

DOI: 10.19361/j.er.2023.06.08

# 联合授信制度与企业违规行为治理

沈璐 向锐\*

**摘要:** 企业违规行为严重影响资本市场的健康发展。如何有效抑制企业违规行为已成为学术界与实务界重点关注的问题。本文利用2018年实施的《银行业金融机构联合授信管理办法(试行)》作为准自然实验,检验联合授信制度对企业违规行为的监督治理效应。研究发现,联合授信制度能够有效抑制企业违规行为,且该效应集中于管理层未持股、无机构投资者进行实地调研的企业。进一步检验发现,联合授信制度显著降低了企业的违规倾向,但对稽查概率无显著影响。区分企业违规行为类型的检验表明,联合授信制度对企业信息披露违规行为与经营活动违规行为均能起到抑制作用。作用机制检验证实,联合授信制度通过降低企业过度融资、提升企业内部控制质量从而抑制企业违规行为。研究结论不仅为新兴市场中债权人的监督治理效应提供经验证据,也对促进资本市场健康发展具有启示意义。

**关键词:** 联合授信;过度融资;内部控制

**中图分类号:** F832.2;F275

## 一、引言与文献回顾

近年来,我国资本市场迅速发展,证券监管体系逐步完善,对企业违规行为的打击力度不断加强,但企业违规行为事件仍然屡见不鲜。例如,明天集团利用大股东身份违规操纵包商银行股东大会,通过注册空壳公司、开展不正当关联交易等手段套取信贷资金进行利益输送。在2005—2019年期间累计占用包商银行1500余亿元资金,并且全部转为不良贷款,最终导致包商银行资不抵债,被中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会联合接管<sup>①</sup>。那么,银行业金融机构作为外部债权人,为何不仅没能有效发挥监督治理效应,识别并抑制企业违规行为,还进行过度放贷,使债权处于高度风险中?

基于上述问题,学术界展开广泛讨论。田利辉(2005)认为由于预算软约束的存在,我国银行业金融机构不仅未能发挥监督治理效应,甚至为管理层的公款消费和寻租腐败行为提

\* 沈璐,四川大学商学院,邮政编码:610064,电子信箱:287521936@qq.com;向锐(通讯作者),四川大学商学院,邮政编码:610064,电子信箱:xiangrui@scu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金项目“中国情境下学者独董参与治理、影响机制与企业经济后果”(批准号:18BGL091)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

①资料来源:新浪财经(<https://finance.sina.com.cn/wm/2020-08-03/doc-iivhvpwx8921647.shtml?cref=cj>)。

供资金支持,加剧代理冲突,助推企业违规行为。冉茂盛和李文洲(2015)发现当前我国银行业金融机构监管作用有限,难以约束企业内部人的违规掠夺行为。尤其在一股独大的情况下,控股股东通过“隧道效应”转移企业资金的机会主义行为容易诱发其掏空负债的动机,导致控股股东的利益侵占活动与企业的银行贷款呈正相关(Qian and Yeung, 2015)。马永强等(2014)发现由于我国银行业金融机构对贷款企业盈余管理行为的识别能力不足,企业往往通过盈余管理粉饰财务报表以满足银行对企业盈利能力的要求,从而诱发企业信息披露违规。Cornett等(2007)则认为除了能力存在不足外,监督意愿也是影响银行业金融机构发挥监督治理作用的重要因素,银行业金融机构在企业未接近债务违约时,主要关心的是如何维护客户关系而非监督管理层行为。Rajan(1992)证实银行业金融机构为留住客户或提高议价能力,可能允许企业进行盈余管理,降低信息披露透明度,从而降低其从新渠道获得贷款的概率。结合外部环境,Lisowsky等(2017)证实美国银行业金融机构在房地产繁荣时期放松了对建筑企业信息披露的监督,为企业开展信息披露违规行为提供空间。

针对银行业金融机构存在过度授信、监督不力等问题,中国银行保险监督管理委员会在2018年5月印发《银行业金融机构联合授信管理办法(试行)》(下文简称为《联合授信管理办法》),并部署开展试点工作。该办法提出建立信息共享、共同协商联合授信额度和共享融资台账等风险管控机制,并制定企业进入风险预警后的应对和处置预案,补充建立多家银行业金融机构对单一企业的监管机制,明确债权人对企业融资上限和风险管控的监督职能。一方面,该办法要求成员银行按照企业整体负债状况、实际融资需求和经营状况共同确认企业联合授信额度,并加大对企业违反银企协议等违规行为的惩戒力度。另一方面,该办法要求联合授信委员会构建风险预警机制,重点关注公司治理、经营管理等方面可能导致企业偿付困难的因素,为促进企业规范流程管理,提升内部控制质量提供制度支持。综上,考虑到企业发生违规与银行业金融机构的外部监督密切相关,这就为检验联合授信制度能否促进银行业金融机构发挥债权的监督治理作用,有效抑制企业违规行为提供契机。基于此,本文以实施《联合授信管理办法》为准自然实验,从企业违规行为视角切入,运用PSM-DID模型评估联合授信制度的政策效应。

本文的边际贡献如下:第一,为《联合授信管理办法》的政策效应提供了企业层面的经验证据。目前关于债权监督治理是否有效的争论尚未达成一致(刘阳等,2015;Khan and Lo, 2019)。基于当前大型集团企业债务违约事件频发的现实背景,如何引导银行业金融机构有效发挥监管作用已成为防范化解重大金融风险亟待解决的关键问题。作为一项重要的制度创新,仅有少量研究从企业投融资效率视角考察联合授信制度的政策效应(黄飞鸣、童婵, 2021;张碧洲等,2021),鲜有文献研究该制度对企业违规行为的影响,且已有文献对制度实施时间及对应的纳入标准界定需要改进<sup>①</sup>。本文利用该办法作为准自然实验,能够更好识别金融监管和企业违规行为的因果关系,有助于进一步理解宏观经济制度和微观企业行为

