

共同机构投资者与企业债务违约风险

刘杨方姝 易志高

(南京师范大学 商学院, 江苏 南京 210023)

摘要:本文以2008—2021年非金融类A股上市公司为样本,考察共同机构投资者对企业债务违约风险的影响。研究发现,共同机构投资者显著降低了企业的债务违约风险。机制分析表明,共同机构投资者通过缓解融资约束、降低经营风险以及减少代理成本进而降低企业的债务违约风险。进一步分析发现,共同机构投资者能通过内部化企业违约行为造成的负外部性而对债务违约风险产生更强的抑制作用。异质性分析表明,当管理层持股比例处于“管理层防御”区间、企业审计质量较低以及宏观经济增速下降时,共同机构投资者对债务违约风险的抑制效应更强。此外,持股类型和持股期限不同的共同机构投资者发挥的作用也存在异质性,压力抵制型和长期共同机构投资者更能显著抑制企业的债务违约风险。

关键词:共同机构投资者;债务违约风险;融资约束;经营风险;代理成本

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)01-0028-14

一、引言

2024年中央经济工作会议强调要“有效防范化解重点领域风险,牢牢守住不发生系统性风险底线”。债务违约风险作为债务风险的关键组成部分,是中国金融市场面临的主要挑战,关系着整个金融体系的平稳运行。根据Wind数据库统计,2017—2021年,我国违约债券的数量从34只增加至150只,增幅达3.4倍;违约主体的数量从16家企业增加至54家,增幅达2.4倍。2021年,我国企业违约主体中涉及多家信用等级为AAA的发行人,包括苏宁电器、华夏幸福、海南航空和四川蓝光等^①,这些大型企业违约事件暴露了企业债务隐含的潜在风险。已有文献证实,债务违约不仅增加了企业自身的财务风险和审计风险^[1],还会在同行企业和上下游企业之间产生较强的传染效应,进而引发系统性风险^[2]。违约风险加剧甚至会威胁整个金融体系的安全。基于此,在我国经济面临不少困难与挑战、金融风险不断集聚的背景下,如何有效抑制企业的债务违约风险已成为监管部门和学术界亟需关注的重要议题。

近年来,随着我国资本市场改革的不断推进,截至2022年底,机构投资者在A股流通市值的占比达到56.7%^②,成为我国资本市场上的重要力量。当同一机构投资者在同一行业持股多家企业(称

收稿日期:2023-12-03

基金项目:国家社会科学基金重点项目“企业数据资产信息披露行为选择、经济后果与对策研究”(24AJY034)

作者简介:刘杨方姝(1997—),女,河南洛阳人,南京师范大学商学院博士生;

易志高(1976—),男,湖南株洲人,南京师范大学商学院教授,博士生导师。

为“共同机构投资者”)时,其可以对企业行为决策产生重要影响。与持股单一企业的机构投资者的目标不同,共同机构投资者的目标不只是实现单个企业价值最大化,更在于追求投资组合价值最大化。投资组合价值最大化体现了共同机构投资者的治理原则,即希望投资组合内的各个企业都能保持稳定经营的状态,甚至可以内化彼此产生的外部成本并建立合作关系^[3]。为了实现投资组合价值最大化,共同机构投资者通常采取“治理”或“合谋”的方式影响微观企业的决策。一方面,共同机构投资者具有强大的信息资源优势,能够在企业的创新、融资以及内部治理方面发挥积极的协同作用^{[4][5]};另一方面,共同机构投资者也可能产生负面的监督效应,利用行业优势与企业的管理层合谋^[6],降低企业的会计信息质量^[7],从而对企业的行为决策产生消极影响。因此,共同机构投资者是一把“双刃剑”,其对企业财务行为的影响究竟是正面抑或负面存在一定的争议。那么,共同机构投资者能否对企业的违约风险产生影响?若影响,其具体影响路径是什么?区分不同类型的共同机构投资者之后,债务违约风险是否会发生变化?对这一系列问题的研究,不仅有助于理解共同机构投资者与微观经济主体之间的联系,还对防控企业违约风险具有一定的理论启示和实际意义。

本文可能有以下三方面的边际贡献。第一,补充了债务违约风险影响因素的研究。尚未有文献从共同机构投资者的角度探究其对债务违约风险的影响。不同于翟淑萍等(2022)考察机构投资者“抱团”治理企业违约行为^[8]以及王生年等(2021)探讨机构投资者实地调研影响企业债务违约^[9]的研究,本文从机构投资者在同行业内形成的动态同群效应出发,证实了共同机构投资者能够降低企业的债务违约风险,支持了共同机构投资者的“治理观”,为当前的研究提供了正向证据。第二,从债务违约角度拓展了共同机构投资者可以将企业治理外部性内部化的研究。已有文献主要从企业创新、并购、会计信息质量等角度考察共同机构投资者对企业治理外部性的影响^{[5][10]},鲜有研究涉及共同机构投资者与债务违约负外部性之间的关系。因此,本文选取债务违约这一视角,验证了共同机构投资者可以将企业违约行为造成的外部性内部化。第三,打开了共同机构投资者影响债务违约的“黑箱”。不局限于委托代理分析框架,本文从融资约束、风险管控、代理问题三个方面剖析了共同机构投资者降低企业债务违约风险的内在机制,同时也考察了共同机构投资者具备的融资优势、信息优势以及治理优势对企业财务行为产生的正向影响。

二、理论分析与研究假设

企业的偿付能力和偿付意愿从根本上决定了企业违约风险的高低,而偿付能力和偿付意愿又取决于企业的资金压力、经营风险以及代理成本^[11]。共同机构投资者对企业财务行为究竟是“积极治理”还是“消极合谋”在学术界仍存在一定的争议。为了实现投资组合的利润最大化,一方面,共同机构投资者可以凭借自身强大的资源禀赋、丰富的管理经验和高效的监督动能帮助企业增强偿付债务的能力和意愿,进而降低企业的债务违约风险;另一方面,共同机构投资者也可能会联合组合内企业的管理层实施合谋行为,促使企业掩盖真实会计信息,降低信息透明度,加剧代理冲突,进而增加企业的债务违约风险。那么,共同机构投资者对企业债务违约的影响究竟是抑制还是促进呢?本文将进一步展开分析。

