

国家级新区设立是否促进了 国有企业高质量发展?

李政 徐璐

摘要:中国经济已经从高速增长转向高质量发展阶段,而经济高质量发展需要通过企业高质量发展来实现。国有企业作为中国特色社会主义市场经济体制的基石,其高质量发展是经济高质量发展的必要条件和有力支撑。为了探究国家级新区设立是否有助于促进国有企业高质量发展,选取244个城市中的国有企业为研究对象,运用空间双重差分模型为研究工具进行实证分析的结果显示:国家级新区的设立对国有企业高质量发展具有显著促进作用,一系列稳健性检验证明该结果具有稳健性;探究其作用机制可知,国家级新区的设立通过提升国有企业补贴力度进而促进国有企业高质量发展;进一步异质性分析发现,相比于重点城市,国家高新区设立对国有企业高质量发展的促进效果在一般城市更加明显;国家级新区设立对国有企业高质量发展的促进作用并不会因为样本区位差异而产生显著区别;分位数回归的结果显示,随着国有企业高质量发展水平的逐渐提高,国家级新区设立的促进作用表现为先平缓后激增的变化特征,说明国家级新区设立对国有企业高质量发展的具有长期显著促进作用。

关键词:国家级新区;国有企业;高质量发展;DID

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2023.03.010

一、引言

党的二十大报告中强调的“经济高质量发展”^①对宏观经济层面、产业层面和企业经营层面都提出了全新要求。国有企业作为我国经济的中流砥柱,实现其高质量发展是坚持和完善社会主义基本经济制度的内在要求。自改革开放以来,为了保障国有企业健康、持续、稳定发展,我国政府在不同历史时期先后推行一系列积极的改革政策,逐步完善国有企业发展的顶层设计。其中,企业层面的政策措施包括国有企业混合所有制改革、股权激励等^{②③};宏观层面的政策举措有设立国家级新区、设立国家高新区等。如今,为实现国有企业高质量发展这一目标,探查现有政策举措是否有利于国有企业高质量发展的具有重要的理论和现实意义。

设立国家级新区是特定时代背景下国家的战略性选择。国家级新区作为区域经济协调发展的战略组成部分,肩负着形成经济增长极,促进区域经济全面、协调、高质量发展的使命^④。我国批复和设立国家级新区的历程可分为三个阶段:一是初步探索阶段(1992—2009);二是扩大政策实验阶段

基金项目: 国家社科基金重点项目“以创新为引领增强国有经济‘五力’研究”(22AZD032)。

作者简介: 李政,吉林大学中国国有经济研究中心研究员,辽宁大学经济学院教授,博士生导师(长春 130012; 1282280618@qq.com);徐璐,吉林大学经济学院博士研究生,天风证券股份有限公司(长春 100032; 6296173@qq.com)。

① 习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,《人民日报》2022年10月26日,第1版。

② 王燕妮、郭瑞:《政府补助、R&D会计政策选择与企业价值》,《科研管理》2020年第5期。

③ 徐伟、冯文芳、吴悦:《混改背景下国企关键人激励机制有利于探索式创新吗?》,《济南大学学报(社会科学版)》2021年第3期。

④ 柳天恩、田学斌、曹洋:《国家级新区影响地区经济发展的政策效果评估——基于双重差分法的实证研究》,《财贸研究》2019年第6期。

(2010—2013);三是进一步增设发展阶段(2014年至今)。

实践和研究均证明了国家级新区对区域经济发展具有显著的带动作用^①。国家级新区的设立通过提升区域创新能力、调整产业结构等多个途径推动区域经济持续发展。在提升区域创新能力方面,国家级新区自身特有的制度优势和政策优惠促进了人口、产业的集聚,人才、信息的流动性得以增强,知识和技术溢出效应增强,为企业的技术创新提供了所需的资源条件,从而促进了区域创新能力的提升^{②③}。而国家级新区对城市科技创新的进步具有显著的促进作用且对东部地区城市的科技创新的提升效果更加显著^④。在调整产业结构方面,现有研究多数证实了国家级新区的设立能够积极促进区域经济增长,但由于资源分布、地理位置和市场环境等因素的不同,使得国家级新区在所属地区发挥的经济增长效用不尽相同^⑤。一方面,国家级新区设立对区域经济增长促进作用存在区位差异,在中西部地区设立国家级新区对区域经济增长的促进作用更加显著;另一方面,国家级新区的设立在初始制度环境相对较差的地区往往具有较强的经济带动作用^⑥。

除关注区域经济增长外,很多学者就国家级新区的设立是否对经济高质量发展具有推动作用展开研究。张治栋等通过DID方法进行研究发现,国家级新区通过发挥集聚效应,对城市金融发展水平、科技创新水平起到显著促进作用,从而加快城市产业结构转型升级,实现区域经济高质量发展^⑦。郑维伟等研究发现,国家级新区在总体上显著推进区域经济高质量发展的前提下,新区主要通过优化就业结构和改善生态环境来驱动区域经济高质量发展^⑧。

企业是经济高质量发展的载体,而国有企业能否实现高质量发展是深化国有企业改革关键目标^⑨。所以,探究设立国家级新区是否对国有企业发展质量的具有促进作用具有重大意义,但是目前还鲜有文献涉及这一方面。基于此,本文重点探讨国家级新区的设立能否促进国有企业高质量发展,试图发掘国家级新区对经济高质量发展另一重要作用机制。

