

地方法院人财物省级统管改革与企业破产

——基于破产申请案件的经验证据

丁海 钱雪松 朱文博

目录

附录 I 中国企业破产退出难原因剖析	2
附录 II 数据具体获取与处理过程	4
附录 III 平行趋势检验与稳健性检验正文未报告部分	5
附录 IV 司法去地方化改革的有效性检验	11
附录 V 司法去地方化改革对城市破产企业数量的影响	14

附录 I 中国企业破产退出难原因剖析

破产是一项系统性工程,企业破产难的原因也是多方面的,具体如下所述。

其一,破产法治体系建设滞后。从立法方面看,尽管破产法以“申请和受理”专章规定了破产案件的立案和受理问题,但立法规定比较粗疏,缺乏较为详细的司法解释和操作规范,这导致破产立案受理成为制约破产审判和影响破产法实施的瓶颈问题。此外,法院受理审判破产案件的积极性不高。当前法官考核体制不合理,大多数地方法院仍将破产案件的受理数量、结案率等纳入一般民商事案件中考核。但是,破产案件一般较为复杂,涉及相关利益方众多,审理周期长,费时费力,这导致法官受理审判破产案件的动力不足,普遍不愿意受理、甚至拒绝审理破产案件。

其二,地方政府干预企业破产。在我国经济分权和官员激励机制的制度框架下,地方政府和主政官员阻止企业破产主要基于以下两个动机:一是维护社会稳定;二是维持地方财政收入和经济增长。一方面,社会稳定是地方政府和主政官员尤为关注的问题,而失业问题是影响社会稳定的重要因素(周黎安,2008;聂辉华和张雨潇,2015等),因此,地方政府有动机阻止企业破产以维持当地就业。具体地,企业破产倒闭会对当地就业造成直接的负面影响,给当地政府带来较大的人员安置压力。Bernstein et al.(2019)的研究发现,企业破产会对当地企业产生持久的负面外部效应,导致临近企业就业率下降。因此,地方政府和官员有较强的动机阻止辖区企业破产以维持当地就业,避免大规模裁员造成重大的社会动荡。另一方面,在经济分权体制下,财政收入和经济增长是地方政府和主政官员关注的重要经济目标,也是维持政府运转以及辖区基本支出的重要保障(周黎安,2007;范子英和张军,2009;徐现祥和王贤彬,2010),为了维持当地财政收入和经济增长,地方政府有动机阻止企业破产退出。具体地,辖区企业破产退出市场会导致地区生产总值减少,对经济增长产生负面冲击。而且企业破产退出也会减少地方政府财税收入。在生产型导向的财税制度下,营业税和增值税等与生产经营过程有关的流转税种在地方财政收入中占有较大比重,只要辖区企业有生产经营收入,即使利润为负,地方政府仍然可以获得稳定的财政收入。而企业破产会导致地方政府损失一部分财政收入。这样一来,对地方政府而言,辖区企业破产倒闭将意味着地区生产总值的减少、地方财政收入的流失(张钦昱,2016;徐阳光,2018;Li and Ponticelli, 2022),在以GDP考核为主的晋升锦标赛中,地方官员为了完成财政收入和经济增长等指标以实现政治晋升也有较强的动机阻止辖区企业破产退出。

而地方政府能够干预司法审判的根本原因在于,地方政府负责地方法院的人事安排和经费保障,这导致地方法院在案件审理中难以摆脱地方政府的干扰。具体地,为便于审判工作的顺利进行和方便公民参加诉讼,我国地方人民法院以行政区域为基础进行设置。在根据行政区域设定各级人民法院的制度框架下,中国各级地方人民法院,尤其是省以下各级人民法院形成了同级党委管理人事和同级政府保障经费的管理特征,这导致地方法院的独立性被削弱。具体如下所述。

其一,在法院人事管理上,由于法院的设置与行政区划挂钩,各级法院的职级配备、编制核定等人事安排均受到同级地方党委和人大的管辖。具体而言,一方面,地方各级人民法院的院长均由同级人民代表大会及其常务委员会任免并对其负责,在管理上由上级党委负责,法院其他组成人员由院长提请本级人大常委会任免,由本级党委负责人事管理。根据目前的组织制度,本级党委对法院院长具有“提出选拔任用建议的权利”^①,在具体实践中,地方党委意见在针对法院院长任内评价指标中占有较大权重,这导致同级党委对法院院长、副院长及其他院领导的任免均有很大干预权。另一方面,地方党委对法院内部的机构设置、机构人员编制、干部的职数、职级调整等事项也具有一定的决定权。法院历次机构改革、庭室增设、干部高配,最高人民法院的意见仅是指导性和建议性的,对于地方党委没有约束力,需由地方法院院长向地方党委请示,争取获得支持(刘忠,2012)。由此可见,地方党委和政府对法院的组织人事安排具有较强的影响力。

