

政策导向、官员变更与企业破产

——来自裁判文书的证据

胡佳胤 黄北辰 向昊天 张英广*

摘要: 本文首次通过企业破产裁判文书数据探究了中央政策导向和地方官员变更对企业破产的影响。我们利用 2016 年中央推动企业破产改革的政策目标和各地官员变更的年份差异进行多期双重差分分析,发现 2016 年之后的官员变更提升了当地企业破产数量,推动了破产制度建设。这一影响在新官员调任自外地或上级单位的样本中更为显著,而在 2016 年之前不显著,反映出中央政策导向的关键作用。本文揭示出中央与地方关系互动对破产制度建设的重要意义。

关键词: 企业破产; 官员变更; 政策导向

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.07

一、引言

企业破产制度是市场经济的关键基础设施,是实现市场主体有序退出和资源要素优化配置的重要途径。已有研究表明,运行良好的破产制度有助于促进企业的投资与创新 (Acharya and Subramanian, 2009),平衡债权人与股东的利益冲突 (Djankov et al., 2008),加速市场出清与经济复苏 (Hoshi et al., 1990),对宏观经济和地区发展有着重要影响。然而,我国长期存在企业“破产难”“立案难”的问题。这一难题不仅在大型“僵尸企业”中表现明显,更广泛存在于中小型企业的经营活动中 (钟志强等, 2017)。企业破产难现象背后的一个重要原因就在于地方政府缺乏完善破产制度的动力 (唐应茂, 2008; 聂辉华等, 2016; 王欣新, 2016; 黄少卿和陈彦, 2017)。由于地方破产审判的“人、财、物”严重不足,加上企业破产可能引起的社会稳定成本,地方法院常常采用提高企业破产的门槛、延缓或拒绝接受破产案件的处理方法,导致我国企业“破产难”现象长期存在 (唐应茂, 2008)。

2016 年以来,党中央、国务院的一系列重要政策性文件都将推动企业破产改革摆在了重要位置,引导地方政府推进企业破产制度建设。2015 年 12 月,中央经济工作会议提出“要依法为实施市场化破产程序创造条件,加快破产清算案件审理”。2016 年 3 月 5 日,国务院《政府工作报告》中指出要“采取兼并重组、债务重组或破产清算等措施,

* 胡佳胤,北京大学中国经济研究中心,北京大学国家发展研究院;黄北辰,北京大学国家发展研究院;向昊天、张英广,北京大学光华管理学院。通信作者及地址:黄北辰,北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学,100871;电话:13317338035;E-mail: bchuang2019@nsd.pku.edu.cn。作者感谢陈方豪、陈拓、承子琛、李波、李力行、李京鸿、雷镇环、刘俏、刘松瑞、聂卓、王绍达、王博贤、席天扬、许德峰、姚洋、周黎安、周晓时提出的宝贵意见,感谢李泓宇、刘晴、吕金泰同学出色的助研工作。

积极稳妥处置“僵尸企业””。2016年5月,最高人民法院发布了《关于依法开展破产案件审理积极稳妥推进破产企业救治和清算工作的通知》。解决企业“破产难”问题成为一个重要的中央政策目标。

在这一政策背景下,本文探究了地方官员变更在缓解企业“破产难”问题中所发挥的作用。在事权集中于地方政府的中国,新政策的实质推行往往有赖于地方政府的响应(姚洋和张牧扬,2013; Xu and Yao, 2015),而新上任的官员历史包袱较小,往往能更有力地响应中央的最新政策。我们利用各地官员变更的年份差异构建了多期双重差分(staggered difference-in-differences)模型进行回归分析,发现在2016年之后发生官员变更的城市,在新官上任后企业破产案件数量的增幅更大。这表明相比于改革前已经在任的官员,在改革目标提出后新上任的官员更加有力地响应了中央提出的推动企业破产的目标导向。

在具体制度建设上,我们发现在2016年之后发生官员变更的城市在地方破产管理人协会的建立上更为积极,其所在地人民法院对破产案件的受理概率更高。更进一步,相较于本地调任的官员,由外地调任的官员对该地企业破产的推动力度更大。这与后者在当地的政企关系较弱、利益牵涉较少的理论是一致的。此外,我们通过事前趋势检验和安慰剂检验发现,在2016年企业破产改革目标提出前,官员变更对所在城市的破产案件数量并没有显著的提升作用。这表明官员变更本身带来的影响不足以带来企业破产案件数的大幅上升,而必须与特定年份中央政策导向的改变相挂钩。

本文揭示了中央政策导向与地方人事变动对于企业破产制度建设所产生的重要影响,对文献主要有如下三方面贡献:第一,我们通过整理两万余份企业破产裁判文书微观数据,构建了具有普遍代表性的中国企业破产数据库,极大地拓展了我国企业破产分析的研究范围。对于企业破产数据的构建完善一直是经济金融学的热门研究主题之一。例如,Altman(1984)通过阅读19家美国企业破产裁判文书,对企业破产成本进行了初步估计。Bris et al.(2006)通过阅读1995—2001年美国纽约州与亚利桑那州300份裁判文书,在更大样本下对企业破产成本进行了估计。由于数据的缺乏,此前对我国企业破产及其制度建设的定量研究还较为有限。在新兴的文献中,Zhao et al.(2021)和Li and Ponticelli(2022)基于全国破产企业案件重整信息网(以下简称“重整信息网”)中约2000家企业的破产数据,分别研究了企业破产的空间外溢效应和专业的破产审判庭设立的影响。而本文通过整理裁判文书网在2014—2019年的企业破产裁判文书数据,构建了包括约19000家企业的破产数据样本。我们的样本不仅包括了具备重整或资产整体清算变现条件的大中型企业,也包含了广大中小型企业,因此对于研究地方基础性的企业破产制度建设更具意义。

第二,我们深入探究了地方政府官员变更对企业破产的影响,拓展了公司金融学和政治经济学的交叉领域研究。前人文献对破产制度影响因素的分析相对集中在司法效率领域,而很少讨论背后的政治经济学因素。事实上,官员在地域经济发展、制度建设中常常发挥重要的作用(Jones and Olken, 2005; Earle and Gehlbach, 2015; Dasgupta, 2018)。我们将企业破产数据和官员履历数据相结合,发现在中央提出企业破产改革的政策导向后,官员变更会带来当地企业破产数量的增加,更有效地推动解决我国存在已久的企业“破产难”问题。更进一步,我们发现来自外地或省机关的新任官员对完善企

业破产制度的响应程度更高，当地企业破产数量增幅更大。这反映出由外地或者上级机关（如省直机关）调任的官员与本地企业联系较少（王贤彬和徐现祥，2008；陈刚与李树，2012；梁平汉和高楠，2014；Xu et al., 2018），就任后“历史包袱”小，更可能迅速响应中央推动企业破产改革的新政策。因此，本文不仅为企业破产文献补充了政治经济学的视角和机制分析，还为经典的官员调动和政商关系文献（陈刚和李树，2012；Shi et al., 2021）提供了来自公司金融领域的新颖实证证据。

