

产业政策、技术创新与制造业企业高质量发展

——基于《中国制造2025》的准自然实验

杨焯冰, 王 帅

(中南林业科技大学经济学院, 长沙 410004)

摘要: 以《中国制造2025》这一产业政策为研究对象开展准自然实验, 基于2010—2022年A股制造业上市公司数据, 运用双重差分模型, 引入技术创新作为机制变量, 探究《中国制造2025》对中国制造业企业高质量发展的影响及技术创新在其中发挥的作用。结果表明, 《中国制造2025》对制造业企业高质量发展具有显著的促进作用, 该促进作用在非国有企业以及中、东部地区的企业更加显著。《中国制造2025》能够通过提高技术创新能力促进制造业企业高质量发展。

关键词: 《中国制造2025》; 高质量发展; 制造业企业; 技术创新

中图分类号: F424 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)08-0277-09

党的二十大报告着重强调, 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务, 要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上。在实体经济中制造业占据核心地位, 因此需将其置于更为突出的战略高度。然而, 对比传统制造强国, 中国制造业虽在增加值上跃居全球之首, 但在关键领域核心技术的掌握上仍显薄弱, 整体技术水平与国际尖端存在显著差距, 呈现“大而不强”的明显特征。产业政策具有精准助力产业转型升级、推动产业高质量发展、提升国民经济产出质量与效益等方面的效能, 对于国家经济的持续健康发展至关重要。同时, 党中央及国务院的多项政策文件反复强调, 需将创新置于制造业发展的战略核心, 凸显技术创新对于制造业转型升级的重要性。然而, 中国制造业企业的创新能力尚待加强, 对外部关键核心技术的依赖程度依然较高, 以企业为主导的技术创新体系尚需进一步完善。因此, 如何有效地促进制造业创新能力, 缩短与世界先进制造国家之间的技术差距, 加速推进制造业高质量发展, 是当前学术界与政府部门共同关注的问题。

有不少学者肯定了产业政策对于促进经济发展的作用。政府依据广泛搜集的资料及深入的分

析研判所制定的产业政策, 旨在有效应对市场信息的不完善, 缓解市场运作中的摩擦现象, 进而提升资源分配的效率^[1], 可以有效引导企业主体生产效率的提高^[2], 促进地区产业结构的合理化和高级化产业政策整体以及各类型产业政策均可以直接促进工业发展质量提高^[3], 同时也会通过提高经济效益和创新能力推动制造业高质量发展水平^[4]。对于制造业企业来说, 产业政策对企业高质量发展的促进作用在其中普遍存在^[5]。一般而言, 产业政策属于激励性质, 为目标企业提供包括资金扶持、税收优惠、土地使用及人才引进等多维度的支持措施。这些优惠政策能够有力地引导并协助企业削减成本, 加大创新力度, 增强市场竞争力^[6], 并最终推动企业全要素生产率的提高。因此, 产业政策在宏观层面具有推动产业发展和经济结构转型升级的作用, 在微观层面有助于协调企业创新成本和回报之间的关系^[7]。但也有学者提出相反的观点, 产业政策的扶持可能会使企业形成长期依赖, 丧失生存与发展的紧迫感, 进而促使短期行为频发^[8]。钱雪松等^[9]发现十大产业振兴规划的实施, 通过资本配置效率路径, 使得企业全要素生产率的下降。张莉等^[10]通过对省级五年规划中产业政策的分析指出,

收稿日期: 2024-11-05

基金项目: 湖南省自然科学基金(2022JJ50258)

作者简介: 杨焯冰(2000—), 女, 河南驻马店人, 硕士研究生, 研究方向为产业经济; 通信作者王帅(1983—), 男, 湖南长沙人, 博士, 教授, 研究方向为金融企业风险管理。

这些政策会倾向于将资源集中分配给受重点扶持的行业,使得企业过度投资进而削弱了投资效率,最终抑制了企业全要素生产率的增长。毕晓方等^[11]提出要减少产业政策的运用,产业政策所释放的激进信号可能会加剧企业流动性风险。

当前,中国正步入由经济高速增长迈向高质量发展的关键转型阶段,面对美国实施的科技封锁,《中国制造2025》作为引领中国制造强国战略实施的指导性文件,其出台顺应时代需要,符合经济社会的发展规律。在2025年到来之际,这一产业政策是否帮助我国制造业逐步摆脱核心技术“卡脖子”的困境,推动产业转型升级,从而实现制造业的高质量发展,这一问题值得研究。基于此,本文以制造业企业发展为背景,探究《中国制造2025》这一代表性的产业政策在推动制造业企业高质量发展中的作用。研究内容主要包括:产业政策是否能有效促进制造业的高质量发展?技术创新在产业政策对制造业高质量发展的影响中发挥的作用?产业政策对制造业企业高质量发展的影响是否存在异质性?