其二,在法院运行经费上,我国地方法院的财政经费呈现典型的地方型财政特征,即地方法院的财政经费长期且主要由同级财政保障,上级财政仅起到补助作用。以2009年全国法院经费收入总额为例,在467.77亿元经费收入中,中央政法转移支付资金79.8亿元,省级配套资金27.25亿元,同级财政投入360.72亿元,占总经费收入的77%(于晓虹,2017)。这样一来,中国地方法院的财政实际上是一种受外部控制的财政保障体制,在这种财政体制下,地方法院的财政经费额度由地方财政权力机构(政府、人大与党委)决定,进而导致地方法院运行经费对同级政府具有很大的依附性(陈卫东,2014)。

综上,由于在人事安排和经费保障上受到同级地方政府制约,地方法院就难以完全摆脱地方政府对司法权的干扰,一定程度上影响了司法公正。因此,当地方政府出于维稳和政绩需要阻碍企业破产退出时,地方法院往往不愿受理破产案件或者被迫提高破产案件的审查门槛,进而加剧了企业破产难问题,使得破产制度未能发挥其应有的社会经济调整作用。

^① “属于上级党委(党组)管理的,本级党委可以提出选拔任用建议。”见《党政领导干部选拔任用工作暂行条例》(1995年2月9日)第27条、《党政领导干部选拔任用工作条例》(2002年7月9日)第3条。

附录 II 数据具体获取与处理过程

本文所采用的 2009—2019 年中国公开的破产案件诉讼数据和各城市实施司法去地方化改革数据获取与处理过程如下。其一，本文实证分析主要基于 2009—2019 年中国公开的破产案件诉讼数据。具体地，一方面，我们从“全国企业破产重整案件信息网”获取了 2009—2019 年的破产案件数据。该网站由中国最高人民法院于 2016 年推出。另一方面，为了提高数据的准确性和可靠度，我们还从威科先行数据库中获取了相关破产诉讼数据。我们将上述两个来源的数据集合并，在此基础上，我们进行了以下处理：其一，运用文本分析方法在文书中提取企业名称，将其与工商注册数据匹配以得到企业基本特征（包括企业年龄、注册资本、行业、所有制属性等信息）；其二，剔除了重复案件以及破产企业基本特征和案件特征存在缺失的案件；其三，剔除了破产上诉案件和破产监督案件；其四，考虑到司法去地方化改革是在地级市层面实施，剔除了各省高级人民法院和省直辖市基层法院审理的破产案件。经过上述处理，我们最终得到本文使用的破产案件诉讼数据集。

其二，我们手工搜集整理了实施司法去地方化改革的试点城市名单及改革时间数据。具体地，我们综合《中国法院司法改革年鉴》（2013—2020 年卷）、省（地级市）人民法院官方网站、政府文件、新闻报道等多渠道搜寻了“省以下地方法院人财物省级统一管理”的试点城市及改革时间。具体地，《中国法院司法改革年鉴》（2013—2020 年卷）披露了各省份各年度试点法院的改革报告，我们从中获取了试点法院名单及改革时间，在此基础上，我们还结合省高级人民法院和地级市中级人民法院网站、省（地级市）人民政府网站以及当地媒体发布的新闻报道进行交叉验证。基于上述数据搜集方法，我们获取了地方法院人财物省级统管改革的试点名单和试点时间。根据统计，2014—2019 年，司法改革试点城市数量为 239 个，各年度试点城市数量分别为 16、6、56、73、72、16 个，未实施改革的的城市数量为 118 个。

附录 III 平行趋势检验与稳健性检验正文未报告部分

(1) 平行趋势检验

为了对平行趋势进行检验, 借鉴 Serfling (2016) 等人的做法, 本文采用事件研究法对平行趋势进行检验, 具体计量模型如下。

$$Case_File_{i,t} = \alpha + \beta_1 Before_{i,t}^{-4+} + \beta_2 Before_{i,t}^{-3} + \beta_3 Before_{i,t}^{-2} + \beta_4 After_{i,t}^0 + \beta_5 After_{i,t}^1 + \beta_6 After_{i,t}^2 + \beta_7 After_{i,t}^{3+} + \psi Treat_c \times T + (S_c \times f(t))' \theta + \mu_c + v_t + \theta_{ind} + \rho_{own} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中, $Before_{i,t}^{-k}$ ($k=2,3,4+$) 表示, 如果观测值处于改革前的第 k 年, 取值为 1, 否则为 0; 同理, $After_{i,t}^s$ ($s=0,1,2,3+$) 表示, 如果观测值处于改革后的第 s 年, 取值为 1, 否则为 0。值得指出的是, 由于较远年份观测值较少, $Before_{i,t}^{-4+}$ 表示观测值处于改革前的第 4 年及更早年份, $After_{i,t}^{3+}$ 表示观测值处于改革后的第 3 年之后年份, 这也是文献的通常做法。此外, 借鉴 Liu and Mao (2019) 的做法, 本文将改革前一年作为基期。

(2) 异质性稳健 DID 估计量

计量经济学最新文献指出, 当双重差分方法的应用场景从统一政策时点拓展到多期政策时点时, 这会带来异质性处理效应, 进而导致估计结果出现偏误 (De Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020; Callaway et al., 2021; Sun and Abraham, 2021; Goodman-Bacon, 2021)。其主要原因在于, 多期 DID 估计的本质是多个不同处理效应的加权平均, 权重可能存在为负的情形。在权重为负的情形下, 不同处理效应加权平均后得到的平均处理效应, 可能会与真实的平均处理效应方向相反。

