政府补贴对企业全要素生产率的影响研究

郑伟业1, 吕雪萌1, 许超敏1, 李雄英1, 陈炜彬2

¹广东财经大学经济学院,广东 广州 ²广东财经大学统计与数学学院,广东 广州

收稿日期: 2024年3月4日; 录用日期: 2024年3月13日; 发布日期: 2024年4月18日

摘要

政府补贴对企业生产运营和就业创造的影响显著,被视为推动制造业转型发展的关键手段。本研究基于我国制造业上市企业的数据,采用双向固定效应模型,探究政府补贴与企业全要素生产率的因果关系,并通过OP和LP方法进行实证检验。结果显示,政府补贴显著提升了制造业企业的全要素生产率。此外,企业全要素生产率与企业规模和资本密集度正相关,与企业年龄和资产负债比负相关。研究还发现,企业的创新研发投入对政府补贴的效果有负向调节作用,即创新研发投入越高,政府补贴对全要素生产率的提升效果越弱。特别地,政府补贴对高新技术企业全要素生产率的提升作用大于非高新技术企业,这可能是因为高新技术企业更依赖尖端技术。因此,政府应重视其补贴在企业发展中的作用,参照企业特征采取多元化补贴形式,使企业能专注于优势技术领域,从而从宏观层面促进整个行业的技术实力提升。

关键词

政府补贴,企业全要素生产率,制造业企业

A Study of the Impact of Government Subsidies on the Total Factor Productivity of Enterprises

Weiye Zheng¹, Xuemeng Lyu¹, Chaomin Xu¹, Xiongying Li¹, Weibin Chen²

¹School of Economics, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou Guangdong

Received: Mar. 4th, 2024; accepted: Mar. 13th, 2024; published: Apr. 18th, 2024

Abstract

Government subsidies have a significant impact on enterprise production and operation and job cre-

文章引用: 郑伟业, 吕雪萌, 许超敏, 李雄英, 陈炜彬. 政府补贴对企业全要素生产率的影响研究[J]. 现代管理, 2024, 14(4): 574-587. DOI: 10.12677/mm.2024.144070

²School of Statistics and Mathematics, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou Guangdong

ation, and are regarded as a key means to promote the transformation and development of the manufacturing industry, Based on the data of listed enterprises in China's manufacturing industry, this study adopts a two-way fixed effect model to explore the causal relationship between government subsidies and enterprises' total factor productivity, and conducts empirical tests through OP and LP methods. The results show that government subsidies significantly enhance the total factor productivity of manufacturing enterprises. In addition, enterprises' total factor productivity is positively related to enterprise size and capital intensity, and negatively related to enterprise age and gearing ratio. The study also finds that enterprises' innovation and R&D investment negatively moderates the effect of government subsidies, i.e., the higher the innovation and R&D investment, the weaker the effect of government subsidies on total factor productivity enhancement. In particular, the effect of government subsidies on total factor productivity is greater for high-tech enterprises than for non-high-tech enterprises, which may be due to the fact that high-tech enterprises rely more on cutting-edge technologies. Therefore, the government should pay attention to the role of its subsidies in the development of enterprises and adopt diversified forms of subsidies with reference to the characteristics of enterprises, so that enterprises can focus on advantageous technological fields, thus promoting the technological strength of the whole industry at the macro level.

Keywords

Government Subsidies, Total Factor Productivity of Enterprises, Manufacturing Enterprises

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/



Open Access

1. 引言

考虑到我国劳动力成本优势的逐步消失以及资源与环境约束的收紧,能否实现可持续发展是过去的 粗放式制造业发展模式正面临的严重问题。同时,在国际市场上,当今世界上先进制造业的价格和技术 双重挤压也使得中国制造业面临巨大的国际竞争压力[1]。因此,应当以保持制造业比重基本稳定为前提, 提高制造业的发展质量和水平,重塑中国制造业发展的创新效率优势,大力推动我国制造业提质增效和 升级转型、增强经济增长新动能、促进宏观经济稳定与可持续发展。为此,必须要转变制造业发展模式, 以技术进步为主要驱动力,推动制造业发展模式由规模化、数量化向效率创新型转变,提高制造业企业 的发展质量和效率。

目前,我国全要素生产率(TFP)仍旧处于较低水平,对产出贡献仅达到 21%,且增长较为缓慢[2]。尤其在 2008 年国际金融危机以后,我国制造业全要素生产率增长率不增反降,且与美国制造业全要素生产率差距有逐渐拉大的趋势[3]。由此可见,要坚持制造业向高性能高效能发展,加快体制机制改革,提高科技创新发展水平,推动我国制造业全要素生产率全面提高。企业是制造业发展的微观基础,提高制造业的发展效率和质量,必须从企业本身入手,支持和引导企业开展技术研发和创新,提高企业的全要素生产率。近年来,我国宏观经济体系变革与以企业为主体的国家创新体系建设为制造业企业陆续成功展开研发创新活动提供了强有力的制度根基,确保了企业公平地进行创新竞争、公平获取创新收益,企业研发创新能力和全要素生产率也得到了显著提升[4]。

