

母公司，因此本文理论研究可用于直接分析大型集团企业融资问题。

本文的研究还可提供如下政策建议，旨在更好地保障国有企业与集团企业的整体融资能力。第一，过强的企业资产流动性尽管可以帮企业更好地面对被动型债务危机，但反而可能提高集团国企的主动型违约风险。因此需关注国企的资产流动性规模。第二，2018年《全国法院破产审判工作会议纪要》提及了“如果关联企业之间的法人人格高度混同，则可以让违约企业及其关联企业共同破产清算”的可能性，这是抑制“丢卒保车”式内部转移及其引发的宏观风险的重要方式。可进一步探索完善关联企业破产清算的相关要求。第三，需注重对内部转移行为的监管，且政企关联度的提升未必能有效缓解信用风险。在国企信用风险有所显现时，需加强对内部转型的监管，并且加强公众沟通，稳定市场预期。

政府财会监督与企业信用评级 ——来自财政部会计信息质量随机检查的证据

祝继高 张皓月

健全外部监督体系是强化资本市场制度建设的重要一环，在资本市场会计违法违规行为时有发生现实背景下，如何发挥财会监督作用值得深入探析。当前债券市场存在部分发行主体为满足融资目标实施财务造假的行为，如2024年恒大地产被曝出两年虚增收入共计超5600亿元，在交易所市场面向合格投资者公开发行债券的文件引用了虚假记录的年报数据，存在欺诈发行。恒大地产财务造假事件损害了债券市场信任度，严重影响资本市场投融资功能的实现。如何引导企业在债券融资过程中规范会计信息质量，促进债券市场的流动性，构成了学界和实务界共同关心的核心议题。

债权人相对于股东更为保守，更关注企业的会计谨慎性与会计选择。评级机构对债券发行人开展的信用评级是债券市场重要的公

共信息来源。然而，信息获取需要付出一定的成本，财政部作为监管机构开展的财会监督过程具有强制力，能够弥补评级机构难以获得的专有信息。因此，财政部会计信息质量随机检查是评级机构开展评级工作的重要参考依据，系统性研究发债企业的政府财会监督效果很有必要。现有研究均以上市公司作为研究对象，关注政府财会监督对被检查主体决策行为的影响，或对股票市场其他参与主体的纠偏效应。鉴于此，本文从债券市场切入，立足于评级机构的信用评级行为，探讨财政部会计信息质量随机检查在债券市场的监督成效。考虑到债券市场中非上市公司数量更多，发债金额更大，且政府财会监督将上市公司与非上市公司均纳入随机检查范围，故本文同时关注了随机检查对非上市公司的影响。

本文从“信息增量效应”与“评级迎合效应”两个方面分析政府财会监督对信用评级的影响。一方面，基于评级机构的信息获取视角，会计信息质量随机检查结果的公布为评级机构提供了增量信息。企业通过纠错整改提升了会计信息质量，会计信息透明度越高，越有助于评级机构捕捉到企业的纠错整改情况，进而提升信用评级。另一方面，随机检查结果的公开会引发债券投资者对被检查企业财务信息准确性的怀疑，不利于企业开展后续的融资活动。此时被检查企业提升信用评级的意愿更为强烈，可能通过提高评级付费等方式寻求更高评级。检查结果对评级的影响也可能基于以发行人付费为主的评级机构的迎合行为，使得评级机构策略性上调评级。

本文将2008-2023年发行债券的上市公司与非上市公司作为研究对象，利用手工收集的财政部会计信息质量随机检查公告数据，识别出接受检查的发债企业80家，其中上市公司46家，非上市公司34家。接受随机检查并被公告的发债企业为本文的实验组，未接受随机检查的发债企业为控制组。研究发现：（1）被随机检查的发债主体，其信用评级在财政部会计信息质量随机检查公告后显著提高。（2）上述结果主要源于随机检查的信息增量效应，而非评级迎

合效应。财会监督对信用评级提升的积极影响主要作用于不存在纳税问题的公司、整改完成情况好的公司、上市公司和偿债能力较弱的公司。(3) 经济后果检验发现, 随机检查降低了评级机构间的评级分歧。

本文将财政部会计信息质量随机检查制度的研究视角拓展到债券市场, 并关注了其对非上市公司的影响, 相关政策启示如下。

第一, 继续推进政府财会监督防范化解债务风险的重点任务, 约束债券市场欺诈发行行为。会计欺诈行为严重威胁债券市场稳定性, 削弱投资者信心并会引发系统性风险。本文研究证实政府财会监督对信用评级的影响主要作用于上市公司或偿债能力弱的公司。建议提升针对偿债能力较弱企业的专项检查频次, 及时跟进被检查企业的整改进展, 降低债务违约风险。建议结合行业与信用评级设立财会监督阈值报警机制, 基于过往经验与预测模型设定合理阈值, 识别资产负债率、应计项占比等指标较高的情况并及时关注, 提升政府财会监督的执行效率。