本文的边际贡献有以下三个方面。首先,研究视角的创新。以国家级新区的设立作为切入点,研究其对国有企业高质量发展的促进作用,并审视这一作用是否具有空间异质性。通过已有关于国有企业高质量发展的相关文献可以看出,从国家级新区的设立角度研究国有企业高质量发展问题目前还鲜有涉及。其次,研究对象的选择。在没有建立比较科学的、完整的国有企业高质量发展评价指标体系之前,学者们很少以某一些国有企业作为研究对象,采用实证方法对国有企业高质量发展问题的开展研究。本文借鉴黎精明等^⑩和黄速建等^⑪研究成果中构建的国有企业高质量发展指标,以来自244个城市的国有企业作为研究对象,探究设立国家级新区是否对国有企业高质量发展具有促进作用,弥补了由于研究对象不聚焦导致的不足。最后,评价指标的构建和研究方法的选择。本文借鉴已

- ① 曹清峰:《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》,《中国工业经济》2020年第7期。
- ② 王志锋、谭昕、郑亮等:《国家级新区对经济发展的影响及作用机制——基于区县数据的证据》,《城市发展研究》2019年第6期。
- ③ 谢果、李凯、叶龙涛:《国家级新区的设立与区域创新能力——来自70个大中城市面板数据的实证研究》,《华东经济管理》2021年第10期。
- ④ 崔新蕾、刘欢:《国家创新型城市设立与区域创新能力》,《科研管理》2022年第1期。
- ⑤ 柳天恩、田学斌、曹洋:《国家级新区影响地区经济发展的政策效果评估——基于双重差分法的实证研究》,《财贸研究》2019年第6期。
- ⑥ 曹清峰:《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》,《中国工业经济》2020年第7期。
- ⑦ 张治栋、赵必武:《智慧城市建设对城市经济高质量发展的影响——基于双重差分法的实证分析》,《软科学》2021年第11期。
- ⑧ 郑维伟、刘耀彬、陆海空:《国家级新区对区域经济高质量发展的驱动效应——理论机制与经验辨识》,《城市发展研究》2021年第9期。
- ⑨ 胡叶琳、黄速建、施怡:《论更高水平的国有企业混合所有制改革》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》2023年第1期。
- ⑩ 黎精明、张泽宇:《国有企业发展质量评价指标体系构建与实证》,《统计与决策》2021年第12期。
- ⑪ 黄速建、肖红军、王欣:《论国有企业高质量发展》,《中国工业经济》2018年第10期。

有的国有企业高质量发展指标体系,在此基础上充分考虑数据的可获得性,运用主成分分析法构建全面反映国有企业高质量发展的指标。另外,本文使用双重差分法,进行了多种稳健性检验使得研究结论更加可靠。

二、作用机制与研究假说

国家级新区作为改革红利释放区、改革探索试验区、区域核心增长极、产城融合示范区、绿色生态宜居地,能够为国有企业发展提供必要的基础条件、有效的制度供给以及适宜的企业发展生态,能够高效地推动国有企业实现高质量发展。

国家级新区对国有企业高质量发展水平的影响主要有三种作用机制。第一,国家级新区的设立能有效集聚人才、提升创新能力,为国有企业高质量发展提供必要的基础条件。另外,国家级新区的设立有助于搭建高水平研发平台,为国有企业高质量发展带来必要的基础资源和条件;有助于优化国有企业生产流程与工艺创新,调整产品结构、提高单位产品附加值,从而推动国有企业实现高质量发展。第二,国家级新区的建设为国有企业高质量发展提供了多方位、多层次强有力的制度保障。国家级新区的设立会使得当地国有企业在最大程度上享受到财政、税收、土地利用、金融等一系列的优惠政策,为国有企业实现高质量发展提供制度保障。第三,国家级新区建设为国有企业参与市场活动创造适宜的社会生态。国家级新区的设立有助于营造透明稳定的法治环境和公平竞争的市场秩序,提升国有企业竞争力、创新力以及抗风险能力,为国有企业进行采购销售、投资合作等市场活动创造了良好的社会生态和营商环境,从而以透明稳定的法治环境和公平竞争的市场秩序作为市场激励条件促进国有企业高质量发展。因此,本文提出如下假说:

假说1:国家级新区的设立对国有企业高质量发展具有显著的促进作用。

假说2:国家级新区的设立通过提升国有企业可获取的优惠政策进而促进国有企业高质量发展。

我国批复的19个国家级新区位于不同地区的多个城市之中,这些城市之间的资源禀赋差异明显,城市的政策执行保障、市场监管和营商环境也有明显的不同^①。通过前文分析可以看出,由于城市等级、基础条件以及其他软环境的差异,造成国家级新区在带动区域经济增长和创新能力提升等方面的效果可能存在显著差异。如果国家级新区设立在重点城市^②中,在各类支持政策叠加的情况下,国家级新区的设立作为单一因素可能对国有企业高质量发展的促进作用不会特别显著;如果在一般城市中设立国家级新区,则能够解决由于城市缺乏政策支持带来的基础设施不完善和资源配置错位等问题。同时,随着国家级新区的设立能为当地市场的扩张和建立良好的营商环境产生促进作用,所以,国家高新区的设立在一般城市,能够对国有企业高质量发展发挥更大的促进作用。