为了解决多期 DID 估计中由异质性处理效应带来的偏误问题, 针对 TWFE 估计量的局限性, 部分计量经济学者提出了替代性的估计方法, 这类方法可以在存在异质性处理效应的多期 DID 设定中得到对 ATE 的无偏估计, 因此被称为“异质性稳健 DID 估计量” (Heterogeneity-robust DID Estimators)。具体地, 我们采用 Sun and Abraham (2021) 提出的稳健估计量来纠正上述偏误, 进而检验本章估计结果的可靠性。值得指出的是, 这一估计量在既有文献中得到广泛应用 (Liu et al., 2022; Braghieri et al., 2022; Biasi and Sarsons, 2022)。一方面, 与 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020)、Callaway et al. (2021) 等提出的估计量相比, 这一估计量具有相对较好的估计特性, 能够同时满足无偏性、有效性和一致性 (刘冲等, 2022); 另一方面, 这一估计量对应的 stata 命令 `eventstudyinteract` 能够与 `reghdfe` 命令配合使用, 进而允许控制大量的高维固定效应。基于上述原因, Sun and Abraham (2021) 提出的稳健估计量在目前的相关实证文献中应用广泛。

基于此, 我们运用 Sun and Abraham (2021) 提出的估计方法进行动态效应检验。图 III 1 显示, 在控制了多期 DID 估计中由异质性处理效应带来的偏误问题后, 平行趋势假设依然成立, 且在改革后, 试点城市企业破产案件的立案受理概率显著提升。上述结果表明在考虑异质性处理效应后, 我们的结果依然十分稳健。

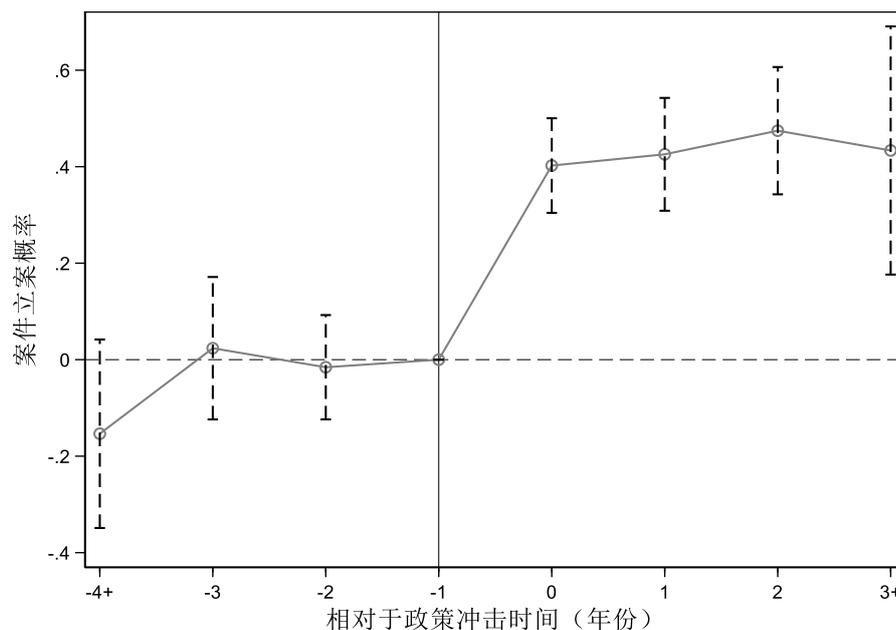


图 III 1 基于异质性稳健 DID 估计量 (Sun and Abraham (2021)) 的平行趋势

(3) 政策非随机性讨论

在基准回归中,我们引入一系列城市经济社会特征与时间趋势的交互项来排除潜在的政策选择标准对估计结果的影响,本节我们分别使用 PSM-DID、只保留试点城市以及安慰剂检验来进一步排除不同城市社会经济发展水平对试点城市选择的影响。具体如下所述。

具体地,借鉴既有文献做法 (Heyman et al, 2007),我们从控制组中匹配与发生司法“去地方化”改革概率极为接近的未改革城市,我们选取上文中一系列城市经济社会特征作为匹配变量,采用 Logit 模型的倾向得分匹配方法将预测概率值相近的样本进行配对,并剔除未成功配对的样本,得到一组与处理组有类似特征的控制组样本,采用倾向得分匹配后的样本重新进行双重差分估计。表 III 1 为倾向得分匹配的平衡性检验,结果显示,匹配后试点城市与非试点城市之间的经济社会特征差异进一步缩小,表明我们的匹配是有效的。基于 PSM-DID 的估计结果如表 III 2 第 (1) 列所示,结果显示,尽管剔除未成功配对的样本后样本数量有所减少,但 *Jud_Reform* 的估计系数仍然在 1% 水平显著为正,且估计值大小与基准结果较为相近,这表明在克服实验组和对照组城市之间的特征差异后,基准回归的结论仍然成立。