第三，本文为理解近年来我国在企业破产改革领域取得的实践成就提供了理论解释和实证证据。企业破产成本的降低对优化市场要素配置、鼓励创新与投资、推动经济高质量发展有着重要作用。厘清我国自上而下的企业破产改革推动机制对于深入完善企业破产制度、评估供给侧结构性改革落实情况、进一步支持“三去一降一补”政策目标有着重要意义。我们发现在2016年解决企业“破产难”问题成为中央供给侧结构性改革政策目标后，有新市委书记上任的城市在推动企业破产改革的成效上更明显。这一积极作用不仅体现在企业破产数量增加、企业破产申请受理概率更高上，还体现在企业破产制度基础设施的完善中。例如，这些城市会加大地方性破产制度的建设，推动当地破产管理人协会的建立，同时也会减少干预地方法院对企业破产案件的受理。我们注意到官员变更对企业破产的影响在2016年以前并不显著，这从侧面印证了中央政策导向对地方推行企业破产改革的关键作用。本文的结果还揭示了供给侧结构性改革与企业破产实践之间的有机互动，对探索供给侧结构性改革宏观经济影响的文献起到了重要补充（席鹏辉等，2017；周开国等，2018；徐业坤和马光源，2019）。

本文余下全文的结构如下：第二部分回顾了中国企业破产制度的演进历程并提出了本文的理论假说；第三部分介绍了基于裁判文书的企业破产数据库的构建，并基于描述性统计数据展示了2016年后的官员变更与企业破产案件数增幅之间的关联；在第四部分中，我们展示了官员变更对企业破产案件数量影响的多期双重差分回归分析，并通过事前趋势检验和安慰剂检验排除了一系列替代性假说；第五部分进一步进行了机制讨论和异质性分析；第六部分为本文的结论与政策建议。

二、背景与理论假设

（一）我国企业面临的“破产难”问题

对于包括中国在内的新兴经济体而言，企业破产制度是一个舶来品。直到2006年《中华人民共和国企业破产法》（以下简称《破产法》）出台，我国才有了第一部较为完备的企业破产法律（兰秀文，2012；李曙光，2013）。尽管正式的法律文件已经颁布，但我国在破产制度上的“基础设施”并不发达。在司法实践中，企业的实际破产成本仍然居高不下，“破产难”问题依然突出。

“破产难”现象背后的深层次原因之一，是地方政府在推动《破产法》落地实践动力上的缺失。这主要有三方面体现：第一，地方政府对企业破产的理解不足，又或是出于对破产案件所牵涉的社会稳定问题的担心，并不鼓励资不抵债的企业通过破产的方式

退出市场^①(王欣新, 2016)。第二, 地方政府对地方法院破产审判的“人财物”支持不足。例如, 破产案件任务繁重, 但破产案件与普通民事案件的绩效评估差别不大, 这导致地方法院接受破产案件的激励不足。另外, 法官在企业破产审判领域的专业能力不足, 部分法官对《破产法》的认识残留计划经济时代特征(Li and Ponticelli, 2022), 这导致地方法院处理企业破产案件的能力不足。这些“人财物”的缺失进一步降低了企业破产的审判效率, 增加了企业破产的成本。第三, 地方上辅助破产流程的专业管理人团队(破产律师、会计师、清算公司)不够成熟, 也缺乏对管理人进行统一管理、监督、考核的机构。例如, 某些“无产可破”案件中, “管理人正当权益没有得到保障的情况下, 破产程序难以正常执行”^②。总而言之, 地方政府缺乏推动企业破产的动力, 成为企业“破产难”的长期症结所在。

(二) 完善企业破产制度成为 2016 年之后的重要政策目标

由于原先的破产体制越来越不符合新常态下经济发展的需要^③, 完善企业破产制度成为 2016 年之后重要的中央政策目标。中央经济工作会议公报与《政府工作报告》都从 2016 年(或 2015 年 12 月)开始持续强调破产工作的重要性, 这在之前的公报或者报告中都是前所未有的。与之相应的, 最高人民法院在数个月后又出台了《关于依法开展破产案件审理积极稳妥推进破产企业救治和清算工作的通知》与《关于破产案件立案受理有关问题的通知》, 并在 2016 年后续年份持续出台更新的文件。^④在以“去产能”为首的供给侧结构性改革的大背景下, 化解过剩产能、处置僵尸企业成为经济结构性改革的核心任务, 解决企业“破产难”问题的具体工作开始发力。

(三) 2016 年后地方性破产制度的建设

在中央的政策指引下, 各级地方行政和司法机关也在 2016 年之后开始推动当地企业破产立案和提升司法审判效率。例如, 在普通民事审判庭中给破产案件赋予更大的考核权重、为审判破产案件配置更多法官(Ng and Zhou, 2019); 设立专门的金融审判庭、清算与破产审判庭、破产法院来减小企业的破产成本(Li and Ponticelli, 2022); 减少政府对法院与银行的不当行政干预(王欣新, 2016); 建立健全对破产管理人的准入、选任、考核机制以促进管理人勤勉尽职工作, 包括地方的管理人协会等。

这些地方性的破产制度建设最终都反映到了各个地区的企业破产数字上。全国人大常委会指出, “随着供给侧结构性改革持续深化, 加快建立和完善市场主体挽救和退出

^① “一些地方政府不愿意企业破产, 特别是规模以上企业破产, 由于会对当地经济发展、人员就业等带来较大影响, 政府的态度更加谨慎”。来源: 全国人大常委会, “依法推动企业破产制度更好实施”, 2021 年, 网址: <http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202108/d3fd86d9bd794fd8a779525566602085.shtml>, 访问时间: 2022 年 6 月 1 日。

^② “新破产法实施后破产案件逐年下降至千余件”, 《法制日报》, 2015 年, 网址: https://www.sohu.com/a/34930940_180891, 访问时间: 2022 年 6 月 3 日。

^③ 2013 年之后, “受国际金融危机的深层次影响, 国际市场持续低迷, 国内需求增速趋缓”, 我国产能过剩问题变得严峻起来。加之中央宏观调控政策影响, 大量企业需要通过破产方式退出市场(王欣新, 2016)。引文见《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》(国发〔2013〕41 号)。

^④ 最高人民法院于 2017 年颁布了《全国法院破产审判工作会议纪要》, 2019 年与 2020 年两次修改了《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国企业破产法〉若干问题的规定(三)》, 2020 年推出《最高人民法院关于推进破产案件依法高效审理的意见》。

