

产业政策对企业技术效率的异质性影响研究

——基于中国制造业上市公司的实证检验

张超林 王连军 袁立华

(湖南工商大学 财政金融学院, 湖南 长沙 410205)

摘要:以“十一五规划”“十二五规划”期间中国制造业上市公司为研究样本,从企业技术效率角度出发,对产业政策的实施效果进行了评估。研究发现,不论是一般鼓励产业政策,还是重点鼓励产业政策,都对企业技术效率的提升产生了促进作用。进一步的异质性分析发现,产业政策对企业技术效率的影响在低代理成本企业中显著为正,在高代理成本企业中并不显著。该结果表明,企业内部治理机制及代理问题是制约产业政策实施效果的重要因素。同时,内在机制检验表明,产业政策通过放松低代理成本企业受到的外部融资约束,促进了企业技术效率。此外还发现,相对于市场化程度较高的地区,产业政策显著促进了市场化程度较低地区的企业技术效率。研究结果意味着产业政策对企业技术效率的影响存在着显著的异质性差别,产业政策的实施效果依赖于企业的内部治理机制、融资约束程度以及所处地区的市场化程度。

关键词:产业政策; 技术效率; 代理成本; 融资约束; 市场化程度; 异质性

中图分类号: F276 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)05-0039-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.05.004

一、引言

改革开放以来,我国经济发展取得了巨大进步,但经济发展过程中仍然存在两个问题:第一,经济增长以粗放型增长为主,不少产业仍属于资源消耗型和中低端制造业;第二,近年来,由于出口、投资下降和国内消费的不景气,导致我国经济出现了下行趋势。为实现经济可持续发展和跨越中等收入陷阱,有必要继续推进产业结构转型升级和挖掘新的经济增长潜力。从产业结构转型升级来看,主要取决于技术创新与技术进步。从长期经济增长来看,主要取决于生产要素的投入和全要素生产率,后者又取决于资源配置效率和企业技术效率。可以说,企业技术效率的提升对我国产业结构升级和长期经济增长至关重要。

我国经济发展和市场化、全球化趋势密切相关,同时也离不开政府政策的积极引导。产业政策是政府的重要政策手段之一。我国经济由计划经济转轨而来,政府通过产业政策进行干预的特点非常明显:中央政府每隔五年就会制定和颁布“五年规划”,通过产业政策对不同产业进行规划布局;地方政府则依据中央政策,出台各种地方性产业政策措施。一个很重要的问题是,政府产业政策的干

收稿日期:2019-04-18; 修回日期:2019-07-17

作者简介:张超林(1981—),男,湖南邵阳人,金融学博士,湖南工商大学财政金融学院讲师,研究方向为公司金融与资本市场;王连军(1976—),男,天津人,金融学博士,湖南工商大学财政金融学院讲师,研究方向为货币银行学与公司金融;袁立华(1969—),男,湖南邵阳人,湖南工商大学财政金融学院副教授,研究方向为宏观经济。

基金项目:国家社会科学基金项目(18BJY228);湖南省教育厅优秀青年项目(18B330)

预和引导是否能够帮助企业提高技术效率?或者,产业政策对企业技术效率的影响效果是否依赖于某些约束条件?对这些问题的回答,有助于深化理解产业政策的实施效果,同时也关系到我国产业结构升级和长期经济增长。

目前,鲜有文献直接研究产业政策对企业技术效率的影响。本文根据中央政府发布的“十一五”规划和“十二五”规划文件构建产业政策指标,对该问题进行了研究。本文认为,产业政策对企业技术效率同时存在正面效应和负面效应。正面效应包括缓解企业融资约束、解决创新活动外部性、强化市场竞争产生激励效应以及推动兼并重组优化资源配置等,负面效应包括加剧过度投资、造成企业寻租浪费资源、引发投资潮涌现象造成产能过剩以及贸易保护与限制竞争催生僵尸企业等。产业政策对企业技术效率的实际影响效果如何,有待于进行实证检验。

本文的研究贡献包括两点:第一,丰富了有关企业技术效率影响因素的研究。目前对该问题主要集中在公司治理机制和融资约束视角,鲜有文献从宏观经济政策的角度进行研究。本文从产业政策出发,为企业技术效率的影响因素提供了一定的新证据。第二,本文从企业技术效率角度出发,对产业政策的实施效果进行了评估,并进一步区分了产业政策对企业技术效率影响的异质性,研究结果表明,产业政策的实施效果依赖于企业内部治理机制、外部融资约束程度与所处地区的市场化程度。

二、文献回顾与研究假设

(一) 产业政策的实施效果评价

关于产业政策实施效果评估的文献和本文相关的是有关产业政策对企业创新以及全要素生产率影响的研究。多数研究都表明产业政策能够促进企业技术创新^[1-4],但也有研究发现产业政策仅仅激励了企业创新产出数量,而非创新质量^[5]。关于产业政策对企业全要素生产率的影响研究得到的结论差别较大。Aghion *et al.*^[6]利用中国工业企业数据库进行检验,研究发现产业政策能够提升企业全要素生产率。孙早和席建成^[7]发现,产业政策对企业全要素生产率的提升能够产生推动作用,当市场化程度越低时,产业政策的促进作用就越小。韩永辉等^[8]得到的结论类似,他们发现产业政策对市场化程度较高地区的企业全要素生产率的促进作用更为显著。李骏等^[9]研究发现,低息贷款政策能够促进企业全要素生产率的提升,政府补助与税收优惠政策仅对非国有企业全要素生产率产生显著的正向影响。与上述研究不同,舒锐^[10]研究表明,我国研发补贴和税收优惠政策并未带来企业生产率的提高;邵敏和包群^[11]研究发现,政府补助激励企业为寻求补贴进行生产,造成资本配置效率下降,从而使得企业全要素生产率下降;胡凯和吴清^[12]研究表明,R&D税收激励产业政策对企业全要素生产率并没有提升作用;钱雪松等^[13]使用双重差分法考察发现,产业振兴规划导致企业全要素生产率显著下降。上述文献所得到的结论之所以不尽相同,原因在于:第一,研究的约束条件存在差异,部分文献认为产业政策之所以能够发挥作用,根本原因是市场的不完善^[6,14],部分文献则发现政府政策能够发挥其积极作用,是建立在一定的市场效率基础上的^[15];第二,不同所有制性质企业受到产业政策的影响效果存在差异;此外,对于产业政策的界定不同也可能造成研究结论的差异。例如,钱雪松等^[13]只考察了2009年十大产业振兴规划作为产业政策的研究范畴,不具有普遍性。本文和前期文献的不同表现在两点:第一,本文是从企业技术效率角度对产业政策的实施效果进行评估,目前尚未见到有该视角的研究;第二,本文从企业代理成本和融资约束角度区分了异质性,鲜有文献考察这两种企业特征对产业政策实施效果产生的异质性影响。本文的研究视角和研究结论与前期文献相比均存在显著差异。

