

引入责任追偿制度降低了企业过度负债倾向

——来自 2006 年《公司法》修订的证据

封起扬帆 魏浩

目录

附录 I 研究窗口期的选取依据及数据描述性统计结果.....	1
附录 II 数据描述性统计结果	2
附录 III 倾向得分匹配 (PSM) 相关检验结果	3
附录 IV 稳健性检验结果	5
参考文献	9

附录 I 研究窗口期的选取依据

本文研究窗口期为 2002—2008 年。选取这一期间的主要原因有以下三点：第一，随着我国于 2001 年 12 月加入 WTO，大量企业在市场上涌现，资本流动环境改善，企业借贷难度下降。此外，贸易自由化所引致的其他现象，如进口竞争和市场准入放宽等，也可能在一定程度上影响企业的过度负债行为。为了排除中国入世的影响，本文将样本观测期的初始年份定为 2002 年；第二，2008 年 9 月，美国爆发金融危机，金融风险迅速蔓延至全球。同年 11 月，为了提振内需、刺激经济，我国政府实施了“四万亿”经济刺激计划，在此之后，企业负债规模大幅上升。考虑金融危机以及“四万亿”经济刺激计划对本文实证结果的多重交织影响，本文将 2008 年选做研究窗口期的最后一年。第三，所选窗口期相对“干净”，基本不存在针对企业集团或企业过度负债问题的重大相关政策，因此在一定程度上排除了其他政策对结果的干扰。

附录 II 数据描述性统计结果

表 II 1 展示了本文所用的主要变量的描述性统计结果。

表 II 1 主要变量描述性统计结果

变量名称 (对应符号)	变量定义	样本量	均值	标准差
过度负债 10% (Overindebt_10%)	过度负债程度是否位于前 10%	1,355,896	0.0990	0.299
过度负债 5% (Overindebt_5%)	过度负债程度是否位于前 5%	1,355,896	0.0490	0.216
集团附属企业 (Affiliate)	是否属于一个企业集团	1,355,896	0.278	0.448
企业年龄 (Age)	调查年份与成立年份之差	1,355,896	8.622	9.550
国有属性 (State)	企业是否属于国有企业	1,355,896	0.0830	0.276
外资属性 (Foreign)	企业是否属于外资企业	1,355,896	0.0900	0.287
融资约束 (Finance)	利息支出与固定资产之比的对数值	1,355,896	0.0100	0.0180
资产收益率 (ROA)	企业净利润与总资产的比值	1,355,896	0.0870	0.174
企业规模 (Scale)	企业职工数量的对数值	1,355,896	4.635	1.085
全要素生产率 (TFP)	以 L-P 法测算全要素生产率	914,995	1.265	0.268

注：表中结果由作者根据原始数据计算整理所得，所有连续型变量均经过前后 0.5% 的缩尾处理。

附录 III 倾向得分匹配 (PSM) 相关检验结果

由于本文将集团附属企业设定为实验组，将单一企业设定为对照组，这就要求两类样本需要有相似的特征以供对比。但是到目前为止，学术界对企业集团形成的原因尚未达成一致，并且，由于企业集团拥有内部资本及劳动力市场，集团附属企业在产出规模、资产总额以及就业等方面显著高于单一企业。考虑上述原因，两类企业的过度负债倾向和其他经济特征或存在较大差异。为了缓解样本可比性较低的担忧，本文首先参考蔡卫星等（2019）和 Faccio & O'Brien（2021）的做法，以企业年龄、国有属性、外资属性、融资约束、资产收益率、企业规模以及全要素生产率等 7 类指标作为协变量，应用倾向得分匹配（PSM）法逐年进行 4 阶近邻匹配，缓解集团附属企业和单一企业样本之间的差异性。之后，为了确认应用 PSM 法是否降低了样本组间差异、提高了样本间的可比性，本文进行了相应的平衡性检验，检验结果如图 III1 所示。可以发现，在进行倾向得分匹配之前，集团附属企业和单一企业在规模、TFP、融资约束等方面具有显著差异，但在匹配之后，两组样本在各方面的差异均显著减少。从报告数值看，经匹配后，各协变量的标准化偏差百分比均下降至 10% 以内，说明集团附属企业和单一企业的差异控制在 10% 以内，两类样本的可比性大幅提高。最后，本文通过绘图展示了匹配前和匹配后，集团附属企业和单一企业的倾向得分值的变化，结果如图 III2 和图 III3 所示。可以发现，匹配前两组间的核密度曲线偏差比较大，而匹配后，两组样本的核密度曲线比较接近，说明匹配效果较好。