其二,尽管我们通过引入一系列城市经济社会特征与时间趋势的交互项、运用 PSM-DID 等方法来排除潜在的政策选择标准对估计结果的影响,但仍然可能存在一些非观测城市特征因素影响试点选择,进而对我们的估计产生干扰。基于此,为了排除上述影响,进一步减少实验组和控制组之间的特征差异,借鉴 Cao et al. (2021) 的做法,我们只选取试点城市进行 DID 估计。表 III 2 第 (2) 列结果显示, *Jud_Reform* 的估计系数依然在 1% 水平显著为正,这进一步排除了试点和非试点城市特征差异对本文估计结果的干扰。

表 III 1 PSM 平衡性检验

变量	处理组	控制组	差异	P 值
	(1)	(2)	(3)	(4)
人均 GDP (<i>lnGDP_Per</i>)	10.474	10.455	0.019	0.844
经济增长率 (<i>Growth</i>)	12.098	12.317	-0.219	0.504
第二产业占比 (<i>Second</i>)	53.551	53.137	0.414	0.782
第三产业占比 (<i>Third</i>)	34.103	34.155	-0.052	0.968
固定资产投资 (<i>lnInvest</i>)	6.967	6.965	0.002	0.991
财政压力 (<i>Fis_Gap</i>)	2.636	2.788	-0.152	0.620
失业率 (<i>Unemploy</i>)	3.193	3.237	-0.044	0.697
法院案件审理数量 (<i>lnCases</i>)	9.459	9.389	0.070	0.661
总人口 (<i>lnPop</i>)	6.111	6.097	0.014	0.891
新增市场主体 (<i>lnFirms</i>)	10.094	10.069	0.025	0.841
外商直接投资 (<i>lnFDI</i>)	11.890	11.922	-0.032	0.921
互联网普及率 (<i>Web</i>)	37.922	38.429	-0.507	0.889
在校大学生数 (<i>lnCollege</i>)	5.083	5.051	0.031	0.755
是否沿海 (<i>Coastal</i>)	0.103	0.103	0.000	1.000
到省会距离 (<i>lnDist_Cap</i>)	4.692	4.674	0.018	0.946

表 III 2 政策非随机性讨论

	被解释变量: <i>Case_File</i>	
	PSM 匹配	只保留试点城市
	(1)	(2)
<i>Jud_Reform</i>	0.364*** (0.053)	0.458*** (0.049)
<i>Treat</i> × <i>T</i>	Yes	Yes
<i>Firm-Level Controls</i>	Yes	Yes
<i>City traits</i> × <i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Ownership FE</i>	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	5496	6227
<i>Adj R-squared</i>	0.534	0.340

注: 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误, *, **和***分别代表在 10%, 5%和 1%的水平上显著。

其三,虽然双重差分法可以避免实证结果受到同时影响实验组和对照组的共同因素干扰,但有些遗漏因素可能会对实验组和控制组产生异质性影响,进而导致实证结果受到遗漏变量或者随机因素的干扰。基于此,本文借鉴 Chetty et al. (2009)、Li et al. (2016) 等人的做法

构造安慰剂检验,来判断司法去地方化改革对地方破产案件受理概率的正向影响是否是由其他随机性因素引起的,这一方法近年来在检验政策之外其他随机性因素的影响时得到了广泛应用。具体地,本文按照地方法院人财物省级统管的实际试点情况,随机抽取实施地方法院人财物省级统管的地区和年份,在此基础上重新生成 *Jud_Reform* 变量进行回归,并得到相应的 β 估计值。我们利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤 500 次,并将所得系数的分布情况绘制在图 3 中。由于虚假的 *Jud_Reform* 变量是本文随机抽取的,因此,本文预期虚假的 *Jud_Reform* 变量的系数应该与 0 没有显著差异。否则,将表明本文的基准回归估计结果有偏误,受到未观测到的遗漏变量的影响。图 III2 为 500 次估计的系数分布图,基准回归结果如 III2 中的右侧竖线所示。可以发现, *Jud_Reform* 估计系数近似服从以 0 为均值的正态分布,且本文基准回归系数 0.361 落在虚假回归系数分布的高尾位置,其在城市安慰剂检验中属于小概率事件。因此,我们可以认为,司法去地方化改革对地区破产法制环境的显著正向影响不是由遗漏变量或者随机因素导致的。

