

“简政放权”与僵尸企业 出清:以投资审批制度改革为例

杨攻研 范琳琳 胥 鹏*

摘要: 本文基于 2004 年投资审批制度改革这一准自然实验,采用双重差分法实证检验了投资审批制度改革对僵尸企业出清的影响及内在机理。研究表明,投资审批制度改革能够使各行业僵尸企业比例平均下降 15.4%。这一结果源于该项改革带来的竞争效应和规模效应显著增强了僵尸企业的自生能力:一方面降低了企业制度性交易成本、催生新的市场主体,提升了企业创新能力;另一方面推动了企业规模的扩张和市场容纳能力的增强,显著改善了企业全要素生产率。此外,与民营企业和竞争性行业不同,国有企业和垄断性行业的特殊性弱化了这项改革的效果。本文的研究为短期内通过市场机制对僵尸企业进行分类处置提供了有益参考,也为长期中通过深化行政体制改革根除僵尸企业滋生的土壤提供了启示。

关键词: “简政放权”;僵尸企业;企业创新;全要素生产率

一、引言

我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,深入推进供给侧结构性改革,积极稳妥处置僵尸企业、加快僵尸企业出清成为各项经济工作的重点。不同于日本和欧美发达国家“企业和银行的合谋”这一取得共识的成因,我国僵尸企业却有着更为独特的体制和制度性根源,并日渐成为新动能形成和经济提质增效的主要掣肘。“转变政府职能,深化简政放权”成为深化经济体制改革和行政体制改革的关键,李克强总理指出“放管服”改革成为推动政府职能深刻转变、极大激发市场活力的重要举措。“简政放权”是否能够根除我国僵尸企业滋生的制度性土壤、成为有效化解我国僵尸企业难题的药方?该政策又会如何重塑企业的行为模式和经营模式、通过何种渠道对僵尸企业产生影响?面对国有僵尸企业和民营僵尸企业,该政策的效果又将展示出何种异质性?上述具有重要理论与现实意义的问题至

* 杨攻研,辽宁大学转型国家经济政治研究中心,辽宁大学国际经济政治学院,邮政编码:110136,电子信箱:yg85@163.com;范琳琳(通讯作者),西南财经大学金融学院,邮政编码:611130,电子信箱:17824925487@163.com;胥鹏,法政大学(日本)经济学部,邮政编码:102-8160,电子信箱:pxu@hosei.ac.jp。

本文得到教育部人文社会科学研究青年项目“‘一带一路’背景下中国海外投资的国际政治效应、作用机制及对策研究”(项目编号:19C10651061)、2019 年度辽宁省教育厅人文社科研究项目“辽宁省‘僵尸企业’的精准识别及分类处置策略研究”(项目编号:LJC201930)、2019 年度辽宁省经济社会发展研究课题“辽宁省地方政府隐性债务规模与债务压力研究”(项目编号:2020lsktn-032)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,当然,文责自负。

今仍未有清晰的答案,对相关政策效果的评估往往停留在理论层面的分析,缺乏更严谨的实证证据。

2004 年《国务院关于投资体制改革的决定》的颁布标志着我国投资领域政府审批制度的深刻转变,其实质是政府“简政放权”以重塑自身和市场关系、加快政府职能转变的改革。此次政策的出台为我们计量策略的设计提供了良好的支撑。本文利用 1998—2007 年中国工业企业数据库数据,基于此次政策冲击采用双重差分法(DID)对上述问题进行实证检验。结果显示“简政放权”通过打破行业壁垒和降低制度性交易成本,激发新的市场主体涌入,所触发的竞争效应推动企业从依靠寻租生存向创新驱动转变,投资自主权提升打破了企业成长的瓶颈,催生了规模效应并带来企业全要素生产率的提升,最终僵尸企业自生能力得以增强,僵尸企业比例显著下降。然而,国有企业独特的地位导致该政策对国有僵尸企业的治疗效果大打折扣。

本文的创新点和研究意义主要有以下几个方面:一方面,本文首次利用 2004 年国家发展和改革委员会(以下简称“发改委”)投资审批制度改革这一“准自然实验”,探究了政府职能转变对我国微观企业的行为模式及僵尸企业比例的潜在影响,为当前僵尸企业的出清、长期中根除僵尸企业滋生的制度性土壤提供了经验证据。另一方面,本文的研究发现了“简政放权”影响僵尸企业的机制,为我国推进供给侧结构性改革、激发微观主体活力提供了有益思路。此外,异质性分析部分的发现为僵尸企业分类处置提供了新的有益思路,也为下一步体制改革的主要领域和方向提供了启示。

二、文献综述

(一)僵尸企业的相关研究

Caballero 等(2008)提出企业实际支付的利息低于正常经营所需支付的最低利息时,即为可认定为僵尸企业,Fukuda 和 Nakamura(2011)、聂辉华等(2016)在此基础上分别增加了“盈利标准(Profitability Criterion)”“常青借贷标准(Evergreen Lending Criterion)”和“一次性僵尸企业”对上述界定进行补充。对于僵尸企业的处置,蒋灵多和陆毅(2017)指出我国最低工资标准的设立促使企业进行内部结构调整,成功抑制了僵尸企业的形成;同时蒋灵多等(2018)还发现外资管制放松同样有利于僵尸企业的复活和企业创新能力的提升。方明月和孙鲲鹏(2019)则认为国有企业混合所有制改革也可以治愈僵尸企业。

(二)“简政放权”的相关研究

全国各省市自 2001 年开始建立行政审批中心,已有研究表明行政审批中心的建立有利于新企业进入市场(毕青苗等,2018),降低企业交易费用(夏杰长、刘诚,2017)。王永进和冯笑(2018)的研究则显示,行政审批中心的建立一方面显著促进企业创新,另一方面也可能挤压已有企业的生存空间,从而抑制企业创新。

许多学者还从资源配置视角研究了行政审批中心的影响。张天华等(2019a)发现行政审批中心减缓了企业规模分布扭曲。张天华等(2019b)表明建立行政审批中心后,企业总体生产率和资源配置效率有所提升。与上述结论相似,郭小年和邵宜航(2019)证实行政审批制度改革激励低生产率企业改进管理方式和降低管理成本,从而实现企业效率提升和不同生产率企业间的资源配置优化。廖福崇(2020)从民营企业家时间配置理论出发,发现许可服务大厅的建立更有利于民营企业,促进“清”、“亲”政商关系的形成。

