

产业政策与企业生产率¹

——来自《中国制造 2025》颁布的准自然实验

潘凌云²

摘 要 目前,中国经济已经进入了高质量发展的新阶段。在这一新阶段,提高企业全要素生产率无疑是实现高质量发展的重要基础。本文利用 2015 年颁布的《中国制造 2025》作为“准自然实验”,并以 2011—2018 年 A 股制造业上市公司数据作为研究样本,考察了产业政策与企业生产率之间的因果关系。实证结果表明:《中国制造 2025》有效促进了企业生产率的提高,在有效排除共同趋势、预期效应等问题后,这一结论依然稳健;在进一步对作用机制的考察中发现,《中国制造 2025》主要通过资源效应(税收减免、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应提升了企业生产率。本文的研究有助于深入理解产业政策影响企业行为的微观机理,对政府利用产业政策提振实体经济具有重要启示。

关键词 《中国制造 2025》;生产率;资源效应;竞争效应

0 引言

近年来,中国作为制造业强国的崛起进程举世瞩目。在 1980 年,中国在全球国家制造业排名中不过位列第七,而到了 2010 年,中国成功取代美国,成为全球最大的制造国。现有研究指出,产业政策在制造业崛起中扮演着举足轻重的角色(Aghion et al., 2015; Alder et al., 2016)。例如,李骏等(2017)、林毅夫等(2018)的研究均表明,产业政策有效提升了企业生产率。然而,产业政策的反对者也指出,产业政策可能会通过扭曲资源配置、干预市场竞争等抑制企业生产率的提升(张莉等, 2019)。因此,在当前亟待改善经济增长质量的背景下,厘清产业政策对企业生产率的影响和作用机制,具有重要的现实意义。与以往文献主要关注“五年规划”等产业政策不同,本文主要考察《中国制造 2025》对

1 作者感谢国家自然科学基金(71862017)的资助。

2 潘凌云,江西财经大学会计学院讲师, E-mail: 2465020814@qq.com。

企业生产率的影响,以期为理解产业政策对提升经济质量究竟产生何种影响做出贡献。此外,本文的研究也可以为国内空前激烈的产业政策之辩提供一定的经验证据。

在2015年5月8日,为促进企业转型升级,国务院颁布了《中国制造2025》这一纲领性文件,以重点扶持信息技术等10大领域,进而推动我国在2025年基本实现工业化。在这一纲领性文件的指导下,各级政府采取各类措施来强化这一产业政策。那么,这一政策会如何影响企业生产率?

为探究上述问题,本文将《中国制造2025》的实施视为一项“准自然实验”,以2011—2018年中国A股制造业上市企业作为研究样本,考察了产业政策对企业生产率的因果影响,实证结果表明:《中国制造2025》提升了企业生产率,在排除共同趋势、预期效应、自选择问题,和反向因果关系后,结论依然稳健;进一步对作用机制的考察中发现,《中国制造2025》主要通过资源效应(税收减免、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应促进企业生产率的提升。

本文的贡献如下:首先,从微观角度考察了产业政策对生产率的影响。以往对于产业政策如何影响生产率的研究主要集中在宏观层面,而本文则更关注企业层面的生产率。其次,本文也具有一定的实证贡献。本文将2015年推出的《中国制造2025》视为一项“准自然实验”,采用双重差分法评估这一政策对生产率的影响;同时,为了进一步确保双重差分的适用性,我们还进行了共同趋势检验、预期效应检验、自选择问题和反向因果关系检验,因而在很大程度上保证了结论的可靠性。最后,本文的研究还具有一定的政策启示。近年来,经济下行压力加大,在此情形下,如何提升企业生产率、促进企业转型升级成为各界讨论的焦点问题。本文基于中国上市公司数据,研究发现产业政策确实可以有效提升生产率,这为政府通过产业政策提振实体经济提供了一定的经验证据。

1 制度背景与竞争性假说

1.1 制度背景

作为转型国家,中国越来越强调市场对资源配置的决定性作用,但是其产业政策依然延续了以往政府干预经济的传统(余明桂等,2016)。在2015年5月8日颁布的《中国制造2025》中,“选择性产业政策”依然是主导思想。具体而言,《中国制造2025》为中国制造业(包括信息技术、高档数控机床和机器人等10大领域)未来10年做出了顶层规划,其目的是实现中国制造向中国创造、中国速度向中国质量、中国产品向中国品牌的三大转变,进而推动我国在2025年基本实现工业化。在这一纲领性文件的指导下,各级政府同时采取税收优

惠、财政补贴、信贷优惠、放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放等措施来强化这一产业政策。其中,税收优惠、财政补贴、信贷优惠三项措施会降低企业的资源获取成本,而放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放会影响到行业内企业数量,从而改变行业内企业的竞争压力,并通过市场竞争影响生产率。