党的十九大强调"提高全要素生产率对于经济高质量发展至关重要",我国作为制造业大国,提高制造业的发展效率和质量对于经济转型和升级产业结构都将起到关键影响。而政府是确保我国制造业高质量高效率发展的重要力量,应当在推动企业全要素生产率的提升过程中有所作为。政府对企业的干涉,

长久以来都被学术界广泛讨论和研究,其涉及的渠道也是多层次的,包括政府对企业行为的干预、政府对企业采取的直接优惠政策,而政府补贴作为其中的重要方式,要把弥补和完善市场机制调节作为其内在要求,对企业给予必要的扶持,并逐步转变为企业发展必不可少的支持力量。

中国经济发展正处于由高速增长转向高质量发展的重要阶段,推动经济发展质量变革的关键在于提高企业全要素生产率。而要想以提高全要素生产率反向推动经济高质量发展,关键在于处理好政府和市场的关系,完善有利于资源优化配置的体制机制和相关变革方法[5]。考虑到制造业企业技术上的复杂性、不确定性、外溢性会导致其研发创新动力不足的问题,政府制定了一系列关于制造业企业发展的财政补贴、创新奖励等优惠政策。而且,随着各国科技竞争日趋激烈,不论是发达国家还是发展中国家而言,都对科技产业给予了大量的财政补贴,以帮助制造业企业抢占关键技术领域的领先地位[6]。政府补贴是中国政府实施创新驱动战略进而促进制造业企业发展的重要政策措施。那么,回答"政府补贴能否能够有效促进企业全要素生产率的提升?政府补贴对企业的异质性影响有何不同?"这些问题既可以更加科学合理地评估政府补贴的实施效果,而且有助于进一步分类、精准地为政策实施提供新思路。

2. 理论分析与研究假说

2.1. 政府补贴对全要素生产率的直接影响

关于政府补贴对企业全要素生产率的影响,学术界已展开广泛讨论,但最终结果仍存在争议。一种观点认为,政府补贴对企业全要素生产率有着正向激励效果[7],主要表现有如下四个方面: 1) 政府补贴提升了企业的科研支出,直接降低了企业的创新成本[8],使企业提高技术创新水平[9],并且企业的技术及产品创新又可以通过扩散效应反向促进全要素生产率的提高[10]。2) 政府补贴有效推动了企业全要素生产率的升高,但随着企业全要素生产率水平的持续稳定增加,政府补贴对企业全要素生产率的边际效用也相应逐渐减弱[11]。3) 政府补贴对企业全要素生产率具有显著影响[12],两者之间存在 U 型关系且在工业组成、地理因素、缺乏技术革新和生产力水平低下的长期问题及所有制条件下存在异质性。4) 政府补贴可以优化企业的融资约束收紧等负面状况,进而提升企业全要素生产率。融资约束状况的好坏会对制约企业经营效率的提升有重要影响[13],而政府补贴通过直接予以企业资金扶持,增强资产流动性[14];还能够向社会传递信号并拓宽企业的融资渠道,最终政府补贴可以促进企业 TFP 的提升[15]。

另一种观点则认为,政府补贴一定程度上并不能提升企业全要素生产率。政府补贴对企业全要素并 未产生积极影响,其只是客观地提升了高科技产业的自主创新能力,但对微观企业的生产效率起到负向 作用,甚至抑制了其全要素生产率的升高[16]。

因研究对象不同,加之全要素生产率计算方法不一致,政府补贴对企业全要素生产率的影响效果颇具争议。而且在更多情况下,政府补贴对企业全要素生产率的影响是非线性的,即补贴效果也会受企业其他内外因素的影响。如企业自身规模、资本结构[17]、产权性质[18]、所在行业的技术研发水平[8]等。并且研究发现[19],要素市场扭曲程度也会对补贴的有效性产生调节作用。那么,政府补贴是否能够真正提升中国制造业企业全要素生产率?一方面,根据资源基础理论,政府补贴可以通过分散企业改革不可控性以降低其所带来的风险,促进企业开展研发创新活动,提升企业在要素和人力资本、技术研发等方面的竞争优势[20]。另一方面,政府补贴的信号传递效应能够缓解企业的研发融资约束收紧[21]。制造业企业的核心资源是技术研发和人力资本,获得政府补贴是企业及其行业具有发展潜力的重要信号。在获得补贴的基础上,制造业企业可以获得更多的融资支持,以用于技术研发和扩大生产规模,进而提升资源利用效率、技术效率和生产效率。综上,提出第一个假说:

H₁: 政府补贴对企业全要素生产率起到明显的积极作用效果。

2.2. 政府补贴对全要素生产率的异质性效果

本文从两个方面做了以下创新。首先,在研究对象方面,与以往大多数基于工业企业数据库的研究不同,本文以我国制造业企业上市公司为样本,使得分析结论和相关对策更具针对性。以往文献所使用的工业企业数据库具有样本量庞大等优点,但也存在测量误差明显、指标大小异常和样本匹配混乱等诸多问题[22]。另一方面,工业企业数据库包含的企业数目颇多,不同企业在规模、经营收益、获取政府补贴的能力等方面存在较为明显的差异,如果缺乏足够细致的异质性考察,所得出的一般性结论对一些具有特定性质的企业补贴政策的制定并不具有实际的参考价值。为此,本文基于制造业上市公司数据并进行有效筛选后研究,从产业、地区、研发创新能力等层面详细分析了政府补贴对企业全要素生产率的异质性影响。