此外,张龙鹏等(2016)指出,地区行政审批强度的提升不仅降低了当地居民的创业倾向,而且降低了创业规模。夏后学和谭清美(2017)利用世界银行的调查数据发现,当“简政放权”与政府补贴同时作用于企业技术创新时,对于外部制度环境好、自身研发密集度高的企业两者呈互补关系;而在企业研发密度低时,两者具有替代关系。王贤彬和黄亮雄(2020)基于2004年中央投资审批制度改革,研究了“简政放权”对投资的影响,结果显示投资管制程度放松显著增加了行业投资水平,且投资效应在市场化程度和地方政府效率低的地区更显著。

(三) 文献述评

首先,综合已有研究,如何妥善处置僵尸企业的经验研究仍然较为稀缺,尤其直接针对政府过度干预这一僵尸企业的体制根源的经验研究有待丰富。其次,已有关于转变政府职能、“简政放权”的研究主要以“建立行政审批中心”作为代理变量,而行政审批中心旨在通过不同行政部门一体化办公确保行政手续的一站式办理,从“简政”角度促进市场主体快速在国内建厂投资。发改委投资审批制度改革既包含企业投资项目审批流程的大大简化,又涉及力度空前的政府放权,其大幅降低了政府配置生产经营资源的权力,直接关乎企业最重要的经营决策,这将产生何种影响有待深入研究。最后,国有企业在国民经济中具有特殊的地位,既有文献更多的是聚焦于国有企业和民营企业的僵尸企业分布特征及挤出效应上的差异,但是,伴随我国体制改革的不断深入,国有企业和民营企业的行为和运行模式会出现何种新变化,相关讨论仍然较少。

三、投资审批制度改革与计量模型设定

(一) 发改委投资审批制度改革

党的十一届三中全会之后我国市场化改革不断推进,但是截至2004年,投资资源优化配置的问题始终未能得到有效解决,对投资活动实行严格的审批等计划经济时代的做法成为宏观经济调控的重要手段。投资审批制度改革也随之产生:所有项目不论投资主体、资金来源和项目性质,一律按投资规模大小由各级政府及有关部门分级审批管理,且项目建议书、可行性研究报告和开工报告等均经过政府部门审批后才能实施。尽管国家作为单一投资主体的格局逐渐被打破,但这一管理体制并未发生实质性变化。伴随社会主义市场经济体制的确定,改革不合时宜的投资体制势在必行,政府有关部门从20世纪90年代初期就开始研究深化投资体制改革的方案。

2004年7月16日,《国务院关于投资体制改革的决定》颁布,要求“对于企业不使用政府投资建设的项目,一律不再实行审批制,区别不同情况实行核准制和备案制。”国务院同时制定和颁布了《政府核准的投资项目目录(2004年本)》(以下简称《目录》),具体规定了不同等级政府在各产业的核准权限。2004年9月15日,发改委发布了《企业投资项目核准暂行办法》以推动企业投资项目管理体制改革,随后各省级政府亦纷纷出台备案制具体实施办法以落实企业投资决策自主权。

核准制意味着投资项目需提交项目申请报告,相关部门从维护经济安全、合理开发利用资源、保护生态环境、优化重大布局、保障公共利益、防止出现垄断等角度对项目的可行性进行核准。核准项目的申报程序与过去的审批制基本上相同,国家发改委在核准投资项目时

仍拥有很大的自由裁量权,核准实质上成为变相的审批(江飞涛、李晓萍,2018)。^① 实行备案制的产业完全结束了一切由政府主导的审批形式,除了《目录》明确禁止或限制的产业外,投资何种项目、以何种方式投资完全由企业自由决定,无需政府审批,企业仅需依法办理环境保护、土地使用、资源利用、安全生产、城市规划等相关手续,以便于政府掌握全社会的投资与生产经营情况即可。

(二) 模型设定

基于 2004 年发改委投资审批制度改革这一“准自然实验”,采用倍差法进行估计,以备案制项目所在行业为实验组,以核准制项目所在行业为对照组,可有效识别“简政放权”对僵尸企业处置的影响。本文参照 Lu 等(2017)构建如下 DID 模型:

$$Zombie_{ipt} = \alpha + \beta Treat_i \times Post_t + \gamma X_{ipt-1} + \delta_i + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

(1)式中: i 代表四位码行业, p 代表省份, t 代表年份,被解释变量 $Zombie_{ipt}$ 表示 p 省份 i 行业 t 年的僵尸企业比例。^② $Treat_i$ 为哑变量,根据《目录》划分实行不同审批标准的产业,《目录》细致规定了必须实行核准制的产业类别,^③ 本文将《目录》中所列出的所有产业与国家统计局提供的《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》中的四位行业代码匹配,将实行核准制的行业赋值为 0,实行备案制的行业赋值为 1。 $Post_t$ 用以识别投资审批制度改革这一政策冲击的时间,2004 年及之前的年份赋值为 0,2004 年后的年份赋值为 1。 $Treat_i \times Post_t$ 是模型的核心解释变量,其系数度量了发改委投资审批制度改革前后实验组相较控制组的僵尸企业比例变化情况,进而可以衡量“简政放权”的政策效果。为防止内生性, X_{ipt-1} 为滞后一期的控制变量。 δ_i 、 δ_p 、 δ_t 分别代表四位码行业固定效应、省份固定效应及年份固定效应。 ε_{ipt} 为随机扰动项。为了消除可能存在的异方差和自相关问题,所有回归结果的标准误差经四位码行业层面聚类调整。

中国的经济体制改革是典型的渐进式改革,在 2004 年投资审批制度改革之时,多项改革通常并行或者交叉进行,为控制中国加入 WTO、国有企业改革和外商投资自由化对市场主体的冲击,模型中进一步加入了 2000 年各行业国有企业占比、进口关税税率、外资企业中外商独资企业占比与年份虚拟变量的交互项以控制潜在的政策干扰。本文参照 Lu 等(2017),采用 2000 年数据与年份虚拟变量的交乘项而非各行业每年的特征变量控制其他政策干扰的原因在于:以国有企业占比为例,其既可能是市场发展的结果,也可能是国有企业改革所致,使用政策前某年的比例与时间虚拟变量相乘可以保证政策控制变量的外生性,且

①核准制项目的申报程序与过去的审批制基本上相同,不同的是一些地方政府在机构改革中保留了具有投资管理职能的经济贸易委员会,为贯彻中央关于基本建设与技术改造统一管理的决定,上述机构在上报项目时应与发改委联合报送。核准时涉及其他部门的职能,应征求相关部门的意见。王克稳(2015)指出备案制与核准制存在显著区别:前者提交的材料是企业的基本经营信息;而后者与过去的审批制极其相似,提交的是有关符合市场准入条件的材料,政府部门会对项目的准入条件严格审查。企业如果在未通过行政审批的情况下擅自从事生产经营活动,会引起公法上的处罚责任甚至刑事责任。