1.2 竞争性假说的提出

1.2.1 产业政策的生产率提升效应

企业生产率的提升是企业创新活动、组织变革、管理效率综合作用的结果,这一过程必然具有风险大、回报率不确定的特征,这会在很大程度上限制企业的融资能力。同时,除了融资的限制以外,生产率的提升还面临严重的激励不足问题。通过对已有文献的梳理,本文认为,《中国制造 2025》会通过资源效应(税收优惠、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应(放宽市场准入、扩大制造业对外开放)缓解企业生产率提升过程中面临的融资约束和激励不足问题;首先,产业政策会通过资源效应提升企业生产率。为实现《中国制造 2025》的发展目标,政府会给予企业大量的税收优惠,这些税收优惠包括企业所得税减免、研发费用的加计扣除等。税收激励会在很大程度增加企业的现金流量,缓解企业面临的融资约束,进而增强了企业在不确定环境下的风险承受能力,由此提升企业生产率变革的概率。申广军等(2016)、郑宝红和张兆国(2018)的研究均表明,税收优惠促进了企业生产率的提高。同时,为响应产业政策,政府也会给予受政策扶持企业大量财政补贴。已有研究表明,政府补贴可以提升企业生产率(任曙明和吕锡,2014)。具体而言,一方面,政府补贴可以降低企业的研发成本,使本来收益较小的研发项目变得有利可图,进而使企业增加研发投入,由此促进生产率的提高;另一方面,正如前文提到的,企业生产率的提升过程面临着很高的不确定性,在缺乏外部资金扶持的情况下,具有风险规避倾向的企业经理人采取保守策略,而政府补贴可以降低企业生产率提升过程中所面临的风险,进而可能使企业主动跟进当下先进技术的发展趋势,进行技术变革与组织变革,从而提升企业生产率。此外,受政策扶持的企业更容易获得信贷优惠(余明桂等,2016;王克敏等,2017)。现有文献认为,信贷可得性在企业生产率提升过程中发挥着至关重要的作用(Gatti and Love, 2008),稳定的银行信贷能够缓解现金流不确定性对企业创新活动的冲击,进而推动生产率的进步。众多文献都直接或间接支持银行信贷对企业生产率的积极效应。例如,在 Ayyagari et al. (2010)的研究中发现,就中国企业而言,来自正规金融机构的融资显著地促进了企业生产率的提高。综上可知,《中国制造 2025》使得受政策扶持企业获得更多资源优势,并会通过资源效应对企业生产率产生积极影响。

其次,产业政策会通过竞争效应提升企业生产率。《中国制造 2025》明确

规定要放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放。这一措施无疑会影响到企业的竞争压力。对于企业而言,市场竞争被认为是影响企业生产率的重要因素(Vickers, 1995; Nickell, 1996)。根据 Aghion and Griffith (2008) 理论,随着行业竞争激烈程度的增强,企业想获得超额利润越来越难,为了在竞争中取胜,企业就必须通过提高技术水平,改善管理来提高生产率,从而击败竞争对手。具体而言,市场竞争环境的变化将会从以下两个方面促进企业生产率:一方面,在一个激烈竞争的环境里,企业只能获得较低的利润,甚至可能在竞争中破产。在这样的环境下,企业管理者自然有动机通过技术创新或者组织变革等措施提高企业生产率(Schmidt, 1997; 简泽和段永瑞, 2012); 另一方面, Willig (1987) 的研究表明,市场竞争越激烈,产品的需求弹性就越强,此时企业管理者面临的业绩压力就非常大,在技术创新和组织改革方面稍有懈怠,就可能失去大量市场份额。综上可知,《中国制造 2025》会通过竞争效应对企业生产率产生积极影响。因此,本文提出假说 H1。

H1: 《中国制造 2025》提升了受扶持企业的生产率。

1.2.2 产业政策的生产率抑制效应

虽然《中国制造 2025》可能通过资源效应和竞争效应促进企业生产率。但是,《中国制造 2025》仍有可能通过以下三个方面抑制企业生产率的提升: 首先,产业政策可能通过寻租诱导机制抑制企业生产率。在财政分权背景之下,地方政府的财权和事权都很大,对于产业政策扶持对象的选择具有极大的自由裁量权。同时,现有研究还表明,企业是否受政策扶持在很大程度上取决于企业所拥有的政治资源,而不是其真实的创新能力和发展前景(余明桂等, 2010)。在此背景之下,企业管理者会密切关注政府资源分配动向,这可能会诱导企业与政府建立寻租关系(Claessens et al., 2008),以便在争夺政府掌控的资源中能够更占优势,由此导致经理人忽视对企业生产率有极大促进作用的创新研发。

其次,产业政策可能通过过度投资激励机制抑制企业生产率。《中国制造 2025》通过税收优惠等措施为企业的短期投资创造必要的营商环境,这虽然会降低企业成本,但也会使大量企业和资金进入受政策扶持行业,同时助长了企业短期投资冲动,随着短期投资的不断积累,很可能造成企业过度投资问题。此外,《中国制造 2025》颁布以后,政府可能会建立信息披露机制,为企业提供市场需求、企业未来的投资机会、融资政策等信息,这在一定程度上降低了企业的信息搜寻成本,然而,由于这些信息能被所有受政策扶持的企业获得,这就可能导致所有企业进入同一个投资项目,由此进一步引起企业过度投资。随着短期投资的不断追加,可用于研发的资源必然减少,由此抑制了企业生产率的提升。

最后,产业政策还会影响到企业竞争战略的选择(余明桂等, 2016)。如前所述,在竞争激烈的市场中,企业要获得超额利润,就必须持续不断地创新,以

此保持竞争地位,并获得更多的市场份额。然而,受产业政策扶持的企业本来就会获得较多资源,使得企业在较低的创新水平下依然能够生存。因此,在产业政策的扶持之下,企业可能缺乏技术变革的动力,由此抑制了生产率的提升。因此,本文提出假说 H2。

H2:《中国制造 2025》抑制了受扶持企业的生产率。

2 研究设计

2.1 模型设定

为了验证《中国制造 2025》这一政策性文件如何影响企业生产率,本文设定如下计量模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{i,t} \times post_{i,t} + \alpha_2 \sum controls_{i,t} + \mu_t + \eta_{ind} + \theta_m + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$TFP_{i,t}$ 表示企业 i 在第 t 年的生产率,本文利用 LP 法和 ACF 法测算企业生产率。交乘项 $sales_{i,t}$ 为主要解释变量。其中, $sales_{i,t}$ 为受政策扶持虚拟变量,如果制造业企业为《中国制造 2025》概念股中的 153 家公司之一,则取值为 1。其中,这 153 家公司的行业分布如下:工业互联网与机器人;5G、云计算与大数据;航天设备;海洋工程设备及高技术船舶;先进轨道交通装备;新能源汽车;电力装备;新材料;生物医药及医疗器械;农业机械装备。如果制造企业不属于这 153 家公司,则 $sales_{i,t}$ 取值为 0。 $sales_{i,t}$ 为时间虚拟变量,当样本区间处于政策颁布之后,则取值为 1,否则为 0。

