

# 破产审判改革能否激发企业家精神： 机制识别与经济后果

方福前 江成涛 郑德昌

## 目录

附录I 我国破产法律制度建设历程与存在问题.....	2
附录II 正文及附录实证部分的相关数据来源和数据处理细节 .....	3
附录III 稳健性检验正文未报告部分 .....	9
附录IV 机制检验部分未汇报的实证模型详情.....	15
附录V 破产审判改革影响创业预期的间接检验结果 .....	18
附录VI 破产审判改革对企业退出的影响.....	22
附录VII 破产审判改革对中小企业融资可得性和企业债券融资成本的影响.....	23

## 附录 I 我国破产法律制度建设历程与存在问题

从各国经验看,破产法律制度已成为衡量一国市场经济成熟程度的重要标志,在降低企业退出成本、推动被淘汰企业顺利退出市场上起到了重要作用(Flaschen and DeSieno, 1992; Stiglitz, 2001; Paulus et al., 2015; 李曙光, 2019, 2020)。作为市场退出机制的重要组成部分,我国企业破产制度的建设随着市场经济体系的完善发展而不断得以推进。改革开放之初,为服务国企改革“抓大放小”“放权让利”的政策目标,我国政府在部分地区率先启动了企业“政策性破产”实践,并于1986年12月颁布《中华人民共和国企业破产法(试行)》,成为我国处理国有企业破产问题的首次制度化尝试。随着2001年我国正式加入WTO,为更好地打造吸引外资、发展民营经济的营商环境,我国开始探索构建更适应于市场经济发展的破产法律体系。2006年8月,新修订的《中华人民共和国企业破产法》(以下简称《企业破产法》)颁布,将法律适用范围进一步扩大到国有企业以外其他企业的破产事项,在市场化框架下为企业破产提供了统一法律制度保障。

《企业破产法》的颁布在立法层面推动了中国破产法律制度的进步,但需要看到的是,由于破产司法建设相对滞后,在《企业破产法》实施后,企业“破产难”“退出难”问题仍十分严重,市场退出机制的不完善依旧制约着现阶段我国市场经济体制健康发展。从破产法律司法运行实践来看,我国破产案件的审判工作长期由各级法院民事法庭负责执行,在行政力量的过度干预下,传统民事法庭在破产案件审判中的自主性难以得到保障,这与《企业破产法》旨在实现破产市场化导向的立法目标尚有距离。为了维护社会稳定和促进就业,部分地方政府不仅采取输血救助等措施来延缓僵尸企业的破产清算<sup>①</sup>(李曙光, 2019),还常常通过干预企业破产管理人选派介入破产案件审理(Li et al., 2024),根据 Li et al. (2024)对2012-2021年间债券违约企业破产案件的梳理发现,约有42%的案件至少涉及一名有政治关联背景的破产管理人。此外,破产审判人才队伍的缺乏以及考核体系的不完善,也成为破产审判效率的重要制约因素。长期以来,破产法官的专业素养难以完全满足对破产司法审判能力的高标准要求(Li and Ponticelli, 2022)。同时,破产案件审理过程较为复杂且耗时耗力,但在现有考核机制下,传统民事法庭并未对破产案件与其他民事案件的工作绩效作出明确区分,这很大程度上削弱了法官受理破产案件的积极性(周陈, 2023)。

总之,上述因素严重制约了我国破产法律在司法实践中的执行效率,企业破产程序启动难、审理周期长、处置成本高等问题十分突出。根据 Li and Ponticelli (2022)的统计,我国破产案件平均审理时长约为1.5年,与之相比,美国破产案件的平均审理时间则仅需1年。破产司法执行效率不足使得市场经济主体优胜劣汰的动态调整机制受阻,不利于企业家精神的激发,最终也制约了整体资源配置效率的提升。

<sup>①</sup> “地方政府出于维稳和政绩的需要干预企业破产。许多地方政府为了政绩需求或为了保持与主要信贷银行的所谓‘优良信用’关系,对僵尸企业采取各种帮扶救治措施”。来源:经济参考报,“清理僵尸企业:失灵的破产法要灵起来”,网址:[http://dz.jckb.cn/www/pages/webpage2009/html/2016-03/22/content\\_16705.htm](http://dz.jckb.cn/www/pages/webpage2009/html/2016-03/22/content_16705.htm)。

## 附录II 正文及附录实证部分的相关数据来源和数据处理细节

### (一) 基准回归部分

#### 1. 数据来源

本部分所采用的数据为中国工商注册企业数据,来自国家市场监督管理总局定期更新的工商企业登记注册信息,国家企业信用信息公示系统<sup>②</sup>提供了企业工商登记注册等信息。

#### 2. 数据处理过程

首先,删除以下数据样本:(1)由于注册地址缺失而导致企业注册地址无法确定到所在城市的样本;(2)注册时间有误,即注册时间为注销/吊销时间或在此之后的企业;(3)行业等重要信息缺失的企业;(4)主要受非经济因素影响的“公共管理、社会保障和社会组织”和“国际组织”类型的企业;

其次,将企业微观数据分别加总至城市-年份和城市-行业-年份层面,覆盖的时间区间为2008年-2020年,覆盖地区为全国244个城市,覆盖行业为约90个二位数行业;

最后,在1%的分位数水平上对数据进行缩尾,从而最终形成全文所主要使用的新企业进入数据。

### (二) 机制检验部分

#### 1. “创业预期改善”机制

“创业预期改善”机制检验部分主要涉及以下实证分析内容:“表3 破产审判改革对企业破产可得性的影响”“表4 破产审判改革对无创业经历家庭的创业意愿的影响”“表V1 破产审判改革对创业保障水平不同地区新企业进入的影响”“表V2 破产审判改革对资产专用性水平不同行业新企业进入的影响”。

##### (1) 正文“表3 破产审判改革对企业破产可得性的影响”

对于数据来源,本部分所采用的数据均来自最高人民法院的中国裁判文书网,本文筛选出所有案号包含“破”字的法律文书。

对于数据处理过程,具体如下:

①计算“城市层面新增企业破产案件受理数量”,参考胡佳胤等(2024)的做法,首先通过案号,将同一案件的多份裁判文书归并处理;其次,采用正则表达式对裁判文书中的“裁定结果”段落进行文本分析,提取出全部企业破产申请中最终被受理的裁判文书,并在城市-年份层面进行加总;最终,得到各年度城市新增企业破产案件受理数量( $Ln\_Case$ )。

②判定“企业破产申请的受理与否”,本文同样根据裁判文书中的“裁定结果”段落内容来判断企业破产申请案件的实际受理情况,若企业破产申请最终得到法院支持,则将虚拟变量 $Accept$ 取值为1,反之,若法院驳回企业破产申请,则取值为0。

<sup>②</sup> 网址: <https://www.gsxt.gov.cn/index.html>。

③根据破产案件文本提取企业名称信息,考虑到破产企业名称常常出现在申请人或者被申请人处,因此参考胡佳胤等(2024)的做法,若某破产申请裁判文书只有申请人,而没有被申请人,则将申请人作为破产企业;若某破产申请裁判文书既有申请人,也有被申请人,则将被申请人确定为破产企业,最后使用正则表达式提取企业名称。

④根据企业名称获得企业基本信息,我们根据所提取出的企业名称,将其与国家企业信用信息公示系统中的工商企业注册信息相匹配,获得企业所在行业、年龄、注册额等基本信息。

## (2) 正文“表4 破产审判改革对无创业经历家庭的创业意愿的影响”

对于数据来源,本部分所采用的微观数据主要来自2015、2017和2019年的中国家庭金融调查(CHFS),我们将2015年作为政策实施前,2017年和2019年为政策实施后。

对于数据处理过程,具体如下:

首先,根据家庭问卷中“家庭当年是否有从事工商业生产经营项目”这一问题的回答判断家庭创业状态,在此基础上筛选出全部未创业家庭;

其次,考虑到农村家庭主要从事农、林、牧、渔等农业生产经营活动,因此仅保留城市家庭样本;

最后,剔除重要变量存在缺失或缺乏连续观测的样本,最终获得5501户家庭,共计三年的连续观测样本。本文通过设置虚拟变量 $Entrep\_Exp$ 反映未创业家庭的未来创业意愿。具体而言,根据受访者对调查问卷中“未来两年,您家是否打算开展工商业生产经营项目”这一问题的回答进行构建,若回答为“是”则将虚拟变量 $Entrep\_Exp$ 设为1,否则设为0。

## (3) 附录V“表V1 破产审判改革对创业保障水平不同地区新企业进入的影响”

在该部分中,我们使用“地区宗教文化”和“地区商业传统”这两类地区层面非正式制度变量来间接衡量地区对创业失败的企业家提供事后救济水平的高低,以此反映地区创业保障水平。其数据来源和数据处理细节如下:

其一,参考黄新飞等(2023)的做法,我们以地级市所拥有的佛教寺院数量作为“地区宗教文化”变量( $Religion$ )的衡量指标,其中城市佛教寺院数量来自CNRDS中的中国文化研究数据库。

其二,参考刘蓝予等(2021)的做法,我们使用地级市是否处于明清时期十大商帮文化影响范围内作为“地区商业传统”变量( $Bg$ )的度量指标。具体地,我们首先根据陈阿兴(2015)、吴慧(2005)以及戴鞍钢和黄苇(1999)所著的历史资料考证确定各大商帮的主要发源地,然后,在此基础上,我们参考谢永珍和袁菲菲(2020)的做法,根据《中国语言地图集》中划定的汉语方言片区,将与各大商帮发源地处于同一方言片区内的地级市视为处于明清十大商帮文化影响范围内。表III1列出了明清十大商帮分布地区以及受其影响的城市,如果某一地级市处于明清十大商帮文化影响范围内,则地区“地区商业传统”变量取1,否则取0。