(二) 企业技术效率的影响因素

和本文相关的另一部分文献是有关企业技术效率的影响因素研究。学界关于企业技术效率影响因素的探讨主要包括公司治理机制、政府资助、融资约束、创新模式等方面。孙兆斌^[16]发现股权集中度、控股股东持股比例与企业技术效率具有显著正向关系,股权制衡度则相反。张铭慎和曾铮^[17]研究表明,国有股比例与企业技术效率呈现倒U型关系,国有股比例较高时,国有股的增加会

降低企业技术效率。白俊红和李婧^[18]研究发现,政府研发资助能促进企业技术创新效率的提升,且企业自身研发投入增加有助于企业吸收政府的研发资助。陈海强等^[19]发现融资约束抑制了企业技术效率的提高,且相对于国有企业,融资约束的缓解对于民营企业技术效率的促进作用更为显著。吴延兵和米增渝^[20]研究发现,在中国经济转型期,合作创新企业的技术效率优于模仿企业和独立创新企业。由上述文献可知,现有文献很少从政府政策角度对企业技术效率的影响因素问题进行研究。本文从产业政策视角进行研究,在一定程度上填补了该空白。

(三) 研究假设的提出

本文认为,产业政策的实施对企业技术效率既存在正向促进作用,也存在负向抑制作用。

(1) 产业政策对企业技术效率的促进作用。第一,融资约束的缓解效应。产业政策能够通过信贷优惠、税收减免、财政补贴等方式缓解企业面临的外部融资约束,为企业进行技术升级改造提供资金支持,有利于企业更好地进行内部资源整合,从而提高企业技术效率。第二,解决企业创新活动的外部性问题。创新活动的信息可能会外溢,出现外部性问题,产业政策能为创新企业提供足够的信息,指导其未来的创新活动,从而有助于提高企业创新投入^[14]。大量文献均表明产业政策能够促进企业技术创新^[14]。第三,市场竞争加剧的激励效应。政府可能会放松对市场准入限制来鼓励产业的发展,使得更多的企业能够进入,从而增强被鼓励行业的市场竞争度^[1]。市场竞争度的加剧能激励企业提高生产效率,甚至加大研发投入,提升企业技术效率。第四,企业兼并重组的推动效应。产业政策有助于推动企业进行兼并重组,在淘汰落后产能的时候,促使生产要素资源从低效率企业向高效率企业转移,改善企业资本配置效率并提升企业技术效率^[13]。

(2) 产业政策对企业技术效率的抑制作用。第一,加剧企业过度投资。根据自由现金流和代理理论,企业存在充裕的自由现金流时,经理人有过度投资的倾向^[21]。产业政策放松了企业的融资约束,使得企业获得更多资金,如果企业代理问题严重,则容易引起企业的过度投资,从而损害企业内部资源配置,降低企业技术效率。江飞涛和李晓萍^[22]研究表明,产业政策容易导致过度投资,进而降低了资源配置效率。第二,导致企业寻租,造成资源浪费。产业政策容易造成市场对资源配置机制的扭曲并带来寻租空间^[23]。企业为获得政府的产业政策支持,有可能向政府官员输送利益,导致部分资源从生产性领域流出,从而降低企业生产效率。第三,引发产业潮涌现象。产业政策的实施吸引更多企业进入相关产业,在加剧竞争的同时,也容易引起产能过剩。程俊杰^[24]、杨继东和罗路宝^[25]认为产业政策是导致产能过剩的重要原因。产能过剩使得企业产品滞销,损害企业的经营绩效,影响企业进行技术升级和改造。第四,贸易保护与限制竞争导致僵尸企业的大量存在。产业政策保护了部分竞争力偏弱的行业,也使得很多常年亏损的企业依靠政府补贴苟延残喘,成为僵尸企业。这些企业缺乏资金和能力进行技术升级改造。

由以上分析可知,产业政策的实施对企业技术效率存在正反两方面的影响。那么,我国产业政策实施的实际效果到底如何?要回答该问题,一方面需要通过现实数据进行实证检验,另一方面也有必要区分企业的异质性,考察产业政策的实施效果在不同特征的企业中存在何种差异。本文主要关注代理成本和融资约束所引起的异质性影响。

受到产业政策支持的企业在获得政府补贴、税收减免、信贷优惠等政策红利之后,能否将这些资源转化成有效的生产性资源,进行有效的资源配置和产业技术改造升级,很大程度上取决于企业内部调配资源、整合资源的能力和效率,而这些和企业内部治理机制以及代理问题有着密切关系。企业在实际运营过程中面临着两类代理问题,第一类代理问题是经理人与股东之间的利益冲突,当第一类代理问题严重时,经理人倾向于追求个人的利益,从而损害股东的利益,特别是当企业内部自由现金流充足时,经理人往往有追求个人声誉、建造商业帝国的倾向,从而投资于净现值为负的项目,出现过度投资^[21, 26];第二类代理问题是大股东与中小股东之间的利益冲突,当第二类代理问题严重时,大股东会侵