同时,本文加入了若干控制变量,包括:企业规模($sales_{i,t}$),用总资产的对数表示;企业销售业绩($sales_{i,t}$),用企业营业收入除以企业总资产表示;企业管理费用($mm_{i,t}$),用管理费用与营业收入的比值表示;企业经营现金流($work_{i,t}$)用经营活动现金流与营收之比表示;股权集中度($work_{i,t}$),用第一大股东持股比例表示;企业劳动密集度($work_{i,t}$),用员工数与销售额之比再乘以 10000 表示;销售额增长率(μ_t),用当年销售额与上一年销售额之差再除以上一年销售额表示;此外,模型(1)中还加入了年份固定效应(μ_t)、行业固定效应(η_{ind})以及区域固定效应(θ_m)。

2.2 双重差分适用性的讨论

本文利用双重差分法考察《中国制造 2025》对企业生产率的影响。针对本文模型设定的一个疑问是:双重差分法假定,政策冲击仅对处理组存在,而对控制组不存在。然而,本文所使用的《中国制造 2025》这一政策可能不符合这一

假设条件。因为这一政策是对全国所有地区实行的,所有企业都受到政策的影响。但是,本研究并不依赖于高技术行业受政策扶持更大这一假设,而仅依赖于如下假设:《中国制造 2025》的政策冲击效应在《中国制造 2025》概念股与非概念股之间存在变异性。

对于模型设定的另外一个疑问是:利用企业是否为《中国制造 2025》概念股,作为划分处理组与控制组的依据,可能面临特定的内生性问题,因为是否为《中国制造 2025》概念股与生产率之间可能存在一定的相关性,由此导致反向因果问题和自选择问题。为此,在后文中,本文利用 Jiang et al. (2016)、Ramalingegowda and Yu (2012)的方法缓解可能存在的反向因果问题。同时,为了更好地解决自选择问题对本文估计结果的潜在影响,我们利用倾向得分匹配方法(PSM)重新为《中国制造 2025》概念股寻找控制组。

2.3 数据来源

本文的制造业上市公司数据来源于国泰安数据库,并以 2011—2018 年的样本作为主要考察区间。本文对企业数据做了如下处理:(1)删除有数据缺失的企业;(2)删除 ST、*ST 企业;(3)删除负债率大于 1 的企业;(4)对连续变量在 1%与 99%分位数进行了缩尾处理。

2.4 描述性统计

表 1 为描述性统计。由表中可知,企业生产率水平(以 TFP1 为例)的均值 6.571。同时,标准差为 1.173,表明不同企业之间的生产率水平差异较大,生产率发展水平很不平衡;treat 的平均值为 0.102,说明在本文的研究样本中,有 10.2%的企业受这一政策的影响。这一初步统计结果意味着,在我国制造业上市公司中,受《中国制造 2025》这一政策影响的企业较少。

表 1 描述性统计

变量	mean	sd	min	max
TFP1	6.571	1.173	3.232	14.764
TFP2	4.248	1.064	2.017	10.452
treat	0.102	0.347	0	1
size	22.071	1.3932	19.254	26.796
sales	0.621	0.424	0.043	2.619
mm	0.102	0.110	0.008	0.699
CFO	0.382	0.251	-0.962	0.811
top	35.611	15.431	7.694	76.196
work	0.017	0.019	0.001	0.158

3 实证结果

3.1 基准回归

表 2 为基准回归结果。由列(1)、(2)可知, $treat \times post$ 的系数均显著为正。回归结果初步表明, 中国情景下, 产业政策促进了企业生产率的改善, 因而该结果支持假说 H1。结合理论分析与实证结果, 本文认为, 《中国制造 2025》使得受扶持企业获得税收优惠、财政补贴以及信贷优惠, 同时通过放宽市场准入、扩大制造业对外开放影响到行业内企业数量, 从而改变行业内企业的竞争水平, 由此进一步促进了企业生产率的提升。

表 2 《中国制造 2025》与企业生产率: 基准回归

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
$treat \times post$	0.1061 *** (4.85)	0.2107 *** (6.30)
size	-0.0002 (-0.52)	-0.0003 (-0.43)
sales	0.0176 *** (14.57)	-0.0008 (-0.47)
mm	-0.1181 *** (-11.20)	-0.2861 *** (-20.24)
CFO	0.0126 *** (3.44)	0.0353 *** (7.19)
top	0.0004 (1.44)	0.0002 (1.37)
work	-0.0628 ** (-2.10)	-0.2499 *** (-6.23)
sgr	-0.0001 (-0.04)	-0.0006 (-0.23)
Constant	0.0041 (0.37)	0.0357 ** (2.43)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
R^2	0.169	0.380

注: 括号内的数字为 t 值, ***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

3.2 稳健性检验

3.2.1 共同趋势

表 2 的回归结果初步表明,《中国制造 2025》确实促进了企业生产率,然而,这一作用效果可能来源于受政策扶持企业与非受政策扶持企业的事前趋势特征。为了缓解共同趋势的干扰,本文借鉴 Moser and Voena (2010) 的方法,在基础回归的基础上控制住事前趋势项,即在表 2 的基础上,加入交乘项 $treat \times time$,其中,time 代表时间。由表 3 中的列(1)、(2)可知,在加入交乘项后, $treat \times post$ 的系数由表 2 的 0.1061、0.2107 变为 0.0952、0.1895,但仍在 1%统计水平下显著为正,表明在有效排除共同趋势的影响以后,受政策扶持企业的生产率仍高于非政策扶持企业。为了进一步缓解共同趋势的影响,本文借鉴刘啟仁等 (2019) 的方法,设定如下计量模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{2012}^{2015} \alpha_t treat_i \times post_t + \sum \alpha_2 controls_{i,t} + \mu_t + \eta_{ind} + \theta_m + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中, $post_t$ 为相应年份的虚拟变量,其余变量同模型(1)。表 3 列(3)、(4)用 2011 年作为基准年份,则系数 α_{2012} 至 α_{2015} 反映了该年份相对于 2011 年所带来的生产率提升效应的大小。如果没有事前趋势差异,则政策前的相应系数(即 α_{2012} 、 α_{2013} 和 α_{2014})应该不显著。根据表 3 列(3)、(4),交互项 $treat \times post_{2012}$ 、 $treat \times post_{2013}$ 和 $treat \times post_{2014}$ 的系数均不显著,证明“共同趋势”前提条件成立。