表 II 1 明清十大商帮分布地区以及受其影响的城市

商帮	分布地区	涉及当今城市
晋商	山西省大部、内蒙古河套地区及河北、河南毗邻区域	太原市、大同市、朔州市、忻州市、吕梁市、晋中市、阳泉市、长治市、晋城市、临汾市、呼和浩特市、包头市、乌兰察布市、鄂尔多斯市、巴彦淖尔市、济源市、新乡市、焦作市、安阳市、鹤壁市、张家口市、邯郸市
徽商	古徽州、今安徽及江西部分地区	黄山市、宣城市、池州市、上饶市、景德镇市
龙游商帮	浙江中西部地区	湖州市、嘉兴市、杭州市、绍兴市、舟山市、衢州市、金华市、丽水市、台州市、温州市
宁波商帮	浙江宁波地区	宁波市
洞庭商帮	苏南地区	苏州市、无锡市、常州市
江西商帮 (江右商帮)	江西部分地区	南昌市、吉安市、抚州市、宜春市
广东商帮 (珠三角商帮)	珠三角部分地区	广州市、深圳市、珠海市、东莞市、佛山市、中山市、江门市、茂名市、肇庆市、湛江市、清远市、阳江市、云浮市、北海市、钦州市、玉林市、贵港市、贺州市
陕西商帮	陕西省部分地区	咸阳市、榆林市、延安市
山东商帮	山东省内	威海市、青岛市、聊城市、济南市、济宁市、烟台市、潍坊市、日照市、东营市、临沂市、淄博市、滨州市、菏泽市、泰安市、枣庄市、德州市
闽商	闽南地区及广东省部分区域	南平市、三明市、龙岩市、宁德市、福州市、莆田市、泉州市、厦门市、漳州市、潮州市、汕头市、汕尾市

#### (4) 附录 V “表V2 破产审判改革对资产专用性水平不同行业新企业进入的影响”

在该部分中，我们使用“行业中间投入品资产专用性”“行业物质资产专用性”“行业人力资本专用性”三种指标来度量行业的资产专用性水平，其数据来源和数据处理细节如下：

其一，对于“行业中间投入品资产专用性”变量(CI)，参考王永进等(2010)和包群等(2021)的实证思路，本文采用Nunn(2007)基于美国投入产出表数据所测算出来的制造业二位数行业契约密集度指数来反映我国制造业二位数行业的中间投入品的资产专用性。

其二，对于“行业物质资产专用性”变量(SC)，参考李坤望和王永进(2010)的做法，本文采用二位数工业行业的研发密度即行业内企业研发支出占行业工业增加值的比值来衡量，其中各行业企业研发支出数据来自相应年份的《中国统计年鉴》中“按行业分规模以上工业企业研究与试验发展(R&D)活动及专利情况”一表，各行业工业增加值数据则来自相应年份的《中国工业统计年鉴》中“规模以上工业企业主要经济指标”一表。

其三，对于“行业人力资本专用性”变量(HC)，参考李坤望和王永进(2010)的做法，本文采用二位数工业行业的工作非流动性即行业职工人数的平均变动率的负数作为代理指标，其中各行业平均用工人数据来自相应年份的《中国统计年鉴》中“按行业分规模以上工业企业主要指标”一表。

## 2. “要素资源释放”机制

“要素资源释放”机制的检验部分,主要包括以下实证分析内容:“表VII 破产审判改革对企业退出的影响”“表5 破产审判改革与信贷资源释放”“表VIII 破产审判改革对中小企业信贷获取的影响”“表VII2 破产审判改革对企业债券一级市场发行利差的影响”“表6 破产审判改革与劳动要素释放”,以下是这些实证分析所用数据来源和数据处理细节的详细说明。

#### (1) 附录 VI “表VII 破产审判改革对企业退出的影响”

该部分中,我们实证检验了破产审判改革对“城市层面企业退出数量”的影响。

企业退出数量来自中国工商注册企业数据,我们参考陈强远等(2021)的思路,根据工商企业登记注册数据库中的企业变更记录来判别企业退出状况,具体来说,若当年的企业变更记录中含有“清算”“注销”“吊销”“解散”“撤销”等关键词,或者企业当年的经营状态为“停业”“吊销”“注销”“撤销”及“清算”,则认定企业于该年退出市场。此外,对于退出时间不能确认的样本,我们进一步依据国家企业信用信息公示系统相关内容进行手工补充。在此基础上,我们将工商注册企业数据中每年退出的企业在城市层面进行加总(取自然对数),得到城市-年份层面的企业退出数量( $Ln\_exit$ )。

#### (2) 正文 “表5 破产审判改革与信贷资源释放”

在该部分中,我们分别讨论了破产审判改革对“城市层面金融机构的僵尸贷款发放规模”以及“地方性商业银行资产结构”的影响,具体数据来源和数据处理细节如下。

其一,对于“城市层面金融机构的僵尸贷款发放规模”,数据处理及指标构建方式如下:首先,参考 Acharya et al. (2024) 以及顾海峰和卞雨晨(2023)的做法,基于 2013-2021 年中国沪深 A 股上市公司样本,利用 FN-CHK 方法识别出上市公司中的僵尸企业;然后,借鉴 Charoenwong et al. (2024) 的做法,结合“CSMAR 中国上市公司贷款研究数据库”,将 A 股上市公司相应年份的逐笔银行贷款数据进行筛选整理,从中提取出 70350 条僵尸企业单笔银行贷款数据;最后,根据每笔僵尸贷款中提供方所在地信息,将僵尸贷款笔数<sup>③</sup>在城市层面加总并取对数,并以此构建城市层面金融机构僵尸贷款发放规模变量( $Z\_Loan\_City$ )。

其二,对于“地方性商业银行资产结构”变量,参考胡诗阳等(2023)的实证思路,以 2008-2020 年中国地方性商业银行(包括城市商业银行和农村商业银行)作为研究对象,采用地方性商业银行不良贷款余额占总贷款余额的比重( $NPL$ )来衡量。银行层面财务数据主要来源于 CSMAR-中国银行财务研究数据库(部分缺失的银行财务数据从 Wind 数据库和 CNRDS 数据库补齐),该数据库收集了我国上市银行及非上市银行的基本信息以及财务数据,包括银行基本信息、财务报表、审计意见、财务附注、财务分析等,为研究中国银行业金融机构的经济行为提供了丰富的数据资源。对于样本数据的处理,我们剔除了主要数据缺失的样本观测值,同时对主要连续变量进行上下 1%分位数的缩尾处理。最终,共得到包括 128 家城市商业银行和 233 家农村商业银行在内的 3146 个银行-年份层面的观测值。

<sup>③</sup> 由于“CSMAR 中国上市公司贷款研究数据库”中企业贷款金额项缺失较多,因此我们参考 Charoenwong et al. (2024) 的做法采用贷款笔数来衡量金融机构对上市僵尸企业提供贷款的规模。

### (3) 附录 VII “表VIII 破产审判改革对中小企业信贷获取的影响”

在该部分中,我们以全国中小企业股份转让系统(新三板)中挂牌的中小企业样本为研究对象,并参考戴亦一等(2019)的做法分别构建了两个反映中小企业信贷可得性的测度指标:“(负债-应付账款)/总资产”(Bank\_Loan1)和“(短期借款+长期借款+一年内到期的非流动负债)/总资产”(Bank\_Loan2),具体的数据来源和数据处理细节如下。

对于数据来源,计算企业融资可得性所使用的企业“总负债”“应付账款”“总资产”“短期借款”“长期借款”“一年内到期的非流动负债”数据,我们通过CSMAR-中国新三板研究数据库中的“企业基本信息表”“资产负债表”和“利润表”等获取得到。

对于数据处理细节,首先,我们剔除了主要数据缺失的样本观测值,同时对主要连续变量进行上下1%分位数上的缩尾处理,共得到27180个企业-年份层面的观测值。其次,为了更准确地识别出小微企业样本,本文参考郭晔等(2019)和孔东民等(2021)的做法,依据2011年发布的《关于印发中小企业划型标准规定的通知》(工信部联企业〔2011〕300号)以及2017年发布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》(国统字〔2017〕213号)中对小微企业营收标准的划定细则,结合样本企业在政策实施前的实际营业收入水平从而确定其是否为小微企业并构建虚拟变量(MSC),在此基础上测度出小微企业融资可得性。

### (4) 附录 VII “表VII2 破产审判改革对企业债券融资成本的影响”

在该部分中,我们使用“企业债券一级市场发行利差”来反映企业债券融资成本,其数据来源和数据处理细节如下。

对于数据来源,本部分所用到的企业债券发行数据来自Wind数据库,样本包括2008年1月-2019年12月间由4804家企业所发行的77320支企业债券,具体包含票面利率、债券基本信息、发行人特征等债券基本信息。

对于数据处理细节,首先,我们借鉴王永钦和薛笑阳(2022)以及Li et al.(2024)的做法,将债券发行票面利率减去当日同期限国债的到期收益率,以此计算出一级市场上企业债券的发行利差(CSpread);其次,利用债券发行人所在城市以及债券发行时间信息,构建政策处理变量Tribunal<sub>c,t</sub>,若在债券发行当年,债券发行人所在城市c设立了清算与破产审判庭,则该变量取值为1,否则取值为0。

### (5) 正文 “表6 破产审判改革与劳动要素释放”

在该部分中,我们分别讨论了破产审判改革对不同初始僵尸企业就业占比城市的“高僵尸密度行业就业份额”以及“新进入企业就业份额”的影响,其中,“初始僵尸企业就业占比”通过政策实施前各城市“僵尸企业从业人数占城市企业全部从业人数的比重”加以度量,相关数据来源和数据处理细节如下。

其一,对于“僵尸企业从业人数占城市企业全部从业人数的比重”变量(Pre\_Zombie\_Labor),数据来源为1998-2013年中国工业企业数据库,我们参考谭语嫣等(2017)和邵帅等(2022)的做法,进行了如下数据处理:首先,本文基于Fukuda and Nakamura(2011)所开发出的FN-CHK方法从中国工业企业数据库中识别出全部僵尸企业。其次,在

