

DOI: 10.19361/j.er.2023.05.09

全面风险管理与企业融资约束

王正文 李委铮 但钰宛 耿志祥*

摘要: 全面风险管理是从需求端防范金融系统性风险的重要举措。本文基于 2007—2021 年中国 A 股上市的非金融类企业数据,运用文本分析法构建全面风险管理指标,在此基础上,使用处理效应模型对全面风险管理能否有效缓解企业的融资约束进行了实证检验。研究发现,全面风险管理可以从总体上显著降低企业的融资约束。细分来看,全面风险管理可以降低企业的外源融资约束,但可能会增加企业的内源融资约束。异质性研究表明,无论是高营商环境还是低营商环境,国有企业还是非国有企业,全面风险管理都会显著地降低企业的融资约束。机制检验结果表明,全面风险管理并没有降低企业的双重代理成本,但会通过信号传递机制和风险共保机制缓解企业的融资约束。本文的研究为全面风险管理相关理论提供了来自转型经济背景下的经验证据,也为企业缓解融资约束提供了一套新的解决方案。

关键词: 全面风险管理;融资约束;信息不对称;处理效应模型

中图分类号: F840.4

一、引言

从世界范围内来看,融资约束是企业面临的共同难题。中国经济正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的关键时期。其中,深化供给侧结构性改革是提升中国经济创新力和竞争力的重要举措之一,坚持“三去一降一补”是调整供给结构的有效手段。降低企业融资成本作为“降成本”的重要环节,在供给结构调整中发挥着重要作用。企业“融资难、融资贵”的问题日益凸显,内外部风险隐患也日益突出(王茹婷等,2022;杨冕等,2022)。2022 年 9 月全国工商联公布的《2022 中国民营企业 500 强调研分析报告》指出,尽管民营企业 500 强整体规模持续增长,创新能力也在稳步提升,但在生产经营和市场化融资等方面仍面临困难,需要进一步稳定预期,提高抵御风险的能力。在这样的背景下,探讨如何从风险管理层面缓解企业融资约束具有较强的现实意义。

与传统风险管理采用孤立管理风险的模式不同,全面风险管理(Enterprise Risk

* 王正文,武汉大学经济与管理学院,武汉大学宁波国家保险发展研究院,邮政编码:430072,电子信箱:wzw13@whu.edu.cn;李委铮,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:2021201050163@whu.edu.cn;但钰宛,国家开发银行安徽省分行,邮政编码:230000,电子信箱:danyuwan@cdb.cn;耿志祥(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:zqge66@163.com。

本文得到武汉大学自主科研项目(人文社会科学)“公司风险管理与企业创新:来自 A 股上市公司的研究”(批准号:2020SK038)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,文责自负。

Management, ERM) 是将所有的风险管理活动组合到一个集成的框架中,通过风险的自然对冲来避免管理费用的重复支出,帮助企业更好地理解不同业务活动中固有的总体风险(Ai et al., 2018; Perez-Cornejo et al., 2019)。现有研究表明,企业实施全面风险管理不但可以分散风险,还可以优化控制机制、降低资本成本、提高服务效率,提升公司价值(Mayers and Smith, 1982; Berry-Stölzle and Xu, 2018)。同时,作为一种先进的公司治理手段,全面风险管理的实施也势必会影响公司的信息披露质量和外部投资者的评价,从而引起企业融资成本的变动(Wang et al., 2018)。但目前有关全面风险管理优势的研究多集中在企业绩效上,关于全面风险管理如何影响企业融资约束的研究仍十分有限。且全面风险管理的相关研究大多集中在欧洲和美国,相比欧美市场,发展中国家市场波动更大,企业也面临着更强的市场竞争。此外,发展中国家的监管规则也更不完善(Silva et al., 2019)。因此,在中国特殊的制度背景下,企业实施全面风险管理能否有效缓解企业面临的融资约束,将直接关系到全面风险管理有效性的评价。

本文以 2007—2021 年中国 A 股非金融类上市企业为研究样本,实证检验了全面风险管理对企业融资约束的影响,结果表明实施全面风险管理可以显著缓解企业的融资约束。在进一步研究中,本文探究了全面风险管理对企业内外源融资约束的影响,以及不同的全面风险管理执行方式对企业融资约束的影响,并对全面风险管理缓解企业融资约束的机制进行了检验。研究发现:全面风险管理对企业内源融资约束和外源融资约束的影响方向相反;不同的全面风险管理执行方式缓解企业融资约束的程度呈现显著差异;机制检验的结果表明,全面风险管理没有降低企业的双重代理成本,但会通过信号传递机制和风险共保机制缓解企业面临的融资约束。最后,本文利用分样本检验、指标敏感性检验等方法进行了稳健性检验,并通过联立方程组模型和工具变量法处理了可能存在的内生性问题,其结果进一步证实了上述结论。

相较于以往的文献,本文在以下三个方面有所创新:第一,本文使用中国 A 股非金融类上市企业数据探究了实施全面风险管理对企业融资约束的影响,实证研究结果表明,全面风险管理可以显著缓解企业的融资约束,这为企业改进风险管理办法,统筹管理风险提供了理论和实证的支撑。第二,本文在现有研究的基础上,参考了 COSO (Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission) 委员会设定的全面风险管理目标,对全面风险管理的有效性进行了量化,为现有的全面风险管理指标测量提供了新的方法。第三,机制检验结果表明,信号传递机制和风险共保机制是全面风险管理缓解企业融资约束的两条路径。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

2004 年 9 月, COSO 委员会首次提出关于全面风险管理的整合概念。相较于传统风险管理,全面风险管理可以使企业能够以一种综合的、整体的方式管理不同种类的风险,其更看重对风险的总体管理和价值创造的过程(Naseem et al., 2020; Bromiley et al., 2015)。Kuo 等(2021)认为全面风险管理是确定和评估影响企业价值的集体风险,并实施全公司战略来管理这些风险。

目前,学者们重点关注全面风险管理与企业价值的关系。Lechner 和 Gatzert(2018)对现有文献总结后发现企业的规模、杠杆率、现金流的波动性、股价的波动率等因素会影响企业

实施全面风险管理的决策。Nguyen 和 Vo(2020)发现实施全面风险管理的保险企业具有高绩效、高杠杆率和更多样化的业务等特点。Grace 等(2015)发现,不同的全面风险管理方式对企业成本和收入效率的影响存在差异性,但总体而言全面风险管理能够提高企业价值。Berry-Stölzle 和 Xu(2018)发现全面风险管理可以降低企业的资本成本,而资本成本的降低是企业实现全面风险管理创造价值的方式之一。

此外,部分学者对不完美资本市场信息不对称及代理问题导致的企业融资约束,与全面风险管理之间的关系进行了研究,阐述了资本市场的完善与否对企业融资的影响。Modigliani 和 Miller(1958)认为在完美的资本市场中,企业的外部资本和内部资本可以完全替代,因此投资行为只与企业的投资需求有关。但在现实生活中,并不存在真正意义上的完美的资本市场,Myers 和 Majluf(1984)建立了不完美市场下的优序融资理论,提出内外部融资成本的差异,即企业面临的融资约束与内外部信息不对称程度成正相关。尽管优序融资理论清晰地阐述了内部融资相较于外部融资的优越性,但在债权融资与股权融资的差异方面仍与现实差距较大。Gertler(1992)、Gryglewicz 等(2021)进一步指出,在不完美的资本市场中,除了信息不对称问题外,代理问题同样会使得外部融资成本高于内部融资成本,代理问题的产生使得投资人要求更高的投资回报率,企业面临的融资约束随之产生。全面风险管理通过整合所有风险类别,利用自然对冲来避免风险管理支出的重复,同时帮助企业避免不同来源的不可预见的风险累积,降低企业面临的必须筹集外部资金的可能性(Berry-Stölzle and Xu,2018)。

综合已有文献,相较于传统风险管理,全面风险管理能够更加主动全面且具有战略性地进行企业管理。它能够在不完美资本市场的环境下,降低企业资本成本,提高企业价值,但鲜有文献探究全面风险管理对企业融资约束的影响。

(二) 研究假设

Bohnert 等(2019)利用欧洲保险企业数据研究发现实施全面风险管理与企业价值增长间存在显著的正相关关系。而企业的投资行为会受到财务状况的影响,因此企业价值与融资约束程度之间存在一定的相关关系。现有研究表明,企业面临的信息不对称程度和代理成本问题是企业融资约束产生的主要原因(Jin et al.,2019),而全面风险管理的应用能够从这两大原因入手改进企业的信息披露状况,缓解企业的融资约束(Hoyt and Liebenberg,2011)。同时,由于资本市场的不完善,外部资金与内部资金不可完全替代,若能够降低依赖外部资金的可能性,企业融资约束也会随之降低。全面风险管理在利用自然对冲方面具有优势,能够避免风险管理支出的重复以及不可预见的风险的累积,降低企业必须筹集外部资金的可能性,降低资本成本(Ai et al.,2018;Wang et al.,2018)。

