

结构性减税与企业全要素生产率

——基于准自然实验的分析

赵旭杰¹, 余超², 彭晓桐¹, 宁静³, 张圣哲⁴

(1. 对外经济贸易大学国际经济贸易学院, 北京 100029; 2. 对外经济贸易大学统计学院, 北京 100029;

3. 中央财经大学财经研究院, 北京 100081; 4. 中山大学国际金融学院, 广东 珠海 519082)

摘要:以固定资产加速折旧优惠政策的实施作为准自然实验,研究结构性减税对企业全要素生产率(TFP)的影响。首先,构建微观主体的投资决策模型解析加速折旧优惠政策的作用机制;然后,以2011—2017年沪深A股制造业和信息传输、软件和信息技术服务业企业作为样本,运用多期双重差分法(DID)识别和检验加速折旧优惠政策这一结构性减税措施对企业TFP的影响路径。研究结果表明,加速折旧优惠政策提升了试点企业的TFP,这一政策效果主要是直接激励了企业增加研发投入来实现的,并且民营企业、大型企业以及初创期、成长期与成熟期企业的研发投入对该政策的积极响应更加突出,而融资约束缓解未能促使企业增加研发投入从而提升TFP。

关键词:结构性减税;企业全要素生产率;多期双重差分法

中图分类号:F810.42;F272.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2022)10-0125-17

Structural tax reduction and enterprise total factor productivity

——Analysis based on a quasi-natural experiment

ZHAO Xujie¹, YU Chao², PENG Xiaotong¹, NING Jing³, ZHANG Shengzhe⁴

(1. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

2. School of Statistics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

3. Institute of Finance and Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

4. International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University, Zhuhai 519082, China)

Abstract: This paper takes the implementation of accelerated depreciation policy for fixed assets as a quasi-natural experiment to study the impact of structural tax reduction policy on the enterprise total factor productivity (TFP). First, an investment decision model for micro-subjects is built to analyze the mechanism of the accelerated depreciation policy. Then, on the basis of accounting data of listed manufacturing enterprises and information transmission, software and information technology service enterprises from 2011 to 2017, a multi-period difference in differences model (DID) is employed to examine the impact of accelerated depreciation policy, one of the structural tax reduction policies, on the enterprise TFP. The results show that the accelerated depreciation policy has improved the TFP of the pilot enterprises.

收稿日期:2022-06-09 修回日期:2022-08-21

基金项目:国家社会科学基金青年项目“中国式财政分权下的产业结构调整与经济稳增长研究”(17CJY052)。

作者简介:赵旭杰(1983—),男,河北石家庄人,对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授,博士,研究方向为财税理论与政策、宏观经济理论与政策。通信作者:余超。

Such an effect is mainly achieved by directly promoting enterprises to increase research and development investment. And private enterprises, large enterprises as well as enterprises in infant, developing and mature stage benefit more from this path. What's more, easing financial constraints is not able to improve the TFP of the pilot enterprises by promoting enterprises to increase research and development investment.

Key words: structural tax reduction; enterprise total factor productivity; multi-period difference in differences model

近年来,围绕激活企业创新活力的减税降费政策不断出台,大大减轻了企业负担,为企业 TFP 的提高提供了有利条件。然而,正当我国经济结构调整驶入快车道之时,遭遇了强大的经济下行压力,双重减收的压力开始显现。如何既能继续实施减税降费政策为企业提升 TFP 提供助力,又能在增速换挡期缓解财政压力,这对我国财税政策的抉择和优化提出了新的考验,而结构性减税因其政策引导性更强以及财政压力更小,将会更有利于解决这一问题。

结构性减税不是“一刀切”式降低税负,而是具有政策引导性和照顾性。从理论上讲结构性减税对企业 TFP 的影响机理既包含政策引导的直接效应,又包含减税带来可支配资金增加的间接效应,而普惠性减税一般只具有这里所述的间接效应。直接效应是指,政策引导作用改变了企业不同行为的“相对价格”,使得企业提升 TFP 的行为相比于其他行为税负更低,企业将选择前种行为。间接效应是指,减税使得企业可支配资金增加,企业可能将增加的资金用于提升 TFP 的行为也可能用于其他不利于 TFP 提升的行为。两种效应既可能是同向增力也可能是反向抵弱,探析并检验这两种影响途径,将为政府优化结构性减税政策从而在同样减税规模下更好地激励和促进企业 TFP 的提高提供决策依据。事实上,自从 2008 年结构性减税被正式提出^[1],国家在流转税、所得税范畴内出台了一系列结构性减税政策以减轻企业负担、激发市场活力、推动科技创新。其中,2014 年出台的完善固定资产加速折旧政策以及 2015 年、2019 年的跟进政策是在企业所得税方面给予符合条件企业的结构性减负,这轮固定资产加速折旧优惠政策的适用范围为国家鼓励的战略性新兴产业和之后扩展到的整个制造业,其旨在带动这些行业的固定资产投资增加,促进产业发展和结构

升级。那么这轮优惠政策是否促进了企业 TFP 的提高并且从不同影响路径产生的作用又是怎样的?澄清这一问题为解析结构性减税对企业 TFP 的影响机制提供了一个更为清晰的视角。

本文以 2014 年后这轮固定资产加速折旧优惠政策作为准自然实验,通过构建理论模型分析加速折旧优惠政策这一结构性减税措施对企业 TFP 的影响及传导路径,并运用多期双重差分法(Difference-in-Differences, DID)在对影响机制进行分析和区分企业类型分析的基础上,检验政策的传导路径以及解释政策效应异质性的产生原因。

一、文献综述

一直以来,财税政策与企业全要素生产率间的关系受到学界的普遍关注。Hussain^[2]认为财税政策可以通过改变企业对技术投资的相对价格来影响 TFP,因此利用 VAR 估计和 DSGE 模型量化税收政策变化对 TFP 的作用,发现劳动所得税的变化能对 TFP 产生重大影响,而资本利得税的变化不存在这种效果。Huang^[3]利用动态随机效应概率模型分析企业申请税收抵免的倾向,研究结果表明有效的税收优惠政策可以直接推动企业的技术产出从而提高企业 TFP,并且这种效果在不同行业间存在差异。Bernini 等^[4]则利用意大利 488/92 号法律(L488)创建的准自然实验,采用随机边界分析法测量企业 TFP,研究了资本补贴对企业 TFP 的影响,发现资本补贴能够通过激励技术进步在中长期提升企业 TFP,并且这种效果在中小企业中更加明显。任曙明等^[5]基于 1999—2007 年中国装备制造业企业样本,利用双边随机边界模型考察融资约束、政府补贴对 TFP 的净效应,发现严重的融资约束对于装备制造业企业的 TFP 有消极影响,但这可以被政府补贴完全抵消,这种平滑机制的存在有助于中国装备制造业企业 TFP 的持续

平稳增长。

以上文献认为政府通过财税政策的运用可以对微观主体的 TFP 产生积极影响,但也有观点认为,政府赋予某一行业特殊政策在提升企业 TFP 方面是无效的。Howell^[6]在利用中国上市企业财务数据进行的研究中也发现了相同的结论。李骏等^[7]在研究产业政策对企业 TFP 影响时,采用税收优惠、财政补贴与低息贷款作为产业政策的衡量指标,发现税收优惠和政府补贴对于中国企业 TFP 的促进作用并没有低息贷款明显,认为这是由于前两种政策存在计划经济色彩,导致寻租空间更大所引发的。

我国固定资产加速折旧政策虽然起步较晚,但自实施以来,引起了学术界的广泛关注。有的学者从资本投资角度探索加速折旧政策对制造业企业固定资产投资的影响。刘行等^[8]发现加速折旧政策能够促进面临融资约束困境的企业增加固定资产投资,且能够提高企业的投资机会敏感性与债务融资比例。刘啟仁等^[9]利用企业固定资产结构数据与 DID 模型研究发现企业资产越偏长期或者更新资产需求越迫切,政策对企业固定资产投资的助推效果越显著;不仅如此,政策还能够影响企业在获取固定资产方式上的抉择,相对提高企业自购资产的概率。随后,刘啟仁等^[10]将政策评估由企业固定资产投资扩展到企业人力资本投资领域,研究结论表明固定资产加速折旧政策显著促进了企业的人力资本升级。有的学者从研发创新角度,实证检验政策对企业创新投入的影响。李昊洋等^[11]基于 2009—2015 年沪深 A 股上市公司的数据,将企业税负纳入考量,发现政策通过降低企业税负同时促进了企业的研发财力与人力投入。曹越等^[12]则将研究样本聚焦于 2009—2015 年沪深 A 股的制造业上市公司,同样发现加速折旧政策使得试点公司的研发投入显著增加。韩仁月等^[13]则关注不同的税收优惠政策对企业研发投入的影响,以 2010—2015 年上市高新技术企业为研究样本比较加速折旧政策、税率优惠与研发费用加计扣除的激励效果,发现三者呈递增趋势。伍红等^[14]不仅关注政策对高端制造业企业研发投

入的激励作用,而且深入研究政策对企业资产报酬率的影响,结果显示政策虽然可以提高高端制造业企业的研发投入,但在短期内难以带来资产收益的增长。有的学者从企业税负角度分析政策对企业所得税的影响。邓利梅^[15]采用现金流贴现模型,结合企业营商环境,检验加速折旧政策扩围对企业所得税的影响,研究发现政策能带来结构性减税效应,但这一效果不体现在亏损与税收优惠期企业上。综上所述,不少学者通过理论分析与实证检验,发现固定资产加速折旧政策能够降低企业所得税税负,对企业投资与研发投入均有促进作用。当然也有学者从企业 TFP 的角度入手,区分企业的静态与动态 TFP 进行研究,发现加速折旧这一结构性减税政策对制造业企业的静态与动态 TFP 均无明显的提升效果^[16]。然而通过规范的理论模型刻画加速折旧的结构性减税效应,从而解析其对企业 TFP 的影响机制的研究还不多见。