本文的主要边际贡献体现于三方面:首先,以往研究大多聚焦于产业政策对产业发展影响的宏观层面分析,而本文则转向微观视角,探究《中国制造2025》政策在推动制造业企业实现高质量发展方面的效应,以此验证产业政策的有效性,并为制造业企业的高质量发展构筑起坚实的微观理论支撑。其次,鉴于技术创新在产业政策促进制造业企业高质量发展过程中的重要作用,研究纳入技术创新作为中介变量,并从技术投入和技术产出两个方面探究其作用机制,进一步拓宽了产业政策与制造业企业高质量发展领域的研究视野。最后,实证检验企业所在地及所有制特征所导致的政策效果差异。所得结论为优化《中国制造2025》的实施路径提供有价值的洞见,并为后续产业政策规划奠定了理论基础,有助于加速推进国家迈向制造强国的战略目标。

1 理论基础与研究假设

1.1 产业政策与制造业企业高质量发展

作为国家引导产业发展方向、加速产业转型升级及构建可持续产业体系的关键手段,产业政策出台的出发点和落脚点均聚焦于推动产业的发展,国家经济发展质量的提升,产业政策对推动产业高质量发展的积极作用体现在多个维度上。首先,产业政策的实施对于优化产业结构,提升先进产业效

能,引导落后产能转型具有积极作用,进而促进产业向高质量发展迈进。产业政策主要聚集于国内高新技术企业和战略性新兴产业,通过一系列优惠措施吸引更多的公司进入这些产业,促进企业进入市场参与竞争,并在竞争中激发企业的创新潜能,提升资源配置效率,推动全要素生产率的提升以助力制造业高质量发展。基于信号传递理论,产业政策可向外部投资者传递正面信息,使受政策扶持的企业更容易获取信贷支持。产业政策还会向外部市场释放政府对重点行业严格监管和鼓励发展的双重信号^[12],正面的市场信号可以使资本市场对企业发展前景产生信心,使市场投资活动更为活跃,因此在吸收社会资源方面,政府认同也是一项关键竞争优势,减轻市场信息的不对称性,降低交易成本^[13],使企业更加容易筹集研发创新资金从而提高全要素生产率。同时相较于企业,政府在战略规划上具有更长远的视野,未来的发展方向把握更加精准,政府通过深度洞察产业发展态势并进行精确评估,所制定及推行的产业政策能够紧密对接企业的长远规划,从而达成资源的高效配置。基于此,提出以下研究假设。

H1:《中国制造2025》产业政策的实施推动制造业企业高质量发展。

1.2 产业政策、技术创新与制造业企业高质量发展

产业政策可以通过资源效应使企业享受到产业政策带来的资源优势,鉴于创新活动初期需巨额投入,后续维持亦需持续资金,资金短缺或高昂的研发成本往往成为制约创新投入与产出的重大障碍。政府补贴、信贷支持与税收优惠等产业政策为企业技术创新提供更为充裕的资金支持,帮助企业研发活动的顺利开展并促进企业创新活力的提高^[14]。产业政策可以直接减轻企业的融资约束,如财政补贴,降低企业自身创新活动的边际成本,将创新的风险分散开来,从而推动企业的创新。同时,产业政策也可以通过竞争效应在产业政策扶持的行业中构建一个有利于竞争的环境,从而使被扶持的企业能够获取竞争上的优势以作用于技术创新。处于竞争激烈的行业中的企业,在竞争环境的驱动下,展现更强的创新驱动动力^[15]。技术创新是推动企业新旧动能转换、优化资源配置、降低成本提升效率的核心力量,更是提升全要素生产率以实现高质量发展的关键因素。基于此,提出以下假设。

H2:《中国制造2025》产业政策能通过提高技术创新能力驱动制造业企业高质量发展。

2 研究设计

2.1 研究样本与数据来源

聚焦于《中国制造 2025》战略所重点扶持的产业,选取 2010—2022 年 A 股制造业上市公司的数据作为研究样本,对数据采取了以下处理:仅保留制造业企业,具体涵盖行业代码 C13~C43 的全部上市公司;排除了被 ST、*ST 等特别标记及已退市的公司;剔除了主要数据及关键指标缺失严重的公司;去除了上市不足两年的公司。经过上述筛选,构建一个包含 2 325 家公司、共 20 645 个观测值的非平衡面板数据。为了有效削弱极端值所带来的影响,对所有连续变量采用 1% 的 Winsorize 处理。数据来源方面,专利数据取自中国专利数据库,企业层面数据则来源于国泰安数据库(CSMAR)及 Wind 金融终端,而政策相关数据则通过手动整理获取,并对部分缺失值运用线性插值方法进行了填补。

2.2 变量定义

被解释变量为制造业企业高质量发展(Dev_lp)。实现高质量发展的核心源泉就在于全要素生产率的提升^[16],因此全要素生产率是衡量企业高质量发展的重要指标,选用企业全要素生产率来评估制造业企业高质量发展水平。在全要素生产率的多种计算方法中,杨汝岱^[17]指出(Levinsohn-Petrin, LP)法和(Olley-Pakes, OP)更易解决内生性问题,借鉴鲁晓东和连玉君^[18]的做法,采用 LP 法测算的全要素生产率进行基础性回归分析,OP 法进行稳健性检验。

解释变量为《中国制造 2025》产业政策(DID)。根据《中国制造 2025》文件中的明细信息将制造强国战略所涉及的十大重点领域匹配到《国民经济行业分类 GB/T4754—2011》,同时,为更精细化行业分类和尽可能多的保留企业样本,根据 Wind 数据库概念股行业分类手工搜集“集成电路”“机器人”“智能交通”“新能源”“新材料”“农业农用机械”“医疗器械”“芯片”等概念股企业。若企业归属于上述任一关键领域,则归入实验组,并赋予 treat 变量值为 1;反之,则归入控制组, treat 变量值为 0。此外,引入 post 变量作为时间分期虚拟变量,以 2015 年为界,之后的年份视为战略实施后, post 赋值为 1;之前的年份则视为战略实施前, post 赋值为 0。

中介变量分别选择创新投入(RD)和创新产出(Patent)衡量,创新投入(RD)采用当年研发经费投入占营业收入的比例衡量。创新产出(Patent)采用专利申请数加 1 的自然对数衡量。各变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义及说明

