

《司法专业化、债权保护与商业信用发展》附录

附录 1 本文主要变量简称、构造及描述性统计

附表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	计算方法	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
TC_{yf_r}	(应付账款+票据)/营业收入	35352	0.2563	0.2034	0.0000	1.2441
TC_{ys_r}	(应收账款+票据)/营业收入	35352	0.1391	0.1861	0.0000	1.0776
$Szfl$	是=1, 否=0	36066	0.3270	0.4691	0.0000	1.0000
$Lnsize$	员工数量取对数	36231	22.0602	1.3936	13.0760	28.6365
$Lnjygm$	资产规模取对数	35411	21.4117	1.5190	11.0527	28.7183
Lrl	净利润/营业收入	35410	0.0640	0.2308	-1.6996	0.6180
$Zcfzl$	总负债/总资产	36231	0.4200	0.2106	0.0501	0.9774
$Gdzczb$	固定资产/总资产	35426	0.2063	0.1588	0.0014	0.7148
$Xdrz$	银行借款额/总负债	35984	0.2695	0.2236	0.0000	0.7948
$Lnpergdp$	2010 年人均 GDP 取对数	35964	11.0559	0.7757	8.7015	12.8178
$Lndensity$	2010 年每平方公里人数取对数	35964	6.6741	0.8430	1.6193	8.1784
$Gdprate$	2010 年 GDP 增长率	35964	13.0070	2.1682	5.6500	25.1000
$Industry$	2010 年第二产业/第三产业	35964	1.1716	0.5002	0.3267	9.1957
$Czyl$	2010 年(预算支出-预算收入)/ 预算收入	35964	0.5208	1.0289	-0.0832	13.6909
$Poprate$	2010 年常住人口增长率(%)	35964	4.5134	4.1702	-7.6600	14.7000

附录 2 稳健性检验

(一) 事前平行趋势检验

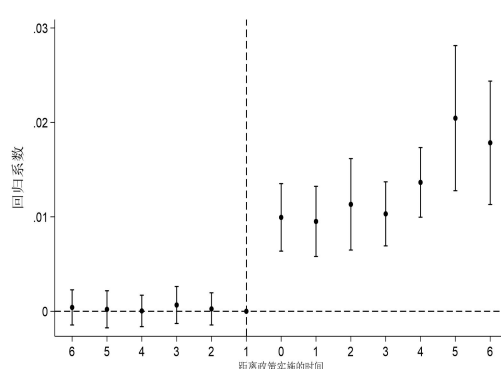
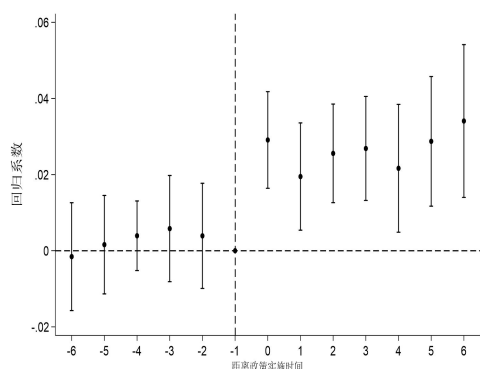
本文参考已有文献的普遍做法，构建如下模型进行事件分析法估计：

$$pay_{ijt} = \beta_0 + \sum_{k=-6, k \neq -1}^{k=6} \beta_k Szfl_{j,t-k} + \gamma \times X_{it} + \mu_t \times f'(Z_{j,2010}) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，被解释变量 pay_{ijt} 表示城市 j 的上市公司 i 在第 t 年对上游供应商的应付账款（票据）水平， $Szfl_{j,t-k}$ 是虚拟处理变量，当 j 城市第 t 年开展审判分离改革时，取 1，否则取 0。附图 1 呈现的是基于公式（1）针对正文表 1 第（4）列估计结果的事前平行趋势检验结果。

$$rec_{ijtc} = \beta_0 + \sum_{k=-6, k \neq -1}^{k=6} \beta_k Szfl_{c,t-k} + \gamma \times X_{it} + \mu_t \times f'(Z_{c,2010}) + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{ijtc} \quad (2)$$

公式（2）中，被解释变量 rec_{ijtc} 为城市 j 的上市公司 i 在第 t 年对城市 c 中企业的应收账款（票据）水平，附图 2 是基于公式（2），针对正文表 2 第（4）列估计结果的事件分析结果，可以发现企业所在地实施审判分离改革之前，上市公司对处理组与控制组地区中企业提供的商业信用供给无显著差异。整体来看，附图 1 和附图 2 基于事件分析方法的结果表明，前文基准结论符合事前平行趋势假设。