表 3 《中国制造 2025》与企业生产率:共同趋势效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP1	TFP2	TFP1	TFP2
$treat \times time$	0.0025 (0.59)	0.0043 (0.33)		
$treat \times post_{2012}$			0.0027 (0.98)	0.0042 (0.31)
$treat \times post_{2013}$			0.0029 (0.03)	0.0036 (0.09)
$treat \times post_{2014}$			0.0111 (0.47)	0.0210 (1.10)
$treat \times post_{2015}$	0.0952 *** (3.65)	0.1895 *** (5.31)	0.1064 *** (5.32)	0.2105 *** (6.39)
size	-0.0012 (-0.47)	-0.0005 (-0.61)	-0.0001 (-0.13)	0.0005 (0.86)

续表				
变量	(1) TFP1	(2) TFP2	(3) TFP1	(4) TFP2
sales	0.0171 *** (14.61)	-0.0008 (-0.55)	0.0174 *** (15.02)	-0.0007 (-0.42)
mm	-0.1156 *** (-10.12)	-0.2549 *** (-19.34)	-0.1137 *** (-11.16)	-0.2708 *** (-19.48)
CFO	0.0118 *** (4.12)	0.0361 *** (7.22)	0.0123 *** (3.38)	0.0295 *** (5.97)
top	0.0000 (0.12)	0.0000 (0.04)	0.0000 (0.21)	-0.0000 (-0.51)
work	-0.0597 * (-1.91)	-0.2571 *** (-6.12)	-0.0543 * (-1.89)	-0.2207 *** (-5.62)
sgr	-0.0002 (-0.07)	-0.0008 (-0.27)	0.0009 (0.55)	0.0009 (0.40)
Constant	0.0041 (0.36)	0.0409 *** (3.26)	0.0016 (0.15)	0.0169 (1.15)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
区域	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.171	0.372	0.181	0.403

注:括号内的数字为 *t* 值,***、* 分别表示在 1%、10%的置信水平显著。

3.2.2 预期效益

本文一个可能受到质疑的地方在于,《中国制造 2025》作为提升企业活力、促进企业发展的重要措施,有可能这一政策推出之前就被企业预期到,进而提前改变企业内部资源配置,影响生产率。这种预期效应也会对研究结果造成严重干扰。为了排除这一影响,本文借鉴 Cherniwchan(2017)的方法,删除政策推行前一年(2014)的数据,由表 4 列(1)、(2)可知,treat×post 系数仍显著为正,不支持预期效应假设。

表 4 《中国制造 2025》与企业生产率:预期效应

变量	(1) TFP1	(2) TFP2
treat×post	0.1046 *** (4.10)	0.1980 *** (5.35)
size	-0.0003 (-0.59)	-0.0003 (-0.52)
sales	0.0176 *** (14.52)	-0.0008 (-0.47)

续表

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
mm	-0.1191 *** (-11.26)	-0.2877 *** (-20.28)
CFO	0.0126 *** (3.44)	0.0353 *** (7.16)
top	0.0000 (0.06)	-0.0000 (-0.04)
work	-0.0635 ** (-2.11)	-0.2511 *** (-6.23)
sgr	0.0002 (0.13)	-0.0001 (-0.03)
Constant	0.0055 (0.50)	0.0381 *** (2.59)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
R ²	0.165	0.375

注：括号内的数字为 t 值，***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

3.2.3 反向因果关系

本文另外一个容易受到质疑之处是，如果《中国制造 2025》的颁布会受到各省区上市公司平均生产率水平的影响，那么《中国制造 2025》相对于企业生产率就是内生的，从而导致本文的研究结论存在误差。为了缓解反向因果问题的干扰，借鉴 Jiang et al. (2016)，通过以下模型估计地区层面的上市公司平均生产率是否能够预测《中国制造 2025》的推出：

$$\text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{TFP_m}_{m,t-1} + \alpha_k \text{controls}_{m,t} + \mu_t + \theta_m + \varepsilon_{m,t} \quad (3)$$

其中， $\text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t}$ 为被解释变量，各省区的生产率水平均值 ($\text{TFP_m}_{m,t-1}$) 为解释量，用两个指标衡量，分别是以 LP 方法计算的各省区上市公司生产率水平均值 ($\text{TFP_m1}_{m,t-1}$) 与以 ACF 方法计算的各省区上市公司生产率水平均值 ($\text{TFP_m2}_{m,t-1}$)。控制变量包括区域经济增长率 ($\text{gdpgr}_{m,t}$)、区域通货膨胀率 ($\text{f}_{m,t}$)、区域研发投资的自然对数 ($\text{R\&D}_{m,t}$)、区域人口的自然对数 ($\text{population}_{m,t}$)，同时加入了年份虚拟变量 (μ_t) 和区域虚拟变量 (θ_m)。表 5 列 (1)、(2) 的 probit 回归结果表明， $t-1$ 期的生产率均值未对《中国制造 2025》的推行产生预测作用，这一结果在一定程度上排除了反向因果问题。

此外，借鉴 Ramalingegowda and Yu (2012)，在模型 (1) 中加入滞后期和未来期的 $\text{treat} \times \text{post}$ ，以直接考察《中国制造 2025》与企业生产率之间是否存在反向

因果关系。如果真的存在企业生产率影响《中国制造 2025》实施的话,那么应该观察到未来期的 $treat \times post$ 与当期的企业生产率之间存在相关关系。表 5 列 (3)、(4) 的回归结果表明,当本文在模型中同时加入当期、滞后一期和未来一期的 $treat \times post$ 时,只有当期的 $treat \times post$ 显著为正。