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-------|---------|----------|---------------------------------------|
| 被解释变量 | 企业高质量发展 | Dev_lp | 以 IP 法测算的全要素生产率 |
| | 企业高质量发展 | Dev_op | 以 OP 法测算的全要素生产率 |
| 解释变量 | 交乘项 | DID | 虚拟变量 Post 与 treat 的交乘项 |
| | 时间虚拟变量 | Post | 产业政策颁布当年及以后年份中 Post=1 |
| | 政策虚拟变量 | Treat | 上市公司所属行业为《中国制造 2025》政策支持的行业,则 Treat=1 |
| 控制变量 | 公司规模 | Size | 企业规模年总资产的自然对数 |
| | 上市年限 | ListAge | ln(当年年份-公司上市年份+1) |
| | 营业收入增长率 | Growth | 本年营业收入/上一年营业收入-1 |
| | 净资产收益率 | ROE | 净利润/股东权益平均余额 |
| | 账面市值比 | BM | 账面价值/总市值 |
| | 资本密集度 | CAP | 固定资产/总资产 |
| | 固定资产占比 | Fixed | 固定资产净额与总资产比值 |
| | 现金流比率 | Cashflow | 经营活动产生的现金流量净额除以总资产 |
| 中介变量 | 创新投入 | RD | 研发投入/营业收入 |
| | 创新产出 | Patent | 专利申请量加 1 的自然对数 |

2.3 模型构建

将《中国制造 2025》政策视作准自然实验,结合双重差分法(DID)测算《中国制造 2025》政策对制造业高质量发展影响的政策效应。计算公式为

$$Dev_lp_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \gamma Controls + u_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 为企业; t 为年份; Dev_lp_{it} 为企业高质量发展水平; DID 为企业是否受政策支持与年份的交互项; $Controls$ 为一系列控制变量; u_i 为个体固定效应; v_t 为时间固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项,标准误差聚类到企业层面。

3 实证分析

3.1 描述性统计

在进行回归之前,先对选取的变量进行了描述性统计,统计结果如表 2 所示。表 2 给出各变量的描述性统计结果,制造业企业高质量发展的整体取值为 4.521~11.85,均值为 8.247,标准差为 0.938,表明被解释变量在样本区间内波动较大,其他控制变量的差异也比较明显,这为后续分析奠定了基础。

表 2 变量描述性统计

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------|--------|--------|-------|--------|--------|
| | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| Dev_lp | 20 645 | 8.247 | 0.958 | 4.521 | 11.850 |
| DID | 20 645 | 0.507 | 0.500 | 0.000 | 1.000 |
| Size | 20 645 | 22.040 | 1.179 | 19.650 | 26.450 |
| Listage | 20 645 | 1.890 | 0.913 | 0.000 | 3.401 |
| Growth | 20 645 | 0.173 | 0.335 | -0.658 | 4.024 |
| ROE | 20 645 | 0.0755 | 0.108 | -0.926 | 0.437 |
| BM | 20 645 | 0.593 | 0.230 | 0.064 | 1.246 |
| CAP | 20 645 | 2.073 | 1.309 | 0.378 | 18.180 |
| Fixed | 20 645 | 0.219 | 0.129 | 0.002 | 0.736 |
| Cashflow | 20 645 | 0.053 | 0.065 | -0.222 | 0.267 |

3.2 基准回归结果

表 3 为模型(1)中的基准回归结果。列(1)是不加入控制变量,加入行业、年度固定效应,并在公司层面聚类回归后得到的结果。列(2)则在列(1)的基础上,进一步纳入了全部的控制变量,并同样在公司层面进行了聚类处理,从而得到相应的回归结果。由表 3 可知,随着控制变量的加入, R^2 逐渐增大,说明模型得到了不断优化,且列(1)和列(2)中交叉项 DID 的系数均为正数且均在 1%的水平上显著。据此可以得出,在其他因素保持不变的情况下,受到该政策支持的企业在高质量发展方面展现了更高的水平。即《中国制造 2025》产业政策促进了制造业企业高质量发展,验证了 H1。

3.3 稳健性检验

3.3.1 平行趋势检验

依据孟庆玺等^[19]的方法,平行趋势检验旨在分析政策或干预实施之前,实验组与对照组之间是否存在相似的变化趋势,以便于剔除其他潜在因素的干扰,更精确地评估干预措施的效应。为了验证是否是产业政策促进了制造业企业高质量发展,而不仅仅是时间推移带来的自然变化,需要对比分析实施前后处理组的制造业企业高质量发展的情况。因此,借鉴已有的办法进行平行趋势检验。以政策实施前一期为基准期,检验的结果如图 1 所示。

由图 1 知,现制造业企业高质量发展水平在政策实施节点前后出现了明显不同,政策实施之前年度,处理组和对照组之间的差异并不显著且交互项系数接近于 0;而在 2015 年产业政策开始实施的当年及以后年度处理组和对照组的高质量发展水平呈现显著差异,这说明处理组和对照组之前的平行

