</i>				0.000 7* (1.93)	0.000 7* (1.89)	0.000 6* (1.68)
<i>_Cons</i>	0.026 0*** (13.17)	0.026 0*** (13.15)	0.025 5*** (12.91)	0.030 2*** (15.77)	0.030 1*** (15.75)	0.029 8*** (15.59)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	20 285	20 285	20 285	22 637	22 637	22 637
<i>r2_a</i>	0.245 6	0.245 6	0.246 2	0.253 2	0.253 2	0.253 6

五、进一步分析

(一)作用机制检验

为验证机构共同持股对企业债务负担影响的作用中介,参照温忠麟等^[28]构建如下中介模型:

$$Cost_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Cio_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Tc_{it} / Ac_{it} = \delta_0 + \delta_1 Cio_{it} + \delta_2 Controls_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$Cost_{it} = \omega_0 + \omega_1 Cio_{it} + \omega_2 Tc_{it}/Ac_{it} + \omega_3 Controls_{it} + \sum_j Ind_j + \sum_t Year_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, Tc 代表企业的商业信用, 本文参考陆正飞和杨德明的做法^[29], 采用应付账款、应付票据和预收账款之和占资产总额的比重衡量企业的商业信用; Ac 代表企业的第二类代理成本, 本文参考姜国华和岳衡的做法^[30], 采用其他应收款与总资产的比值衡量企业的第二类代理成本, 该值越大表明第二类代理问题越严重。检验结果分别如表 9 和表 10 所示。

表 9 协同效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	<i>Cost</i>	<i>Tc</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Tc</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Tc</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.000 9*** (-3.68)	0.005 5*** (3.26)	-0.000 6*** (-2.70)						
<i>Cio2</i>				-0.001 4*** (-3.73)	0.007 8*** (2.98)	-0.001 0*** (-2.87)			
<i>Cio3</i>							-0.004 2*** (-5.48)	0.027 1*** (4.70)	-0.002 8*** (-3.98)
<i>Tc</i>			-0.053 4*** (-47.56)			-0.053 4*** (-47.57)			-0.053 3*** (-47.51)
<i>_Cons</i>	0.031 0*** (16.54)	0.072 0*** (5.92)	0.034 8*** (19.38)	0.030 9*** (16.51)	0.072 0*** (5.91)	0.034 8*** (19.35)	0.030 5*** (16.28)	0.075 0*** (6.14)	0.034 5*** (19.19)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637	22 637
<i>r2_a</i>	0.253 1	0.368 2	0.342 3	0.253 1	0.368 2	0.342 3	0.253 5	0.368 6	0.342 5
Z 统计量		3.415			3.071			4.929	

表 9 第(2)(5)(8)列检验结果显示, 机构共同持股回归系数在 1% 水平上显著为正, 表明机构共同持股提高了企业的商业信用。第(3)(6)(9)列检验结果显示, 机构共同持股回归系数显著为负, 商业信用回归系数在 1% 水平上显著为负, 表明机构共同持股通过降低商业信用进而降低企业债务负担, 为部分中介效应。Sobel 检验结果显示, Z 值统计量分别为 3.415、3.071、4.929, 在 1% 的水平上显著, 表明中介效应成立。这一结果说明, 机构共同持股能够发挥协同效应, 协调企业间资源合作, 提高企业商业信用, 进而降低企业债务负担。

表 10 监督治理效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	<i>Cost</i>	<i>Ac</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Ac</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Ac</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.000 9*** (-3.67)	-0.001 8*** (-3.96)	-0.000 9*** (-3.62)						
<i>Cio2</i>				-0.001 4*** (-3.72)	-0.002 8*** (-3.87)	-0.001 4*** (-3.67)			
<i>Cio3</i>							-0.004 2*** (-5.47)	-0.007 2*** (-5.23)	-0.004 2*** (-5.41)
<i>Ac</i>			0.006 2* (1.67)			0.006 2* (1.67)			0.006 0 (1.63)
<i>_Cons</i>	0.031 0*** (16.53)	0.043 3*** (9.40)	0.030 7*** (16.39)	0.030 9*** (16.49)	0.043 2*** (9.38)	0.030 6*** (16.36)	0.030 5*** (16.27)	0.042 7*** (9.24)	0.030 2*** (16.14)
<i>Controls</i>	Yes								
<i>Year Fe</i>	Yes								
<i>Industry Fe</i>	Yes								
<i>N</i>	22 630	22 630	22 630	22 630	22 630	22 630	22 630	22 630	22 630
<i>r2_a</i>	0.253 2	0.132 0	0.253 3	0.253 2	0.131 9	0.253 3	0.253 6	0.132 1	0.253 7
Z 统计量		1.73			1.72			1.75	