①关于联合授信制度的实施时间界定,黄飞鸣和童婵(2021)考虑到实证研究中对样本量的要求,主要以2014年开始在浙江、江苏、福建、重庆、山东等省份进行的联合授信管理为准自然实验,并直接套用2018年《联合授信管理办法》的纳入标准。但由于联合授信制度的推出是在2018年,先前试点省份的样本量较少且标准各不相同,现有评估联合授信制度效果的研究不足以反映当前中国联合授信的发展状况。

的联动关系及其经济后果。第二,本文拓展了企业违规行为影响因素的研究。当前关于企业违规行为影响因素的文献主要聚焦管理层或股东个人特征(陆瑶、胡江燕,2016;戴亦一等,2017)、企业内部治理结构(梁上坤等,2020)、外部监督机制(李从刚、许荣,2020;卜君、孙光国,2020)以及宏观环境视角(董斌、刘慧,2020)。那么,债权人应该如何规范授信管理机制,提高风险防控水平,识别并抑制企业违规行为?本文为企业违规行为的影响因素提供新视角。第三,研究结论具有重要现实意义。评估联合授信制度的政策效应不仅为规范企业治理体系、抑制企业违规行为、防范信贷违约风险、助力资本市场实现高质量发展提供理论支持,而且为促进银行业金融机构积极履行监督治理责任,为政府对其进行后续改革与试点推广提供制度参考,回答了有为政府和有效市场能否有机统一的重要问题。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)联合授信制度与企业违规行为

作为规范多家银行业金融机构向单一企业提供授信的重要管理制度,《联合授信管理办法》一方面要求银行业金融机构严格按照贷款企业的整体负债状况、实际融资需求和经营状况共同确认企业联合授信额度。这有助于抑制银行业金融机构为争抢客户资源放松对贷款企业的监督,降低过度授信,从而削弱企业在获取超过需求的信贷资金后加剧管理层公款消费和寻租腐败等违规行为的可能性(刘阳等,2015)。另一方面,该办法在要求企业及时完整地向联合授信委员会披露所有关联方以及关联交易情况的同时,还要求联合授信委员会设立风险预警机制,重点关注关联交易、公司治理、经营管理等方面可能导致企业偿付困难的因素,并要求对企业可能加大成员银行债权风险的新增融资,采取更加审慎严格的信贷审批标准、风险管控措施和相应风险缓释措施。以上更加严格的信贷约束能够助推银行业金融机构提高风险识别与防控能力,强化债权的监督治理职能,从而促进企业规范流程管理,提升内部控制质量。同时,该办法促使银行业金融机构拓宽监管范围,更为全面、严格地对贷款企业进行贷前信息审查、信贷风险评估以及贷后资金使用情况监督,压缩企业通过盈余管理粉饰财务报表等信息披露违规的空间(Khan and Lo, 2019)。综上,联合授信制度的实施能够促进银行业金融机构加强对企业的监管力度,抑制企业违规行为。因此,本文提出如下假设:

假设 1:联合授信制度能够抑制企业违规行为。

### (二)联合授信制度、管理层持股与企业违规行为

作为企业内部治理的重要部分,管理层激励机制会对企业高管行为产生影响。代理理论指出,为了使管理层自身利益与企业利益趋同,应该对管理层进行必要的股权激励。管理层持股使管理层具有剩余索取权,这不仅能够缓解管理层与股东、债权人等其他利益相关者的代理冲突(徐筱凤等,2019),减少管理层公款消费、寻租腐败等自利行为,还减少了管理层对财务报表进行操纵的可能性(周宏等,2010),有效降低企业的信息不对称程度,抑制企业信息披露违规行为。综上,管理层未持股的企业更可能出现违规行为,故联合授信制度能够更大程度地发挥债权人的监督作用,从而约束管理层的自利行为,抑制企业违规行为。为此,本文提出如下假设:

假设 2:与管理层持股企业相比,联合授信制度能够更为有效地抑制管理层未持股企业

的违规行为。

### (三) 联合授信制度、机构投资者实地调研与企业违规行为

作为企业投资者关系管理工作的重要内容,实地调研为投资者获取企业信息,发挥外部治理作用提供了有效保障。一方面,投资者实地调研往往分散在不同时间,这迫使企业需要持续且频繁地面临更多外界监督,从而促使企业进一步规范生产经营活动,压缩企业违规行为空间(卜君、孙光国,2020)。另一方面,机构投资者进行实地调研的主要场所位于企业内部,投资者不仅能够与管理层、员工进行沟通交流,还能够现场观察企业的真实经营情况,获得更多非文本增量信息(孔东民等,2015),有效降低信息不对称程度,从而削弱内部人通过信息优势谋取私利的动机(杨侠、马忠,2020),增加企业违规行为成本与违规风险。综上,无机构投资者实地调研的企业更可能发生违规行为。因此,联合授信制度能够更大程度地发挥债权人的治理效应,抑制企业违规行为。据此,本文提出如下假设:

假设3:与机构投资者实地调研相比,联合授信制度能够更为有效地抑制无机构投资者实地调研企业的违规行为。

## 三、研究设计

### (一) 样本选取及数据来源

结合数据可得性以及为保证政策发生前后样本规模相对均衡,本文选取沪深两市A股上市企业2014—2020年数据作为研究样本。其中,对企业进行授信的银行业金融机构家数来自Wind数据库,并通过手工整理获得,其余数据来自Wind数据库和CSMAR数据库。本文对研究样本进行了以下处理:(1)剔除金融业样本;(2)剔除ST、\*ST、PT样本;(3)剔除2014年以后上市样本;(4)剔除主要变量存在数据缺失的样本。经上述步骤筛选,本文最终得到3813家企业20652个“企业—年度”样本。为降低极端值的影响,研究对连续变量在1%和99%水平上进行了缩尾(Winsorize)处理。