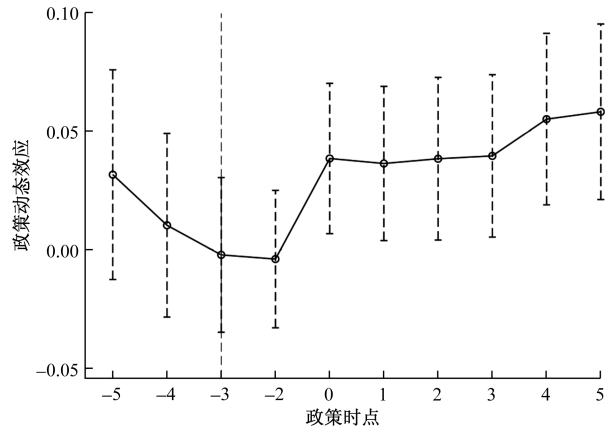


图 1 平行趋势

趋势假定是成立的,产业政策对促进制造业企业高质量发展产生显著影响。

3.3.2 安慰剂检验

为了测试基准回归结果是否受到重要遗漏变量的影响,借鉴刘瑞明等^[20]的做法,通过随机抽样方式筛选出受《中国制造 2025》产业政策波及的企业,并随机设定了政策的实施时点,从而构建一个涵盖政策实施时间与企业特征两个维度的随机试验。为了提升安慰剂检验的效果,实施了 500 轮的重复抽样过程,旨在验证政策效应变量 DID 的显著性。图 2 直观展示了这 500 个“伪政策指示变量”的估计系数分布及其对应的 P 。具体而言, x 轴反映了“伪政策指示变量”估计系数的大小,而 y 轴则同时表示了密度值和 P 值的大小,其中,估计系数的核密度分布以曲线的形式呈现。由图 2 可知,大部分估计系数紧密围绕零点分布,且绝大多数估计值的 P 均超过了 0.1(即在 10%的显著性水平下不显著)。这说明研究结论并不是偶然得到的,因此可以降低受其他政策和随机因素影响的可能性。

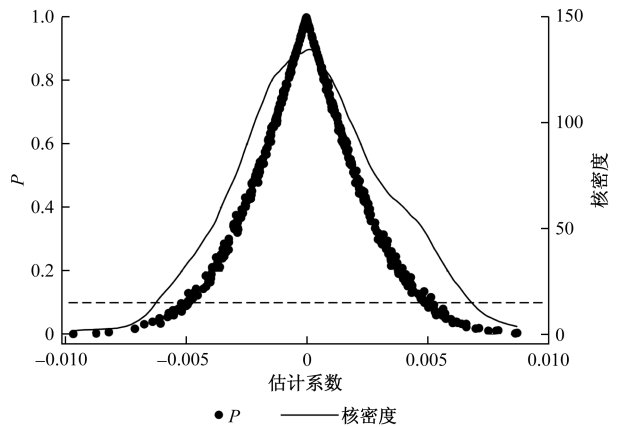


图 2 安慰剂检验

3.3.3 替换被解释变量

采用 OP 法所测得的企业全要素生产率替代基准回归模型中 LP 法计算的全要素生产率,以执行稳健性检验。鉴于两种方法在计算全要素生产率上的基本原理存在差异,此替换作为被解释变量的稳健性检验,能够为基准回归分析的结果提供进一步的说服力,检验结果如表 3 列(3)和列(4)。回归结果可知列(3)和列(4)的交互项(DID)的回归系数分别为 0.083 6 和 0.035 9, DID 的回归系数分别在 1%和 5%的水平上显著为正。这说明产业政策能够促进制造业企业高质量发展,与前文基准回归的结论一致。

表 3 基准回归结果及替换被解释变量的基准回归

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | lp | lp | op | op |
| DID | 0.111 1*** (0.028 0) | 0.043 0*** (0.012 6) | 0.083 6*** (0.025 1) | 0.035 9** (0.015 5) |
| Size | | 0.603 9*** (0.010 5) | | 0.436 4*** (0.012 6) |
| Listage | | -0.018 7** (0.009 1) | | -0.030 1*** (0.009 9) |
| Growth | | 0.063 5*** (0.006 5) | | 0.072 6*** (0.007 5) |
| ROE | | 0.166 4*** (0.027 8) | | 0.228 9*** (0.030 4) |
| BM | | -0.061 4*** (0.017 7) | | -0.047 9** (0.020 5) |
| CAP | | -0.251 9*** (0.010 1) | | -0.214 4*** (0.009 2) |
| Fixed | | -1.270 8*** (0.044 5) | | -0.972 4*** (0.048 9) |
| Cashflow | | 0.337 5*** (0.037 5) | | 0.405 7*** (0.042 7) |
| 常数项 | 7.780 5*** (0.018 2) | -4.240 9*** (0.218 6) | 6.179 7*** (0.016 6) | -2.446 6*** (0.264 6) |
| 个体固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.356 6 | 0.835 0 | 0.367 2 | 0.752 2 |
| 观测值 | 20 645 | 20 645 | 20 645 | 20 645 |

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

3.3.4 PSM-DID

鉴于在进行企业分组时可能存在样本自选择偏差的问题,采纳了倾向得分匹配(PSM)技术,旨在为处理组筛选出一个高度匹配的控制组。在 PSM 匹配的具体实施中,采用了 1:1 近邻匹配。在匹配完成之后,将相关指标进行比对,并用协变量来评价配对质量。从表 4 可以看出,匹配处理可以显著地减少实验组与对照组企业间的差异度,各偏差绝对值均小于 10%,说明配对结果良好,也就是说,倾向得分匹配可以很好地消除可能存在的内生

性问题和选择偏差。

表 5 展示了运用 PSM-DID 方法回归的结果,基于新样本,分别将 LP 法和 OP 法测得的全要素生产率作为被解释变量进行回归,匹配后随着控制变量的加入,R² 变大,模型得到优化。列(1)和列(2)政策交互项(DID)的回归系数分别为 0.109 8 和 0.040 8,且在 1%的置信水平上显著为正,列(3)和列(4)的回归系数分别 0.082 8 和 0.034 1,且分别