另外,我国长期存在东、中、西部发展不均衡的问题。我国东部地区城市基础设施更加完善、资源更加丰富、市场容量更大以及资源的配置效率相对更加高效,该地区的国有企业更加容易获得资金和人才等资源^③。这使得处于东部沿海地区的国有企业一直处于相对较高的发展水平,设立国家级新区对本地区国有企业高质量发展的边际提升效果较小。我国中西部地区相对来说产业基础薄弱、城市基础设施不够完善、资源配置不够合理,因此,在中西部地区设立国家级新区可以改善资源配置,建立和优化市场秩序,进而促进国有企业高质量发展。因此,本文提出如下假说:

假说3:国家级新区的设立对国有企业高质量发展的促进作用存在空间异质性,对重点城市国有

① Jia J. X., Ma G. R., Qin C., et al., "Place-based Policies, State-led Industrialisation, and Regional Development: Evidence from China's Great Western Development Programme", *European Economic Review*, 2020, 123(4), 103398.

② 重点城市包括省会城市、副省级城市和直辖市,一般城市为普通地级市。

③ 张旭、郭义盟:《中国国有企业国际化的时代背景、发展历程与世界意义》,《理论学刊》2021年第2期。

企业高质量发展的促进作用较小,对一般城市国有企业高质量发展的促进作用较大。

假说4:国家级新区的设立对东部地区城市的国有企业高质量发展的促进作用较小,对中西部地区城市的国有企业高质量发展的促进作用较大。

研究假设3和研究假设4都建立在“边际效应递减”的假设条件下,对于本身高质量发展水平相对较高的国有企业,国家级新区的设立对其促进的边际作用较小;对于本身发展质量水平相对较低的国有企业,国家级新区的设立能够为其高质量发展提供更多的资源和政策支持,对其促进的边际作用较大。基于上述分析,本文提出如下假说:

假说5:国家级新区的设立对高质量发展水平较高的国有企业影响较小,对高质量发展水平较低的国有企业影响较大。

三、研究设计与数据特征

(一)实证模型

自1992年上海浦东新区设立开始,国家先后批复和设立了19个国家级新区。本文将国家级新区的设立作为一次准自然实验,考虑到2010年之前批复和设立的国家级新区数量太少,本文将研究区间选择在2010年至2020年。在此期间设立了国家级新区的城市作为实验组,没有设立国家级新区的城市作为控制组,探究国家级新区的设立是否对国有企业高质量发展具有促进作用。借鉴其他学者的做法,构建多时点双重差分模型检验国家级新区的设立是否对国有企业高质量发展具有促进作用^{①②}。具体模型如式(1)所示:

$$G = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum \delta_j X_{jit} + v_{year} + \mu_{city} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, G 是被解释变量,即国有企业高质量发展水平的对数值。 did 是解释变量,即国家级新区设立虚拟变量与设立时间的交乘项,系数 β_1 反映国家级新区设立对国有企业高质量发展的作用效果, i 表示不同城市的编号, t 表示年份。 X_i 表示所有控制变量的集合, v_{year} 表示控制时间固定效应, μ_{city} 表示个体固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

(二)变量与数据

本文的被解释变量为国有企业高质量发展水平。该指标计算方式如下:首先,构建国有企业高质量发展指标,以黄速建等^③的研究成果为理论基础,从社会价值驱动、资源能力等7个维度对国有企业发展质量进行全面评价。黎精明等^④在7个维度基础上给出了二级指标,在数据可获得的基础上选取其中8个指标,这些指标涵盖了国有企业高质量发展7个维度中的资源能力、产品服务、综合绩效、和社会声誉4个维度^⑤。其次,参考高运胜^⑥测算中国制造业高质量发展水平的方法,利用主成分分析法得出国有企业高质量发展水平指标。本文选取了8个指标,这8个指标构成的8维向量为 $X = (X_1, X_2, \dots, X_8)$,原始指标经过降维处理后,得到了3个新变量 Z_1, Z_2, Z_3 ,其分析模型为: $Z_p = \alpha_{p1} X_1 + \alpha_{p2} X_2 + \dots + \alpha_{pq} X_q, p = 1, 2, 3$ 。其中 X_q 为第 q 个指标; Z_p 为第 p 个主成分; α_{pq} 为对应特征向量的第

① Autor H. D., "Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing", *Journal of Labor Economics*, 2003, 21(1), pp.1-42.

② Bertrand M., Mullainathan S., "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5), pp.1043-1075.