梳理分析以往文献表明,现有关于政府补贴对企业全要素生产率影响的研究仍处于各执一词的局面。造成这些争议的原因可能包括样本选择与分析方法的差异、企业 TFP 计算方法和指标选择的差异,以及实证分析过程中缺乏足够详细的异质性考察。为此,本文进一步缩小了研究范围,根据我国 2003~2020 年 A 股制造业企业上市公司数据,建立双向固定效应模型考量政府补贴对企业全要素生产率的总体影响及其异质性作用效果;其次,通过分别替换解释与被解释变量及建立动态面板双向固定效应模型重新估计政府补贴影响企业全要素生产率的作用,检验结论的稳健性。上述研究结论对政府如何制定上市制造业企业补贴政策具有重要的参考意义。因此,本文提出如下假设:

H_{2a}: 政府补贴对民营企业与国有企业全要素生产率有异质性影响。

H_{2b}: 政府补贴对高新技术企业与非高新技术企业存在异质性效果。

3. 模型、变量与数据

鉴于非制造业企业的生产函数较为复杂,不能用 C-D 生产函数刻画企业的全要素生产率,因此本研究以 2003~2020 年 A 股上市制造业企业为初始样本。在初始样本的基础上,本研究对数据做了如下处理:第一,为确保能够长期观测政府补贴对企业全要素生产率的影响,剔除 2003 年之后上市的样本;第二,为确保数据的完整性,剔除主要变量缺失的样本。最终得到 771 家企业 13,878 个观测值。为了剔除异常值对回归结果稳健性可能产生的影响,对所有除虚拟变量外的连续变量进行上下 1%的 Winsorize 截尾处理。

本研究中上市公司基本信息数据、相关财务数据以及政府补贴数据来源于国泰安 CSMAR 数据库。各地区财政支出数据来源于国家统计局官网。

3.1. 被解释变量

本研究的被解释变量为企业全要素生成率(TFP)。全要素生成率是代表企业对人力、物力、财力等资源的利用效率。衡量企业全要素生产率的方法多样,常见的基于参数估计的 OLS、FE 方法,基于非参数估计的 OP、LP 方法。由于 OLS、FE 方法存在严重的内生性问题,无法较为准确地估计企业的全要素生成率,本文沿用[23]的做法,使用 OP 方法对企业全要素生产率进行衡量。根据[24]的估计思路,借鉴[25]的具体做法,使用以下估计模型:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \beta_4 \operatorname{age}_{it} + \beta_5 \operatorname{SOE}_{it} + \sum_{m} \beta_m \operatorname{Year}_{j} + \varepsilon_{it}.$$
 (1)

其中,Y为主营业务收入;lnL为劳动投入,用企业员工数来衡量;lnK为企业固定资产投入;lnM为中间投入,用购买商品、接受劳务支付的现金来衡量;age 为企业年龄;SOE 为国有企业虚拟变量;Year 是时间固定效应。在[24]的半参数三部估计法中,状态变量包括企业固定资产(lnK)和企业年龄(age);控制变量为企业是否为国有企业(state);代理变量为企业的投资(lnI);自由变量包括从业人员人数(lnL)、购

买商品、接受劳务支付的现金(M)以及年份(year); 退出变量则根据企业的生产经营状况产生。

3.2. 核心解释变量

本研究的核心解释变量为政府补贴。从我国政府对企业给予奖励、减免税收等形式的补贴的基本事实出发,可从两方面度量政府补贴,一是企业获得政府补贴的金额值(subsidy),二是考虑企业是否获得政府补贴(subsidy_2)。在基准回归阶段,本研究将使用政府补贴金额代理解释变量,即企业获得政府补贴金额值 + 1 的自然对数。在稳健性检验时,本研究则使用政府补贴虚拟变量,即若企业获得政府补贴。据拟变量(subsidy_2)取值为 1,若未获得,则取值为 0。

3.3. 控制变量

参考已有文献的做法,本文的控制变量包括: 1) 企业规模(size)。规模大的企业拥有更雄厚的资源,资金和人才规模的优势有利于进一步社会化的生产,因此参考[19]的做法用企业员工数的自然对数衡量企业的规模。2) 资产负债比(leverage)。企业的治理结构会影响企业决策,从而间接影响企业的全要素生产率; 3) 企业年龄(age)。企业年龄会改变企业的组织情景,由内而外地改变企业的全要素生产率,因而本研究用企业成立年限加一的自然对数衡量,进而控制年龄对结果的影响。4) 资本密集度(klr)。相比于劳动密集型企业,资本密集型企业更加注重企业的研发和创新。本研究用固定资产(万元)与从业人数的比值衡量企业的资本密集度。5) 行业虚拟变量(ind)。全要素生产率可能存在行业异质性,因此本研究根据中国证券监督管理委员会颁布的《上市公司行业分类指引(2012年修订)》对所有制造业的二级行业设置虚拟变量。

3.4. 模型设计

鉴于政府补贴与企业全要素生产率之间可能存在一定的双向影响,本文将使用双向固定效应模型识别获得政府补贴与全要素生产率之间的因果关系,尽可能地削弱变量内生性问题。同时,政府补贴对企业全要素生产率的影响存在时间间隔,需要考虑政府补贴的滞后效应,按照 TFP 的定义,因此构建以下具体模型:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it-1} + \alpha Controls_{it} + \tau_t + \varepsilon_i + \mu_{it}$$
(2)