附图 1 事前平行趋势检验：商业信用获取

附图 2 事前平行趋势检验：商业信用供给

（二）替换被解释变量

考虑到商业信用表现形式较多，不同度量方式可能会对估计结果产生一定影响，附表 2 通过更换商业信用的度量进行稳健性检验。第（1）列是在商业信用需求中进一步加入预收账款（ TC_1 ）（潘越等，2022），得到更加全面的商业信用变量。第（2）列以应付账款为核心，并减去预付账款后得到净应付账款额（ TC_2 ），审执分离改革的估计系数仍然显著为正。第（3）列关于商业信用供给的分析中，进一步加入预付账款变量（ TC_t_r ），结果显示当下游客户所在地实施审执分离改革后，上市公司为其提供商业信用的水平会显著提升。

附表 2 稳健性检验：替换被解释变量

变量	(1) TC_1	(2) TC_2	(3) TC_t_r
$Szfl$	0.0238*** (4.9964)	0.0123*** (3.4220)	0.0101*** (14.3232)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
地区控制变量_2010×年份固定效应	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes
行业×城市固定效应	Yes	Yes	Yes
省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	34830	34830	175341
Adj. R ²	0.7891	0.7499	0.1449

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著，括号中为 t 值，采用城市—行业层面的聚类稳健标准误计算得到。下表同。

（三）排除其他政策

商业信用的发展与整个社会信用水平具有重要关系，政府推动的社会信用体系建设会通过改善信用文化对企业商业信用融资产生影响（丁怡帆等，2025），附表 3 第（1）列控制了社会信用体系改革政策变量（ $Xytx_1$ ），数据来源于国家发展改革委和中国人民银行联合发文确定的全国第一批和第二批社会信用体系改革试点城市名单。破产是债权实现的最后一个环节，现有研究发现破产法庭的设立可以提高地方商业银行债权保护，降低其信贷风险，降低当地企业债券在二级市场上的利差（王永钦和薛笑阳，2022；胡诗阳等，2023），第（2）列进一步控制企业所在地是否设立破产法庭的政策变量（ $Pcft_1$ ）。考虑到执行案件处理一般由债务人所在地法院审理，现有研究发现，我国开展的省以下人财物省级统一管理改革能够有效改善地方法治环境，提振企业投资信心和统一大市场建设（Liu et al., 2022；赵仁杰和张家凯，2022），第（3）列控制了企业所在城市是否实行省以下人财物省级统管改革（ $Syxtg_1$ ），结果表明在排除同期其他政策的影响后，审执分离带来的执行专业化促进商业信用发展的结论依然稳健。

附表 3 稳健性检验：排除其他改革

变量	(1)	(2) TC_yf_r	(3)	(4)	(5) TC_ys_r	(6)
$Szfl$	0.0220*** (4.6411)	0.0216*** (4.3388)	0.0204*** (4.0415)	0.0097*** (14.5229)	0.0096*** (14.2895)	0.0095*** (13.1187)
$Xytx_1$	0.0134** (2.0082)	0.0125* (1.8949)	0.0127* (1.9225)	0.0022** (1.9748)	0.0019* (1.7501)	0.0019* (1.7428)
$Pcft_1$		0.0101** (2.4687)	0.0104** (2.5255)		0.0019* (1.7298)	0.0019* (1.7267)
$Syxtg_1$			0.0083* (1.7417)			0.0003 (0.3647)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

地区控制变量_2010×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	34830	34830	34830	175341	175341	175341
Adj. R ²	0.7892	0.7893	0.7893	0.1270	0.1270	0.1270