③ 黄速建、肖红军、王欣:《论国有企业高质量发展》,《中国工业经济》2018年第10期。

④ 黎精明、张泽宇:《国有企业发展质量评价指标体系构建与实证》,《统计与决策》2021年第12期。

⑤ 最后所选的数据具体包括:资产收益率、净资产收益率、总资产周转率、营业利润同比增长率、应收账款周转率、应付账款周转率、研发费用同比增长、投入资本回报率。

⑥ 高运胜、杨阳:《全球价值链重构背景下我国制造业高质量发展目标与路径研究》,《经济学家》2020年第10期。

q 个分量的第 p 个主成分的特征值;以各个主成分对应的特征值除以所有提取出的主成分对应的特征值总和和计算最后综合得分,将此比值用来赋予各主成分权重,再进行加权求和,从而得到国有企业高质量发展水平。计算公式为: $G = \sum G_p = \sum \frac{\lambda_p}{\sum \lambda_p} \times Z_p, p = 1, 2, 3$ 。其中 G 表示各国有企业高质量发展水平; G_p 分别表示 p 个主成分的得分; λ_p 为第 p 个主成分对应的特征值。

本文的核心解释变量为国家级新区的设立。参考刘瑞明等^①的做法,定义核心解释变量为虚拟变量。以国有企业所在城市设立国家级新区的年份为分界点,设立新区当年以及后面的年份,解释变量均取1,其余年份均取0。同时,设立组别虚拟变量(*treated*),实验组设置为1;对照组设置为0。

借鉴以往研究,本文在选择控制变量时充分考虑国有企业的内部环境、科研环境、投资管理以及外部政策环境等因素。最终确定四个控制变量,主要包括:员工总数(*YGZS*),用该企业每年年底在职的全部员工的数量表示^②;研发支出总额占营业收入比例(*YFZC*),用本年资本化和费用化的研发支出的总额与本年营业收入的比值表示^③;资本项目规模维持率(*ZBXM*),用本年固定资产和无形资产增加额与折旧费用和无形资产摊销额的比值表示;固定资产投资扩张率(*GDZC*),用本年固定资产投资总额与上年固定资产投资总额的差值除以上年固定资产投资总额来表示^④。

本文研究区间为2010年至2020年,所涉及数据均来自wind数据库。为确保样本准确可比,对初始变量执行以下筛选程序:剔除ST、ST*、金融行业、各主要变量数据缺失以及经营地址发生变动的公司。各指标统计特征及其与国有企业高质量发展水平的相关系数如表1所示。

表1 各变量统计特征及其与国有企业高质量发展水平的相关系数

| | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 相关系数 |
|---------------------|------|--------|----------|---------|--------|----------|
| <i>G</i> | 4502 | -0.170 | 0.487 | -4.270 | 3.889 | 1.000 |
| <i>G(treated)</i> | 906 | 0.463 | 0.527 | -0.034 | 3.889 | — |
| <i>G(untreated)</i> | 3596 | -0.329 | 0.317 | -4.270 | 0.068 | — |
| <i>did</i> | 4502 | 0.200 | 0.401 | 0 | 1 | 0.652*** |
| <i>treated</i> | 4502 | 0.200 | 0.401 | 0 | 1 | 0.652*** |
| <i>YGZS</i> | 4502 | 3309 | 8082.382 | 0 | 283637 | 0.179*** |
| <i>YFZC</i> | 4502 | 2.007 | 2.099 | -10.755 | 46.72 | 0.322*** |
| <i>ZBXM</i> | 4502 | 3.232 | 66.589 | -150 | 150 | 0.300*** |
| <i>GDZC</i> | 4502 | -1.821 | 27.828 | -150 | 150 | 0.253*** |

注:*,**、***分别表示该系数在10%、5%、1%的水平下显著。下同。

为了检验设立国家级新区是否能够促进国有企业高质量发展,实验组和对照组的对比结果如图1所示。从图1中的结果可以看出,在2014年之前,实验组和对照组的国有企业高质量发展水平都有下降的趋势。此后实验组和对照组内国有企业高质量发展水平开始分化并出现加速分化的趋势。可以初步判断,国家级新区在一定程度上能够促进国有企业高质量发展,加剧了实验组和对照组间国有企业高质量发展水平的分化。需要说明的是,该结论只停留在描述统计的层面。

(三)共同趋势检验

在运用双重差分法进行政策效用检验时,实验组和对照组是否具有共同趋势是前提条件。考虑

① 刘瑞明、赵仁杰:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》2015年第8期。
 ② 张燕、刘维奇、谢黎旭:《员工数量变化与股票收益——基于劳动力调整成本和企业风险双视角》,《投资研究》2019年11期。
 ③ 王昱、黄真瑞、胡腾:《政策迎合能否兼顾高质量发展?——制造业企业的研发操纵与生产率》,《科学学研究》2022年第9期。
 ④ 高运胜、杨阳:《全球价值链重构背景下我国制造业高质量发展目标与路径研究》,《经济学家》2020年第10期。

到2010年以前样本较少并且数据难以获得,所以共同趋势检验的时间段限制在2010—2013年之间,对比国家级新区所在城市和非国家级新区所在城市中的国有企业高质量发展水平均值,得到共同趋势结果图(图2)。从图2中可以看出:一方面,实验组和对照组具有共同趋势,设立为国家级新区城市和非国家级新区城市中国有企业高质量发展水平具有相同的总体呈下降的趋势;另一方面,实验组内国有企业发展水平较高且没有明显的趋势变化。这说明本文实验组和对照组的国有企业高质量发展水平满足共同趋势条件,双重差分模型适用于本文中国国家级新区设立对国有企业高质量发展水平的促进作用评估。