其中, TFP_{it} 是被解释变量,具体为 i 企业在 t 时期的全要素生产率, x_{it-1} 为解释变量,在基准回归中具体为 i 企业在 t-1 时期的获得政府补贴的金额数(本文对比了在滞后 1 期、滞后 2 期、滞后 3 期条件下的回归结果,结果表明,不同滞后阶数的回归结果并未有显著差异,且在滞后 1 期差异最为显著,因此在实证分析部分本研究以滞后 1 期代表)。Controls_{it} 为控制变量,具体包括企业规模(size)、资产负债比(leverage)、企业年龄(age)、资本密集度(klr)以及行业虚拟变量(ind); τ_t 为时间固定效应; ε_i 为个体固体效应; μ_{it} 为其他随机效应。在回归结果中,若 α_1 显著为正,则说明财政补贴能够提升企业的全要素生产率。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。结果显示,样本中企业全要素生产率均值为 13.7,标准差为 1.040, 其中 75%企业的全要素生产率大于 13.048, 这说明了样本中全要素生产率在企业间的差距较小。政府补贴金额(subsidy)均值为 11.796,标准差为 7.451,政府补贴虚拟变量 subsidy_2 均值为 0.726,标准差为 0.446,说明每个企业平均获得过 132720.4 元的政府补贴,不同企业获得政府补贴和获得补贴金额数的大小存在较大差异。

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值	25%分位	75%分位
TFP	13878	13.700	1.040	10.668	16.188	13.048	14.359
subsidy	13878	11.796	7.451	0	22.275	0	17.138
subsidy_2	13878	0.726	0.446	0	1	0	1
size	13878	21.937	1.389	18.671	25.586	20.971	22.799
age	13878	2.797	0.400	1.609	3.466	2.565	3.091
leverage	13878	0.532	0.256	0.079	1.845	0.370	0.662
klr	13868	47.090	65.185	1.240	438.526	14.177	50.824

4.2. 基准回归结果

表 2 精确呈现了基准回归结果,在不控制其他变量以及时间、行业与个体效应的情况下,政府补贴的回归系数为 0.057,并在 1%的水平下显著。进一步控制其他变量后,政府补贴的回归系数为 0.029,同样在 1%的显著水平下显著为正。通过控制时间、行业与个体效应,政府补贴的回归系数的正负情况以及显著性并未发生变化。另外,回归结果呈现出随着其他变量的加入以及各种效应的控制,回归模型的 R^2 数值增大。以上结果表明,政府补贴会提高企业的全要素生产率。由此,本研究的假设 H_1 得以验证。

Table 2. Baseline regression results 表 2. 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
subsidy	0.057*** (52.638)	0.029*** (21.294)	0.025*** (12.614)	0.027*** (14.734)	0.011*** (7.492)
size		0.228*** (39.199)	0.220*** (36.453)	0.214*** (35.592)	0.091*** (13.248)
age		0.358*** (15.328)	-0.007 (-0.201)	-0.064** (-2.041)	-0.157** (-2.381)
leverage		-0.103*** (-3.510)	-0.055* (-1.886)	-0.201*** (-7.151)	-0.358*** (-13.447)
klr		0.001*** (28.238)	0.001*** (26.706)	0.001*** (29.163)	0.001*** (19.202)
常数项	13.029*** (863.382)	10.501*** (133.913)	11.616*** (108.596)	11.854*** (117.435)	13.395*** (71.372)
控制时间效应	否	否	是	是	是
控制行业效应	否	否	否	是	是
控制个体效应	否	否	否	否	是
样本量	13,878	13,878	13,878	13,878	13,878
R^2	0.166	0.276	0.294	0.411	0.714

注:被解释变量均为企业全要素生产率(TFP); ***、**、**分别表示在 1%、5%、10%水平下显著; 括号中的数值为标准误。

此外,其他控制变量的回归结果表明,每个回归模型中的企业规模系数在 1%水平上显著为正,企业年龄回归系数在 5%水平上显著为负,各回归模型中的资产负债比在不同水平上均显著为正,而资本密集度的系数均为正且都在 1%水平上显著。制造业企业全要素生产率与企业规模和资本密集度呈正相关,与企业年龄和资产负债率呈负相关。

梳理实证结果可知,政府补贴对制造业企业全要素生产率起到了明显的积极作用效果。需要指出的是,不同所有制类型的企业受政府补贴的影响程度可能存在显著差异,而政府补贴的正向效果也可能受到企业所在地区市场化程度的影响。因此,有必要通过企业所有制差异、地区差异等不同维度考察政府补贴对制造业企业全要素生产率的异质性影响。