表 4 PSM 前后变量均值检验

| 协变量 | U/M | 均值 | | 标准偏差/% | t 统计量 | t 检验 P>t |
|----------|-----|----------|----------|--------|--------|----------|
| | | 处理组 | 控制组 | | | |
| Size | U | 22.109 0 | 21.893 0 | 18.9 | 12.39 | 0.000 |
| | M | 22.109 0 | 22.105 0 | 0.3 | 0.26 | 0.798 |
| Listage | U | 1.907 9 | 1.853 3 | 6.0 | 4.02 | 0.000 |
| | M | 1.908 0 | 1.919 5 | -1.3 | -1.06 | 0.289 |
| Growth | U | 0.181 1 | 0.157 5 | 7.2 | 4.75 | 0.000 |
| | M | 0.181 2 | 0.176 3 | 1.5 | 1.13 | 0.259 |
| ROE | U | 0.731 5 | 0.080 3 | -6.7 | -4.45 | 0.000 |
| | M | 0.732 4 | 0.075 4 | -2.0 | -1.58 | 0.114 |
| BM | U | 0.586 1 | 0.607 3 | -9.2 | -6.22 | 0.000 |
| | M | 0.586 1 | 0.583 5 | 1.1 | 0.93 | 0.354 |
| CAP | U | 2.196 3 | 1.817 2 | 30.6 | 19.68 | 0.000 |
| | M | 2.187 8 | 2.220 8 | -2.7 | -1.97 | 0.049 |
| Fixed | U | 0.202 2 | 0.253 7 | -39.8 | -27.25 | 0.000 |
| | M | 0.202 3 | 0.202 4 | -0.1 | -0.12 | 0.904 |
| Cashflow | U | 0.048 8 | 0.062 1 | -20.5 | -13.87 | 0.000 |
| | M | 0.048 9 | 0.051 6 | -4.2 | -3.46 | 0.001 |

表 5 PSM-DID

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | IP | IP | OP | OP |
| DID | 0.109 8*** (0.028 1) | 0.040 8*** (0.012 4) | 0.082 8*** (0.025 2) | 0.034 1** (0.015 5) |
| Size | | 0.604 2*** (0.010 3) | | 0.436 6*** (0.012 5) |
| Listage | | -0.017 5 * (0.009 1) | | -0.029 0*** (0.009 9) |
| Growth | | 0.061 2*** (0.006 5) | | 0.070 8*** (0.007 6) |
| ROE | | 0.156 7*** (0.027 2) | | 0.220 7*** (0.030 2) |
| BM | | -0.052 6*** (0.017 2) | | -0.040 3** (0.020 2) |
| CAP | | -0.263 3*** (0.009 8) | | -0.224 0*** (0.009 3) |
| Fixed | | -1.278 1*** (0.044 4) | | -0.978 3*** (0.049 0) |
| Cashflow | | 0.328 3*** (0.037 2) | | 0.398 9*** (0.042 5) |
| 常数项 | 7.781 1*** (0.018 3) | -4.226 9*** (0.214 2) | 6.180 2*** (0.016 6) | -2.434 2*** (0.261 2) |
| R ² | 0.356 9 | 0.839 8 | 0.367 6 | 0.756 3 |
| 观测值 | 20 612 | 20 612 | 20 612 | 20 612 |

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

在1%和5%的水平上显著。由此可见,经过倾向得分匹配回归后,重新对所得数据检验《中国制造2025》政策与制造业企业高质量发展之前的关系,本文的相关结论依旧成立,说明产业政策能够促进制造业企业高质量发展的结论是稳健的。

3.3.5 产业政策的滞后效应

产业政策的积极影响是一个逐步释放的过程,须纳入政策时滞效应的综合考量。然而,本文所采用的变量均基于同一时间节点,这可能导致对产业政策推动制造业企业高质量发展成效的评估存在偏差。为解决产业政策滞后效应所带来的问题,借鉴张国兴等^[21]的做法,将滞后1、2、3期的政策交乘项(即LAG1、LAG2、LAG3)分别作为解释变量代入模型(1),从而构建了模型(2)。

$$\text{Dev_lp}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LAG1}/2/3_{it} + \gamma \text{Controls}_{it} + v_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表6显示了回归结果,在 $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+3$ 期,产业政策均会对中国制造业企业高质量发展产生积极作用,但这种作用会随着时间的推移而减弱。

表6 滞后效应检验

| 变量 | (1) | (2)(3) | LP |
|----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | LP | LP | |
| LAG1 | 0.042 7*** (0.013 3) | | |
| LAG2 | | 0.035 7** (0.014 4) | |
| LAG3 | | | 0.028 7* (0.017 1) |
| Size | 0.604 1*** (0.010 5) | 0.604 6*** (0.010 5) | 0.605 2*** (0.010 5) |
| Listage | -0.018 8** (0.009 1) | -0.019 0** (0.009 1) | -0.019 2** (0.009 1) |
| Growth | 0.063 3*** (0.006 5) | 0.063 1*** (0.006 5) | 0.063 2*** (0.006 5) |
| ROE | 0.165 9*** (0.027 8) | 0.165 3*** (0.027 8) | 0.164 0*** (0.027 8) |
| BM | -0.061 0*** (0.017 7) | -0.060 9*** (0.017 6) | -0.061 5*** (0.017 7) |
| CAP | -0.252 0*** (0.010 1) | -0.252 1*** (0.010 1) | -0.252 2*** (0.010 1) |
| Fixed | -1.269 5*** (0.044 4) | -1.268 0*** (0.044 4) | -1.267 5*** (0.044 4) |
| Cashflow | 0.337 4*** (0.037 5) | 0.337 1*** (0.037 5) | 0.337 7*** (0.037 5) |
| 常数项 | -4.244 9*** (0.218 6) | -4.257 2*** (0.218 6) | -4.269 5*** (0.218 7) |
| 个体固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.834 9 | 0.834 8 | 0.834 7 |
| 观测值 | 20 645 | 20 645 | 20 645 |