占中小股东的利益,出现“掏空”行为^[27-28]。代理成本严重的企业在获得产业政策的支持之后,未必能对获取的资源进行很好的配置,第一类代理问题严重的企业则可能出现经理人盲目投资,造成过度投资的现象。第二类代理问题严重的企业可能会出现大股东进行“掏空”、攫取私人利益的现象。因此对于代理成本严重的企业来说,产业政策可能无法产生预期的正向效果。而代理成本小的企业内部治理机制更为合理,能够将有限的资源更为合理地进行配置,在放松融资约束的前提下,通过技术创新来提升企业的竞争力,同时通过兼并重组扩大生产规模、优化生产结构,促进企业技术效率的提升。

除企业内部治理机制外,企业提升技术效率的另一个重要约束条件是融资约束。技术效率的提高需要长期稳定的研发费用,企业在受到融资约束的情况下更加倾向将资金投入能够迅速产生回报的“短平快”项目,而不是周期长、不确定性高的研发项目,导致企业生产效率因得不到足够投入从而提升不足^[29]。陈海强等^[19]使用多种融资约束指标进行实证检验,研究表明企业面临的融资约束对技术效率的提高具有显著抑制作用。产业政策能够通过信贷优惠、税收减免、财政补贴等方式缓解企业面临的外部融资。陈冬华等^[30]研究发现,产业政策支持的行业,IPO融资额显著超过其他行业,股权再融资机会显著好于其他行业,长期银行借款显著高于其他行业。车嘉丽和薛瑞^[31]研究结果表明,产业政策激励能够缓解企业的融资约束。在企业内部治理机制完善的情况下,企业获得更多外部资金后,为企业进行技术改造提供了资金支持,有利于企业更好地进行内部资源整合,从而提高企业技术效率。当企业面临的融资约束程度较低时,产业政策所带来的增量资金则未必对企业技术效率的提升带来实际效果。

基于以上分析,本文提出以下假设:

假设 1a: 产业政策的实施对企业技术效率的提升具有促进作用。

假设 1b: 产业政策的实施对企业技术效率的提升具有抑制作用。

假设 2: 相比于高代理成本企业,产业政策对低代理成本企业技术效率的促进作用更为显著。

假设 3: 在低代理成本企业中,相比于低融资约束企业,产业政策对高融资约束企业技术效率的促进作用更为显著。

三、变量与数据

(一) 变量定义

1. 被解释变量: 企业技术效率(TE)

借鉴 Wang and Ho^[32]采用固定效应面板数据随机前沿模型估算企业技术效率。随机前沿模型通过在生产函数中设立一个复合误差项,从而实现将技术非效率因素和随机因素区分。模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

具体来说,考虑到生产要素边际产出递减以及劳动与资本两种要素之间的相互影响,建立包括生产要素一次项、平方项和交互项的超越对数前沿生产函数:

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 (\ln K_{it})^2 + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 \ln K_{it} \times \ln L_{it} + f_i + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

其中 Y 为企业年度产出变量,用税前利润总额、主营业务税金及其附加、财务费用与支付给职工以及为职工支付的现金之和; K 为固定资产净值; L 为劳动投入量,取年末职工总人数。 f_i 为企业固定效应; v_{it} 是一般误差项,服从正态分布; u_{it} 是技术非效率因素,服从截断型半正态分布,代表实际产出与最优产出之间的距离, u_{it} 越大,意味着技术非效率程度越大,企业技术效率水平越低。企业技术效率 TE 由下式计算得到:

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (4)$$

2. 解释变量: 产业政策(IP)

参照陈冬华等^[30]、余明桂等^[1],从国家发布的“十一五”规划和“十二五”规划文件中手工整理

选取一般鼓励和重点鼓励的行业,设置产业政策哑变量。具体而言,“五年规划”制定出不同产业的发展 and 结构调整目标,各地方政府及各职能部门在“五年规划”的指导下,相应出台各种纲领性产业政策和具体的产业政策。“五年规划”非常鲜明地体现了政府推行的“选择性产业政策”与“重点产业政策”的思想。借鉴前期文献,设置如下哑变量:如果“十一五”规划和“十二五”规划中提到“鼓励”、“支持”、“重点发展”或“大力发展”时,则认为该行业是一般鼓励行业,定义 $IP1$ 等于 1,其他为 0。如果“十一五”规划和“十二五”规划中提到“重点发展”或“大力发展”时,则认为该行业是重点鼓励行业,定义 $IP2$ 等于 1,其他为 0。

3. 调节变量

参考 Ang *et al.* [33]、姜付秀等 [34],使用管理费用率 ($Agency1$) 和资产周转率 ($Agency2$) 来衡量代理成本。其中,管理费用率等于管理费用与营业收入之比。管理费用率越高,表示企业代理成本越高。资产周转率等于营业收入除以总资产。资产周转率越高,表示代理成本越低。参考 Kaplan and Zingales [35]、李君平和徐龙炳 [36],使用 KZ 指数来衡量企业面临的外部融资约束。 KZ 指数越大,表示企业受到的融资约束程度越高。

4. 控制变量

参考陈海强等 [19],选取的控制变量包括:企业规模 ($Size$)、财务杠杆 (Lev)、企业成立年限 (Age)、股权集中度 (Con)、机构投资者持股比例 ($Inst$)、企业产权性质 ($Nature$)。其中,前三个变量在一定程度上能够反映企业的融资约束和财务状况,后三个变量用来刻画企业股权结构,一定程度上能够反映企业的内部治理水平,这些变量均会对企业技术效率产生影响。变量的定义与计算方法见表 1 所示。

(二) 数据来源及样本选择

机构持股比例数据和企业年末员工数据来自于 Wind 数据库,企业产权性质数据来自于 CCER 数据库。其余财务变量和公司治理变量均来自于国泰安 CSMAR 数据库。考虑到制造业上市企业在我国上市企业中所占的比重较高,同时为确保样本企业具有相似的生产函数,本文研究样本仅包括在 A 股上市的制造业企业。另外,本文所研究的技术效率问题对制造业企业来说更有现实意义。研究区间为 2006—2015

年,完整跨越了“十一五”规划和“十二五”规划期间。本文剔除了年度产出 Y 为负的样本,剔除了 ST、PT 企业样本,同时删除了变量存在缺失值的样本,最终样本包括 1 562 家企业,共计 8 847 个观测值。为排除离群值的影响,对所有连续变量均进行了 1% 水平上的缩尾处理。表 2 列出了主要变量的描述性统计量,限于篇幅不详细赘述。