机制，破产案件数量快速上升，2017—2020年受理和审结的破产案件分别占到法律实施以来案件总量的54%和41%”^①。

（四）假说提出

我国存在中央政府制定大政方针、地方政府负责政策落地的政府间分工体系（周黎安，2008；Li and Zhou，2005）。就企业破产而言，一方面，发展中国家普遍存在较为稳定的政企合作模式（郭峰与石庆玲，2017；梁平汉与高楠，2014），在原先的政企网络的束缚下，中央层面的企业破产新政策很可能不会得到老一届地方政府的响应（聂辉华等，2016）。另一方面，官员的政治议程往往具有持续性（石庆玲等，2016）；已经将大量精力与资源投向其他领域的官员很难在短时间内集中力量推进地方性的破产制度建设。而新上任的官员往往没有此种历史包袱，政治议程空间更大，且晋升激励更强，因此可以相对迅速地推进企业破产改革相关的议题。

综上，我们提出如下假说。

假说 在2016年企业破产成为重要的中央政策目标导向后，相比于没有发生官员变更的城市，那些有官员变更的城市对完善企业破产制度的响应程度越高，当地企业破产数量增幅更大。

三、企业破产数据和描述性统计

（一）数据来源

我们的数据来自最高人民法院的裁判文书网（<https://wenshu.court.gov.cn/>）。我们使用关键词检索的方式，通过业界广泛使用的Alpha法律智能操作系统和威科先行法律数据库，下载了裁判文书网中的全部破产类裁判文书。根据最高人民法院对破产法律文书样式的规定，我们将案号中的裁判类型字段为“破”“破申”“破初”“破预”等字样的案件定义为破产案件，并通过案号将同一案件的多份裁判文书归并处理。^②

我们一共得到23 347个申请阶段的破产案件（裁判日期在2014年1月1日至2019年12月31日），其中16 478个是威科先行和Alpha数据库都有的案件，5 975个是威科先行数据库独有的案件，894个是Alpha数据库独有的案件。其中裁定结果为受理破产申请的案件有19 501个，受理概率为83.5%。

我们通过搜集最高人民法院司法统计公报，整理出了2017—2020年企业破产申请审查案件总数，并与我们的裁判文书数据库进行对比分析，以验证本文数据的代表性。附录I表I1显示，本文的企业破产申请案件数约占最高人民法院司法统计公报所披露收案数的70%，对我国企业破产情况具有较好的覆盖性。我们在第四部分考虑了部分文书缺失的影响，本文主要结论依然稳健。

^① 全国人大常委会，“依法推进企业破产工作 助力高质量发展”，2021年，网址：<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202109/144ee26ee76a4bffb0a5548d66847ec5.shtml>，访问时间：2022年6月6日。

^② 在附录I中，我们详细介绍了如何通过文本特征来识别破产案件、获取文书、清理基本变量与案件类型、清理企业名称、清理破产企业的资产和负债情况。限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载。

(二) 样本和描述性统计

2014年1月1日,《最高人民法院关于人民法院在互联网公布裁判文书的规定》生效实施,因此本文选择2014—2019年作为样本区间。我们将破产申请案件按照申请年份加总到地级行政单位(以下简称“地级市”或“城市”),得到了“城市-年份”层面的破产申请案件总数。样本包括342个城市(不包括直辖市,包括省会城市和副省级城市)共2 052个“城市-年份”层面的观测值。

本文在基准回归中使用裁定结果为“受理破产”的破产申请案件作为被解释变量(经过对数变换)。城市宏观控制变量来自《中国城市统计年鉴》与国泰安数据库。由于我国分地区的企业总数只有国家统计局公布的省级的加总数值,本文将每个省的企业总数作为控制变量,对缺失观测值的控制变量进行了缺失值插补。我们的分析使用了市委书记的更替,信息来自CCER官员数据库(姚洋等,2020)。企业信息来自基于国家企业信用信息公示系统的天眼查数据库。其他所有变量的构建方式、数据来源均总结在了附录II表A5的变量定义表。

表1展示了主要变量的描述性统计值。我们样本中破产企业的平均注册资本为4 114.93万元,平均年龄是12.88,这说明破产企业平均处于企业生命周期的成熟阶段。5%的破产企业的登记类型为国有所有/集体所有。破产企业分布在各个不同行业,而且行业分布在不同年份间相对稳定。^①

表1 主要变量描述统计

	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
地级市层面数据						
(1) 破产案件变量						
申请破产案件数量	2 052	10.19	1	35.87	0	573
受理破产案件数量	2 052	8.61	1	33.05	0	547
驳回破产案件数量	2 052	1.58	0	4.82	0	89
破产清算案件数量	2 052	8.28	1	33.26	0	560
破产重整案件数量	2 052	1.32	0	4.82	0	87
破产和解案件数量	2 052	0.001	0	0.04	0	10
是否建立了管理人协会	2052	0.04	0	0.20	0	1
(2) 地方宏观变量						
人口(万人)	2 052	415.07	365.86	260.37	44.49	1 359
金融机构总贷款占GDP比重(%)	2 052	1.99	1.58	1.36	0.52	8.18
企业总数(万个)	2 052	59.17	40.91	56.32	0.90	3 303.76
GDP(亿元)	2 052	2 301.13	1 413.41	3 032.08	153.41	19 500.56
第二产业占GDP比重(%)	2 052	0.45	0.47	0.08	0.20	0.71
一般预算收入(亿元)	2 052	169.26	75.85	334.76	3.82	2 667.11

^① 我们在附录III中详细介绍了有关中国不同所有制、不同行业的企业在破产方式(清算/重整、债权人申请/债务人申请)与破产时的资产负债特征方面的更多特征性事实。

(续表)

	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
(3) 官员变更变量						
2014 年有市委书记变更	2 052	0.14	0	0.34	0	1
2015 年有市委书记变更	2 052	0.25	0	0.43	0	1
2016 年有市委书记变更	2 052	0.26	0	0.44	0	1
2017 年有市委书记变更	2 052	0.52	1	0.5	0	1
2018 年有市委书记变更	2 052	0.24	0	0.43	0	1
2019 年有市委书记变更	2 052	0.21	0	0.41	0	1
(4) 地方官员特征变量						
是否为本地市委书记	1 830	0.62	1	0.49	0	1
市委书记年龄	1 898	54.06	55	3.15	39	69
是否有财政金融工作经历	1 841	0.20	0	0.40	0	1
企业层面数据						
破产案件是否得到受理	19 850	0.84	1	0.37	0	1
企业注册资本 (万元)	19 850	4 114.93	1 000	10 152.68	0	80 000
企业年龄	19 850	12.88	12	7.25	0	35
注册类型是否为国有/集体	19 850	0.05	0	0.21	0	1
农、林、牧、渔业	19 850	0.02	0	0.12	0	1
制造业与采矿业	19 850	0.38	0	0.49	0	1
建筑业与水、电、燃气业	19 850	0.04	0	0.19	0	1
服务业	19 850	0.57	1	0.50	0	1