第二, 建立发债企业整改跟踪机制, 优化债券市场信息环境。本文发现政府财会监督能够发挥信息增量效应, 对于上市公司、已完成整改企业的作用效果更为明显。部分评级机构依赖问询与周期性现场尽调的方式了解企业整改情况, 但人工跟踪获取信息存在滞后性, 且覆盖范围有限。建议搭建“企业整改信息披露平台”, 要求被检查企业按季度披露整改计划的落实情况并予以公开, 由评级机构或会计师事务所等第三方机构进行评议, 及时验证企业整改程度, 增强评级机构的信息获取效率。应重点关注非上市公司的整改跟踪机制, 提升发债的非上市公司信息透明度, 规范此类公司的财务报告编制与披露程序, 这也有助于债券投资者建立长期跟踪机制。

第三, 完善财政部与中介机构的信息共享机制, 建立横向协同的监督机制。本文发现政府财会监督能够降低评级分歧, 建议评级机构将企业接受政府监督次数、整改完成情况等信息作为评级的重

要参考，动态关注政府财会监督等外部监督主体的检查结果对评级对象信用水平的影响。同时，应完善财政部与信用评级机构、会计师事务所、资产评估机构等中介机构的信息共享渠道，为资本市场融资主体信用风险的精准识别提供有力支撑，切实保障中介机构正确发挥资本市场“守门人”职责，促进不同监督主体发挥协同效应。

息差收窄与农村金融机构风险承担

赵亚雄 彭德荣 王修华

农村金融机构一直负有特殊的使命，坚守脆弱性乡村、服务弱质性三农，但农村金融也是我国金融服务的短板和弱项。我国一直大力发展农村普惠金融，先后出台了放开机构准入政策、完善金融政策支持体系等一系列举措，推动涉农金融服务取得了积极成效，农村商业银行（含农信社，下同）也经历了代表性的管理体制和产权制度改革，但仍未能彻底改变农村金融机构面临的经营业务单一、运营成本高企、资本金严重不足、风险管理落后等结构性问题，农村金融风险高企等现象时有发生。为提升农村金融机构风险防控能力，金融监管部门制订和完善了一系列农村金融风险化解方案。2025年《政府工作报告》提出，“要一体推进地方中小金融机构风险处置和转型发展”。2025年中央经济工作会议进一步指出，要“深入推进中小金融机构减量提质”。这些政策既体现出政府对化解中小金融机构风险的高度重视，又突出下一阶段农村金融机构安全发展的工作重点。因此，研究农村金融机构风险具有重要的现实意义。

从安全发展看，合理息差是商业银行维持稳健经营的重要保证，尤其是对依靠传统存贷息差的农村金融机构来说，更是保障安全性的关键。但数据显示，农村金融机构净息差已经收窄到历史低

《政府财会监督与企业信用评级》附录

附录 1 检查公告问题类型及整改分布

附表 1 会计信息质量随机检查公告中的问题类型及整改情况分布

问题类型/整改情况	判断标准	占比
纳税问题	检查结果是否明确指出该公司税收政策执行不够规范、少缴税款。	49.05%
内部控制缺陷	检查结果是否明确指出该公司管理制度不完善、原始凭证缺失或不合规、预算编制不规范、账务处理或会计科目结转不及时、会计核算不准确、项目未执行招标程序、年报披露不全面等。	35.12%
会计政策滥用	检查结果是否明确指出该公司收入、成本费用、利润不实，未按规定执行存货跌价准备或坏账准备计提政策，提前、延迟或跨期确认收入等。	72.96%
整改完成情况	检查结果明确指出该公司已按照要求进行整改。	88.91%

附录 2 变量说明

附表 2 变量说明

变量类型	变量符号	变量名称	度量方式
被解释变量	<i>Rate_firm</i>	企业信用评级	评级为 AAA+ 赋值为 21，AAA 为 20，依次递减
解释变量	<i>Treat_Post</i>	政府财会监督	企业被检查并公告当年及以后为 1，否则为 0
	<i>Listed</i>	是否上市	上市公司为 1，否则为 0
	<i>Ownership</i>	产权性质	国有企业为 1，否则为 0
	<i>Size</i>	公司规模	公司总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
	<i>Roa</i>	盈利能力	净利润/总资产
控制变量	<i>Growth</i>	成长性	营业收入增长率
	<i>Loss</i>	是否亏损	上年发生亏损取值为 1，否则为 0
	<i>CFO</i>	现金流	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	<i>Big4</i>	是否四大	年报经四大会计师事务所审计为 1，否则为 0
	<i>Zscore</i>	破产风险	企业的预警 Z 值
	<i>Shareholder</i>	第一大股东持股	第一大股东持股比例