二、理论模型与研究命题

加速折旧优惠政策作为一种结构性减税政策,对于企业 TFP 的影响机理包括直接效应和间接效应。直接效应通过企业增加研发投入而发挥作用。具体而言,固定资产加速折旧优惠政策对特定企业新购进研发和生产经营共用的仪器、设备给予优惠的税前扣除,如果新购进的仪器、设备专门用于研发,则还可以进行研发费用加计扣除,进一步降低企业研发成本与实际税负水平。因此,政策的施行可以增强企业进行研发的能力和动力。目前已有许多学者通过实证研究发现 2014 年的加速折旧政策可以激励企业做出增加创新投入的决策^[13-14,17]。而研发投入增加带来的技术进步有助于企业 TFP 的提高^[18-19]。

间接效应通过企业融资约束的改变而发挥作用,具体而言,固定资产加速折旧政策允许企业缩短折旧年限或者采取加速折旧方法,两种方式计提的折旧费用抵税现值均高于正常年限直线折旧法下折旧费用的抵税现值,这是因为固定资产加速折旧政策的实行让企业可以增加当期的折旧费用,从而由于折旧的税盾作用,企业当期所得税支

出也会相应降低,相当于企业从政府手中得到一笔短期无息贷款,不仅增加了当期现金流,而且获取了货币的时间价值^[9],同时企业流动性的改善可以降低风险,政策的倾向性也可能向投资者传递积极的信号,二者均有助于缓解企业的融资约束。有研究认为融资约束的缓解可以提高微观主体的生产要素配置效率^[20],如果从生产要素配置是否归属研发类的角度分析,当企业的融资约束得到缓解,面临研发投入和非研发投入的决策时,由于前者收益不确定、回收期长、风险大^[5],而后者能带来稳定收益率,则企业更倾向于非研发投入。因此,融资约束的缓解并非一定能够促使企业增加研发投入进而提升企业 TFP。

那么,当两种效应同时发挥作用,最终会体现出怎样的影响?本文在借鉴 Mossin^[21]研究思路的基础上,构建微观主体投资决策模型对这一问题进行理论解析。假设增加研发投入将提高企业 TFP,然后构造理论模型研究结构性减税如何通过上述两种效应影响研发投入比例。研发活动最终成功与否具有很强的不确定性,所以可以假设研发投入的回报率是随机的,记为随机变量 x ,非研发投入具有无风险回报率 r ,投资者的研发投入比例为 s ,初始投资额为 P_0 ,期末收益为 P ,投资者通过决策研发投入和非研发投入的比例,使得期望收益最大化。考虑加速折旧优惠政策实施,结构性减税的税收优惠等价于研发投入获得额外回报率 t ,则享受优惠的微观主体的期末收益为 $P = P_0\{1 + [s(x+t) + (1-s)r]\}$,投资者的效用函数记为 $U(P)$,满足 $U'(\cdot) > 0$ 、 $U''(\cdot) < 0$,效用的期望为 $E\{U(P)\}$,投资者通过决策 s (关于 t 的函数)使得 $E\{U(P)\}$ 最大化。那么,期望效用对 s 求导,可得一阶优化条件为:

$$E\{U'(P_0\{1 + [s(x+t-r) + r]\})(x+t-r)\} = 0 \quad (1)$$

式(1)两边对 t 求导得:

$$\frac{\partial s}{\partial t} = -s \frac{E\{U''(P)(x+t-r)\}}{E\{U''(P)(x+t-r)^2\}} - \frac{E\{U'(P)\}}{P_0 E\{U''(P)(x+t-r)^2\}} \quad (2)$$

假设初始研发投入额为 $Z = sP_0$,则式(1)可改写为:

$$E\{U'[P_0(1+r) + Z(x+t-r)](x+t-r)\} = 0 \quad (3)$$

式(3)两边对 P_0 求导得:

$$\frac{\partial Z}{\partial P_0} = -(1+r) \frac{E\{U''(P)(x+t-r)\}}{E\{U''(P)(x+t-r)^2\}} \quad (4)$$

整理得:

$$\frac{\partial s}{\partial t} = s^2 \frac{1}{1+r} - \frac{E\{U'(P)\}}{P_0 E\{U''(P)(x+t-r)^2\}} \quad (5)$$

由于 $U'(\cdot) > 0$ 、 $U''(\cdot) < 0$,则有 $\frac{\partial s}{\partial t} > 0$,即结构性减税政策对研发类固定资产投资的税收优惠越大,企业研发投入占比越高,则有利于企业 TFP 的提升。

上述的正向影响是通过两种传导路径发挥作用,即直接效应传导路径和间接效应传导路径。加速折旧优惠政策从直接效应角度来看等价于研发投入获得额外回报率,记为 τ (τ 与上述模型中的 t 不同, t 是直接效应和间接效应加总后的研发投入等价回报率);从间接效应角度来看等价于享受优惠的微观主体的投资回报率增加了一定比例,记为 π 。由此我们可以假设微观主体的期末收益为 $P = P_0[1 + (s(x+\tau) + (1-s)r)(1+\pi)]$ 。

首先,考虑直接效应传导路径,令 π 为固定值 $\bar{\pi}$,将投资者的期望效用对 s 求导,可得一阶优化条件为:

$$E\{U'(P_0[1 + (s(x+\tau-r) + r)(1+\bar{\pi})])\} = 0 \quad (6)$$

式(6)两边对 τ 求导得:

$$\frac{\partial s}{\partial \tau} = -s \frac{E\{U''(P)(x+\tau-r)\}}{E\{U''(P)(x+\tau-r)^2\}} - \frac{E\{U'(P)\}}{P_0(1+\bar{\pi})E\{U''(P)(x+\tau-r)^2\}} \quad (7)$$

由于初始研发投入额 $Z = sP_0$,则式(6)可改写为:

$$E\{U'[P_0(1+r(1+\bar{\pi})) + Z(1+\bar{\pi})(x+\tau-r)](x+\tau-r)\} = 0 \quad (8)$$

式(8)两边对 P_0 求导得:

$$\frac{\partial Z}{\partial P_0} = -\frac{1+r(1+\bar{\pi})}{1+\bar{\pi}} \frac{E\{U''(P)(x+\tau-r)\}}{E\{U''(P)(x+\tau-r)^2\}} \quad (9)$$

将式(9)代入式(7)整理得:

$$\frac{\partial s}{\partial \tau} = \frac{s^2(1+\bar{\pi})}{1+(1+\bar{\pi})r} - \frac{E\{U'(P)\}}{P_0(1+\bar{\pi})E\{U''(P)(x+\tau-r)^2\}} \quad (10)$$

由于 $U'(\cdot) > 0$ 、 $U''(\cdot) < 0$, 则有 $\frac{\partial s}{\partial \tau} > 0$, 即结构性减税的直接效应表现为对研发类固定资产投资的税后优惠越大, 研发投入占比越高, 越有利于促进企业 TFP 提高。

其次, 考虑间接效应传导途径, 令 τ 为固定值 $\bar{\tau}$ 。将投资者的期望效用对 s 求导, 可以得到一阶优化条件:

$$E\{U'(P_0[1+(s(x+\bar{\tau}-r)+r)(1+\bar{\pi})])\} \\ (x+\bar{\tau}-r) = 0 \quad (11)$$

式(11)两边对 π 求导得:

$$\frac{\partial \ln s}{\partial \ln(1+\bar{\pi})} = -1 - \frac{r}{s} \frac{E\{U''(P)(x+\bar{\tau}-r)\}}{E\{U''(P)(x+\bar{\tau}-r)^2\}} \quad (12)$$

由于初始研发投入额 $Z = sP_0$, 则式(11)可改写为:

$$E\{U'[P_0(1+r(1+\bar{\pi})) + Z(1+\bar{\pi})(x+\bar{\tau}-r)](x+\bar{\tau}-r)\} = 0 \quad (13)$$

式(13)两边对 P_0 求导得:

$$\frac{\partial Z}{\partial P_0} = -\frac{1+r(1+\bar{\pi})}{1+\bar{\pi}} \frac{E\{U''(P)(x+\bar{\tau}-r)\}}{E\{U''(P)(x+\bar{\tau}-r)^2\}} \quad (14)$$

将式(14)代入式(12)整理得:

$$-\frac{\partial \ln s}{\partial \ln(1+\bar{\pi})} = 1 - r / \left(\frac{1}{1+\bar{\pi}} + r \right) \quad (15)$$