Mayers 和 Smith(1982)指出,当风险管理被视为企业融资政策的一部分时,传统的风险管理方式——购买保险可以通过对投资政策、合同成本和企业税收义务的影响来增加企业价值,降低企业的第一类代理成本。全面风险管理立足于传统的风险管理,同样可以通过降低信息不对称,协助企业更好地评估项目风险,减轻资产置换和投资不足问题,从而降低企业的第一类代理成本(Hoyt and Liebenberg,2011)。除了企业管理层和股东之间的第一类代理冲突外,学术界在研究代理成本问题时还关注第二类代理成本,即企业大股东和中小股东之间的代理问题,在中小股东缺乏话语权的情况下,大股东可能通过关联交易侵占中小股东权益(罗炜、朱春艳,2010)。全面风险管理可以通过及时的风险信息整合与发布,降低外部

投资者信息不对称的程度,从而降低第二类代理成本。

除了降低代理成本,实施全面风险管理还能够利用信号传导机制缓解企业的融资约束。对于难以从外部评估的企业来说,信息披露质量显得尤为重要(Berry-Stölzle and Xu, 2018)。王嘉鑫等(2020)指出了信息披露质量对融资约束产生影响的两种途径:一是企业社会责任信息披露质量越高,企业与外部资金提供者之间的信息不对称程度越低,企业越容易获得外部资本,融资约束越小;二是高质量的信息披露还有助于企业树立良好的社会形象,提高企业声誉,增强投资者对企业的信心,从而使企业更容易或以更低的成本获得资金,进而缓解企业融资约束程度。

此外,实施全面风险管理还可以通过风险共保机制缓解企业融资约束。全面风险管理从企业层面对风险进行管理,认可风险之间可以自然对冲(Eckles et al., 2014),因此,从不同部门来看,实施全面风险管理类似于不同部门之间进行共保(Berry-Stölzle and Xu, 2018)。共保效应能够通过减少经济逆周期的无谓损失的方式降低系统性风险,这一点已经在多支文献中得到了证实(Hann et al., 2013; Berry-Stölzle and Xu, 2018)。而系统性风险的降低和公司内部的共保效应可以有效优化企业的发展环境,降低企业的外部融资成本。基于此,本文提出:

假设1:实行全面风险管理可以缓解企业的融资约束。

关于融资约束的成因,现有研究多支持内外因协同的观点。魏浩等(2019)认为,企业的投资需求既可以通过留存收益等内部渠道得到满足,也可以通过银行信贷、股票和债券等外部渠道得到满足。实施全面风险管理是企业的长期决策,需要付出一定的资金成本(Berry-Stölzle and Xu, 2018)。这会占用企业的现金流,造成企业内源融资的困难。但同时,全面风险管理可以使企业更好地评估各类风险,以便更加准确地评估投资风险,提高企业资产利用效率,减轻企业面临的内源融资约束。全面风险管理有利于提高企业信息披露程度,改善资产置换和投资不足的问题。代理问题是企业融资约束产生的一个重要原因,当企业信息披露程度得到改善时,企业代理问题随之减轻,要求回报率降低,帮助企业更易或以更低的成本获取外源融资(Hoyt and Liebenberg, 2011)。基于此,本文提出竞争性的假设:

假设2a:实行全面风险管理可以降低企业的外源融资约束,但提高企业的内源融资约束。

假设2b:实行全面风险管理可以降低企业的外源融资约束,同时降低企业的内源融资约束。

不同的企业实施全面风险管理采取的方式可能会存在差异,成立风险管理委员会、设立首席风险官(CRO)相较于单纯提及实施全面风险管理更能反映企业对全面风险管理工作的重视。Perez-Cornejo等(2019)发现具有成熟的全面风险管理流程的公司比那些缺乏成熟风险管理流程的公司能够取得更好的运营业绩;Malik等(2020)发现设立董事会一级风险管理委员会可以显著提高全面风险管理对企业绩效的正向影响;Ojeka等(2019)发现如果仅由首席风险官负责全面风险管理工作,将会损害成本效率,他们主张让首席财务官也加入到企业全面风险管理的实施过程中;Grace等(2015)研究不同的全面风险管理方式对企业成本和收入效率的影响发现,总体而言实施全面风险管理可以提高企业的成本和收入效率,但不同的执行方式产生的效果存在差异性,比如采用更简单的经济资本模型是更有效率的,让董事会参与全面风险管理决策有利于提升企业价值。基于此,本文提出:

假设3:相较于其他全面风险管理方式,设立首席风险官或风险管理委员会对融资约束的缓解作用更为显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

国资委于 2006 年颁布了《中央企业全面风险管理指引》,自此,我国实施全面风险管理的上市企业开始逐渐增多。因此,本文选取了 2007—2021 年我国沪深 A 股上市企业的面板数据作为研究样本,并按照如下步骤对初始样本进行处理:(1)考虑到金融类公司和非金融类公司在实施风险管理的动因、机制等方面存在显著不同,因此,在初始样本中剔除金融类企业;(2)剔除交易状态为 ST 和 PT 的企业;(3)剔除数据缺失的企业样本;(4)为了降低异常值对实证结果的影响,除二元变量以外,其余变量均作了 1%双向缩尾处理。最后得到 26 868 个企业-年度样本。除企业全面风险管理数据外,上市企业的相关数据均来源于国泰安数据库和 Wind 数据库。

(二) 模型设定

简单地将融资约束指标作为全面风险管理和其他影响因素的函数进行建模忽略了由于全面风险管理的自我选择而产生的潜在选择性偏差。为了处理这种潜在的内生性偏差,本文借鉴 Heckman(1979)提出的处理效应模型进行更为准确的估计,该模型联合评估参与公司风险管理(ERM)的决策以及该决策对方程系统中融资约束(FC)的影响。同时,本文使用企业层面的聚类稳健标准误进行回归分析,并将解释变量和控制变量进行滞后一期处理以缓解内生性问题。基础的回归模型设定如下:

$$FC_{it} = X_{it-1}\beta + \delta ERM_{it-1} + \varepsilon_i \tag{1}$$

(1)式中: ERM_{it-1} 表示第*i*个企业在第*t*-1年是否接受ERM处理($1 = yes, 0 = no$), X_{it-1} 是假设用来解释企业融资约束变化的控制变量的向量。在*t*-1年进行ERM(或获得处理)的虚拟变量被建模为未观测到的潜在变量ERM的结果。本文假设 ERM^* 是系数向量 ω_{it-1} 的一个线性函数,它由ERM的假设决定因素组成:

$$ERM_{it-1}^* = \omega_{it-1}\gamma + u_i \tag{2}$$

可观测到的在某一年是否进行全面风险管理的决定如下:

$$ERM_{it-1} = \begin{cases} 1 & \text{if } ERM_{it-1}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \tag{3}$$

在等式(1)和(2)中,假定 ε_i 和 u_i 服从均值为0的二维正态分布,其中, ρ 为(ε_i, u_i)的相关系数, σ 为 ε_i 的方差,而 u_i 的方差被简化为1:

$$\begin{bmatrix} \sigma & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \tag{4}$$

对于处理效应模型可以使用 Heckman 两步法和极大似然估计法对参数进行估计。Heckman 两步法虽然计算方便,但在计算过程中存在效率损失。而使用极大似然估计法(MLE)同时估计所有模型的参数是更有效率的做法,参考 Berry-Stölzle 和 Xu(2018)以及 Hoyt 和 Liebenberg(2011)的做法,本文同时使用极大似然估计法和 Heckman 两步法对模型进行估计。

(三) 变量选取

1.全面风险管理指标的构造

传统的全面风险管理指标的构建是利用搜索引擎在上市企业年报、企业官方网站、监管

机构网站上搜索“全面风险管理”、“整合风险管理”、“整体风险管理”、“风险管理委员会”等关键词,并将手工搜索的结果进行整合,识别出企业实行全面风险管理的名单(Eckles et al., 2014; Berry-Stölzle and Xu, 2018)。手工搜索的方法虽然简便,但是也存在着效率低下,准确度不高等问题。本文在手工搜索的基础上,运用文本分析方法构造全面风险管理指标 *ERM*。首先,在 2007—2021 年上市企业的年报中搜索关键词,包括:“全面风险管理”、“整体风险管理”、“整合风险管理”、“风险管理委员会”、“首席风险官”、“首席风险执行官”,提取含有这些关键词的文本纳入对应企业年度的全面风险管理文本集中。其次,将搜索到的企业实施全面风险管理的最初记录年份作为企业实施全面风险管理的初始年份,初始年份及之后的年度,设定 $ERM=1$,即企业实施了全面风险管理;初始年份之前的年度,设定 $ERM=0$,即企业尚未实施全面风险管理。