表 1 变量定义与计算方法

变量符号	变量名称	变量计算方法
TE	企业技术效率	由正文公式(3)、(4)计算得到
$IP1$	一般鼓励行业哑变量	详见正文
$IP2$	重点鼓励行业哑变量	详见正文
$Agency1$	管理费用率	管理费用与营业收入之比
$Agency2$	资产周转率	营业收入与总资产之比
KZ	KZ 指数	参考前期文献,使用 Ordered Logit 模型计算得到
$Size$	企业规模	总资产取自然对数
Lev	财务杠杆	总负债与总资产之比
Age	企业成立年限	企业所在年份与成立年份之差
Con	股权集中度	前十大股东持股数量与总股本之比
$Inst$	机构投资者持股	机构投资者持股数量与总股本之比
$Nature$	产权性质	国有企业取 1,民营企业取 0

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	符号	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
产品附加值(亿元)	Y	4.840	9.350	1.950	0.072	65.20
固定资产总额(亿元)	K	10.50	24.40	3.290	0.002	171.0
职工人数(千人)	L	4 237	6 543	2 053	103.0	41 795
企业技术效率	TE	0.661	0.145	0.697	0.012	0.913
一般鼓励行业哑变量	$IP1$	0.579	0.494	1.000	0.000	1.000
重点鼓励行业哑变量	$IP2$	0.386	0.487	0.000	0.000	1.000
企业规模	$Size$	21.57	1.073	21.45	19.17	24.92
财务杠杆	Lev	0.386	0.208	0.376	0.022	0.952
企业年龄	Age	12.84	5.149	13.00	2.000	37.00
股权集中度	Con	0.582	0.153	0.595	0.223	0.891
机构持股比例	$Inst$	0.332	0.236	0.311	0.001	0.858
国有企业哑变量	$Nature$	0.362	0.481	0.000	0.000	1.000

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

为考察产业政策对企业技术效率的影响,设定如下模型:

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 IP_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 Age_{it} + \beta_5 Con_{it} + \beta_6 Inst_{it} + \beta_7 Nature_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, TE 表示企业技术效率, IP 为产业政策哑变量,分别使用一般鼓励行业哑变量 $IP1$ 和重点鼓励行业哑变量 $IP2$, μ_i 表示个体固定效应, δ_t 表示时间效应, ε_{it} 为扰动项,其余控制变量如前文介绍^①。

以 OLS 回归作为对照结果,再根据 Hausman 检验结果选择固定效应模型(FE)作为基准结果。表3前两列报告了 OLS 回归结果,后两列报告了 FE 回归结果。表3显示,不论是一般鼓励行业哑变量,还是重点鼓励行业哑变量,估计系数都在1%的统计水平上显著为正,表明总体来说,我国产业政策对企业技术效率的提升具有显著促进作用,尽管从理论上分析,产业政策的实施对企业技术效率的提升既有可能促进企业技术效率,也有可能抑制企业技术效率,但从实际数据的检验结果来看,净效应仍然显著为正,表明产业政策对企业技术效率提升的促进作用大于抑制作用,前文提出的假设1a得到了验证。其他控制变量的估计结果和前期文献保持一致。

(二) 内生性检验

上述估计结果仍然存在内生性问题,从而导致估计结果可能存在偏误。产业政策往往倾向于支持高新技术行业,这些行业里的企业其技术效率本来就可能较高。为解决产业政策和企业技术效率之间的内生性问题,进一步使用双重差分法(DID)进行估计。双重差分法是用来评估政策实施效果的重要方法,通过将样本组区分为受政策影响的实验组和不受政策影响的对照组,通过估计两组样本在政策冲击前后变化情况的差异,从而识别出政策实施的净效果。利用“十二五”规划对制造业鼓励行业的调整,构建如下的双重差分模型:

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 IPgroup_{it} \times IPyear_{it} + \beta_2 IPgroup_{it} + \beta_3 IPyear_{it} + \sum Control + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $IPgroup$ 为组别哑变量,用来区分实验组和对照组。本文以“十二五”规划为政策事件,以“十一五”规划中被产业政策鼓励的企业为研究样本,如果这些企业在“十二五”规划中仍然受产业政策鼓励,就定义为实验组, $IPgroup$ 等于1,如果这些企业在“十二五”规划中不再受到产业政策鼓励,则定义为对照组, $IPgroup$ 等于0。 $IPyear$ 为政策冲击哑变量,“十二五”规划实施年度2011年之后, $IPyear$ 等于1,2011年之前, $IPyear$ 等于0。 $\sum Control$ 表示一系列控制变量,在前文模型(5)界定的企业特征变量上,为确保结果的可靠性,还控制了行业、地区和年份固定效应^②。本文重点关注的是交互项 $IPgroup \times IPyear$ 前的系数 β_1 ,该系数度量了产业政策影响企业技术效率的净效果。

表3 基准回归结果: OLS& 固定效应模型

	(1) OLS	(2) OLS	(3) FE	(4) FE
$IP1$	0.016 *** (5.53)		0.015 *** (3.69)	
$IP2$		0.013 *** (3.92)		0.010 *** (2.61)
$Size$	0.037 *** (23.39)	0.036 *** (23.19)	0.032 *** (15.80)	0.032 *** (15.64)
Lev	-0.180 *** (-22.43)	-0.180 *** (-22.37)	-0.151 *** (-16.29)	-0.151 *** (-16.25)
Age	-0.001 * (-1.73)	-0.001 * (-1.76)	-0.001 * (-1.95)	-0.001 * (-1.98)
Con	0.119 *** (11.43)	0.120 *** (11.43)	0.128 *** (10.11)	0.128 *** (10.11)
$Inst$	0.048 *** (6.98)	0.049 *** (7.11)	0.029 *** (3.97)	0.029 *** (4.04)
$Nature$	-0.017 *** (-5.25)	-0.017 *** (-5.15)	-0.015 *** (-3.56)	-0.015 *** (-3.50)
常数项	-0.133 *** (-4.06)	-0.117 *** (-3.60)	-0.072 * (-1.67)	-0.063 (-1.45)
N	8 847	8 847	8 847	8 847
Adj-R ²	0.162	0.161		
Within-R ²			0.072	0.072