②本文参照谭语嫣等(2017)的研究,通过在 FN-CHK 模型中引入政府补贴来识别僵尸企业,随后将个体僵尸企业在省份-行业层面进行聚合。

③以《目录》在轻工烟草产业的规定为例,纸浆、变性燃料乙醇、聚酯、制盐、糖料处理及卷烟、烟用二醋酸纤维素及丝束项目应实行严格的核准制,其他轻工烟草产业的项目仅需备案,本文将这些细致的产业对应于四位码划分的行业类别,以评估政策效果。

更好控制国有企业改革随时间变化对僵尸企业比例的潜在影响。

变量的具体度量如表 1 所示。

表 1 主要变量的界定

变量	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	僵尸企业资产占比	<i>Zombie</i>	省份-行业层面僵尸企业资产占有所有企业总资产的比重
	僵尸企业债务占比	<i>Zombie_debt</i>	省份-行业层面僵尸企业债务占有所有企业总债务的比重
	僵尸企业数量占比	<i>Zombie_num</i>	省份-行业层面僵尸企业数量占有所有企业总数量的比重
核心解释变量	“简政放权”政策效果	<i>Treat</i> × <i>Post</i>	四位码行业政策实施后实行备案制被赋值为 1, 否则为 0
行业控制变量	行业竞争度	<i>HHI</i>	上一年行业赫芬达尔指数加 1 的对数
	行业平均工资	<i>wage</i>	上一年行业企业工资平均值的对数
	行业出口依存度	<i>export</i>	上一年行业企业出口值与其工业总产值比值加 1 的对数
	行业新产品密集度	<i>newp</i>	上一年行业企业新产品产值与其工业总产值比值加 1 的对数
	行业企业平均年龄	<i>age</i>	上一年行业企业年龄平均值的对数
	行业企业从业人数	<i>labor</i>	上一年行业企业雇佣人数平均值的对数
	行业集聚度	<i>LQ</i>	上一年行业区位熵加 1 的对数 ^①
省份控制变量	经济发展水平	<i>GDP</i>	上一年省份人均 GDP 的对数
	城市化水平	<i>urbanpop</i>	上一年省份城市人口占总人口的比重
	第一产业比重	<i>primary</i>	上一年省份第一产业 GDP 占 GDP 总值的比重 (%)
	第二产业比重	<i>secondary</i>	上一年省份第二产业 GDP 占 GDP 总值的比重
	外商投资利用度	<i>FDI</i>	上一年外商直接投资额占 GDP 总值的比重 ^②
	贸易开放度	<i>trade</i>	上一年进出口贸易总额占 GDP 总值的比重 ^③
政策控制变量	国有企业改革政策	<i>Soe</i> _2000× <i>t</i>	2000 年行业国有企业占比与年份虚拟变量的交乘项
	贸易自由化政策	<i>Tariff</i> _2000× <i>t</i>	2000 年行业关税税率与年份虚拟变量的交乘项
	外资自由化政策	<i>Fie</i> _2000× <i>t</i>	2000 年外资企业中外商独资企业占比与年份虚拟变量的交乘项

(三) 数据处理

本文数据主要来源于 1998—2007 年中国工业企业数据库。^④ 本文的模型设定亦涉及到

①首先计算某省份某行业与全国该行业的工业产值比重与该省份所有行业占全国所有行业工业产值比重的比值,再计算各行业的平均区位熵。

②外商直接投资额用当年的人民币兑美元汇率的中间价折合成人民币。

③贸易总额用当年的人民币兑美元汇率的中间价折合成人民币。

④Brandt 等(2014)提到中国工业企业数据库 2008 年的数据遗漏了 30% 的规模以上企业样本,2009 年后的中国工业企业数据准确度、指标健全程度均出现一定程度的下滑。本文的僵尸企业识别和后续的机制检验用到的职工数、应付工资、政府补贴、新产品产值等指标存在大面积缺失,2010 年中国工业企业数据库的数据质量已被学界广泛质疑,具体参见陈林(2018)。同时,自 2011 年起,中国工业企业数据库的统计口径发生了变动,“规模以上”的标准由“年主营业务收入达 500 万元及以上”变为“年主营业务收入达 2 000 万元及以上”,导致数据库样本覆盖范围发生了较大变化。因此,虽然中国工业企业数据库已更新至 2013 年,但是,由于样本遗漏、重要指标缺失、数据质量较差、统计口径变动等问题,本文仅使用 1998—2007 年中国工业企业数据库数据进行实证分析。

关税数据和省份经济行政统计数据,两者分别来自世界银行 WITS 数据库和《中国统计年鉴》。在进行计量分析前需要对数据做如下处理:首先,借鉴 Brandt 等(2012)的做法,先根据企业代码识别同一家企业,然后再根据企业名称进行识别,最后再参考企业地址、法人代表姓名、电话号码及开业年份等基本信息进一步匹配。其次,根据 Cai 和 Liu(2009)及谢千里等(2008)对异常值进行了剔除。再次,参照 Brandt 等(2014)的研究,结合《国民经济行业分类(GB/T4754-1994)》和《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》对 2002 年前后的四位码国民经济行业分类进行了统一。最后,根据联合国统计司提供的 HS1996 和 HS2002 转换表及美国普渡大学 Hutcheson 提供的 HS2002 与国际标准产业分类 ISIC(Rev3)转换表,把产业代码与《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》匹配,最终得到行业层面的关税数据。由于西藏自治区的数据缺失严重,本文数据不包括西藏自治区的相关数据,得到 1998—2007 年中国 30 个省(自治区、直辖市)的工业企业数据。

主要变量描述性统计见表 2。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Zombie</i>	60 493	0.247	0.311	0	1
<i>Zombie_debt</i>	60 453	0.290	0.329	0	1
<i>Zombie_num</i>	60 496	0.230	0.258	0	1
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	61 433	0.291	0.454	0	1
<i>HHI</i>	61 433	0.035	0.049	0	1
<i>wage</i>	61 433	7.960	0.784	5.817	12.568
<i>export</i>	61 433	0.151	0.149	0	0.661
<i>newp</i>	61 433	0.064	0.076	0	0.537
<i>age</i>	61433	2.146	0.303	1.099	4.228
<i>labor</i>	61 433	5.562	0.633	3.882	10.071
<i>LQ</i>	61 433	9.250	1.458	4.600	15.618
<i>GDP</i>	248	9.185	0.625	7.814	10.963
<i>urbanpop</i>	240	0.365	0.177	0.170	0.858
<i>primary</i>	248	15.967	7.541	0.900	37.911
<i>secondary</i>	248	44.962	8.012	19.760	59.501
<i>FDI</i>	240	0.031	0.030	0.000	0.146
<i>trade</i>	248	0.309	0.411	0.032	1.715