### (二) 模型设计与变量定义

为检验联合授信制度对企业违规行为的影响,本文运用双重差分模型(DID)以检验被纳入联合授信试点后,企业违规行为的变化。本文的模型如(1)式所示,具体地, $i$ 为企业, $t$ 为年份,Controls为控制变量,Firm为企业个体固定效应,Year为年度固定效应, $\varepsilon$ 为随机扰动项。若H1成立,交互项Post×Treat系数( $\alpha_1$ )应该显著为负,即说明联合授信制度能够抑制企业的违规行为。

$$Numvio_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \beta_1 Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中:被解释变量( $Numvio$ )是企业违规行为的代理变量,数据来源于CSMAR数据库,部分缺失数据通过手工搜集补充。具体而言,企业违规行为既包括擅自改变贷款资金用途、占用企业资产、违规担保、内幕关联交易、违规买卖股票和操纵股价等与经营活动相关的违规行为,也包括虚构利润、虚列资产、虚假记载、推迟披露、重大遗漏和披露不实、一般会计处理不当等与信息披露相关的违规行为。为更好区分样本间违规行为的差异,本文借鉴魏芳和耿修林(2018),采用企业当年违规且被稽查的总次数度量企业违规行为。此外,选取企业是否发生违规行为( $Ifvio$ )、企业违规行为的严重程度( $Degvio$ )用于稳健性检验。具体地,若企业发生违规行为,则 $Ifvio$ 赋值为1,否则为0。企业违规行为的严重程度( $Degvio$ )按照企



业受罚方式度量,若企业未发生违规行为,赋值为 0;若企业受罚方式为其他,赋值为 1;若企业受罚方式为批评或谴责,赋值为 2;若企业受罚方式为罚款、警告或罚没违规所得,赋值为 3。如果企业受到多次或多种处罚,依据最严重的处罚方式赋值。

借鉴江新峰等(2020)、邹洋等(2019),并结合企业财务状况、内外部治理机制与外部环境等影响因素后选取如下表 1 的控制变量。同时,为降低聚类效应对标准误的干扰,回归采用稳健(Robust)估计并且在企业层面进行聚类(Cluster)处理。变量的具体定义见表 1。

表 1		主要变量定义与说明	
变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业违规行为次数	<i>Numvio</i>	企业当年违规行为且被稽查的总次数
解释变量	试点时间哑变量	<i>Post</i>	试点年份(2018 年)及之后取值为 1,否则为 0
	试点企业哑变量	<i>Treat</i>	企业符合《联合授信管理办法》试点标准取值为 1,否则为 0
	试点交互哑变量	<i>Post×Treat</i>	若企业在该年受到《联合授信管理办法》的影响取值为 1,否则为 0
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产的自然对数
	财务杠杆	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	盈利能力	<i>Roa</i>	净利润/资产总额
	企业年龄	<i>Age</i>	企业上市年限加 1 取自然对数
	托宾 Q 值	<i>Tobinq</i>	企业市值/总资产
	第一大股东持股	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	产权性质	<i>State</i>	若企业为国有企业取值为 1,否则为 0
	政治关联	<i>Pc</i>	若董事长或总经理为人大代表或政协委员取值为 1,否则为 0
	股东大会召开次数	<i>Meeting</i>	企业股东大会召开的次数
	地区银行业竞争程度	<i>Bank</i>	1-(前五大银行分支机构数量/全部商业银行分支机构数量)
	事务所规模	<i>Big10</i>	若企业由“十大会计师事务所”审计取值为 1,否则为 0
	分析师关注度	<i>Analyst</i>	跟踪的分析师人数加 1 取自然对数
	地区生产总值增长率	<i>Gdp</i>	企业所在省份的地区生产总值年度增长率
	地区法律环境	<i>Law</i>	若企业所在省份的市场中介组织的发育和法律制度环境评分大于中位数取值为 1,否则为 0

(三) 匹配变量的选择

受限于现实中无法观察到实验组未被纳入联合授信试点的情形,为减少样本选择偏误产生的内生性问题,本文利用倾向得分匹配法(PSM)从控制组中采用半径值为 0.01 的半径匹配(Radius matching)筛选出与实验组最接近的样本为控制组,并以控制组作为参照,检验联合授信制度对企业违规行为的影响,以降低企业间的系统性差异,进而减少单独使用双重差分(DID)方法导致的估计偏误。本文通过逐步回归法选择可能影响企业是否被纳入联合授信制度的因素作为协变量。为满足共同支撑假设,本文将非重合区域样本进行删除后,通过平衡性检验以考察匹配质量及实证结果的有效性。表 2 为平衡性检验的结果。可以发现,实验组和控制组按照前述协变量完成匹配后,各协变量的组间偏差均显著降低,绝对值均小于 4%,且均值均无显著差异,从而为后文回归筛选出较为理想的数据样本,使样本能更好满足双重差分(DID)的要求,有利于检验联合授信制度的真实政策效应。

表 2 平衡性检验

协变量	未匹配 U/匹配 M	实验组	控制组	偏差 (%)	t 值	P 值
Size	U	24.2530	22.0760	196.3	79.97	0.000 ***
	M	24.2530	24.2320	1.9	0.57	0.570
Lev	U	0.6214	0.3981	130.1	48.15	0.000 ***
	M	0.6214	0.6270	-3.3	-1.08	0.280
Roa	U	0.0563	0.0607	-7.8	-2.70	0.007 ***
	M	0.0563	0.0572	-1.5	-0.54	0.586
Age	U	2.9986	2.9123	29.0	11.58	0.000
	M	2.9986	3.0071	-2.8	-0.86	0.387
Tobinq	U	1.3378	2.1315	-75.6	-25.10	0.000 ***
	M	1.3378	1.3363	0.1	0.07	0.947
Top1	U	0.3807	0.3360	29.5	12.56	0.000 ***
	M	0.3807	0.3843	-2.4	-0.70	0.481
State	U	0.6613	0.3048	76.3	31.68	0.000 ***
	M	0.6613	0.6721	-2.3	-0.70	0.486
Bank	U	0.6267	0.6390	-21.5	-8.86	0.000 ***
	M	0.6267	0.6281	-2.5	-0.77	0.440
Big10	U	0.6969	0.6197	16.3	6.55	0.000 ***
	M	0.6969	0.6796	3.7	1.13	0.257
Analyst	U	1.9261	1.3426	50.9	20.60	0.000 ***
	M	1.9261	1.9209	0.5	0.14	0.892
Law	U	0.0642	0.0597	28.2	10.68	0.000 ***
	M	0.0642	0.0643	-0.9	-0.34	0.732