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内数值为 t 值;使用企业层面聚类稳健标准误进行估计。

双重差分法的重要前提条件是实验组和对照组在受到政策影响之前要满足平行趋势假定。检验结果见图 1 所示: 在 2011 年产业政策实施之前, 实验组和对照组呈现出共同趋势, 表明平行趋势假定满足。同时, 在 2011 年产业政策实施之后, 实验组的企业技术效率得到提高, 并保持在较高的水平上, 而对照组的企业技术效率出现下降, 且保持在较低的水平上。这两组企业的技术效率差距进一步拉大。图 1 的结果初步表明产业政策的实施促进了实验组的企业技术效率水平的提升, 同时也降低了对照组的企业技术效率水平。这可能是由于产业政策的实施重新对资源进行了配置, 实验组获得了更多的资源, 而对照组原来受产业政策的鼓励, 在不受产业政策照顾之后, 获得的资源减少^③。

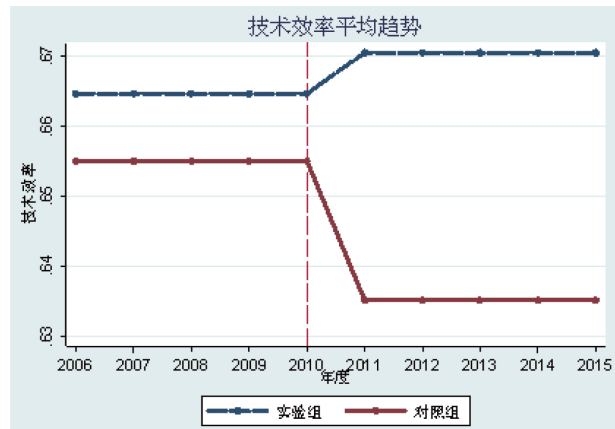


图 1 企业技术效率平行趋势检验

表 4 第 1 列报告了双重差分法的估计结果。交互项 $IPgroup \times IPyear$ 的系数在 10% 的统计水平上显著为正, 表明在控制内生性问题之后, 产业政策的实施对企业技术效率的提升的确产生了促进作用。为确保结果的可靠性, 进一步采用倾向匹配方法 (PSM) 对实验组和对照组进行匹配。具体来说, 先用 $IPgroup$ 对企业规模 ($Size$)、企业投资 ($Invt$)、财务杠杆 (Lev)、资产收益率 (ROA)、资产结构 ($Tang$) 进行 Probit 回归, 以模型预测值作为得分, 然后采用最近邻匹配的方法进行 1:1 匹配。最后将匹配后的样本按照双重差分模型进行回归, 估计结果见表 4 第 2 列, 所得结果和 DID 估计结果基本保持一致, 交互项 $IPgroup \times IPyear$ 的估计系数仍然在 10%

表 4 内生性检验: 双重差分法估计结果

	(1) DID		(2) PSM + DID	
	系数	t 值	系数	t 值
$IPgroup \times IPyear$	0.020 4*	(1.68)	0.023 2*	(1.82)
$IPgroup$	-0.013 5	(-0.34)	-0.016 7	(-0.42)
$IPyear$	-0.042 1***	(-3.57)	-0.045 0***	(-3.64)
$Size$	0.042 9***	(18.74)	0.042 9***	(18.68)
Lev	-0.142 4***	(-11.78)	-0.143 5***	(-11.82)
Age	-0.002 2***	(-5.29)	-0.002 2***	(-5.28)
Con	0.109 5***	(7.71)	0.107 9***	(7.59)
$Inst$	0.050 1***	(5.89)	0.050 5***	(5.90)
$Nature$	-0.015 2***	(-3.24)	-0.014 6***	(-3.12)
常数项	-0.267 9***	(-5.36)	-0.266 7***	(-5.31)
行业效应	控制		控制	
年度效应	控制		控制	
地区效应	控制		控制	
N	5 352		5 313	
Adj-R ²	0.211 6		0.212 1	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著; 使用企业层面聚类稳健标准误进行估计。

的统计水平上显著为正。综上, 内生性检验结果和前文估计结果得到的结论是一致的, 总体来说, 我国产业政策的实施能够促进企业技术效率的提升。

(三) 异质性分析和内在机制检验

接下来检验产业政策的实施效果在不同代理成本中的企业是否存在差异。依据衡量代理成本的两个指标, 将研究样本按年度取中位数分成两组。对管理费用率指标, 高于中位数的样本为高代理成本组, 反之则为低代理成本组; 对资产周转率指标, 界定恰相反。使用固定效应模型进行回归, 结果见表 5。高代理成本组产业政策哑变量的估计系数只有第 5 列在 10% 的统计水平上显著, 另外 3 列结果均不显著。而低代理成本组产业政策哑变量的估计系数都至少在 10% 的统计水平上显著。从系数大小来看, 低代理成本组产业政策哑变量的估计系数要显著更高。不论是从显著性水平, 还是从系数大小, 都可以发现, 产业政策对企业技术效率的促进作用主要体现于低代理成本企业中, 代理成本的高低是影响产业政策实施效果的重要因素。因此, 前文提出的假设 2 得到了验证: 相比于高

代理成本企业,产业政策对低代理成本企业技术效率的促进作用更为显著。其背后原因在于企业内部治理机制是制约企业技术效率水平的关键因素。只有当企业代理成本较低时,企业才能将受益于产业政策所获得的资源很好地进行利用,用于研发创新和技术升级改造,从而提高企业内部资源配置与生产效率。而当企业代理成本较高时,即使受到产业政策的支持,企业也不能有效地将获得的资源转化为生产性资源,容易造成资源浪费或配置效率低下,从而无法对企业技术效率的提升产生实际效果。