由式(15)可以得到结论, 结构性减税带来的间接效应降低了研发投入比例, 不利于企业 TFP

的提高, 但随着研发类固定资产投资税收优惠程度的加大, 这种不利影响会减弱。

综上所述, 本文提出如下研究命题和子命题。

命题 1: 固定资产加速折旧优惠政策能够增加企业研发投入, 从而对企业 TFP 产生正向的促进作用。

命题 1a: 这一正向促进作用是通过政策直接效应实现的, 即加速折旧优惠政策直接激励企业增加研发投入从而提升了企业 TFP。

命题 1b: 加速折旧优惠政策虽能缓解融资约束, 但却未能通过融资约束的缓解促使企业增加研发投入进而提升企业 TFP。

上述理论模型的分析表明, 加速折旧优惠政策对企业 TFP 具有促进作用, 而且直接效应传导路径和间接效应传导路径具有影响相反的作用, 那么对于不同类型的企业这些作用是否有差别呢? 我们继续以上述理论分析为基础, 并将企业不同类型的区分映射为非研发投入不同回报率 r 的区分, 分别对不同所有权性质、不同生命周期和不同规模的企业进行考察。由于通过总效应的结论式(5)和直接效应的结论式(10)无法判定在 r 不同的情况下, 税收优惠增加会对研发投入比例 s 的增量产生怎样的影响, 可以通过间接效应的结论式(15)进行分析。从不同所有权性质来看, 中国国情下的国有企业承担了一些政策职能, 其 r 往往不及民营企业高^[22-23]。从不同生命周期来看, 初创期、成长期、成熟期企业的 r 比衰退期的企业高, 而由于存在边际报酬递减规律, 初创期、成长期、成熟期企业的 r 通常会依次递减。从不同规模来看, 规模经济效应使得大型企业的 r 常常高于中小型企业。由式(15)可知, r 越大加速折旧优惠政策的间接效应对直接效应的抵减程度越小, 政策对企业 TFP 的促进作用越强, 由此可以提出如下研究命题。

命题 2: 固定资产加速折旧优惠政策对企业 TFP 的正向促进作用表现出明显的异质性, 政策主要提升民营企业、非衰退期企业与大型企业的全要素生产率, 这种异质性通过研发投入和融资约束的异质性传导形成。

三、政策背景与实证策略

(一) 政策背景

作为企业所得税范畴的结构性减税政策,固定资产加速折旧优惠政策连续出台。2014 年财政部和国家税务总局发布《关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》,允许生物药品制造业,专用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,信息传输、软件和信息技术服务业等 6 个行业的企业,对新购进(包括自行建造)的固定资产可以缩短折旧年限或采取加速折旧方法。2015 年财政部和国家税务总局发布《关于进一步完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》,加速折旧优惠政策扩围至轻工、纺织、机械、汽车等 4 个领域的重点行业。2019 年财政部和国家税务总局发布《关于扩大固定资产加速折旧优惠政策适用范围的公告》。至此,加速折旧优惠政策适用范围涵盖整个制造业。

实际上,2008 年 1 月 1 日起正式实施的《企业所得税法》和《企业所得税法实施条例》中已经规定了固定资产加速折旧政策的适用固定资产类别,即企业在计算所得税税前扣除时,针对技术进步、产品更新换代较快的固定资产和常年处于强震动、高腐蚀状态的固定资产可采用缩短折旧年限或加速折旧的方法计提折旧。从 2014 年开始的新一轮固定资产加速折旧优惠政策是在此基础上的深化完善,虽然与之前计提折旧方式一样,但优惠性更集中于研发类仪器和设备,并规定了适用行业并逐步扩围。同时,固定资产加速折旧政策的减税力度较大,根据政府部门和有关机构的测算,2014 年的加速折旧优惠政策能够使得 A 股上市公司少纳所得税 189 亿元,占其总现金流的 32%,2015 年的加速折旧优惠政策则能够再减税 50 亿元,这为本文运用多期 DID 研究结构性减税如何影响企业 TFP 提供了一个准自然实验。

(二) 模型设定

1. 基准模型设定

本文以制造业全覆盖 2014 年、2015 年这两次

力度较大的政策扩围推进试验为基础,构建多期 DID 模型如下:

$$\begin{aligned} TFP_{it} = & \alpha + \alpha_1 TIME1_{it} + \alpha_2 TIME2_{it} + \\ & \alpha_3 TREATED_{it} + \beta_1 TREATED_{it} \times TIME1_{it} + \\ & \beta_2 TREATED_{it} \times TIME2_{it} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (16)$$

(1) 被解释变量。TFP 为企业全要素生产率。企业 TFP 的测算方式有很多种,包括 OLS 估计、OP 法、LP 法等等,它们均基于 C-D 生产函数:

$$\ln Y_{it} = b + \beta_K \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_M \ln M_{it} + u_{it} \quad (17)$$

式中, Y_{it} 是企业 i 在 t 年时的主营业务收入,用以衡量企业的产出; K_{it} 是企业 i 在 t 年时的资本存量,参考 Brandt 等^[24]的做法,基于永续盘存法进行计算; L_{it} 是企业 i 在 t 年时的“应付职工薪酬”期初期末差值 + “支付给职工以及为职工支付的现金”,用以衡量企业的劳动投入; M_{it} 是企业 i 在 t 年时用于购买商品和劳务的现金流,用以衡量企业的中间投入;残差项 u_{it} 则是企业 TFP 的对数,可以用来估计企业 TFP。

对于企业资本存量的永续盘存法测算,具体而言是采用如下算式:

$$K_t = (1 - \sigma)K_{t-1} + I_t \quad (18)$$

式中, K_t 为 t 期的资本存量; σ 为折旧率,取为 9%^[24-25]; I_t 为 t 期的投资额,衡量企业每年的新增实际资本投入。但是企业并不报告每年的投资额,因此我们先利用企业每年报告的“固定资产原值”推算出企业自开业以来每年的名义投资,然后运用以 2010 年为基期的固定资产投资平减指数将名义投资金额转化为实际投资金额。如果某年固定资产原值数据缺失,则先用企业固定资产原值的平均增长率进行估算。

在企业初始资本存量的计算上,由于 Wind 数据库对于“固定资产原值”数据的最早记录时间为 1990 年,本文区分了在 1990 年之前成立的企业和 1990 年后成立的企业这两种情况。为了方便起见,设定 1990 年及之后成立的企业,成立年的固定资产原值即为企业的初始名义资本存量,利用固定资产投资价格指数将初始名义资本存量转化为

初始实际资本存量。然后利用永续盘存法得到每年的实际资本存量。1990 年之前成立的企业,使用 1995—2000 年的分省份分行业固定资产原值合计数据,计算得到 1995—2000 年平均固定资产原值的增长率,然后按照企业年限倒推企业成立时的名义固定资产投资额。在估算 1995—2000 年增长率时,本文只选择 1995 年之前成立的企业,以规避企业初始投资问题。在得到了每个企业的初始名义资本存量后,用与上面同样的方法估算每年的实际投资和实际资本存量^[24,26]。

OLS 估计方法的问题是存在同时性偏差与样本选择偏差。一方面,在实际生产过程中,企业对于生产要素投入与产量的决策可能是同时进行的,可以通过对自身生产效率的记录适时调整要素投入,这意味着残差项 u_{it} 与回归变量相关,会导致 OLS 估计结果存在偏误。另一方面,生产率较高的企业往往能占据更多的市场份额,具备更强的风险应对能力,在冲击之下得以存活概率更高,从而导致面板数据捕捉到高生产率企业的概率更大。

Olley 等^[27]运用半参数估计法,以投资为 TFP 的代理变量,解决了上述问题^[28-29]。但是我国企业不直接披露投资额数据,估算出来的投资额在一定程度上存在偏误。此外,OP 法会过滤掉投资额为负或者不进行投资的企业,造成 TFP 估计的偏误。而 Levinsohn-Petrin 法(简称 LP 法)利用中间投入作为代理变量,数据更易获得,且中间投入调整成本较小,可以更好地拟合生产率的变化^[5,30]。因此,本文参考 Levinsohn 等^[31]的研究,运用 LP 法测算企业 TFP。具体而言,LP 方法用中间投入品作为影响企业当期决策的生产率冲击的代理变量,已知生产函数是资本、劳动与中间投入的函数:

$$\ln Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

式(19)可表示为:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 m_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

式中,生产率冲击 ε_{it} 可以分解为两个部分,一部分是企业的异质性因素 ω_{it} ,企业能根据 ω_{it} 的变化做

出反应;另一部分是随机冲击 η_{it} 。

假设中间投入是 k_{it} 和 ω_{it} 的函数:

$$m_{it} = m_{it}(k_{it}, \omega_{it}) \quad (21)$$

因为企业投入与 ω_{it} 存在单调递增关系, ω_{it} 可以表示为资本和中间投入的反函数:

$$\omega_{it} = \omega_{it}(k_{it}, m_{it}) \quad (22)$$

将其从 ε_{it} 中分解出来,生产函数可以表示为:

$$y_{it} = \delta_{it}(k_{it}, m_{it}) + \beta_2 l_{it} + \eta_{it} \quad (23)$$

其中:

$$\delta_{it}(k_{it}, m_{it}) = \alpha_{it} + \beta_1 k_{it} + \beta_3 m_{it} + \omega_{it}(k_{it}, m_{it}) \quad (24)$$

然后分为两个阶段估计参数 β_2 以及 β_1 、 β_3 , 则生产函数中的所有系数会被成功估计,利用这一结果,生产函数残差的对数值可被拟合出来,这就是全要素生产率的对数值。

(2) 核心解释变量。 $TREATED \times TIME1$ 和 $TREATED \times TIME2$ 表示是否纳入到加速折旧优惠政策范围的变量。利用虚拟变量 $TIME$ 来区分政策实施时期,加速折旧优惠政策在 2014 年开始实施后,在 2015 年进行扩围。本文将 2014 年之前的年份, $TIME1$ 的值设为 0;2014 年及之后, $TIME1$ 的值设为 1。在 2015 年之前, $TIME2$ 取值为 0;2015 年及之后, $TIME2$ 取值为 1。使用 $TREATED$ 来区分实验组和对照组。对于 2014 年即进入优惠政策范围的企业, $TREATED$ 取值为 1;在 2015 年才进入政策范围的企业, $TREATED$ 在 2015 年及之后由 0 转为 1;从未进入加速折旧政策范围的企业, $TREATED$ 一直保持为 0。在这样的设计策略下, β_1 反映了 2014 年政策实施的效果, β_2 反映了 2015 年政策实施的效果,而 $\beta_1 + \beta_2$ 反映了优惠政策的总效果。另外,为了检验政策影响的异质性,本文分别区分不同所有权性质、不同生命周期与不同规模的企业数据进行模型(16)的回归。在区分企业生命周期时,本文参考 Dickinson^[32]的做法,利用企业的经营性现金流、投资性现金流和筹资性现金流在企业不同生命周期中的符号特征来区分企业的初创期、成长期、成熟期和衰退期。在区分企业规模时,本文采用最新的规模以上大中小型工业企业划分标准,将政策实施当年企业在职员