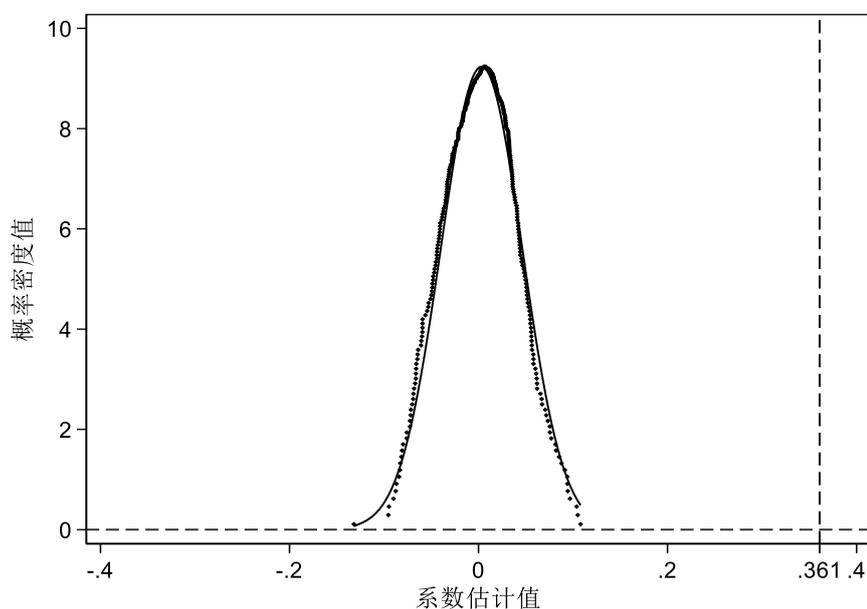


图 III2 安慰剂检验

(4) 其他稳健性检验

我们还进行了其他的稳健性检验。其一,我们检验不同的估计方法是否会对本文结论产生影响。具体地,我们分别采用 Probit 和 Logit 回归进行稳健性测试。表 III3 第 (1) 和 (2) 列结果显示,在不同估计方法下, *Jud_Reform* 均显著为正。

其次,基准回归中我们将标准误差在城市层面聚类,但在哪一层面聚类并无严格的标准。本节我们分别从省份、行业、城市-行业三个层面进行聚类。估计结果如表 III3 第 (3) 至 (5) 列所示。结果显示,在改变聚类方法后, *Jud_Reform* 的估计系数均在 1% 的水平下显著为正。因此,基准回归得出的结论不受标准误差聚类层面的影响。

其三,地方法院人财物省级统管改革首先确定省份名单,然后再在省内确定试点城市名单,因此省级层面的一些遗漏变量可能会对估计结果产生干扰。因此,表 III3 第 (6) 列进一步控制了省份-年份固定效应,结果显示,在引入省份-年份固定效应后, *Jud_Reform* 的估计

系数依然为正, p 值为 0.012, 在接近 1%的水平上显著。

其四, 我们只选取了我国推行立案登记制改革之后的样本进行稳健性检验。有些地方可能会指示法院不接受破产申请材料, 不进行登记, 这可能会对本文结果产生干扰。2015年5月1日, 人民法院案件受理制度由立案审查制变为立案登记制。在立案登记制下, 当事人只要提供符合形式要件的诉状, 法院应当一律接收, 因此能够有效杜绝“地方政府不让法院登记企业破产申请”的行为。基于此, 我们只选取了立案登记制改革后的样本进行估计, 表III3第(7)列显示, 本文估计结果依然稳健。

其五, 城市企业数量越多, 破产案件可能越多, 进而可能会影响破产审判。基于此, 我们采用工商企业注册数据计算了城市每年的存续企业数量。具体计算方法为, 当年存续企业数量=截止当年城市累计注册企业数量-截止当年城市累计退出企业数量。表III3第(8)列结果显示, 在控制了城市当年的企业数量后, 基准回归结果依然稳健。

表III3 其他稳健性检验

	被解释变量: <i>Case_File</i>							
	改变估计方法		改变聚类方法			控制省-年 固定效应	立案登记制 后的样本	控制企业 数量
	<i>Probit</i>	<i>Logit</i>	省份	行业	城市-行业			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
<i>Jud_Reform</i>	1.047*** (0.243)	1.855*** (0.433)	0.362*** (0.057)	0.362*** (0.030)	0.362*** (0.048)	0.270** (0.107)	0.359*** (0.049)	0.360*** (0.045)
<i>Treat×T</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm-Level Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City traits×Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm_Number</i>								Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ownership FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province-Year FE</i>						Yes		
<i>Observations</i>	9421	9421	9421	9421	9421	9380	8393	9421
<i>Adj R-squared</i>	0.315	0.316	0.398	0.398	0.398	0.428	0.393	0.397

注: 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误, *, **和***分别代表在 10%, 5%和 1%的水平上显著。

最后, 我们针对法院管辖权引致的潜在样本选择问题进行讨论^①。具体地, 如果企业可以自由选择破产申请的法院, 比如, 一家集团企业既可以选择在分公司或分公司属地提起破产申请, 也可以在总部所在地提起申请, 这就会带来样本选择性问题的, 导致估计偏误。但值

^① 感谢审稿专家的宝贵建议。

得指出的是,根据我国法律规定,破产案件的地域管辖属于专属管辖,法律对地域管辖的规定具有唯一性、强制性和排他性^①,因此,破产案件中的样本选择性问题不大。从法律规定来看,集团企业也难以根据子公司或者分公司的不同地址来策略性选择破产申请的管辖法院。具体而言,一方面,分公司不具备法人资格,因此无权申请破产;另一方面,子公司具有独立法人资格,其与母公司的破产主体资格是相互独立的,即母公司破产,子公司不一定破产,反之亦然。此外,母公司和子公司注册地在同一地点的,破产申请由同一法院管辖;若母公司和子公司注册地不在同一地点,则应分别由各自注册地的法院管辖。综上分析,企业破产申请中并不存在基于法院管辖权的样本选择问题。