注：\*\*\* 表示在 1% 的水平下显著。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 3 为经过 PSM 匹配后主要变量的描述性统计结果。其中,全样本企业违规行为指标 Numvio 的均值为 0.1818,标准差为 0.6066,与江新峰等 (2020)、邹洋等 (2019)、魏芳和耿修林 (2018) 的统计结果基本一致。这表明各个企业的违规行为情况存在较大差异,研究企业违规行为的影响因素具有现实意义。控制变量的统计结果与现有文献近似,故不再赘述。

表 3 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Numvio	20 111	0.1818	0	0.6066	0	10
Size	20 111	22.2764	22.0866	1.2825	19.9515	26.2497
Lev	20 111	0.4187	0.4087	0.2009	0.0582	0.8919
Roa	20 111	0.0603	0.0556	0.0677	-0.2351	0.2589
Age	20 111	2.9202	2.9444	0.3070	2.0794	3.4965
Tobinq	20 111	2.0584	1.6467	1.3174	0.8523	9.0714
Top1	20 111	0.3401	0.3190	0.1464	0.0857	0.7366
State	20 111	0.3377	0	0.4729	0	1
Pc	20 111	0.2882	0	0.4529	0	1
Meeting	20 111	3.4066	3	1.7937	1	10
Bank	20 111	0.6379	0.6171	0.0571	0.5381	0.7572
Big10	20 111	0.6268	1	0.4837	0	1
Analyst	20 111	1.3964	1.3863	1.1743	0	3.7842
Gdp	20 111	0.0602	0.0685	0.0171	0.0235	0.0743
Law	20 111	0.8180	1	0.3858	0	1

(二) 实证检验结果及分析

1. 基准回归结果分析

表 4 为模型(1)的检验结果。第(1)列报告了单变量检验结果,  $Post \times Treat$  的系数为-0.1168,并在 1%的水平下通过统计检验,初步证实假设 1,即联合授信试点制度显著抑制了企业的违规行为。第(2)列报告了加入控制变量的检验结果。数据显示,在控制其他影响企业违规行为变量的基础上,  $Post \times Treat$  的系数为-0.0803,并在 1%的水平下通过统计检验。上述结果支持了假设 1,表明《联合授信管理办法》的实施显著抑制了企业的违规行为,证实了监管有效观。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)
$Post \times Treat$	-0.1168 *** (-5.12)	-0.0803 *** (-3.55)
常数项	0.0300 *** (3.28)	-1.2421 (-1.02)
控制变量	No	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
观测样本数	20 111	20 111
$R^2$	0.0452	0.0649

注:括号内为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。以下各表同。

2. 分组回归结果分析

分组回归结果见表 5。

表 5 分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	管理层持股	管理层未持股	有机构投资者 实地调研	无机构投资者 实地调研
$Post \times Treat$	-0.0512 * (-1.69)	-0.1032 *** (-3.07)	-0.0408 (-0.92)	-0.1066 *** (-4.42)
$Suest\ test$	chi2(1) = 3.85 ** P = 0.0497		chi2(1) = 4.04 ** P = 0.0444	
常数项	0.3458 (0.22)	-2.3772 (-1.03)	-2.2466 (-1.27)	-0.6439 (-0.36)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测样本数	14 436	5 675	8 482	11 629
$R^2$	0.0872	0.0232	0.0897	0.0366

(1) 考虑管理层持股的影响

为了检验假设 2,本文根据管理层是否持股对模型(1)展开分组检验,结果如表 5 第(1)、(2)列所示。可以发现,  $Post \times Treat$  的系数在管理层未持股组中更加显著,且两组  $Post \times Treat$  的系数差异在 5%的水平下通过显著性检验。该结果支持了假设 2,这可能是由于管理层持股有效缓解了代理冲突,减少管理层公款消费、寻租腐败等违规行为,削弱了管理层对财务报表进行操纵的动机,抑制企业信息披露违规。

(2) 考虑机构投资者实地调研的影响

为了检验假设 3,本文依据是否机构投资者实地调研对模型(1)进行分组检验,结果见表 5 第(3)、(4)列。数据显示, $Post \times Treat$  的系数仅在无机构投资者实地调研组显著,且系数差异在 5%的水平下通过统计检验,该结果证实了假设 3。这既可能是由于机构投资者实地调研有效发挥了外部监督作用,促使企业规范流程管理,压缩企业违规行为空间,也可能是机构投资者实地调研有效降低了信息不对称,增加企业违规行为成本与违规风险,抑制企业违规行为。

(三) 稳健性检验

1.DID 平行趋势假设检验

本文使用动态回归模型(2)以检验样本是否满足平行趋势要求。其中,被解释变量及控制变量同模型(1)。新增解释变量为《联合授信管理办法》实施前后年度的虚拟变量。如  $Post_{t-1}$ 、 $Post_{t+1}$  分别为联合授信试点制度实施前一年及后一年的虚拟变量,并以  $Post_{t-4}$  作为基期。

$$Numvio_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_{t-3} \times Treat_i + \beta_2 Post_{t-2} \times Treat_i + \beta_3 Post_{t-1} \times Treat_i + \beta_4 Post_t \times Treat_i + \beta_5 Post_{t+1} \times Treat_i + \beta_6 Post_{t+2} \times Treat_i + \gamma_i Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \tag{2}$$

表 6 为基于模型(2)的平行趋势检验结果。数据显示,  $Post_{t+1} \times Treat$ 、 $Post_{t+2} \times Treat$  的系数均在 5%的水平下显著为负,且  $Post_{t-3} \times Treat$ 、 $Post_{t-2} \times Treat$ 、 $Post_{t-1} \times Treat$ 、 $Post_t \times Treat$  的系数均不显著。以上结果再次验证假设 1,即联合授信制度显著抑制了企业的违规行为,且该效应存在滞后性。这可能是该制度涉及到较多银行业金融机构,需要一定时间对相关制度建设进行统筹协调与安排管理。