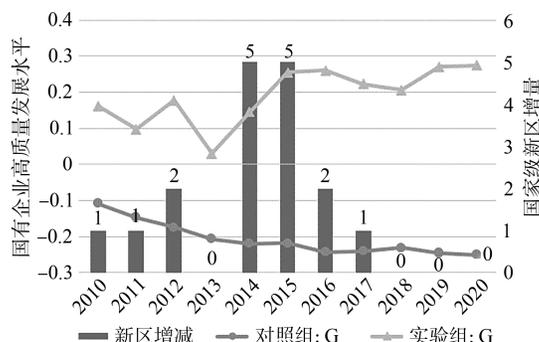


图1 国有企业高质量发展水平平均值的变动趋势

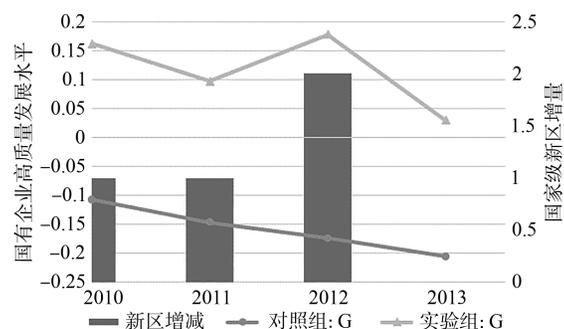


图2 共同趋势检验

此外,本文还进一步运用回归法检验实验组与对照组国有企业高质量发展水平是否满足共同趋势条件,即设定如式(2)所示回归模型:

$$G = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum_{k=2010}^{2013} \gamma_k year_k + \sum_{j=2010}^{2013} \delta_j year_j \times treated + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $year$ 为年份虚拟变量,时间跨度为2010年至2013年。 $year \times treated$ 表示年份虚拟变量与组别虚拟变量的交叉项。若交叉项系数 δ_j 联合不显著,则说明政策实施前实验组与对照组并无显著差异,双重差分模型具有较好的适用性。在对式(2)进行回归的基础上对系数 δ_j 进行联合显著性检验,结果显示, $P(\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0) = 0.357$,因此不能拒绝 δ_j 联合为0的原假设,即政策实施前实验组与对照组的国有企业高质量发展水平的变动趋势并无明显差异,再次说明双重差分模型具有适用性。

四、实证分析

(一)基准回归和作用机制分析

为了验证本文研究假设1是否成立,即国家级新区的设立是否对国有企业高质量发展具有促进作用。对模型公式(1)进行一系列回归估计,回归结果如表2所示。从回归结果1中可以看到 did 的系数为正,并且在1%的水平下显著,该结果可以初步判断设立国家级新区对国有企业高质量发展具有推动作用,实验组中国有企业高质量发展水平高于对照组中国有企业高质量发展水平。从回归结果2可以看出,国有企业高质量发展水平存在逐年提升的时间趋势效应。再对回归结果2引入组别虚拟变量得到回归结果3,发现国家级新区的回归系数依旧显著。最后,为了进一步消除个体特征对回归结果的影响,在基准回归中控制个体固定效应和时间固定效应得到回归结果4。回归结果5是引入控制变量并且控制个体固定效应的模型估计。回归结果6是引入控制变量并控制时间固定效应和个体固定效应的模型估计。回归结果4—6中的 did 系数均在1%的水平下显著为正,说明国家级新区设立的政策效应能够显著提升国有企业高质量发展水平。

表 2 基准回归

| | 回归结果 1 | 回归结果 2 | 回归结果 3 | 回归结果 4 | 回归结果 5 | 回归结果 6 |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| <i>did</i> | 0.792*** (0.013) | 0.798*** (0.013) | 0.790*** (0.016) | 0.861*** (0.024) | 0.732*** (0.017) | 0.796*** (0.027) |
| <i>treated</i> | | | 0.003** (0.013) | | | |
| <i>YGZS</i> | | | | | -6.30 (0.746) | -6.870 (0.957) |
| <i>YFZCBL</i> | | | | | 0.016** (0.002) | 0.016*** (0.003) |
| <i>ZBGM</i> | | | | | 0.002** (0.001) | 0.002*** (0.002) |
| <i>GDZC</i> | | | | | 0.005** (0.001) | 0.003 (0.001) |
| 个体固定 | N | N | N | Y | Y | Y |
| 时间固定 | N | Y | Y | Y | N | Y |
| <i>constant</i> | -0.329*** (0.006) | -0.301*** (0.018) | -0.330*** (0.007) | -0.443** (0.184) | -0.325*** (0.019) | -0.494*** (0.183) |
| N | 4502 | 4502 | 4502 | 4502 | 4502 | 4502 |
| R ² | 0.425 | 0.072 | 0.425 | 0.584 | 0.436 | 0.589 |