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为稳健标准误。

3.4 机制检验

为检验技术创新在产业政策影响制造业企业高质量发展的中介效应,借鉴江艇^[22]两步法进行机制检验。两步法机制检验主要的逻辑思想是通过解释变量产业政策是否对机制变量存在影响进行实证检验,然后机制变量对被解释变量的影响机制通过理论说明,以规避三步法检验中介变量的内生性问题。在模型(1)的基础上,构建如下模型:

$$\text{Medium}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DID}_{it} + \gamma \text{Controls}_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:Medium_{it}属于机制变量,模型(3)中其余变量保持不变,用于衡量产业政策对制造业企业高质量发展的机制研究。现代产业组织理论将研发活动引发的创新划分为两大类:一类致力于探索和开发新型产品的技术,即产品创新;另一类则侧重于通过加大研发投入探寻从生产流程上进行创新,降低生产成本。因此选用创新投入(RD)和创新产出(Patent)作为机制变量。RD采用企业研发投入占营业收入的比例来表示;Parent以企业发明专利申请数加1的自然对数表示,即以发明专利及研发投入数综合评价企业的技术创新能力。其中交互项系数 β_1 需要重点关注,若 β_1 显著为正,表示产业政策对技术创新的影响是正向促进的。

Solow^[23]作为新古典经济增长理论的卓越贡献者,在其研究探索中,将技术要素视为外生变量,纳入影响经济增长质量的关键因素,强调技术进步对经济增长质量的重要性。Grossman^[24]则立足企业组织理论的视角,指出企业内部持续的创新与技术进步能够推动产品质量的飞跃,这对经济增长质量的提升具有深远意义。郭凯和付浩^[25]围绕要素配置效率、要素质量、技术创新三个层面对中国经济增长的质量展开深入的测度与剖析,得出技术创新在促进经济增长提升中作用突出。在制造业领域,要实现质量、效率与动力的全面变革,科技进步扮演着核心驱动的角色,尤其是技术创新,是制造业迈向高质量发展的关键引擎^[26]。创新是产业政策驱动高质量发展的核心途径,企业能否培育出高质量且持续的创新机制,将直接关乎其能否提供高品质的产品与服务^[27]。技术创新可以通过推进产业结构的优化与升级加速制造业的转型升级进程^[28],从而促进制造业企业高质量发展。武力超等^[29]指出,通过加强传统制造业的创新驱动力,促进其转型升级,迈向研发、设计及营销等价值链的高端领域,并推动制造业向技术与知识密集型产业的转

变,以有效应对制造业存在的高能耗、高污染及高排放问题,进而实现制造业向服务化、智能化、高端化及绿色化的高质量发展。

如表7所示,《中国制造2025》的颁布能够有效促进企业增加研发投入和创新产出。说明《中国制造2025》发展规划开始实施后,企业加大研发投入,不断加大对创造新产品、新技术、新市场、新的原材料和新的组织方式的投入,提高创新成功的转化效率,促进创新产出,推进技术链条升级,从而提高企业全要素生产率促进制造业企业高质量发展。表7的回归结果初步验证了机制分析的合理性。综上,验证了H2。

表7 机制效应检验

| 变量 | (1) | (2) |
|----------------|--------------------------|---------------------------|
| | RD | Patent |
| DID | 0.007 2*** (0.001 0) | 0.159 5*** (0.046 5) |
| Size | -0.001 3 (0.001 0) | 0.595 3*** (0.035 8) |
| Listage | -0.000 6 (0.000 7) | -0.022 0 (0.030 5) |
| Growth | -0.004 3*** (0.000 6) | -0.051 4** (0.024 8) |
| ROE | -0.018 1*** (0.002 8) | -0.036 4 (0.082 4) |
| BM | -0.007 9*** (0.001 7) | -0.055 2 (0.064 7) |
| CAP | 0.007 4*** (0.000 7) | -0.023 8 (0.015 8) |
| Fixed | 0.011 3*** (0.003 8) | -0.125 6 (0.139 2) |
| Cashflow | -0.014 4*** (0.004 1) | -0.143 9 (0.123 4) |
| 常数项 | 0.049 5** (0.020 8) | -11.261 1*** (0.752 0) |
| 个体固定效应 | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes |
| R ² | 0.212 7 | 0.260 0 |
| N | 20 645 | 20 645 |

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

3.5 异质性检验

3.5.1 企业所有权异质性

依据企业所有权性质的差异,将研究样本细分为国有企业和非国有企业,并分别采纳双重差分法进行分析,所得回归结果如表8列(1)和列(2)所示。非国有企业子样本DID系数在1%的显著性水平下显著为正,而在国有企业子样本DID系数则未表现出显著性,这说明了《中国制造2025》产业政策的实施对非国有制造业企业的高质量发展具有显著的