2. 企业融资约束指标的构造

Beck 等(2009)、Whited 和 Wu(2006)将企业融资约束的主流测度方法主要分为四种,包括现金流敏感系数、单个企业特征指标测度、构造相关指数(如 SA 指数、KZ 指数和 WW 指数等)以及基于企业信贷融资状况和管理层融资约束自我感知进行主观判断。比较而言,构造相关指数能够更加综合地评判某一企业的融资约束。其中,SA 指数能够更好规避其他指标的度量偏误,且不包含内生性变量,同时克服了主观判断缺乏客观性的缺点(Aretz et al., 2020; 杨胜刚等, 2021; 杨冕等, 2022)。因此,参考鞠晓生等(2013)、姜付秀等(2016),本文选用 Hadlock 和 Pierce(2010)构造的 SA 指数计算得到企业融资约束指标(*FC*)。本文也使用了 KZ 指数和 WW 指数重新构造企业融资约束的代理变量,作为稳健性检验的方法之一。

3. 企业内源融资约束指标和外源融资约束指标的度量

本文以 Chaney(2008)的研究为基础,认同其融资约束的内外因协同观点,即企业的融资约束可进一步分解为内源融资约束和外源融资约束。因此,参考 Muuls(2015)的方法,本文采用赋值加总法构造企业的内源融资约束指标(*IFC*)和外源融资约束指标(*EFC*)。(1)内源融资约束指标(*IFC*),包含经营活动现金流净额占总资产的比率和应收账款周转率。(2)外源融资约束指标(*EFC*)。考虑到在注册制实施以前,信贷融资是国内企业外源融资的主要方式,因此外源融资约束指标(*EFC*)包含利息保障倍数、流动比率、清偿比率、有形资产净值率和盈利水平(总资产收益率)。具体来说,本文首先定义相应的分指标,取值有效分布范围为 1-5,依次代表该指标处在同行业的 80%-100%、60%-80%、40%-60%、20%-40%、0%-20%。接着判断每一家企业的分指标在同行业依次属于哪一类分位数值,并按有效分布范围赋值。通过对 *IFC* 和 *EFC* 各分指标加总,最终获得与之对应的 *IFC* 和 *EFC* 的总指标。

4. 控制变量

借鉴孙雪娇等(2019)、吴秋生和黄贤环(2017),方程(1)中控制变量 X 主要包括:企业规模(*Size*)、资本结构(*Lev*)、公司成长性(*Growth*)、盈利能力(*ROA*)、经营活动现金流(*CF*)、流动比率(*SD*)、有形资产比率(*FFC*)、成立年限(*AGE*)、董事长与总经理是否两职合一(*Part_Time*)、独立董事比例(*Indep*)、第一大股东持股比例(*First*)、股权集中度(*HHI*)、管理层持股比例(*Mshare*)、最终控制人性质(*SOE*)、企业避税程度(*CHRATE*)、董事长是否具有金融背景(*Fiback*)。其中,本文对企业规模(*Size*)和成立年限(*AGE*)进行了对数化处理以确保实验的稳健性。

借鉴现有研究(Hoyt and Liebenberg, 2011; Berry-Stölzle and Xu, 2018),方程(2)中控制

变量 ω 主要包括:公司规模 (*Size*)、资本结构 (*Lev*)、公司成长性 (*Growth*)、账面市值比 (*BMV*)、是否存在兼并重组等活动 (*Event*)、业务多样性 (*Div_Int*)、资产透明度 (*Opacity*)、市场价值变动 (*Value_Change*)、机构投资者持股 (*Institution*)、风险承担水平 (*Int_Lev*)、最终控制人性质 (*SOE*)、收益波动率 (*Volatility*)。

关于变量的定义与解释说明见表 1。

表 1 变量定义与解释说明

| 变量名称 | 变量符号 | 定义与说明 |
|---------------|---------------------|--|
| 公司规模 | <i>Size</i> | 期末总资产的自然对数 |
| 资本结构 | <i>Lev</i> | 期末总负债/期末总资产 |
| 公司成长性 | <i>Growth</i> | 营业收入增长率 |
| 最终控制人性质 | <i>SOE</i> | 国有企业及国有机构控股时取 1,反之取 0 |
| 盈利能力 | <i>ROA</i> | 净利润/平均资产总额 |
| 经营活动现金流 | <i>CF</i> | 经营活动产生的现金流量净额/期末总资产 |
| 流动比率 | <i>SD</i> | 期末流动负债/期末流动资产 |
| 有形资产比率 | <i>FFC</i> | (固定资产+存货)/期末资产总额 |
| 成立年限 | <i>AGE</i> | 公司年龄(公司成立年限)的自然对数 |
| 董事长与总经理是否两职合一 | <i>Part_Time</i> | 董事长与总经理是同一人时取 1,不是同一人时取 0 |
| 独立董事比例 | <i>Indep</i> | 独立董事人数/董事会人数 |
| 第一大股东持股比例 | <i>First</i> | 第一大股东持股数/年末总股数 |
| 股权集中度 | <i>HHI</i> | 公司前 10 位大股东持股比例的平方和 |
| 管理层持股比例 | <i>Mshare</i> | 管理层持股数量/年末总股数 |
| 企业避税程度 | <i>CHRATE</i> | 法定税率-实际税率 |
| 董事长是否有金融背景 | <i>Fiback</i> | 董事长有金融背景时取 1,反之取 0 |
| 账面市值比 | <i>BMV</i> | 股东权益合计/总市值 |
| 是否存在兼并重组等活动 | <i>Event</i> | 是否存在资产收购、资产剥离、资产置换、吸收合并、债务重组、要约收购和股权转让,存在时取 1,不存在时取 0 |
| 业务多样性 | <i>Div_Int</i> | 存在海外业务时取 1,不存在时取 0 |
| 资产透明度 | <i>Opacity</i> | 期末无形资产/期末总资产 |
| 市场价值变动 | <i>Value_Change</i> | (本年期末总市值-上年期末总市值)/上年期末总市值 |
| 机构投资者持股比例 | <i>Institution</i> | 机构投资者持股数量/年末总股数 |
| 风险承担水平 | <i>Int_Lev</i> | (净利润+所得税费用+财务费用+固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧+无形资产摊销+长期待摊费用摊销)/(净利润+所得税费用) |
| 收益波动率 | <i>Volatility</i> | 考虑现金红利再投资的月个股回报率的标准差 |

四、实证结果与分析

(一) 变量描述性统计

主要变量描述性统计结果如表 2 所示,企业融资约束 *FC* 的均值为 3.786,最小值和最大值分别为 3.089 和 4.395,这与现有文献对由 *SA* 指数计算得到的企业融资约束变量的描述性统计基本一致(孙雪娇等,2019);变量 *ERM* 的均值为 0.219,表明从整体上来看,约有 21.9%的企业实施了全面风险管理。除此之外,在所有的样本观测值中,*SOE* 均值为 0.373,表明约有 37.3%的企业为国有企业;*Part_Time* 均值为 0.266,表明约有 26.6%的企业存在董

事长与总经理两职合一; *Event* 均值为 0.780, 表明在统计区间内, 约有 78.0% 的企业发生过资产收购、资产剥离、资产置换、吸收合并、债务重组、要约收购或股权转让活动。其他变量的描述性统计结果同样列示于表 2 中, 此处不再赘述。

表 2 描述性统计结果

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 样本数 |
|---------------------|---------|--------|----------|-------|--------|
| <i>FC</i> | 3.786 | 0.252 | 3.089 | 4.395 | 26 868 |
| <i>IFC</i> | 0.00600 | 0.999 | -1.841 | 1.851 | 26 868 |
| <i>EFC</i> | -0.0260 | 0.988 | -2.050 | 2.254 | 26 868 |
| <i>ERM</i> | 0.219 | 0.414 | 0 | 1 | 26 868 |
| <i>Size</i> | 22.23 | 1.289 | 19.95 | 26.27 | 26 868 |
| <i>Lev</i> | 0.419 | 0.198 | 0.0560 | 0.859 | 26 868 |
| <i>Growth</i> | 0.199 | 0.380 | -0.451 | 2.446 | 26 868 |
| <i>SOE</i> | 0.373 | 0.484 | 0 | 1 | 26 868 |
| <i>Fiback</i> | 0.0810 | 0.273 | 0 | 1 | 26 868 |
| <i>ROA</i> | 0.0550 | 0.0440 | -0.00600 | 0.224 | 26 868 |
| <i>CF</i> | 0.0530 | 0.0680 | -0.144 | 0.250 | 26 868 |
| <i>SD</i> | 2.442 | 2.408 | 0.327 | 15.56 | 26 868 |
| <i>FFC</i> | 0.928 | 0.0850 | 0.539 | 1 | 26 868 |
| <i>AGE</i> | 2.866 | 0.343 | 1.792 | 3.497 | 26 868 |
| <i>Part_Time</i> | 0.266 | 0.442 | 0 | 1 | 26 868 |
| <i>Indep</i> | 0.374 | 0.0530 | 0.308 | 0.571 | 26 868 |
| <i>First</i> | 0.349 | 0.149 | 0.0880 | 0.748 | 26 868 |
| <i>HHI</i> | 0.164 | 0.114 | 0.0160 | 0.562 | 26 868 |
| <i>Mshare</i> | 0.129 | 0.194 | 0 | 0.681 | 26 868 |
| <i>CHRATE</i> | 0.0110 | 0.146 | -0.622 | 0.733 | 26 868 |
| <i>BMV</i> | 1.045 | 1.132 | 0.101 | 7.016 | 26 868 |
| <i>Event</i> | 0.780 | 0.414 | 0 | 1 | 26 868 |
| <i>Div_Int</i> | 0.605 | 0.489 | 0 | 1 | 26 868 |
| <i>Opacity</i> | 0.0450 | 0.0490 | 0 | 0.325 | 26 868 |
| <i>Value_Change</i> | 0.247 | 0.516 | -0.460 | 2.655 | 26 868 |
| <i>Institution</i> | 0.397 | 0.236 | 0 | 0.886 | 26 868 |
| <i>Int_Lev</i> | 2.416 | 2.875 | 0.887 | 20.79 | 26 868 |
| <i>Volatility</i> | 0.128 | 0.0630 | 0.0200 | 1.246 | 26 868 |