(一)共同机构投资者对企业债务违约的抑制效应

由于同时持股同行业多家企业,共同机构投资者在企业之间建立了联结网络,产生了一定的融资优势、信息优势和治理优势,可以帮助企业降低债务违约风险。

第一,共同机构投资者具备独特的融资优势,可以有效缓解企业的融资约束,降低因资金压力导致的违约风险。融资难、融资贵等融资困境是导致企业出现实质性违约的关键因素之一^[12]。而共同机构投资者可以帮助企业走出融资困境,增强融资能力,减少融资成本,进而降低债务违约风险。一方面,共同机构投资者在同行业多家企业之间形成了股权联结,集聚了大量的社会资本,可以帮助联结企业之间共享关键商业信息,促进联结企业在业务方面的协同^[5],使得企业之间能够实现更成功的战略合作,在激烈的市场竞争中提高自身的议价能力,增强内源融资能力以缓解融资压力,从而显著

降低企业的违约风险。另一方面,基于股东积极主义动机,共同机构投资者可以向外界利益相关者传递更加充分、透明的财务状况和经营信息,缓解投资组合内企业与外界之间的信息不对称,帮助组合内企业降低融资过程中产生的额外成本^[13],减轻企业的偿债压力,进而降低其违约风险。

第二,共同机构投资者具备天然的信息优势,可以帮助管理层提升决策效率,减少由经营风险引发的违约行为。Malik(2015)认为经营风险显著影响了企业的履约能力^[14]。根据契约经济学理论,管理层的知识有限性是导致企业产生经营风险的主要因素之一^[15]。相比于普通股东与单一持股机构,共同机构投资者在信息传递和信息获取方面具有天然优势,可以及时地帮助管理层获取行业内其他企业的多元化信息,弥补管理层的知识局限,提升其决策的有效性,进而降低企业的经营风险,减少盈利波动,为企业按时还本付息提供了有力保障。此外,作为企业的大股东,共同机构投资者不仅可以利用自身具备的行业优势主动获取同行业其他企业的内幕信息,还可依托其专业的信息分析能力对组合内企业的基本面进行高效解析和精准评估^[16]。因此,得益于共同机构投资者的信息优势,组合内企业的经营决策更加科学和完善,经营风险下降,违约概率进一步降低。

第三,共同机构投资者具备强大的治理优势,可能会减少企业的代理问题,抑制因代理冲突导致的违约风险。在监督动力方面,共同机构投资者在治理企业违约的过程中,产生了“外部性效应”。已有研究证实,债务违约在同行业企业之间具有较强的外部传染效应^[17]。当共同机构投资者持股的某家企业发生违约事件时,外部投资者会将共同机构投资者持股的其他企业也视为高违约风险企业,即单个企业的违约行为在共同机构投资者的整个持股组合内引发了负外部性。若任由这种负外部性扩散,将损害整个组合内企业的价值。因此,共同机构投资者会积极参与企业治理,降低企业的违约风险。在监督能力方面,规模效应和退出威胁提高了共同机构投资者对企业的监督治理效率。规模效应是共同机构投资者能够将其在治理投资组合内某家企业时积累的经验应用于组合内其他相似企业的管理中,进而产生“边际收益>边际成本”的规模经济现象^[18]。退出威胁则反映了共同机构投资者在行动上对管理层的震慑。通过“退出威胁”,共同机构投资者能够有效地制约管理层的自利行为^[3]。因此,共同机构投资者凭借其治理优势可能会削弱管理层的机会主义动机,减少企业的代理问题,进而降低企业的违约风险。

基于此,本文提出如下假设H1a:在其他条件不变的情况下,共同机构投资者降低了企业的债务违约风险。

(二)共同机构投资者对企业债务违约的促进效应

为了追求持股企业价值最大化,共同机构投资者也可能存在较强的合谋动机^[19]。然而,共同机构投资者产生的合谋效应会降低企业的信息透明度,加剧企业的代理冲突,进而增加企业的违约风险。

第一,共同机构投资者可能会降低企业的信息透明度,增加企业的违约概率。共同机构投资者在企业之间构建的关联网络提高了企业间的信息重合度,增加了组合内企业在产品市场实施相似战略的可能性,这为机构投资者合谋提供了便利^[20]。而共同机构投资者实施的合谋行为可能会导致较高的政治成本和被监督风险,为了躲避监管以及隐瞒收益,他们会联合管理层掩盖企业真实财务信息^{[7][21]}。这种信息的扭曲可能导致外部投资者和债权人无法及时、准确地了解企业的财务状况,从而高估企业的偿债能力,继续向企业提供资金,进而加重了企业的债务负担,增加了违约概率。

第二,共同机构投资者可能会加剧企业的代理冲突,增加企业的违约风险。一方面,共同机构投资者在管理企业的过程中会产生消极治理效应^[22]。为了实现投资组合价值最大化这一目标,他们可能会联合企业管理层采取更激进的经营策略^[23]。然而,过于激进的经营策略可能导致企业在面临较高的市场不确定性时,更容易出现经营困境,从而增加企业的违约概率。另一方面,共同机构投资者可能会恶化企业的第二类代理冲突。作为企业的大股东,共同机构投资者可能会联合其他大股东采取一致行动,通过关联交易、私自分红等方式侵占企业资源^[24],从而减少了企业可用于偿还债务的资金,导致资金短缺,进而加剧了企业的财务压力,增加了债务违约风险。

基于此,本文提出如下假设H1b:在其他条件不变的情况下,共同机构投资者提高了企业的债务违约风险。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2008—2021 年 A 股上市公司作为初始研究样本,并进行如下处理:剔除 ST、*ST 企业和金融行业上市公司;剔除变量缺失的样本;对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。经过上述处理之后,本文最终得到 14586 个观测值。本文所有数据均来源于 CSMAR 数据库,并采用 Stata 17.0 进行实证分析。

(二)变量定义

1. 债务违约风险

本文借鉴 Bharath 和 Shumway(2008)的研究^[25],利用 Naive 模型计算的简化违约概率作为债务违约风险(EDF)的代理变量,具体见公式(1):

$$DD_{it} = \frac{\ln\left(\frac{Equity_{it} + Debt_{it}}{Debt_{it}}\right) + \left(r_{it-1} - \frac{\sigma_{vit}^2}{2}\right) \times T_{it}}{\sigma_{vit} \times \sqrt{T_{it}}} \quad (1)$$

在公式(1)中,等式左边的 DD_{it} 表示违约距离;等式右边中 $Equity_{it}$ 代表企业股票总市值,计算方式为总股本乘以市价; $Debt_{it}$ 表示企业债务的账面价值,计算方式为短期负债和 1/2 的长期负债之和; r_{it-1} 表示企业上一年的股票收益率; T_{it} 一般设为 1 年; σ_{vit} 表示企业价值总波动率,通过 σ_{Eit} 计算得出; σ_{Eit} 表示企业权益波动率,利用企业上一年度月个股收益率的标准差计算。 σ_{vit} 的计算方式见公式(2):

$$\sigma_{vit} = \frac{Equity_{it}}{Equity_{it} + Debt_{it}} \times \sigma_{Eit} + \frac{Debt_{it}}{Equity_{it} + Debt_{it}} \times (0.05 + 0.25\sigma_{Eit}) \quad (2)$$