识别出全部僵尸企业的基础上,我们计算得到各城市僵尸企业从业人数占城市当年全部工业企业从业人数的比重。最后,使用上述企业僵尸企业占比变量在2013年的取值作为本文实证分析中的地区初始僵尸企业就业占比的度量指标。

其二,对于“高僵尸密度行业就业份额”变量( $Z\_Share$ ),数据来源为CSMAR数据库和《中国城市统计年鉴》中“按行业分组的年末城镇单位就业人员”一表,数据处理及指标构建方式主要参考Li and Ponticelli (2022)的做法,具体如下。首先,基于CSMAR数据库所提供的2008-2015年中国沪深A股上市公司财务数据,利用FN-CHK方法识别出上市公司中的僵尸企业。其次,根据一位数行业内僵尸企业占比对全部行业进行排名,将取值高于全部行业中位数的行业定义为高僵尸企业密集度行业,其余行业定义为低僵尸企业密集度行业。最后,根据《中国城市统计年鉴》所提供的各行业就业人数,计算出样本期内各城市高僵尸企业密集型行业的就业人数占城市全部就业人数的比重。

其三,对于“新进入企业就业份额”变量( $E\_Share$ ),数据来源为工商注册企业数据。鉴于我们无法直接获得新注册企业的从业人数数目,因此根据工商注册企业信息中企业“参保人数”一栏,提取出新注册企业的参保人员数,并在城市-年份层面加总后获得各城市当年新注册企业总参保人员数,并以此作为“新进入企业就业份额”的代理指标。

### (三) 经济后果分析部分所用数据来源和数据处理细节

正文“经济后果分析”部分,主要包括以下内容:“表7 破产审判改革对地区资源配置效率和就业的影响”,以下是这些实证分析所用数据来源和处理细节的详细说明。

#### 1.正文“表7 破产审判改革对地区资源配置效率和就业的影响”列(1)-列(2)

在该部分中,我们参考陈永伟和胡伟民(2011)的做法,使用“地区资本要素的资源错配指数”( $\hat{\tau}_K$ )和“地区劳动要素的资源错配指数”( $\hat{\tau}_L$ )作为地区资源配置效率的反向指标。计算要素错配指数所用到的各地区GDP和从业人员来自《中国城市统计年鉴》“地区生产总值”和“劳动力就业状况”的表格,样本区间为2008-2020年。计算资本存量所用到的固定资产投资额数据来自2008-2016年《中国城市统计年鉴》中“固定资产投资情况”一表,并利用永续盘存法计算得到相应年份的城市资本存量数据。特别地,由于2017年及此后年份城市固定资产投资额数据存在缺失,我们参考黄群慧等(2019)的做法,按照当年各市占所在省份的全社会固定资产投资的比重来推测各城市固定资产投资额,并据此确定城市层面的资本存量。

#### 2.正文“表7 破产审判改革对地区资源配置效率和就业的影响”列(3)-列(5)

在该部分中,我们分别使用“城镇私营与个体从业人员的对数”( $Ln\_employ\_NS$ )和“城镇单位从业人员的对数”( $Ln\_employ\_S$ )来反映地区私营部门和国有部门的就业水平,使用“城镇私营与个体从业人员以及城镇单位从业人员之和”( $Ln\_employ$ )来反映地区整体就业水平。本部分所用到的地区就业数据来自《中国城市统计年鉴》“劳动力就业状况”一表,样本区间为2008-2020年。



## 附录 III 稳健性检验正文未报告部分

## (一) 平行趋势检验

为了验证破产审判庭的设立符合外生冲击条件,即处理组与对照组在政策实施前后的因变量潜在结果具有相同的变化趋势,本文进行了平行趋势检验,这也是双重差分方法识别假设得以成立的重要前提。具体地,本文采用事件研究法进行平行趋势检验,以考察随时间变化的政策动态效应,回归模型设定如下:

$$Ln\_entry_{i,j,t} = \alpha + \sum_{k=-7}^4 \tau_k D_{i,t}^k + \gamma' X_{i,2007} \times \lambda_t + \pi_{i,j} + \vartheta_{j,t} + \sigma_{prov} \times \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t}, \quad (1)$$

其中  $i$  表示城市,  $t$  表示年份,  $j$  表示行业,事件研究法窗口期选取为  $[-K,L]=[-7, \dots, -2, 0, 1, \dots, 4]$ , 这里我们选择政策处理前一期(-1期)作为基期。 $D_{i,t}^k (k = -7, \dots, -2, 0, 1, \dots, 4)$  为相对时间变量,用来指示政策发生前后的虚拟变量,下标  $i$  和  $t$  表示城市和观测年份;而上标  $k$  则代表单个虚拟变量标记,被定义为:假设城市  $i$  开始受到政策影响的年份为  $t_0$ , 如果  $k = t - t_0$ ,  $D_{i,t}^k$  取 1, 对于  $k \neq t - t_0$ ,  $D_{i,t}^k$  取 0。特别地,由于我们对处理前样本进行了归并处理,因此对于城市  $i$  早于第  $t_0 - 7$  期的观测值样本,  $D_{i,t}^{-7}$  均统一赋值为 1。其余变量含义与正文基准回归模型 (1)、(2) 保持一致。

## (二) 考虑异质性处理效应

## 1. 估计量偏误诊断与 Bacon 权重分解

考虑到本文所研究的破产审判庭设立并非集中在同一年,随时间而变的处理时点会使得传统的双向固定效应(TWFE)估计量存在偏误(Sun and Abraham, 2021; Goodman-Bacon, 2021)。一旦处理效应存在异质性,将可能导致 TWFE 估计量难以识别真正的平均处理效应。在本文的研究情境下,样本期内总的 DID 估计量可以被分解为以下三部分:一是“先设破产审判庭的城市作为处理组”与“后设立破产审判庭的城市作为控制组”(先处理 V.S 后处理);二是“后设立破产审判庭的城市作为处理组”与“先设立破产审判庭的城市作为控制组”(后处理 V.S 先处理);三是“设立破产审判庭的城市作为处理组”与“从未设立破产审判庭的城市作为控制组”(处理 V.S 未处理)。总的 DID 估计量由上述三部分的基本 2×2DID 估计量加权平均得到。本文以城市层面的回归结果为例,采用 Goodman-Bacon(2021)的方法对 TWFE 估计量进行偏误诊断。表 III1 的 Bacon 分解结果显示,可能存在系统性估计偏误的“后处理 V.S 先处理”组中,平均 DID 估计量为 0.020,其在总的 DID 估计量中的占比仅为 0.8%,与此同时,在“处理 V.S 未处理”组中,平均 DID 估计量约为 0.070,占比为 97.8%。综上,即使存在因异质性处理效应带来的估计偏误,但由于问题部分的 2×2DID 估计量在整体中的占比并不大,实际上不会导致本文基准回归部分所估计得到的平均处理效应存在较为严重的偏误。

表 III 1 Bacon 分解

总的 DID 估计量	0.069	
类别	权重	平均 DID 估计量
先处理 V.S 后处理	0.014	0.059
后处理 V.S 先处理	0.008	0.020
处理 V.S 未处理	0.978	0.070

注: V.S 前后分别表示处理组和控制组

进一步地进行 Bacon 权重分解, 分解结果如图 III 1 所示, 图 III 1 中横轴表示权重, 纵轴表示每个 2x2DID 估计量的系数, 水平横线代表双向固定效应模型真实的估计量, 可以看出, 系数为正的 2x2DID 估计量在总体估计量中所占的权重比较大, 尽管在图形的左下方存在着个体估计量的系数为负的情况, 但该类估计量的权重接近于 0, 因此对于估计量的平均处理效应基本不会产生较大影响。

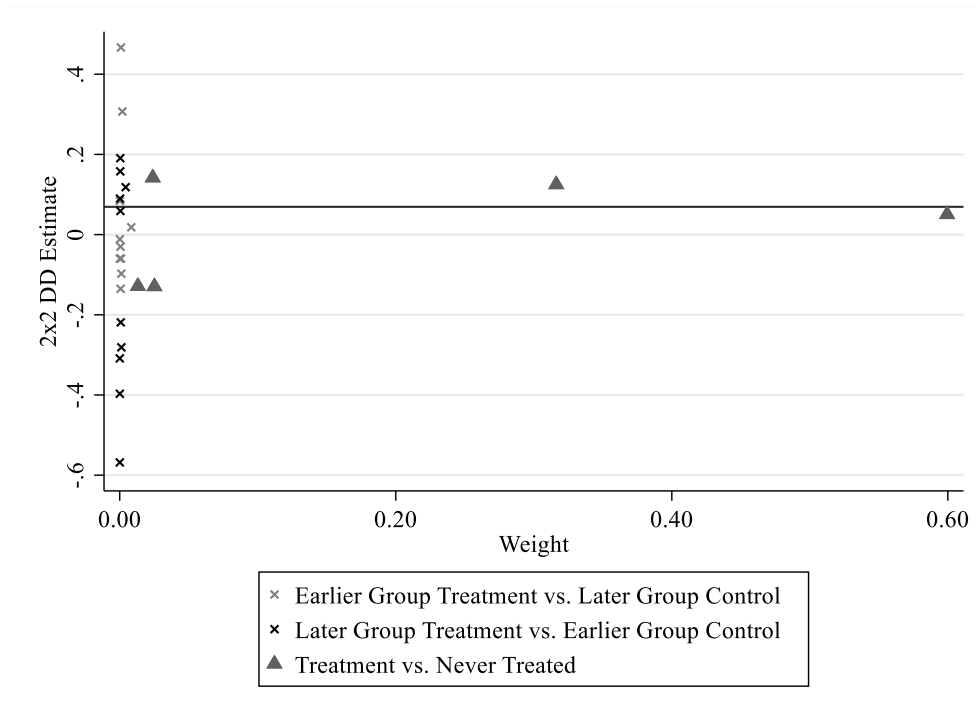


图 III 1 Bacon 分解图

### 2. 动态效应的“异质性—稳健”估计量

已有研究指出, 当异质性处理效应比较严重时, 经典的事件分析法所得到的动态效应也可能存在估计偏误。为此, 近年来学术界通常采用理论计量文献中所提出的若干“异质性—稳健”估计量来重新估计动态效应, 以此为传统的 TWFE 方法的结果提供佐证 (刘冲等, 2022)。本文采用 Sun and Abraham (2021) 的做法, 提供了动态效应“异质性—稳健”估计量, 结果如图 III 2 所示。结果显示, 事前的各期动态效应估计量分布于 0 附近, 且置信区间均包含 0, 而事后的各期动态效应估计量随时期推移呈现明显上升趋势, 且置信区间下界均高于 0, 这再次印证了本文基准回归结果是稳健的。