工人数超过(含)1 000 人并且当年营业收入超过(含)4 亿元的企业定义为大型企业,其他为中小型企业。

(3)控制变量。根据已有的关于企业 TFP 的研究^[33-35],本文选取 3 类控制变量:①反映企业自身特质的控制变量;②表示企业经营能力的控制变量;③表示企业所享其他政策的控制变量。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量归类	变量名称	计算方式	定义
企业特质	SCALE	ln(从业人数)	企业规模
	AGE	观测年度-企业成立时间+1	企业年龄
	KL	ln(固定资产年平均净额/当年企业从业人数)	企业资本密度
经营能力	CASH	期末现金余额/总资产	企业现金存量
	EM	总资产期末余额/所有者权益期末余额	企业杠杆率
	ROE	净利润/平均股东权益	企业盈利能力
	TURNOVER	主营业务收入/平均资产总额	企业市场势力
其他政策	SUBSIDY	政府补助/营业总收入	财政补助

2. 影响机制分析模型

为了检验政策的影响机制以及影响的异质性所产生的原因,本文构建如下模型进行检验:

$$\begin{aligned} MECH_{it} = & \tilde{c} + \tilde{\alpha}_1 TIME1_{it} + \tilde{\alpha}_2 TIME2_{it} + \\ & \tilde{\alpha}_3 TREATED_{it} + \tilde{\beta}_1 TREATED_{it} \times TIME1_{it} + \\ & \tilde{\beta}_2 TREATED_{it} \times TIME2_{it} + \tilde{\theta} Controls_{it} + \tilde{\delta}_i + \tilde{\omega}_t + \tilde{e}_{it} \end{aligned} \quad (25)$$

在式(25)中,MECH 是中介变量,根据前述分析主要包括 R&D 投资和融资约束这两个中介变量。若式(16)中 $\beta_1 + \beta_2$ 、式(25)中 $\beta_1 + \beta_2$ 的估计结果均显著,则可以说明加速折旧优惠政策是通过该中介变量对被解释变量产生影响的^[36]。此外,区分企业的所有权性质、生命周期与规模再次进行式(16)和式(25)的模型估计,探究政策对企业 TFP 的影响异质性所产生的原因。

就中介变量的具体度量而言,对于研发投入,以当年研发投入的对数来衡量。对于融资约束,目前全面衡量企业融资约束的指数主要有 KZ 指数、WW 指数、SA 指数以及其他关键的财务指标,如资产负债率、利息保障倍数等。KZ 指数在后续运用中存在不少与现实相反的情况,遭到了大量质疑。WW 指数包含了具有内生性的变量,比如

现金流、财务杠杆、企业销售增速等指标,而企业的融资约束与这些金融指标之间是相互决定的^[37]。Hadlock 等^[38]则先根据企业的财务状况区分融资约束的类型,然后仅选取企业规模与年龄这两个指标进行 SA 指数的构建,避免了内生性的干扰。本文选取 SA 指数衡量企业融资约束,SA 指数为负,且 SA 指数越大,代表企业所面临的融资约束越强。计算方式如下:

$$SA_{it} = -0.737 \ln SIZE_{it} + 0.043 (\ln SIZE_{it})^2 - 0.04 \ln AGE_{it} \quad (26)$$

式中,SIZE_{it}衡量企业规模,取总资产规模值;AGE_{it}为企业成立年限。

(三)数据描述

本文以 2011—2017 年在沪深 A 股市场上市的制造业和信息传输、软件和信息技术服务业企业财务指标数据为原始样本,数据来源于 Wind、CSMAR 和财汇数据库。本文在样本选取时采用证监会最新行业分类标准,样本涵盖 2014 年政策范围内的全部制造业与信息传输、软件和信息技术服务业企业,并且本文参照《国民经济行业分类》(GB/T4754-2017),确定了被归入 2015 年政策扩围范围的行业。同时考虑到相关企业个体状况的不同,本文对样本数据做如下初步筛选处理:①删除所有者权益为负或 ST、*ST 股票;②剔除所有包含缺失值的样本企业;③对所有连续型变量进行了 1% 和 99% 的缩尾(Winsor)处理。由于本文剔除了包含缺失值的企业,以企业简称以及所属行业是否发生变更为标准,可以判定本文的样本企业均未因政策实施而由不受政策优惠的行业转型至受政策优惠的行业,因此样本的选取符合运用双重差分法的前提条件。表 2 给出了各变量的描述性统计。

四、实证结果与分析

(一)平行趋势检验

运用 DID 模型进行实证分析时,必须满足平行趋势假设,因此本文借鉴 Kudamatsu^[39]的做法,构建模型(27)以检验平行趋势假定:

$$TFP_{it} = \alpha + \sum_{j=-3}^{-1} \beta_j D_{i,t+j} + \beta D_{it} + \sum_{k=1}^3 \beta_k D_{i,t+k} + \gamma Controls_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

表2 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业全要素生产率 (TFP)	9 593	12.423	0.838	10.667	14.854
实验组与对照组 (TREATED)	9 982	0.599	0.490	0.000	1.000
2014 年政策 (TIME1)	9 982	0.571	0.495	0.000	1.000
2015 年政策 (TIME2)	9 982	0.429	0.495	0.000	1.000
企业研发投入 (R&D)	9 629	17.806	1.277	14.205	21.597
企业融资约束 (SA)	9 981	-3.189	0.106	-3.319	-2.064
企业规模 (SCALE)	9 773	7.740	1.082	5.389	10.929
企业年龄 (AGE)	9 812	17.125	4.766	7.000	33.000
企业资本密度 (KL)	9 604	12.717	0.890	9.990	14.928
企业现金存量 (CASH)	9 783	0.202	0.138	0.022	0.699
企业杠杆率 (EM)	9 784	1.817	0.739	1.046	5.664
企业盈利能力 (ROE)	9 784	0.086	0.085	-0.251	0.403
企业市场势力 (TURNOVER)	9 784	0.683	0.366	0.147	2.455
财政补助 (SUBSIDY)	9 883	0.010	0.012	0.000	0.087

式中, $D_{i,t+j}$ 、 D_{it} 、 $D_{i,t+k}$ 均为虚拟变量,若企业在对应时期受到政策影响,则变量值取1,否则取0。因此,可以用 β_j 表示政策实施之前的 j 期的影响, β 表示政策实施当期产生的影响, β_k 表示政策实施之后 k 期的影响。Controls_{it} 包含上文所述控制变量, λ_i 表示企业固定效应, η_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为误差项。如果平行趋势假设成立,则 β_{-3} 至 β_{-1} 应该不显著。

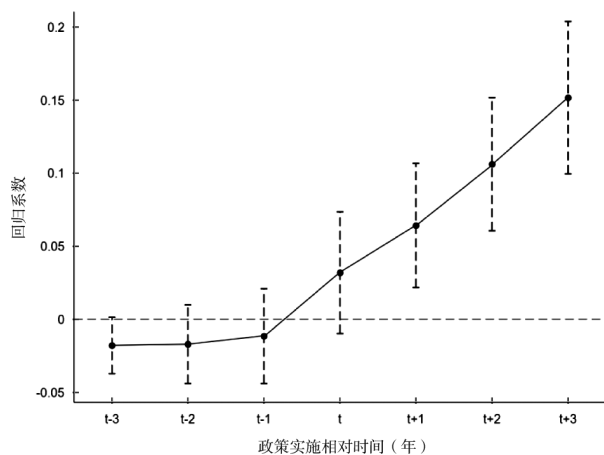


图1 平行趋势检验

图1显示了企业TFP在政策实施前后 β 系数的大小与其90%的置信区间,模型(27)的估计结果显示, $D_{i,t-1}$ 、 $D_{i,t-2}$ 、 $D_{i,t-3}$ 的系数均为负且不显著,说明政策实施前实验组与对照组的企业TFP并不存在明显差异,因此平行趋势假设成立。不仅如此,政策实施后一年 β 系数由负转正,并且 β_1 、 β_2 与 β_3 显著异于0,初步论证了政策对企业

TFP的提升效果。

(二)基准结果与异质性

表3报告了模型(16)的基准回归结果。第(1)列~(5)列分别对应在维持其他变量不变的情况下,逐步加入3类控制变量的回归结果,第(5)列相比于第(4)列则消除了异方差的影响。

表3 政策与企业TFP(总样本)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP
TREATED × TIME1	0.063 *** (0.014)	0.052 *** (0.011)	0.083 *** (0.014)	0.036 *** (0.010)	0.036 *** (0.009)
TREATED × TIME2	0.092 *** (0.022)	0.114 *** (0.018)	0.120 *** (0.023)	0.095 *** (0.015)	0.095 *** (0.011)
Controls ^①	是	—	—	是	是
Controls ^②	—	是	—	是	是
Controls ^③	—	—	是	是	是
Company	是	是	是	是	是
Year	是	是	是	是	是
Constant	8.728 *** (0.310)	11.428 *** (0.042)	12.383 *** (0.012)	7.121 *** (0.284)	7.566 *** (0.200)
政策F值	19.61 ***	28.26 ***	30.86 ***	25.06 ***	68.18 ***
样本数	9 137	9 029	9 508	8 577	8 577
R ²	0.420	0.559	0.333	0.662	0.964