表 6 平行趋势检验结果

	<i>Numvio</i>
$Post_{t-3} \times Treat$	0.0138 (0.53)
$Post_{t-2} \times Treat$	0.0036 (0.12)
$Post_{t-1} \times Treat$	0.0261 (0.83)
$Post_t \times Treat$	-0.0423 (-1.12)
$Post_{t+1} \times Treat$	-0.0699** (-2.26)
$Post_{t+2} \times Treat$	-0.1110** (-2.38)
常数项	-1.2355 (-1.01)
控制变量	Yes
年份固定效应	Yes
企业固定效应	Yes
观测样本数	20 111
$R^2$	0.0651

2.改变匹配方法的检验

为进一步缓解处理组与对照组在企业特征方面的差异,本文通过倾向得分匹配(PSM)



从未被纳入联合授信试点的样本中分别进行 1:1 无放回匹配以及 1:3、1:5 近邻有放回匹配,并重新对模型(1)进行估计。表 7 第(1)至(3)列汇报了更换匹配方法后的估计结果。可以发现,无论采用何种方法匹配后的双重差分估计结果中, $Post \times Treat$  的系数均至少在 5%的水平下通过统计检验,进一步支持了上述研究结论。

表 7 改变匹配方法的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	1:1 无放回匹配	1:3 近邻有放回匹配	1:5 近邻有放回匹配
$Post \times Treat$	-0.0595 ** (-2.07)	-0.0782 *** (-2.71)	-0.0675 ** (-2.49)
常数项	-2.5849 (-1.15)	-3.5837 (-1.49)	-3.2194 (-1.43)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
观测样本数	3 716	4 026	4 902
$R^2$	0.0356	0.0397	0.0373

3. 改变模型的检验

为提升研究结论的稳健性,参照于瑶和祁怀锦(2022),本文对模型(1)进行控制行业和年度的 OLS 回归、Tobit 模型回归、负二项回归和泊松回归,结果见表 8 第(1)至(4)列。数据显示, $Post \times Treat$  的系数均至少在 5%的水平下显著为负,该结果与前文保持一致。

表 8 改变模型的检验结果

	(1) OLS	(2) Tobit	(3) 负二项	(4) 泊松
	$Numvio$	$Numvio$	$Numvio$	$Numvio$
$Post \times Treat$	-0.1008 *** (-4.42)	-0.1008 *** (-3.39)	-0.4160 ** (-2.25)	-0.3797 ** (-2.06)
$Post$	0.0543 *** (3.03)	0.0543 *** (2.70)	0.7539 *** (5.63)	0.7121 *** (5.35)
$Treat$	-0.0246 * (-1.75)	-0.0246 (-1.24)	-0.1722 (-1.21)	-0.1881 (-1.36)
常数项	-0.1961 (-1.35)	-0.1961 (-1.41)	-5.3709 *** (-7.19)	-5.1891 *** (-7.27)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测样本数	20 111	20 111	20 111	20 111
$Pseudo R^2$	0.0794	0.0450	0.0854	0.1346

4. 替换被解释变量的检验

为了更全面地度量企业违规行为,本文分别采用企业是否发生违规行为( $Ifvio$ )、企业违规行为的严重程度( $Degvio$ )作为企业违规行为的代理变量,并分别运用 Logit、Ologit 模型进行检验。表 9 第(1)、(2)列数据显示,替换企业违规行为代理变量后的检验结果未改变前

文研究结论。

5. 替换解释变量的检验

由于部分企业存在年末贷款余额或授信家数数据缺失情况,本文选取当年最邻近月份数据进行补充,这里剔除年末数据缺失样本。表 9 第(3)列回归结果显示, $Post \times Treat$  的系数在 10% 的水平下通过统计检验,与上述结论保持一致。

表 9 替换被解释变量、解释变量的检验结果

	(1) Logit	(2) OLogit	(3) OLS
	<i>Ifvio</i>	<i>Degvio</i>	<i>Numvio</i>
$Post \times Treat$	-0.3232 * (-1.73)	-0.3151 * (-1.70)	-0.0737 * (-1.66)
$Post$	0.8112 *** (6.37)	0.7663 *** (5.98)	
$Treat$	-0.2397 * (-1.73)	-0.2445 * (-1.76)	
常数项	-6.1224 *** (-8.12)		-1.2294 (-0.99)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	
企业固定效应			Yes
观测样本数	20 111	20 111	19 643
$R^2$	0.1071	0.0864	0.0655

五、进一步分析

(一) 异质性检验

1. 违规倾向与违规稽查

由于企业违规行为具有部分可观测性,前文关于企业违规行为的界定只能观测到企业违规行为且被稽查发现的行为,遗漏了部分已发生但未被监管部门稽查的行为。为进一步区分联合授信制度对企业违规行为倾向与违规稽查的差异化影响,本文根据 Poirier(1980) 有关部分可观测二元概率(Bivariable Probit)估计方法的研究,借鉴梁上坤等(2020)的做法,引入违规倾向( $Fraud$ )与违规稽查( $Detect$ )虚拟变量。该模型把企业是否违规分解为违规倾向与违规稽查概率,二者联合概率分布共同决定企业违规行为是否发生。同时,由于企业治理水平是影响违规倾向的重要因素,而企业的业绩变化则更可能增加违规稽查的概率(李从刚、许荣,2020)。因此,结合模型要求并参考李从刚和许荣(2020)、于瑶和祁怀锦(2022)的设计,本文针对违规倾向与违规稽查分别加入不同控制变量。其中,违规倾向的控制变量为:企业规模( $Size$ )、财务杠杆( $Lev$ )、第一大股东持股( $Top1$ )、产权性质( $State$ )、董事会规模( $Board$ )、两职合一( $Dual$ )、独立董事占比( $Indep$ )、股票收益率( $Return$ )和机构投资者持股( $Ins$ )。违规稽查的控制变量为:托宾 Q 值( $Tobinq$ )、事务所规模( $Big10$ )、分析师关注度( $Analyst$ )、企业成长性( $Growth$ )、行业中违规企业数量占比( $Indfraud$ )、股票换手率( $Turnover$ )和股票波动率( $Retvol$ )。上述变量的具体定义见附录 1。