^① 企业破产法第三条规定了破产案件地域管辖的基本原则,即“由债务人住所地人民法院管辖”。对“债务人住所地”的概念,《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国民事诉讼法〉的解释》第三条规定:“法人或者其他组织的住所地是指法人或者其他组织的主要办事机构所在地。”根据上述法律规定,破产案件的地域管辖属于专属管辖,法律对地域管辖的规定具有唯一性、强制性和排他性。具体地,一方面,破产案件的地域管辖只有“债务人住所地”一项确认标准,具有唯一性,不像一些民商事案件可以同时有两个甚至两个以上具有管辖权的法院。另一方面,破产案件的地域管辖具有强制性,只能依法确定,既不能由当事人协议选择管辖法院,也不能由法院之间任意协商确定。此外,由于破产案件只有一个判断地域管辖的标准,也就只能有一个法院有法定的地域管辖权,具有明确的排他性。

附录IV 司法去地方化改革的有效性检验

为了验证改革的有效性,本节我们实证考察地方法院的人事任命和财政预算是否真正实现了省级统管。具体地,为了实证检验司法去地方化改革对地方法院人事任命和财政预算的直接影响,我们手工搜集了中级法院院长^①的简历信息以及地级市财政支出数据。实证结果显示,司法去地方化改革实施后,省以下法院的人事任命和财政预算确实实现了省级统一管理。具体如下所述。

其一,为了实证考察司法去地方化改革是否实现了地方法院人事任命权的省级统管,我们从百度百科、中级法院网站、媒体报道等渠道手工搜集了2010—2020年我国中级人民法院院长的简历信息(涵括院长姓名、性别、年龄、民族、学历、专业、上任前任职信息等),并从中识别出616次中级法院院长换届数据。具体地,在改革之前,同级地方政府对当地法院院长的人事任命具有较大的话语权,往往从当地进行选拔,加剧了司法的地方化问题,但是在改革之后,中级法院院长的任命权上收到省政府,中级法院院长的候选人不再局限于当地,省政府和省高院可以从全省范围内选拔任命。这样一来,如果我们能够观察到中级法院院长的异地任职显著增多,这能够在一定程度上证明改革后确实实现了法院人事任命的省级统一管理。基于这一逻辑,我们考察省以下法院人财物省级统管改革之后,中级法院院长的异地任职是否显著增多。

表IV1 司法去地方化改革对中级法院院长任职的影响

	被解释变量: <i>Nonlocal_Appoint</i>	
	(1)	(2)
<i>Jud_Reform</i>	0.155** (0.078)	0.275*** (0.087)
<i>Individual-Level Controls</i>		Yes
<i>City traits</i> × <i>FE</i>		Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	616	426
<i>Adj R-squared</i>	0.260	0.479

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,*、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著。

具体地,我们以2010—2020年全国中级法院院长的616次换届作为回归样本,在此基础上构造了异地任职变量*Nonlocal_Appoint*,如果此次换届的中级法院院长由其他地级市调任,则取值为1,否则取值为0。在回归模型中,我们进一步控制了换届的中级法院院长的个人层面的特征,包括性别、年龄、民族、学历、是否为法学专业。估计结果如表IV1所示,

^① 我们尝试过搜集基层法院院长的个人信息,但是由于基层法院院长级别较低等原因,相关信息披露情况较差,缺失十分严重,因此,考虑到数据可得性问题,我们以中级法院院长为分析对象。

结果显示,在改革实施后,与非试点地区相比,试点地区的中级法院院长由外地调任的概率显著提升 27.5%,相当于样本均值(0.508)的 54.1%。这一结果能够在一定程度上证明,省以下法院人财物省级统管之后,省政府对省以下法院的人事任命权显著增强。值得指出的,地方法院院长异地任职也有助于打破司法的地方化问题。

其二,我们搜集了地级市政府的财政支出明细数据,以实证考察司法去地方化改革是否实现了地方法院财政预算权的省级统管。

一方面,我们从省级统计年鉴以及地级市统计年鉴中手工搜集了 2010—2020 年地级市财政支出分项数据,剔除缺失样本,共得到 193 个地级市的财政支出分项数据。值得指出的是,2007 年财政预算编制改革之后,法院财政支出包含在“公共安全支出”类目下,“公共安全支出”包括公安、检察院、法院、司法、其他公共安全支出的财政支出。而大部分地级市财政支出分项只公布到“公共安全支出”一级,并未进一步单列法院财政支出,考虑到“公共安全支出”中法院支出之外的支出并未受影响,因此,我们考察司法去地方化如何影响地级市公共安全支出。如果实现了财政预算省级统管,地级市公共安全支出会显著下降。