为了深入研究国家级新区设立对国有企业高质量水平的作用机制,本文进一步对假说 2 进行检验,即考察国家级新区设立能否通过提升国有企业补贴力度,促进城市国有企业高质量发展。为此,本文设定如式(3)至式(5)所示中介效应模型:

$$G = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum \delta_j X_{jit} + v_{year} + \mu_{city} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$BTL D = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum \delta_j X_{jit} + v_{year} + \mu_{city} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$G = \theta_0 + \theta_1 did_{it} + \theta_2 BTL D_{it} + \sum \delta_j X_{jit} + v_{year} + \mu_{city} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中,式(4)中 *BTL D* 表示国有企业补贴力度,用企业当年获得的基金补助、研发活动补助等各类计入政府补助科目的补贴款表示。对式(3)至式(5)进行估计,结果如表 3 所示。回归结果 8 显示,国家级新区设立对国有企业补贴力度的回归系数在 1% 的水平下显著为正,说明国家级新区设立显著提升了本城市内国有企业补贴力度。另外,回归结果 9 显示,国有企业补贴力度对国有企业高质量水平的回归系数在 1% 的水平下显著为正,说明国有企业补贴力度提升能够促进国有企业高质量发展。假说 2 成立。

(二)稳健性检验 I :PSM-DID 方法

由于国家级新区的选址并非完全随机,且政策实施前的国有企业高质量发展水平存在固有差异,这些都有可能造成选择性偏差导致结果偏误。所以,需要对基准回归结果的稳健性进行检验,参考张治栋^①等众多学者在使用 DID 实证方法的一贯做法,采用倾向得分匹配双重差分方法(PSM-DID)做稳健性检验。选择投资回报率(*TZHB*)、应付账款周转率(*YFZK*)、应收账款周转率(*YSZK*)、员工总数(*YGZS*)、研发支出总额占营业收入比例(*YFZC*)、资本项目规模维持率(*ZBXM*)、固定资产投资扩张率(*GDZC*)等作为匹配特征变量,最后确定实验组样本 1237 个,对照组样本 2430 个。

基于 PSM-DID 进行实证分析,得到表 4 中回归结果 10。回归结果 10 中 DID 的回归系数在 1% 的水平下显著为正,说明表 2 中双重差分估计结果具有稳健性,国家级新区的设立对国有企业高质量发展具有积极的促进作用。

^① 张治栋、赵必武:《智慧城市建设对城市经济高质量发展的影响——基于双重差分法的实证分析》,《软科学》2021 年第 11 期。

表3 国有企业补贴力度的中介效应

| | 回归结果7 | 回归结果8 | 回归结果9 |
|-----------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 被解释变量 | G | BTLTD | G |
| <i>did</i> | 0.796*** (0.027) | 0.325*** (0.032) | 0.343*** (0.581) |
| <i>BTLTD</i> | | | 0.857*** (0.242) |
| 控制变量 | Y | Y | Y |
| 个体固定 | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y |
| <i>constant</i> | -0.494*** (0.183) | 0.531*** (0.251) | 0.432*** (0.091) |
| N | 4502 | 4502 | 4502 |
| R ² | 0.589 | 0.437 | 0.525 |

表4 稳健性检验结果

| | 回归结果10 | 回归结果11 | 回归结果12 |
|-----------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| <i>did</i> | 0.055*** (0.053) | 0.043*** (0.001) | -0.006 (0.030) |
| 控制变量 | Y | Y | Y |
| 个体固定 | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y |
| <i>Constant</i> | -0.325*** (0.045) | -0.558*** (0.147) | -0.357 (0.185) |
| N | 3667 | 4502 | 3596 |
| R ² | 0.425 | 0.736 | 0.289 |

(三)稳健性检验Ⅱ:以投资回报率作为被解释变量

投资回报率最能直观体现出企业经营活动的市场认可度,衡量企业经营绩效的重要指标之一。在已有关于企业经营管理和高质量发展的研究中,投资回报率都是必须考虑的重要指标。所以,选择投资回报率作为被解释变量,替代原来解释变量衡量国有企业高质量发展水平。得到表4中的回归结果11。回归结果11中*did*的回归系数在1%的水平下显著为正,设立国家级新区能够有效促进国有企业高质量发展,说明本文的基准回归具有稳健性。

(四)稳健性检验Ⅲ:反事实分析

利用反事实分析方法^①进行稳健性检验。首先,删除已经设立国家级新区的样本。其次,假设设立时间是2015年($t=2015$),同时设立组别虚拟变量*treated*与国家级新区设立时间虚拟变量的交叉项*did*。再次,进行实证检验得到表4中的回归结果12。回归结果12中*did*的回归系数不显著,说明实验组和对照组中国有企业高质量发展水平的变动趋势无系统差异,前述基准回归得出的结论仍具有稳健性。

① Li P., Lu Y., Wang J., "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123(11), pp. 18-37.

五、空间异质性分析

(一)城市等级异质性

为了检验研究假设3,即国家级新区设立对重点城市国有企业的高质量发展水平的影响较小,对一般城市国有企业高质量发展水平的影响较大。本文参考已有研究^{①②③}对城市划分的方式,将设立了国家级新区的城市分为重点城市和一般城市,并分别与对照组样本合并。对两类样本进行回归,结果如表5所示。回归结果13和回归结果14中 did 的估计值均大于回归结果15和回归结果16中 did 的估计值,说明国家级新区设立对提升重点城市国有企业高质量发展水平影响较小,对一般城市国有企业高质量发展水平的影响较大。研究假设3得以证明。