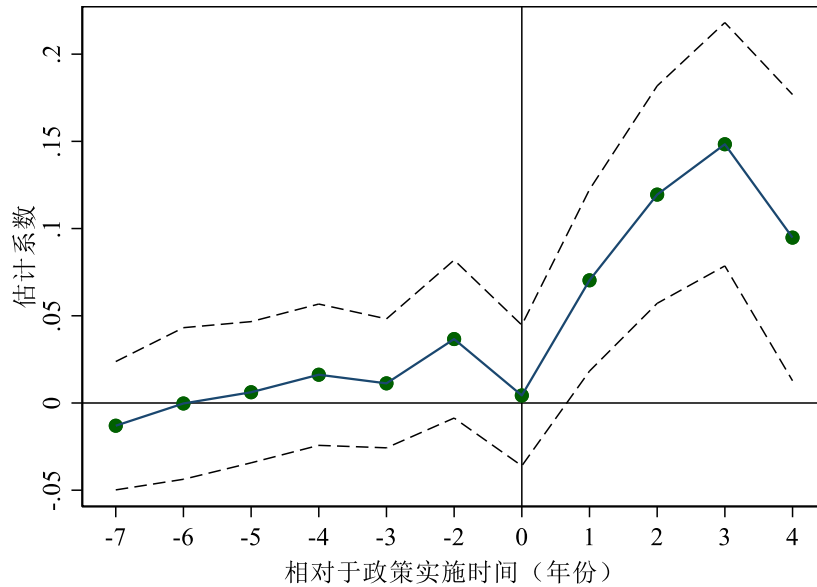


图 III 2 基于异质性稳健 DID 估计量 (Sun and Abraham, 2021) 的平行趋势

### (三) 排除同期其他代表性政策冲击的干扰

结合本文的研究情景,考虑到破产审判改革在 2016 年 8 月《关于在中级人民法院设立清算与破产审判庭的工作方案》发布之后在各地陆续推进,因此本文要准确识别破产审判改革对新企业进入的影响就不可避免地会受到同期政策的混淆。同期具有代表性的政策主要包括以行政审批中心设立为代表的行政审批改革以及 2012 年后的新一轮商事制度改革。广义说这两项政策都从属于行政体制改革的内容,其核心在于转变政府职能,重点之一是放宽市场准入,对于促进新企业的市场进入而言意义重大(朱奕蒙等, 2022)。

为了尽可能排除两项同时期发生的代表性政策冲击的影响,本文首先参考王永进和冯笑(2018)的做法采用地区行政审批中心的设立这一外生冲击作为行政审批改革的代理变量;其次,参考毕青苗等(2024)的做法,利用商事制度改革在各城市推进先后顺序的差异,构建商事制度改革变量。具体来说,我们参照毕青苗等(2024)的做法,在各城市市场监管局官网的政策文件、新闻报道文本库中搜索含有“注册资本认缴制”、“名称登记”、“全程电子化”、“三证合一”、“先照后证”、“五证合一”、“多证合一”、“证照分离”等 8 个关键词的本文,将上述 8 个改革措施关键词的首次出现时间作为城市实施商事制度改革时间,并由此构建商事制度改革变量。表 III 2 列(1)和列(2)分别控制了行政审批中心变量和商事制度改革变量,列(3)则同时控制行政审批中心设立和商事制度改革,实证结果显示,在控制住行政审批中心设立和商事制度改革实施的影响后,核心变量估计系数仍然在 1%的水平上显著为正。

除了政策推进时间的差异性外,商事制度改革在各地的实施力度也可能存在较大差异,为此,我们还构建了各城市对商事制度改革的落实程度变量。具体而言,参考毕青苗等(2024)的做法,利用各城市在开展商事制度改革后累计落实的改革措施数量作为政策实施强度的代

理变量，并在表III2列(4)中引入商事制度改革强度变量，相应地，表III2列(5)则同时引入了行政审批中心设立与商事制度改革强度变量。结果显示，在同时控制了商事制度改革和行政审批中心设立的影响后，破产审判改革对新企业进入影响的偏效应仍然存在，且均在1%的水平上显著为正，这表明即便考虑了商事制度改革和行政审批中心设立的影响，破产审判改革对新企业进入的直接影响渠道仍然是存在的。

表III2 排除同期其他政策冲击

	因变量: $Ln\_entry$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Tribunal</i>	0.0744*** (0.023)	0.0752*** (0.023)	0.0744*** (0.023)	0.0764*** (0.022)	0.0755*** (0.022)
行政审批中心	0.0378** (0.016)		0.0387** (0.016)		0.0388** (0.016)
商事制度改革		0.0349** (0.015)	0.0358** (0.014)		
商事制度改革实施强度				0.0063** (0.003)	0.0064** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是
城市×行业效应	是	是	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.942	0.942	0.942	0.942	0.942
观测值	265,607	265,607	265,607	265,607	265,607

注：括号中为聚类到城市层面的稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。控制变量包括：城市企业存量、人口、人均GDP、第二产业占GDP比重、政府财政支出占GDP比重、城市行政级别、城市经济增速、城市经济增速的平方项。

#### (四) 其他稳健性检验

本文还进行了其他稳健性检验（见表III3），具体如下所述。

##### 1. 更换被解释变量测度

参考封进和李雨婷（2023）和朱奕蒙等（2022）的做法，分别使用“新注册企业数量/所在城市常住人口总数”（*Entry\_Per*）和“新注册企业数量/现存企业数量”（*Entry\_Ratio*）作为新企业进入的替代指标，实证结果如表III3列（1）和（2）所示，系数的方向和显著性与本文基准回归结果相似。

##### 2. 排除省高院层面设立破产审判庭的影响

鉴于本文基准回归部分在核心解释变量的度量中仅考虑地方中级人民法院清算与破产审判庭的设立，而在本文的样本观测期内，福建、广东和山西省在高级人民法院层面设立了破产审判庭，为检验本文实证结果的稳健性，我们借鉴李晓溪和饶品贵（2022）的做法，针对设立破产审判庭的三个省高级人民法院（福建、广东和山西），本文将其设立时间作为省内各地级市中级人民法院的破产审判庭设立时间，并以此构造政策变量。表III3列（3）的结

果显示核心解释变量 (*Tribunal*) 的系数仍显著为正, 并在 1% 的置信水平上通过了显著性检验。

### 3. 剔除直辖市样本

根据最高人民法院的通知要求, 截至 2017 年, 各个省的省会城市以及各个直辖市均需要设立破产审判庭, 考虑到直辖市行政级别较高, 且经济发展水平相对发达, 通常具有更高的新企业进入率, 这可能会对结果产生一定影响, 因此, 本文将样本中的直辖市城市剔除后重新进行回归, 如表 III 3 列 (4) 显示, 研究结论并未发生改变。

### 4. 变更聚类方式

考虑到本文关注的政策冲击主要发生在城市层面, 因此本文基准回归部分将标准误聚类到城市层面, 为进一步排除可能存在的估计偏误, 本文将估计系数的标准误在省份层面进行聚类, 结果如表 III 3 列 (5) 所示, 可以看出结论依然稳健。

表 III 3 其他稳健性检验

	因变量: <i>Entry_Per</i>	因变量: <i>Entry_Ratio</i>	因变量: <i>Ln_entry</i>		
	更换被解释变量测度		排除省高院 层面破产审 判庭的影响	剔除直辖市 样本	变更聚类方 式
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Tribunal</i>	0.0359*** (0.011)	0.0076** (0.003)	0.0802*** (0.025)	0.0810*** (0.023)	0.0804*** (0.025)
控制变量	是	是	是	是	是
城市×行业效应	是	是	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.939	0.631	0.942	0.941	0.942
观测值	266,674	239,899	266,674	261,693	266,674

注: 前 4 列的括号中为聚类到城市层面的稳健标准误, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。控制变量与正文表 2 一致。

### 5. 安慰剂检验

本文借鉴 Chetty et al. (2009) 的思路, 采用安慰剂检验方法对基准实证结果的统计性质进行评估, 以验证本文基准结果的统计显著性不是因误差项序列相关引起的标准误被低估 (这会导致原假设被过度拒绝) 所带来的结果。本部分主要基于随机化处理组样本的方式进行安慰剂检验。如果安慰剂检验所随机模拟得出的政策处理变量系数估计值近似服从以 0 为均值的正态分布, 且真实政策处理变量的系数估计远离 0 值, 则说明本文基准结果的统计显著性不依赖于对误差项结构的假设。

具体来说, 本文在全样本中无放回地随机抽取与原处理组样本数相同的城市作为伪处理组, 并且保持伪处理组样本中各城市政策实施时间、批次数量与原处理组保持一致。在此基

基础上,重新估计基准回归模型,并将这一过程重复进行了500次,从而得到了500个随机化政策处理变量系数估计值,并将其绘制成核密度图,结果如图III3所示,其中图III3(a)反映了正文模型(1)的空间安慰剂检验结果,图III3(b)反映了正文模型(2)的空间安慰剂检验结果。进一步地,我们还对处理组样本与政策实施时间同时进行随机化以进行混合安慰剂检验,在抽取出伪处理组城市后,我们对伪处理组中的每个城市在指定范围内随机抽取一个伪处理时间,最终生成伪政策处理变量,并采用类似方法对基准回归模型进行500次重复估计,安慰剂检验结果如图III3(c)和图III3(d)所示,其中图III3(c)反映了基准模型(1)的混合安慰剂检验结果,图III3(d)反映了基准模型(2)的混合安慰剂检验结果。