表 10 第(2)(5)(8)列检验结果显示,机构共同持股回归系数在 1%水平上显著为负,表明机构共同持股降低了企业的第二类代理成本。第(3)(6)(9)列检验结果显示,机构共同持股回归系数显著为负,第二类代理成本回归系数为正,表明机构共同持股通过降低企业第二类代理成本进而降低企业债务负担,为部分中介效应。Sobel 检验结果显示,Z 值统计量分别为 1.73、1.72、1.75,均显著,表明中介效应成立。这一结果说明,机构共同持股能够发挥监督治理效应,缓解企业信息不对称程度、降低代理成本,进而降低企业债务负担。

(二)异质性检验

1. 分析师关注度。分析师是链接上市公司和投资者的信息中介,其发布的研究报告将最终影响投资者的决策行为,当企业分析师跟踪人数较多时表明企业受到更多的关注,其挖掘出来的非基本面信息将有效减少市场信息的非对称性^[31]。因此,基于分析师已有缓解信息不对称的作用原理,本文认为当企业的分析师关注度更低时,机构共同持股缓解企业债务负担的效果应该更显著。为了验证这一假设,本文参考姜付秀等的做法^[32],根据企业每年的分析师跟踪人数将样本分为两组:分析师跟踪少的组包含分析师跟踪数量低于按照行业和年度分组划分样本中位数的企业;分析师跟踪多的组包含分析师跟踪数量高于按照行业和年度分组划分样本中位数的企业。检验结果如表 11 所示,*Cio1*、*Cio2* 在分析师跟踪人数较多的组中回归系数均为负且不显著,而在分析师跟踪人数较少的组中回归系数均为负且在 1%水平上显著,并且通过了组间差异检验,估计系数分别为 0.012 1 和 0.000 9,具有显著差异。*Cio3* 在分析师跟踪人数较多的组中回归系数为负且在 10%水平上显著,而在分析师跟踪人数较少的组中回归系数为负且在 1%水平上显著,通过组间差异检验,估计系数为 0.000 6,具有显著差异。因此可以得出结论,机构共同持股对企业债务负担的缓解作用在分析师关注度较低的企业更加显著。

表 11 分析师跟踪人数异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
分析师跟踪人数	多	少	多	少	多	少
变量	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.000 3 (-0.95)	-0.001 5*** (-4.13)				
<i>Cio2</i>			-0.000 2 (-0.43)	-0.002 7*** (-4.56)		
<i>Cio3</i>					-0.001 9* (-1.81)	-0.007 2*** (-5.46)
_Cons	0.042 0*** (15.85)	0.005 7* (1.84)	0.042 1*** (15.88)	0.005 5* (1.79)	0.041 8*** (15.72)	0.005 0 (1.60)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10 851	11 786	10 851	11 786	10 851	11 786
r ² _a	0.296 7	0.225 0	0.296 6	0.225 3	0.296 8	0.225 9
SUEST 检验	Prob>Chi2=0.0121		Prob>Chi2=0.0009		Prob>Chi2=0.0006	

2. 会计师事务所规模。审计师作为企业外部重要的监督者之一,提供的审计质量在一定程度上取决于其所处的会计师事务所规模大小,已有研究表明,会计师事务所的规模越大,审计质量越好^[33-34]。因此,基于会计师事务所固有的监督效应,本文认为当会计师事务所规模更小时,机构共同持股缓解企业债务负担的效果更显著。为了验证这一假设,本文参考周楷唐等的研