推动作用,而对国有企业的促进作用则相对有限。对此现象,推测可能的原因在于,民营企业往往面临更为严峻的融资挑战,而在产业政策的扶持下,其融资约束得以有效缓解,进而促使企业更加积极地投身于研发创新活动,有力推动了其高质量发展;相比之下,国有企业已具备较大的经营规模和较强的综合实力,发展水平相对较高,因此产业政策的扶持对其产生的边际效应相对较弱。

3.5.2 企业所在地区异质性

中国各区域间市场的成熟度有较大的差别,这些差别会影响到企业的特定行为。基于地域差异,将研究样本细分为东部、中部和西部企业三个部分,并对其进行双重差分分析。所得回归结果如表8列(3)~列(5)。列(3)和列(4)中的DID系数分别在10%和1%的水平下显著为正,而列(5)中的DID系数不显著。这一结果表明,《中国制造2025》的出台,显著地促进了东部地区企业和中部地区制造业企业的高质量发展,然而对西部地区企业的促进作用不明显。对此,推测其主要原因是,东部地区利用其独特的区位条件,吸引了大批的制造业上市公司,其成熟的市场环境可以让企业对产业政策的导向做出快速反应。尽管中部地区的经济发展水平与东部相比存在一定差距,但作为承接东部地区产业转移的城市,其发展潜力较大,并在《中国制造2025》战略的扶持下,其后发效应得以充分展现。相比之下,西部地区因经济发展较为滞后,且市场机制尚不健全,因此《中国制造2025》产业政策对当地制造业企业高质量发展的推动作用并不明显。

4 结论与建议

4.1 结论

本文聚焦于制造业企业上市公司,就《中国制造2025》产业政策、技术创新如何影响制造业企业的高质量发展进行了实证研究,得到以下结论:①经过一系列稳健性检验,说明《中国制造2025》产业政策显著推动了制造业企业的高质量发展,证实了产业政策对我国制造业企业高质量发展的重要意义;②影响机制分析表明,《中国制造2025》这一产业政策通过创新投入和创新产出两方面对制造业企业的高质量发展产生了积极作用,即技术创新发挥了中介作用;③进一步研究发现,《中国制造2025》政策对制造业企业高质量发展的促进效应在非国有企业以及中国中部和东部地区尤为明显,这表明外部环境因素对《中国制造2025》政策实施成效产生显著影响。

表8 基于产权性质和企业所在地区的异质性分析结果

| 变量 | 按产权性质分组 | | 按企业所在地区分组 | | |
|----------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1)国有企业 | (2)非国有企业 | (1)东部地区 | (2)中部地区 | (3)西部地区 |
| | LP | LP | LP | LP | LP |
| DID | 0.032 3 (0.022 6) | 0.046 8*** (0.015 0) | 0.027 2 * (0.014 4) | 0.089 6*** (0.026 7) | 0.057 8 (0.039 3) |
| Size | 0.590 9*** (0.022 7) | 0.599 4*** (0.011 5) | 0.625 5*** (0.012 1) | 0.548 9*** (0.018 8) | 0.571 0*** (0.035 2) |
| Listage | -0.027 3 (0.022 5) | -0.017 5 * (0.010 5) | -0.026 5** (0.010 6) | 0.023 3 (0.021 4) | -0.007 9 (0.030 8) |
| Growth | 0.046 0*** (0.014 9) | 0.073 4*** (0.007 3) | 0.062 2*** (0.007 8) | 0.062 5*** (0.014 4) | 0.063 6*** (0.014 7) |
| ROE | 0.234 5*** (0.058 2) | 0.134 9*** (0.031 3) | 0.125 4*** (0.033 3) | 0.286 1*** (0.063 9) | 0.205 8*** (0.070 2) |
| BM | -0.065 6 * (0.035 7) | -0.051 7*** (0.019 1) | -0.058 2*** (0.021 1) | -0.090 2** (0.039 8) | -0.004 9 (0.050 7) |
| CAP | -0.302 4*** (0.033 6) | -0.240 1*** (0.010 2) | -0.268 8*** (0.013 5) | -0.222 2*** (0.018 5) | -0.234 5*** (0.018 8) |
| Fixed | -1.102 2*** (0.093 5) | -1.324 0*** (0.048 1) | -1.290 7*** (0.052 8) | -1.296 0*** (0.087 0) | -1.288 1*** (0.109 3) |
| Cashflow | 0.254 0*** (0.066 6) | 0.371 8*** (0.045 5) | 0.323 2*** (0.045 1) | 0.285 7*** (0.076 1) | 0.421 0*** (0.109 0) |
| 常数项 | -3.810 4*** (0.464 7) | -4.187 6*** (0.236 6) | -4.647 7*** (0.252 5) | -3.153 5*** (0.396 9) | -3.652 9*** (0.741 7) |
| 个体固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R | 0.860 8 | 0.824 3 | 0.832 1 | 0.852 4 | 0.839 4 |
| 观测值 | 5 312 | 15 333 | 14 850 | 3 374 | 2 421 |

注：***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

4.2 建议

建立健全政策反馈机制以提升政策效能,对企业发展精准定位以精准施策。实证结果表明技术创新作为关键中介,对产业政策提升企业全要素生产率具有显著作用。经济发展离不开政府因势利导的产业政策作为坚实支撑,政策制定过程中需确保政策贴合企业实际需求,以有效激发企业的创新活力。