注：是否有财政金融工作经历指代“如果城市的市委书记的处级以上工作经历中包括财政、税收、金融、发改委（计划委员会）等工作，则取 1，反之为 0”。其他变量的具体定义、来源详情请见附录 II 表 A5。

图 1(a) 展示了样本中企业破产总数的时间变化趋势。自 2017 年开始，企业破产申请和受理的总数都出现了大幅攀升。为了控制裁判文书上网率可能存在的时间变化趋势，我们将破产案件数量除以当年各类裁判文书的总量，计算出破产案件在全部裁判文书案件中的占比。我们在图 1(b) 中展示了这一占比的时间变化趋势，发现该趋势与图 1(a) 基本一致。这表明在 2016 年企业破产改革目标提出后，企业破产的申请和受理案件数相对于其他案件数有了大幅提升，企业“破产难”问题得到了有效缓解。

图 2 直观呈现了官员变更与当地企业破产案件数量的关联。我们发现对于 2016—2019 年间有过官员变更的城市，其破产案件数量在 2016 年后的增幅明显大于 2016—2019 年间没有发生官员变更的城市。这表明 2016 年开始的推动企业破产改革的中央政策导向起到了关键作用，并且这一效应在 2016 年及之后发生官员变更的城市更为显著。

我们进一步通过描述性统计 t 值检验来对比每一年新上任的官员特征，例如上任时的年龄 (Age)、性别 (Gender)、是否来自本地 (Local)、是否有财政金融体系工作经历 (Finance) 等。如附录表 4 所示，除了 2016 年新上任的官员相对于 2017 年和 2018 年新上任的官员来说年龄更小之外，2016 年以前上任的新官员和 2016 年及之后上任的新官员在各项维度上都不存在系统性的特征差异。这表明不同年份的官员变更在可观测的官员特征上都是较为相似的。

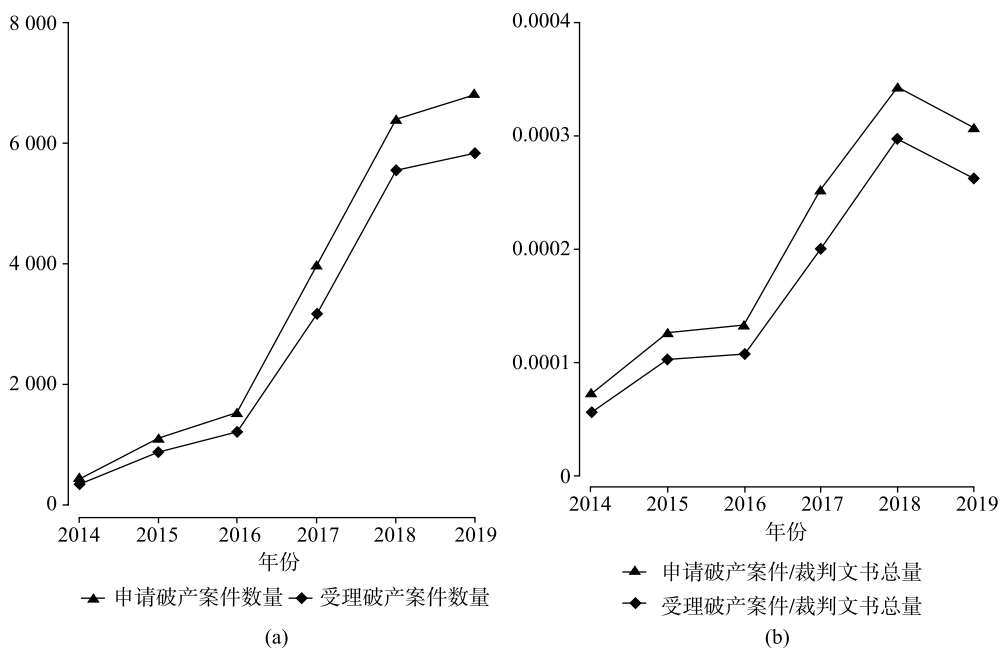


图1 企业破产的总体变化趋势

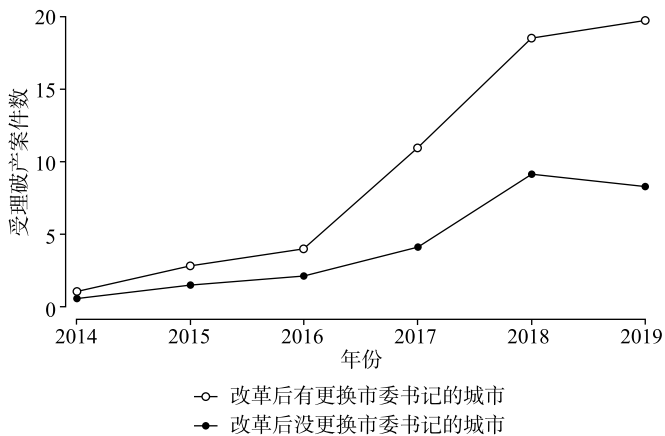


图2 官员变更与企业破产变化趋势

四、多期双重差分分析：官员变更与企业破产

本部分进一步利用不同城市官员变更的年份差异来识别官员变更（尤其是2016年以来的首次官员变更）对推动当地企业破产的作用。官员变更的时间点和考虑因素具有较强的外生性，是上级党委和政府着眼全局综合部署的结果，并不依赖于某一类政策的推行；因此相对于推动企业破产政策而言，官员变更可以被认为是外生的冲击。

(一) 实证策略：官员变更的多期双重差分模型

为了估计官员变更对当地企业破产数量的影响，我们使用了多期双重差分回归分析的框架(staggered difference-in-differences framework)。具体计量模型如下：

$$Y_{i,t+1} = \alpha + \beta Post2016Turnover_{i,t} + \gamma_i + \lambda_t + X_{i,t}\eta + \epsilon_{i,t}. \quad (1)$$

我们的被解释变量 $Y_{i,t+1}$ 是城市 i 在 $t+1$ 年份新增的企业破产受理案件数量（自然对数值）。^①我们的核心解释变量是 $Post2016Turnover_{i,t}$ 。如果一个城市在2016年及之后发生过官员变更，则该城市在2016年以来首次官员变更后每一年的 $Post2016Turnover_{i,t}$ 都取值为1，反之该变量为0。系数 β 是本文关注的核心待估参数，反映出企业破产成为重要中央政策目标的背景下发生的首次官员变更所带来的企业破产案件数量（或占比）变化。

我们在回归中控制了城市固定效应 γ_i 与年份固定效应 λ_t 。城市层面的控制变量 $X_{i,t}$ 包括地级市的人口（自然对数）、金融机构总贷款占GDP比重、GDP（自然对数）、第二产业占GDP比重、政府的一般预算收入（自然对数）。所有地级市水平的回归方程的标准误都聚类到城市层面。此外，我们还使用Callaway and Sant'Anna (2021)对多期双重差分的修正方法进行了模型设定上的稳健性检验。^②