究^[11],将会计师事务所分所“大所”和“小所”,其中“大所”指的是国内前10大会计事务所和国际4大会计事务所;否则为“小所”。检验结果如表12所示,第(1)、(3)和(5)列报告了大所审计的组的样本回归结果,第(2)、(4)和(6)列则报告了小所审计的组的样本回归结果。*Cio1*、*Cio2*在大所审计的组中回归系数均为负且不显著,而在小所审计的组中回归系数均为负且在1%水平上显著,并且通过了组间差异检验,估计系数分别为0.0082和0.0225,具有显著差异。*Cio3*在大所审计的组中回归系数为负且在5%水平上显著,而在小所审计的组中回归系数为负且在1%水平上显著,并且通过了组间差异检验,估计系数为0.0272具有显著差异。因此可以得出结论,机构共同持股对企业债务负担的缓解作用在被规模更小的会计师事务所审计的企业更显著。

表12 会计师事务所规模异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
会计师事务所	大所	小所	大所	小所	大所	小所
变量	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>	<i>Cost</i>
<i>Cio1</i>	-0.0001 (-0.39)	-0.0014*** (-4.03)				
<i>Cio2</i>			-0.0004 (-0.81)	-0.0021*** (-3.79)		
<i>Cio3</i>					-0.0024** (-2.21)	-0.0058*** (-4.37)
_Cons	0.0378*** (13.28)	0.0232*** (8.53)	0.0377*** (13.24)	0.0232*** (8.50)	0.0374*** (13.09)	0.0228*** (8.38)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9864	12773	9864	12773	9864	12773
r ² _a	0.2614	0.2495	0.2614	0.2494	0.2617	0.2497
SUEST 检验	Prob>chi2=0.0082		Prob>chi2=0.0225		Prob>chi2=0.0272	

(三)经济后果检验

当企业债务负担较重时,其面临的财务风险和破产成本变大。一方面管理层为了个人职位安全等因素的考虑,会着重进行短期内能够提高其声誉的生产经营活动,而减少对企业生产率提升有利的长期创新型投入;另一方面随着企业债务负担的加重,企业迫于偿本付息的压力可能会削减员工培训等方面的人力资本投入,进而影响企业劳动使用效率^[35]。基于此,本文考察了机构共同持股企业的债务负担对企业全要素生产率的影响,参考邢菲等的研究^[36],构建如下实证模型(6):

$$\begin{aligned}
 Lntfp_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 Cio_{it} + \varphi_2 Cost_{it} + \varphi_3 Cio_{it} \times Cost_{it} + \varphi_4 Controls_{it} \\
 & + \sum_j Year_j + \sum_i Ind_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (6)$$

其中,*Lntfp_{it}*为企业*i*在*t*年的全要素生产率,检验结果如表13所示。第(1)列和第(2)列显示*Cio1*和*Cio2*的系数在1%水平上显著为正,*Cost*的系数在1%水平上显著为负,*Cio1*×*Cost*和*Cio2*×*Cost*的系数在1%水平上显著为负。说明存在机构共同持股的企业中,企业当期债务负担越重,对企业全要素生产率的损害越大,而机构共同持股能够发挥抑制企业债务负担对企业全要素生产率的损害作用。

表 13 经济后果检验

	(1)	(2)
变量	<i>Lntfp</i>	<i>Lntfp</i>
<i>Cio1</i>	0.071 4*** (3.03)	
<i>Cio1</i> × <i>Cost</i>	-2.748 1*** (-3.26)	
<i>Cio2</i>		0.121 1*** (3.30)
<i>Cio2</i> × <i>Cost</i>		-5.311 3*** (-3.98)
<i>Cost</i>	-6.038 0*** (-15.29)	-5.989 6*** (-15.28)
<i>_cons</i>	-6.206 0*** (-68.11)	-6.217 6*** (-68.15)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year fe</i>	Yes	Yes
<i>Industry fe</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	20 919	20 919
<i>r2_a</i>	0.741 0	0.741 1

六、研究结论与启示

本文基于机构共同持股这一新型的所有权模式,采用 2007—2020 年中国 A 股非金融类上市公司数据,研究了机构共同持股对企业债务负担的影响效应和作用机理。研究发现,机构共同持股对企业债务负担有显著的抑制效应,并且机构共同持股联结程度和持股比例越高,抑制效应越明显;在进行了 Heckman 二阶段回归、倾向得分匹配(PSM)等一系列稳健性检验后,上述结论仍然成立。在影响机制研究方面,机构共同持股通过发挥协同效应和监督治理效应两条路径缓解企业债务负担。在异质性分析研究方面,机构共同持股对企业债务负担的缓解作用在分析师关注少和小所审计的企业更加显著。在经济后果研究方面,机构共同持股能够抑制企业债务负担对企业全要素生产率的损害。