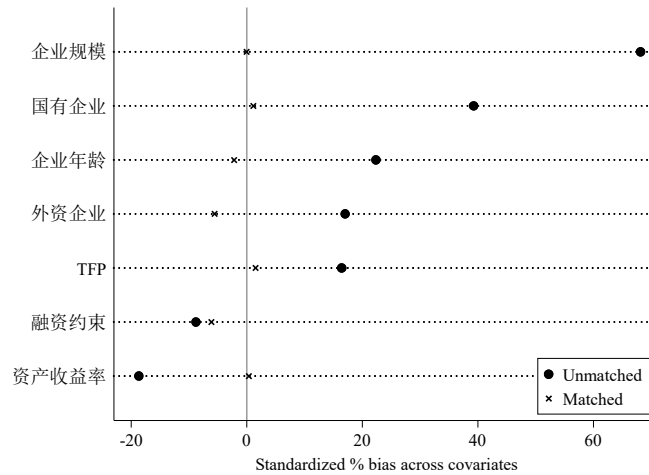


图 III1 PSM 平衡性检验结果

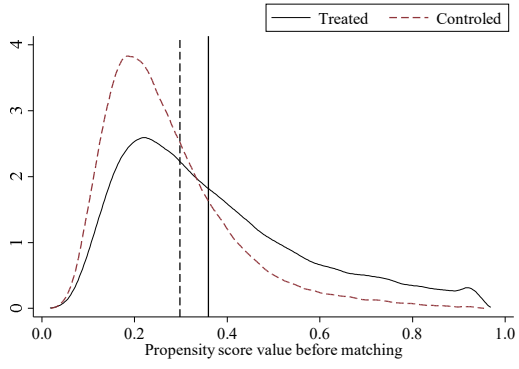


图 1112 匹配前的倾向得分值和密度图

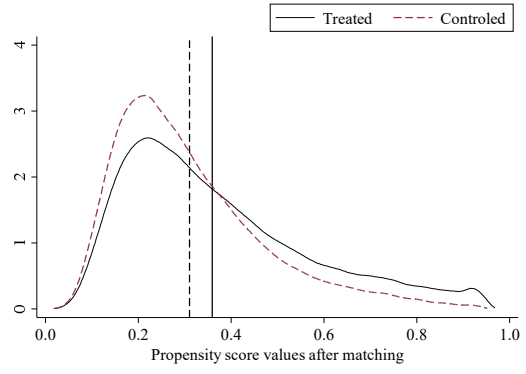


图 1113 匹配后的倾向得分值和密度图

附录 IV 稳健性检验结果

为了检验本文主要结论的稳健性，本文进行了一系列稳健性测试。

第一，为了明确集团属性是企业面临更高强度法律规制的原因，并进一步确认本文模型设定是否存在严重的遗漏变量问题，本文基于“反事实”策略实施安慰剂测试。具体而言，本文首先将集团属性在未经 PSM 的全部样本中随机分配，并将其与时期虚拟变量相乘，重新构造反事实双重差分项 $Fake_Law_{gt}$ 。之后，将反事实交互项替换主要解释变量纳入计量模型进行估计，并记录其估计系数值和 P 值。最后，为了保证安慰剂检验的准确性，本文按上述方法随机分配并重复估计结果 500 次。

在上述方案的结果中，如果多数结果未通过显著性检验，则说明表明集团属性是企业面临更高强度责任追偿规制的原因，观测期内不存在影响本文估计结果的其他重要因素。否则，说明还存在其他影响企业过度负债行为的影响因素但本文并未控制。图 IV1 显示了相应的估计结果，从分布看，安慰剂检验的系数估计值以 0 为均值呈现正态分布，绝大多数的系数估计值均显著小于本文基准检验的估计值 (0.0030)。从系数估计值的显著性看，仅有 55 个观测值通过了 10% 的显著性测试，绝大多数的观测值并不显著。以上结果说明，本文实证模型的设置并未因遗漏变量问题而产生显著偏误，同时也证实集团属性是企业面临更高强度法律规制的原因。