注:***表示在 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

基准回归结果显示,固定资产加速折旧优惠政策的整体系数 $\beta_1 + \beta_2$ 显著为正,说明从实施的整体效果来看,加速折旧优惠政策能够有效提高企业的全要素生产率,命题1得到验证。 β_2 明显大于 β_1 ,表明2015年的政策效应强于2014年。这是由于2014年政策的六大试点行业属于战略性新兴产业的范畴,本身的发展就需要较高的科技含量和创新能力,即使没有税收优惠政策的激励也需要技术进步、生产创新,那么税收优惠的政策效应就会小些;2015年的政策则是向传统制造业领域扩围,一般来说这些行业对于创新的动力不及高新技术产业,创新决策更多受资金和政策的影响,因此加速折旧优惠会产生较强的政策效应。这也由此说明,对于创新型企业可能需要更大力度的政策倾斜。

表4显示了区分企业所有权性质、生命周期以及规模之后,企业TFP对政策的反应。第(1)列是不同所有权性质企业的政策效应的检验结果,可以看到在国有企业之中, $TREATED \times TIME1$ 的回归系数并不显著,但在民营企业中,整体上政

策变量系数显著为正,并且 $TREATED \times TIME1$ 和 $TREATED \times TIME2$ 的显著水平均达到 1%,说明加速折旧优惠政策对民营企业的全要素生产率提升作用更强。第(2)列的回归结果显示政策对处于初创期、成长期和成熟期的企业的全要素生产率影响显著,且整体回归系数依次通过了显著性水

平 5%、1% 和 1% 的 F 检验。第(3)列中,大型企业样本的回归结果显示, $TREATED \times TIME1$ 与 $TREATED \times TIME2$ 的系数均显著异于 0,而中小型企业样本的回归结果却不显著,这表明加速折旧优惠政策显著促进了大型企业全要素生产率的提高。

表 4 分企业特征回归结果

变量	(1)		(2)				(3)	
	TFP		TFP				TFP	
	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
$TREATED \times TIME1$	0.023 (0.017)	0.051 *** (0.013)	0.063 * (0.033)	0.059 *** (0.014)	0.018 (0.016)	-0.013 (0.041)	0.036 *** (0.011)	0.031 (0.037)
$TREATED \times TIME2$	0.063 *** (0.023)	0.116 *** (0.020)	0.112 ** (0.055)	0.095 *** (0.022)	0.090 *** (0.023)	0.075 (0.056)	0.099 *** (0.015)	0.043 (0.079)
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是
Company	是	是	是	是	是	是	是	是
Year	是	是	是	是	是	是	是	是
Constant	6.551 *** (0.541)	7.459 *** (0.339)	7.501 *** (0.710)	7.236 *** (0.421)	8.213 *** (0.480)	8.031 *** (1.205)	7.199 *** (0.291)	7.457 *** (0.779)
政策 F 值	4.59 **	24.10 ***	3.87 **	17.26 ***	8.68 ***	0.88	27.59 ***	0.50
样本数	2 889	5 643	870	3 800	3 030	869	7 898	653
R ²	0.686	0.659	0.704	0.736	0.587	0.562	0.668	0.632

注: *、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类 (cluster) 标准误差。

(三)政策影响的传导路径检验

本文进一步利用模型(25)检验固定资产加速折旧优惠政策影响企业全要素生产率的传导路径,结果如表 5 所示。

表 5 研发投入和融资约束的机理检验

变量	研发投入的机理检验		变量	融资约束的机理检验		
	(1)	(2)		同列(1)	(3)	(4)
	TFP	R&D		TFP	SA	TFP
$TREATED \times TIME1$	0.036 *** (0.010)	0.055 ** (0.025)	$TREATED \times TIME1$	0.036 *** (0.010)	-0.011 *** (0.002)	0.018 ** (0.009)
$TREATED \times TIME2$	0.095 *** (0.015)	0.018 (0.046)	$TREATED \times TIME2$	0.095 *** (0.015)	-0.014 *** (0.003)	0.074 *** (0.015)
—	—	—	SA	—	—	-2.453 *** (0.915)
—	—	—	R&D	—	0.002 (0.002)	0.280 (0.175)
—	—	—	R&D × SA	—	—	0.063 (0.055)
Controls	是	是	Controls	是	是	是
Company	是	是	Company	是	是	是
Year	是	是	Year	是	是	是
Constant	7.121 *** (0.285)	9.089 *** (0.514)	Constant	7.121 *** (0.285)	-2.473 *** (0.071)	-0.451 *** (2.970)
政策 F 值	25.06 ***	2.59 *	政策 F 值	25.06 ***	16.63 ***	14.06 ***
样本数	8 577	8 424	样本数	8 577	8 353	8 282
R ²	0.662	0.533	R ²	0.662	0.460	0.713

注: *、**、*** 分别表示在 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类 (cluster) 标准误差。

表 5 第(2)列中, $TREATED \times TIME1$ 为 0.055,且达到了 5% 的显著性水平,政策变量整体上通过了显著性水平为 10% 的 F 检验,意味着政策的实施促使企业增加了研发投入。表 5 第(3)列、(4)

列旨在捕捉政策的间接效应,因此在回归中相应加入研发投入 R&D、融资约束 SA 及它们的交互项 $R\&D \times SA$ 。第(3)列中 $TREATED \times TIME2$ 对融资约束的回归系数显著为负,政策整体系数通过 F 检验,说明政策能够缓解企业的融资约束。第(4)列的回归中加入了研发投入变量和融资约束变量的交互项 $R\&D \times SA$,其回归系数为正,说明融资约束的缓解反而弱化了研发投入提升企业 TFP 的作用,政策的间接效应对企业 TFP 的影响是负面的,命题 1b 得到验证,而 SA 的回归系数为负可能由于融资约束缓解是通过促进企业组织创新和管理改善等非技术创新方面的因素对企业 TFP 产生了正向影响。通过表 5 的结果可以得到这样的结论,即政策通过研发投入的传导路径从直接效应来看可以提高企业 TFP,冲抵间接效应的不利影响后依然表现出对企业 TFP 的提升作用,从而命题 1a 也得到验证。同时,对比第(2)列和第(3)列的结果可知,就研发投入的促进作用而言,政策对于战略性新兴产业起到了更大的激励作用,而就融资约束的缓解作用而言,政策对于传统制造业产业发挥了更大的作用。

(四) 异质性原因分析

在检验了政策影响的传导路径后,我们将以此为基础分析政策对企业 TFP 的影响异质性所产生的原因。

就表 6 中 R&D 回归结果而言,从不同所有权性质的结果可以看出,当企业为民营企业时,政策对企业的研发投入具有正向影响,并且在 1% 的显著性水平下显著,而国有企业的结果,政策对企业研发投入的回归系数中,无论是单一系数,还是整体系数,均无法通过显著性检验,说明加速折旧优惠政策的施行,主要使得民营企业增加了研发投入。结合表 4 的 TFP 回归结果可以看出,固定资产加速折旧优惠政策通过增加企业研发投入进而提升了民营企业的 TFP。同样结合 R&D 和 TFP 回归结果,从不同生命周期的结果来看,处于成长期的企业在研发投入方面对政策更为敏感,可以说政策主要是通过促使成长期企业增加研发投入得以显著提高了处于这一生命周期阶段的企业 TFP;从不同规模的结果来看,政策对大型企业的研发投入具有显著激励作用,从而对大型企业的 TFP 起到促进作用。

就表 7 中 SA 回归结果而言,从不同所有权性质的结果可以看出,政策对于国有企业和民营企业的融资约束均有缓解作用;从不同生命周期的结果来看,政策对于初创期、成长期、成熟期、衰退期企业的融资约束均有缓解作用;从企业规模来看,政策对于大型企业融资约束的缓解更为明显。

表 7 的 TFP 回归结果中,民营企业、初创期企业、成长期企业、中小企业的 R&D 项前面的系数

为负,意味着这些企业的研发投入对企业的 TFP 产生了负向影响,就已有文献看,部分企业的研发投入确实可能会对企业的 TFP 产生负面影响^[40],上述四类企业的研发投入对企业 TFP 产生负向影响与现实较为契合,主要有以下 4 个方面的解释:①上述 4 类企业整体实力相对同分组的其他类别的企业较弱,对知识产权的保护能力较弱,而研发又具有很强的正外部性,因而在知识产权保护不足的情况下,企业进行研发投入极有可能使得除自身以外的其他竞争企业获益而自己又承担了研发成本,最终便会使得自身遭受损失,对企业 TFP 产生不利影响^[41];②上述 4 类企业实力相对较弱,研发投入数额相对较少,而研发投入对企业绩效具有门槛效应,只有在跨越某一门槛时才能对企业绩效产生正向影响,因而当企业研发投入数额较少时,可能不仅不能从创新方面提升 TFP,反而可能导致企业的资金更为紧张,对 TFP 产生负向影响^[40];③研发投入是否能促进企业 TFP 的提高要看企业的 R&D 吸收能力,上述 4 类企业可能由于内部管理不够完善而导致其 R&D 吸收能力相对较弱^[42];④上述 4 类企业的财务风险相对较高(根据本文数据计算得到),财务风险高的企业在进行研发投入之后其财务风险会增大,这便可能对其 TFP 造成负面影响^[43]。同时,由 SA 和 R&D×SA 前的系数可以看出,民营企业、中小企业的融资约束缓解对企业 TFP 起到负向作用,而国有企业、成熟企业和大型企业融资约束的缓解减弱了研发投入对企业 TFP 的提升作用,其他企业融资约束的缓解对企业 TFP 没有产生显著影响。至此,命题 2 得以验证。