附录 3 稳健性检验

(一) 平行趋势检验

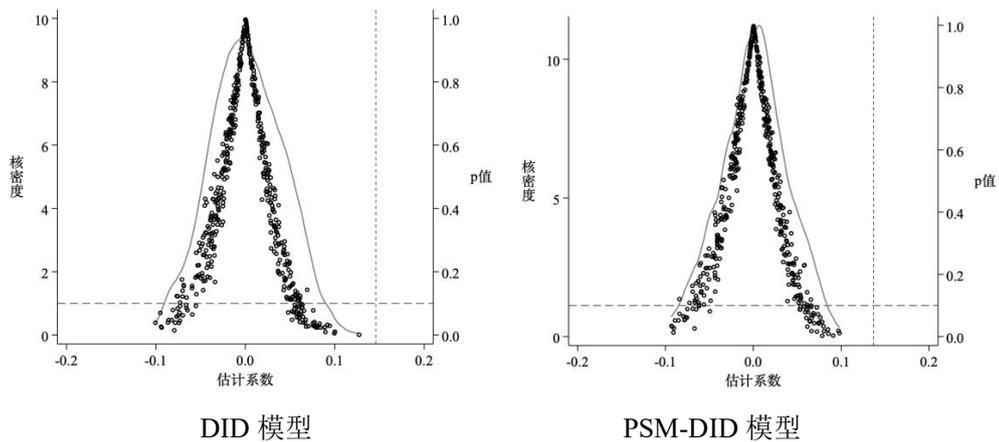
附表 3 展示了平行趋势检验结果。根据被检查企业在财政部官网的公告年份，将样本分为公告前 4 年、3 年、2 年、1 年、当年、公告后 1 年、2 年、3 年，构造变量 *pre4*、*pre3*、*pre2*、*pre1*、*current*、*post1*、*post2* 和 *post3*，将公告前四年之前的样本合并到 *pre4* 中，后三年之后的样本合并到 *post3* 中，选择 *pre1* 作为基准组。公告前回归系数不显著，公告第二年起系数显著为正。表明随机检查公告的披露能够提升企业信用评级，且存在一定的滞后效应。

附表 3 平行趋势检验

	Rate_firm	
	DID	PSM-DID
<i>pre4</i>	-0.1209 (-0.9597)	-0.0943 (-0.7480)
<i>pre3</i>	0.1600 (1.0115)	0.1684 (1.0511)
<i>pre2</i>	0.1250 (1.0037)	0.1193 (0.9530)
<i>current</i>	0.1560 (1.3891)	0.1477 (1.3090)
<i>post1</i>	0.0526 (0.4271)	0.0499 (0.4062)
<i>post2</i>	0.2014* (1.7625)	0.1993* (1.7391)
<i>post3</i>	0.1999** (1.9841)	0.1992** (1.9826)
控制变量和固定效应	Yes	Yes
样本量	37,808	34,951
Adj. R ²	0.7422	0.7441

(二) 安慰剂检验

随机分配实验组与公告时间，将回归系数和统计显著性逐次记录并重复 500 次。附图 1 显示，回归系数基本服从均值为 0 的正态分布，和基准回归系数不相交，大部分 P 值在 0.10 以上。结果表明实验组和公告年份的随机分配对评级影响不显著，结论稳健。



附图 1 随机分配接受随机检查的企业和公告年份的安慰剂检验

(三) 改变倾向得分匹配方式

依次使用混合匹配法和逐期匹配法进行匹配（白俊红等，2022）。混合匹配中，将基准回归的匹配半径从 0.005 缩小至 0.001。此外，进行卡尺 0.01、1:4 有放回的卡尺近邻匹配，使用满足共同支撑假设的样本重新回归（钱一蕾等，2025）。逐期匹配中，利用公告前一年的样本逐年匹配。匹配后样本在协变量上均不存在 10%水平上的差异，结果如附表 4 列（1）

- (5) 所示。使用 1:4 比例的马氏匹配结果如列 (6) 所示，参考蔡俊等 (2024) 运用倾向得分匹配—逆概率加权—双重差分 (PSM-IPW-DID) 如列 (7) 所示。回归系数均显著为正。