表5 异质性分析:按代理成本分组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	根据管理费用率(Agency1) 分组				根据资产周转率(Agency2) 分组			
	高代理	低代理	高代理	低代理	高代理	低代理	高代理	低代理
<i>IP1</i>	0.006 (0.89)	0.021*** (3.89)			0.012* (1.71)	0.019*** (3.82)		
<i>IP2</i>			0.008 (1.23)	0.012* (1.92)			0.008 (1.08)	0.018*** (3.48)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	4 386	4 379	4 386	4 379	4 421	4 426	4 421	4 426
Within-R ²	0.063	0.078	0.063	0.078	0.079	0.089	0.079	0.090

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内数值为*t*值;使用企业层面聚类稳健标准误进行估计。

接下来继续检验产业政策在低代理成本企业中发挥作用的内在机制,主要从融资约束视角进行考察。本文使用两种方法对内在机制进行检验:第一,按内在机制变量进行分组检验,若两组样本核心解释变量的估计系数存在显著差异,则表明核心解释变量通过内在机制变量对被解释变量产生了影响。该方法由于操作方便,在经济学研究中得到了广泛的应用。但也存在一定的不足,分组后的两组样本也可能受到内在机制变量之外其他因素的影响,使得核心解释变量的估计值存在显著差异,从而对结果产生干扰^④。第二,使用中介效应模型进行逐步回归^[37]。中介效应的检验必须满足四个条件:(1)解释变量对被解释变量有显著影响;(2)解释变量对中介变量有显著影响;(3)加入中介变量后,中介变量对被解释变量有显著影响;(4)加入中介变量后,解释变量对被解释变量的影响程度有所降低。如果以上四个条件成立,则表明中介效应存在,意味着解释变量通过中介变量对被解释变量产生了影响。本文同时使用这两种方法对内在机制进行检验,以确保结果的稳健性。

首先使用第一种方法进行内在机制检验。依据融资约束指标*KZ*指数,将低代理成本企业每年度按中位数进行分组,高于中位数的为高融资约束组,反之则为低融资约束组,使用固定效应模型分组进行回归。估计结果见表6所示,奇数列列为低融资约束组,偶数列列为高融资约束组。从显著性和估计系数大小来看,高融资约束组产业政策哑变量的估计系数相比低融资约束组都要显著更高。具体来说,低融资约束组的估计系数只有第1列在10%的统计水平上显著为正,其余3列并不显著。而高融资约束组的估计系数均至少在5%的统计水平上显著为正,且系数数值也要更大。回归结果表明在低代理成本企业中,相比于低融资约束企业,产业政策对高融资约束企业技术效率的促进作用更为显著。这也意味着产业政策通过放松低代理成本企业受到的外部融资约束,从而促进了企业技术效率的提升。

其次为确保研究结论的可靠性,接下来使用中介效应模型对内在机制进行检验。对照前文提到的中介效应检验的四个条件依次进行分析:条件(1)的回归结果见前文表5偶数列,在未加入中介变量融资约束指标*KZ*指数前,产业政策哑变量对低代理成本企业的技术效率具有显著的正向促进作用。条件(2)使用产业政策哑变量对*KZ*指数进行回归,估计结果见表7第1、2列和第5、6列。在第1、2列中,*IP1*的估计系数为-0.301,*IP2*的估计系数为-0.266,二者均在5%的统计水平上显著。

在第 5、6 列中 $IP1$ 和 $IP2$ 的估计系数也都至少在 10% 的统计水平上显著为负。该结果意味着产业政策的实施能够显著降低企业的融资约束程度,这和前期文献得到的结论一致^[31]。条件(3)是在条件(1)的基础上加入 KZ 指数进行回归,估计结果见表 7 第 3、4 列和第 7、8 列。 $IP1$ 和 $IP2$ 的估计系数仍然显著为正,条件(3)成立。此外, KZ 的估计系数均显著为负,表明融资约束对企业技术效率的提升具有抑制作用,和前期研究结论相同^[19]。对条件(4)的判断,对比表 5 和表 7 的结果可知,在加入 KZ 指数后, $IP1$ 和 $IP2$ 的估计系数有所降低。以表 5 第 2 列和表 7 第 3 列为例进行说明, $IP1$ 的估计系数从 0.021 下降为 0.016,其他各列结果类似。由以上分析可知,以融资约束指标 KZ 指数为中介变量进行中介效应检验的四个条件全部成立,这意味着中介效应存在,即产业政策的实施通过降低企业融资约束促进了企业技术效率的提升,前文提出的假设 3 得到了验证。

表 6 内在机制检验:低代理成本企业按融资约束分组

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	使用管理费用率(Agency1) 衡量代理成本				使用资产周转率(Agency2) 衡量代理成本			
	低 FC	高 FC	低 FC	高 FC	低 FC	高 FC	低 FC	高 FC
$IP1$	0.010*	0.031***			0.006	0.027***		
	(1.88)	(3.83)			(1.27)	(3.61)		
$IP2$			-0.004	0.018**			0.004	0.023***
			(-0.57)	(2.03)			(0.84)	(2.88)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	1 905	2 213	1 905	2 213	2 164	1 991	2 164	1 991
Within-R ²	0.068	0.077	0.069	0.076	0.083	0.079	0.083	0.080

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内数值为 t 值;使用企业层面聚类稳健标准误进行估计。

表 7 内在机制检验:中介效应模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	低代理成本组(Agency1 低组)				低代理成本组(Agency2 高组)			
	KZ 指数		企业技术效率		KZ 指数		企业技术效率	
$IP1$	-0.301**		0.016***		-0.243**		0.015***	
	(-2.39)		(3.88)		(-1.97)		(3.73)	
$IP2$		-0.266**		0.008*		-0.252*		0.013***
		(-2.00)		(1.69)		(-1.96)		(3.02)
KZ			-0.012***	-0.012***			-0.011***	-0.011***
			(-13.97)	(-13.92)			(-13.87)	(-13.80)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	4 118	4 118	4 118	4 118	4 155	4 155	4 155	4 155
Within-R ²	0.243	0.244	0.109	0.108	0.228	0.229	0.127	0.128