注: 以上连续型变量均在上下 1% 分位处进行了缩尾处理。

(二) 基准回归结果和分析

为了验证全面风险管理与融资约束的关系, 本文采用极大似然估计法和 Heckman 两步法进行估计, 并对解释变量和控制变量滞后一期处理以缓解可能存在的内生性问题, 结果分别汇报在表 3 的(1) —(4) 列中。结果表明, 无论使用何种估计方法, *ERM* 的系数均为负数且在 1% 的显著性水平下显著, 表明全面风险管理能够有效降低企业的融资约束。此外, 一些控制变量也与企业融资约束显著相关。从极大似然估计法的结果来看, 公司成立年限越长、第一大股东持股比例越高, 企业面临的融资约束程度越高, 而流动比率、股权集中度和管理层持股比例则与企业融资约束呈现显著的负相关关系。表 3 呈现的 Heckman 两步法的估计结果与极大似然估计法基本保持一致, 可以初步认定回归结果是稳健的。

表 3 基准回归结果

| | 极大似然估计法 | | Heckman 两步法 | |
|-----------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ERM | -0.129 *** (-11.612) | -0.123 *** (-9.898) | -0.773 *** (-19.545) | -0.476 *** (-20.516) |
| Size | -0.028 *** (-7.654) | -0.031 *** (-8.068) | 0.020 *** (5.481) | -0.010 *** (-4.835) |
| Lev | -0.032 ** (-2.070) | -0.018 (-1.310) | -0.090 *** (-5.392) | -0.027 ** (-2.370) |
| Growth | -0.003 (-1.253) | 0.001 (0.514) | -0.017 *** (-2.805) | -0.002 (-0.532) |
| SOE | 0.012 ** (2.318) | 0.024 *** (4.178) | 0.106 *** (13.473) | 0.085 *** (15.367) |
| ROA | 0.238 *** (6.018) | 0.219 *** (6.210) | 0.254 *** (5.165) | 0.227 *** (6.715) |
| CF | -0.067 *** (-3.435) | -0.053 *** (-3.220) | -0.079 *** (-2.926) | -0.059 *** (-3.111) |
| SD | -0.006 *** (-6.859) | -0.006 *** (-7.163) | -0.006 *** (-5.885) | -0.006 *** (-8.359) |
| FFC | -0.090 *** (-4.846) | -0.073 *** (-4.117) | -0.044 * (-1.832) | -0.043 *** (-2.606) |
| AGE | 0.650 *** (110.358) | 0.627 *** (91.380) | 0.644 *** (127.690) | 0.622 *** (154.299) |
| Part_Time | -0.010 *** (-2.660) | -0.013 *** (-3.635) | -0.009 ** (-2.208) | -0.014 *** (-5.143) |
| Indep | -0.066 ** (-2.083) | -0.091 *** (-2.963) | -0.055 * (-1.805) | -0.093 *** (-4.510) |
| First | 0.184 *** (3.662) | 0.161 *** (3.556) | 0.171 *** (4.374) | 0.164 *** (6.203) |
| HHI | -0.276 *** (-3.858) | -0.234 *** (-3.781) | -0.222 *** (-4.400) | -0.221 *** (-6.400) |
| Mshare | -0.034 *** (-3.642) | -0.044 *** (-4.811) | -0.035 *** (-3.173) | -0.048 *** (-6.261) |
| CHRATE | -0.018 ** (-2.066) | -0.017 ** (-1.988) | -0.019 (-1.507) | -0.018 ** (-2.140) |
| Fiback | 0.004 (0.779) | 0.003 (0.699) | 0.003 (0.444) | 0.003 (0.748) |
| 截距项 | 2.729 *** (31.479) | 2.853 *** (31.124) | 1.740 *** (21.594) | 2.473 *** (48.710) |
| 年度固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 行业固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 样本数 | 21 035 | 21 035 | 21 035 | 21 035 |

注：***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号中数字表示单尾检验的 Z 值;因版面所限,表 3 汇报了第二阶段的回归结果。下同。

(三) 进一步研究

1.全面风险管理对内外源融资约束的影响

为了进一步探究全面风险管理对融资约束的影响,本文将融资约束分为内源融资约束和外源融资约束,分别探究全面风险管理对其的影响。表 4 的第(1)列和第(2)列是分别采用极大似然估计法和 Heckman 两步法得到的全面风险管理对企业内源融资约束的影响结果,第(3)列和第(4)列是分别采用极大似然估计法和 Heckman 两步法得到的全面风险管理对外源融资约束的影响结果。极大似然估计法和 Heckman 两步法的结果具有一致性,均验

证了本文的假设 2a,全面风险管理可以显著降低企业的外源融资约束,但是可能会增加企业的内源融资约束。企业实行全面风险管理是一个长期的决策过程,建立和实施过程中需要付出资金成本,这可能会加剧企业的内部融资约束。

表 4 实行全面风险管理对企业内外源融资约束的影响

| | 内源融资约束 | | 外源融资约束 | |
|--------|----------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|
| | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ERM | 0.092 (0.839) | 0.292 ** (2.019) | -0.100 (-1.335) | -0.491 *** (-8.766) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 1.993 *** (9.025) | 2.218 *** (6.177) | 1.718 *** (11.345) | 1.293 *** (5.478) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 21 035 | 21 035 | 21 035 | 21 035 |

2.不同的全面风险管理执行方式对融资约束的影响

不同的企业实行全面风险管理的方式存在差异性,不同执行方式代表着企业对全面风险管理的重视程度不同(Hoyt and Liebenberg,2011),因此本文将全面风险管理的实行方式细分为向董事会做全面风险管理报告,成立风险管理委员会和设立首席风险官,探究不同的全面风险管理执行方式对企业融资约束的影响是否存在差异性,结果如表 5 所示。

表 5 采取不同的全面风险管理执行方式对企业融资约束的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| ERM | -0.123 *** (-9.898) | | | |
| Report | | -0.210 *** (-4.632) | | |
| Committee | | | -0.153 *** (-12.166) | |
| CRO | | | | -0.238 *** (-2.744) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.853 *** (31.124) | 2.969 *** (32.940) | 2.960 *** (32.972) | 2.972 *** (33.557) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 21 035 | 21 035 | 21 035 | 21 035 |

表 5 中第(1)列列示了全面风险管理对企业融资约束的影响,第(2)列、第(3)列和第(4)列分别列示了做全面风险管理报告(Report)、成立风险管理委员会(Committee)和设立首席风险官(CRO)对企业融资约束的影响。回归结果验证了本文的假设 3,相比单纯实施全面风险管理,无论是将全面风险管理的工作交由专门的风险管理委员会或者首席风险官,还是定期向董事会做全面风险管理报告,都更有利于缓解企业的融资约束水平。对比不同执行方式发现,设立首席风险官相比做全面风险管理报告和成立风险管理委员会更能缓解企业的融资约束。

五、稳健性检验

(一)分样本检验

1.营商环境

现有研究认为,优良的外部环境可以有效缓解企业面临的融资约束:一方面企业可以获得更加优质的金融资源;另一方面外部金融机构收集和处理信息能力的提升降低了企业内外部信息不对称程度,缓解企业的融资约束(朱凯、陈信元,2009;Wang et al., 2021)。本文以王小鲁等(2017)的《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》中 2016 年各省份的经营环境指数为基础,将高于全国平均值的省份定义为高营商环境,低于或等于全国平均值的省份定义为低营商环境,研究在不同营商环境下实行全面风险管理对企业融资约束的影响是否存在差异,结果如表 6 所示。