将公式(2)计算得出的 σ_{vit} 代入公式(1),得出违约距离 DD_{it} ,再根据标准累计正态分布函数 $Normal(\cdot)$ 求出 EDF,具体见公式(3):

$$EDF_{it} = Normal(-DD_{it}) \quad (3)$$

在公式(3)中,债务违约风险(EDF)取值区间为[0,1],该值越大,债务违约风险越大。

2. 共同机构投资者

共同机构投资者是指在同行业同时持有多家企业 5% 及以上股份的机构投资者。参照已有研究^{[5][26]},本文从两个维度构造该指标:(1)是否存在共同机构投资者(Cldum),指企业是否拥有共同机构投资者,具体地,若企业在四个季度中的任一季度拥有共同机构投资者,该指标取 1,否则为 0;(2)共同机构投资者联结程度(Clnum),指存在于企业的共同机构投资者的数量,具体地,在季度层面上计算共同机构投资者的数量,再求这一数据的年度均值,并加 1 取自然对数。

3. 控制变量

参考已有文献,本文控制如下变量:企业规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、企业成长性(GROWTH)、现金比率(CASH)、企业上市年限(FIRMAGE)、流动比率(LIQU)、独立董事比例(DLDS)、董事会规模(DS)、管理层持股比例(MH)、两职合一(DUAL)、股权制衡度(BALA)、投资收益(INC)以及国际四大审计(BIG4)等。各变量的具体定义见表 1。

4. 模型构建

为检验共同机构投资者对企业违约风险的影响,本文借鉴翟淑萍等(2022)的研究设计^[11],构建如下 Tobit 模型(4)进行检验:

$$EDF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times CI + \sum \alpha_k \times Controls + Year + Industry + \epsilon_{it} \quad (4)$$

在模型(4)中,CI 表示共同机构投资者,分别对应变量 Cldum 和 Clnum。同时,本文还控制了年度和行业固定效应。

表 1

变量定义

变量名称	变量符号	计算方式
债务违约风险	EDF	利用 Naive 模型计算的简化违约概率作为债务违约风险的近似估计
是否存在共同机构投资者	Cldum	若企业在四个季度中的任一季度拥有共同机构投资者,该指标取 1,否则为 0
共同机构投资者联结程度	Clnum	在季度层面上计算共同机构投资者的数量,再求这一数据的年度均值,并加 1 取自然对数
企业规模	SIZE	总资产的自然对数
资产负债率	LEV	总负债/总资产
企业成长性	GROWTH	(当期营业收入—上期营业收入)/上期营业收入
现金比率	CASH	经营活动现金流量/企业总资产
企业上市年限	FIRMAGE	公司上市年数加 1 取自然对数
流动比率	LIQU	企业的流动资产/总资产
独立董事比例	DLDS	独立董事人数占董事会人数的比例
董事会规模	DS	董事会人数取自然对数
管理层持股比例	MH	管理层持股数量/总股数
两职合一	DUAL	董事长与总经理是否两职合一,若是则取 1,否则为 0
股权制衡度	BALA	排名第 2 至第 10 名的股东持股比例之和与第 1 大股东的持股比例的比值
投资收益	INC	企业的投资收益进行标准化处理
国际四大审计	BIG4	企业聘请的审计师是否来自国际四大会计师事务所,若是则取 1,否则为 0
行业变量	Industry	行业虚拟变量,依据证监会 2012 年行业分类
年份变量	Year	年份虚拟变量

四、实证结果分析

(一)描述性统计

本文的描述性统计如表 2 所示。债务违约风险(EDF)的均值为 0.005,中位数为 0,标准差为 0.056,这表示不同企业之间的债务违约风险存在差异。是否存在共同机构投资者(Cldum)的均值为 0.176,最大值为 1,最小值为 0;共同机构投资者联结程度(Clnum)的均值为 0.111,最大值为 1.558,最小值为 0。这与杜勇等(2022)的研究一致^[10],说明共同机构投资者的数量在不同企业之间存在较大差异。其余变量的描述性统计结果与现有文献基本一致,不再赘述。

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
EDF	14586	0.005	0.056	0.000	0.000	1.000
Cldum	14586	0.176	0.381	0.000	0.000	1.000
Clnum	14586	0.111	0.257	0.000	0.000	1.558
SIZE	14586	22.594	1.375	19.839	22.426	26.215
LEV	14586	0.518	0.187	0.095	0.525	0.914
GROWTH	14586	0.415	1.165	-0.761	0.124	7.725
CASH	14586	0.153	0.101	0.012	0.130	0.511
FIRMAGE	14586	2.557	0.537	1.099	2.639	3.332
LIQU	14586	0.520	0.221	0.087	0.527	0.947
DLDS	14586	0.369	0.053	0.300	0.333	0.571
DS	14586	2.196	0.199	1.609	2.197	2.708
MH	14586	0.001	0.004	0.000	0.000	0.052
DUAL	14586	0.162	0.369	0.000	0.000	1.000
BALA	14586	0.568	0.544	0.021	0.379	2.671
INC	14586	1.911	0.284	1.000	2.000	2.000
BIG4	14586	0.123	0.358	-0.100	0.010	2.222

(二)基准回归结果

表 3 报告了基准回归模型的 Tobit 估计结果,Tobit 估计的系数表示平均边际效应。表 3 列(1)的结果显示,是否存在共同机构投资者(Cldum)的估计系数为-0.008,且在 5%的水平上显著。该结

果表明,在其他条件不变的情况下,相比无共同机构投资者持股的企业,被共同机构投资者持股的企业的违约概率降低了 0.8%。列(2)的结果显示,共同机构投资者联结程度(Clnum)的估计系数为-0.018,且在 1%的水平上显著。该结果表明,在其他条件不变的情况下,企业的共同机构投资者联结程度每增加 1%,企业的债务违约概率降低 0.18%。以上回归结果支持了本文的研究假设 H1a,可能的原因如下。一是利益权衡。共同机构投资者实施的合谋行为可能会损害企业的长期价值,进而降低自身的投资回报。相反,如果共同机构投资者积极参与企业治理,将有望获得更稳定且可观的回报。二是声誉损失。声誉是共同机构投资者在市场中的重要无形资产。与企业合谋可能会导致市场对其诚信和专业性产生怀疑,降低其他投资者、客户和合作伙伴的信任度,进而对共同机构投资者未来的投资造成负面影响。三是法律监管。共同机构投资者在同行业企业之间实施的合谋行为违背了《中华人民共和国反垄断法》第十七条的规定^⑥。如果这种合谋行为对金融市场的稳定和公共利益产生了负面影响,监管机构可能会对这类行为进行严厉打击。因此,为了规避法律风险,共同机构投资者更倾向于治理企业而非与企业合谋。