（二）官员变更与企业破产：基准实证结果

表2展示了城市层面双重差分分析的结果。第（1）列展示了传统的双向固定效应模型核心解释变量的回归系数。我们发现，若某一城市在2016年后发生了官员变更，那么当地企业破产受理案件数在2016年以来的首次官员变更后会上升约22.1%。第（2）列在第（1）列基础上加入了地级市层面随时间变化的控制变量，以排除城市宏观经济发展和产业结构调整对企业破产造成的影响；我们的核心结果依然稳健。第（3）列与第（4）列使用Callaway and Sant'Anna (2021)的方法分别对第（1）列和第（2）列中的传统双向固定效应模型进行修正，根据第（4）列的结果，若某一地市2016年后发生官员变更，其企业破产受理案件数在官员变更后会上升约23%。我们在回归中均已控制了年份固定效应，因此我们的结论不受到裁判文书网总体上网率在近年呈上升趋势这一现象（马超等，2016）的影响。

表 2 官员变更与企业破产案件数量：多期双重差分

	被解释变量 = 受理破产案件对数			
	传统版双向固定效应模型		改进版双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Post2016Turnover_{i,t}$	0.221*** (0.0716)	0.214*** (0.0710)	0.271*** (0.0880)	0.230** (0.0880)
观测值	2 052	2 052	2 052	2 052
调整后 R 平方	0.764	0.767	0.743	0.749

① 由于较多城市-年份观测中的破产案件数量为0，而且有破产案件城市的案件数量本身也较少，我们使用了 $\log(x+1)$ 形式进行对数变换。我们对 c 进行了不同取值，并使用了反双曲正弦变换（inverse hyperbolic sine transformation）等方式，结果都与基准回归一致。

② 计量经济学前沿文献证明，简单地使用传统双向固定效应模型（Callaway and Sant'Anna, 2021; De Chaisemartin and d'Haultfoeuille, 2020; Goodman-Bacon, 2021）会产生一定的统计偏误，特别是多期双重差分模型的不同时点的处理效应应具有异质性时。我们在基准回归的第（3）、（4）列使用Callaway and Sant'Anna (2021)提出的修正方法，还在附录IV表IV4中使用了De Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2020)方法，结果与基准回归一致。我们在附录V中详细介绍了如何在Stata软件中进行相关的操作。

(续表)

	被解释变量 = 受理破产案件对数			
	传统版双向固定效应模型		改进版双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注：括号内均为聚类到城市层面的标准误。***、**、和*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平上显著。控制变量包括地级市的人口（自然对数）、金融机构总贷款占GDP比重、GDP（自然对数）、第二产业占GDP比重、政府的一般预算收入（自然对数）。控制变量构建方式的详细说明请参见附录II表A5。

为了进一步避免不同地区随时间变化的案件上网情况（Liu et al., 2022; Tang and Liu, 2019）对我们的结论可能产生的影响，我们在表3 Panel A将表2的被解释变量替换为各个地级市破产申请案件数量与全体裁判文书数量（由作者从威科先行法律信息网与裁判文书网手动收集）的比值，以排除各城市全体上网裁判文书数量的不同上升趋势对我们结论的影响。如表3 Panel A所示，各列系数均显著为正，2016年后有新官上任的城市，其受理破产案件数量在当地全部上网裁判文书总数中的占比会上升22.9%—28.3%。这表明在排除随城市-年份变化的裁判文书上网总数变化趋势后，我们的结论仍然稳健。

更直接地，在表3的Panel B部分中，我们将被解释变量替换为各个地级市全体上网裁判文书数量（对数值），来检验2016年后的首次官员变更是否会提升该城市将法院文书上网的积极性。我们发现表3 Panel B中各列系数显著为负，表明官员变更并未普遍性地推动更多的案件上网。

在表3的Panel C部分，基于裁判文书编号的连续性，我们将某城市-年份下可观测到破产案件的最大案号作为其破产案件总数的代理变量（Liebman et al., 2019）。我们用样本中实际观测到的破产案件数占该总数的比例作为该城市-年份破产案件数的上网率，并作为被解释变量重复基准回归。我们发现表3 Panel C各列系数均不显著，官员变更并不会影响破产案件上网率。这表明，我们发现的破产案件数增加并非源于该地破产案件上网率在官员变更前后可能发生的变化。^①

表3 官员变更与企业破产案件数量：对于裁判文书上网率变化的稳健性检验

Panel A	被解释变量 = 受理破产案件数占裁判文书总数之比（对数值）			
	传统版双向固定效应模型		改进版双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post2016Turnover_{i,t}</i>	0.235*** (0.0828)	0.229*** (0.0815)	0.307*** (0.0990)	0.283*** (0.0890)
观测值	1 992	1 992	1 992	1 992
调整后R平方	0.648	0.656	0.710	0.730

① 在附录IV中，我们使用了更丰富的方法探究这些替代性假说。比如利用德军坦克模型估计真实案件总数、利用截面上网率差异探讨“裁判文书公开”假说、探讨“逃废债”假说。

(续表)

Panel B	被解释变量=各类型裁判文书数量对数			
	传统版双向固定效应模型		改进版双向固定效应模型	
<i>Post2016Turnover_{i,t}</i>	-0.0525**	-0.0503**	-0.0680**	-0.0430*
	(0.0255)	(0.0246)	(0.0230)	(0.0230)
观测值	1 992	1 992	1 992	1 992
调整后 R 平方	0.963	0.964	0.940	0.932
Panel C	被解释变量=最大案号推测上网率			
	传统版双向固定效应模型		改进版双向固定效应模型	
<i>Post2016Turnover_{i,t}</i>	0.0186	0.0711	-0.0486	-0.0486
	(0.179)	(0.183)	(0.268)	(0.268)
观测值	752	752	553	553
调整后 R 平方	0.551	0.563	0.582	0.590
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注：括号内均为聚类到城市层面的标准误。***、**、和*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平上显著。控制变量与表2一致。

(三) 事前趋势 (pre-trend) 检验

我们通过估计以下回归模型对双重差分法的事前趋势假设进行检验：

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} = & \alpha + \beta_0 Post2016Turnover_{i, \leq t-4} + \beta_1 Post2016Turnover_{i,t-3} \\
 & + \beta_2 Post2016Turnover_{i,t-2} + \beta_3 Post2016Turnover_{i,t} \\
 & + \beta_4 Post2016Turnover_{i,t+1} + \beta_5 Post2016Turnover_{i, \geq t+2} \\
 & + \gamma_i + \lambda_t + X_{it}\eta + \epsilon_{it}, \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中，下标 i 表示地级市， t 表示年份。 $Post2016Turnover_{i, \leq t-4}$ 为“是否处于事件（2016 年后的首次官员变更）的前 4 年及更早年份”的哑变量， $Post2016Turnover_{i,t-3}$ 为“是否处于事件（2016 年后的第一次官员变更）的前 3 年”的哑变量，以此类推。我们将 $t-1$ 年作为基准组，因此方程没有加入 $Post2016Turnover_{i,t-1}$ 。我们在回归中控制了城市固定效应 γ_i 与年份固定效应 λ_t 。城市层面的控制变量 X_{it} 包括地级市的人口（自然对数）、金融机构总贷款占 GDP 比重、GDP（自然对数）、第二产业占 GDP 比重、政府的一般预算收入（自然对数）。