4.3. 异质性分析

4.3.1. 国有与民营企业的异质性分析

根据公司的实际控制人将样本划分为国有企业样本和民营企业样本,进一步比较政府补贴对国有企业与民营企业全要素生产率的影响的差异。具体方法为:将企业实际控制人为国资委、地方国资局、中央国有企业、地方国有企业以及地方政府等机构的企业划为国有企业样本,其余划为民营企业样本。表3呈现了关于国有与民营企业异质性分析的结果。在国有企业样本中,政府补贴在不控制与控制时间效应、行业效应、个体效应的回归模型中的系数分别为0.026、0.004,且均在1%水平下显著。在民营企业样本中,政府补贴的回归系数分别为0.033、0.015,同样都在1%水平下显著。结果表明,政府补贴对民营企业全要素生产率的影响大于国有企业,其原因可能是民营企业对资源的利用效率普遍高于国有企业,企业获得政府补贴时,民营企业能够更好地将政府的补贴作为企业再发展的资源。

Table 3. Heterogeneity analysis: classification by equity nature **表 3.** 异质性分析: 按股权性质划分

亦具	国有	企业	民营	企业
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
subsidy	0.026*** (15.854)	0.004*** (2.593)	0.033*** (14.249)	0.015*** (6.077)
size	0.244*** (31.770)	0.035*** (3.842)	0.192*** (19.936)	0.124*** (10.353)
age	0.365*** (12.821)	0.011 (0.149)	0.421*** (9.938)	-0.176 (-1.213)
leverage	-0.129*** (-3.165)	-0.291*** (-8.160)	-0.070 (-1.615)	-0.301*** (-6.711)
klr	0.003*** (22.137)	0.002*** (12.275)	0.004*** (16.682)	0.003*** (13.323)
常数项	10.450*** (112.405)	13.507*** (66.355)	10.439*** (72.559)	13.023*** (30.754)
控制时间效应	否	是	否	是
控制行业效应	否	是	否	是
控制个体效应	否	是	否	是
Observations	8624	8624	5254	5254
R-squared	0.286	0.791	0.255	0.679

注: ***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著; 括号中的数值为t统计量,下同。

4.3.2. 不同地区的异质性分析

此外,根据企业的地区分布情况,将样本划分为东部样本、中部样本以及西部样本,以进一步考察政府补贴对企业全要素生产率影响的地区异质性。表 4 是地区异质性的分析结果,显示在东部样本中,政府补贴的回归系数分别为 0.027、0.006,并均在 1%水平下显著,在中部样本中,政府补贴的系数分别 0.031、0.017,在 1%水平下显著,在西部样本中,政府补贴的系数分别为 0.033、0.016,同样在 1%水平下显著。该结果表明,政府补贴对企业全要素生产率的影响存在地域性差异,中西部的政府补贴更能促进企业全要素生产率的提升。根据东中西部全要素生产率的差异可以判断,东部企业的全要素生产率整体水平高于中西部,因此政府补贴对企业全要素生产率的边际提升效果低于中西部。另外,政府补贴的地区差异也可能导致该异质性的发生。

Table 4. Heterogeneity analysis: classification by region 表 4. 异质性分析: 按地区划分

亦具	东	部	中	部	西	西部	
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
subsidy	0.027*** (15.533)	0.006*** (2.886)	0.031*** (11.777)	0.017*** (6.156)	0.033*** (11.219)	0.016*** (4.745)	
size	0.186*** (24.857)	0.059*** (6.101)	0.250*** (20.309)	0.043*** (3.046)	0.305*** (24.102)	0.183*** (12.125)	
age	0.316*** (10.185)	-0.001 (-0.011)	0.351*** (7.640)	-0.513*** (-3.968)	0.271*** (5.371)	-0.294* (-1.942)	
leverage	0.099** (2.518)	-0.292*** (-7.415)	-0.229*** (-3.718)	-0.459*** (-8.610)	-0.321*** (-5.534)	-0.309*** (-6.106)	
klr	0.003*** (20.281)	0.002*** (13.510)	0.004*** (14.845)	0.002*** (8.336)	0.003*** (16.557)	0.001*** (7.551)	
常数项	10.998*** (105.467)	13.395*** (53.397)	10.252*** (66.306)	14.630*** (39.552)	9.980*** (58.927)	12.770*** (29.765)	
控制时间效应	否	是	否	是	否	是	
控制行业效应	否	是	否	是	否	是	
控制个体效应	否	是	否	是	否	是	
样本量	7407	7407	3359	3359	3112	3112	
Adj_R ²	0.248	0.700	0.317	0.762	0.341	0.730	

4.3.3. 高新技术与非高新技术企业的异质性分析

为考察政府补贴对高新技术企业与非高新技术企业全要素生产率影响的差异,本研究将专业设备制造与计算机、通信和其他电子设备制造业等产业的企业划分为高新技术企业,将其他行业的企业划分为非高新技术企业[26]。表 5 结果显示,政府补贴的系数均在 1%水平下显著为正,具体为:在高新技术企业样本中,政府补贴的系数分别 0.033、0.013,在非高新技术企业样本中,政府补贴的系数分别为 0.027、0.011。以上结果表明,政府补贴对高新技术企业与非高新技术企业的全要素生产率的影响存在差异,对高新技术企业全要素生产率的提升作用大于非高新技术企业。本研究认为,高新技术企业对前沿技术的依赖性较高,企业的技术创新倾向高于非高新技术企业,因此在获得政府补贴后,高新技术企业更愿意将该部分资源投向企业的技术研发。

Table 5. Heterogeneity analysis: classification by high-tech enterprise status 表 5. 异质性分析: 按是否为高新技术企业划分