根据上述结论,本文提出如下建议:

第一,从政府监管部门视角来看,应当完善系列政策并积极引导机构共同投资者参与资本市场。一方面,要扩大机构共同持股这一新兴所有权模式在资本市场中的深度和广度,保障机构共同持股的持续性发展,使得机构投资者具有良好的投资环境,进而逐步提高机构共同持股水平。另一方面,也要加强监督并规范市场,充分发挥共同机构投资者的优势,增强共同机构投资者在激发企业的活力、缓解企业债务负担进而在深化供给侧结构性改革、推动国家经济高质量发展中发挥的重要作用。

第二,从企业自身视角来看,要充分认识到机构共同持股对企业债务负担的缓解带来的积极作用,可以主动引入共同机构投资者参与公司治理或提升机构共同持股的比例,充分利用共同机构投资者的信息资源和经验优势,完善公司治理、改善盈余质量、降低信息不对称,提高债权人对企业的信任度,进而降低企业的债务负担,规避企业的破产风险。

第三,从投资者视角来看,应当借助共同机构投资者获取真实可靠的债务信息。债务信息是投资者选择企业的必要信息,然而信息不对称将导致投资者难以获取真实、有用的债务信息。特

别是近年来,受到新冠疫情的全球大冲击,上市公司之间的竞争愈演愈烈,投资者想要获取高质量的债务信息变得十分困难。本文验证了机构共同持股对企业债务负担的缓解效应,因此,投资者应当充分利用机构共同持股这一信号引导,在选择投资机会、进行投资决策时,关注上市公司是否存在被同一机构共同持股的情形,以此识别企业的债务风险,降低自身的投资风险。

参考文献:

- [1] 张伟华,毛新述,刘凯璇. 利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗? [J]. 金融研究,2018(10):106-122.
- [2] 王伟同,李秀华,陆毅. 减税激励与企业债务负担——来自小微企业所得税减半征收政策的证据[J]. 经济研究,2020(8):105-120.
- [3] 陈汉文,周中胜. 内部控制质量与企业债务融资成本[J]. 南开管理评论,2014(3):103-111.
- [4] 余冬根,张嘉兴. 审计师声誉影响企业债务融资成本和融资能力吗? ——基于2010—2014年A股上市公司的经验证据[J]. 中国经济问题,2017(1):111-120.
- [5] 黄波,王满,于浩洋. 分析师预测质量影响了债务融资成本吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. 金融评论,2018(2):56-72.
- [6] 黄晓波,梁诗佳,危思琦. 机构持股、盈余质量与债务资本成本[J]. 南京审计大学学报,2020(5):9-19.
- [7] HE J J, HUANG J. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings[J]. The Review of Financial Studies, 2017(8):2674-2718.
- [8] 杜勇,孙帆,邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理[J]. 中国工业经济,2021(6):155-173.
- [9] CHEN Y, LI Q, NG J. Institutional cross-ownership and corporate financing of investment opportunities[J]. Hong Kong Polytechnic University working paper, 2018.
- [10] 魏志华,王贞洁,吴育辉,等. 金融生态环境、审计意见与债务融资成本[J]. 审计研究,2012(3):98-105.
- [11] 周楷唐,麻志明,吴朕生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究,2017(7):169-183.
- [12] 郑建明,孙诗璐,李金甜. 高管文化背景与企业债务成本——基于劳模文化的视角[J]. 会计研究,2021(3):137-145.
- [13] 潘越,汤旭东,宁博,等. 连锁股东与企业投资效率:治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济,2020(2):136-164.
- [14] HE J J, HUANG J, ZHAO S. Internalizing governance externalities: the role of institutional cross-ownership[J]. Journal of financial economics, 2019(2):400-418.
- [15] LING D C, WANG C, ZHOU T. Institutional common ownership and firm value: Evidence from real estate investment trusts [J]. Real estate economics, 2021(1):187-223.
- [16] 周泰云,邢斐,姚刚. 机构交叉持股对企业价值的影响[J]. 证券市场导报,2021(2):30-40.
- [17] GAO K, SHEN H, GAO X, et al. The power of sharing: Evidence from institutional investor cross-ownership and corporate innovation[J]. International review of economics & finance, 2019(63):284-296.
- [18] 石晓军,李杰. 商业信用与银行借款的替代关系及其反周期性:1998—2006年[J]. 财经研究,2009(3):4-15.
- [19] FISMAN R, LOVE I. Trade credit, financial intermediary development, and industry growth[J]. The journal of finance, 2003(1):353-374.
- [20] 倪娟,彭凯,胡熠. 连锁董事的“社会人”角色与企业债务成本[J]. 中国软科学,2019(2):93-109.
- [21] 黄灿,李善民. 股东关系网络、信息优势与企业绩效[J]. 南开管理评论,2019(2):75-88.
- [22] GRAHAM J R, LI S, QIU J. Corporate misreporting and bank loan contracting[J]. Journal of financial economics, 2008(1):44-61.
- [23] KACPERCZYK M, SIALM C, ZHENG L. On the industry concentration of actively managed equity mutual funds[J]. The Journal of finance, 2005(4):1983-2011.
- [24] RAMALINGEGOWDA S, UTKE S, YU Y. Common institutional ownership and earnings management[J]. Contemporary accounting research, 2021(1):208-241.
- [25] 杜勇,胡红燕. 机构共同持股与企业财务重述[J]. 证券市场导报,2022(2):67-79.
- [26] MINNIS M. The value of financial statement verification in debt financing: Evidence from private US firms[J]. Journal of accounting research, 2011(2):457-506.
- [27] 杜勇,马文龙. 机构共同持股与企业全要素生产率[J]. 上海财经大学学报,2021(5):81-95.
- [28] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.
- [29] 陆正飞,杨德明. 商业信用:替代性融资,还是买方市场? [J]. 管理世界,2011(4):6-14+45.
- [30] 姜国华,岳衡. 大股东占用上市公司资金与上市公司股票回报率关系的研究[J]. 管理世界,2005(9):119-126.