图 3 展示了事前趋势检验的结果，纵轴为回归方程的系数 β_0 — β_6 的大小，垂直方向的线表示这些系数的 95% 置信区间。横轴代表 2016 年以来首次市委书记变更事件前后的年份区间，我们归并了前 5 期与前 4 期、后 2 期与后 3 期。我们发现，在事件发生之前，回归系数与 0 没有显著差别，排除了处理组与对照组城市在 2016 年及之后的第一次

官员变更前的企业破产差异。在事件发生后,核心解释变量的回归系数显著为正^①,与本文的假说一致。

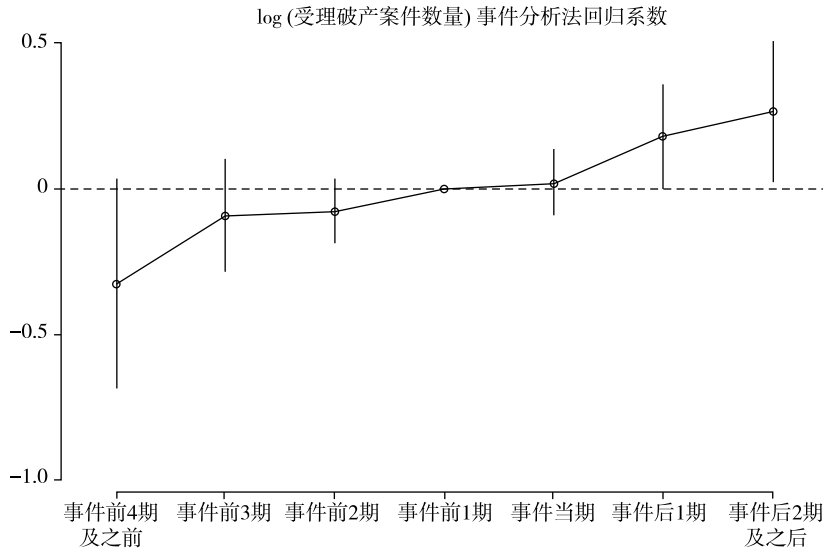


图3 事前趋势检验

(四) 安慰剂检验：2016年以前的官员变更

本文的核心实证机制是不同城市官员变更的年份差异所造成的各城市在推动企业破产、响应中央政策导向上的异质性。然而,即便不考虑2016年中央推动企业破产改革的政策导向,官员变更本身也有可能影响到当地企业破产情况。因此,读者可以合理怀疑,基准回归所发现的处理效应,不是由于2016年及之后上任的新官员更加积极地响应中央推进企业破产改革要求的结果,而是官员变更本身所造成的经济活动变化、破产激励增强、或者政府—法院关系减弱的结果。

为了检验以上替代性假说是否成立,我们将核心解释变量替换为当年是否有新的官员上任,即一旦城市 i 于年份 t 发生了官员变更,无论 t 大于还是小于2016,哑变量 $Turnover_{it}$ 均取值为1。如果以上替代性假说成立,我们应该预期到样本期的任何一年的官员变更都会导致企业破产数量的增加,无论这一变更是否发生在完善破产制度成为中央政策性目标之后。然而,如附录II表A2所示,核心解释变量的系数为负,且在统计学意义上不显著,表明在不考虑2016年中央推动企业破产改革的政策导向的情况下,官员变更平均来说并不会影响当地企业破产情况。因此,上述替代性假说成立的可能性较小。

(五) 安慰剂检验：市长变更

我们的分析着眼于市委书记而非市长的变更。附录II表A3展示了将市委书记更替换成市长更替的结果,各列回归系数较小且在统计意义上不显著。这表明市长更替对企

^① 我们将被解释变量更换为基准回归中的其他被解释变量或者使用 Callaway and Sant'Anna (2021) 与 De Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2020) 等对传统双向固定效应修正的模型,结果仍然稳健。

业破产并不具有明显的推动作用。由于破产案件纷繁复杂，涉及社会稳定、债务清算、政府救助、招商引资（引入破产重整方）等多方面因素，涉及法院、维稳、金融、税收、工商等多个党、政、法部门，在实际的制度建设中，市委书记出席的频率要更高。在改革之后发生了市委书记变更的城市，才更具备推动企业破产实践的政治激励和现实条件。

五、机制讨论和异质性分析

本部分探究新官员加强当地企业破产基础制度建设的具体渠道。

（一）官员变更与破产管理人制度建设

破产管理人协会的建立是破产制度建设中的重要一环。破产管理人是在企业破产程序开始后对破产财产进行保管、估价、处理、分配的机构，一般由法院指定的律师事务所、会计师事务所、清算公司担任（王欣新，2017）。破产管理人的专业素质、勤勉程度对于破产过程中的公正、效率有着极大的影响（刘思佳，2014）。

表 4 将表 2 中基准回归的被解释变量替换为该城市-年份是否建立了破产管理人协会的哑变量。结果表明，2016 年企业破产成为重要的政策目标后发生官员更替的城市会出现破产管理人协会设立概率的显著提升。在全样本中，当年是否建立了破产管理人协会这一哑变量的均值为 4.09%。因此，2016 年及之后的新任官员上任带来的 2.61% 增长，其经济学含义显著。这表明在推动企业破产成为重要的中央政策目标后，新任官员更有激励推进当地破产管理人制度建设。

表 4 官员变更与破产管理人制度建设

	被解释变量=地级市当年是否建立了破产管理人协会			
	传统版双向固定效应模型		改进版双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Post2016 Turnover_{i,t}</i>	0.0261*	0.0283*	0.0380*	0.0159
	(0.0151)	(0.0152)	(0.0207)	(0.0251)
观测值	2 052	2 052	2 052	2 052
调整后 R 平方	0.468	0.486	0.320	0.330
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注：括号内均为聚类到城市层面的标准误。***、**、和*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。控制变量与表 2 一致。

（二）官员变更与法院对破产案件的受理情况

破产程序能否开启取决于法院是否受理债权人或者债务人的破产申请。本节我们研究当面对类似的企业基本面情况时，2016 年以后新上任官员所在城市的法院是否有更大

概率受理该案件。我们企业层面数据的截面回归模型设定如下：

$$Accept_f = \alpha + \beta Post2016Turnover_{fit} + \gamma_j + \lambda_{t+1} + \theta_i + K_{it} + X_f \eta + \epsilon_f, \quad (3)$$