表 6 中第(1)列和第(2)列为高营商环境下采用极大似然估计法和 Heckman 两步法得到的全面风险管理对企业融资约束的回归结果,第(3)列和第(4)列为低营商环境下的回归结果。从极大似然估计法的结果来看,高营商环境下,平均而言实施全面风险管理的企业比不实施全面风险管理的企业的融资约束低 11.9%,而在低营商环境下这个数值更大,为 13.2%。这说明不管是在高营商环境还是低营商环境下,实行全面风险管理都会显著降低企业的融资约束。

表 6 稳健性检验——分营商环境

| | 高营商环境 | | 低营商环境 | |
|--------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ERM | -0.119*** (-8.308) | -0.527*** (-18.957) | -0.132*** (-7.809) | -0.183*** (-6.103) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.847*** (26.399) | 2.383*** (38.544) | 2.355** (2.333) | 2.347*** (5.593) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 17 167 | 17 167 | 3 868 | 3 868 |

2.企业性质

现有研究表明,相比民营企业,国有企业或有政府参股的企业在获取外部融资时往往具有优势,这使得两者的融资约束存在差异(梅建明、邵鹏程,2022)。此外,在全面风险管理的实施方面,国资委于 2006 年就颁布了《中央企业全面风险管理指引》,许多国有企业在此后都实施了全面风险管理。但实施全面风险管理的非国有企业,特别是中小型民营企业数量较少。因此,考虑到国有企业和非国有企业在全面风险管理和融资约束方面的差异,本文探究了不同企业性质的情况下,全面风险管理对企业融资约束的影响是否存在差异,结果如表 7 所示。

表 7 中第(1)列和第(2)列为国有企业样本分别采用极大似然估计法和 Heckman 两步法得到的全面风险管理对企业融资约束影响的回归结果,第(3)列和第(4)列为非国有企业的回归结果。从表 7 可见,无论是国有企业还是非国有企业,实行全面风险管理都会显著降低企业的融资约束,这也进一步证明了本文的结论。

表 7 稳健性检验——分企业性质

| | 国有企业 | | 非国有企业 | |
|------------|------------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>ERM</i> | -0.164 ^{***} (-11.350) | -0.371 ^{***} (-9.748) | -0.073 ^{***} (-3.613) | -0.538 ^{***} (-14.855) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 3.165 ^{***} (22.650) | 2.869 ^{***} (34.153) | 2.423 ^{***} (20.330) | 2.140 ^{***} (33.454) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 8 085 | 8 085 | 12 950 | 12 950 |

(二) 生存分析数据集检验

使用二值选择模型研究实施全面风险管理的决定因素越来越受到学者们的广泛批评 (Pagach and Warr, 2011)。使用 Probit 估计的前提条件之一是假设上市企业每年需要独立决策当年是否实施全面风险管理,而实施全面风险管理往往是企业的长期决策,在研究实施全面风险管理的决定因素时需要聚焦实施全面风险管理当年的数据。因此,本文参考 Berry-Stölzle 和 Xu (2018) 的方法,构造生存分析数据集进行有效性检验。生存分析数据集的构造方法为:对公司-年度数据进行逐个识别,识别出首次未搜索得到该公司是否实施全面风险管理的年份,然后将该年度以前的样本纳入生存分析数据形成生存分析数据集。由于生存分析数据集的差异性,样本数量有所变化。表 8 汇报了生存分析数据集分别使用极大似然估计法和 Heckman 两步法回归的结果。总体来看,全面风险管理仍能有效降低企业的融资约束。其中,采用极大似然估计法对生存分析数据集进行估计时,实施全面风险管理的企业的融资约束程度平均降低了 12.9%。

表 8 生存分析数据集检验结果

| | 极大似然估计法 | | Heckman 两步法 | |
|------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>ERM</i> | -0.135 ^{***} (-13.185) | -0.129 ^{***} (-11.626) | -0.924 ^{***} (-20.569) | -0.547 ^{***} (-22.494) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.388 ^{***} (30.121) | 2.424 ^{***} (29.999) | 1.185 ^{***} (13.502) | 1.869 ^{***} (35.418) |
| 年度固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 行业固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区固定效应 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 样本数 | 26 868 | 26 868 | 26 868 | 26 868 |

(三) 指标敏感性检验

1. 差异化融资约束指标

除了使用 SA 指数衡量融资约束程度外, KZ 指数和 WW 指数也是衡量企业融资约束的常用方法。本文使用 KZ 指数和 WW 指数重新衡量企业面临的融资约束,以此验证结果的稳健性。表 9 第(1)列和第(2)列列示了采用 KZ 指数构造的融资约束变量的极大似然法和

Heckman 两步法的估计结果,第(3)列和第(4)列列示了采用 WW 指数构造的融资约束变量的极大似然法和 Heckman 两步法的估计结果。本文剔除了构造 KZ 指数和 WW 指数时所用到的变量存在缺失值的样本,以避免其对实验的准确性产生影响。从表中可见,无论是通过 KZ 指数还是 WW 指数构造企业融资约束的代理变量,企业实施全面风险管理都可以显著缓解融资约束。

表 9 稳健性检验——差异化融资约束指标

| | KZ 指数 | | WW 指数 | |
|--------|-------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
| | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ERM | -1.895 *** (-20.598) | -0.138 (-0.538) | -0.026 *** (-9.182) | -0.011 ** (-2.157) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.370 *** (3.410) | 4.014 *** (8.225) | -0.042 *** (-3.432) | -0.029 *** (-2.829) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 16 670 | 16 670 | 14 576 | 14 576 |

2. 严格 ERM 评判标准

实施全面风险管理是企业长期的经营决策,企业开始着手建立全面风险管理体系到企业建成完整全面风险管理体系往往需要多年时间(Berry-Stölzle and Xu, 2018)。此外,一些企业设立的审计与风险管理委员会、投资与风险管理委员会等部门可能并不属于将全面风险管理上升到企业战略层面,仍然处在风险管理委员会建设阶段。因此,本文进一步严格了实施全面风险管理和风险管理委员会的评判标准,利用文本分析法,将处在全面风险管理建设阶段的企业的 ERM 和风险管理委员会数据赋值为 0。表 10 中第(1) — (2) 列列示了严格评判标准后的 ERM 数据回归的结果,第(3) — (4) 列列示了严格评判标准后的风险管理委员会数据回归的结果。从表中可以看出,采用严格评判标准后的回归结果同样表明实施全面风险管理可以有效缓解企业的融资约束。

表 10 稳健性检验——严格 ERM 评判标准

| | 严格 ERM 评判标准 | | 严格风险管理委员会评判标准 | |
|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ERM | -0.126 *** (-10.475) | -0.505 *** (-23.916) | | |
| Committee | | | -0.181 *** (-11.202) | -1.508 *** (-23.927) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.839 *** (30.941) | 2.396 *** (47.071) | 2.946 *** (32.925) | 2.678 *** (45.221) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 21 035 | 21 035 | 21 035 | 21 035 |

3. 差异化 ERM 指标

在上述研究中,本文均将全面风险管理定义为一个二值变量,该方法的优点是简单和直观,但也存在一些问题。比如,一些企业可能实施了全面风险管理,却不会在财报中披露,也有可能一些企业虽然没有明确提出实施全面风险管理,但公司内部的一些治理或经营模式其实符合全面风险管理的理念,达到了实施全面风险管理的效果。此外,简单的二值变量也可能无法对全面风险管理实施的有效性进行衡量(陈华等,2019)。因此,本部分在对全面风险管理实施的有效性作进一步量化时参考了 COSO 委员会 2017 年发布的“Enterprise Risk Management: Integrating with Strategy and Performance”^①。COSO(2017)认为实施全面风险管理的目标包括战略目标、经营目标、报告目标和合规目标。本文对上述目标做进一步的量化,加总后作为全面风险管理有效性指标(ERM_Efficiency)的代理指标:

$$ERM_Efficiency_{it} = \sum_{k=1}^2 Strategy_Objective_{ik} + \sum_{k=1}^2 Operation_Objective_{ik} + Reporting_Objective_i + \sum_{k=1}^2 Compliance_Objective_{ik} \quad (5)$$

(5)式中: $Strategy_Objective_{i1} = \frac{Sales_i - \mu_{Sales_i}}{\sigma_{Sales_i}}$ 用于衡量企业*i*从战略层面在行业内取得的竞争优势;

$Strategy_Objective_{i2} = \frac{Beta_{i\alpha} - \mu_{Beta_{i\alpha}}}{\sigma_{Beta_{i\alpha}}}$,用于衡量企业*i*制定战略目标后在行业内的总体系统性

风险水平,其中 $Sales_i$ 表示销售额, $Beta_{i\alpha}$ 由个股一年总市值加权的Beta值表示, μ_{Sales_i} 、 $\mu_{Beta_{i\alpha}}$ 分别刻画企业*i*所处行业的平均销售额和平均系统性风险, σ_{Sales_i} 、 $\sigma_{Beta_{i\alpha}}$ 分别刻画企业*i*所处