表 10 为联合授信制度对企业违规行为倾向与违规稽查影响的检验结果。可以发现,当被解释变量为违规倾向(*Fraud*)时,*Post*×*Treat* 的系数为-0.6032,且在 10%的水平下通过统计检验。当被解释变量为违规稽查(*Detect*)时,*Post*×*Treat* 的系数为 0.1331,但并不显著。上述结果表明联合授信制度能够有效促进银行业金融机构发挥债权的监督治理作用,从而降低企业的违规倾向,但对稽查概率无显著影响。

表 10 联合授信制度对企业违规行为倾向与违规稽查的影响

	(1)	(2)
	<i>Fraud</i>	<i>Detect</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	-0.6032 * (-1.82)	0.1331 (0.36)
<i>Size</i>	0.0823 ** (2.19)	
<i>Lev</i>	1.2443 *** (9.97)	
<i>Top1</i>	-1.6108 *** (-6.32)	
<i>State</i>	-0.3886 *** (-5.76)	
<i>Board</i>	-0.0583 (-0.41)	
<i>Dual</i>	0.1121 ** (2.41)	
<i>Indep</i>	-0.0050 (-0.01)	
<i>Return</i>	-0.2320 (-0.04)	
<i>Ins</i>	0.1920 (1.50)	
<i>Tobinq</i>		0.0841 *** (3.53)
<i>Big10</i>		-0.1354 *** (-3.26)
<i>Analyst</i>		-0.2317 *** (-5.37)
<i>Growth</i>		-0.0490 (-0.95)
<i>Indfraud</i>		-0.3708 (-0.44)
<i>Retvol</i>		-1.7696 (-0.99)
<i>Turnover</i>		-0.0331 *** (-3.55)
常数项	-1.2233 (-0.97)	-0.8357 * (-1.92)
年份固定效应	Yes	
企业固定效应	Yes	
观测样本数	20 111	
Wald Chi <sup>2</sup>	495.67 ***	
Log likelihood	-6752.9139	

2.信息披露违规行为与经营活动违规行为

为进一步检验联合授信制度对企业不同类型违规行为的影响,本文借鉴陆蓉和常维

(2018)、权小锋等(2016)的研究将企业违规行为划分为信息披露违规行为与经营活动违规行为<sup>①</sup>。表 11 汇报了联合授信制度对企业不同类型违规行为的检验结果。数据显示,  $Post \times Treat$  的系数分别为-0.0496、-0.0626, 且均在 1% 的水平下通过统计检验, 即表明联合授信制度能够有效抑制企业信息披露违规行为与经营活动违规行为。这可能由于联合授信制度提出的信息共享机制降低了银企、各银行业金融机构间的信息不对称程度, 压缩了企业进行违规信息披露的空间。同时, 联合授信机制通过要求成员银行共同测算并协商企业联合授信额度、转变授信谈判模式、建立风险预警机制等措施强化了债权人对企业融资上限和风险管控的监督职能, 从而约束控股股东、管理层的自利行为, 抑制企业经营活动违规行为。

表 11 联合授信制度对企业不同类型违规行为的影响

	(1)	(2)
	信息披露违规行为	经营活动违规行为
$Post \times Treat$	-0.0496 *** (-2.68)	-0.0626 *** (-3.78)
常数项	0.5015 (0.51)	-0.7681 (-0.89)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
观测样本数	20 111	20 111
$R^2$	0.0500	0.0441

(二) 作用机制检验

1. 过度融资

企业的投资与融资行为密切相关, 而且过度融资往往加剧控股股东、管理层的自利行为, 诱使其在获取超过需求的信贷资金后擅自改变资金用途, 诱发公款消费、掏空企业等违规行为(刘阳等, 2015)。前文已证实联合授信制度能够抑制企业违规行为。那么, 《联合授信管理办法》的实施能否通过降低企业过度融资抑制企业违规行为? 参考文春晖等(2018)、Demirgüç-Kunt 和 Maksimovic(1998), 本文对企业实际借款和正常融资需求作差以度量过度融资程度( $Eefr$ )。正常融资需求( $Nefr$ )采用企业成长性融资需求和可实现内生增长融资需求作差度量。具体计算见(3)、(4)式。其中,  $Asset$  为总资产,  $Roe$  为净资产收益率,  $Ld$ 、 $Sd$  分别为长期借款、短期借款。

$$Nefr_{i,t} = (Asset_{i,t} - Asset_{i,t-1}) / Asset_{i,t} - Roe_{i,t} / (1 - Roe_{i,t}) \tag{3}$$

$$Eefr_{i,t} = (Ld_{i,t} + Sd_{i,t}) / Asset_{i,t} - Nefr_{i,t} \tag{4}$$

模型(5)、(6)用来检验“联合授信制度-过度融资-企业违规行为”的作用机制。

$$Eefr_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_i \times Treat_i + \beta_i Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \tag{5}$$

$$Numvio_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_i \times Treat_i + \alpha_2 Eefr_{i,t} + \beta_i Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \tag{6}$$

①信息披露违规行为主要为虚构利润、虚列资产、虚假记载、推迟披露、重大遗漏和披露不实等违规行为, 经营活动违规行为主要为欺诈上市、出资违规、擅自改变资金用途、占用企业资产、违规担保、内幕交易、违规买卖股票和操纵股价等其他违规行为。

表 12 第(1)列为联合授信制度对中介变量企业过度融资的影响,  $Post \times Treat$  的系数为  $-0.0272$ , 且在 1% 的水平下通过统计检验, 证实联合授信制度显著抑制了企业的过度融资程度。第(2)列同时检验了联合授信制度、过度融资对企业违规行为的影响。  $Post \times Treat$ 、 $Eefr$  的系数分别为  $-0.0752$  和  $0.1864$ , 均在 1% 的水平下通过统计检验, 且  $Post \times Treat$  的系数绝对值小于主回归系数(详见表 4 第(2)列), 表明降低企业过度融资为联合授信制度影响企业违规行为的部分中介因子, 即该制度不仅能够直接抑制企业违规行为, 而且能够通过降低企业过度融资抑制企业违规行为。