四、回归结果分析

(一) 基准回归

模型(1)的基准回归结果如表 3 所示。第(1)列以基于资产权重的僵尸企业比例作为被解释变量, $Treat_i \times Post_i$ 的估计系数在 1%水平上显著为负,系数值为-0.038。该结果说明 2004 年投资审批制度改革之后,相对于核准制行业而言,备案制行业中以资产权重衡量的僵尸企业绝对规模平均下降 3.8 个百分点。参考 Li 等(2016)的方法可得出如下经济含义:相对僵尸企业的平均比例(24.7%)而言,投资审批制度改革使得僵尸企业相对规模下降了 15.4%(3.8/24.7),对于僵尸企业起到显著的治疗作用。在第(2)(3)列中,分别以债务权重和数量权重衡量的僵尸企业比例作为被解释变量,估计结果显示投资审批制度改革同样显著降低了僵尸企业的比例。对于两种不同的衡量方式,绝对规模分别下降 3.7 个百分点和

3.1个百分点,僵尸企业相对规模分别下降了 12.8%(3.7/29.0)和 13.5%(3.1/23.0)。^①

为进一步加强因果识别,本文继续考察了不同市场化进程的地区政策效果差异。基于樊纲等(2010)发布的各省市场化指数,构建了市场化程度变量($Market_p$)。若省份的市场化综合得分高于中位数,其被赋值为 1,否则赋值为 0。表 3 的第(4)一(6)列表明,市场化程度高的地区政策实施后僵尸企业比例下降得更多。分样本回归的结果显示政策在市场化程度高和市场化程度低的地区都能降低僵尸企业比例。由于省级及以下区域发改委审批制度的制定和实施具有一定的自主性,市场化进程较快的地区政策实施后更可能大力改革,相关省份的僵尸企业比例也就会在政策实施后下降幅度更大。

表 3 投资审批制度改革对僵尸企业比例的影响

变量	多维度僵尸企业识别			市场化程度(资产权重)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资产权重	债务权重	数量权重	全样本	低市场化	高市场化
$Treat_i \times Post_t$	-0.038 *** (-3.140)	-0.037 *** (-2.825)	-0.031 *** (-3.850)	-0.027 ** (-2.058)	-0.033 ** (-1.994)	-0.044 *** (-2.878)
$Market_p$				0.038 ** (2.584)		
$Treat_i \times Post_t \times Market_p$				-0.020 *** (-3.064)		
行业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
政策控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.192 (1.479)	0.353 ** (2.577)	0.253 ** (2.382)	0.134 (1.047)	0.292 (1.410)	0.162 (1.153)
N	60 490	60 450	60 493	60 490	23 469	37 021
R^2	0.114	0.106	0.125	0.114	0.123	0.124

注:***、**、* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的统计水平上显著,括号内数值为 t 统计值,所有回归结果的标准误差经四位码行业层面聚类调整。若无特别说明,下表同。

(二) 平行趋势检验

采用 DID 方法对模型进行估计之前,需要对处理组与对照组进行平行趋势检验,检验所得到的政策效应是否由两组样本在投资审批制度改革实施之前已存在的差异所引致,平行趋势检验的模型如下:

$$Zombie_{ipt} = \alpha + \beta_t Treat_i \times Year_t + \gamma X_{ipt-1} + \delta_i + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

(2)式中: $Year_t$ 是年份虚拟变量, ε_{ipt} 为随机扰动项,其他变量的含义与(1)式相同。 $Treat_i \times Year_t$ 的估计系数 β_t 表示第 t 年处理组和对照组的僵尸企业比例变化趋势是否存在显著差异。为了更加直观地展示平行趋势检验的结论,我们在图 1 中给出了基于资产权重衡量的僵尸企业比例估计的 $Treat_i \times Year_t$ 的系数走势。图 1 显示政策实施前对照组和实验组无显著差异,但政策实施后即产生了显著的影响。使用其他两种方式衡量的僵尸企业比例作为

^①本文考虑“一次性僵尸企业”重新识别僵尸企业,采用资产、债务、数量权重衡量的僵尸企业比例作为被解释变量重新回归,得到的结果类似。本文后续的实证分析中,僵尸企业比例指标是资产权重衡量的僵尸企业比例。

被解释变量得到的图形与之类似,限于篇幅将其省略。

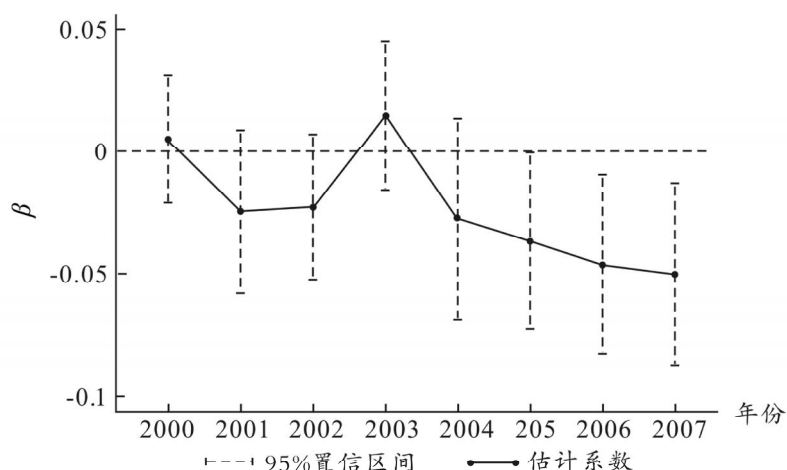


图1 平行趋势检验和政策动态效果(资产权重)

(三) 稳健性检验

首先,全国各省市自2001年开始建立行政审批中心。为确保结论的真实性,本文通过在模型(1)中引入各省份下属地级市设立行政审批中心的比重($Center_{pt}$)再次进行估计。^①从表4第(1)列的回归结果看,省份行政审批中心比例的估计系数显著为负,这意味着地级市行政审批中心的建立确实降低了僵尸企业比例。但在控制了上述影响之后,本文所关心的政策变量($Treat_i \times Post_i$)的估计系数仍在1%水平上显著为负,且系数为-0.038,即为投资审批制度改革的政策效果并未受到行政审批中心建立的影响。