回归结果如表 IV2 所示。第(1)列结果的因变量为地级市公共安全支出的对数值,结果显示,*Jud_Reform* 的估计系数为-0.1,并在 1% 水平显著,意味着司法去地方化改革实施后,地级市公共安全支出显著减少 10%。值得指出的是,《中国财政年鉴》披露了全国层面的地方财政支出中的法院支出数据,根据这一数据,我们计算出样本期内,法院财政支出占公共安全支出的比例为 11.1%。而我们的结果显示,改革后,地级市公共安全支出减少 10%,几乎等于法院支出在公共安全支出中的占比,在其他公共安全支出不受影响的条件下,这意味着,改革后地级市的法院支出接近为 0。此外,为了排除上述效应是因为改革后试点城市的财政支出下降趋势导致的,我们还考察了司法改革对地级市财政总支出的影响,回归结果如表 IV2 第(2)列所示,结果显示,司法改革后,地级市财政总支出并没有显著变化。

表 IV2 司法去地方化改革对地级市法院财政支出的影响

被解释变量:	<i>lnsecurity_exp</i>	<i>lntotal_exp</i>	<i>lncourt_exp</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Jud_Reform</i>	-0.100*** (0.037)	0.014 (0.023)	-1.292*** (0.456)
<i>Treat</i> × <i>T</i>	Yes	Yes	Yes
<i>City traits</i> × <i>FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1877	1877	880
<i>Adj R-squared</i>	0.979	0.990	0.733

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,*,**和***分别代表在 10%,5%和 1%的水平上显著。

另一方面,少部分地级市统计年鉴以及地级市政府年度预算报告中会披露公共安全支出

中不同分项的支出情况,我们运用地级市政府针对法院的财政支出数据(Lei and Li, 2022)^①,剔除缺失样本,共得到 880 个地级市-年度的样本观测值。基于上述数据,我们构造了地级市政府针对法院的财政支出变量(*Incourt_exp*),以对数值衡量。回归结果如表 IV2 第(3)列所示,结果显示,*Jud_Reform* 的估计系数在 1%水平显著为负。从经济含义来看,地方法院人财物省级统管改革实施后,与非试点城市相比,试点城市针对地方法院的财政支出下降幅度在 100%左右,这意味着,改革后地级市针对地方法院的财政支出接近为 0。综上,上述结果一定程度上表明,改革后,地级市的法院财政预算权确实收归省政府。

^① 非常感谢雷镇环教授对本文中地级市政府针对法院的财政支出数据的支持。

附录 V 司法去地方化改革对城市破产企业数量的影响

本节我们构造了城市层面破产企业数量的因变量,考察了司法去地方化改革对城市成功破产企业数量的影响。具体地,我们分别计算了如下三个指标:城市每年成功破产企业数量、成功破产企业数量/当年存续企业数量、成功破产企业数量/当年僵尸企业数量。表V1显示,基于不同指标的实证结果一致表明,司法去地方化改革后,城市层面的破产企业数量显著增多。具体如下所述。

其一,表V1第(1)列的因变量为城市层面的年度破产企业数量($\ln Bankrupt_firms$),并进行了对数化处理。结果显示, Jud_Reform 的估计系数在5%水平显著为正,即司法去地方化改革实施后,与非试点城市相比,试点城市每年成功破产的企业数量显著增加。

其二,为了排除不同地区企业数量差异的干扰,在表V1第(2)列中,我们将因变量更换为破产企业数量与存续企业数量的比值。结果显示, Jud_Reform 的估计系数依然在5%水平显著为正。

表 V1 司法去地方化改革对城市破产企业数量的影响

被解释变量:	$\ln Bankrupt_firms$	$Bankrupt_firms/Total_firms$ ^①	$Bankrupt_firms/Zombie_firms$
	(1)	(2)	(3)
Jud_Reform	0.058** (0.024)	0.014** (0.006)	0.207* (0.116)
$Treat \times T$	Yes	Yes	Yes
$City\ traits \times Year\ FE$	Yes	Yes	Yes
$City\ FE$	Yes	Yes	Yes
$Year\ FE$	Yes	Yes	Yes
$Observations$	3608	3608	1224
$Adj\ R-squared$	0.406	0.149	0.270

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,*,**和***分别代表在10%,5%和1%的水平上显著。

其三,我们尝试构造破产企业数量占当地僵尸企业总量的比例。经过查阅文献发现,由于识别僵尸企业需要用到企业财务数据,所以既有文献均是利用中国工业企业数据库或者上市公司数据库^②来识别和计算地区僵尸企业数量(黄少卿和陈彦,2017;李旭超和宋敏,2021;邵帅等,2021;许年行等,2023)。但是,中国工业企业数据库只公开到2014年,而本文司法去地方化改革时间是2014年才开始,所以我们无法基于中国工业企业数据库来计算当地的僵尸企业数量。综上,考虑到数据可得性问题,我们只能采用上市公司数据来相对粗略地计算城市层面的僵尸企业数量。

具体地,借鉴既有文献针对上市公司的测度方法(黄少卿和陈彦,2017;许年行等,2023),我们识别上市公司是否为僵尸企业的方法如下:在对上市公司连续三年扣除补贴后的实际利