(三)内生性处理以及稳健性检验^⑦

上文研究表明共同机构投资者能抑制企业的债务违约风险,然而该结果可能存在内生性,为解决样本选择偏差和遗漏变量等内生性问题,本文从以下几方面进行内生性处理以及稳健性检验。

1. Heckman 两阶段法。样本选择偏差可能影响本文的回归结果,这是因为机构投资者可能倾向于选择特定类型的企业,导致具有相似特征的企业中共同投资者的联结程度偏高。为此,本文利用 Heckman 两阶段模型进行检验。先构建 Probit 回归模型,用以检验前期上市公司特征变量是否会影响企业当期拥有共同机构投资者(Cldum),之后在模型(1)中引入逆米尔斯比率(IMR)作为控制变量,加入 IMR 后,共同投资者的回归系数显著为负,仍支持本文的研究假设 H1a。

2. 倾向得分匹配法。为了区分共同机构投资者持股与无共同机构投资者持股对债务违约的影响,本文采用倾向得分匹配法(PSM),将共同机构投资者持股的企业作为处理组,并根据上述控制变量进行 1:1 最近邻匹配,以寻找相应的对照组。结果显示,债务违约风险(EDF)的平均处理效应(ATT)显著为负。该结果表明,相比无共同机构投资者持股的企业,被共同机构投资者持股的企业的债务违约概率更低。在此基础上,将处理组和对照组的所有样本进行回归,共同机构投资者(Cldum 和 Clnum)的回归系数仍显著为负,支持了本文的研究假设 H1a。

3. 多期 DID 检验。为了检验样本企业股权结构变化前后债务违约概率的差异,本文构建如下 DID 模型(5)和模型(6):

$$EDF_{it} = \mu_0 + \mu_1 \times Treat1_{it} \times After1_{it} + \sum \mu_k \times Controls + Year + Industry + \epsilon_{it} \quad (5)$$

在模型(5)中,Treat1 为组间虚拟变量,当样本企业从无共同机构投资者持股变为被共同机构投资者持股时,该指标取 1;当样本企业一直无共同机构投资者持股时,该指标取 0。After1 是时间虚拟变量,样本企业从无共同机构投资者持股变为被共同机构投资者持股时的年份取 1,否则为 0。交互项 $Treat1_{it} \times After1_{it}$ 的回归系数表示被共同机构投资者持股的企业的债务违约风险变化的净效应。当 $Treat1_{it} \times After1_{it}$ 的回归系数显著为负时,表示共同机构投资者“从无到有”的变化降低了企业的债务违约风险。同时,为避免频繁变更(指在样本期间共同机构投资者多次发生变化)的样本干扰实证结果,本文删除了这些样本。共同机构投资者“从无到有”的回归结果显示, $Treat1_{it} \times After1_{it}$ 的回

变量	(1)	(2)
	EDF	EDF
Cldum	-0.008** (-2.39)	
Clnum		-0.018*** (-3.25)
Controls	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES
观测值	14586	14586
pseudo,R ²	0.280	0.281
LR chi2	4675.86	4680.76
Prob>chi2	0.000	0.000

注:括号内为 t 值,*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,下表同。

归系数显著为负,表明共同机构投资者“从无到有”的变化降低了企业的债务违约风险。

$$EDF_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Treat2_{it} \times After2_{it} + \sum \beta_k \times Controls + Year + Industry + \epsilon_{it} \quad (6)$$

在模型(6)中, $Treat2$ 为组间虚拟变量,当样本企业从被共同机构投资者持股变为无共同机构投资者持股时,该指标取 1;当样本企业一直被共同机构投资者持股时,该指标取 0。 $After2$ 是时间虚拟变量,样本企业从被共同机构投资者持股变为无共同机构投资者持股时的年份取 1,否则为 0。共同机构投资者“从有到无”的回归结果显示, $Treat2_{it} \times After2_{it}$ 的回归系数显著为正,表明共同机构投资者“从有到无”的变化增加了企业的债务违约风险。综上,本文采用多期 DID 的方法从正反两方面验证了本文的假设 H1a。

4.反向因果检验。考虑到共同机构投资者与债务违约之间存在着反向因果关系,本文将 EDF 作为解释变量,CI 作为被解释变量,并前置一期($t+1$)和二期($t+2$)。如果共同机构投资者与企业债务违约存在双向因果关系,则 EDF 的系数应该显著为负。回归结果显示,未来一期和未来两期共同机构投资者的回归系数为负且不显著,本文的研究假设 H1a 仍然成立。

5.安慰剂检验。本文将存在共同机构投资者的样本在全部样本中进行随机分配,产生模拟的自变量 Cross,并利用模型(4)进行 1000 次的回归。如果共同机构投资者不是债务违约的影响因素,还存在其他未观察到的因素,则模拟的自变量回归系数 Cross 将显著为负。相反,如果共同机构投资者对企业债务违约产生了影响,模拟的自变量回归系数 Cross 将不再显著。回归结果显示,在安慰剂检验下,共同机构投资者对企业债务违约的回归结果不显著,证实了假设 H1a 的稳健性。

6.更换被解释变量的衡量方式。参考 Yildirim(2020)的研究设计^[27],本文利用 ZSCORE 值作为债务违约风险的代理变量,ZSCORE 值越小,企业陷入财务困境的风险越高,违约概率越高。回归结果显示,共同机构投资者的回归系数仍显著为负,再次证实了假设 H1a。

7.更换解释变量的衡量方式。参考杜勇等(2022)的研究^[10],本文将共同机构投资者的持股标准提升到 10%,重新计算共同机构投资者的联结程度之后,使用模型(4)进行回归检验,其结果仍显著。此外,使用共同机构投资者持股比例(CIratio)重新对解释变量进行测度,回归结果显示,CIratio 的回归系数在 10%的水平上显著为负,仍然支持假设 H1a。

8.采用高阶联合固定效应。鉴于在本文的样本期间,我国部分行业(如煤炭、新媒体等)发生了周期性变化,企业的债务违约风险可能会随着年度出台的货币政策和产业政策而发生变化。为了控制行业发展周期等因素影响,本文在原有回归中控制“时间×行业”的高阶联合固定效应,以尽量控制宏观环境对本文实证结果的影响,重新回归后的结果仍显著为负。

五、机制检验

借鉴牛志伟等(2023)的研究^[28],本文采用四段式的中介效应模型进行机制检验。相对于三段式中介效应模型,四段式中介效应模型增加了由 Bootstrap 方法推导的百分比置信区间,提高了实证结果的准确性。具体的中介效应模型(7)至模型(9)构建如下:

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 \times CI_{it} + \sum \delta_k \times Controls + Year + Industry + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$EDF_{it} = \tau_0 + \tau_1 \times CI_{it} + \sum \tau_k \times Controls + Year + Industry + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$EDF_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times CI_{it} + \gamma_2 \times M_{it} + \sum \gamma_k \times Controls + Year + Industry + \epsilon_{it} \quad (9)$$

在模型(7)中, M 是中介变量,包含融资约束(WW)、经营风险(ROA_SD)和代理成本(Turn),接下来依次利用模型(7)至模型(9)进行检验,当 δ_1 、 τ_1 和 γ_2 都显著时,上述三个变量被证实为共同机构投资者与债务违约之间的中介因子。此时,若 γ_1 显著,上述三个变量被证实为共同机构投资者与债务违约之间的部分中介因子,否则为完全中介因子。

(一)融资约束

相比 SA 指数和 KZ 指数,WW 指数在融资约束的衡量上不仅考虑了企业自身的财务特征,还能捕捉融资约束随时间变化的特征,能更好地反映企业在不同时间点的融资情况,具有更广泛的经济意

义^[29]。因此,本文利用 WW 指数衡量融资约束(WW)^⑤。回归结果如表 4 所示,列(1)和(2)中 Cldum 和 Clnum 的回归系数均显著为负,表明共同机构投资者发挥了自身的融资优势,帮助企业降低了融资约束。列(3)中 WW 的回归系数显著为正。列(4)和(5)中 Cldum 和 Clnum 的回归系数均显著为负,WW 的回归系数在 1%的水平上显著为正。进一步地,Sobel 检验的 Z 值统计量显著,经过 Bootstrap 抽样检验,95%置信区间内的中介效应均未包含 0,表明融资约束在共同机构投资者与企业债务违约之间发挥了中介作用。

表 4 融资约束的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	WW	WW	EDF	EDF	EDF
Cldum	-0.002* (-1.74)			-0.007** (-1.97)	
Clnum		-0.003** (-1.99)			-0.015*** (-2.61)
WW			0.336*** (9.22)	0.335*** (9.20)	0.335*** (9.19)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel 检验				-2.713***	-2.899***
Bootstrap(1000 次) 检验置信区间				[0.0011,0.0032]	[0.0011,0.0033]
观测值	12435	12435	12435	12435	12435
Adj/pseudo.R ²	0.798	0.798	0.307	0.307	0.308
LR chi2			4148.41	4152.29	4155.25
Prob>chi2			0.000	0.000	0.000

(二)经营风险

企业的经营风险通常与其收益的不确定性相关。资产收益率的标准差能够清晰地显示收益的波动情况,波动越大,表明企业面临的经营风险越高。因此,本文使用总资产收益率(ROA)的标准差度量经营风险(ROA_SD)^⑥。回归结果如表 5 所示,列(1)和(2)中 Cldum 和 Clnum 的回归系数分别在 10%和 5%的水平上显著为负,表明共同机构投资者帮助企业降低了经营波动性。列(3)中 ROA_SD 的回归系数在 1%的水平上显著为正。列(4)和(5)中 Cldum 和 Clnum 的回归系数均显著为负,ROA_SD 的回归系数均显著为正。进一步地,Sobel 检验的 Z 值统计量显著,经过 Bootstrap 抽样检验,95%置信区间内的中介效应均未包含 0,表明经营风险在共同机构投资者与企业债务违约之间发挥了中介作用。

(三)代理成本

大多数研究往往采用管理费用率衡量企业的代理成本。然而,管理费用主要反映了企业的成本控制,管理费用的高低并不总与代理成本相关,高管理费用不一定意味着高代理成本,反而可能体现了管理层对资源的良好配置。相比管理费用率,资产周转率与企业的运营绩效直接相关,能更有效地反映管理层在资源配置和价值创造方面的表现,从而提供更准确的代理成本指标。因此,本文采用资产周转率(Turn)作为代理成本的衡量指标。资产周转率通过营业收入与总资产的比值进行计算。该值越高,表明企业的代理成本越低。回归结果如表 6 所示,列(1)和(2)中 Cldum 和 Clnum 的回归系数分别为 0.028 和 0.038,均显著为正,表明共同机构投资者帮助企业降低了代理成本。列(3)中 Turn 的回归系数在 1%的水平上显著,表明代理成本增加了企业的债务违约概率。列(4)和(5)中 Cldum 和 Clnum 的回归系数均显著为负,Turn 的回归系数也均显著为负。进一步地,Sobel 检验的 Z 值统计量显著,经过 Bootstrap 抽样检验,95%置信区间内的中介效应均未包含 0,表明代理成本在共同机构投资者与企业债务违约之间发挥了中介作用。

表 5

经营风险的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ROA_SD	ROA_SD	EDF	EDF	EDF
Cldum	-0.001* (-1.71)			-0.008** (-2.38)	
Clnum		-0.003** (-2.37)			-0.017*** (-3.23)
ROA_SD			0.053*** (3.71)	0.068* (1.91)	0.068* (1.92)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel 检验				-2.139**	-2.497**
Bootstrap(1000次)检验置信区间				[0.0001,0.0021]	[0.0001,0.0023]
观测值	14586	14586	14586	14586	14586
Adj/pseudo.R ²	0.068	0.073	0.280	0.280	0.281
LR chi2			431.63	4180.16	4183.51
Prob>chi2			0.000	0.000	0.000

表 6

代理成本的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Turn	Turn	EDF	EDF	EDF
Cldum	0.028*** (2.96)			-0.008** (-2.30)	
Clnum		0.038** (2.47)			-0.017*** (-3.17)
Turn			-0.011*** (-3.80)	-0.011*** (-3.74)	-0.011*** (-3.73)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel 检验				-2.309**	-2.245**
Bootstrap(1000次)检验置信区间				[-0.0002,-0.000]	[-0.0002,-0.0001]
观测值	14586	14586	14586	14586	14586
Adj/pseudo.R ²	0.319	0.318	0.320	0.320	0.321
LR chi2			4008.68	4013.36	4017.04
Prob>chi2			0.000	0.000	0.000