图III3(a)-(d)的结果显示,通过空间安慰剂检验和混合安慰剂检验而随机化生成的伪政策处理变量系数估计值均集中分布于0附近,呈现出正态分布;并且真实的政策处理变量的系数估计值(正文表2中列(3)和列(6)的基准回归结果分别为0.0703和0.0804)均位于正态分布的右端,这表明在随机化处理组样本后,虚假的政策处理效果在显著性与作用强度方面相较于真实政策效应有大幅削弱,从而表明本文基准实证结果的统计性质具有较强的稳健性。

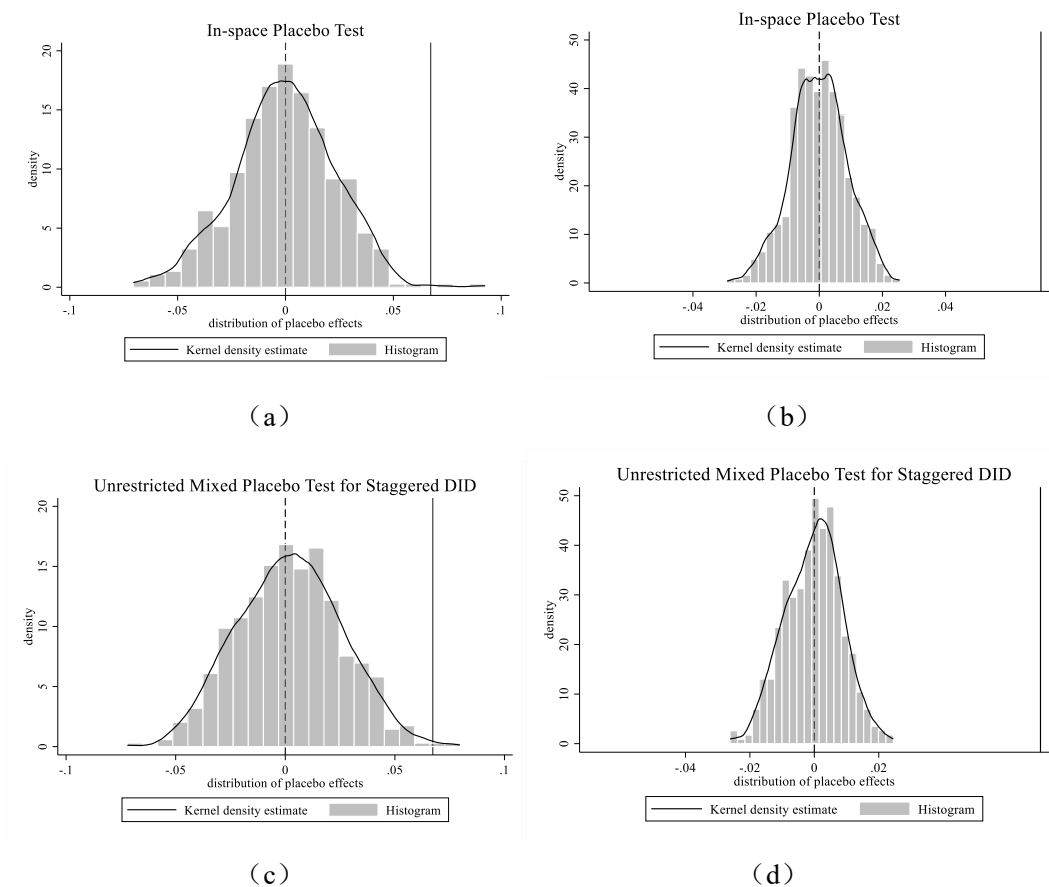


图 III 3 安慰剂检验-基于随机化处理组样本

## 附录 IV 机制检验部分未汇报的实证模型详情

## (一) “创业预期改善” 机制

## 1. 破产审判改革对企业破产申请受理概率的影响

为了检验破产审判改革对企业破产申请受理概率的影响<sup>④</sup>，参考胡佳胤等（2024）的识别设定，采用下列实证策略：

$$Accept_f = \alpha + \beta Tribunal_{i,t} + \gamma' X_f + \gamma' X_{i,2007} \times \lambda_t + \gamma_j + \theta_i + \lambda_t + \sigma_{prov} \times \lambda_t + \theta_i \times t + \varepsilon_f, \quad (2)$$

上式中  $f$  表示企业， $i$  表示企业所在城市， $j$  表示企业所属行业， $t$  表示企业申请破产的年份。因变量  $Accept_f$  衡量了企业  $f$  的破产申请是否得到受理（ $Accept_f = 1$  表示破产申请得到受理，否则表示未得到受理）， $Tribunal_{i,t}$  为破产审判改革政策变量，若企业所在城市  $i$  在企业破产申请年份  $t$  已经设立了破产审判庭，则  $Tribunal_{i,t}$  取值为 1，否则为 0。 $X_f$  为一系列企业层面的控制变量（包括企业年龄及企业注册额），所用数据来自国家企业信用信息公示系统； $X_{i,2007}$  为一系列城市层面的初始经济特征（与基准回归保持一致）。

本文还引入了一系列固定效应以尽可能控制其他不可观测因素带来的选择性偏误： $\gamma_j$  代表企业所在行业固定效应（行业代码参照《国民经济行业分类》中的二位数行业）， $\theta_i$  代表企业所在城市固定效应， $\lambda_t$  为破产申请年份的固定效应。为了避免宏观层面随时间变化的混淆因素干扰，我们还控制了企业所在省份固定效应和破产申请年份的固定效应的交互项  $\sigma_{prov} \times \lambda_t$ 。最后，为了控制不同城市所固有的时间趋势，我们还额外引入了企业所在城市固定效应和线性时间趋势的交互项  $\theta_i \times t$ 。 $\beta$  是本文关心的核心自变量系数，衡量的是破产审判庭设立对企业破产申请受理概率的平均影响。

## 2. 破产审判改革对无创业经历家庭未来创业预期的影响

为了检验破产审判改革对无创业经历家庭未来创业预期的影响，我们选取 2015、2017 和 2019 年的中国家庭金融调查（CHFS）为研究对象，该数据包含了被调查家庭的创业意愿等信息。在实证分析之前，我们对数据进行了如下预处理：首先，考虑到农村家庭主要从事农、林、牧、渔等农业生产经营活动，因此仅保留城市家庭样本；其次，根据家庭当年是否有从事工商业生产经营项目判断家庭创业状态，在此基础上筛选出无创业经历的家庭；最后，剔除重要变量存在缺失或缺乏连续观测的样本，最终获得 5501 户家庭，共计三年的连续观测样本。

本部分采取的实证策略如下：

$$Entrep\_Exp_{h,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tribunal_{i,t} + \gamma' X_{h,t} + \mu_h + \lambda_t + \sigma_{prov} \times \lambda_t + \varepsilon_{h,i,t}, \quad (3)$$

<sup>④</sup> 需要指出的是，本文之所以采用企业破产申请的受理数量（受理率）而非破产案件审理时长来刻画企业市场退出成本，理由主要是，其一，相对而言，裁判文书中对于企业破产案件立案、收案和结案时间的表述并无统一规则，从而带来了较大的信息提取难度；其二，事实上，对普通企业而言，破产审判庭所带来的市场退出成本降低效应主要不在于降低破产案件审理时长，而在于企业破产申请受理可能性的提升。

其中,  $h$ 、 $i$ 、 $t$ 分别代表家庭、地区和年份。被解释变量 $Entrep\_Exp_{h,i,t}$ 衡量了家庭的未来创业意愿,若受访如果家庭未来有经营工商业项目的打算,则将该变量设为1,否则为0; $Tribunal_{i,t}$ 为核心解释变量,当家庭所在地区设立清算与破产审判庭的当年和之后的年份取值为1,否则为0。 $X_{ht}$ 代表户主层面和家庭层面的一系列控制变量。 $\mu_h$ 和 $\lambda_t$ 分别为家庭个体固定效应和年份固定效应,为了避免宏观层面随时间变化的混淆因素干扰,我们还控制了家庭所在省份固定效应和年份固定效应的交互 $\sigma_{prov} \times \lambda_t$ 。 $\varepsilon_{h,i,t}$ 是随机扰动项。 $\alpha_1$ 是本文关心的核心自变量系数,衡量的是破产审判庭设立对无创业经历家庭未来创业意愿的平均影响。

## (二)“要素资源释放”机制

### 1. 破产审判改革对金融机构僵尸贷款发放规模的影响

为检验破产审判改革对僵尸贷款规模的影响,本文首先根据上市公司逐笔银行贷款数据,测度出城市层面金融机构僵尸贷款发放规模。城市层面金融机构僵尸贷款发放规模的具体构建方式如下:首先,基于2013-2021年中国沪深A股上市公司样本,参考Acharya et al.(2024)以及顾海峰和卞雨晨(2023)的做法,利用FN-CHK方法识别出上市公司中的僵尸企业;然后,借鉴Charoenwong et al.(2024)的做法,结合“CSMAR中国上市公司贷款研究数据库”,将A股上市公司相应年份的逐笔银行贷款数据进行筛选整理,从中提取出70350条僵尸企业单笔银行贷款数据;最后,根据每笔僵尸贷款中提供方所在地信息,将僵尸贷款笔数<sup>⑤</sup>在城市层面进行加总并取对数,从而得到变量 $Z\_Loan\_City$ ,该变量近似反映了城市层面金融机构的僵尸贷款发放规模。