其次,产业政策也是僵尸企业的制度性成因,江飞涛和李晓萍(2018)提到,2002年以来中国部分行业的盲目投资与产能过剩问题引起政府相关部门的高度关注,政府相继出台了钢铁、电解铝、电石、铁合金、焦炭、汽车、水泥、煤炭、电力、纺织等领域的产业政策。为分析这是否会干扰投资审批制度改革的政策效果,本文把产业政策虚拟变量与年份虚拟变量的交乘项($SIP_i \times Year_i$)引入模型(1)。估计结果显示 $SIP_i \times Year_i$ 的估计系数并不显著,而我们所关心的 $Treat_i \times Post_i$ 依然稳健。

随后,本文进一步排除其他同期政策的干扰。^②2003年《中共中央 国务院关于实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干意见》(中发[2003]11号)颁布,以支持东北地区等老工业基地加快调整改造,这可能极大地降低僵尸企业比例。为此本文引入东北地区虚拟变量($NorthEast_p$)与政策时间虚拟变量($Year_i$)的交乘项来控制东北地区振兴战略可能带来的偏误。表3第(3)列表明,东北振兴战略的确有利于减少僵尸企业比例,但是控制该政策后本文的核心解释变量仍在1%水平上显著,且投资审批制度改革的政策效果并未降低,本文的因果识别策略并非由东北振兴战略驱动。2004年起增值税试点改革率先在黑龙江、吉林和辽宁的装备制造业、石油化工业等行业展开,为此本文删去增值税改革涉及的各地区的行

^①省份下属地级市设立行政审批中心的比重以当年建立行政审批中心的省份下属地级市个数与省份下属地级市总数的比值衡量。

^②为排除2003年开启的“省直管县”改革、2004年实施的出口退税政策以及最低工资制度的干扰,本文以删除可疑样本的方式对模型(1)重新进行回归,结果依然稳健。限于篇幅未予报告,如感兴趣可向作者索取。

业样本重新估计,结果如第(4)列所示,结论保持了稳健。

再次,我国经济发展和企业投融资情况呈周期性变化,在政策不确定性风险与官员晋升激励的作用下,党代会召开的前一年通常经济主体投资行为保守,而在党代会召开当年及后一年,市场主体有较乐观的预期,进而影响僵尸企业的比例。为此,本文在模型(1)中引入党代会前一年($PPCpre_{pt}$)、党代会当年(PPC_{pt})、党代会后一年($PPCpost_{pt}$)三个虚拟变量,研究党代会周期是否会影响本文的因果识别。^① 结果如表4第(5)列所示,三个党代会虚拟变量估计系数的符号与上述猜想一致但并不显著,且核心解释变量的估计系数和显著性均未变化,表明本文的研究结果不受党代会周期的影响。

最后,2003年我国银行业开启了新一轮的市场化改革,国内银行业的竞争度明显提升,融资环境的优化或许更有利于僵尸企业存活,从而降低僵尸企业比例。为排除这一政策干扰,本文以非五大国有商业银行的市场份额作为银行业竞争度($Noncr5_{pt}$),并将之引入模型重新进行估计。^② 表4第(6)列表明银行业竞争对僵尸企业比例没有显著影响,而政策效果依然显著。

表4 稳健性检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	行政审批中心	特定产业政策	东北振兴	增值税改革	党代会周期	银行业竞争
$Treat_i \times Post_t$	-0.038 *** (-3.143)	-0.040 *** (-2.962)	-0.039 *** (-3.172)	-0.036 *** (-3.046)	-0.039 *** (-3.165)	-0.040 *** (-3.189)
$Center_{pt}$	-0.041 *** (-4.955)					
$SIP_i \times Year_t$		-0.001 (-0.308)				
$NorthEast_p \times Year_t$			-0.036 *** (-3.408)			
$PPCpre_{pt}$					-0.005 (-1.217)	
PPC_{pt}					0.004 (0.981)	
$PPCpost_{pt}$					0.005 (1.062)	
$Noncr5_{pt}$						0.046 (1.474)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.195 (1.498)	0.317 (0.752)	0.129 (1.006)	0.149 (1.088)	0.167 (1.305)	0.160 (1.256)
N	60 490	60 490	58 650	50 281	58 650	58 526
R^2	0.114	0.114	0.115	0.106	0.115	0.115

①若当年为某省党代会召开的前一年,则 $PPCpre$ 赋值为1,否则为0;若当年为某省党代会召开之年,则 PPC 赋值为1,否则为0;若当年为某省党代会召开后的第一年,则 $PPCpost$ 赋值为1,否则为0。

②以中国工商银行、中国建设银行、中国农业银行、中国银行和交通银行五大银行的分支机构数量占各省份银行分支机构总量的比例作为五大国有商业银行的垄断程度($CR5$),以非五大国有商业银行的市场份额作为银行业竞争度, $Noncr5 = 1 - CR5$ 。

五、机制分析

(一) 机制检验

1. 竞争效应

发改委投资审批制度的典型特征是政府设立了一道隐性的市场准入门槛。投资审批制度改革最直接的冲击便是制度性交易成本的降低,进而促使新的市场主体不断进入原有行业,改革带来的市场竞争效应使得企业改变以往依靠寻租的经营模式,创新发展战略也就成为了必然选择。基于上述理论分析,本文仅保留僵尸企业的样本,参照蒋灵多等(2018)的做法,剔除了那些样本期内始终被识别为非僵尸企业的样本,分析政府管制的放松是否减少了僵尸企业的寻租行为,相关机制检验的模型构建如下:

$$Zfirm_{kip_t} = \alpha + \beta Treat_i \times Post_t + \gamma X_{ipt-1} + \tau F_{kip_t-1} + \delta_i + \delta_p + \delta_t + \vartheta_{kip_t} \quad (3)$$

(3)式中: $Zfirm_{kip_t}$ 为 t 年 p 省份 i 行业 k 企业的制度性交易成本($mcost$),以管理费用占产品销售收入的比重进行衡量。 F_{kip_t-1} 为企业层面滞后一期的控制变量^①, ϑ_{kip_t} 为随机扰动项,其他变量的含义同模型(1)。