(四) 机制的进一步检验:外部性效应

本文从债务违约角度进一步验证共同机构投资者在治理企业外部性方面的作用。参考 He 等 (2019) 的研究设计^[3], 构建共同机构投资者等权持股比例 (CIHW_{i,t}^{EW}) 和加权持股比例 (CIHW_{i,t}^{VW})。具体计算方法见公式(10)和公式(11):}}

$$CIHW_{i,t}^{EW} = \sum_{f=1}^F [\alpha_{f,i,t} \sum_{p=1}^P \alpha_{f,p,t}] \quad (10)$$

$$CIHW_{i,t}^{VW} = \sum_{f=1}^F \left[\alpha_{f,i,t} \left(\sum_{p=1}^P \alpha_{f,p,t} \frac{M_p}{\bar{M}} \right) \right] \quad (11)$$

在公式(10)和公式(11)中, f 表示共同机构投资者, i 表示企业, t 表示时期, p 表示 f 在 t 时期持有与 i 企业同行业的其他公司, $\alpha_{f,i,t}$ 表示共同机构投资者在 t 时期持有公司 i 的股权比例, $\alpha_{f,p,t}$ 表示共同机构投资者在 t 时期持有同行业其他公司 p 的股权比例。M_p 表示同行业其他公司 p 的市值, \bar{M} 表示同行业其他 p 家公司的市值总和的等权均值。采用模型(4)进行回归, 结果如表 7 列(1)和列(2)所示, 共同机构投资者等权持股比例 (CIHW_{i,t}^{EW}) 和加权持股比例 (CIHW_{i,t}^{VW}) 的回归系数均显著为负,}}

证实了共同机构投资者能有效治理单个企业的违约行为在投资组合内企业之间产生的负外部性,从而更能抑制债务违约风险。

六、扩展性检验

(一) 异质性分析

1. 内部治理因素: 管理层持股

已有研究证实,管理层持股的区间效应会影响企业的财务状况^[30]。根据利益趋同假说,在管理层初期持股阶段,管理层与股东的利益高度一致,两者的目标均为

企业价值最大化。在这一阶段,管理层持股能有效降低企业的经营风险,维持现金流的稳定性,增强偿债能力,降低违约风险。然而,根据管理层防御假说,当管理层持股份额超过特定范围时,管理层会采取自利行为巩固自身的权力,这种自利行为可能会增加企业的经营风险和财务不稳定性,从而提高违约风险。基于此,本文推测共同机构投资者的治理效应在管理层持股范围处于“管理层防御”区间时才可能发挥作用。具体地,本文将“管理层持股比例为0~7.5%以及33.35%以上”作为“利益趋同”区间,将“管理层持股比例为7.5%~33.35%”作为“管理层防御”区间。表8列(1)~(4)的分组检验结果显示,当管理层持股范围位于“管理层防御”区间时,共同机构投资者与企业债务违约之间的关系更显著。

表 8

异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	管理层持股				审计质量				宏观经济增速变化			
	“利益趋同” 区间		“管理层防御” 区间		高质量 审计		低质量 审计		宏观经济 增速上升		宏观经济 增速下降	
Cldum	0.006 (1.33)		-0.021*** (-4.51)		-0.009 (-0.64)		-0.007** (-2.08)		0.002 (0.32)		-0.020*** (-4.25)	
Clnum		0.007 (0.88)		-0.040*** (-5.25)		-0.010 (-0.50)		-0.017*** (-3.09)		-0.001 (-0.17)		-0.033*** (-4.62)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	7143	7143	7443	7443	1293	1293	13293	13293	7774	7774	6812	6812
Adj/pseudo.R ²	0.355	0.354	0.251	0.251	0.486	0.486	0.427	0.427	0.441	0.441	0.413	0.413
LR chi2	2056.70	2055.70	3704.89	3710.06	673.21	673.51	4047.66	4052.99	2570.82	2570.75	2147.45	2150.88
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 外部治理因素: 审计质量

审计是一种高效的外部监督机制,高质量审计有助于降低企业的违约概率。一方面,聘请高质量会计师事务所的企业会向外部利益相关者传递财务信息真实、经营状况稳定等正面信号,提高了投资者对企业价值的评估,减少了企业的融资成本,缓解了企业的融资压力并减轻了债务负担^[31];另一方面,高质量审计可有效制约管理层的机会主义行为,减少了企业的代理成本,进一步降低了企业的违约风险。而低质量审计助长了管理层的机会主义动机,增加了代理问题^[32],进而导致企业的违约风险上升。因此,本文推测,当企业聘请低质量会计师事务所时,共同机构投资者对债务违约的抑制效应更强。本文采用“国际四大审计(BIG4)”对审计质量进行衡量,当企业聘请的审计师来自国际四大会计师事务所时,BIG4取1,否则取0。表8列(5)~(8)的回归结果显示,当审计师非“四大”时,共同

机构投资者与债务违约之间的负向关系更显著。该结果表明,共同机构投资者对低审计质量企业的治理效果更好。

3. 外部环境因素:宏观经济增速变化

宏观经济增速变化可能会影响共同机构投资者与债务违约之间的关系。当宏观经济增速下降时,企业的经营情况易受到外部经济环境恶化的负面冲击,这可能会导致企业的经营风险增加、融资难度加大以及偿债能力下降,此时违约风险处于较高水平。相反,当宏观经济增速上升时,企业的运营环境改善,经营稳定性提高,违约概率随之下降。因此,本文推测,宏观经济增速上升时,共同机构投资者对企业债务违约的边际影响较弱;当宏观经济增速下降时,共同机构投资者更能发挥对违约行为的治理作用。参考 Strobl(2010)的研究^[33],本文利用 GDP 增长率来衡量宏观经济增速变化。具体地,设置虚拟变量 DGDP,当企业所在地区 GDP 增长率高于全部地区 GDP 的中位数时,意味着宏观经济增速上升,此时, DGDP 赋值为 1, 否则为 0。表 8 列(9)~(12)的回归结果显示,当 GDP 增长率低于中位数时,共同机构投资者与债务违约之间的负向关系更显著。该结果表明,共同机构投资者对债务违约行为的影响在宏观经济增速下降的环境中更为明显。

(二) 拓展性分析

1. 考虑共同机构投资者持股类型

压力抵制型机构投资者对企业的监督效率高于压力敏感型机构投资者^[34]。为了获取长期收益,压力抵制型机构投资者在治理企业的过程中会发挥更积极的作用,他们会帮助企业制定更合理的财务决策和风险管理战略,从而降低违约风险。而压力敏感型机构投资者在市场环境或企业状况发生不利变化时,倾向于迅速调整投资组合,这种行为增加了企业经营的不确定性,导致企业的违约风险上升。因此,本文预期压力抵制型机构投资者更能抑制企业的违约风险。本文根据持股类型将共同机构投资者划分为压力抵制型和压力敏感型两类^②。表 9 列(1)~(4)的回归结果显示,压力抵制型的共同机构投资者的回归系数显著为负,压力敏感型的共同机构投资者的回归系数不显著,这表明压力抵制型的共同机构投资者对企业债务违约具有明显的抑制作用。