本文采用如下实证策略来检验破产审判改革对城市层面金融机构僵尸贷款发放规模的具体影响:

$$Z\_Loan\_City_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tribunal_{i,t} + \alpha_2 Firm\_Loan\_City_{i,t} + \gamma' X_{i,2007} \times \lambda_t + \mu_i + \lambda_t + \sigma_{prov} \times \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

其中被解释变量 $Zoom\_Loan\_City_{i,t}$ 为位于城市 $i$ 的全部金融机构在第 $t$ 年为僵尸企业提供的银行贷款总笔数(取对数), $Tribunal_{i,t}$ 为核心解释变量,在城市 $i$ 设立破产审判庭的当年和之后年份取值为1,否则为0。 $Firm\_Loan\_City_{i,t}$ 为城市 $i$ 的金融机构在第 $t$ 年发放的全部银行贷款笔数(取对数),以此控制金融机构整体银行贷款发放规模的影响。 $X_{i,2007}$ 为一系列城市层面的初始经济特征(与基准回归保持一致), $\mu_i$ 和 $\lambda_t$ 分别为城市固定效应和年份固定效应,为了避免宏观层面随时间变化的混淆因素干扰,我们还控制了省份固定效应和年份固定效应的交互项 $\sigma_{prov} \times \lambda_t$ 。 $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。 $\alpha_1$ 是本文关心的核心自变量系数,衡量的是破产审判庭设立对城市层面金融机构僵尸贷款发放规模平均影响的百分数。

<sup>⑤</sup> 由于“CSMAR中国上市公司贷款研究数据库”中企业贷款金额项缺失较多,因此我们参考Charoenwong et al.(2024)的做法采用贷款笔数来衡量金融机构对上市僵尸企业提供贷款的规模。



## 2. 破产审判改革对金融机构资产结构的影响

为检验破产审判改革对金融机构资产结构的影响,本文参考胡诗阳等(2023)的做法,以 2008-2020 年中国地方性商业银行(包括城市商业银行和农村商业银行)作为研究样本,选取银行不良贷款率( $NPL$ )来反映银行资产结构,并据此检验破产审判改革对地方性商业银行资产结构的影响。

本文采用如下实证策略来检验破产审判改革对金融机构资产结构水平的具体影响:

$$NPL_{b,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tribunal_{i,t} + \gamma' X_{b,t} + \mu_b + \lambda_t + \sigma_{prov} \times \lambda_t + \varepsilon_{b,i,t}, \quad (5)$$

其中, $b$ 、 $i$ 、 $t$ 分别代表银行、银行所在城市和年份。被解释变量 $NPL_{b,i,t}$ 衡量了位于城市 $i$ 的银行 $b$ 在第 $t$ 年的不良贷款率,使用银行不良贷款余额占总贷款余额的比重加以衡量; $Tribunal_{i,t}$ 为核心解释变量,当银行所在城市 $i$ 设立清算与破产审判庭的当年和之后的年份取值为 1,否则为 0。 $X_{b,t}$ 代表银行层面的一系列控制变量,包括银行资产规模、资产负债率、资本充足率、总资产收益率和银行存贷比。 $\mu_b$ 和 $\lambda_t$ 分别为银行个体固定效应和年份固定效应,为了避免宏观层面随时间变化的混淆因素干扰,我们还控制了银行所在省份固定效应和年份固定效应的交互 $\sigma_{prov} \times \lambda_t$ 。 $\varepsilon_{b,i,t}$ 是随机扰动项。 $\alpha_1$ 是本文关心的核心自变量系数,衡量的是破产审判庭设立对金融机构资产结构的平均影响。

## 附录V 破产审判改革影响创业预期的间接检验结果

### (一) 破产审判改革对不同创业保障水平地区新企业进入的影响

破产审判改革极大地提升了地区企业破产案件的审判效率,加快了破产企业资产的清算与变现,为创业失败的企业家顺利退出市场提供了司法保障,使其能够从沉重的债务负担和繁琐的破产程序中解脱出来,缓解企业家创业的后顾之忧,改善了企业家创业预期。假如破产审判改革确实通过提升破产审判效率,增加企业破产可得性,提高企业家债务豁免机会的作用机制促进新企业进入,那么我们应当在经验层面观察到以下事实:在那些能够为创业失败的企业家提供更多事后救济的地区,破产审判改革对新企业进入的促进作用相对更大。

需要指出的是,一个地区为面临创业失败风险的企业家提供事后救济的水平难以直接衡量,但其往往与地区特定的非正式制度状况密切相关。现有研究表明,当正式制度缺乏时,地区的非正式制度往往能够起到重要的风险分担功能(Foster and Rosenzweig, 2002),这种非正式制度的风险分担功能以私人间的互助为表现形式,为社群内个体面临的风险提供保障,从而提高个体风险容忍度(林莞娟等, 2014)。从地区新企业进入视角来看,这种非正式制度的风险分担功能能够为遭遇创业失败的企业家提供事后救济,从而稳定企业家的创业预期,激发企业家创业积极性。本文使用一系列地区层面非正式制度变量来间接衡量地区对创业失败的企业家提供事后救济水平的高低。具体而言,本文选择了以下两类典型的非正式制度变量:宗教文化和传统商业文化。

首先,作为一种社会资本,宗教文化能够强化当地经济个体间的相互联系,促进合作,使得当地创业失败的企业家能够获得更多外部支持,并且依靠由宗教网络所衍生出的民间金融发展也能够为创业失败的企业家起到“雪中送炭”的救济作用(王任远等, 2017)。阮荣平等(2014)发现宗教信仰能够显著促进个体创业选择,其内在机制在于宗教能够通过财产赠与、劳动给与、借贷施与、财产汲取、劳动汲取、借贷接受等社会保障功能,形成社会资本,放松创业约束条件。其次,传统商业文化作为一种独特的地域文化,能够为个体创业提供良好的社会氛围,传统商业文化浓厚的地区一般对于企业家的冒险活动持有较高开放和包容的态度(Guiso et al., 2004)。例如,在我国东南沿海的潮汕地区,当地人民在商业经营和发展的长期历史实践中,孕育了以鼓励冒险、吃苦耐劳为突出特征的潮商文化,享誉海内外。在这种潮商文化“爱拼才会赢”精神的浸润下,潮汕籍企业家人才辈出,开拓进取,活跃在今天中国经济的各行各业,成为新时代中国企业家精神的生动写照。

因此,如果一个地区宗教文化或商业传统较为浓厚,则该地区对创业失败的企业家提供事后救济的水平相对较高,这将在一定程度与破产审判改革所提供的正式法律救济相互替代,从而使得破产审判改革对新企业进入的正向影响在这些地区相对弱化;反之,如果一个地区宗教文化或商业传统较为薄弱时,则该地区对创业失败的企业家提供事后救济的水平相对较低,破产审判改革的作用效果则会更为凸显,表现为破产审判改革对新企业进入的正向影响在这些地区相对更强。在指标构建方面,参考黄新飞等(2023)的做法,本文以城市佛

教寺院的数目作为地区宗教文化的代理变量 (*Religion*)；参考刘蓝予等 (2021) 的研究，本文使用城市历史上是否是明清“十大商帮”发源地<sup>⑥</sup>作为商业传统的度量指标 (*Bg*)。

在此基础上，我们将上述两类非正式制度变量与政策变量 *Tribunal* 构造交互项并纳入基准回归之中，回归结果如表 V1 所示。表 V1 结果显示，政策处理变量和两类非正式制度变量的交互项系数估计值均显著为负，意味着在那些能为创业失败企业家提供事后救济的非正式制度供给相对不足的地区，破产审判改革对新企业进入的促进作用相对更强。这从侧面验证了“破产审判改革→破产审判效率提升→企业破产可得性增加→债务豁免效应强化→企业家创业预期改善”这一作用机制对新企业进入产生促进作用。

表 V1 破产审判改革对创业保障水平不同地区新企业进入的影响

	因变量: <i>Ln_entry</i>	
	(1)	(2)
<i>Tribunal</i>	0.1070*** (0.016)	0.0958*** (0.016)
<i>Tribunal</i> × <i>Religion</i>	-0.0400** (0.020)	
<i>Tribunal</i> × <i>Bg</i>		-0.0406* (0.024)
控制变量	是	是
城市×行业效应	是	是
行业×年份效应	是	是
省份×年份效应	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.946	0.944
观测值	213,849	268,805

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。控制变量与正文表 2 一致。

<sup>⑥</sup> 自明清以来，以“十大商帮”为代表的地区性商帮在中国相继兴起，成为明清社会商品经济发展中最为活跃的力量。尽管明清商帮在近代剧烈的社会变革中相继衰落，但其对地区创业商业文化的塑造仍不可忽视，比如刘蓝予等 (2021) 的研究发现，相比于没有商帮兴起的地区，在明清商帮兴起的地区内，当今的创业活动也更为活跃。

## (二) 破产审判改革对不同资产专用性水平行业新企业进入的影响

高效的破产清算程序能够保障市场交易的顺利执行,提升资产的清算和变现能力,减少投资中的不确定性。从行业维度看,投资活动的不确定性与行业资产专用性程度紧密相关,相对于低资产专用性行业,在资产专用性程度较高的行业中,行业内企业因经营失败而陷入资不抵债困境时,专用性资产有限的重复利用属性决定了这类资产往往难以得到及时的变卖和顺利的清算,也使得企业更易受到资产购买方对专用性资产进行“敲竹杠”的威胁,这都会导致企业家在创业失败后会面临更高的退出成本。因此,破产审判改革通过提升审判团队的专业化和知识水平有效降低企业破产案件的审理难度,推动企业破产清算的进程,能够提升企业存量资产的事后回收效率,这将会大大降低市场主体退出成本,有效缓解企业家对退出难的担忧,从而改善创业预期。据此,我们应当会在经验层面观察到以下事实:在那些具有较强投资不确定性的高资产专用性行业中,破产审判改革会对新企业进入发挥更强的促进作用。