2. 内部控制

低质量的内部控制加剧了企业的信息风险与代理成本, 为企业的违规行为创造空间(权小锋等, 2016)。《联合授信管理办法》明确要求联合授信委员会设立风险预警机制, 重点关注企业内部治理、经营管理等方面可能导致企业偿付困难的因素。那么, 联合授信制度能否将银行业金融机构的外部管理机制传导至企业内部, 从而促进企业规范流程管理, 提升内部治理水平? 鉴于内部控制是企业重要的内部治理机制, 本文采用深圳 DIB(迪博)公司内部控制与风险管理数据库提供的内部控制指数( $ICQ$ )的自然对数来衡量企业内部控制质量, 该值越大, 企业内部控制质量越高。为此, 本文通过如下模型(7)–(8)以检验“联合授信制度–企业内部控制–企业违规行为”这一可能的机制。其中, 控制变量与模型(1)一致。

$$ICQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \beta_i Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \tag{7}$$

$$Numvio_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_t \times Treat_i + \alpha_2 ICQ_{i,t} + \beta_i Controls_{i,t} + Firm + Year + \varepsilon \tag{8}$$

表 12 第(3)列是联合授信制度对中介变量内部控制指数的回归结果,  $Post \times Treat$  的系数为  $0.0697$ , 且在 5% 的水平下通过统计检验, 表明联合授信制度显著提升了企业的内部控制质量。第(4)列同时检验了联合授信制度、内部控制质量对企业违规行为的影响。  $Post \times Treat$ 、 $ICQ$  的系数分别为  $-0.0773$  和  $-0.0674$ , 均在 1% 的水平下通过统计检验, 且  $Post \times Treat$  的系数绝对值比主回归系数小(详见表 4 第(2)列), 证实提升企业内部控制质量是联合授信制度影响企业违规行为的部分中介因子, 即该制度不仅能够直接抑制企业违规行为, 而且能够通过提升企业内部控制质量抑制企业违规行为。

表 12 作用机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Eefr$	$Numvio$	$ICQ$	$Numvio$
$Post \times Treat$	$-0.0272^{***}$ (-3.32)	$-0.0752^{***}$ (-3.33)	$0.0697^{**}$ (2.19)	$-0.0773^{***}$ (-3.42)
$Eefr$		$0.1864^{***}$ (5.30)		
$ICQ$				$-0.0674^{***}$ (-7.69)
常数项	$0.2836$ (0.83)	$-1.2949$ (-1.07)	$0.0930^{**}$ (2.36)	$-1.8101$ (-1.42)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测样本数	20 111	20 111	20 111	20 111
$R^2$	0.1279	0.0677	0.0280	0.0771



## 六、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

作为多家银行业金融机构对单一企业授信监管的重要机制,联合授信制度为考察金融监管的政策效应提供了研究场景。为此,本文以实施《联合授信管理办法》为准自然实验,运用 PSM-DID 模型检验联合授信制度对企业违规行为的影响。研究发现,联合授信制度有效抑制了企业的违规行为,且该抑制效应主要体现在管理层未持股、无机构投资者进行实地调研的企业,支持了金融监管的有效性。基于违规行为类型及主体的检验表明,联合授信制度主要降低了企业的违规倾向而非稽查概率,且该制度能够同时抑制企业信息披露违规行为与经营活动违规行为。作用机制检验证实,降低企业过度融资与提升企业内部控制质量是联合授信制度抑制企业违规行为的作用机制。本文不仅为新兴市场中债权监督治理的有效性提供了经验证据,而且证实了监管部门加大对企业违规行为的打击力度、促进企业高质量发展等政策的重要现实意义。

### (二) 政策启示

本文研究结论对于推广联合授信试点制度,完善金融监管政策,规范企业治理体系,抑制企业违规行为,助推企业高质量发展具有以下政策启示:

第一,防止金融监管缺位诱发企业违规行为。金融是现代经济的核心,稳定高效的信贷资源供给是助力经济高质量发展的重要因素,但金融监管缺位同样是企业违规行为的助推器。因此,监管机构在推进企业去杠杆的同时,也应该加强对金融供给端进行监管。在总结前期试点经验的基础上,扩大纳入企业范围,推广联合授信试点制度,完善金融监管政策,促进银行业金融机构有效发挥债权人的监督治理作用,全面规范企业治理体系,抑制企业违规行为。

第二,联合授信制度应结合企业内外部治理特征进行综合考量。具体来说,银行业金融机构应通过细化完善联合授信的制度细则,加强授信过程中对管理层未持股、无机构投资者进行实地调研企业贷前信息审查与贷后资金用途监管的关注,重点增强对过度融资、内部控制质量等情况的核查力度和违规行为的监管力度,健全授信管理机制,切实提高银行业金融机构的风险防控水平和债权融资效率,使联合授信在推进企业规范化运作方面真正发挥积极作用。

第三,企业可通过积极参与联合授信制度规范自身行为。企业应该将参加联合授信制度作为契机,优化融资方式与债务结构,提高融资效率。同时,企业应高度重视银行业金融机构的授信政策,明确银行业金融机构确定授信额度过程中重点关注的风险点,查缺补漏完善内部控制制度,加强对管理者的监管和约束,从而抑制企业违规行为,确保企业健康有序地发展。

附录 1

变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	企业规模	Size	企业总资产的自然对数
	财务杠杆	Lev	负债总额/资产总额
	第一大股东持股	Top1	第一大股东持股比例
	产权性质	State	若企业为国有企业取值为 1,否则为 0
	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
	两职合一	Dual	若董事长和总经理是同一人取值为 1,否则为 0
	独立董事占比	Indep	独立董事人数/董事会人数
	股票收益率	Return	企业当年的收益率
	机构投资者持股	Ins	机构投资者持股总数/流通股本
	托宾 Q 值	Tobinq	企业市值/总资产
	事务所规模	Big10	若企业由“十大”会计师事务所审计取值为 1,否则为 0
	分析师关注度	Analyst	跟踪的分析师人数加 1 取自然对数
	企业成长性	Growth	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	行业中违规企业数量占比	Indfraud	当年同行业中违规企业总数/当年上市企业总数
	股票换手率	Turnover	企业当年流通股的年换手率
	股票波动率	Retvol	企业股票日收益率的年度波动率