表 9 拓展性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	共同机构投资者持股类型				共同机构投资者持股期限			
	压力敏感型机构投资者		压力抵制型机构投资者		长期机构投资者		短期机构投资者	
Cldum	0.008 (0.35)		-0.010 * (-1.70)		-0.016 *** (-4.06)		0.015 (1.00)	
Clnum		0.018 (0.41)		-0.020 ** (-2.06)		-0.024 *** (-4.18)		0.019 (1.23)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year/Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	422	422	5120	5120	10283	10283	4043	4043
Adj/pseudo.R ²	0.425	0.425	0.436	0.436	0.340	0.340	0.206	0.206
LR chi2	163.33	163.37	1626.07	1627.48	3441.63	3442.70	1281.23	1278.79
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

2. 考虑共同机构投资者持股期限

持股期限不同的共同机构投资者对企业的治理效应存在差异^[26]。短期共同机构投资者倾向于获取短期利润,缺乏长期治理企业的动力,而长期共同机构投资者能从企业的长期价值中获益,更有动力参与企业治理。随着企业基础价值的提升,长期共同机构投资者获得的利益也相应增加。因此,本文预期,相比短期机构投资者,长期共同机构投资者在企业治理方面的效率更高,更能有效地抑制企业的债务违约行为。本文将长期共同机构投资者定义为连续持股超过 4 个季度的共同机构投资者,低于此持股期限的则视为短期共同机构投资者。表 9 列(5)~(8)的回归结果显示,长期共同机构

投资者的回归系数显著为负,短期共同机构投资者的回归系数不显著,这表明长期共同机构投资者可以降低企业债务违约风险。

七、结论

本文以2008—2021年A股上市公司为样本,考察了共同机构投资者与企业债务违约之间的关系,研究结果表明,共同机构投资者显著降低了企业的债务违约风险。在经过一系列稳健性检验以及内生性处理后,本文的结论仍然成立。机制分析表明,共同机构投资者在缓解企业融资约束、降低经营风险波动以及减少代理问题方面发挥了积极作用,从而有效治理了企业的违约行为。进一步分析发现,共同机构投资者能通过内部化企业违约行为造成的负外部性而对债务违约风险产生更强的抑制作用。异质性分析发现,当管理层持股比例位于“管理层防御”区间、企业聘请低质量审计师和宏观经济增速下降时,共同机构投资者与企业债务违约风险之间的负相关关系更显著。拓展性分析表明,相比于短期共同机构投资者和压力敏感型的共同机构投资者,长期共同机构投资者和压力抵制型的共同机构投资者在抑制企业违约风险方面更能发挥治理效应。

基于上述研究发现,本文得到如下研究启示。第一,共同机构投资者通过帮助企业增强融资能力、提升经营稳定性以及减少代理问题,从而降低了企业的债务违约概率。因此,上市企业应充分挖掘共同机构投资者的治理潜能,发挥其信息集成和行业中枢优势,帮助企业制定更加科学的管理决策,从而提高治理的有效性。第二,当共同机构投资者持股期限较长,且持股类型为压力抵制型时,其对企业发挥的治理作用更大。因此,企业应多引入长期持股和压力抵制型的共同机构投资者,优化自身的股权结构。同时,企业可以借助机构投资者共同持股的契机,重视企业间社会网络的正向外部性所产生的增量收益,增加与其他企业的协同合作,实现互利共赢。第三,相关监管部门应合理利用共同机构投资者在市场中发挥的治理监督效应,引导共同机构投资者的健康发展,并在特定条件下支持更多机构投资者在同行业的不同企业中持股,增强共同机构投资者在企业网络中的联结程度。第四,在经济环境恶化时,相关监管部门可以充分利用共同机构投资者的力量,将违约风险控制警戒线以内,防止其扩散至整个金融行业。

注释:

①资料来源:<http://finance.sina.com.cn/stock/relnews/cn/2022-02-11/doc-ikyakumy5356839.shtml?cref=cj>。

②资料来源:<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1762740234260682159&wfr=spider&for=pc>。

③《中华人民共和国反垄断法》第十七条规定:“禁止具有竞争关系的经营者达成下列垄断协议:(一)固定或者变更商品价格;(二)限制商品的生产数量或者销售数量;(三)分割销售市场或原材料采购市场……”。

④限于文章篇幅,稳健性回归结果未列出,留存备索。

⑤WW指数的具体计算方式为: $WW = -0.091 \times CF(\text{经营活动产生的现金流量净额/资产总计}) - 0.062 \times Divp(\text{企业是否发放现金股利的虚拟变量}) + 0.021 \times Lev(\text{长期负债/总资产}) - 0.044 \times Size(\text{总资产的自然对数}) + 0.102 \times Igrow(\text{行业营业收入增长率}) - 0.035 \times Sg(\text{企业营业收入增长率})$ 。

⑥ $ROA_SD = Sd(t-2 \text{ 至 } t \text{ 年的总资产收益率} - \text{行业平均总资产收益率})$ 。具体地,以每三年作为一个观测时段,分别滚动计算经行业调整后的总资产收益率的标准差。

⑦压力抵制型机构投资者包括基金、QFII、社保和企业年金,而压力敏感型机构投资者则包括保险公司、信托公司、券商理财产品及财务公司等。此外,为了更清晰地区分压力抵制型的共同机构投资者和压力敏感型的共同机构投资者对债务违约的异质性影响,本文将同时存在压力抵制型的共同机构投资者和压力敏感型的共同机构投资者的这类样本删除。

参考文献:

[1] 陈婧,张金丹,方军雄.公司债务违约风险影响审计收费吗[J].财贸经济,2018(5):71—87.

[2] 梁上坤,董青.管理层宏观经济认知与企业违约风险[J].数量经济技术经济研究,2023(9):200—220.

[3] He, J. J., Huang, J., Zhao, S. Internalizing Governance Externalities: The Role of Institutional Cross-ownership[J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134 (2): 400—418.

[4] Antón, M., Ederer, F., Giné, M., Schmalz, M.C. Innovation: The Bright Side of Common Ownership[Z]. NBER Working Paper, 2021, No.32192.

[5] He, J. J., Huang, J. Product Market Competition in a World of Cross-ownership: Evidence from Institutional Blockholdings[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30 (8):2674—2718.