表5 城市等级异质性检验

| | 一般城市 | | 重点城市 | |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | 回归结果13 | 回归结果14 | 回归结果15 | 回归结果16 |
| did | 0.973*** (0.148) | 0.927*** (0.151) | 0.861*** (0.026) | 0.799*** (0.028) |
| 控制变量 | NO | YES | NO | YES |
| 个体固定 | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定 | YES | YES | YES | YES |
| $constant$ | -0.349** (0.184) | -0.386** (0.185) | -0.443** (0.183) | -0.490*** (0.183) |
| N | 3607 | 3607 | 4440 | 4440 |
| R^2 | 0.299 | 0.302 | 0.579 | 0.584 |

(二)区位异质性检验

为检验研究假设4,参考崔新蕾^④对实证样本的划分方式,把实验组划分为东部地区和中西部地区,分别与对照组样本并进行回归估计,回归结果如表6所示。从回归结果中可以看出,国家级新区的设立对东部和中西部地区国有企业高质量发展水平均具有促进作用。此外,为了检验是否存在区位异质性,引入国家级新区设立虚拟变量与地区虚拟变量交叉项,结果如表6中回归结果21所示。回归结果21中 did 的回归系数结果不显著。这表明,国家级新区的区位差异并不会导致对国有企业高质量发展水平作用大小的差异。

(三)国有企业高质量发展水平异质性检验

为了检验研究假设5,即国家级新区对国有企业高质量发展水平的影响存在空间异质性,参考邵朝对^⑤的做法,运用分位数回归模型进行双重差分估计,回归结果如表7所示。结果表明,设立国家级新区能够显著提升各类国有企业高质量发展水平,然而对比不同样本的回归结果进一步发现,设立国家级

① 刘瑞明、赵仁杰:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》2015年第8期。

② Ho C. Y., Li D., “Spatial Dependence and Divergence across Chinese Cities”, *Review of Development Economics*, 2010, 14(2), pp. 386-403.

③ 李欣泽、朱欢、赵秋运:《国家级高新区“以升促建”政策的创新效应及影响机制研究》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》2022年第2期。

④ 崔新蕾、刘欢:《国家创新型城市设立与区域创新能力》,《科研管理》2022年第1期。

⑤ 邵朝对、苏丹妮、李坤望:《跨越边界的集聚:空间特征与驱动因素》,《财贸经济》2018年第4期。

新区政策对原本高质量发展水平相对较高的国有企业的影响更大,研究假设5不成立。从图3中可以看出,设立国家级新区政策的政策效用随着国有企业自身高质量发展水平的提升而逐渐提升,总体来说设立国家级新区政策的政策效用出现明显的先缓慢增强、后快速上升的变化特征。

表6 区位异质性检验

| | 东部地区 | | 中西部地区 | | 全样本 |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 回归结果 17 | 回归结果 18 | 回归结果 19 | 回归结果 20 | 回归结果 21 |
| <i>did</i> | 0.890*** (0.032) | 0.849*** (0.034) | 0.861*** (0.033) | 0.748*** (0.035) | 0.771*** (0.036) |
| <i>did</i> × <i>region</i> | | | | | 0.048 (0.044) |
| 控制变量 | N | Y | N | Y | Y |
| 个体固定 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y |
| <i>constant</i> | -0.349** (0.204) | -0.369** (0.204) | -0.434** (0.171) | -0.509*** (0.170) | -0.488*** (0.184) |
| N | 4193 | 4193 | 3905 | 3905 | 4502 |
| R ² | 0.552 | 0.555 | 0.291 | 0.499 | 0.589 |

表7 国有企业高质量发展水平异质性检验

| | 回归结果 22 | 回归结果 23 | 回归结果 24 | 回归结果 25 | 回归结果 26 |
|-----------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 10%分位点 | 25%分位点 | 50%分位点 | 75%分位点 | 90%分位点 |
| <i>did</i> | 0.382*** (0.057) | 0.393*** (0.039) | 0.450*** (0.029) | 0.540*** (0.025) | 2.129*** (0.063) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 个体固定 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y |
| <i>constant</i> | -0.380** (0.184) | -0.335** (0.158) | -0.380** (0.154) | -0.414*** (0.153) | -0.355* (0.190) |
| N | 4502 | 4502 | 4502 | 4502 | 4502 |
| R ² | 0.304 | 0.331 | 0.400 | 0.502 | 0.636 |