其中, f 表示企业, i 表示企业所在城市, j 表示企业所属行业, $t+1$ 表示企业申请破产的年份 (t 表示企业申请破产的前一年)。 $Accept_f = 1$ 表示企业 f 的破产申请得到了受理, 否则为 0。 λ_{t+1} 代表企业破产受理年份的年份固定效应, γ_j 代表行业固定效应, θ_i 代表城市固定效应, K_{it} 为一系列代表地级市特征的控制变量 (与基准回归一致), X_f 为一系列代表企业特征的控制变量, 行业代码按照《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017) 的行业大类代码 (2 位数行业) 进行赋值。

我们将所有企业的破产申请区分为破产申请得到受理的案件与破产申请遭到驳回的案件。表 5 第 (1) 列显示仅控制固定效应后的结果, 第 (2) 列进一步控制了地级市层面的特征, 第 (3) 列进一步控制了企业层面的特征, 包括其规模与年龄。结果显示, 改革后的新官员上任, 能显著提高法院受理破产案件的概率。2016 年企业破产成为重要的中央政策目标后, 发生官员变更的城市, 其法院对企业破产申请的受理概率更大。

表 5 官员变更与法院受理破产申请

	破产申请是否得到了受理		
	(1)	(2)	(3)
<i>Post2016Turnover_{fit}</i>	0.0418** (0.0197)	0.0378* (0.0204)	0.0379* (0.0204)
观测值	19 828	19 828	19 828
调整后 R 平方	0.195	0.196	0.197
城市控制变量	否	是	是
企业控制变量	否	否	是
行业固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

注：括号内均为聚类到城市层面的标准误。***、**、和* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。控制变量构建方式的详细说明请参见附录 II 表 A5。本表选择的是所有破产申请案件的样本, 共有 19 828 个观测值。城市控制变量包括地级市层面 (上一期) 的 GDP (自然对数)、第二产业占比、一般预算收入 (自然对数)、总人口 (自然对数)、金融机构贷款占 GDP 比重, 企业总数 (自然对数); 企业控制变量包括企业的注册资本、企业的创始年份。

(三) 异质性分析：新官员的来源地

为了检验政企关联对我们结论的异质性影响, 我们将基准回归中的核心解释变量根据新官员任职履历上显示的来源地分为以下三组：本地调任 ($Local_i \times Post2016Turnover_{it}$)、省直机关调任 ($Prov_i \times Post2016Turnover_{it}$)、外地调任 ($Outside_i \times Post2016Turnover_{it}$)。新变量的具体定义如下：如果官员是由本地调任, 则记 $Local_i$ 为 1; 反之, 则记 $Local_i$ 为 0。与之类似, 对于省机关调任 ($Prov_i$)、外地调任 ($Outside_i$) 也采用同样规则。在 2016—2019 年间发生的官员变更中, 其中 36.3% 的来源是由本地调任; 31.1% 的来

源是省级机关调任；32.6%的来源是外地调任。对照组均为基准回归中的“从未接受处理”（never treated）的观测值，因此与基准回归具有可比性。

我们发现官员变更对企业破产的推动作用在非本地调任组中更强。如表 6 所示，本地调任组效应较小且统计学不显著，而省机关调任组与外地调任组的效应较大且在统计学意义上显著。不管是将被解释变量替换为受理破产案件占总裁判文书数量对数或者破产企业比例，还是使用修正后的多期 DID 方法，这一结论仍然稳健。这表明在 2016 年企业破产改革成为重要的中央政策目标后，新任官员来源是外地或上级省机关的城市对完善企业破产制度的响应程度越高，当地企业破产数量增幅更大。这与政企关系的文献是一致的：本地升任的官员通常与本地企业关联较为紧密，从而削弱了官员变更对企业破产的推动效应。而由外地或者上级党政机关（如省机关）调任的官员，与本地企业联系较少（陈刚与李树，2012；梁平汉与高楠，2014；王贤彬与徐现祥，2008；Xu et al., 2018），就任后“历史包袱”越小，越可能响应中央号召推动企业破产。

表 6 新官员来源与企业破产案件数量

	被解释变量=受理破产案件对数					
	本地		外地		省机关	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Local_i \times Post2016Turnover_{it}$	0.069	0.064				
	(0.100)	(0.099)				
$Prov_i \times Post2016Turnover_{it}$			0.211*	0.196*		
			(0.110)	(0.108)		
$Outside_i \times Post2016Turnover_{it}$					0.264**	0.253**
					(0.117)	(0.116)
观测值	1 534	1 534	1 510	1 510	1 513	1 513
调整后 R 平方	0.764	0.767	0.772	0.776	0.760	0.763
控制变量	否	是	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是

注：括号内均为聚类到地级市层面的标准误。***、**、和*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。控制变量与表 2 一致。

六、结论与政策建议

健全企业破产制度、解决“破产难”问题是供给侧结构性改革之下优化资源配置、推动高质量发展的重要举措。本文通过整理企业破产裁判文书发现，在 2016 年解决企业“破产难”问题成为中央改革政策目标后，企业破产案件数量整体大幅上升。我们进一步利用各地官员变更的年份差异进行多期双重差分分析，发现在 2016 年改革目标提出后新上任的官员响应中央政策更为积极迅速，所在城市企业破产数量增幅更大，破产

管理人协会设立加速,地方法院受理破产案件概率增高。本文的发现揭示了中央政策导向与地方官员人事变动对于贯彻落实供给侧结构性改革目标、推动企业破产制度建设的重要影响。

随着我国经济市场化转型不断深入,破产逐渐成为企业退出的重要机制。《中共中央、国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》明确提出,要“健全破产制度,改革完善企业破产法律制度”。完善破产制度有助于引导银行等债权人发挥市场力量,增强市场自身迭代更新能力,是深化供给侧结构性改革和完善社会主义市场经济的重要抓手。良好的司法环境、健全的破产制度可以快速有效化解矛盾纠纷、盘活金融资金、优化资源配置,从而有助于推动我国宏观经济的高质量发展。