表5第(1)列表明,备案制行业僵尸企业的寻租开支相较核准制行业僵尸企业显著下降2个百分点,相当于平均水平的18.4%(2/10.9)^②。随后,本文以省份-行业层面新企业进入率为被解释变量,以检验投资审批制度改革是否显著影响了新企业的进入。表5第(2)列显示,相对于平均新企业进入率18%而言,投资审批制度改革使得新企业进入率增加了6.1%(1.1/18)^③。表5第(3)列以新产品产值在总产值中的比重作为企业创新能力($innovation$)的代理变量,估计结果显示,投资审批制度改革对僵尸企业的创新能力的影响显著为正。上述结论验证了市场竞争效应机制。

2. 规模效应

在原有的发改委投资审批制度下,企业投资自主权丧失,营商环境问题重重,严重制约企业的成长和市场的扩张,资源配置效率低下。2004年投资审批制度改革确立了企业的投资主体地位,打破制约企业成长的瓶颈;与此同时,利用市场机制调节行业投资规模和投资流向,也必然带来行业资源配置效率的提升和市场规模的扩大。僵尸企业或许能够以此为契机提高全要素生产率,改善财务状况,增强自生能力。基于上述分析,本文推测投资审批制度改革可能通过规模扩张效应带来企业全要素生产率的提升,最终带来僵尸企业比例的下降。

为验证上述分析,首先,以企业雇佣员工的对数作为企业规模($size$)的代理变量,表5第(4)列表明僵尸企业的规模在5%水平上显著增大,僵尸企业内部容纳的就业明显增加;第

①控制变量主要包括资产规模($asset$)、年龄(age_firm)、资本密集度($capdes$)、资产负债率($debt$)、企业出口虚拟变量($export_firm$)、企业产权虚拟变量(soe)。具体度量如下:资产规模($asset$)以企业资产的对数衡量;年龄(age_firm)以企业成立年限的对数衡量;资本密集度($capdes$)以固定资产与员工人数比重的对数表示;资产负债率($debt$)以负债总额占总资产的比重衡量;企业出口虚拟变量($export_firm$),在企业进行出口时赋值为1,否则为0;企业产权虚拟变量(soe),在企业为国有企业时赋值为1,否则为0。

②其中10.9%为统计得到的各行业僵尸企业的平均寻租开支水平。

③其中18%为统计得到的各行业新企业平均进入率。

(5)列是以四位码行业层面的固定资产净值占有所有工业行业固定资产总额的比重作为行业市场规模(*size_ind*)的代理变量,结果表明投资审批制度改革使得行业市场规模显著扩大,市场容纳能力明显增强。以 Olley 和 Pakes(1996)方法计算获得的企业全要素生产率(*tfp*)作为被解释变量,第(6)列显示在企业规模扩张和市场规模扩容的过程中,僵尸企业可逐步实现规模经济,全要素生产率明显改善。

表 5 竞争效应和规模效应检验

变量	竞争效应			规模效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	制度性交易成本	新企业进入率	企业创新能力	企业规模	行业市场规模	全要素生产率
$Treat_i \times Post_t$	-0.020*** (-4.531)	0.011* (1.866)	0.006*** (2.816)	0.037** (2.531)	0.081** (2.216)	0.035** (2.260)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.058 (0.955)	0.236*** (3.648)	-0.082** (-2.181)	-2.299*** (-10.105)	0.141 (0.600)	0.596** (2.526)
N	539 274	61 430	484 676	542 627	2 694	525 318
R^2	0.120	0.236	0.085	0.711	0.969	0.134

3.僵尸企业自生能力

基于前文分析,僵尸企业的自生能力可能因市场竞争效应和规模扩张效应而大幅度提高。我们分别从企业短期经营风险和盈利能力、僵尸企业复活率和退出率以及行业资源配置效率角度进行检验。首先,以企业流动负债比和企业利润率作为被解释变量,考察企业短期经营风险和盈利能力。表 6 第(1)(2)列的回归结果表明在上述两种效应影响下,僵尸企业可能改变了原有粗放型经营模式,流动负债在资产中的比重下降,经营风险得以降低;同时,僵尸企业样本期间的平均利润率为-1.7%,而投资审批制度改革使得僵尸企业的利润率增加了 1.4 个百分点,企业盈利能力明显改善。

其次,考察僵尸企业复活率(*reviver*)和僵尸企业退出率(*exitr*)的变化。^① 参照 Nakamura(2017)的界定,如果企业 $t-1$ 期被识别为僵尸企业,在 t 期又恢复为健康企业,则认为该僵尸企业在 t 期复活;如果僵尸企业并未复活为健康企业,直至最终在 t 期退出市场,则认为该僵尸企业在 t 期退出。表 6 第(3)(4)列回归结果表明,投资审批制度改革显著提升了僵尸企业复活率并降低了僵尸企业的退出率。

最后,以往研究表明僵尸企业导致行业资源的错配,如果投资审批制度改革提升了僵尸企业的复活率,自然也会促使行业资源配置效率的改善。本文参照 Hsieh 和 Klenow(2009),以企业全要素生产率的标准差来衡量行业资源配置效率(*tfpdis*),全要素生产率的标准差越大,则意味着资源配置效率越低。表 6 第(5)列表明,投资审批制度改革之后企业生产率离

^① t 期僵尸企业复活率以 t 期僵尸企业复活个数占 $t-1$ 期僵尸企业总数的比重表示, t 期僵尸企业退出率以 t 期僵尸企业退出个数占 $t-1$ 期僵尸企业总数的比重表示。

散程度显著下降,行业资源配置效率得到了明显提升。

表 6 僵尸企业自生能力检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	流动负债比	企业利润率	僵尸企业复活率	僵尸企业退出率	行业资源配置
$Treat_i \times Post_t$	-0.011 ** (-2.326)	0.014 ** (2.094)	0.026 * (1.965)	-0.020 * (-1.771)	-0.036 *** (-3.248)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.618 *** (7.812)	0.038 (0.541)	0.223 (0.536)	0.675 *** (2.718)	0.362 *** (2.951)
N	542 560	532 248	34 961	36 825	3 409
R^2	0.317	0.045	0.046	0.053	0.597

上述机制检验的结论说明:一方面,“简政放权”使得营商环境得以改善,催生了大量新的市场主体,通过竞争机制大大激发了市场活力和企业创新;另一方面,投资审批制度改革推动了企业规模的扩张和市场容纳能力的显著增强,规模效应使得僵尸企业全要素生产率得到有效提升;最终,僵尸企业降低了短期经营风险,盈利能力明显回升,僵尸企业复活率不断提高,这意味着改革没有通过破产、清算等市场淘汰机制实现新的市场均衡。