（四）剔除部分样本

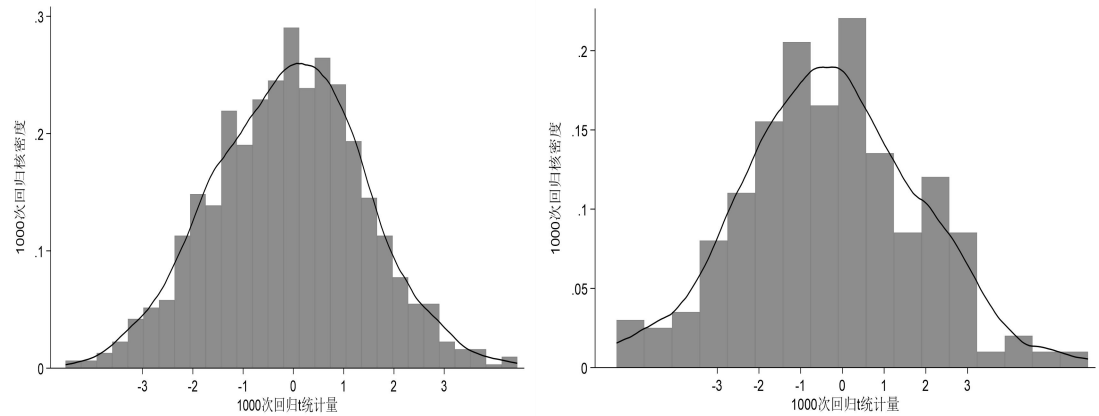
审执分离改革通过改善债权人预期促进商业信用发展,但是那些净利润率小于0的企业,其按期支付应付账款的难度更高,会影响到债权人对其提供商业信用的可能性。同时,净利润小于0的企业在债务无法偿还时,通过司法执行手段促进债权实现的难度也相对较大。因此,在附表4第(1)、(3)列中本文进一步剔除了净利润率小于0的样本,关于商业信用需求(TC_{yf_r})和商业信用供给(TC_{ys_r})的回归结果均未发生明显变化。进一步地,考虑到2020年突发的全球性公共卫生事件给司法系统带来了严峻的挑战,同时也对企业的商业信用造成了巨大的影响(李增福等, 2025)。为了排除全球性公共卫生事件对本文研究结论造成的影响,本文在剔除净利润率小于0的样本基础上,进一步剔除受全球公共卫生事件冲击较大的建筑业、房地产行业、交通运输业、仓储和邮政业、住宿和餐饮业、文化、体育和娱乐业等行业,仅保留较为平稳行业的企业样本重新进行回归。附表4第(2)、(4)列的结果显示,在排除了全球公共卫生事件的冲击后,本文的基本结论仍然成立。

附表4 稳健性检验：剔除部分样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TC_{yf_r}		TC_{ys_r}	
$Szfl$	0.0273*** (5.8221)	0.0307*** (6.7762)	0.0090*** (17.8102)	0.0090*** (17.1490)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量_2010×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	31051	28640	152744	140218
Adj. R ²	0.7987	0.7970	0.1447	0.1431

（五）置换检验

借鉴现有文献的普遍做法,分别随机抽样生成1000组假想的处理组样本,重复进行1000次回归进行置换检验,附图3、附图4的结果表明,随机生成的处理组1000次回归的 t 值大多聚集在0值附近,并且其绝对值均小于真实回归中的 t 值,这说明审执分离改革对企业商业信用融资的影响并非由其他不可观测的随机性因素导致的。



附图 3 商业信用需求 1000 次回归 t 值

附图 4 商业信用供给 1000 次回归 t 值

附录 3 分组分析

（一）所有制与盈利差异

不同所有制类型的企业，商业信用融资能力会存在明显差异，债权司法保护的政策效果也会不同。本文构造企业所有制变量 *nsoe*，改革前企业若为民营企业赋值为 1，国有（集体）企业则为 0，附表 5（1）列中交互项（*Szfl_nsoe*）系数显著为正，表明与国有企业相比，审判分离改革会显著提升民营企业商业信用融资水平。在商业信用融资中，供应商对客户商业信用供给还受客户经营状况和账款偿还能力的影响。第（2）列根据审判分离改革前一年企业净利润率是否小于中位数构造盈利差异变量 *lrl_d*，将净利润率低于中位数的企业定义为低利润率企业，赋值为 1，反之则为 0，交互项（*Szfl_lrl_d*）系数显著为正，表明审判分离改革主要提高了低盈利民营企业的商业信用融资。

（二）融资约束差异性

企业的商业信用需求与其面临的融资约束具有重要关系，特别是作为银行信贷的一种替代性融资方式，企业商业信用融资受到其整体融资约束的影响。附表 5 第（3）列根据审判分离改革前企业 KZ 指数是否大于中位数构造高融资约束虚拟变量（*kz_g*），大于中位数赋值为 1，反之为 0，第（4）列进一步使用 SA 指数度量融资约束，根据改革前一年企业 SA 指数是否大于中位数构造高融资约束虚拟变量（*SA_g*），大于中位数赋值为 1，反之为 0，交互项（*Szfl_kz_g* 和 *Szfl_SA_g*）的系数显著为正，表明审判分离能够提升高融资约束企业的商业信用获取能力。