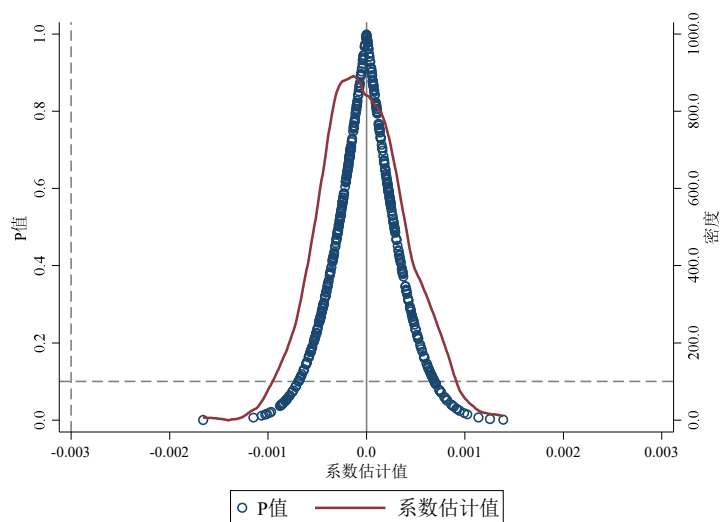


图 IV1 安慰剂检验结果

第二，为了确认本文基本结论并非只是依赖变量的特定衡量方式所得到的，本文考虑以其他方式衡量企业过度负债行为。综合数据的可得性指标和的科学性，本文参考张会丽和陆正飞（2013）的做法，直接以行业中前 10% 和 5% 负债率的样本作为过度负债企业，构建虚拟

变量衡量企业的过度负债行为，若企业负债率在当年所属行业位于前 10%或 5%，则令其为 1，否则得 0。首先，经过数据统计发现，当年行业中前 10%和 5%负债率企业的资产负债率分别平均达到了 112.59%和 134.43%，同样远高于国资委划定的 70%的负债率警戒线，说明该类企业符合过度负债和资不抵债的目标样本特征。之后，本文分别以企业是否是前 10%和 5%负债率的虚拟变量作为被解释变量，实证检验本文结果的可靠性。结果如表 IV1 第 1 至 2 列所示，在两列中，本文主要解释变量 **Law** 的系数估计值均显著为负，且通过了 1%的显著性测试，这说明在替换了被解释变量的衡量方式之后，责任追偿制度引入依旧能够显著抑制集团附属企业的过度负债行为。

第三，在基准估计中，本文在计算样本的倾向得分之后，以 4 阶近邻匹配法挑选样本。这一规则虽然能够利用企业特征充分寻找可行的匹配对象，但过多的匹配对象也会加剧实验组与对照组倾向得分的分布差异，影响匹配质量。有鉴于此，本文在此替换 PSM 的匹配方法，以确认本文结果的可靠性。具体来说，我们以两类方式替换 4 阶近邻匹配法，分别是：

(1) 一阶最近邻匹配法。最近邻匹配既能够保障所有实验组样本都有合适的匹配对象，也能够缩小实验组与对照组倾向得分的分布差异，提高匹配的质量和精度；(2) 二阶近邻匹配法。这一方法在保障实验组样本充分匹配的条件下降低了倾向得分分布要求。表 IV1 第 3 至 4 列依次展示了以上述两类匹配方法进行的 PSM-DID 检验结果。结果显示，在两列中，本文主要解释变量 **Uncover** 的系数估计值始终显著为负，这表明在替换了 PSM 的匹配方法之后，责任追偿制度实施对集团附属企业过度负债的抑制作用依旧显著，证实本文结论不受 PSM 匹配方法的干扰。

第四，在责任追偿制度实施之后，如果存在大量集团附属企业因过度负债而被迫退出市场，或者大量低负债企业新进入市场，本文的估计结果将不再准确。此外，企业为了躲避债务责任而可能会选择加入企业集团成为集团附属企业，或者企业集团为了清理债务而出售过度负债企业，如果上述现象普遍存在，本文的结果将面临潜在的内生性问题的挑战。为了证明本文结果并非市场选择效应所致，并进一步克服潜在的内生性问题，本文在此仅保留了样本观测期内始终存在且集团属性未发生变化的样本。表 IV1 第 5 列展示了相应的实证检验结果，结果显示，当按上述目的限制样本后，本文主要解释变量 **Law** 的系数估计值依旧为负，且保持高度显著，表明责任追偿制度引入是集团附属企业过度负债现象减少的原因。这一证据说明，本文主要结论并非是企业进入或退出市场以及集团属性变化所致的偶然结果，因此进一步证实了有限责任制与企业过度负债之间的因果关系存在。

第五，为了规避中国入世和金融危机的影响，本文在基准检验中将观测期设定为 2002—2008 年。由于金融危机在 2008 年下旬已经开始影响我国经济，因此可能存在部分企业调整了债务融资行为以规避风险。为了进一步剔除金融危机对本文主要结论的影响，本文将研究窗口期分别重设为“2002 至 2007 年”以及“2003 至 2007 年”。替换研究窗口期之后的实证检验结果如表 IV1 第 6 和 7 列所示，结果表明，在重设了研究窗口期，进一步剔除了金融危机对本文估计结果的影响之后，本文主要解释变量 **Law** 的系数估计值依旧显著为负，仅绝