(二) 企业产权和行业异质性检验

中国国有企业的产权性质以及相应的同政府更为紧密的关联,使得它们的行为逻辑和表现可能异于民营企业,尤其是在 2004 年之前的行政审批制度之下,作为共和国长子的国有企业更是具有民营企业难以比拟的优势。本文进一步检验了这种差异是否同样导致了投资审批制度改革影响的异质性。首先以国有企业和民营企业的僵尸企业占比作为被解释变量对模型(1)重新估计。^① 表 7 表明投资审批制度改革显著降低了民营僵尸企业比例,但是国有僵尸企业比例并未受到政策的影响。随后,我们进一步从制度性交易成本、创新能力、企业规模和全要素生产率方面考察差异产生的根源:结果显示,投资审批制度改革使得民营企业的制度性交易成本下降了 0.4 个百分点,技术创新提升 0.6 个百分点,全要素生产率提高了 1.6 个百分点。投资审批制度改革同样使得国有企业的制度性交易成本出现了显著下降,然而对企业的创新能力和全要素生产率的影响均不显著。

对于上述结论,我们推测逻辑如下:国有企业往往是地方政府的重要税源,即使是在投资审批制度改革之后,国有企业仍然享受到了更多隐性的政策倾斜,它独特的地位和长期的

^①具体划分标准如下:聂辉华等(2012)提到由于中国工业企业数据库中的企业登记注册类型仅能代表企业在工商局登记注册时的类型,不能反映企业当时的真实控股类型,因此本文参照蒋灵多等(2018)使用实收资本比例来定义企业所有制。对于登记注册类型为国有企业(110)、国有联营企业(141)、国有与集体联营企业(143)、国有独资企业(151)被直接划分为国有企业,登记注册类型为股份合作企业(130)、其他有限责任公司(150)、股份有限公司(160)的三类企业,当国有资本金占实收资本比重高于 50%时被视为国有企业;其余企业定义为民营企业。

路径依赖使得外部的竞争效应难以推动自身创新转型;股权结构和公司治理问题的存在也使全要素生产率的提升变得较为困难。对于民营企业而言,投资审批制度改革之前,其往往被排斥在市场之外,投资机会有限,做大做强极为困难;投资审批制度改革带来了难得发展机遇,僵尸企业也最终实现涅槃重生。

表 7 基于企业产权异质性的检验

变量	僵尸企业占比		制度性交易成本		企业创新能力	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业
$Treat_i \times Post_t$	-0.024** (-2.410)	-0.022 (-1.216)	-0.004* (-1.935)	-0.025*** (-3.058)	0.006*** (2.699)	0.008 (1.528)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.021 (-0.071)	1.673*** (3.082)	-0.132*** (-3.445)	-0.026 (-0.147)	-0.115** (-2.580)	0.059 (0.767)
N	49 241	31 656	419 832	118 526	375 020	108 744
R^2	0.062	0.098	0.096	0.135	0.071	0.175
变量	企业规模		全要素生产率			
	(7)	(8)	(9)	(10)		
	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业		
$Treat_i \times Post_t$	0.031* (1.876)	-0.007 (-0.355)	0.016** (2.285)	0.056 (1.216)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes		
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
常数项	-1.720*** (-6.950)	-2.097*** (-6.593)	0.563*** (4.618)	0.675* (1.813)		
N	420 278	121 420	409 656	114 772		
R^2	0.657	0.823	0.095	0.186		

随后,我们进一步从行业竞争度的视角考察政策的异质性,以行业中企业数量的中位数作为划分标准,区分垄断性行业和竞争性行业。表 8 的结果表明,投资审批制度改革显著降低了竞争性行业以资产权重衡量的僵尸企业比例,但是垄断性行业的僵尸企业比例并未受到政策的影响。这项改革依然使得所有行业中企业的制度性交易成本显著下降,企业创新能力并未受到显著影响,这可能源于竞争效应原本在竞争性行业已经存在,政策的强化并未显著提升企业创新激励,垄断性行业则可能使得竞争效应并未出现。同时,规模效应同样只存在于竞争性行业中,投资审批制度改革显著增加了竞争性行业中企业的规模,并带来了全

要素生产率的提升;最终造成这项改革对于僵尸企业比例的影响在两种类型的行业中存在着显著的差异。

表 8 基于行业异质性的扩展分析

变量	僵尸企业资产占比		制度性交易成本		企业创新能力	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	竞争性行业	垄断性行业	竞争性行业	垄断性行业	竞争性行业	垄断性行业
$Treat_i \times Post_t$	-0.038 *** (-2.849)	-0.046 (-1.417)	-0.017 *** (-3.657)	-0.029 *** (-2.815)	0.004 (1.558)	0.005 (1.077)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.157 (1.015)	0.139 (0.507)	0.076 (1.134)	-0.058 (-0.314)	-0.069 (-1.535)	-0.076 (-0.627)
N	45 864	14 626	446 240	88 651	397 334	82 967
R^2	0.118	0.111	0.112	0.145	0.088	0.074
变量	企业规模		全要素生产率			
	(7)	(8)	(9)	(10)		
	竞争性行业	垄断性行业	竞争性行业	垄断性行业		
$Treat_i \times Post_t$	0.050 *** (2.898)	-0.017 (-0.605)	0.045 ** (2.463)	0.009 (0.305)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes		
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes		
常数项	-2.397 *** (-9.537)	-2.751 *** (-4.673)	0.640 ** (2.466)	0.035 (0.138)		
N	448 896	89 322	434 788	86 183		
R^2	0.703	0.751	0.141	0.117		

六、结论及启示

本文采用 1998—2007 年中国工业企业数据库数据,基于发改委投资审批制度改革这一“准自然实验”,研究了“简政放权”对僵尸企业比例的影响及影响机理。研究表明,投资审批制度改革显著降低了省份-行业层面的僵尸企业资产、债务和数量比例。机制分析表明,发改委投资审批制度改革引发了大量新市场主体进入,产生的市场竞争效应促使企业改变以往“寻租式”经营方式,企业创新能力得以显著提升;同时,营商环境的改善和投资自主权的提升打破了制约企业成长的瓶颈、拓展了市场的边界,通过规模效应推动了企业全要素生产率的改善。最终使僵尸企业盈利状况明显改善、复活率和存活率显著提高,僵尸企业比例不断降低。异质性分析发现“简政放权”在国有企业和民营企业、垄断性行业和竞争性行业存在差异,发改委投资审批制度改革只能降低民营僵尸企业比例,国有僵尸企业比例并未发