参考文献：

1.卜君、孙光国,2020:《投资者实地调研与上市公司违规:作用机制与效果检验》,《会计研究》第 5 期。

2.戴亦一、余威、宁博、潘越,2017:《民营企业董事长的党员身份与公司财务违规》,《会计研究》第 6 期。

3.董斌、刘慧,2020:《企业腐败文化与不当行为:效应与机制》,《经济评论》第 6 期。

4.黄飞鸣、童婵,2021:《银行业联合授信机制提高了企业的债权融资效率吗?——基于 PSM-DID 模型的分析》,《江西社会科学》第 3 期。

5.江新峰、张敦力、李欢,2020:《“忙碌”独董与企业违规行为》,《会计研究》第 9 期。

6.孔东民、刘莎莎、陈小林、邢精平,2015:《个体沟通、交易行为与信息优势:基于共同基金访问的证据》,《经济研究》第 11 期。

7.李从刚、许荣,2020:《保险治理与公司违规——董事高管责任保险的治理效应研究》,《金融研究》第 6 期。

8.梁上坤、徐灿宇、王瑞华,2020:《和而不同以为治:董事会断裂带与公司违规行为》,《世界经济》第 6 期。

9.刘阳、黄皖璇、罗荣华,2015:《信息不对称与贷款监督——基于共同授信公告的视角》,《经济学(季刊)》第 14 卷第 4 期。

10.陆蓉、常维,2018:《近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”》,《金融研究》第 8 期。

11.陆瑶、胡江燕,2016:《CEO 与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究》,《南开管理评论》第 2 期。

12.马永强、赖黎、曾建光,2014:《盈余管理方式与信贷资源配置》,《会计研究》第 12 期。

13.权小锋、肖斌卿、尹洪英,2016:《投资者关系管理能够抑制企业违规行为风险吗?——基于 A 股上市公司投资者关系管理的综合调查》,《财经研究》第 5 期。

14.冉茂盛、李文洲,2015:《终极控制人的两权分离、债务融资与资金侵占——基于家族上市公司的样本分析》,《管理评论》第 6 期。

15.田利辉,2005:《国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理》,《管理世界》第 7 期。

16.魏芳、耿修林,2018:《高管薪酬差距的阴暗面——基于企业违规行为的研究》,《经济管理》第 3 期。

17.文春晖、李思龙、郭丽虹、余晶晶,2018:《过度融资、挤出效应与资本脱实向虚——中国实体上市公司 2007—2015 年的证据》,《经济管理》第 7 期。

18.徐筱凤、李寿喜、黄学鹏,2019:《实际控制人、高管激励与上市公司违规行为》,《世界经济文汇》第 5 期。

19.杨侠、马忠,2020:《机构投资者调研与大股东掏空行为抑制》,《中央财经大学学报》第 4 期。

- 20.于瑶、祁怀锦,2022:《混合所有制与民营经济健康发展——基于企业违规行为视角的研究》,《财经研究》第 3 期。
- 21.张碧洲、王胜、谢振,2021:《联合授信、产权性质与企业投资行为》,《国际金融研究》第 2 期。
- 22.周宏、刘玉红、张巍,2010:《激励强度、公司治理与经营绩效——基于中国上市公司的检验》,《管理世界》第 4 期。
- 23.邹洋、张瑞君、孟庆斌、侯德帅,2019:《资本市场开放能抑制上市公司违规吗?——来自“沪港通”的经验证据》,《中国软科学》第 8 期。
- 24.Cornett, M. M., A. J. Marcus, A.Saunders, and H. Tehranian. 2007. “The Impact of Institutional Ownership on Corporate Operating Performance.” *Journal of Banking and Finance* 31(6):1771-1794.
- 25.Demirgüç-Kunt, A., and V. Maksimovic. 1998. “Law, Finance, and Firm Growth.” *Journal of Finance* 53(6):2107-2137.
- 26.Khan, U., and A. K. Lo. 2019. “Bank Lending Standards and Borrower Accounting Conservatism.” *Management Science* 65(11):5337-5359.
- 27.Lisowsky, P., M. Minnis, and A. Sutherland. 2017. “Economic Growth and Financial Statement Verification.” *Journal of Accounting Research* 55(4):745-794.
- 28.Poirier, D. J.1980. “Partial Observability in Bivariate Probit Models.” *Journal of Econometrics* 12(2):209-217.
- 29.Qian, M., and B. Y. Yeung.2015. “Bank Financing and Corporate Governance.” *Journal of Corporate Finance* 32(3):258-270.
- 30.Rajan, R. G. 1992. “Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm’s-Length Debt.” *Journal of Finance* 47(4):1367-1400.

## The Joint Credit System and Governance of Corporate Fraud

Shen Lu and Xiang Rui

(Business School, Sichuan University)

**Abstract:** Corporate fraud seriously hinder the healthy development of the capital market. How to effectively restrain corporate fraud has become a key concern in both academia and practice. This paper uses the Measures for the Administration of Joint Credit Granting of Banking and Financial Institutions (Trial) implemented in 2018 as a quasi-natural experiment, so as to test the supervision and governance effect of the joint credit system on corporate fraud. The study shows that the joint credit system significantly restrains the corporate fraud, and the inhibitory effect is more significant in corporates with no management shareholding or corporates with no institutional investors’ site visit. Further tests show that the joint credit system significantly decreases the likelihood of corporate frauds, rather than the probability of fraud detection. The test of distinguishing the types of fraud shows that the joint credit system restrains both information disclosure fraud and business activities fraud. The mechanism test shows that the joint credit system restrains the corporate fraud through restraining corporates’ over-financing and improving the quality of internal controls. The conclusions not only provide empirical evidence for the supervision and governance effect of creditors in emerging markets, but also have certain policy reference significance for promoting the healthy development of the capital market.

**Keywords:** Joint Credit, Over-Financing, Internal Control

**JEL Classification:** G32, G21, G11

(责任编辑:赵锐、彭爽)