对值略有变化。这一结果说明，本文主要估计结论不受研究窗口期设定的影响。

表IV1 稳健性检验结果（一）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Top_10%	Top_5%	PSM_n1	PSM_n2	Always_Prese nt	2002- 2007	2003- 2007
	Overindeb t	Overindeb t	Overindeb t	Overindeb t	Overindebt	Overindeb t	Overindeb t
Law	-0.0051*** (0.0010)	-0.0027*** (0.0006)	-0.0037** (0.0008)	-0.0029** (0.0009)	-0.0037*** (0.0011)	-0.0018* (0.0008)	-0.0033* (0.0013)
Constant	0.0919*** (0.0042)	0.0536*** (0.0026)	0.0716*** (0.0033)	0.0713*** (0.0040)	0.0734*** (0.0056)	0.0490*** (0.0038)	0.0757*** (0.0067)
Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observation s	564,074	564,074	251,476	398,287	471,717	432,196	386,271
R-squared	0.6207	0.6026	0.6421	0.6209	0.6145	0.6283	0.6641

第六，在本文中，被解释变量“企业过度负债”是一个二值变量，我们以附加固定效应的 OLS 法观测变量间的因果关系。由于存在伴生参数问题，使用附加固定效应的概率估计方法 Probit 将无法得到一致的估计量。作为一类敏感性检验，我们以附加固定效应的 Logit 方法进一步检验本文主要结果的稳健性。检验结果如表IV2 第 1 列所示，本文主要解释变量 Law 的系数估计值显著为负，这说明在替换了模型的估计方法之后，本文主要结论依旧显著成立。

第七，尽管本文控制了多类企业特征以缓解遗漏变量问题，但仍可能存在行业或区域层面未捕捉到的因素，同时影响企业的过度负债及其集团化经营。为了识别这类问题，本文进一步在模型中纳入时变行业和时变区域层面的固定效应。具体而言，我们首先将中国工业企业数据库历年不同版本的行业代码统一至 2002 年版本的国民行业编码，以 4 位国民行业为基准识别企业的行业属性。之后，考虑地级市是我国区域分割的主要划分标准，本文依据企业的省地县码提取前四位，识别企业所属地级市，并将其作为区域固定效应的单位。最后，本文先将“行业—年份”固定效应纳入实证研究模型，再将“行业—年份”固定效应与“区域—年份”固定效应同时纳入模型之中，在控制了时变行业和时变区域特征的基础上检验本文结论的可靠性。实证检验结果如表IV2 第 2 至 3 列所示，结果表明，在控制了行业和区域层面的潜在影响之后，本文主要解释变量 Law 的系数估计值依旧显著为负，且绝对值略有上升，这说明在控制了时变行业和区域层面的影响之后，责任追偿制度引入对企业过度负债的抑制作用更为显著，一定程度上证实了本文研究结论的稳健性。

第八，参考已有研究的做法，本文进一步将稳健标准误聚类至“行业”以及“行业-年份”层面，以验证本文估计结果是否是由特殊的标准误聚类方式所致。结果如表IV2 第 4 和 5 列所示，在两列中，本文主要解释变量 Law 的系数估计值始终保持高度显著，这说明本文主要结论并非是特定的标准误聚类方式所致的特殊结果，进一步说明了本文结论不受标准误

聚类方式的影响。

上述稳健性检验进一步确认了本文主要结论的可靠性。

表IV2 稳健性检验结果（二）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Logit Overindebt	InduYear_FE Overindebt	PrefYear_FE Overindebt	Clu_Ind Overindebt	Clu_Ind×year Overindebt
Law	-0.3142*** (0.0205)	-0.0038*** (0.0010)	-0.0038*** (0.0008)	-0.0030** (0.0012)	-0.0030*** (0.0009)
Law_Fake					
Constant	-4.0533*** (0.0560)	0.0686*** (0.0048)	0.0681*** (0.0048)	0.0720*** (0.0061)	0.0720*** (0.0047)
Controls	Y	Y	Y	Y	Y
Firm FE	N	Y	Y	Y	Y
Year FE	Y	Y	Y	Y	Y
Industry×Year FE	N	Y	Y	N	N
Prefecture×Year FE	N	N	Y	N	N
Observations	914,995	563,996	554,132	554,234	554,234
R-squared	0.0400	0.6115	0.6165	0.6057	0.6057

注：Industry×Year FE 和 Prefecture×Year FE 分别表示“行业—年份”固定效应和“区域—年份”固定效应。

参考文献

- [1] 蔡卫星、倪晓然、赵盼：“企业集团对创新产出的影响:来自制造业上市公司的经验证据”，《中国工业经济》，2019 年第 1 期，第 137-155 页。
- [2] Faccio M & W. J. O'Brien, “Business groups and employment”, *Management Science*, 2021, 67(6): 3468-3491.
- [3] 张会丽、陆正飞：“控股水平、负债主体与资本结构适度性”，《南开管理评论》，2013 年第 5 期，第 142-151 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。