表 6 政策、研发投入、企业 TFP 与企业异质性

变量	企业所有权性质分类		企业生命周期分类				企业规模分类	
	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D
$TREATED \times TIME1$	-0.039 (0.052)	0.091 *** (0.028)	-0.015 (0.075)	0.086 ** (0.036)	0.042 (0.044)	-0.001 (0.082)	0.064 ** (0.026)	-0.004 (0.062)
$TREATED \times TIME2$	-0.125 (0.082)	0.162 *** (0.047)	0.112 (0.119)	0.075 (0.059)	-0.026 (0.085)	0.119 (0.204)	0.036 (0.048)	0.012 (0.076)
政策 F 值	1.54	12.64 ***	0.45	3.83 **	0.47	0.17	3.39 **	0.01
样本数	2 818	5 564	859	3 761	2 958	853	7 758	651
R^2	0.443	0.599	0.532	0.622	0.447	0.431	0.532	0.640

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。**、*** 分别表示 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

表 7 政策、融资约束、企业 TFP 与企业异质性

变量	企业所有权性质分类		企业生命周期分类				企业规模分类	
	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
SA 回归结果								
	SA	SA	SA	SA	SA	SA	SA	SA
$TREATED \times TIME1$	-0.010 *** (0.003)	-0.012 *** (0.003)	-0.016 *** (0.006)	-0.014 *** (0.004)	-0.007 ** (0.003)	-0.006 (0.005)	-0.009 *** (0.002)	-0.012 ** (0.006)
$TREATED \times TIME2$	-0.010 ** (0.005)	-0.017 *** (0.004)	-0.035 *** (0.011)	-0.016 *** (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.014 ** (0.006)	-0.014 *** (0.003)	0.004 (0.011)
$R\&D$	0.004 ** (0.002)	-0.006 *** (0.002)	0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.004 * (0.002)	0.001 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.036 *** (0.007)
政策 F 值	5.23 ***	16.77 ***	7.00 ***	8.72 ***	2.45 *	3.38 **	13.69 ***	2.09
样本数	2 791	5 499	849	3 726	2 929	838	7 695	646
R^2	0.093	0.624	0.592	0.517	0.297	0.391	0.433	0.859
TFP 回归结果								
	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP
$TREATED \times TIME1$	0.023 (0.016)	0.010 (0.011)	0.024 (0.030)	0.038 *** (0.012)	0.009 (0.015)	-0.022 (0.037)	0.020 ** (0.009)	-0.023 (0.020)
$TREATED \times TIME2$	0.058 ** (0.024)	0.054 *** (0.020)	0.042 (0.054)	0.059 *** (0.021)	0.094 *** (0.024)	0.012 (0.056)	0.077 *** (0.015)	0.046 (0.045)
SA	-2.450 ** (1.115)	3.982 ** (1.637)	-0.012 (3.386)	0.368 (1.126)	-4.551 *** (1.500)	-10.572 (6.787)	-2.935 *** (0.988)	10.370 *** (2.583)
$R\&D$	0.400 ** (0.187)	-1.057 *** (0.331)	-0.240 (0.641)	-0.245 (0.214)	0.747 *** (0.276)	1.476 (1.376)	0.366 ** (0.186)	-2.853 *** (0.468)
$R\&D \times SA$	0.110 * (0.058)	-0.360 *** (0.103)	-0.099 (0.202)	-0.105 (0.067)	0.214 ** (0.085)	0.441 (0.426)	0.091 (0.058)	-0.919 *** (0.153)
政策 F 值	3.80 **	4.17 **	0.58	8.58 ***	7.75 ***	0.17	16.02 ***	1.24
样本数	2 724	5 409	831	3 660	2 866	817	7 541	640
R^2	0.695	0.740	0.740	0.786	0.611	0.669	0.711	0.854

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类 (cluster) 标准误差。

综上所述,对于不同经营状况的企业而言,结构性减税的政策效果存在着较为明显的异质性。例如对于处于成长期的企业而言,结构性减税能够引导企业进行研发投入,缓解其融资约束,为企业提升 TFP 提供了强力支撑;而对于处于衰退期的企业而言,虽然结构性减税政策也能够减轻其税收负担,但企业最终不会在提升 TFP 方面发力。

五、稳健性检验

(一) 倾向得分匹配—双重差分法 (PSM-DID)

为避免政策本身可能存在的非随机选择导致的

内生性问题,本文将采用倾向得分匹配—双重差分方法 (Propensity Score Matching with Difference-in-Differences Approach, PSM-DID) 对加速折旧优惠政策的效应再次进行评估。具体而言,首先利用 Logit 模型计算倾向得分,其次,利用 1 对 1 最邻近匹配法对实验组和控制组样本进行匹配,最后以匹配上的样本企业的面板数据为基础进行双重差分回归,得到了表 8 的回归结果。可以看到,利用倾向得分匹配—双重差分法 (PSM-DID) 得到的估计结果与基准模型得到的结果基本一致。

表 8 倾向得分匹配—双重差分法 (PSM-DID) 回归结果

变量	TFP	TFP		TFP				TFP	
	总样本	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
$TREATED \times TIME1$	0.056 *** (0.012)	0.020 (0.019)	0.044 *** (0.014)	0.082 ** (0.039)	0.051 *** (0.016)	0.024 (0.017)	0.022 (0.050)	0.038 *** (0.012)	0.088 * (0.051)
$TREATED \times TIME2$	0.076 *** (0.018)	0.060 * (0.032)	0.109 *** (0.024)	0.071 (0.063)	0.063 ** (0.027)	0.061 ** (0.027)	0.005 (0.086)	0.079 *** (0.017)	0.051 (0.071)
政策 F 值	23.06 ***	2.34 *	15.43 ***	3.23 **	8.80 ***	4.38 **	0.14	17.02 ***	2.11
样本数	7 067	2 211	4 782	757	3 191	2 294	674	6 471	579
R^2	0.673	0.706	0.674	0.706	0.756	0.610	0.616	0.684	0.645

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类 (cluster) 标准误差。

(二) 改变研究样本

2014 年加速折旧优惠政策试点企业除了制造业企业,也包含了信息传输、软件和信息技术服务业的企业。考虑到服务业与制造业的行业特征可能有所不同,本文将信息传输、软件和信息技术服务业的企业样本剔除,利用只包含制造业企业的样本再次进行模型(16)和模型(25)的回归,以检验政策对制造业企业的作用。

表 9、表 10、表 11 分别展示了政策对制造业企业 TFP 以及两个中介变量的影响。在总样本中,政策变量对 TFP 仍呈现显著积极影响,分组样本的回归结果则显示,这种效果在民营企业、大型企业以及成长期和成熟期企业中更加明显。R&D 作为因变量的回归结果显示,政策对 R&D 的促进影响在民营企业 and 大型企业身上依然能够明显体现,但 2014 年政策的促进影响在成长期企业身上却没有之前显著,这可能是由于成长期的信息传输、软件和信息技术服务业企业的政策效应较强,剔除以后的样本政策效应减弱了。SA 作为因变量的回归结果显示,政策普遍缓解了企业的融资约束。表 11 的结果显示,民营企业、初创期企业、成长期企业、中小企业的 R&D 系数为负,这与前文表 7 中的情况较为一致,存在相同的理由。同时,民营企业、中小企业的融资约束缓解对企业 TFP

起到负向作用,国有企业、成熟期企业、衰退期企业、大型企业融资约束的缓解减弱了研发投入对企业 TFP 的提升作用,这与没有剔除服务业的回归结果也较为一致。

表 9 政策与企业 TFP、R&D 和 SA (无服务业总样本)

变量	TFP	R&D	SA
$TREATED \times TIME1$	0.024 ** (0.010)	0.047 * (0.026)	-0.005 ** (0.002)
$TREATED \times TIME2$	0.067 *** (0.015)	-0.003 (0.046)	-0.010 *** (0.003)
政策 F 值	12.96 ***	1.6	5.21 ***
样本数	7 654	7 522	7 460
R^2	0.679	0.510	0.409

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

(三) 合并政策变量

为探究两期政策的不同影响,基准模型将两期加速折旧优惠政策分别用不同的变量度量加入到回归模型中,本部分将(16)式中政策变量合并为 $POLICY_{it}$ 变量,构建多期 DID 模型对基准模型进行稳健性检验: $TFP_{it} = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}POLICY_{it} + \tilde{\gamma}Controls_{it} + \lambda_i + \tilde{\eta}_t + \tilde{\varepsilon}_{it}^{[44]}$,其中,若企业 i 在 t 年时属于加速折旧优惠政策的范围,则 $POLICY_{it}$ 取值为 1,其余情况为 0,从而得到了表 12 的回归结果。可以看到,表 12 的回归结果与表 4 加总的回归结果基本一致,说明了基准结果的稳健性。

表 10 政策、研发投入与企业 TFP (无服务业分样本)