本文使用以下三种指标来度量行业资产专用性水平:中间投入品的资产专用性、物质资产专用性和人力资本专用性。其一,对于中间投入品的资产专用性(CI),本文参考 Nunn (2007)的做法,采用行业的契约密度来度量企业所在行业的中间品资产专用性程度,该指标通过行业中间投入品是否在有组织的交易所内交易或是否存在参考定价来判断某行业中间投入品的资产专用性程度。特别地,若某一行业特别依赖于某项具有专用技术的中间品投入,则通过市场化交易进行定价就很困难,企业只能通过更为细化的契约形式来保障合同执行,因此行业的契约密度能够在一定程度上反应行业中间投入品的资产专用性程度。Nunn (2007)基于美国投入产出表中中间投入品的信息计算了行业的契约密度,以反映该行业中间品资产专用性的强弱,该方法得到了学界的广泛运用。具体来说,行业契约密度的构造方式为: $Z_i = \sum_j \theta_{ij} (R_j)$ ,其中 $\theta_{ij}$ 是中间投入品 $j$ 价值占行业 $i$ 全部中间投入品的比例, $R_j$ 表示既不存在交易所内的“有组织交易”,又没有“参考价值”的投入品所占比重。若某行业的契约密度处于全部行业中位数以上,则将CI赋值为1,否则赋值为0。其二,对于物质资产专用性,遵循现有实证文献的处理思路(李坤望和王永进,2010),本文采用行业的研发密度(企业研发支出占工业增加值的比值)度量行业的物质资产专用性,该比率越高,则行业物质资产专用性相应越高。进一步,我们根据行业研发密度的中位数构造分组变量SC(若行业研发密度高于全部行业的中位数,则赋值为1,否则赋值为0)。其三,对于人力资本专用性(HC),人力资本专用性反映了个人跨行业流动的能力,随着工作流动性降低,行业的人力资本专用性程度也会相应提高。因此本文采用行业的工作非流动性(行业职工人数的平均变动率的负数)作为行业人力资本专用性程度的代理指标,若行业的工作非流动性高于全部行业的中位数,则将HC取值为1,否则取值为0。

在此基础上,我们将上述三个行业资产专用性变量与政策变量Tribunal构造交互项并纳入基准回归之中,回归结果如表V2所示。表V2结果显示,政策处理变量和行业资产专用性变量的交互项系数估计值均显著为正,意味着在那些资产专用性较高即市场退出成本较高的

行业，破产审判改革对新企业进入的促进作用相对更强。这进一步验证了破产审判改革能够通过“创业预期改善”机制激发企业家精神。

表 V2 破产审判改革对资产专用性水平不同行业新企业进入的影响

	因变量: $Ln\_entry$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Tribunal</i>	0.1290*** (0.040)	0.1010** (0.043)	0.0907** (0.043)
<i>Tribunal</i> × <i>CI</i>	0.0434* (0.023)		
<i>Tribunal</i> × <i>SC</i>		0.0782*** (0.030)	
<i>Tribunal</i> × <i>HC</i>			0.0844** (0.034)
控制变量	是	是	是
城市×行业效应	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.935	0.937	0.931
观测值	66,375	68,629	77,666

注：括号中为聚类到城市层面的稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

## 附录VI 破产审判改革对企业退出的影响

低效率企业的市场退出是破产审判改革促进要素资源释放的重要前置条件。为了从实证层面检验破产审判改革对企业退出的影响,本文参考陈强远等(2021)的思路,根据工商企业登记注册数据库中的企业变更记录来判别企业退出状况,具体来说,若当年的企业变更记录中含有“清算”“注销”“吊销”“解散”“撤销”等关键词,或者企业当年的经营状态为停业、吊销、注销、撤销及清算,则认定企业于该年退出市场。此外,对于退出时间不能确认的样本,我们进一步依据国家企业信用信息公示系统相关内容进行手工补充。在此基础上,我们将工商企业登记注册数据库中每年退出的企业在城市层面进行加总(取自然对数),得到城市-年份层面的企业退出数量( $Ln\_exit$ )。

破产审判改革影响企业退出的实证结果参见表VI1。表VI1的第(1)列只控制了城市和年度固定效应;在此基础上,第(2)列控制了初始年份的城市特征变量与时间固定效应的交互项;第(3)列则进一步控制了省份效应和年份效应的交互固定效应,结果显示,在列(1)-(3)中,核心解释变量 $Tribunal$ 的系数估计均显著为正,这说明破产审判改革在城市层面促进了企业退出。我们以列(3)为例说明经济意义,结果表明,与未设立破产审判庭的城市相比,设立破产审判庭城市的企业退出数量平均提升了约25.79%,说明破产审判改革对企业退出的影响在经济意义上是重要的。

表VI1 破产审判改革对企业退出的影响

	因变量: $Ln\_exit$		
	(1)	(2)	(3)
$Tribunal$	0.2052** (0.103)	0.2347* (0.120)	0.2579** (0.107)
控制变量	否	是	是
省份×年份效应	否	否	是
城市效应	是	是	是
年份效应	是	是	是
调整 $R^2$	0.847	0.857	0.908
观测值	3,110	3,110	3,110

## 附录VII 破产审判改革对中小企业融资可得性和企业债券融资成本的影响

### (一) 破产审判改革对中小企业融资可得性的影响

考虑到企业家创办的新企业大多为中小企业,我们通过考察中小企业的信贷获取水平在破产审判改革前后是否发生显著变化来间接反映破产审判改革所释放出的信贷资源能否被新创企业所利用。本文选用样本为2008-2020年全国中小企业股份转让系统(新三板)内挂牌的中小企业作为研究样本,主要基于以下两个原因:一方面,由于工商注册企业通常不会对外公开自身经营财务指标,导致本文难以获取新注册企业财务数据开展实证研究;另一方面,新三板挂牌企业大多规模较小,但财务信息披露较为健全,相关研究已经广泛使用新三板企业数据来考察中小企业问题(李春涛等,2020;宋敏等,2021)。为了测度新三板企业信贷获取水平,参考戴亦一等(2019)的做法,本文构建了两个反映企业信贷可得性的测度指标:(负债-应付账款)/总资产( $Bank\_Loan1$ )和(短期借款+长期借款+一年内到期的非流动负债)/总资产( $Bank\_Loan2$ )。具体实证策略如下:

$$Bank\_Loan1_{f,t}(Bank\_Loan2_{f,t}) = \beta_1 Tribunal_{f,t} + \beta_2 Court_{f,t} \times MSC_f + \gamma' X_{f,t} + \vartheta_f + \lambda_t + \sigma_{prov} \times \lambda_t + \varepsilon_{f,t}, \quad (6)$$

其中被解释变量 $Bank\_Loan_{f,t}$ 为位企业 $f$ 在第 $t$ 年的信贷可得性水平, $Tribunal_{f,t}$ 为政策变量,设定与前文一致。 $MSC_f$ 为指示变量,若企业 $f$ 为小微企业取值为1,否则取0。小微企业的划定主要依据2011年发布的《关于印发中小企业划型标准规定的通知》(工信部联企业(2011)300号)以及2017年发布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》(国统字(2017)213号),本文结合企业在政策实施前的实际营业收入水平确定其是否为小微企业。 $X_{f,t}$ 为企业层面的一系列控制变量, $\vartheta_f$ 和 $\lambda_t$ 分别为企业固定效应与年份固定效应。为了避免宏观层面随时间变化的混淆因素干扰,我们还控制了省份固定效应和年份固定效应的交互 $\sigma_{prov} \times \lambda_t$ 。表VIII列(1)-(4)结果显示,政策变量系数( $Tribunal_{f,t}$ )显著为正;同时,政策变量和小微企业指示变量的交互项( $Tribunal_{f,t} \times MSC_f$ )同样显著为正,这表明破产审判改革后,中小企业的信贷获取水平得到有效提升,而且新三板中小企业中规模更小的小微企业获得相对更多的信贷资源。

总之,这些结果发现破产审判改革能够通过完善市场退出机制来减少僵尸贷款、降低银行机构不良资产,进而释放更多信贷资源配置给新创企业,从信贷资源释放角度揭示出破产审判改革激发企业家精神背后的作用机制。

表VII1 破产审判改革对中小企业信贷获取的影响

	因变量: <i>Bank_Loan1</i>		因变量: <i>Bank_Loan2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Tribunal</i> × <i>MSC</i>	0.0473*** (0.005)	0.0464*** (0.005)	0.0109* (0.006)	0.0092** (0.005)
<i>Tribunal</i>	0.0077* (0.004)	0.0069* (0.004)	0.0167*** (0.003)	0.0168*** (0.003)
控制变量	否	是	否	是
企业效应	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.808	0.810	0.758	0.760
观测值	26,488	26,488	27,180	27,180

注: 控制变量包括: 企业总资产(取对数)、固定资产占总资产比重、营业收入增长率、杠杆率、货币资金占总资产比重和资产收益率。

## (二) 破产审判改革对企业债券融资成本的影响

值得指出的是, 新创企业融资状况的改善不仅取决于融资可得性的提升, 还应当反映在融资成本的下降上。受制于银行利率数据的可得性, 本文使用企业债券的发行利差来反映企业融资成本的变化, 实证检验破产审判改革对企业融资成本的影响。具体来说, 我们借鉴王永钦和薛笑阳(2022)以及Li et al.(2024)的做法, 采用一级市场上企业债券的发行利差来衡量企业债券融资成本, 其中企业债券发行数据来自Wind数据库, 样本区间为2008-2019年, 包含票面利率、债券基本信息、发行人特征等债券基本信息。在此基础上, 本文构建以下模型实证考察了破产审判改革对企业债券融资成本的影响:

$$CSpread_{i,c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Tribunal_{c,t} + \gamma' X_{i,c,t} + FE_s + \varepsilon_{i,c,t} \quad (7)$$