表 5 《中国制造 2025》与企业生产率:排除反向因果关系

变量	(1)	(2)	变量	(3)	(4)
	$treat \times post$	$treat \times post$		TFP1	TFP2
L. TFP-m1	0.0126 (0.51)		F. $treat \times post$	0.0015 (0.71)	0.0021 (0.88)
L. TFP-m2		0.0145 (1.12)	$treat \times post$	0.1052 ** (2.37)	0.2095 ** (2.49)
gdpgr	0.1139 *** (4.56)	0.1142 *** (4.73)	L. $treat \times post$	0.0022 (0.87)	0.0084 (1.25)
f	-0.6215 *** (-7.12)	-0.7006 *** (-7.45)	size	-0.0006 (-1.58)	-0.0009 (-1.53)
R&D	0.0092 ** (2.43)	0.0079 ** (2.37)	sales	0.0188 *** (15.87)	-0.0004 (-0.24)
population	1.1245 *** (17.87)	1.3401 *** (19.08)	mm	-0.1073 *** (-11.22)	-0.2702 *** (-20.44)
			CFO	0.0185 *** (5.49)	0.0439 *** (9.43)
			top	0.0000 (1.23)	0.0000 (0.94)
			work	-0.0192 (-0.70)	-0.1937 *** (-5.11)
			sgr	-0.0010 (-0.60)	-0.0017 (-0.79)
Constant	-0.0756 *** (-3.09)	-0.0822 *** (-3.33)	Constant	-0.0009 (-0.09)	0.0307 ** (2.13)
年份	Yes	Yes	年份	Yes	Yes
行业	No	No	行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes	区域	Yes	Yes
R^2	0.561	0.552	R^2	0.320	0.491

注:括号内的数字为 t 值,***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

3.2.4 采用倾向得分匹配法重新估计

这一部分,利用倾向得分匹配法重新选择控制组,然后再对基本假说作出检验。本文将《中国制造 2025》概念股企业与非概念股企业作为筛选样本,对《中国制造 2025》概念股企业进行匹配。具体而言,采用如下方法:首先,将样

本数据随机化,估计出一个 Logit 回归模型,当企业为《中国制造 2025》概念股企业时则取值为 1,否则为 0。其中,我们选择的匹配变量为企业规模($\text{sales}_{i,t}$)、企业销售业绩($\text{sales}_{i,t}$)、企业管理费用($\text{mm}_{i,t}$)、企业经营现金流($\text{work}_{i,t}$)、股权集中度($\text{work}_{i,t}$)、企业劳动密集度($\text{work}_{i,t}$)、销售额增长率(sgri,t)等计量模型(1)中的控制变量;其次,计算出倾向分值,并使用最近比邻法寻找公司特征最匹配的非试点公司;最后,重新对基本问题做出估计,结论与基准结果保持一致。

表 6 《中国制造 2025》与企业生产率:PSM-DID 估计结果

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
treat $\times$ post	0.1046 *** (4.11)	0.2081 *** (5.35)
size	-0.0003 (-0.59)	-0.0003 (-0.52)
sales	0.0176 *** (14.54)	-0.0008 (-0.47)
mm	-0.1190 *** (-11.27)	-0.2876 *** (-20.30)
CFO	0.0126 *** (3.43)	0.0353 *** (7.16)
top	0.0000 (0.08)	-0.0000 (-0.03)
work	-0.0636 ** (-2.12)	-0.2512 *** (-6.24)
sgr	0.0002 (0.11)	-0.0001 (-0.05)
Constant	0.0055 (0.50)	0.0381 *** (2.77)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
R^2	0.165	0.375

注:括号内的数字为 t 值,***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

3.2.5 可证伪检验

本文同时进行如下检验:将样本替换为非政策扶持样本。由于《中国制造 2025》主要针对制造业,因此农业和服务业将不会受到影响,否则可能是其他因素在发挥作用。具体而言,如果某一属于农业和服务业,则 $\text{sales}_{i,t}$ 取值为 1,否则取值为 0。 $\text{sales}_{i,t}$ 依然为时间虚拟变量,当样本区间处于政策颁布之后,则取

值为 1,否则为 0。表 7 列(1)、(2)报告了这一文件对农业和服务业生产率的回归结果,由表中可知,treat×post 的系数不显著。

表 7 《中国制造 2025》与企业生产率:可证伪检验

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
treat×post	0.0041 (0.85)	0.0102 (1.30)
size	-0.0002 (-0.52)	-0.0003 (-0.43)
sales	0.0176 *** (14.57)	-0.0008 (-0.47)
mm	-0.1181 *** (-11.20)	-0.2861 *** (-20.24)
CFO	0.0126 *** (3.44)	0.0353 *** (7.19)
top	0.0000 (0.11)	0.0000 (0.01)
work	-0.0628 ** (-2.10)	-0.2499 *** (-6.23)
sgr	-0.0001 (-0.04)	-0.0006 (-0.23)
Constant	0.0041 (0.37)	0.0357 ** (2.43)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
R ²	0.169	0.380

注:括号内的数字为 *t* 值,***、** 分别表示在 1%、5%的置信水平显著。

3.2.6 随机定义处理组与控制组

为进一步减少宏观因素的干扰,本文将样本随机分为处理组与控制组。表 8 报告了回归结果,可以发现 treat×post 的系数并不显著,表明随机指定在《中国制造 2025》后企业生产率的变化并不存在显著差异。

表 8 《中国制造 2025》与企业生产率:随机定义处理组与控制组

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP1
treat×post	0.1014 (0.94)	0.1739 (1.44)

续表

变量	(1) TFP1	(2) TFP1
size	-0.0000 (-0.07)	0.0005 (0.74)
sales	0.0184 *** (16.84)	0.0054 *** (2.82)
mm	-0.1519 *** (-20.89)	-0.4079 *** (-11.52)
CFO	0.0127 *** (4.38)	0.0370 *** (2.73)
top	0.0000 (0.43)	0.0000 (0.47)
work	-0.0225 (-0.99)	-0.1762 *** (-2.96)
sgr	0.0012 (0.78)	0.0003 (0.15)
Constant	-0.0220 (-1.16)	-0.0639 *** (-3.10)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
Observations	2117	2117
R ²	0.504	0.676