- [6] Gao, K., Shen, H., Gao, X., Chan, C. K. The Power of Sharing: Evidence from Institutional Investor Cross-ownership and Corporate Innovation[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2019(63): 284—296.
- [7] 吴晓晖,李玉敏,柯艳蓉.共同机构投资者能够提高盈余信息质量吗? [J].*会计研究*,2022(6):56—74.
- [8] 翟淑萍,缪晴,甦叶.“同治”还是“同谋”:机构投资者抱团与企业违约风险[J].*南方经济*,2022(12):42—59.
- [9] 王生年,牛慧君.机构投资者调研降低了债券违约风险吗? [J].*投资研究*,2021(3):95—112.
- [10] 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.
- [11] 翟淑萍,韩贤,张晓琳,陈曦.数字金融能降低企业债务违约风险吗[J].*会计研究*,2022(2):117—131.
- [12] Gehringer, A. Growth, Productivity and Capital Accumulation: The Effects of Financial Liberalization in the Case of European Integration[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2013(25): 291—309.
- [13] 单蒙蒙,李蕾,李元旭.机构共同持股与企业债务融资成本——基于内外部治理机制的视角[J].*金融经济学研究*,2023(5):115—128.
- [14] Malik, M. Value-enhancing Capabilities of CSR: A Brief Review of Contemporary Literature[J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 127 (2): 419—438.
- [15] Salanié, B. The Economics of Contracts: A Primer[M].Cambridge: MIT Press, 2005:134—135.
- [16] Jiang, P., Ma, Y., Shi, B. Common Ownership and Stock Price Crash Risk: Evidence from China[J]. *Australian Economic Papers*, 2022, 61(4): 876—912.
- [17] 张春强,鲍群,盛明泉.公司债券违约的信用风险传染效应研究——来自同行业公司发债定价的经验证据[J].*经济管理*,2019(1):174—190.
- [18] Kang, J. K.,Luo, J.,Na, H. S. Are Institutional Investors with Multiple Blockholdings Effective Monitors? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(3): 576—602.
- [19] Azar, J., Schmalz, M.C.,Tecu, I. Anticompetitive Effects of Common Ownership[J]. *Journal of Finance*, 2018, 73(4): 1513—1565.
- [20] 于左,张容嘉,付红艳.交叉持股、共同股东与竞争企业合谋[J].*经济研究*,2021(10):172—188.
- [21] 曹越,罗政东,张文琪.共同机构投资者对审计费用的影响:合谋还是治理? [J].*审计与经济研究*,2023(3): 22—34.
- [22] Robert, P.,Richard, W. S.,Laura, T. S. Voting with Their Feet:Institutional Ownership Changes around Forced CEO Turnover[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(1): 3—46.
- [23] Kempf, E., Manconi, A.,Spalt, O. Distracted Shareholders and Corporate Actions[J].*The Review of Financial Studies*, 2017, 30(5): 1660—1695.
- [24] Backus, M., Conlon, C., Sinkinson, M. Common Ownership in America:1980—2017[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2021, 13(3): 273—308.
- [25] Bharath, S. T., Shumway, T. Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model[J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21(3): 1339—1369.
- [26] 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.
- [27] Yildirim, A. The Effect of Relationship Banking on Firm Efficiency and Default Risk[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020(65):101500.
- [28] 牛志伟,许晨曦,武瑛.营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J].*管理世界*,2023(2):83—100.
- [29] Whited, T. M., Wu, G. Financial Constraints Risk[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531—559.
- [30] Morek, R., Shleifer, A., Vishny, R. W. Management Ownership and Market Valuation:An Empirical Analysis[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988(20): 293—315.
- [31] Chang, X., Dasgupta, S., Hilary, G. The Effect of Auditor Quality on Financing Decisions[J]. *The Accounting Review*, 2009, 84(4): 1085—1117.
- [32] Dang, L., Fang, Q. Audit Quality and Owner-manager Agency Costs: Evidence from China[J]. *International Journal of Business Innovation and Research*, 2011, 5(1): 46—62.
- [33] Strobl, E. The Economic Growth Impact of Natural Disasters in Developing Countries: Evidence from Hurricane Strikes in the Central American and Caribbean Regions[J]. *Journal of Development Economics*, 2010, 97(1): 130—141.
- [34] 伊志宏,李艳丽,高伟.异质机构投资者的治理效应:基于高管薪酬视角[J]. *统计与决策*, 2010(5): 122—125.

Common Institutional Investors and Corporate Debt Default Risk

LIU Yangfangshu YI Zhigao

(School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China)

Abstract: This paper examines the impact of common institutional investors on corporate debt default risk in a sample of non-financial A-share listed companies from 2008 to 2021. It is found that common institutional investors significantly reduce firms' debt default risk. The mechanism analysis suggests that common institutional investors reduce corporate debt default risk by alleviating financing constraints, lowering business risks, and reducing agency costs. Further analysis reveals that common institutional investors can create a stronger disincentive to debt default risk by internalizing the negative externalities caused by corporate defaults. Heterogeneity analysis shows that the dampening effect of common institutional investors on debt default risk is stronger when management shareholding is in the defensive range, when audit quality is low, and when macroeconomic growth is declining. In addition, there is heterogeneity in the role played by common institutional investors with different shareholding types and duration, with stress-resistant and long-term common institutional investors significantly dampening the risk of debt default.

Key words: Common Institutional Investors; Debt Default Risk; Financing Constraints; Business Risks; Agency Costs

(责任编辑:胡浩志)

(上接第 15 页)

Can Institutional Innovation Improve Corporate ESG Performance?

A Quasi-Natural Experiment Based on the Establishment of Pilot Free Trade Zones

ZHANG Xin¹ XIA Yu²

(1.Business College, Qingdao University, Qingdao 266071, China; 2.Economics School, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Using the sample of A-share listed companies from 2009 to 2022, this paper empirically tests the impact of the establishment of pilot free trade zones on corporate ESG performance, and finds that establishing pilot free trade zones can help improve the ESG performance of companies located in these cities. Research on the mechanism of action shows that the establishment of pilot free trade zones affects corporate ESG performance through three levels: willingness, resources, and action. The willingness level is reflected in the pressure of ESG transformation brought by the increase in foreign shareholding, the resource level is reflected in the relief of financing constraints, which brings funds for ESG activities, and the action level is reflected in the improvement of corporate environmental protection investment and green innovation. Based on the internal and external environments of firms, we find that the lower internal corporate governance and external financial development, the more significant the positive impact of setting up pilot free trade zones on corporate ESG performance. This once again confirms that the establishment of pilot free trade zones plays a governance and resource effect in influencing corporate ESG performance. Heterogeneity analysis shows that the establishment of pilot free trade zones has a greater promoting effect on corporate ESG performance in low-level cities and non-state-owned enterprises. This study not only deepens our understanding of the establishment of pilot free trade zones, but also provides practical inspiration for promoting ESG development.

Key words: Pilot Free Trade Zone; ESG; Governance Effect; Resource Effect

(责任编辑:胡浩志)