亦具	高新	技术	非高新	非高新技术		
变量	(1)	(2)	(3)	(4)		
gubeidy	0.033***	0.013***	0.027***	0.011***		
subsidy	(9.638)	(3.060)	(18.870)	(6.847)		
Size	0.268***	0.129***	0.225***	0.088***		
Size	(16.431)	(6.590)	(36.129)	(11.934)		
0.00	0.070	-0.033	0.410***	-0.185**		
age	(1.229)	(-0.223)	(16.058)	(-2.521)		
1	0.052	-0.289***	-0.121***	-0.366***		
leverage	(0.676)	(-4.083)	(-3.823)	(-12.697)		
1.1	0.002***	0.002***	0.003***	0.002***		
klr	(4.389)	(5.730)	(28.105)	(18.103)		
告粉币	10.949***	12.741***	10.389***	13.498***		
常数项	(56.905)	(29.840)	(121.269)	(64.772)		
控制时间效应	否	是	否	是		
控制行业效应	否	是	否	是		
控制个体效应	否	是	否	是		
样本量	1885	1883	11,993	11,988		
Adj_R^2	0.266	0.719	0.281	0.715		

5. 稳健性检验

5.1. 内生性讨论

一方面,尽管本文在设计研究模型时解释变量是滞后一期的政府补贴金额,同时使用的是双向固定效应模型,能够尽可能地避免模型的内生性问题。然而,企业获得的政府补贴与企业全要素生产率仍可能存在双向因果关系,且政府对企业的各种补贴并非是随机的[27]。如政府在进行技术创新补贴时,政府往往会奖励那些有重大技术突破、有杰出技术创新成果的企业,而这些企业的全要素生产率往往会高于并未获得政府补贴的企业。此外,地方政府对企业的补贴支持有可能对全要素生产率较高的企业进行补贴。另一方面,影响企业全要素生产率的因素较多,尽管本研究控制了部分影响因素,但不置可否仍存在遗留变量的可能。

鉴于以上两方面的影响,本文引入企业所在地区的财政支出(fe)作为政府补贴的工具变量。其理由有两方面,第一,地方政府的财政支出与政府补贴密切相关,政府财政能力很大程度上决定了政府对企业的补贴意愿;第二,地方政府的财政支出是政府行为,外生于企业全要素生产率,满足工具变量的要求。

对于工具变量的估计方法,本研究采用两阶段最小二乘法,具体结果见表 6。第一阶段的回归结果符合预期,财政支出的系数为 0.001,在 1%的水平下显著,说明财政支出的增加会提高政府对企业的补贴水平。第二阶段的结果显示,政府补贴的系数为 0.110,在 1%水平下亦显著,与前文的结论一致。另外,rk_LM 统计量和(C-D)Wald F 统计量结果显示,工具变量不存在识别不足和弱工具变量问题,即工具变量的选择在各个模型中是合理的。基于以上分析,在解决内生性问题上,所得结论与前文所述一致,说明本研究的结论是稳健的。

Table 6. Endogeneity discussion 表 6. 内生性讨论

变量 ——	第一阶段	第二阶段	
文里 ——	subsidy	TFP	
fe	0.001***		
	(10.051)		
subsidy		0.110*** (6.032)	
	1 100***		
lnl	1.189*** (21.000)	0.232*** (9.062)	
	16.622***	-2.655***	
age	(84.653)	(-9.679)	
leverage	0.490***	-0.301***	
iovolugo	(2.157)	(-5.581)	
klr	0.003***	0.002***	
	(3.334)	(12.092)	
控制时间效应	是	是	
控制行业效应	是	是	
控制个体效应	是	是	
样本量	13,878	13,878	
F值	100.92***	674.05***	
Kleibergen-Paap rk LM	105.8	105.822 (0.000)	
Cragg-Donald Wald F	91.375 (0.000)		

5.2. 替换被解释变量

本研究使用由[28]提出的 LP 方法重新测度企业的全要素生产率(TFP_lp),具体的计算步骤参见[25]。 表 7 结果显示,政府补贴的系数均在 1%水平下显著为正。在改变全要素生产率计算方法后,发现了政府补贴仍会促进企业全要素生产率的提升,从而验证了基准回归的结论是具有稳健性的。

 Table 7. Robustness check: replacement of dependent variable

 表 7. 稳健性检验: 替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
subsidy	0.064*** (53.556)	0.031*** (21.788)	0.030*** (14.158)	0.032*** (16.158)	0.015*** (9.248)
常数项	13.122*** (828.040)	10.165*** (135.667)	11.588*** (107.102)	11.817*** (115.700)	13.353*** (71.042)
控制时间效应	否	否	是	是	是
控制行业效应	否	否	否	是	是
控制个体效应	否	否	否	否	是
样本量	13,878	13,878	13,878	13,878	13,878
Adj_R^2	0.117	0.267	0.288	0.404	0.713

5.3. 替换解释变量

用企业是否获得政府补贴(subsidy_2)替代政府补贴金额作为新的解释变量。结果如表 8 所示,政府补贴的系数均在 1%的水平下显著为正,表明获得政府补贴能够提升企业的全要素生产率,即同样验证了基准回归结论的稳健性。