行业的销售额和系统性风险的波动率。 $Operation_Objective_{i1} = \frac{Sales_i}{Total_Assets_i}$,用于衡量企业*i*资

本投入效率; $Operation_Objective_{i2} = \frac{Sales_i}{Number_of_Employees_i}$,用于衡量企业*i*人员产出效率,其

中, $Total_Assets$ 表示总资产, $Number_of_Employees$ 表示总雇员数。 $Reporting_Objective_i$ 用于衡量企业*i*的报告目标,用上交所和深交所公布的信息质量评分表示。 $Compliance_Objective_{i1} =$

$\frac{Auditor_Fees_i}{Total_Assets_i}$,用于衡量企业*i*为了达成合规目标付出的审计成本; $Compliance_Objective_{i2} =$

$\frac{Loss_Reserves_i}{Total_Assets_i}$,用于衡量企业*i*为了达成合规目标计提的损失准备金。其中 $Auditor_Fees$ 表示

每年的审计费支出, $Loss_Reserves$ 表示为了应对诉讼、商誉减值等计提的损失准备金。

在此基础上,本文建立面板回归模型检验全面风险管理有效性对企业融资约束的影响。为保证指标的准确性和回归结果的可靠性,剔除了构造ERM有效性指标时上述目标变量缺失的样本。表11列示了替换ERM指标后的回归结果。从表中可以看出,全面风险管理的效果越显著,缓解企业融资约束的效果越明显。

①资料来源:https://www.chinacoop.gov.cn/UploadFiles/Article/2018/5/201805151041303841.pdf。

表 11 稳健性检验——差异化 ERM 指标

| | 融资约束 | 内源融资约束 | 外源融资约束 |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|------------------------|
| <i>ERM_Efficiency</i> | -0.0023 *** (-4.9805) | -0.0157 *** (-3.8935) | -0.0015 (-0.4818) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.8186 ** (1.9791) | -11.5785 (-1.4275) | -5.2648 * (-1.9532) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 14 970 | 14 970 | 14 970 |

(四) 剔除特定样本

本文选择 2007—2021 年中国 A 股上市的非金融类企业数据进行实证分析,在时间跨度上包含了 2008 年金融危机。此外,无论是组建风险管理委员会,还是向董事会做全面风险管理报告、聘任首席风险官,都需要企业投入大量人力物力。由于全面风险管理需要付出一定的成本,经营业绩较差的企业可能不会选择实施。因此,本文分别剔除 2011 年之前的样本以及总资产回报率(ROA)后 20%和 40%的样本,进一步检验模型的稳定性。表 12 中第(1)—(2)列列示了剔除 2011 年之前的样本的回归结果,第(3)—(4)列和(5)—(6)列分别列示了剔除总资产回报率后 20%和 40%的样本的回归结果。从表中可以看出,剔除了特定样本后,回归结果依然稳健。

表 12 稳健性检验——剔除特定样本

| | 剔除特定时间样本 | | 剔除 ROA 后 20% | | 剔除 ROA 后 40% | |
|------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 | 极大似然估计法 | Heckman 两步法 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>ERM</i> | -0.126 *** (-9.576) | -0.504 *** (-17.222) | -0.113 *** (-8.229) | -0.443 *** (-17.444) | -0.080 *** (-3.838) | -0.353 *** (-13.560) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 2.882 *** (30.791) | 2.500 *** (41.738) | 2.811 *** (27.717) | 2.548 *** (47.246) | 2.756 *** (24.212) | 2.588 *** (48.969) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 18 238 | 18 238 | 15 821 | 15 821 | 11 041 | 11 041 |

(五) 内生性问题

1. 联立方程组模型

为了控制可能存在的双向因果问题,本文进一步采用了联立方程组模型。

$$FC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ERM_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_p + \lambda_t + \lambda_d + \nu_{it} \tag{6.1}$$

$$ERM_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 FC_{it} + \varphi_2 X_{it} + \lambda_p + \lambda_t + \lambda_d + \varepsilon_{it} \tag{6.2}$$

$$IFC_{it} = \delta_0 + \delta_1 ERM_{it} + \delta_2 X_{it} + \lambda_p + \lambda_t + \lambda_d + \tau_{it} \tag{7.1}$$

$$ERM_{it} = \eta_0 + \eta_1 IFC_{it} + \eta_2 X_{it} + \lambda_p + \lambda_t + \lambda_d + \zeta_{it} \tag{7.2}$$

$$EFC_{it} = \beta_0 + \beta_1ERM_{it} + \beta_2X_{it} + \lambda_p + \lambda_t + \lambda_d + \rho_{it} \tag{8.1}$$

$$ERM_{it} = \gamma_0 + \gamma_1EFC_{it} + \gamma_2X_{it} + \lambda_p + \lambda_t + \lambda_d + \mu_{it} \tag{8.2}$$

方程(6.1) 和方程(6.2)、方程(7.1) 和方程(7.2)、方程(8.1) 和方程(8.2) 分别组成联立方程组。其中, $\alpha_0 \sim \alpha_2, \varphi_0 \sim \varphi_2, \delta_0 \sim \delta_2, \eta_0 \sim \eta_2, \beta_0 \sim \beta_2, \gamma_0 \sim \gamma_2$ 是待估参数, X_{it} 为方程(1) 中解释企业融资约束变化的控制变量的向量, λ_p, λ_t 和 λ_d 分别代表地区、时间和行业固定效应, $\nu_{it}, \varepsilon_{it}, \tau_{it}, \zeta_{it}, \rho_{it}, \mu_{it}$ 代表随机扰动项。

表 13 中汇报了联立方程组模型的估计结果, (1) — (3) 列分别为企业融资约束、内源融资约束、外源融资约束与实施全面风险管理之间的估计结果。为了充分利用方程之间的相互关系, 使估计更有效率, 本文采用三阶段最小二乘法 (3SLS) 对联立方程组模型进行估计。从表 13 中可以看出, 考虑了企业融资约束与实施全面风险管理决策间的双向因果关系后, 实施全面风险管理仍显著降低企业的融资约束水平。内外源融资约束与实施全面风险管理间的关系则与采用处理效应模型汇报的结果存在差异性。从联立方程组模型汇报的结果看, 实施全面风险管理会同时降低企业的内源融资约束和外源融资约束, 只是对外源融资约束的影响程度更大。

表 13 联立方程组模型回归结果

| | 融资约束 | 内源融资约束 | 外源融资约束 |
|------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>ERM</i> | -0.792 *** (-5.709) | -0.429 ** (-2.054) | -3.104 *** (-5.695) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | 1.489 *** (6.619) | 1.516 *** (4.403) | -2.348 *** (-2.660) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 26 868 | 26 868 | 26 868 |

注: 因版面所限, 表 13 汇报了方程(6.1)、方程(7.1) 和方程(8.1) 的回归结果。

2. 工具变量法

为进一步处理变量 *ERM* 与模型估计的残差相关引致的内生性问题, 本文使用工具变量法重新进行回归。现有研究表明, 早年的经历会对管理者的行为决策产生重要影响, 其中创伤和苦难的经历尤为明显 (Dittmar and Duchin, 2015)。“大饥荒”经历会使管理者更加保守, 并直接体现在企业的风险决策上 (胡国柳等, 2019)。有过苦难经历的管理者风险规避倾向更高, 风险容忍程度更低, 公司的历史经营中风险事件的发生概率和损失程度也更小 (Bernile et al., 2017), 使得有过“大饥荒”经历的管理者认为全面风险管理缺乏必要性, 降低了全面风险管理实施的可能性。

同时, 全面风险管理理论最初在发达国家诞生和发展, 我国在这方面起步较晚。发达国家风险管理意念更强, 制度更为完善, 也更有可能会在高等教育中普及全面风险管理理念, 树立全面风险管理意识。因此, 有过海外留学经历的高管更有可能学习过全面风险管理的相关知识并帮助公司实施。此外, 拥有海外留学经历的企业高管也能够更快接受国内外先进的知识, 这也有助于全面风险管理的落实。

在排他性方面, 无论是高管的海外留学经历还是董事长或总经理是否有过“大饥荒”经

历,都是在其进入公司前的个人经历,难以对企业的融资约束产生直接影响,也没有证据表明它们之间存在相关性关系。因此,本文选择企业高管的海外留学经历(*Oversea*)和董事长和总经理“大饥荒”经历(*Cohort*)作为工具变量进行两阶段 GMM 回归。在过度识别检验和弱工具变量检验的基础上,为了进一步检验工具变量的排他性,本文参考李政和李鑫(2022)的做法,使用近似零方法(LTZ)检验工具变量非完全外生时估计结果的稳健性。