变量	企业所有权性质分类		企业生命周期分类				企业规模分类	
	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
R&D 回归结果								
	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D	R&D
$TREATED \times TIME1$	-0.036 (0.053)	0.073 ** (0.030)	-0.005 (0.084)	0.054 (0.039)	0.065 (0.044)	0.016 (0.086)	0.058 ** (0.028)	0.000 (0.063)
$TREATED \times TIME2$	-0.114 (0.083)	0.139 *** (0.048)	0.053 (0.128)	0.038 (0.061)	-0.053 (0.085)	0.157 (0.206)	0.013 (0.047)	0.012 (0.077)
政策 F 值	1.26	8.56 ***	0.09	1.22	1.25	0.33	2.16 **	0.02
样本数	2 640	4 858	756	3 291	2 731	768	6 881	635
R^2	0.435	0.578	0.520	0.602	0.432	0.419	0.502	0.641
TFP 回归结果								
	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP
$TREATED \times TIME1$	0.022 (0.016)	0.032 ** (0.013)	0.034 (0.033)	0.038 *** (0.014)	0.018 (0.016)	0.007 (0.041)	0.022 ** (0.011)	0.034 (0.037)
$TREATED \times TIME2$	0.061 *** (0.023)	0.079 *** (0.020)	0.083 (0.057)	0.060 *** (0.021)	0.071 *** (0.023)	0.035 (0.055)	0.070 *** (0.015)	0.042 (0.080)
政策 F 值	4.43 **	11.07 ***	1.58	7.94 ***	5.47 ***	0.24	14.03 ***	0.54
样本数	2 707	4 929	769	3 327	2 795	786	7 006	637
R^2	0.692	0.672	0.714	0.761	0.588	0.595	0.683	0.635

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。**、*** 分别表示在 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

表 11 政策、企业融资约束与企业 TFP(无服务业分样本)

类别	企业所有权性质分类		企业生命周期分类				企业规模分类	
	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
SA 回归结果								
	SA	SA	SA	SA	SA	SA	SA	SA
$TREATED \times TIME1$	-0.008 ** (0.004)	-0.006 ** (0.003)	-0.013 ** (0.006)	-0.004 (0.004)	-0.007 * (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.002)	-0.012 * (0.006)
$TREATED \times TIME2$	-0.009 * (0.005)	-0.012 *** (0.004)	-0.028 ** (0.011)	-0.010 * (0.006)	0.001 (0.005)	-0.011 * (0.006)	-0.009 ** (0.003)	0.004 (0.011)
$R\&D$	0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.003)	0.005 ** (0.003)	0.004 (0.002)	0.000 (0.003)	0.004 *** (0.001)	-0.036 *** (0.007)
政策 F 值	3.20 **	5.41 ***	4.86 ***	1.60	1.83	1.54	3.37 **	1.83
样本数	2 616	4 808	746	3 265	2 704	752	6 825	629
R^2	0.067	0.588	0.573	0.458	0.254	0.304	0.364	0.856
TFP 回归结果								
	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP	TFP
$TREATED \times TIME1$	0.023 (0.016)	0.012 (0.012)	0.011 (0.032)	0.032 ** (0.013)	0.013 (0.015)	0.004 (0.040)	0.014 (0.010)	-0.020 (0.020)
$TREATED \times TIME2$	0.054 ** (0.024)	0.046 ** (0.019)	0.041 (0.056)	0.043 ** (0.021)	0.075 *** (0.024)	-0.026 (0.056)	0.058 *** (0.015)	0.043 (0.044)
SA	-2.153 * (1.120)	0.938 (1.717)	-0.410 (3.450)	-0.506 (1.239)	-4.126 *** (1.397)	-13.858 ** (6.026)	-3.214 *** (1.015)	10.628 *** (2.736)
$R\&D$	0.371 ** (0.188)	-0.425 (0.341)	-0.095 (0.643)	-0.031 (0.231)	0.721 *** (0.257)	2.218 * (1.182)	0.463 ** (0.186)	-2.915 *** (0.495)
$R\&D \times SA$	0.101 * (0.058)	-0.160 (0.106)	-0.054 (0.203)	-0.032 (0.072)	0.208 *** (0.080)	0.672 * (0.366)	0.125 ** (0.058)	-0.938 *** (0.162)
政策 F 值	3.71 **	3.31 **	0.32	5.28 ***	5.11 ***	0.11	9.07 ***	1.01
样本数	2 556	4 733	733	3 209	2 647	736	6 687	623
R^2	0.700	0.728	0.740	0.789	0.608	0.666	0.710	0.856

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

表 12 政策与企业全要素生产率(合并政策)

变量	TFP	TFP		TFP				TFP	
	总样本	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
$POLICY$	0.043 *** (0.010)	0.041 ** (0.017)	0.052 *** (0.012)	0.052 (0.036)	0.058 *** (0.015)	0.045 *** (0.014)	0.009 (0.036)	0.044 *** (0.010)	-0.005 (0.046)
样本数	8 577	2 889	5 643	870	3 800	3 030	869	7 898	653
R^2	0.655	0.684	0.649	0.694	0.729	0.583	0.560	0.662	0.623

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。*、**、*** 分别表示在 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

(四)安慰剂检验

1. 重置政策冲击时间

本节分别假设政策 2012 年和 2013 年就开始实施,并将样本期间局限在 2011—2013 年以规避政策的实际影响,并分别利用双重差分法的基准模型进行安慰剂检验:

$$DEPENDENT_{it} = \alpha' + \alpha_1' TIME_{it} + \alpha_2' TREATED_{it} + \beta' TREATED_{it} \times TIME_{it} + \gamma' Controls_{it} + \lambda_i' + \eta_t' + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

式中, $DEPENDENT_{it}$ 依次为企业全要素生产率、企业研发投入,进入政策试点范围的企业 $TREATED_{it}$

取 1,从未进入政策范围的 $TREATED_{it}$ 取 0;分别将 2012 年及以后与 2013 年及以后的 $TIME_{it}$ 设置为 1,其余年份设置为 0,政策效果由 β' 呈现。DID 的前提条件是政策真正实施之前处理组与对照组的 TFP 间不存在显著差异,若样本合格,则在本节的假设条件下, $TREATED \times TIME$ 的回归系数应该不显著。回归结果显示,政策变量的回归系数无论是在总样本中,还是区分企业不同类型后的样本中,基本都是不显著的(即使极个别的结果显著,其显著性水平也仅有 10%),这说明存在其他未观测到的因素对样本企业 TFP 有所作用的概率很小。

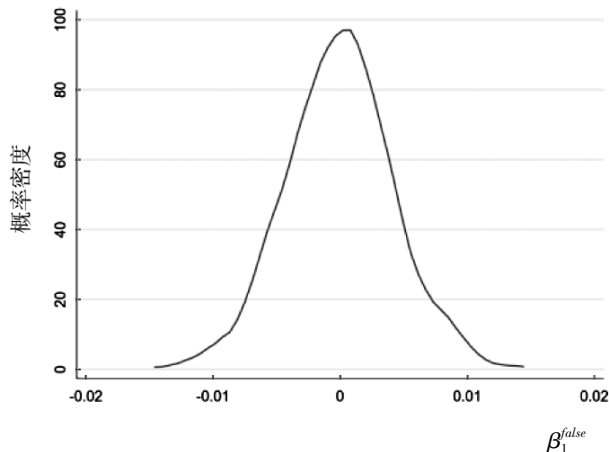
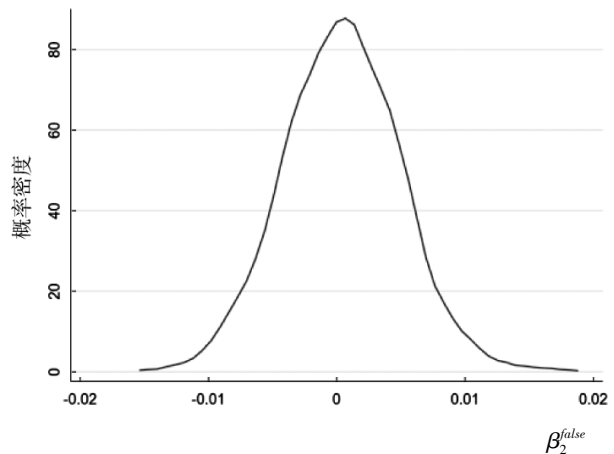
表 13 虚置 2012 年、2013 年政策与企业 TFP

变量	TFP	TFP		TFP				TFP	
	总样本	国有	民营	初创期	成长期	成熟期	衰退期	大型	中小型
假定政策为 2012 年实施									
$TREATED \times TIME$	-0.019 (0.013)	-0.034* (0.019)	-0.013 (0.018)	0.007 (0.058)	-0.018 (0.019)	-0.014 (0.016)	-0.043 (0.045)	-0.018 (0.013)	-0.094 (0.061)
样本数	3 577	1 223	2 346	371	1 555	1 287	375	3 301	264
R^2	0.503	0.575	0.486	0.596	0.591	0.453	0.362	0.516	0.389
假定政策为 2013 年实施									
$TREATED \times TIME$	0.001 (0.011)	-0.010 (0.018)	0.000 (0.015)	-0.028 (0.051)	0.001 (0.017)	0.016 (0.015)	-0.051 (0.041)	0.006 (0.011)	-0.115* (0.068)
样本数	3 577	1 223	2 346	371	1 555	1 287	375	3 301	264
R^2	0.502	0.573	0.486	0.597	0.591	0.453	0.364	0.515	0.398

注:本表模型均加入了控制变量、个体固定效应和时间固定效应。*表示在 $p < 0.10$ 有统计学意义,估计系数下面的小括号内为企业层面聚类(cluster)标准误差。

2. 随机抽取实验组

为进一步论证企业 TFP 的提升是由加速折旧优惠政策带来的,本文参考 La 等^[45]、Liu 等^[46]、Lu 等^[47]的做法再次进行安慰剂检验。本文的样本中共包含 1 426 家企业,其中 626 家企业在 2014 年即受政策的影响,533 家企业到了 2015 年才被纳入政策范围。据此,本文从 1 426 家企业中随机选取 626 家设定为“伪”2014 年政策试点企业,随机选取 533 家企业设定为“伪”2015 年政策试点企业,并将剩余样本企业设定为不受政策影响的企业,从而构建出安慰剂检验的 $TREATED$ 变量以及交互项 $TREATED \times TIME1$ 、 $TREATED \times TIME2$,并再次进行模型(16)的回归。这样的处理使得政策的冲击变得随机,因此政策变量应该不会对企业 TFP 产生显著影响,即 $TREATED \times TIME1$ 的回归系数 β_1^{false} 与 $TREATED \times TIME2$ 的回归系数 β_2^{false} 在统计上不应该显著异于 0。本文进行了 1 000 次随机试验,政策变量的回归系数核密度分布见图 2、图 3。