Table 8. Robustness check: replacement of explanatory variable 表 8. 稳健性检验: 替换解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
subsidy_2	0.796*** (42.804)	0.346*** (16.259)	0.187*** (6.028)	0.220*** (7.613)	0.084*** (3.708)
lnl		0.253*** (45.209)	0.244*** (43.340)	0.241*** (42.515)	0.102*** (15.186)
age		0.438*** (19.006)	-0.011 (-0.332)	-0.071** (-2.246)	-0.148** (-2.248)
leverage		-0.104*** (-3.506)	-0.057* (-1.934)	-0.201*** (-7.110)	-0.356*** (-13.341)
klr		0.003*** (29.586)	0.003*** (27.927)	0.004*** (30.668)	0.002*** (19.825)
常数项	13.122*** (828.040)	10.165*** (135.667)	11.588*** (107.102)	11.817*** (115.700)	13.353*** (71.042)
控制时间效应	否	否	是	是	是
控制行业效应	否	否	否	是	是
控制个体效应	否	否	否	否	是
样本量	13,878	13,878	13,878	13,878	13,878
Adj_R ²	0.117	0.267	0.288	0.404	0.713

5.4. 替换估计模型

鉴于企业的发展具有较强惯性,企业上一期的全要素生产率会影响后续全要素生产率的提升,本研究使用动态面板双向固定效应模型重新估计政府补贴对企业全要素生产率的影响。表 9 结果显示,全要素生产率的自回归系数在控制变量、时间效应、行业效应以及个体效应后的系数为 0.647,且在 1%水平下显著,这说明企业的全要素生产率存在较强的正向自相关性。同时,政府补贴的回归系数仍然在 1%水平下显著为正,政府补贴会提高企业的全要素生产率。所有稳健性检验结果均表明本研究关于政府补贴对全要素生产率影响的结论是可信的。

Table 9. Robustness check: change of estimation model 表 9. 稳健性检验: 改变估计模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.TFP	0.877***	0.863***	0.863***	0.831***	0.647***
	(207.610)	(189.258)	(189.027)	(167.743)	(94.136)
subsidy	0.005***	0.003***	0.007***	0.008***	0.007***
	(7.402)	(4.575)	(6.436)	(7.711)	(6.468)

续表					
lnl		0.022*** (6.758)	0.017*** (4.952)	0.023*** (6.263)	-0.001 (-0.242)
age		0.001 (0.060)	-0.010 (-0.557)	-0.020 (-1.067)	-0.093 (-1.589)
leverage		-0.045*** (-2.928)	-0.038** (-2.432)	-0.071*** (-4.429)	-0.200*** (-9.643)
klr		0.001*** (8.000)	0.000*** (7.430)	0.001*** (8.869)	0.001*** (8.515)
常数项	1.695*** (30.646)	1.737*** (27.491)	1.759*** (22.095)	2.182*** (25.895)	5.151*** (27.065)
控制时间效应	否	否	是	是	是
控制行业效应	否	否	否	是	是
控制个体效应	否	否	否	否	是
样本量	13,107	13,107	13,107	13,107	13,107
Adj_R ²	0.801	0.802	0.807	0.811	0.836

6. 主要结论与政策启示

6.1. 主要结论

基于前文所述,剖析实证结果表明:根据样本总体可以看出,政府补贴对企业全要素生产率产生了显著的正向作用;而从分样本来看,政府补贴显著提升了民营企业的全要素生产率,但对国有企业全要素生产率的作用并不显著;对东部地区对企业全要素生产率的影响作用整体要大于中西部地区。本文进一步从高新技术企业和非高新技术企业两个方面分析了政府补贴对企业全要素生产率的中介效应,结果显示,高新技术企业依赖尖端前沿技术,其技术创新趋向高于非高新技术企业。因此,在获得政府补贴后,高新技术企业更愿意将该部分资源投向企业的技术研发以保证其发展。

对企业异质性研究发现,政府补贴对企业全要素生产率的影响存在显著的所有权性质差异,相较于国有企业,政府补贴对民营企业全要素生产率的升高效用更为显著,且东部企业的全要素生产率整体水平高于中西部,但其边际提升效果低于中西部。这可能是由于企业所有权属性导致不同类型企业政商关联差异,并由此导致企业在获取政府补贴能力、使用政府补贴效率等方面产生显著差异,并导致补贴对企业效率作用效果的差异。

6.2. 政策启示

总体而言,政府补贴能够有效提高企业的全要素生产率。因此,要重视政府补贴这一制约企业发展 好坏的重要因素,合理有效地分配政府补贴。具体来说,应该做到:

一是积极发挥政府"有形之手"的作用,努力提高企业的全要素生产率。把政府补贴作为重要的政策 工具,对融资约束紧、发展潜力大的企业给予一定的支持和帮助;政府要发挥"筛增长、导形势"的作用, 以补贴的形式引导企业向具有比较优势、市场发展前景广阔的产业方向发展,提高企业的投资效益。

其次,进一步加大政府对高新技术企业的补贴力度,强化政府补贴对高新技术企业专利质量的引导作用,提高政策实施效果。在制定补贴政策时,应采取多元化的政府补贴方案和补贴类型,并根据企业发展现状制定有针对性的补贴措施,提高政府补贴的效果。根据研究结论,政府补贴对全要素生产率较