参考文献

- [1] Acharya, V. V., and K. V. Subramanian, “Bankruptcy Codes and Innovation”, *Review of Financial Studies*, 22 (12), 2009, 4949-4988.
- [2] Altman, E. I., “A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question”, *Journal of Finance*, 1984, 39 (4), 1067-1089.
- [3] Bris, A., I. Welch, and N. Zhu, “The Costs of Bankruptcy: Chapter 7 Liquidation Versus Chapter 11 Reorganization”, *Journal of Finance*, 2006, 61 (3), 1253-1303.
- [4] Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 200-230.
- [5] 陈刚、李树,“官员交流、任期与反腐败”,《世界经济》,2012年第2期,第120—142页。
- [6] Dasgupta, A., “Technological Change and Political Turnover: The Democratizing Effects of the Green Revolution in India”, *American Political Science Review*, 2018, 112 (4), 918-938.
- [7] De Chaisemartin, C., and X. d’Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020, 110 (9), 2964-96.
- [8] Djankov, S., O. Hart, C. McLiesh, and A. Shleifer, “Debt Enforcement around the World”, *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (6), 1105-1149.
- [9] Earle, J. S., and S. Gehlbach, “The Productivity Consequences of Political Turnover: Firm-Level Evidence from Ukraine’s Orange Revolution”, *American Journal of Political Science*, 2015, 59 (3), 708-723.
- [10] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 254-277.
- [11] 郭峰、石庆玲,“官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善”,《经济研究》,2017年第7期,第155—168页。
- [12] Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, “The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan”, *Journal of Financial Economics*, 1990, 27 (1), 67-88.
- [13] 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。
- [14] Jones, B. F., and B. A. Olken, “Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II”, *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (3), 835-864.
- [15] 兰秀文,“破产法的历史沿革及发展方向”,《人民论坛:中旬刊》,2012年第8期,第120—121页。
- [16] Li, B., and J. Ponticelli, “Going Bankrupt in China”, *Review of Finance*, 2022, 26 (3), 449-486.
- [17] Li, H., and L. A. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9-10), 1743-1762.
- [18] 李曙光,“我所经历的破产法立法过程”,《中国经济报告》,2013年第5期,第122—125页。
- [19] 刘思佳,《论我国破产管理人制度的不足与完善》,吉林大学学位论文,2014年。

- [20] 梁平汉、高楠, “人事变更、法制环境和地方环境污染”, 《管理世界》, 2014 年第 6 期, 第 65—78 页。
- [21] Liebman, B., M. Roberts, R. Stern, and X. Wu, “Using Computational Methods to Study Chinese Administrative Cases”, Working Paper, 2019.
- [22] Liu, Z., T. J. Wong, Y. Yi, and T. Zhang, “Authoritarian Transparency: China’s Missing Cases in Court Disclosure”, *Journal of Comparative Economics*, 2022, 50 (1), 221-239.
- [23] 罗党论、余国满, “地方官员变更与地方债发行”, 《经济研究》, 2015 年第 6 期, 第 131—146 页。
- [24] 马超, 于晓虹、何海波, “大数据分析: 中国司法裁判文书上网公开报告”, 《中国法律评论》, 2016 年第 4 期, 第 195—246 页。
- [25] Ng, S., and W. Zhou, “China Embraces Bankruptcy, U. S. -Style, to Cushion a Slowing Economy”, *Wall Street Journal*, 2019, November 6.
- [26] 聂辉华、江艇、张雨潇、方明月, “我国僵尸企业的现状、原因与对策”, 《宏观经济管理》, 2016 年第 9 期, 第 63—68 页。
- [27] Ponticelli, J., and L. S. Alencar, “Court Enforcement, Bank Loans, and Firm Investment: Evidence from a Bankruptcy Reform in Brazil”, *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (3), 1365-1413.
- [28] 石庆玲、郭峰、陈诗一, “雾霾治理中的‘政治性蓝天’——来自中国地方‘两会’的证据”, 《中国工业经济》, 2016 年第 5 期, 第 40—56 页。
- [29] Shi, X., T. Xi, X. Zhang, and Y. Zhang, “‘Moving Umbrella’: Bureaucratic Transfers and the Comovement of Interregional Investments in China”, *Journal of Development Economics*, 2021, 153, 102717.
- [30] 唐应茂, “为什么执行程序处理破产问题?”, 《北京大学学报: 哲学社会科学版》, 2008 年第 6 卷第 45 期, 第 12—20 页。
- [31] Tang, Y., and J. Z. Liu, “Mass Publicity of Chinese Court Decisions”, *China Review*, 2019, 19 (2), 15-40.
- [32] 王贤彬、徐现祥, “地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据”, 《管理世界》, 2008 年第 3 期, 第 16—26 页。
- [33] 王欣新, “僵尸企业治理与破产法的实施”, 《人民司法》, 2016 年第 13 期, 第 4—9 页。
- [34] 王欣新, “管理人制度的发展与创新”, 《人民司法 (应用)》, 2017 年 19 期, 第 14—19 页。
- [35] 席鹏辉、梁若冰、谢贞发、苏国灿, “财政压力、产能过剩与供给侧改革”, 《经济研究》, 2017 年第 9 期, 第 86—102 页。
- [36] Xu, G., M. Bertrand, and R. Burgess, “Social Proximity and Bureaucrat Performance: Evidence from India (No. w25389)”, *National Bureau of Economic Research*, 2018.
- [37] Xu, Y., and Y. Yao, “Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China”, *American Political Science Review*, 2015, 109, No. 2, 371-391.
- [38] 徐业坤、马光源, “地方官员变更与企业产能过剩”, 《经济研究》, 2019 年第 5 期, 第 129—145 页。
- [39] 姚洋、席天扬、李力行、王赫、万凤、张倩、刘松瑞、张舜栋, “选拔、培养和激励——来自 CCER 官员数据库的证据”, 《经济学》(季刊), 2020 年第 19 卷第 3 期, 第 1017—1040 页。
- [40] 姚洋、张牧扬, “官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据”, 《经济研究》, 2013 年第 1 期, 第 137—150 页。
- [41] Zhao, D., L. Yu, and J. Guo, “Spillover Effect of Firm Bankruptcy on Local Economy: Evidence from China”, Available at SSRN 4093374, 2021.
- [42] 周黎安, 《转型中的地方政府》。上海: 格致出版社, 2008 年。
- [43] 周开国、闰润宇、杨海生, “供给侧结构性改革背景下企业的退出与进入: 政府和市场的的作用”, 《经济研究》, 2018 年第 11 期, 第 81—98 页。
- [44] 钟志强、卢小伟、周科, “供给侧结构性改革视角下企业破产难成因分析”, 《西南金融》, 2017 年第 3 期, 第 62—65 页。

Policy Guidance, Political Turnovers, and Corporate Bankruptcy

—Evidence from Court Filings

HU Jiayin HUANG Beichen* XIANG Haotian ZHANG Yingguang
(Peking University)

Abstract: Using court judgments to investigate the impact of central policy orientation and local official turnovers on corporate bankruptcy, we exploit the 2016 corporate bankruptcy reform and local official turnovers to conduct staggered difference-in-differences analysis. We find that official turnovers after 2016 increase the number of local bankruptcy cases and bankruptcy infrastructure. The impact is more pronounced in cities with new officials who are nonlocal or come from higher-level governments, but remains muted before 2016, suggesting the key role of central policy orientation. Our findings reveal the importance of the central-local government interactions for shaping the bankruptcy institution.

Keywords: corporate bankruptcy; official turnover; policy orientations

JEL Classification: G33, G38, H70

* Corresponding Author: Huang Beichen, No. 5 Yiheyuan Road, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-13317338035; E-mail: bchuang2019@nsd.pku.edu.cn.