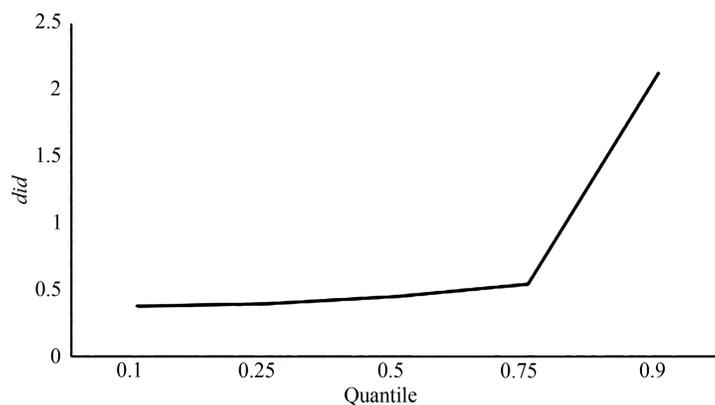


图3 分位数回归系数图示

六、结论与启示

为了探究国家级新区设立是否有助于促进国有企业高质量发展,本文选取244个城市中的国有企业为研究对象,运用双重差分模型为研究工具。通过实证研究得出以下主要结论:第一,国家级新区的设立对国有企业高质量发展具有显著促进作用,通过一系列稳健性检验证明该结果具有稳健性。第二,分析其作用机制发现,国家级新区的设立通过提升对国有企业补贴力度进而促进国有企业高质量发展,说明国家级新区设立使得当地国有企业在最大程度上享受到财政、税收和金融等一系列的财政补贴,为国有企业实现高质量发展提供了资金保障。第三,进一步异质性分析发现,相比于重点城市,国家高新区设立对国有企业高质量发展的促进效果在一般城市更加明显,说明在区域经济发展不均衡的情况下,国家级新区批复和设立应该倾向于一般城市,以便更好地发挥国家级新区的政策效应;同时发现,国家级新区设立对国有企业高质量发展的促进作用并不会因为样本区位差异而产生显著区别。第四,分位数回归的结果显示,随着国有企业高质量发展水平的逐渐提高,国家级新区设立的促进作用表现为先平缓后激增的变化特征,说明设立国家级新区对提升国有企业高质量发展具有显著作用。

本文得出的研究结论,在理论方面弥补了现有研究中关于国家级新区设立是否对国有企业高质量发展具有促进作用的不足。在实践方面对推进国有企业高质量发展具有一定借鉴意义。应科学总结设立国家级新区对国有企业高质量发展的政策激励效用,结合国家级新区的批复和设立经验,对符合条件的地区有序扩大国家级新区建设范围。同时,由于不同城市在基础设施、产业发展水平、政策制度等有效供给和执行以及城市社会生态和营商环境方面存在不同程度的差异,因此,设立国家级新区对不同城市国有企业高质量发展水平的影响也存在着差异化特征。未来如果继续扩大国家级新区设立范围,需要充分考虑地方国有企业发展差异,不断优化国有企业的外部治理环境及市场环境,改善当地治理结构,提升国有企业的治理能力,完善国有企业的高质量发展所需要的环境条件和制度基础。

Has the Establishment of State-level New Areas Promoted the High-quality Development of State-owned Enterprises?

Li Zheng^{1,2} Xu Lu^{3,4}

- (1. Centre for China Public Sector Economy Research, Jilin University, Changchun 130012, P.R.China;
2. School of Economics, Liaoning University, Shenyang, 110136, P.R.China;
3. School of Economics, Jilin University, Changchun 130012, P.R.China;
4. TF Securities, Beijing 100032, P.R.China)

Abstract: The 14th Five-Year Plan emphasizes “high-quality economic development”. As the backbone of China’s economy, the high-quality development of state-owned enterprises is an inherent requirement for upholding and improving the basic socialist economic system. Since the reform and opening up, China has implemented a series of positive reform policies to ensure the healthy development of state-owned enterprises. In order to explore whether the establishment of State-level new areas in China has promoted the high-quality development of state-owned enterprises, 244 cities are selected as research objects and the spatial difference in differences (DID) model is used as a

research tool to verify the influence of State-level new areas in China on the high-quality development of state-owned enterprises. The robustness of the empirical results is further verified by PSM-DID, key variable substitution, and counterfactual analysis, and also a series of heterogeneity analyses are conducted. The main conclusions are as follows:

(1) The establishment of State-level new areas promote the high-quality development of state-owned enterprises, and a series of robustness tests has proved the robustness of the results. It shows that State-level new areas can effectively and directly promote state-owned enterprises to achieve high-quality development.

(2) Mechanism analysis shows that the establishment of State-level new areas promotes the high-quality development of state-owned enterprises by promoting subsidies to state-owned enterprises. The establishment of State-level new areas enables local state-owned enterprises to obtain a wide range of fiscal subsidies, including fiscal and tax subsidies, providing a financial guarantee for the high-quality development of state-owned enterprises.

(3) Further heterogeneity analysis shows that the establishment of State-level new areas exerts a significant role in promoting the high-quality development of state-owned enterprises in ordinary cities, which indicates that the approval and establishment of State-level new areas should favor ordinary cities in the context of unbalanced regional economic development.

(4) Quantile regression results show that with the gradual improvement of the high-quality development of state-owned enterprises, the promoting effect of the establishment of international new areas is characterized by a flattening and then surging change, indicating that the establishment of State-level new areas has a significant promoting effect on the high-quality development of state-owned enterprises.

The-State-level new areas policy fully promote the high-quality development of state-owned enterprises. Therefore, it is necessary to expand the scope of construction in an orderly manner in qualified areas based on the experience of project establishment in State-level new areas. The conclusion of this study indicates that the approval and establishment of State-level new areas in China in the future may favor the majority of cities, with a focus on regions and cities where state-owned enterprises are lack of high-quality development. It is necessary to effectively track, evaluate, and monitor state-owned enterprises in the cities where State-level new areas are established, and to adjust the construction plann, positioning and supporting measures of the areas according to the timeliness of policies, giving full play to the role of State-level new areas in promoting high-quality development of state-owned enterprises.

Keywords: State-level new areas; State-owned enterprises; High-quality development; DID

[责任编辑:纪小乐]