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内数值为 t 值;使用企业层面聚类稳健标准误进行估计。

(四) 稳健性检验

为确保研究结果的可靠性,还进行了一系列稳健性检验:(1)使用普通的柯布—道格拉斯生产函数来计算企业技术效率,具体形式为 $\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + v_{it} - u_{it}$; (2)考虑到对生产函数中技术非效率因素 u_{it} 分布的假定会影响到计算结果,假定 u_{it} 服从指数分布; (3)研究样本包含了 2008 年金融危机阶段,由于我国是出口导向型经济,很多制造业企业都参与国际贸易,在金融危机期间受到了外部冲击,对企业技术效率产生了负向影响,因此加入金融危机哑变量作为控制变量; (4)在考察产业政策对企业技术效率的异质性影响时,调整代理成本和融资约束分组方法,对分组指标按年度进行三等分划分,取最高组和最低组进行研究,此外,融资约束衡量也使用了 WW 指数^[38]; (5)在考察产业政策对企业技术效率的异质性影响时,对内生性问题进行处理,仍然使用前文用到的 DID 方法进行估计。以上检验所得到的结果和前文保持一致,限于篇幅,不再详细报告结果。

(五) 进一步分析: 市场化程度、产业政策与企业技术效率

产业政策的实施效果是否以及如何依赖于市场化程度,在学术界存在两派截然不同的争论。一派是“市场机制替代论”。该派观点认为,正是因为市场机制的不完善,产业政策才能够更好地发挥作用^[6]。市场化程度越低的地方,市场对资源的配置功能越弱。在这种情况下,合理的产业政策在一定程度上能够弥补市场缺失,提高市场运行效率。而在市场机制起作用的地方,就应该始终发挥“市场在资源配置中的核心作用”^[14]。另外一派观点是“市场机制增进论”。该派观点认为,政府政策能够发挥其积极作用,是建立在一定的市场效率基础上的,产业政策的作用并非是对市场机制的替代^[15]。要达到推动经济发展的目的,产业政策需要以市场增进为前提。韩永辉等^[8]发现,产业政策对产业结构优化升级的推动作用依赖于地方市场化程度,市场化程度越高,则产业政策对产业结构优化升级的正向影响越大。

本文从企业技术效率角度对产业政策的实施效果与市场化程度之间的关系进行检验。按王小鲁等^[39]构建的各省市场化指数将除西藏外的所有省份划分为市场化程度低的地区和市场化程度高的地区,然后分组进行回归。结果(限于篇幅,未报告具体结果)表明,产业政策对企业技术效率的影响只在市场化程度低的地区显著为正,在市场化程度高的地区并不显著。该结论支持产业政策的“市场机制替代论”。在市场化程度低的地方,产业政策弥补了市场机制的缺失,对资源配置起到了优化功能。究其原因的原因如下,在市场化程度低的地区,金融发展程度也较低,企业可获得外部资金的渠道也相对更少,受到产业政策支持的企业能够通过政府补贴、税收减免、信贷优惠等渠道放松融资约束,为企业研发投资和技术升级改造提供更多的资金,进而提升企业技术效率。而在市场化程度高的地区,金融发展程度也较高,企业可融资的渠道更多,因此产业政策通过放松企业外部融资约束来提升企业技术效率的机制被削弱。

五、结论

本文以2006—2015年我国制造业上市企业为研究样本,考察了“十一五”规划和“十二五”规划中涵盖的产业政策对企业技术效率的影响,主要研究结论如下:第一,总体来看,我国产业政策的实施对企业技术效率的提升起到了促进的作用,不论是一般鼓励产业政策,还是重点鼓励产业政策,对企业技术效率的影响均显著为正。该结论支持“产业政策对实体经济能产生正面影响”的学术观点。第二,产业政策的实施效果对不同企业存在着异质性。具体来说,产业政策对低代理成本企业技术效率的影响显著为正,但对高代理成本企业技术效率的影响基本不显著,表明产业政策的实施效果主要体现于低代理成本企业,企业内部治理机制及代理成本是制约产业政策发挥作用的重要因素。第三,内在机制检验表明,产业政策通过放松低代理成本企业受到的外部融资约束,从而促进了企业技术效率。第四,产业政策对企业技术效率的促进作用体现于市场化程度较低的地区,该结论支持产业政策的“市场机制替代论”,表明产业政策实施对市场机制的缺失是一个有效的补充。

基于以上研究结论,本文可能存在如下政策启示:第一,总体来看,产业政策的实施对实体经济具有正向影响,表明我国通过“五年规划”出台的产业政策具有合理和有价值的地方。但该政策启示并非意味着政府应加大产业政策的力度和广度。相反,在进一步转向以市场机制对经济资源起决定性配置作用的经济体制背景下,产业政策的制定更应该谨慎和有针对性。本文的研究也表明,只有在市场化程度较低的地方,产业政策的实施才能起到较好的效果,产业政策可视为对市场机制有益的补充。而当市场化程度较高时,产业政策的作用被削弱,此时,经济资源的配置应以市场机制为主,政府对经济的干预之手应慎用。第二,产业政策的实施对不同的企业具有较强的异质性影响。这也意味着政府在实施产业政策措施的时候,应当考虑适当加上一些政策扶持的约束条件,例如对信誉良好、信息披露规范、内部治理结构完善的企业予以大力支持,同时对创新型小微企业提供资金上的帮助,而不是对凡是政策鼓励行业里的所有企业都采取“一刀切”的政策,以避免有限的资源被效率低下的企业滥用,从而造成资源错配和经济资源浪费的现象。

注释:

- ①未控制行业效应,是因为行业效应和产业政策哑变量存在多重共线性问题。此外,本文进一步控制了地区效应(企业所在省份哑变量)进行估计,得到的结果完全一致。限于篇幅,未报告结果。
- ②此处感谢匿名评审的建议。加入行业、地区、年份固定效应,能控制行业特征、地区差异、宏观经济等因素对估计结果的影响,从而确保研究结论更为可靠。
- ③该分析类似于单变量分析,只能初步说明问题。结果是否可靠,仍需要加入企业特征变量以及行业效应、地区效应、年份效应等进行回归分析,表4报告了回归结果。
- ④感谢匿名评审提出的完善建议。尽管我们在分组回归中加入了一系列控制变量,但仍有可能存在遗漏变量问题,导致结果出现偏误。因此,我们同时也使用了中介效应模型来进行检验。