低、研发投入水平较低、非国有企业、国有企业中的中央国有企业的补贴效果要高于对全要素生产率较高、研发投入水平较高、国有企业、国有企业中的地方国有企业的补贴效果。因此,应根据企业经营效率、研发投入、所有制特点等现状,有针对性地调整补贴标准、有针对性地调整补贴方案和补贴类型,最大限度地发挥政府补贴的作用;同时,在制定补贴政策时,以"高水平创造、高质量申请、高效率审查、高效益运用"为目标,将专利维持率和转化率、发明专利维持期、国际专利申请受理量等反映专利质量的指标纳入评价和考量,促进政府补贴在企业技术创新中的引导作用,避免企业出现"创新数量"轻于"创新质量"获取补贴的情况。

三是要建立健全的政府补贴后评估机制,做好补贴的跟踪监督和绩效评估,确保政府补贴发挥理想效果。研究发现,部分企业对政府补贴的使用效率较低,导致政府补贴对企业全要素生产率提升的效果明显低于其他类型企业。因此,要提高补贴过程的透明度。

基金项目

广东省哲学社会科学研究青年项目"环境规制对粤港澳大湾区高质量发展的作用机制、效应测度及协同政策研究"(GD21YYJ03)。

参考文献

- [1] 黄群慧. 东北地区制造业战略转型与管理创新[J]. 经济纵横, 2015(7): 1-6.
- [2] 张勇, 古明明. 重新评估我国的增长潜力——基于全要素生产率和数据分析视角的解释[J]. 经济科学, 2013(2): 5-19.
- [3] 赵玉林, 谷军健. 中美制造业发展质量的测度与比较研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(12): 116-133.
- [4] Brandt, L., Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y. (2012) Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, 97, 339-351. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2011.02.002
- [5] 蔡昉. 以提高全要素生产率推动高质量发展[J]. 经济研究信息, 2018(11): 93.
- [6] Cerqua, A. and Pellegrini, G. (2014) Do Subsidies to Private Capital Boost Firms' Growth? A Multiple Regression Discontinuity Design Approach. *Journal of Public Economics*, 109, 114-126. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.11.005
- [7] Kang, K.N. and Park, H. (2012) Influence of Government R&D Support and Inter- Firm Collaborations on Innovation in Korean Biotechnology SMEs. *Technovation*, **32**, 68-78. https://doi.org/10.1016/j.technovation.2011.08.004
- [8] 白俊红. 中国的政府 R&D 资助有效吗? 来自大中型工业企业的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1375-1400.
- [9] Arqué-Castells, P. (2013) Persistence in R&D Performance and Its Implications for the Granting of Subsidies. *Review of Industrial Organization*, 43, 193-220. https://doi.org/10.1007/s11151-013-9381-0
- [10] Wieser, R. (2005) Research and Development Productivity and Spillovers: Empirical Evidence at the Firm Level. *Journal of Economic Surveys*, 19, 587-621. https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2005.00260.x
- [11] 李政,杨思莹,路京京.政府补贴对制造企业全要素生产率的异质性影响[J].经济管理,2019,41(3):5-20.
- [12] 胡春阳, 余泳泽. 政府补助与企业全要素生产率——对 U 型效应的理论解释及实证分析[J]. 财政研究, 2019(6): 72-85.
- [13] 陈诗一, 陈登科. 融资约束、企业效率韧性与我国加总全要素生产率研究[J]. 经济学报, 2016, 3(1): 1-31.
- [14] 吴爱华. 中国政府研发补贴的信号效应: 所有权重要吗? [J]. 技术预测与社会变革, 2017(117): 339-345.
- [15] Bernini, C. and Pellegrini, G. (2011) How Are Growth and Productivity in Private Firms Affected by Public Subsidy? Evidence from a Regional Policy. *Regional Science and Urban Economics*, 41, 253-265. https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.01.005
- [16] Howell, A. (2017) Picking 'Winners' in China: Do Subsidies Matter for Indigenous Innovation and Firm Productivity? China Economic Review, 44, 154-165. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.04.005
- [17] 孙阳阳, 丁玉莲. 政府补贴对民营企业全要素生产率的异质性影响——基于面板门槛模型的实证分析[J]. 华东

- 经济管理, 2021, 35(4): 100-108.
- [18] 陈洋林,储德银,张长全.战略性新兴产业财政补贴的激励效应研究[J]. 财经论丛, 2019(5): 33-41.
- [19] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, 2015(1): 75-86, 98, 188.
- [20] 白洁. 政府补贴对高科技企业全要素生产率的异质性影响[J]. 学习与实践, 2020(9): 66-74.
- [21] 高艳慧, 万迪昉, 蔡地. 政府研发补贴具有信号传递作用吗?——基于我国高技术产业面板数据的分析[J]. 科学 学与科学技术管理, 2012, 33(1): 5-11
- [22] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, 35(5): 142-158.
- [23] 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.
- [24] Olley, G.S. and Pakes, A. (1996) The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. Econometrica, 64, 1263-1297. https://doi.org/10.2307/2171831
- [25] 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.
- [26] 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, 51(4): 60-73.
- [27] 毛其淋, 许家云. 政府补贴、异质性与企业风险承担[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(4): 1533-1562.
- [28] Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003) Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. Review of Economic Studies, 70, 317-341. https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246