工具变量法两阶段 GMM 回归结果以及相关检验结果如表 14 所示。表 14 第(1)和(2)列报告了两阶段最小二乘法估计的结果。其中工具变量的一阶段 *F* 统计量大于 10% 偏误水平下 Stock-Yogo 的临界值,表明不存在弱工具变量问题。识别不足检验的 Kleibergen-Paaprk LM 统计量也大于 1% 显著性水平的临界值,拒绝了工具变量识别不足的原假设。过度识别检验中,Hansen J 统计量的 *P* 值也远大于 0.10,不能拒绝工具变量是外生的原假设,验证了工具变量选取的合理性。基于近似零方法(LTZ)可以发现,即使选取的工具变量是近似外生的,*ERM* 对融资约束的影响依然显著存在,从而进一步论证了本文结论的稳健性。

表 14 工具变量法检验结果

| | 第一阶段回归 | 第二阶段回归 | 近似零方法(LTZ) |
|----------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>ERM</i> | | -0.357*** (-5.141) | -0.353** (-2.506) |
| <i>Oversea</i> | 0.029*** (5.857) | | |
| <i>Cohort</i> | -0.017** (-2.456) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | -1.381*** (-20.371) | 2.183*** (21.196) | 2.189*** (11.025) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 弱工具变量检验 | 20.326 | 20.326 | |
| Stock-Yogo 临界值 | [19.93] | [19.93] | |
| 识别不足检验 | 40.588*** | 40.588*** | |
| <i>P</i> 值 | {0.000} | {0.000} | |
| 过度识别检验 | 0.476 | 0.476 | |
| <i>P</i> 值 | {0.490} | {0.490} | |
| 样本数 | 26 868 | 26 868 | 26 868 |

注:第(1)列括号()内的数值为经过 Robust Standard Error 修正后的 *t* 值,第(2)列和第(3)列括号()内的数值为经过 Robust Standard Error 修正后的 *z* 值,括号[]内的数值为临界值,括号{}内的数值为检验的 *P* 值;***、** 分别表示 1%和 5%的显著性水平。

六、机制检验

本文提出实施全面风险管理影响企业融资约束的四条可能路径:降低第一类代理成本和第二类代理成本、提升信息披露质量和降低系统性风险,即信号传递机制和风险共保机制。参考马宁(2019)、董竹等(2020)的研究成果,本文选取管理费用率来度量第一类代理成本;选取资金占用水平指标,即其他应收款年末余额占年末总资产比例来度量第二类代理成本。此外,参考林长泉等(2016)、刘惠好和冯永佳(2020)的做法,本文利用沪深证券交易所公开的信息披露质量评级作为上市企业信息披露质量的测度标准,企业的信息披露质量由高到低依次为“优秀”“良好”“及格”“不及格”,将其赋值为 4、3、2 和 1。本文选择国泰安

数据库中的综合市场年 Beta 值对上市企业的系统性风险进行度量,其中,选择沪深市场综合回报率作为市场回报率。由于极大似然估计法无法收敛,因此,机制检验采用的是 Heckman 两步法对处理效应模型进行估计。

从表 15 回归结果可以看出,实施全面风险管理显著增加了企业的第一类代理成本和第二类代理成本,说明实施全面风险管理并不能通过降低第一类代理成本和第二类代理成本来缓解企业的融资约束,企业建立全面风险管理体系使得企业的内部机构和职能复杂化,增加了企业的双重代理成本;而实施全面风险管理可以显著提高企业的信息披露质量;除此之外,实施全面风险管理还可以显著降低企业的系统性风险。综合来看,表 15 的回归结果说明信号传递机制和风险共保机制是缓解企业融资约束的影响机制。

表 15 机制检验结果

| | 第一类代理成本 | 第二类代理成本 | 信号传递机制 | 风险共保机制 |
|--------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| ERM | 0.053 *** (5.361) | 0.017 *** (5.154) | 0.431 *** (5.215) | -0.375 *** (-10.255) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 截距项 | -4.956 *** (-19.470) | -4.956 *** (-19.470) | -4.495 *** (-15.462) | -4.977 *** (-19.522) |
| 年度固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本数 | 21 035 | 21 035 | 21 035 | 21 035 |

七、总结与建议

基于 2007—2021 年中国 A 股非金融类上市企业数据,本文利用处理效应模型对当前中国企业实施全面风险管理如何影响企业融资约束进行了实证检验,实证结果表明实施全面风险管理对企业的融资约束具有显著影响。具体而言,有以下结论:(1)实施全面风险管理会增加企业的内源融资约束,但会显著弱化外源融资约束,总体上可以显著缓解融资约束。(2)不同的全面风险管理执行方式对企业融资约束也会产生差异化的影响,设立首席风险官相比做全面风险管理报告和成立风险管理委员会更能缓解企业的融资约束。(3)不同的营商环境和企业性质的企业,实行全面风险管理都会显著缓解企业的融资约束。(4)实施全面风险管理增加了企业的双重代理成本,但同时改善了企业的信息披露质量,降低了企业的系统性风险。

根据上述研究,本文提出以下政策建议:一是积极推动企业建立全面风险管理体系,将风险管理上升至企业总体层面,减少风险管理重复支出,提升信息披露质量,降低系统性风险和企业面临的信息不对称程度,从而有助于企业更易或以更低的成本吸引外部投资、获取银行信贷融资,最终缓解企业的融资约束;二是鉴于不同的全面风险管理执行方式对企业融资约束的影响程度不同,应鼓励企业积极建立风险管理委员会、雇佣 CRO 以及定期向董事会做全面风险管理报告,将企业全面风险管理上升到战略层面,更有助于缓解企业的融资约束;三是企业的外部营商环境可以弱化实施全面风险管理与企业面临的融资约束的负相关关系,因而,处于外部营商环境较差的企业面临的信息不对称程度更高,获取融资的途径也

更单一,更应当建立企业全面风险管理制度,加强信息披露,降低内外部信息不对称程度,从而缓解企业面临的融资约束。

本文的研究结论对客观认识、探索缓解国内企业面临的融资约束之路具有一定的参考价值。但与此同时,本文仍有一些难以避免的局限性:(1)在全面风险管理指标的设定上,本文使用文本分析法在上市公司财报中搜取关键词判断其是否实施了全面风险管理,但部分公司可能实施了全面风险管理却并未在财报中披露,也可能实施了几年出于各种原因又取消了,虽然本文采取差异化全面风险管理指标检验和生存分析数据集检验来尽量解决这些问题,但也难以保证数据的完全准确。(2)全面风险管理往往是一个企业的长期战略,其对企业各方面的影响可能也是复杂且长期的,而本文的研究更偏向于全面风险管理对企业的短期影响,这是本文的一个局限性。这在一定程度上也会对实证结果产生影响。(3)机制检验结果表明,信号传递机制和风险共保机制是缓解企业融资约束的影响机制。但全面风险管理是否还会通过其他机制对融资约束产生影响仍有待进一步的研究。在未来的研究中,我们将会进一步探索全面风险管理的理论与实践,尤其是对全面风险管理的长效机制以及全面风险管理对融资约束的影响渠道进行更为深入系统的研究。

参考文献:

1.陈华、杜霞、王丽珍, 2019:《全面风险管理对企业经营效率的影响——基于 45 家寿险公司的实证研究》,《保险研究》第 2 期。

2.董竹、张欣、李雨奇, 2020:《股票流动性对企业研发投入的影响——融资约束和代理成本的中介作用与调节作用》,《财经论丛》第 8 期。

3.胡国柳、赵阳、胡珺, 2019:《D&O 保险、风险容忍与企业自主创新》,《管理世界》第 8 期。

4.姜付秀、石贝贝、马云飙, 2016:《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第 6 期。

5.鞠晓生、卢荻、虞义华, 2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第 1 期。

6.李政、李鑫, 2022:《数字普惠金融与未预期风险应对:理论与实证》,《金融研究》第 6 期。

7.林长泉、毛新述、刘凯璇, 2016:《董秘性别与信息披露质量——来自沪深 A 股市场的经验证据》,《金融研究》第 9 期。

8.刘惠好、冯永佳, 2020:《经济政策不确定性、信息披露与债务融资——基于债权人异质性视角》,《经济经纬》第 1 期。

9.罗炜、朱春艳, 2010:《代理成本与公司自愿性披露》,《经济研究》第 10 期。

10.马宁, 2019:《风险投资、企业会计信息透明度和代理成本》,《管理评论》第 10 期。

11.梅建明、邵鹏程, 2022:《政府参股与社会资本企业性质对 PPP 融资约束的影响研究》,《软科学》第 8 期。

12.孙雪娇、翟淑萍、于苏, 2019:《柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据》,《中国工业经济》第 3 期。

13.王嘉鑫、汪芸倩、张龙平, 2020:《利率管制松绑、企业会计信息披露质量与融资约束》,《经济管理》第 4 期。

14.王茹婷、彭方平、李维、王春丽, 2022:《打破刚性兑付能降低企业融资成本吗?》,《管理世界》第 4 期。

15.王小鲁、樊纲、马光荣, 2017:《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》,社会科学文献出版社。

16.魏浩、白明浩、郭也, 2019:《融资约束与中国企业的进口行为》,《金融研究》第 2 期。

17.吴秋生、黄贤环, 2017:《财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解》,《中国工业经济》第 9 期。

18.杨冕、袁亦宁、万攀兵, 2022:《环境规制、银行业竞争与企业债务融资成本——来自“十一五”减排政策的证据》,《经济评论》第 2 期。

19.杨胜刚、王芍、张欣琦、阳旻, 2021:《外汇风险对冲、融资约束与现金股利分配》,《经济评论》第 2 期。

20.朱凯、陈信元, 2009:《金融发展、审计意见与上市公司融资约束》,《金融研究》第 7 期。

21.Ai, J., V. Bajtelsmit, and T. Y. Wang. 2018. "The Combined Effect of Enterprise Risk Management and Diversification on Property and Casualty Insurer Performance." *Journal of Risk and Insurance* 85(2): 513-543.