生显著性变化。

本文的研究具有如下政策启示:首先,加快政府职能转变、深化“简政放权”改革是僵尸企业处置的有效手段之一,它能根除僵尸企业滋生的制度性土壤,极大激发市场活力。更为重要的是,它通过复活而非市场退出的模式实现僵尸企业出清,在加快创新转型、实现新旧动能转换的同时,能够兼顾稳就业、去杠杆等多重政策目标。其次,异质性分析结论显示,国有企业由于特殊的地位而表现出严重的竞争激励不足问题,在政府职能转变过程中,国有企业改革需同步跟进。在改革国有资本授权经营体制以增强企业自主性的同时,切实践行竞争中性原则、形成市场化经营机制尤为重要;同时,针对垄断性较强的行业,进一步推动市场化改革、减少垄断势力造成的市场效率损失同样必不可少。最后,“国内经济存在下行压力,这其中既有周期性因素,但更多是结构性、体制性的”^①,面对不确定性日益增强的外部环境和日渐凸显的国内经济风险,进一步深化行政体制改革、释放更多的改革红利,也必将为中国经济提供强有力的支撑和内生动力。

参考文献:

1. 毕青苗、陈希路、徐现祥、李书娟,2018:《行政审批改革与企业进入》,《经济研究》第2期。
2. 陈林,2018:《中国工业企业数据库的使用问题再探》,《经济评论》第6期。
3. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2010:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告》,经济科学出版社。
4. 方明月、孙鲲鹏,2019:《国企混合所有制能治疗僵尸企业吗?——一个混合所有制类啄序逻辑》,《金融研究》第1期。
5. 郭小年、邵宜航,2019:《行政审批制度改革与企业生产率分布演变》,《财贸经济》第10期。
6. 江飞涛、李晓萍,2018:《改革开放四十年中国产业政策演进与发展——兼论中国产业政策体系的转型》,《管理世界》第10期。
7. 蒋灵多、陆毅,2017:《最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成》,《中国工业经济》第11期。
8. 蒋灵多、陆毅、陈勇兵,2018:《市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例》,《世界经济》第9期。
9. 廖福崇,2020:《审批制度改革优化了城市营商环境吗?——基于民营企业“忙里又忙外”的实证分析》,《公共管理学报》第1期。
10. 聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
11. 聂辉华、江艇、张雨潇、方明月,2016:《我国僵尸企业的现状、原因与对策》,《宏观经济管理》第9期。
12. 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰,2017:《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》第5期。
13. 王克稳,2015:《论行政审批的分类改革与替代性制度建设》,《中国法学》第2期。
14. 王贤彬、黄亮雄,2020:《投资审批体制改革推动投资增长了吗——来自2004年中央投资审批体制改革的经验证据》,《财贸经济》第3期。
15. 王永进、冯笑,2018:《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》第2期。
16. 夏后学、谭清美,2017:《简政放权与政府补贴如何影响技术创新》,《财贸经济》第5期。
17. 夏杰长、刘诚,2017:《行政审批改革、交易费用与中国经济增长》,《管理世界》第4期。
18. 谢千里、罗斯基、张轶凡,2008:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第7卷第3期。
19. 张龙鹏、蒋为、周立群,2016:《行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角》,《中国工业经济》第4期。
20. 张天华、陈博潮、刘宜坤,2019a:《行政审批制度改革如何缓解企业规模分布扭曲?》,《经济评论》第4期。

^①资料来源:“中共中央政治局召开会议 中共中央总书记习近平主持会议”,参见 http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2019-04/19/c_1124390391.htm。

- 21.张天华,刘子亮、陈思琪、魏楚钊,2019b:《行政审批中心的资源配置效率研究——基于中国工业企业数据的分析》,《财经研究》第9期。
- 22.Brandt, L., J.V.Biesebroeck, and Y.Zhang.2012.“Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97 (2): 339–351.
- 23.Brandt, L., J.V.Biesebroeck, and Y.Zhang.2014.“Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data.” *China Economic Review* 30(4): 339–352.
- 24.Caballero, R.J., T.Hoshi, and A.K.Kashyap.2008.“Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan.” *American Economic Review* 98 (5): 1943–1977.
- 25.Cai, H., and Q.Liu.2009.“Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *Economic Journal* 119(537): 764–795.
- 26.Fukuda, S., and J.Nakamura.2011.“Why Did ‘Zombie’ Firms Recover in Japan?” *The World Economy* 34(7): 1124–1137.
- 27.Hsieh, C.T., and P.Klenow.2009.“Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *Quarterly Journal of Economics* 124 (4): 1403–1448.
- 28.Li, P., Y.Lu, and J.Wang.2016.“Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China.” *Journal of Development Economics* 123: 18–37.
- 29.Lu, Y., Z.Tao, and L.Zhu.2017.“Identifying FDI Spillovers.” *Journal of International Economics* 107: 75–90.
- 30.Nakamura, J. 2017. *Japanese Firms during the Lost Two Decades: The Recovery of Zombie Firms and Entrenchment of Reputable Firms*.Berlin: Springer.
- 31.Olley, G.S., and A.Pakes.1996.“The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica* 64(6): 1263–1297.

“Streamlining Administration and Delegating Power” and Clearing Zombie Enterprises: An Example from the Reform of Investment Approval System

Yang Gongyan¹, Fan Linlin² and Xu Peng³

(1: Research Center for the Economies and Politics of Transitional Countries,
School of International Economics and International Relations, Liaoning University;

2: School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics;

3: Department of Economics, Hosei University)

Abstract: Based on the quasi-natural experiment of the reform of investment approval system in 2004 and DID method, this paper estimates the influence of the reform on zombie enterprises. The results show that the reform reduced the proportion of zombie enterprises by 15.4% on average. The competition effect and scale effect that the reform brought refreshed the zombie enterprises: On the one hand, the competition effect increased the enterprises’ innovation ability by reducing institutional transaction cost and promoting new entry. On the other hand, the scale effect expanded the enterprises, increased the market capacity, and improved the enterprises’ total factor productivity. Heterogeneity analysis shows that contrary to private enterprises and competitive industries, state-owned enterprises and monopolistic industries weaken the effect of the reform. The research provides enlightenment for dealing with zombie enterprises in the short run and eradicating their basement in the long run.

Keywords: “Streamlining Administration and Delegating Power”, Zombie Enterprises, Enterprise Innovation, TFP

JEL Classification: D21, M11, P21

(责任编辑:赵锐、彭爽)