图 2 β_1^{false} 分布图 3 β_2^{false} 分布

如图 2、图 3 所示,通过 1 000 次随机处理后政策变量的系数均值接近于 0 (β_1^{false} 均值为 -0.000 065; β_2^{false} 均值为 -0.000 103),再次论证企业 TFP 的提升并非来源于不可观测因素。

六、结论与政策含义

(一) 结论

第一,加速折旧优惠政策对制造业与信息传输、软件和信息技术服务业企业的全要素生产率有显著的提升效应。第二,这种效应存在异质性,政策提升企业 TFP 的作用主要体现在民营企业、成长性较高企业以及大型企业。第三,政策主要是通过直接激励企业增加研发投入而正向作用于企业 TFP,融资约束缓解未能促使企业增加研发投入从而提升企业 TFP。第四,政策对企业 TFP 影响的异质性通过企业研发投入和融资约束的异质性传导形成,政策通过直接激励的研发投入传导路径对民营企业、大型企业 TFP 的正向影响会受到融资约束传导路径的负向抵减。

(二)政策含义

1. 加速折旧优惠政策促进了企业 TFP 的提升,其直接激励企业增加研发投入的正向影响效应非常明显,而融资约束的缓解并不是对所有类型企业 TFP 都起到正向作用。加速折旧优惠政策可以进一步向创新型行业倾斜,将其所属企业新购进研发和生产经营共用的仪器和设备均纳入政策范围,而不仅仅是小微企业。对于所有行业符合科技部、财政部、国家税务总局认定的研发用仪器和设备,考虑均纳入加速折旧优惠政策。同时,国家在持续面临赤字加大的压力时可以考虑暂且维持对所有行业关于一次性税前扣除的固定资产单位价值限额。

2. 加速折旧优惠政策对不同企业的影响及其传导路径作用具有较强的异质性,这也意味着政府在设计政策时,应将不同企业的特征纳入考量,采取差异化措施,多向民营企业与高成长性企业侧重,进一步增强加速折旧优惠政策对企业 TFP 的提升作用。同时,也应该关注政策对国有企业影响不够明显的原因,继续深化国有企业市场化改革,提升其投资回报率、激发其创新活力。

3. 在落实减税降费政策的过程中,应充分发挥普惠性减税和结构性减税的各自优势、配合施政,结构性减税既有“减税”的收入效应更有“结构性”的政策引导作用,协调好两种作用的关系将能有效地促进我国在面临经济下行压力的情况下,持续实行积极财政政策和深化供给侧结构性改革。在制定具体措施时,结构性减税政策不应仅立足于促进减税降费目标的实现,而且要使得降低税负的作用对象范围集中在满足政策引导的征税标的,从而使得国家财政在支持经济结构调整和发展方式转变的过程中更加游刃有余。

参考文献:

- [1] 贾康. 以结构性减税为政策重点服务全局[J]. 中国党政干部论坛, 2012(8): 4-5.
- [2] HUSSAIN S M. The contractionary effects of tax shocks on productivity: an empirical and theoretical analysis[J]. Journal of macroeconomics, 2015, 43: 93-107.
- [3] HUANG C H. Tax credits and total factor productivity: firm-level evidence from Taiwan[J]. Journal of technology transfer, 2015, 40(6): 932-947.
- [4] BERNINI C, CERQUA A, PELLEGRINI G. Public subsidies, TFP and efficiency: a tale of complex relationships[J]. Research policy, 2017, 46(4): 751-767.
- [5] 任曙明, 吕镡. 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, 2014(11): 10-23, 187.
- [6] HOWELL A. Picking “winners” in China: do subsidies matter for indigenous innovation and firm productivity? [J]. China economic review, 2017, 44: 154-165.
- [7] 李骏, 刘洪伟, 万君宝. 产业政策对全要素生产率的影响研究——基于竞争性与公平性视角[J]. 产业经济研究, 2017(4): 115-126.
- [8] 刘行, 叶康涛, 陆正飞. 加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 18(1): 213-234.
- [9] 刘啟仁, 赵灿, 黄建忠. 税收优惠、供给侧改革与企业投资[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 78-96, 114.
- [10] 刘啟仁, 赵灿. 税收政策激励与企业人力资本升级[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 70-85.
- [11] 李昊洋, 程小可, 高升好. 税收激励影响企业研发投入吗? ——基于固定资产加速折旧政策的检验[J]. 科学学研究, 2017, 35(11): 1680-1690.
- [12] 曹越, 陈文瑞. 固定资产加速折旧的政策效应: 来自财税[2014] 75 号的经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2017(11): 58-74.
- [13] 韩仁月, 马海涛. 税收优惠方式与企业研发投入——基于双重差分模型的实证检验[J]. 中央财经大学学报, 2019(3): 3-10.
- [14] 伍红, 郑家兴, 王乔. 固定资产加速折旧、厂商特征与企业创新投入——基于高端制造业 A 股上市公司的实证研究[J]. 税务研究, 2019(11): 34-40.
- [15] 邓利梅. 加速折旧政策扩围对企业所得税的影响[J]. 财会月刊, 2016(28): 11-13.
- [16] 刘伟江, 吕镡. 固定资产加速折旧新政对制造业企业全要素生产率的影响——基于双重差分模型的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2018, 24(3): 78-87.
- [17] 王宗军, 周文斌, 后青松. 固定资产加速折旧所得税政策对企业研发创新的效应[J]. 税务研究, 2019(11): 41-46.
- [18] LOPEZ-RODRIGUEZ J, MARTINEZ-LOPEZ D. Looking beyond the R&D effects on innovation: the contribution of non-R&D activities to total factor productivity growth in the EU[J]. Structural change and economic dynamics, 2017, 40: 37-45.

- [19] YANG Z F, SHI Y, YAN H. Analysis on pure e-commerce congestion effect, productivity effect and profitability in China[J]. Socio-economic planning sciences, 2017, 57: 35-49.
- [20] MIDRIGAN V, XU D Y. Finance and misallocation: evidence from plant-level data[J]. American economic review, 2014, 104(2): 422-458.
- [21] MOSSIN J. Taxation & risk-taking: an expected utility approach[J]. Economica, 1968, 35(137): 74-82.
- [22] 陈斌开, 陆铭. 迈向平衡的增长: 利率管制、多重失衡与改革战略[J]. 世界经济, 2016, 39(5): 29-53.
- [23] 孔东民, 项君怡, 代昀昊. 劳动投资效率、企业性质与资产收益率[J]. 金融研究, 2017(3): 145-158.
- [24] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [25] 范剑勇, 冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜: 基于出口密度差别上的检验[J]. 管理世界, 2013(8): 16-29.
- [26] 尹恒, 柳荻, 李世刚. 企业全要素生产率估计方法比较[J]. 世界经济文汇, 2015(4): 1-21.
- [27] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [28] 苏锦红, 兰宜生, 夏怡然. 异质性企业全要素生产率与要素配置效率——基于 1999—2007 年中国制造业企业微观数据的实证分析[J]. 世界经济研究, 2015(11): 109-117, 129.
- [29] 王贵东. 1996-2013 年中国制造业企业 TFP 测算[J]. 中国经济问题, 2018(4): 88-99.
- [30] 罗雨泽, 罗来军, 陈衍泰. 高新技术产业 TFP 由何而定? ——基于微观数据的实证分析[J]. 管理世界, 2016(2): 8-18.
- [31] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of economic studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [32] DICKINSON V. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. Accounting review, 2011, 86(6): 1969-1994.
- [33] LIU X H, BUCK T. Innovation performance and channels for international technology spillovers: evidence from Chinese high-tech industries[J]. Research policy, 2007, 36(3): 355-366.
- [34] MANOVA K. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade[J]. Review of economic studies, 2013, 80(2): 711-744.
- [35] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(3): 44-56.
- [36] 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.
- [37] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [38] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. Review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [39] KUDAMATSU M. Has democratization reduced infant mortality in Sub-Saharan Africa? evidence from micro data[J]. Journal of the European economic association, 2012, 10(6): 1294-1317.
- [40] 孙晓华, 王昀. R&D 投资与企业生产率——基于中国工业企业微观数据的 PSM 分析[J]. 科研管理, 2014, 35(11): 92-99.
- [41] 李春涛, 宋敏. 中国制造业企业的创新活动: 所有制和 CEO 激励的作用[J]. 经济研究, 2010, 45(5): 55-67.
- [42] 张海洋. R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长[J]. 经济研究, 2005(5): 107-117.
- [43] 黄曼行, 任家华, 严斌. 我国中小企业 R&D 投资与企业财务风险——基于分位数回归方法[J]. 科技管理研究, 2014, 34(14): 113-117.
- [44] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. Journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [45] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEA S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil[J]. American economic journal: applied economics, 2012, 4(4): 1-31.
- [46] LIU Q, LU Y. Firm investment and exporting: evidence from China's value-added tax reform[J]. Journal of international economics, 2015, 97(2): 392-403.
- [47] LU Y, TAO Z G, ZHU L M. Identifying FDI spillovers[J]. Journal of international economics, 2017, 107(7): 75-90.

(本文责编: 海洋)