注：括号内的数字为 *t* 值，*** 表示在 1% 的置信水平显著。

4 机制检验

以上分析主要论证了《中国制造 2025》与企业生产率的因果关系。接下来的疑问是,《中国制造 2025》真的通过资源效应与竞争效应两个传导机制,对企业生产率起到促进作用吗? 接下来,本文将检验这两个机制。

4.1 对资源效应的检验

为实现《中国制造 2025》的发展目标,政府会给予企业大量资源,其中就包括税收减免、财政补贴以及信贷优惠,这些资源会在很大程度上缓解融资约束,进而缓解现金流不确定性对企业创新活动的冲击,由此推动生产率的进步。

本文从实际税率(ETR)、财政补贴(subsidy)、长期贷款增量(dlt)三个角度衡量企业获得的资源。其中,实际税率 $ETR = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) /$

(调整的税前会计利润-递延所得税费用/名义税率), 财政补贴 $\text{subsidy} = \text{政府补贴} / \text{营业收入}$ 、长期贷款增量 $\text{dlt} = (\text{当期长期贷款} - \text{上一期长期贷款}) / \text{企业总资产}$ 衡量。同时, 为了更好地缓解遗漏变量以及反向因果的影响, 本文借鉴 Brogaard et al. (2017) 的方法, 只保留政策推行前后各一年的数据, 即 2014—2016 年的样本。表 9 的 panel A 列示了《中国制造 2025》对企业税率、财政补贴以及信贷优惠影响的单变量双重差分检验结果, 表中 before 表示在《中国制造 2025》实施之前, Post 表示在《中国制造 2025》实施以后。Panel A 的结果反映, 在 2015 年实施《中国制造 2025》后, 受政策扶持的企业税率显著降低, 财政补贴和信贷优惠显著增加。可见, 相较于非政策扶持的企业, 《中国制造 2025》的实施使得受政策扶持的企业获得了更大的资源优势。

表 9 《中国制造 2025》与企业生产率: 对资源效应的检验

Panel A						
变量	treat		control		DID	
	Before	After	Before	After		
ETR	0.221	0.176	0.223	0.220	-0.042 ***	
subsidy	0.006	0.014	0.005	0.006	0.007 ***	
dlt	0.006	0.011	0.006	0.007	0.004 ***	
Panel B						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ΔTFP1	ΔTFP2	ΔTFP1	ΔTFP2	ΔTFP1	ΔTFP2
ΔETR	-0.0116 *** (-4.17)	-0.0208 *** (-5.57)				
$\Delta\text{subsidy}$			0.0123 *** (5.16)	0.0140 *** (4.53)		
Δdlt					0.0030 *** (4.97)	0.0033 *** (4.13)
Δsize	0.0008 (1.43)	0.0014 ** (2.13)	-0.0120 *** (-31.09)	-0.0136 *** (-23.44)	-0.0004 (-0.83)	-0.0005 (-0.78)
Δsales	0.0173 *** (8.66)	-0.0011 (-0.72)	0.0099 *** (12.38)	-0.0087 *** (-7.20)	0.0180 *** (14.53)	-0.0010 (-0.62)
Δmm	-0.1180 *** (-5.96)	-0.2890 *** (-20.98)	-0.0700 *** (-9.38)	-0.2665 *** (-23.83)	-0.1300 *** (-12.12)	-0.3047 *** (-21.10)
ΔCFO	0.0090 (1.21)	0.0293 *** (5.84)	-0.0025 (-0.95)	0.0033 (0.83)	0.0128 *** (3.42)	0.0353 *** (7.03)
Δtop	-0.0000 (-0.15)	-0.0000 (-0.51)	-0.0000 (-0.33)	-0.0000 (-0.47)	0.0000 (0.05)	-0.0000 (-0.13)
Δwork	-0.0668 * (-1.79)	-0.2637 *** (-6.68)	-0.0102 (-0.53)	-0.1670 *** (-5.75)	-0.0854 *** (-2.77)	-0.2909 *** (-7.00)

续表

Panel B						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$
Δsgr	0.0022 (1.38)	0.0024 (1.02)	0.0002 (0.16)	-0.0008 (-0.47)	0.0004 (0.22)	0.0003 (0.12)
Constant	-0.0106 (-0.82)	0.0107 (0.70)	0.0520*** (7.24)	0.0840*** (7.81)	0.0122 (1.09)	0.0459*** (3.04)
R^2	0.175	0.387	0.656	0.679	0.171	0.373

注：括号内的数字为 t 值，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平显著。

接下来,本文以生产率的一阶差分作为因变量($\Delta TFP1$ 与 $\Delta TFP2$),因为有效税率、财政补贴以及信贷优惠可能存在多重共线性,因此我们以三个变量的一阶差分作为自变量进行回归。此外,控制变量也取一阶差分。表 9 的 panel B 列示了企业税率(ΔETR)、财政补贴($\Delta subsidy$)以及信贷优惠(Δdlt)对生产率($\Delta TFP1$ 与 $\Delta TFP2$)影响的检验结果。由表中可知, ΔETR 的系数显著为负,而 $\Delta subsidy$ 、 Δdlt 显著为正,表明税率的提高不利于生产率的提升,而财政补贴和信贷优惠有利于生产率的提升。综合 panel A 和 panel B 的检验结果可以看出,《中国制造 2025》所带来的资源优势(更低的税率、更多的财政补贴以及更多的信贷优惠)显著促进了企业生产率的提高。

4.2 对竞争效应的检验

《中国制造 2025》明确进一步扩大制造业对外开放。这一措施无疑会改变行业内企业的竞争压力。一方面,在这样的环境下,企业管理者自然有动机通过技术创新或者组织变革等措施提高企业生产率(Schmidt, 1997; 简泽和段永瑞, 2012); 另一方面,Willig(1987)的研究表明,市场竞争越激烈,产品的需求弹性就越强,此时企业管理者面临的业绩压力就非常大,在技术创新和组织改革方面稍有懈怠,就可能失去大量市场份额。