- [31] 张宗新,杨万成. 声誉模式抑或信息模式:中国证券分析师如何影响市场? [J]. 经济研究,2016(9):104-117.
- [32] 姜付秀,石贝贝,马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究,2016(6):83-97.
- [33] 漆江娜,陈慧霖,张阳. 事务所规模·品牌·价格与审计质量——国际“四大”中国审计市场收费与质量研究[J]. 审计研究,2004(3):59-65.
- [34] 宋衍蘅,肖星. 监管风险、事务所规模与审计质量[J]. 审计研究,2012(3):83-89.
- [35] LEVINE O,WARUSAWITHARANA M. Finance and productivity growth:Firm-level evidence[J]. Journal of monetary economics,2021(117):91-107.
- [36] 邢斐,周泰云,李根丽. 机构交叉持股能抑制企业避税吗? [J]. 经济管理,2021(5):125-141.

Institutional Joint Ownership and Corporate Debt Burden

DU Yong, HE Yingyu

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Based on the data of A-share non-financial listed companies from 2007 to 2020, this paper explores the impact of institutional joint ownership on corporate debt burden. The study finds that institutional joint ownership can alleviate the debt burden of enterprises, and the higher the degree of connection and proportion of institutional joint ownership, the more conducive to alleviate the debt burden of enterprises. At the same time, institutional joint ownership can play a role in restraining the damage of corporate debt burden to total factor productivity. From the perspective of mechanism, on the one hand, institutional joint ownership plays a synergistic effect, which increases the commercial credit of enterprises. On the other hand, institutional joint ownership can reduce agency costs and the degree of information asymmetry between enterprises and creditors by playing a stronger supervisory and governance effect. After distinguishing the attention of analysts and the size of accounting firm, this paper finds that the mitigation effect of institutional joint ownership on the debt burden of enterprises is more significant in enterprises with few analysts and small accounting firm. From the perspective of institutional joint ownership, this paper studies the impact of this emerging equity model on corporate governance and corporate debt burden, which is of great significance to promote the healthy development of the capital market and the high-quality development of the economy.

Key words: institutional joint ownership; corporate debt burden; commercial credit; agency cost; information asymmetry

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>