优化补助政策,加大对研发经费的支持力度,激励企业持续投入于创新研发活动。确保补助资金专项用于研发和技术升级,以提升研发效率和成果转化能力,进而增强企业的盈利能力。同时,企业自身也应注重引入先进管理方法、激励创新型人才等措施,以提高研发效率并促进研发成果的产出,从而更有效地推动全要素生产率的提升,加速制造业企业的高质量发展进程。

产业政策的执行必须紧密结合各区域的具体实际,依据地方特色灵活施策,充分发挥政策的正面效应。在制定及推行产业政策的过程中,避免采取单一标准,全面考量企业的所有权结构、行业特性,并结合当地的经济水平、发展潜力及资源

状况等因素,进行严谨而科学的规划布局,确保政策既符合发展需求,又具备高度的适应性和效率,避免盲目追求发展速度而忽视政策的实际效用。

参考文献

- [1] 韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017, 52(8): 33-48.
- [2] 林毅夫,向为,余淼杰. 区域型产业政策与企业生产率[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(2): 781-800.
- [3] 付晨玉,杨艳琳,田野,等. 产业政策、技术创新与中国工业发展质量[J]. 经济评论, 2022(6): 67-84.
- [4] 赵卿,曾海舰. 产业政策推动制造业高质量发展了吗?[J]. 经济体制改革, 2020(4): 180-186.
- [5] 韩忠雪,高心仪. 产业政策、数字金融与企业高质量发展[J]. 产业经济评论, 2023(5): 54-75.
- [6] 李婉红,李娜,李策. 要素配置效率、选择性产业政策与制造业结构转型——基于东北地区的实证研究[J]. 产业经济评论, 2021(2): 53-64.
- [7] 黄键斌,宋铁波,姚浩. 智能制造政策能否提升企业全要素生产率? [J]. 科学学研究, 2022, 40(3): 433-442.
- [8] 余明桂,范蕊,钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12): 5-22.
- [9] 钱雪松,康瑾,唐英伦,等. 产业政策、资本配置效率与

- 企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [10] 张莉, 朱光顺, 李夏洋, 等. 重点产业政策与地方政府的资源配置[J]. 中国工业经济, 2017(8): 63-80.
- [11] 毕晓方, 张俊民, 李海英. 产业政策、管理者过度自信与企业流动性风险[J]. 会计研究, 2015(3): 57-63.
- [12] 陈朝月, 许治. 政府研发资助不同方式对企业开放式创新的影响探究[J]. 管理学报, 2018, 15(11): 1655-1662.
- [13] HANSEN M W, ISHENGOMA E K, PADHYAYA R. What constitutes successful african enterprises? a survey of performance variations in 210 african food processors [J]. International Journal of Emerging Markets, 2018, 13(6): 1-27.
- [14] 宋灿, 孙浦阳, 岳中刚. 产业扶持、市场壁垒与企业创新——基于微观视角的理论与经验分析[J]. 产业经济研究, 2022(1): 71-84.
- [15] FERREIRA J, CARDIM S, COELHO A. Dynamic capabilities and mediating effects of innovation on the competitive advantage and firm's performance: the moderating role of organizational learning capability[J]. Journal of the Knowledge Economy, 2021, 12: 620-644.
- [16] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 15-29.
- [17] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, 50(2): 61-74.
- [18] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [19] 孟庆玺, 尹兴强, 白俊. 产业政策扶持激励了企业创新吗? ——基于“五年规划”变更的自然实验[J]. 南方经济, 2016(12): 1-25.
- [20] 刘瑞明, 毛宇, 亢延锬. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(1): 115-131.
- [21] 张国兴, 冯祎琛, 王爱玲. 不同类型环境规制对工业企业技术创新的异质性作用研究[J]. 管理评论, 2021, 33(1): 92-102.
- [22] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [23] SOLOW R M. A contribution to the theory of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1): 65-94.
- [24] GROSSMAN G. Quality ladder and product cycle[J]. Quarterly Journal of Economics, 1991, 106(2): 557-586.
- [25] 郭凯, 付浩. 技术创新视角下的中国经济增长质量——基于中国 2000—2016 年样本数据[J]. 科技管理研究, 2019, 39(3): 58-62.
- [26] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. 中国工业经济, 2018(4): 5-18.
- [27] 庄志彬, 林子华. 创新驱动我国制造业转型发展的对策研究[J]. 福建师范大学学报(哲学社会科学版), 2014(1): 45-52.
- [28] 余东华, 张昆. 要素市场分割、产业结构趋同与制造业高级化[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(1): 36-47.
- [29] 武力超, 陈韦亨, 林澜, 等. 创新及绿色技术创新对企业全要素生产率的影响研究[J]. 数理统计与管理, 2021, 40(2): 319-333.

Industrial Policy, Technological Innovation and High-quality Development of Manufacturing Enterprises: A Quasi-natural Experiment Based on “Made in China 2025”

YANG Xuanbing, WANG Shuai

(School of Economics, Central South University of Forestry and Technology, Changsha 410004, China)

Abstract: Based on the data of A-share manufacturing listed companies from 2010 to 2022, the difference-in-difference model was used and technological innovation was introduced as a mechanism variable to explore the impact of “Made in China 2025” on the high-quality development of China’s manufacturing enterprises and the role of technological innovation in it. The results show that “Made in China 2025” has a significant role in promoting the high-quality development of China’s manufacturing enterprises, and the promotion effect is more significant in non-state-owned enterprises and enterprises in the central and eastern regions. “Made in China 2025” can promote the high-quality development of manufacturing enterprises by improving their technological innovation capabilities.

Keywords: “Made in China 2025”; high-quality development; manufacturing enterprises; technological innovation