本文利用两个指标衡量企业面临的市场竞争,第一个指标为赫芬达尔指数(Com1),第二个指标为市场集中度比率(Com2),这两个指标越大,意味着企业的垄断地位越高。因此,这两个指标均与企业面临的竞争压力成反比。表 10 的 Panel A 列示了《中国制造 2025》对市场竞争影响的单变量双重差分检验结果。Panel A 的结果反映,在 2015 年实施《中国制造 2025》后,受政策扶持的企业垄断优势有所丧失,所面临的市场竞争压力明显加大。

接下来,本文以生产率的一阶差分作为因变量,并分别以 Com1、Com2 的一阶差分作为自变量进行回归。表 10 的 Panel B 列示了两个竞争压力指数对生产率影响的检验结果。由表中可知, $\Delta Com1$ 、 $\Delta Com2$ 均显著为负,表明企业的垄

断优势越大,越不利于生产率的提高。综合 Panel A 和 Panel B 的检验结果可以看出,《中国制造 2025》所带来的竞争效应显著促进了企业生产率的提高。

表 10 《中国制造 2025》与企业生产率:对竞争效应的检验

Panel A					
变量	treat		control		DID
	Before	After	Before	After	
Com1	0.185	0.167	0.192	0.195	-0.021 ***
Com2	0.703	0.609	0.821	0.793	-0.066 ***

Panel B				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$
$\Delta Com1$	-0.0039 * (-1.79)	-0.0092 *** (-3.24)		
$\Delta Com2$			-0.0022 *** (-2.94)	-0.0047 * (-1.76)
$\Delta size$	-0.0002 (-0.36)	-0.0001 (-0.23)	-0.0004 (-0.72)	-0.0005 (-0.86)
$\Delta sales$	0.0175 *** (8.67)	-0.0008 (-0.50)	0.0173 *** (8.55)	-0.0013 (-0.80)
Δmm	-0.1265 *** (-6.33)	-0.3017 *** (-21.32)	-0.1249 *** (-6.15)	-0.2980 *** (-21.02)
ΔCFO	0.0136 * (1.89)	0.0375 *** (7.53)	0.0126 * (1.75)	0.0353 *** (7.09)
Δtop	-0.0000 (-0.00)	-0.0000 (-0.14)	0.0000 (0.01)	-0.0000 (-0.11)
$\Delta work$	-0.0671 * (-1.73)	-0.2556 *** (-6.31)	-0.0742 * (-1.89)	-0.2713 *** (-6.64)
Δsgr	0.0004 (0.24)	0.0003 (0.12)	0.0003 (0.19)	0.0002 (0.07)
Constant	0.0049 (0.39)	0.0363 ** (2.45)	0.0089 (0.74)	0.0451 *** (2.93)
R^2	0.158	0.368	0.156	0.365

注:括号内的数字为 t 值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

5 结论

本文以 2015 年推行的《中国制造 2025》作为“准自然实验”,并以 2011—2018 年 A 股制造业上市公司数据作为研究样本,考察产业政策对企业生产率的因果影响。

理论而言,一方面,《中国制造2025》使得受政策扶持企业获得大量资源,其中就包括税收减免、财政补贴以及信贷优惠,这些资源会在很大程度上缓解融资约束,进而缓解现金流不确定性对企业创新活动的冲击,进而推动生产率的进步;同时,《中国制造2025》明确规定要放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放。这一措施无疑会使得市场竞争更加激烈,进而使得企业为了争取更大的市场份额而努力提升生产率水平。另一方面,产业政策可能会在一定程度上诱导企业与政府建立寻租关系,由此导致经理人忽视创新研发。同时,产业政策可能助长企业短期投资冲动,由此造成了企业过度投资问题,使得用于研发的资源减少,由此抑制了企业生产率的提升。因此,在产业政策的扶持之下,企业可能缺乏技术创新的激励,由此进一步抑制企业生产率。可见,《中国制造2025》对于企业生产率的影响难以直接预期,需要定量考察。本文的研究结果显示,《中国制造2025》促进了企业生产率的提升,在有效缓解共同趋势效应、预期效应、自选择问题以及反向因果关系的影响后,这一结论依然成立。进一步地,在对作用机制的考察中发现,《中国制造2025》主要通过资源效应(税收减免、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应对企业生产率产生促进效应。本文的研究结果意味着,产业政策作为发展中国家赶超发达国家的重要干预措施在中国仍然具有很大的实施空间。

本文比较深入地探讨了《中国制造2025》对企业生产率的影响及其作用机制,证实了产业政策的实施确实会有效提升企业生产率。本文的研究有利于丰富企业生产率影响因素的相关文献,也有利于深化对产业政策经济后果的认识。不仅如此,本文的研究还具有以下政策内涵:首先,各级政府应该充分意识到产业政策在企业生产率变革中发挥的重要作用,进而有效利用产业政策推动生产率进步,由此为中国经济实现高质量发展奠定重要的微观基础;其次,本文的研究结论还表明,资源效应和竞争效应是《中国制造2025》影响企业生产率的重要机制,因此,政府应该制定差异化的产业政策,对缺乏资源以及缺乏良性竞争环境的企业给予更多倾向,由此全面激发不同企业的生产率,使产业政策的实施更有针对性,由此达到产业政策的实体经济振兴目标。当然,在具体的政策实践中,需要慎重对待本文的结论,本文的分析还具有一定局限性。首先,本文主要关注《中国制造2025》对企业生产率的影响,而其他的产业政策如何影响企业生产率还有待更深入的研究;其次,产业政策对企业行为的影响往往是多元的,例如对企业投资效率、创新研发、产能利用率等的影响。因此,有效评估《中国制造2025》的其他经济后果也是十分必要的。

参考文献

简泽,段永瑞. 2012. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. 管理世界,

(8): 15-29.

Jian Z, Duan Y R. 2012. Enterprise heterogeneity, competition and convergence of total factor productivity [J]. *Journal of Management World*, (8): 15-29. (in Chinese)

李骏, 刘洪伟, 万君宝. 2017. 产业政策对全要素生产率的影响研究——基于竞争性与公平性视角[J]. 产业经济研究, (4): 115-126.