附表 4 倾向得分匹配回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	混合匹配		逐期匹配			马氏匹配	PSM-IPW-DID
	半径0.001	卡尺近邻	半径0.001	半径0.005	卡尺近邻		
<i>Treat_Post</i>	0.1390** (1.9696)	0.1372* (1.9622)	0.1400** (2.0405)	0.1530** (2.2534)	0.1606** (2.3665)	0.2358* (1.7991)	0.1589** (2.0612)
控制变量和固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	34,796	34,981	24,399	27,936	28,117	3,383	34,951
<i>Adj. R</i> ²	0.7444	0.7443	0.7260	0.7265	0.7269	0.9206	0.7423

注：括号内为 t 值，***，**与*分别代表在 1%，5%与 10%的水平下显著。下同。

(四) 改变信用评级衡量方式

第一，改变信用评级赋值方法。评级为 AAA 类时赋值为 6，AA 类为 5，A 类为 4，BBB 类为 3，BB 类为 2，B 类为 1，CCC 类及以下为 0。第二，考虑公告后首次评级调整。当年最后一次评级结果可能遗漏关键动态效应，使用公告后 6 个月内的首次评级调整替换被解释变量。此外，使用年内最高评级、剔除多重评级样本等方法进行回归，结果如附表 5 所示，政府财会监督 (*Treat_Post*) 的回归系数与企业信用评级均显著正相关，与前文保持一致。

附表 5 改变信用评级衡量方式

	DID				PSM-DID			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	改变赋值方法	首次调整评级	年内最高评级	剔除多重评级样本	改变赋值方法	首次调整评级	年内最高评级	剔除多重评级样本
<i>Treat_Post</i>	0.0581* (1.9519)	0.1326* (1.8955)	0.1278* (1.8683)	0.2856*** (3.4757)	0.0526* (1.7656)	0.1242* (1.7741)	0.1196* (1.7368)	0.2819*** (3.3560)
控制变量和固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	37,808	37,808	37,808	21,766	34,951	34,951	34,951	19,342
<i>Adj. R</i> ²	0.6754	0.7423	0.7549	0.6997	0.6781	0.7441	0.7541	0.6919

(五) 估计系数的分解

运用 Bacon 分解法，将多时点 DID 估计值分解为四组样本“2×2”的加权估计 (Goodman-Bacon, 2021)。附表 6 所示，以 PSM-DID 模型为例，造成异质性估计偏误的“晚期处理组 vs 早期处理组”权重仅为 0.5%，异质性偏误程度较低，结果可靠。

附表 6 估计系数的分解

控制组类型	DID		PSM-DID	
	权重	平均 DID 估计量	权重	平均 DID 估计量
早期处理组 vs. 晚期处理组	0.002	-0.020	0.002	-0.020
晚期处理组 vs. 早期处理组	0.005	-0.043	0.005	-0.043
处理组 vs. 未处理组	0.993	0.097	0.993	0.093

DID 加权估计结果	0.096	0.092
------------	-------	-------

(六) 排除企业重大违规或操纵利润对结果的影响

第一，前文理论分析提出，如果随机检查发现企业存在重大违规事件，评级机构可能调低评级。对此，将随机检查披露的处罚原因中，违规项目合计超过 1 亿元的企业界定为重大违规企业，将这类企业与控制组回归，如附表 7 所示。列 (1) 和列 (5) 中 *Treat_Post* 系数不显著，列 (2) 和列 (6) 在全样本中剔除了这类企业，*Treat_Post* 的系数显著为正。第二，如果企业被检查出存在操纵利润的行为，将影响评级机构的信用评估基础。将处罚原因中存在于利润操纵的企业与控制组回归，列 (3) 和列 (7) 显示 *Treat_Post* 的系数不显著，列 (4) 和列 (8) 在全样本中剔除了这类企业，*Treat_Post* 系数显著为正，结论具有稳健性。

附表 7 排除企业重大违规或操纵利润对结果的影响

	<i>Rate_firm</i>							
	DID				PSM-DID			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	重大	非重大	操纵	非操纵	重大	非重大	操纵	非操纵
<i>Treat_Post</i>	0.0092 (0.1072)	0.3058*** (3.1745)	0.1154 (0.8597)	0.1576** (2.0822)	-0.0011 (-0.0131)	0.2986*** (3.0578)	0.1149 (0.8533)	0.1440* (1.8778)
控制变量和固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	37,383	37,317	37,269	37,431	34,526	34,460	34,412	34,574
<i>Adj. R</i> ²	0.7416	0.7398	0.7406	0.7407	0.7435	0.7417	0.7425	0.7426