22. Aretz, K., M. Campello, and M. T. Marchica. 2020. "Access to Collateral and the Democratization of Credit: France's Reform of the Napoleonic Security Code." *Journal of Finance* 75(1): 45–90.
23. Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and P. Honohan. 2009. "Access to Financial Services: Measurement, Impact, and Policies." *World Bank Research Observer* 24(1): 119–145.
24. Bernile, G., V. Bhagwat, and P. R. Raw. 2017. "What Doesn't Kill You Will Only Make You More Risk-Loving: Early-Life Disasters and CEO Behavior." *The Journal of Finance* 72(1): 167–206.
25. Berry-Stölzle, T. R., and J. Xu. 2018. "Enterprise Risk Management and the Cost of Capital." *Journal of Risk and Insurance* 85(1): 159–201.
26. Bohnert, A., N. Gatzert, R. E. Hoyt, and P. Lechner. 2019. "The Drivers and Value of Enterprise Risk Management: Evidence from ERM Ratings." *European Journal of Finance* 25(3): 234–255.
27. Bromiley, P., M. McShane, A. Nair, and E. Rustambekov. 2015. "Enterprise Risk Management: Review, Critique, and Research Directions." *Long Range Planning* 48(4): 265–276.
28. Chaney, T. 2008. "Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade." *American Economic Review* 98(4): 1707–1721.
29. Dittmar, A., and R. Duchin. 2015. "Looking in the Rearview Mirror: The Effect of Managers' Professional Experience on Corporate Financial Policy." *Review of Financial Studies* 29(3): 565–602.
30. Eckles, D. L., R. E. Hoyt, and S. M. Miller. 2014. "The Impact of Enterprise Risk Management on the Marginal Cost of Reducing Risk: Evidence from the Insurance Industry." *Journal of Banking & Finance* 43: 247–261.
31. Gertler, M. 1992. "Financial Capacity and Output Fluctuations in an Economy with Multi-Period Financial Relationships." *The Review of Economic Studies* 59(3): 455–472.
32. Grace, M. F., J. T. Leverty, R. D. Phillips, and P. Shimpf. 2015. "The Value of Investing in Enterprise Risk Management." *Journal of Risk and Insurance* 82(2): 289–316.
33. Gryglewicz, S., S. Mayer, and E. Morellec. 2021. "Optimal Financing with Tokens." *Journal of Financial Economics* 142(3): 1038–1067.
34. Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. 2010. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index." *Review of Financial Studies* 23(5): 1909–1940.
35. Hann, R. N., M. Ogneva, and O. Ozbas. 2013. "Corporate Diversification and the Cost of Capital." *Journal of Finance* 68(5): 1961–1999.
36. Heckman, J. J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47(1): 153–161.
37. Hoyt, R. E., and A. P. Liebenberg. 2011. "The Value of Enterprise Risk Management." *Journal of Risk and Insurance* 78(4): 795–822.
38. Jin, M., S. N. Zhao, and S. C. Kumbhakar. 2019. "Financial Constraints and Firm Productivity: Evidence from Chinese Manufacturing." *European Journal of Operational Research* 275(3): 1139–1156.
39. Kuo, Y. F., Y. M. Lin, and H. F. Chien. 2021. "Corporate Social Responsibility, Enterprise Risk Management, and Real Earnings Management: Evidence from Managerial Confidence." *Finance Research Letters* 41, 101805.
40. Lechner, P., and N. Gatzert. 2018. "Determinants and Value of Enterprise Risk Management: Empirical Evidence from Germany." *The European Journal of Finance* 24(10): 867–887.
41. Malik, M. F., M. Zaman, and S. Buckby. 2020. "Enterprise Risk Management and Firm Performance: Role of the Risk Committee." *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 16(1), 100178.
42. Mayers, D., and C. Smith. 1982. "On the Corporate Demand for Insurance." *The Journal of Business* 55: 281–296.
43. Modigliani, F., and M. H. Miller. 1958. "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment." *American Economic Review* 48: 261–297.
44. Muuls, M. 2015. "Exporters, Importers and Credit Constraints." *Journal of International Economics* 95(2): 333–343.
45. Myers, S. C., and N. S. Majluf. 1984. "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have." *Journal of Financial Economics* 13(2): 187–221.
46. Naseem, T., F. Shahzad, G. A. Asim, I. U. Rehman, and F. Nawaz. 2020. "Corporate Social Responsibility Engagement and Firm Performance in Asia Pacific: The Role of Enterprise Risk Management." *Corporate Social*

- Responsibility and Environmental Management* 27(2): 501–513.
47. Nguyen, D. K., and D. T. Vo. 2020. “Enterprise Risk Management and Solvency: The Case of the Listed EU Insurers.” *Journal of Business Research*, 113:360–369.
48. Ojeka, S. A., A. Adegboye, K. Adegboye, O. Alabi, M. Afolabi, and F. Iyoha. 2019. “Chief Financial Officer Roles and Enterprise Risk Management: An Empirical Based Study.” *Heliyon* 5(6), e1934.
49. Pagach, D., and R. Warr. 2011. “The Characteristics of Firms that Hire Chief Risk Officers.” *Journal of Risk and Insurance* 78(1): 185–211.
50. Perez-Cornejo, C., E. de Quevedo-Puente, and J. B. Delgado-Garcia. 2019. “How to Manage Corporate Reputation? The Effect of Enterprise Risk Management Systems and Audit Committees on Corporate Reputation.” *European Management Journal* 37(4): 505–515.
51. Silva, J. R., A. F. Da Silva, and B. L. Chan. 2019. “Enterprise Risk Management and Firm Value: Evidence from Brazil.” *Emerging Markets Finance and Trade* 55(3): 687–703.
52. Wang, T. S., Y. M. Lin, E. M. Werner, and H. H. Chang. 2018. “The Relationship between External Financing Activities and Earnings Management: Evidence from Enterprise Risk Management.” *International Review of Economics & Finance* 58: 312–329.
53. Wang, X., S. Deng, and I. Alon. 2021. “Women Executives and Financing Pecking Order of GEM-Listed Companies: Moderating Roles of Social Capital and Regional Institutional Environment.” *Journal of Business Research* 136: 466–478.
54. Whited, T. M., and G. J. Wu. 2006. “Financial Constraints Risk.” *Review of Financial Studies* 19(2): 531–559.

Enterprise Risk Management and Financing Constraints

Wang Zhengwen^{1,2}, Li Weizheng¹, Dan Yuwan³ and Geng Zhixiang¹

(1: Economics and Management School, Wuhan University;

2: Ningbo National Institute of Insurance Development, Wuhan University;

3: Anhui Branch of China Development Bank)

Abstract: Enterprise risk management is an important measure to prevent financial systemic risk from the demand side. Based on the data of China's A-share listed non-financial enterprises from 2007 to 2021, this paper utilizes textual analysis to construct enterprise risk management (ERM) indicators, based on which it empirically tests whether comprehensive risk management can effectively alleviate the financing constraints of enterprises by using a treatment effect model. It is found that implementing ERM can significantly reduce a firm's financing constraints in general. In breakdown, the implementation of ERM can reduce the exogenous financing constraint of enterprises, but may increase the endogenous financing constraint of enterprises. The heterogeneity study shows that the implementation of ERM significantly reduces firms' financing constraints in both high and low business environments, state-owned and non-state-owned firms. The results of the mechanism test indicate that the implementation of ERM does not reduce the dual agency costs of firms, but alleviates the financing constraints of firms through signaling mechanisms and risk co-insurance mechanisms. The research in this paper provides empirical evidence for ERM-related theories from the context of transition economies and a new set of solutions for firms to alleviate financing constraints.

Keywords: Enterprise Risk Management, Financing Constraints, Asymmetric Information, Treatment Effect Model

JEL Classification: G32

(责任编辑:赵锐、彭爽)