参考文献:

- [1]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.
- [2]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.
- [3]逯东,朱丽.市场化程度、战略性新兴产业政策与企业创新[J].产业经济研究,2018(2):65-77.
- [4]冯飞鹏.产业政策、信贷配置与创新效率[J].财经研究,2018(7):142-153.
- [5]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016(4):60-73.
- [6]AGHION P,CAI J,DEWATRIPONT M,et al. Industrial policy and competition [J]. American economic journal: macroeconomics 2015 7(4):1-32.
- [7]孙早,席建成.中国式产业政策的实施效果:产业升级还是短期经济增长[J].中国工业经济,2015(7):52-67.
- [8]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(8):33-48.
- [9]李骏,刘洪伟,万君宝.产业政策对全要素生产率的影响研究——基于竞争性公平性视角[J].产业经济研究,2017(4):115-126.
- [10]舒锐.产业政策一定有效吗?——基于工业数据的实证分析[J].产业经济研究,2013(3):45-54+63.
- [11]邵敏,包群.政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J].中国工业经济,2012(7):70-82.
- [12]胡凯,吴清.R&D税收激励产业政策与企业生产率[J].产业经济研究,2018(3):115-126.
- [13]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.
- [14]林毅夫.新结构经济学[M].北京:北京大学出版社,2012.
- [15]LIN J Y,ROSENBLATT D. Shifting patterns of economic growth and rethinking development [J]. Journal of economic policy reform 2012,15(3):171-194.
- [16]孙兆斌.股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率[J].管理世界,2006(7):115-124.
- [17]张铭慎,曾铮.股权混合如何提高企业技术效率——基于竞争性行业上市企业的经验研究[J].宏观经济研究,2018(3):135-147.
- [18]白俊红,李婧.政府R&D资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析[J].金融研究,2011(6):181-193.
- [19]陈海强,韩乾,吴锴.融资约束抑制技术效率提升吗?——基于制造业微观数据的实证研究[J].金融研究,2015(10):148-162.
- [20]吴延兵,米增渝.创新、模仿与企业效率——来自制造业非国有企业的经验证据[J].中国社会科学,2011(4):77-94+222.
- [21]JENSEN M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers [J]. The American economic review, 1986,76(2):323-329.
- [22]江飞涛,李晓萍.当前中国产业政策转型的基本逻辑[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2015(3):17-24+157.

- [23] RODRIK D, SUBRAMANIAN A, TREBBI F. Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development [J]. *Journal of economic growth* 2004, 9(2): 131-165.
- [24] 程俊杰. 中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J]. *财经研究* 2015(8): 131-144.
- [25] 杨继东, 罗路宝. 产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J]. *中国工业经济* 2018(12): 5-22.
- [26] 于晓红, 姜百灵, 李阳. 现金股利、自由现金流与投资效率的关系——基于我国A股制造业上市公司样本数据的分析[J]. *当代经济研究* 2017(1): 80-88.
- [27] JOHNSON S, LA PORTA R, LOPEZ-DE-SILANES F et al. Tunneling [J]. *American economic review* 2000, 90(2): 22-27.
- [28] 侯青川, 靳庆鲁, 苏玲, 等. 放松卖空管制与大股东“掏空” [J]. *经济学(季刊)* 2017(3): 1143-1172.
- [29] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. *金融研究* 2011(5): 171-183.
- [30] 陈冬华, 李真, 新夫. 产业政策与公司融资——来自中国的经验证据 [C]//2010 中国会计与财务研究国际研讨会论文集 2010: 281-360.
- [31] 车嘉丽, 薛瑞. 产业政策激励影响了企业融资约束吗? [J]. *南方经济* 2017(6): 92-114.
- [32] WANG H J, HO C W. Estimating fixed-effect panel stochastic frontier models by model transformation [J]. *Journal of econometrics* 2010, 157(2): 286-296.
- [33] ANG J S, COLE R A, JIN J W. Agency costs and ownership structure [J]. *The journal of finance* 2000, 55(1): 81-106.
- [34] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本 [J]. *世界经济* 2009(10): 46-59.
- [35] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The quarterly journal of economics* 1997, 112(1): 169-215.
- [36] 李君平, 徐龙炳. 资本市场错误定价、融资约束与公司融资方式选择 [J]. *金融研究* 2015(12): 113-129.
- [37] 温忠霖, 刘红云, 侯杰泰. 调节效应和中介效应分析 [M]. 北京: 教育科学出版社 2012.
- [38] WHITED T M, WU G. Financial constraints risk [J]. *The review of financial studies* 2006, 19(2): 531-559.
- [39] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 [M]. 北京: 社会科学文献出版社 2017.

(责任编辑: 禾 日)

Study on the heterogeneous impact of industrial policy on firm technical efficiency: based on the empirical test of listed manufacturing companies in China

ZHANG Chaolin, WANG Lianjun, YUAN Lihua

(The School of Finance, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China)

Abstract: Taking the listed companies of China's manufacturing industries during the 11th Five-year Plan and the 12th Five-year Plan as research samples, we evaluate the implementation effect of industrial policy from the perspective of firm technical efficiency. The results show that both the general industrial policy and the intensive industrial policy can promote firm technical efficiency. Further heterogeneity analysis shows that the impact of industrial policy on firm technical efficiency is significantly positive in low agency cost firms, but not significant in high agency cost firms. The results show that the internal governance mechanism and agency problem are the important factors restricting the implementation effect of industrial policy. At the same time, internal mechanism test shows that industrial policy promotes firm technical efficiency by relaxing external financing constraints on low agency cost firms. In addition, we also found that compared with regions with a higher degree of marketization, industrial policy significantly promoted firm technical efficiency in regions with a lower degree of marketization. The research results show that there are significant heterogeneity differences in the impact of industrial policy on firm technical efficiency, and the implementation effect of industrial policy depends on the internal governance mechanism, the degree of financing constraints and the degree of marketization in the region.

Key words: industrial policy; technical efficiency; agency cost; financial constraints; degree of marketization; heterogeneity