被解释变量 $CSpread_{i,c,t}$ 为第 $t$ 年发行的企业债券 $i$ 在一级市场的发行利差, 计算方法为债券发行票面利率减去当日同期限国债的到期收益率。 $Tribunal_{c,t}$ 为政策处理变量, 若在债券发行当年, 债券发行人所在城市 $c$ 设立了清算与破产审判庭, 则该变量取值为1, 否则取值为0。 $X_{i,c,t}$ 代表债券层面的一系列控制变量, 包括债券规模、债券期限、是否为城投债、发行企业是否为上市公司、发行企业的所有权属性。 $FE_s$ 代表一系列固定效应, 包括债券评级固定效应、企业所有制属性、城市固定效应、省份-年份固定效应、行业-年份固定效应。

回归结果如表VII2所示, 表VII2的列(1)只控制了城市固定效应、省份-年份固定效应和行业-年份固定效应; 在此基础上, 列(2)控制了债券层面的控制变量; 列(3)则进一步控制了债券特征层面的固定效应。结果显示, 在列(1)-(3)中, 核心解释变量 $Tribunal$ 的系数估计均显著为负, 这表明破产审判改革能够显著降低当地企业在一级市场上的发行利差。我们以第(3)列为例来说明经济意义, 估计结果表明, 破产审判改革实施后, 处理组企业债券发行利差相较于控制组企业下降了17.05个基点, 该结果在1%的水平上显著。上述结果意味着, 破产审判改革确实能够有效降低企业的债券融资成本。



事实上,在企业债券发行利差之外,银行贷款利率也是一个同时反映债权人期望收益和企业融资成本的重要指标,因此破产审判改革同样也可能降低企业在信贷市场上的融资成本。现有研究也侧面证实了这一点,例如, Qian and Strahan (2007) 发现,随着债权人保护的法律制度水平每提高一个标准差,企业获取的银团贷款利率将下降 10-15%;进一步地, Bae and Goyal (2009) 从法律执行的角度考察了跨国层面的债权人保护对银行贷款期限及利差的影响,研究发现,与债权人保护程度最低的国家相比,在债权人保护程度更高的国家中,企业平均贷款期限将延长 2.5 年,平均贷款利差将下降 67 个基点; Berger et al. (2011) 则利用美国不同州债权人保护程度的差异,同样发现债权人保护能够提高企业获得银行贷款的可能性、延长企业贷款期限并降低银行贷款利率。

表 VII2 破产审判改革对企业债券融资成本的影响

	因变量: <i>CSpread</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Tribunal</i>	-0.1046** (0.044)	-0.0942** (0.043)	-0.1705*** (0.039)
控制变量	否	是	是
债券特征层面固定效应	否	否	是
城市固定效应	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.460	0.515	0.585
观测值	77,320	77,320	77,320

注: (1) 括号中为聚类到城市层面的稳健标准误; (2) \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平; (3) 债券层面控制变量包括: 债券规模、债券期限、是否为城投债、发行人是否为上市公司; (4) 债券特征层面的固定效应包括: 债券评级固定效应、企业所有制属性的固定效应。

## 参考文献

- Acharya, V. V., Crosignani, M., Eisert, T., & Eufinger, C. (2024). Zombie credit and (dis-)inflation: Evidence from Europe. *The Journal of Finance*, 79(3), 1883-1929.
- Bae, K. H., & Goyal, V. K. (2009). Creditor rights, enforcement, and bank loans. *The Journal of Finance*, 64(2), 823-860.
- Berger, A. N., Cerqueiro, G., & Penas, M. F. (2011). Does debtor protection really protect debtors? Evidence from the small business credit market. *Journal of Banking & Finance*, 35(7), 1843-1857.
- Charoenwong, B., Miao, M., & Ruan, T. (2024). Nonperforming Loan Disposals Without Resolution. *Management Science*.
- Chetty, R., Looney, A., & Kroft, K. (2009). Saliency and taxation: Theory and evidence. *American Economic Review*, 99(4), 1145-1177.
- Flaschen, E. D., & DeSieno, T. B. (1992). The development of insolvency law as part of the transition from a centrally planned to a market economy. *The International Lawyer*, 667-694.
- Foster, A. D., & Rosenzweig, M. R. (2002). Household division and rural economic growth. *The Review of Economic Studies*, 69(4), 839-869.
- Fukuda, S. I., & Nakamura, J. I. (2011). Why did 'zombie' firms recover in Japan?. *The World Economy*, 34(7), 1124-1137.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2004). The role of social capital in financial development. *American Economic Review*, 94(3), 526-556.
- Li, B., & Ponticelli, J. (2022). Going bankrupt in China. *Review of Finance*, 26(3), 449-486.
- Li, B., Li, M., Li, S., & Liu, L. X. The Value of Bankruptcy Enforcement in Financial Distress (February 26, 2024). Available at SSRN.
- Nunn, N. (2007). Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 569-600.
- Paulus, C. G., Potamitis, S., Rokas, A., & Tirado, I. (2015). Insolvency law as a main pillar of market economy—a critical assessment of the greek insolvency law. *International Insolvency Review*, 24(1), 1-27.
- Qian, J., & Strahan, P. E. (2007). How laws and institutions shape financial contracts: The case of bank loans. *The Journal of Finance*, 62(6), 2803-2834.
- Stiglitz, J. E. (2001). Bankruptcy laws: Basic economic principles. *Resolution of Financial Distress: An International Perspective on the Design of Bankruptcy Laws*, ed. by Stijn Claessens, Simeon Djankov, and Ashoka Mody, WBI Development Studies (Washington: World Bank), 1-23.
- Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199.
- 包群,梁贺,阳佳余.主动亲近还是避而远之——政企关系视角下的外商合作对象选择[J].*经济学(季刊)*,2021,21(04):1477-1498.
- 毕青苗,徐现祥,杨海生.商事制度改革与就业增长[J].*数量经济技术经济研究*,2024,41(01):130-150.
- 陈阿兴,徐德云.(2015). *中国商帮*. 上海财经大学出版社.

陈强远,钱则一,陈羽,施贞怀.FDI对东道国企业的生存促进效应——兼议产业安全与外资市场准入[J].中国工业经济,2021,(07):137-155.

陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011,10(04):1401-1422.

戴鞍钢,黄苇.(1999).中国地方志经济资料汇编.汉语大词典出版社.

戴亦一,张鹏东,潘越.老赖越多,贷款越难?——来自地区诚信水平与上市公司银行借款的证据[J].金融研究,2019,(08):77-95.

封进,李雨婷.人口老龄化与企业进入:基于中国地级市的研究[J].世界经济,2023,46(04):170-191.

顾海峰,卞雨晨.银行竞争有助于化解系统性风险吗——基于僵尸企业贷款、同业业务及私人部门存款渠道[J].南开经济研究,2023,(06):113-133.

郭晔,徐菲,舒中桥.银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于A股和新三板三农、小微企业数据的分析[J].金融研究,2019,(01):1-18.

胡佳胤,黄北辰,向昊天,张英广.政策导向、官员变更与企业破产——来自裁判文书的证据[J].经济学(季刊),2024,24(01):101-118.

胡诗阳,尹亮,祝继高.破产法庭设立、债权人保护与地方性商业银行风险[J].经济研究,2023,58(12):95-112.

黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019,(08):5-23.

黄新飞,王升泉,杜灵珊,叶梓南.城市金融发展与外商直接投资——基于古寺院金融的研究视角[J].经济科学,2023,(02):89-105.

孔东民,李海洋,杨薇.定向降准、贷款可得性与小微企业商业信用——基于断点回归的经验证据[J].金融研究,2021,(03):77-94.

李春涛,闫续文,宋敏,杨威.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020,(01):81-98.

李坤望,王永进.契约执行效率与地区出口绩效差异——基于行业特征的经验分析[J].经济学(季刊),2010,9(03):1007-1028.

李曙光.破产法的宪法性及市场经济价值[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2019,56(01):149-157.

李曙光.宪法中的“破产观”与破产法的“宪法性”[J].中国法律评论,2020,(06):1-8.

李晓溪,饶品贵.破产制度、去杠杆与资本结构动态调整——基于破产法庭设立的研究证据[J].经济科学,2022(03):95-111.

林莞娟,刘一鸣,孟涓涓.正式保险对非正式风险分担机制的挤出效应——一个实验研究[J].金融研究,2014,(02):125-138.

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[J].数量经济技术经济研究,2022,39(09):177-204.

刘蓝予,周黎安,吴琦.传统商业文化的长期经济影响——基于明清商帮的实证研究[J].管理世界,2021,37(11):106-120+8.

阮荣平,郑风田,刘力.信仰的力量:宗教有利于创业吗?[J].经济研究,2014,49(03):171-184.

邵帅,尹俊雅,范美婷,杨莉莉.僵尸企业与低碳转型发展:基于碳排放绩效的视角[J].数量经济技术经济研究,2022,39(10):89-108.

宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021,(04):138-155.

谭语嫣,谭之博,黄益平,胡永泰.僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据[J].经济研究,2017,52(05):175-188.

王任远,周建波,李连发.社会资本影响社会福利的金融渠道:寺庙金融的视角[J].经济科学,2017,(05):31-47.

王永进,冯笑.行政审批制度改革与企业创新[J].中国工业经济,2018,(02):24-42.

王永进,李坤望,盛丹.契约制度与产业集聚:基于中国的理论及经验研究[J].世界经济,2010,33(01):141-156.

王永钦,薛笑阳.法治建设与金融高质量发展——来自中国债券市场的证据[J].经济研究,2022,57(10):173-190.

吴慧.(2005).中国商业通史.第3-4卷.中国财经出版社.

谢永珍,袁菲菲.中国商帮边界划分与文化测度——“和而不同”的商业文化[J].外国经济与管理,2020,42(09):76-93.

周陈.破产公共服务供给的本土化重构——以世行营商环境供给商事破产“公共服务”指标为视角[J].中国政法大学学报,2023,(06):104-120.

朱奕蒙,毕青苗,徐现祥,陈希路.商事制度改革与产业结构变迁:微观视角[J].经济研究,2022,57(01):189-208.

**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。**