附表 5 分组分析：企业层面差异性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	民营企业	民营企业	民营企业
<i>Szfl</i>	0.0147*** (2.5869)	0.0100* (1.6604)	0.0199*** (3.0329)	-0.0083 (-1.3417)
<i>Szfl_nsoe</i>	0.0135*** (3.4061)			
<i>Szfl_lrl_d</i>		0.0385*** (8.6110)		
<i>Szfl_kz_g</i>			0.0192*** (3.4940)	
<i>Szfl_SA_g</i>				0.0725*** (13.4705)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区控制变量_2010×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	34176	21411	21075	21279
Adj. R ²	0.7899	0.7986	0.7978	0.8063

（三）地区层面差异性

从债权司法保护的角度来看，在执行环节专业化改革的政策效果受到地方整体司法环境的影响，在实施省以下人财物省级统管的地区，地方法院司法活动受外部干扰较低，审判分离改革更有助于债权保护，对商业信用发展的影响也会更明显。附表 6 第（1）列引入企业所在地是否实施省以下人财物省级统管改革（*Syxtg_1*），如果企业所在地实施了省以下人财物省级统管改革则赋值为 1，否则为 0。交互项（*Szfl_syxtg*）估计结果表明，在实施省以下人财物统管的地区，审判分离改革更能够促进商业信用发展。考虑到各城市商业信用环境本

身存在较大差异，在低信用环境地区审判分离稳定商业信用预期的作用会更加明显，第（2）列根据《2015 年中国城市商业信用环境指数蓝皮书》中披露的 285 个地级市商业信用环境指数构造地区商业信用环境变量（*pm_2015*），将商业信用指数排名在后 1/2 的地区定义为城市低商业信用环境，赋值为 1，反之则为 0，交互项（*Szfl_pm_2015*）估计结果显示，在改革前城市商业信用环境指数较低的地区，审判分离改革对企业商业信用获取的正向影响更加显著。除此之外，地区间的经济发展程度会影响到企业信用的履行。与发达地区相比，经济欠发达地区的企业获取商业信用的难度更大，审判分离是否更有助于改善欠发达地区的商业信用，缩小地区间信用环境差异呢？第（3）列根据地级市 2015 年的人均 GDP 增长率构造地区经济发展程度变量（*gdp_2015*），将人均 GDP 增长率排名在后 1/2 的地区界定为经济欠发达地区，赋值为 1，反之则为 0，交互项（*Szfl_gdp_2015*）估计结果表明，审判分离改革对欠发达地区商业信用发展的正向作用更大。

附表 6 分组分析：地区层面差异性

变量	(1)	(2) <i>TC_yf_r</i>	(3)
<i>Szfl</i>	-0.0199* (-1.9266)	0.0062 (1.1457)	0.0146** (2.1297)
<i>Syxtg_1</i>	0.0009 (0.2205)		
<i>Szfl_syxtg</i>	0.0491*** (4.4709)		
<i>Szfl_pm_2015</i>		0.1200*** (7.2216)	
<i>Szfl_gdp_2015</i>			0.0150** (2.3810)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
地区控制变量_2010×年份固定效应	Yes	Yes	Yes
行业×年份固定效应	Yes	Yes	Yes
行业×城市固定效应	Yes	Yes	Yes
省份×年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	34830	28315	28369
Adj. R ²	0.7894	0.8033	0.7904

参考文献

- [1] 丁怡帆、马云飞和魏彦杰，2025，《以“信”助“融”：社会信用体系建设与企业商业信用融资》，《南方经济》第 4 期，第 80~102 页。
- [2] 胡诗阳、尹亮和祝继高，2023，《破产法庭设立、债权人保护与地方性商业银行风险》，《经济研究》第 12 期，第 95~112 页。
- [3] 李增福、张济平和连玉君，2025，《司法资源配置优化与企业商业信用治理——来自民事诉讼程序繁简分流改革的证据》，《金融研究》第 8 期，第 93~112 页。
- [4] 潘越、谢玉湘、宁博和梁师赫，2022，《数智赋能、法治化营商环境建设与商业信用融资——来自“智慧法院”视角的经验证据》，《管理世界》第 9 期，第 194~208 页。
- [5] 王永钦和薛笑阳，2022，《法治建设与金融高质量发展——来自中国债券市场的证据》，《经济研究》第 10 期，第 173~190 页。
- [6] 赵仁杰和张家凯，2022，《地方司法体制改革与企业投资——来自地方法院人财物省级统管的证据》，《经济学（季刊）》第 2 期，第 505~526 页。
- [7] Liu, E., Y. Lu, W. Peng and S. Wang, 2022, “Judicial Independence, Local Protectionism, and Economic Integration: Evidence from China”, *NBER Working Paper*, No. 30432.