(七) 遗漏变量偏误检验

借鉴 Oster (2019) 的研究进行遗漏变量偏误检验，参考李建发等 (2023) 的做法，设定参数 $\delta = -1$ 。由于本文控制多维固定效应后的 R^2 较高，因此假设模型引入不可观测的遗漏变量后，拟合优度会提高到 0.80，即设定 $R_{max} = 0.80$ (毛其淋和王玥清, 2023)。结果见附表 8，以 PSM-DID 模型为例 (Panel B)， β^* 与 δ 的估计系数均通过检验，且 δ 的计算结果为 4.85，大于 1，表明当遗漏变量影响强度达到可观测变量的 4.85 倍时，才能认为解释变量显著为正的系数是遗漏变量的干扰结果，在该影响下使得其估计系数为 0，结论稳健。

附表 8 遗漏变量偏误的检验结果

Panel A: DID 模型			
检验方法	判断标准	实际估计结果	是否通过检验
(1)	$\beta^*(R_{max}, \delta) \in [0.0090, 0.2825]$	$\beta^* = 0.1806$	是
(2)	$\delta > 1$	$\delta = 4.1773$	是
Panel B: PSM-DID 模型			
检验方法	判断标准	实际估计结果	是否通过检验
(1)	$\beta^*(R_{max}, \delta) \in [0.0001, 0.2742]$	$\beta^* = 0.1654$	是
(2)	$\delta > 1$	$\delta = 4.8510$	是

(八) 控制高维固定效应

控制评级机构-年份固定效应 (*RA#Year*)，以及行业-年份固定效应 (*Ind#Year*)，如附表 9 所示，回归结论不变。

附表 9 控制高维固定效应

	<i>Rate_firm</i>			
	DID		PSM-DID	
<i>Treat_Post</i>	0.1361**	0.1302*	0.1323*	0.1218*
	(1.9943)	(1.9286)	(1.9476)	(1.8042)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm/Year/RA/Pro#Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>RA#Year</i>	Yes	No	Yes	No
<i>Ind#Year</i>	No	Yes	No	Yes
样本量	37,808	37,808	34,951	34,951
<i>Adj. R</i> ²	0.7467	0.7476	0.7487	0.7496

附录 4 信息增量效应的 DID 模型结果

附表 10 政府财会监督与企业信用评级：基于信息增量效应的分析

	<i>Rate_firm</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	上市	非上市	上市	非上市
<i>Treat_Post</i>	0.2207***	0.2022**	0.4824***	-0.0790	0.5361***	-0.2536**
	(2.8323)	(2.2514)	(4.3182)	(-0.7391)	(4.5498)	(-1.9932)
<i>Treat_Post_AbsDA</i>	-1.9813**		-3.5042***	-0.3008		
	(-2.2448)		(-3.1063)	(-0.1579)		
<i>AbsDA</i>	-0.7702***		-0.5274	-0.6924***		
	(-4.3246)		(-1.1024)	(-3.8686)		
<i>Treat_Post_Opaque</i>		-0.8306*			-1.6271***	0.9334
		(-1.9413)			(-3.8397)	(0.9966)
<i>Opaque</i>		-0.0738			-0.7127***	0.1477*
		(-1.0488)			(-3.9392)	(1.8550)
控制变量和固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	37,488	35,273	7,034	30,454	6,991	28,282
<i>Adj. R</i> ²	0.7466	0.7484	0.7552	0.7543	0.7551	0.7575
Diff: P-Value			0.0043		0.0129	

参考文献

- [1] 白俊红、张艺璇和卞元超，2022，《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》，《中国工业经济》第 6 期，第 61~78 页。
- [2] 蔡俊、杨岚和周亚虹，2024，《PSM-DID 在政策评价中的应用现状与改进方》，《管理科学学报》第 2 期，第 30~48 页。
- [3] 毛其淋和王玥清，2023，《ESG 的就业效应研究：来自中国上市公司的证据》，《经济研究》第 7 期，第 86~103 页。
- [4] 李建发、袁璐、李文文和陈文川，2023，《政府财会监督与企业税收规避——来自财政部会计信息质量随机检查的证据》，《管理世界》第 8 期，第 154~171+195+172 页。
- [5] 钱一蕾、钟宁桦和沈一童，2025，《财政金融协同的地方债务管理路径探索——基于城

投公司承建专项债券项目的研究》，《管理世界》第 2 期，第 40~63 页。

- [6] Goodman-Bacon, A. 2021. “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2), pp. 254~277.
- [7] Oster E. 2019. “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), pp. 187~204.