^① 考虑到估计系数的可读性,我们将因变量进行了百分比转换。

^② 值得指出的是,工商企业注册数据包含了中国的所有企业,因此是能够最全面反映地区僵尸企业分布数量的理想数据库,但识别僵尸企业需要用到企业财务数据,而工商企业注册数据库中的企业并没有对外披露年报的要求,因此,我们无法采用工商注册数据识别和计算地区僵尸企业数量。

润总额进行平滑时,我们分别对 $t-2$ 至 t 年、 $t-1$ 至 $t+1$ 、 t 至 $t+2$ 的三个连续三年的实际利润总额进行加总,若以上三个总和只要有一个小于 0,则该企业在 t 年被识别为是僵尸企业。基于上述方法,我们计算出了城市层面的上市企业僵尸企业数量,构造了破产企业数量与僵尸企业数量的比值这一指标,表 V1 第 (3) 列结果显示, *Jud_Reform* 的估计系数依然显著为正,与我们的预期一致。

参考文献

- [1] Bernstein, S., E. Colonnelli, X. Giroud, and B. Iverson, “Bankruptcy Spillovers”, *Journal of Financial Economics*, 2019, 133(3), 608-633.
- [2] Biasi, B., and H. Sarsons. “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2022, 137(1), 215-266.
- [3] Braghieri, L., R. Levy, and A. “Makarín, Social Media and Mental Health”, *American Economic Review*, 2022, 112(11), 3660-93.
- [4] 陈卫东, “司法‘去地方化’: 司法体制改革的逻辑、挑战及其应对”, 《环球法律评论》, 2014 年第 1 期, 第 57—61 页。
- [5] Callaway, B., and P. H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200-230.
- [6] Cao, G., C. Liu, and L. Zhou, “Suing the Government Under Independent Jurisdiction: Evidence from Administrative Litigation Reform in China”, Available at SSRN 3986268, 2021.
- [7] Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, “Salience and Taxation: Theory and Evidence”, *American Economic Review*, 2009, 99(4), 1145-77.
- [8] De Chaisemartin, C., and X. d’Haultfoeuille, “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-96.
- [9] 范子英、张军, “财政分权与中国经济增长的效率——基于非期望产出模型的分析”, 《管理世界》, 2009 年第 7 期, 第 15—25+187 页。
- [10] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [11] 黄少卿、陈彦, “中国僵尸企业的分布特征与分类处置”, 《中国工业经济》, 2017 年第 3 期, 第 24—43 页。
- [12] Heyman, F., F. Sjöholm, and P. G. Tingvall, “Is there Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer–Employee Data”, *Journal of International Economics*, 2007, 73(2), 355-376.
- [13] 李旭超、宋敏, “僵尸企业债务支付拖欠与民营企业全要素生产率”, 《世界经济》, 2021 年第 11 期, 第 49—74 页。
- [14] 刘冲、沙学康、张妍, “交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择”, 《数量经济技术经济研究》, 2022 年第 9 期, 第 177—204 页。
- [15] 刘忠, “条条与块块关系下的法院院长产生”, 《环球法律评论》, 2012 年第 1 期, 第 107—125 页。
- [16] Lei, Z., and Y. Li, “Judicial Independence through Recentralization: Evidence from China”, Available at SSRN, 2022, 4052769.
- [17] Li, B., and J. Ponticelli, “Going Bankrupt in China”, *Review of Finance*, 2022, 26(3), 449-486.
- [18] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [19] Liu, E., Y. Lu, W. Peng, and S. Wang, “Judicial Independence, Local Protectionism, and Economic Integration: Evidence from China”, *National Bureau of Economic Research*, 2022.
- [20] 聂辉华、张雨潇, “分权、集权与政企合谋”, 《世界经济》, 2015 年第 6 期, 第 3—21 页。
- [21] 邵帅、尹俊雅、王海、杨莉莉, “资源产业依赖对僵尸企业的诱发效应”, 《经济研究》,

- 2021年第11期,第138—154页。
- [22] Serfling, M., “Firing Costs and Capital Structure Decisions”, *The Journal of Finance*, 2016, 71(5), 2239-2286.
- [23] Sun, L., S. and Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 175-199.
- [24] 徐现祥、王贤彬,“晋升激励与经济增长:来自中国省级官员的证据”,《世界经济》,2010年第2期,第15—36页。
- [25] 徐阳光,“破产程序中的税法问题研究”,《中国法学》,2018年第2期,第208—227页。
- [26] 许年行、王崇骏、章纪超,“破产审判改革、债权人司法保护与企业创新——基于清算与破产审判庭设立的准自然实验”,《金融研究》,2023年第6期,第150—168页。
- [27] 于晓虹,“‘去地方化’与‘去行政化’的博弈与平衡——2014年以来法检人财物省级统管改革再审视”,《中国法律评论》,2017年第5期,第187—198页。
- [28] 张钦昱,“软预算约束视角下破产清算程序之反思及重构”,《法商研究》,2016年第3期,第92—101页。
- [29] 周黎安,《转型中的地方政府:官员激励与治理》。上海:格致出版社,2008年。
- [30] 周黎安,“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”,《经济研究》,2007年7期,第36—50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。