Li J, Liu H W, Wan J B. 2017. The impact of industrial policy on total factor productivity: Based on the perspective of competition and fairness [J]. *Industrial Economics Research*, (4): 115-126. (in Chinese)

林毅夫, 向为, 余淼杰. 2018. 区域型产业政策与企业生产率[J]. 经济学(季刊), 17(2): 781-800.

Lin Y F, Xiang W, Yu M J. 2018. Place-based industrial policy and firm productivity[J]. *China Economics Quarterly*, 17(2): 781-800. (in Chinese)

刘啟仁, 赵灿, 黄建忠. 2019. 税收优惠、供给侧改革与企业投资[J]. 管理世界, 35(1): 78-96, 114.

Liu Q R, Zhao C, Huang J Z. 2019. Tax preference, supply side reform and enterprise investment[J]. *Journal of Management World*, 35(1): 78-96, 114. (in Chinese)

任曙明, 吕镭. 2014. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, (11): 10-23.

Ren S M, Lv Z. 2014. The financial constraints, the government subsidies and the factor productivity: A case Study on the equipment-manufacturing enterprises in China[J]. *Journal of Management World*, (11): 10-23. (in Chinese)

申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 2016. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究[J]. 经济研究, 51(11): 70-82.

Shen G J, Chen B K, Yang R D. 2016. Can tax-reduction boost economy in China? —An empirical study Based on China's value-added tax reform [J]. *Economic Research Journal*, 51(11): 70-82. (in Chinese)

王克敏, 刘静, 李晓溪. 2017. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. 管理世界, (3): 113-124, 145.

Wang K M, Liu J, Li X X. 2017. Industrial policy, government support and corporate investment efficiency[J]. *Journal of Management World*, (3): 113-124, 145. (in Chinese)

余明桂, 回雅甫, 潘红波. 2010. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. 经济研究, 45(3): 65-77.

Yu M G, Hui Y F, Pan H B. 2010. Political connections, rent seeking, and the

- fiscal subsidy efficiency of local governments[J]. *Economic Research Journal*, 45(3): 65-77. (in Chinese)
- 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 2016. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, (12): 5-22.
- Yu M G, Fan R, Zhong H J. 2016. Chinese industrial policy and corporate technological innovation[J]. *China Industrial Economics*, (12): 5-22. (in Chinese)
- 张莉, 朱光顺, 李世刚, 等. 2019. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. 管理世界, 35(3): 114-126.
- Zhang L, Zhu G S, Li S G, et al. 2019. Market environment, key industrial policies and enterprise productivity differences[J]. *Journal of Management World*, 35(3): 114-126. (in Chinese)
- 郑宝红, 张兆国. 2018. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, (5): 13-20.
- Zheng B H, Zhang Z G. 2018. Does decrease of enterprise income tax rate affect total factor productivity? —Empirical evidence of Chinese listed companies [J]. *Accounting Research*, (5): 13-20. (in Chinese)
- Aghion P, Griffith R. 2008. *Competition and growth: Reconciling theory and evidence* [M]. Cambridge: MIT Press.
- Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. 2015. Industrial policy and competition[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(4): 1-32.
- Alder S, Shao L, Zilibotti F. 2016. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. *Journal of Economic Growth*, 21(4): 305-349.
- Ayyagari M, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. 2010. Formal versus informal finance: Evidence from China[J]. *The Review of Financial Studies*, 23(8): 3048-3097.
- Brogaard J, Li D, Xia Y. 2017. Stock Liquidity and Default Risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 124(3): 486-502.
- Cherniwchan J. 2017. Trade liberalization and the environment: Evidence from NAFTA and U. S. manufacturing[J]. *Journal of International Economics*, 105: 130-149.
- Claessens S, Feijen E, Laeven L. 2008. Political connections and preferential access to finance: The role of campaign contributions[J]. *Journal of Financial Economics*, 88(3): 554-580.
- Gatti R, Love I. 2008. Does access to credit improve productivity? Evidence from Bulgaria[J]. *The Economics of Transition*, 16(3): 445-465.
- Jiang L L, Levine R, Lin C. 2016. Competition and bank opacity[J]. *The Review of Financial Studies*, 29(7): 1911-1942.
- Moser P, Voena A. 2010. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the

- enemy act[J]. *American Economic Review*, 102(1): 396-427.
- Nickell S J. 1996. Competition and corporate performance[J]. *Journal of Political Economy*, 104(4): 724-746.
- Ramalingegowda S, Yu Y. 2012. Institutional ownership and conservatism[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1/2): 98-114.
- Schmidt K M. 1997. Managerial incentives and product market competition[J]. *The Review of Economic Studies*, 64(2): 191-213.
- Vickers J. 1995. Concepts of competition[J]. *Oxford Economic Papers*, 47(1): 1-23.
- Willig R D. 1987. Corporate Governance and Market Structure[M]//Razin A, Sadka E. *Economic Policy in Theory and Practice*. London: Palgrave Macmillan.

The “Made in China 2025” Plan and Firm Productivity

Lingyun Pan

(School of Accounting, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract The report of the Nineteenth National Congress of the Party clearly pointed out that the Chinese economy has entered a new stage of high-quality development. In this new stage, improving the enterprise's total factor productivity is undoubtedly an important foundation for boosting the real economy and achieving high-quality development. This article uses “Made in China 2025” issued in 2015 as a “quasi-natural experiment”, and uses 2011—2018 A-share manufacturing listed company data as a research sample to examine the causal relationship between industrial policy and enterprise productivity. The empirical results show that: “Made in China 2025” has effectively promoted the improvement of enterprise productivity. After effectively excluding common trends, expected effects, self-selection problems, and reverse causal problems, this conclusion is still stable; “Made in China 2025” mainly improves enterprise productivity through resource effects (tax relief, financial subsidies, credit preferences) and competition effects. The research in this paper is helpful to understand the micro-mechanism of industrial policy influencing corporate behavior, and has important implications for the government to use industrial policy to boost the real economy.

JEL Classification E24, L25, O25