

财政补贴能否对企业 全要素生产率形成溢出效应?

胡春阳 张进铭 余泳泽*

摘要: 统筹财政可持续性和经济高质量发展,客观上要求明确财政补贴对全要素生产率的溢出效应。本文构建溢出-吸收模型,从要素配置效应、示范效应、竞争效应等维度,剖析财政补贴对企业全要素生产率形成溢出效应的理论机制及路径,进而构建企业层面空间权重矩阵,利用固定效应空间杜宾模型进行实证测度。结果表明:财政补贴对企业全要素生产率具有显著正向溢出效应,与考虑内生性后的稳健性检验结果一致。进一步提出溢出企业财政补贴核算方法,并结合变量重构和多重中介效应理论思想,构建溢出效应形成机制检验框架,基于该框架的实证检验支持财政补贴通过要素配置效应、示范效应、竞争效应对企业全要素生产率形成溢出效应这一论断。本文拓展了财政补贴的相关研究,并为财政补贴提质增效和经济高质量发展提供了经验证据。

关键词: 财政补贴;全要素生产率;溢出效应;溢出-吸收模型

中图分类号: F061.1;F812.4

一、引言

从汉密尔顿《关于制造业的报告》(1791)到李斯特《政治经济学的国民体系》(1841),再到林毅夫《新结构经济学》(2018),财政政策有效性一直是经济学领域关注的议题。近期,随着大规模减税降费的实施,叠加经济下行压力,各省财政收入增速减缓,多地财政收支差额转负。“压力型”财政背景下以财政补贴为主要手段的财政政策,如何发挥对全要素生产率的作用以提质增效和推动经济高质量发展,再次受到关注。

既有文献集中关注财政补贴对企业全要素生产率的影响,总体上可归纳为促进论、抑制论和不确定论。研究者通过意大利、苏格兰等地财政补贴对企业全要素生产率的实证检验支持财政补贴促进论(Bernini and Pellegrini, 2011; Moffat, 2014),并从融资约束、研发投入、

* 胡春阳,安徽财经大学经济学院,邮政编码:233030,电子信箱:hcy5511@163.com;张进铭,江西财经大学产业经济研究院,邮政编码:330013,电子信箱:zhangjinminga@126.com;余泳泽(通讯作者),南京财经大学财政与税务学院,邮政编码:210023,电子信箱:yongze125@126.com。

本文获得教育部人文社会科学基金项目“减税激励、财政补贴与企业全要素生产率:作用机理及空间溢出效应研究”(项目编号:20YJC790045)、江西省高校人文社会科学研究规划项目“财税激励与制造业企业全要素生产率:微观机制、效应评估及政策框架”(项目编号:JJ20107)以及国家社科基金重大项目“环境目标约束下的产业高质量发展研究”(项目编号:20&ZD089)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,作者文责自负。

投资规模等方面分析其作用来源(Benito and Hernando, 2007)。李政等(2019)将形成财政补贴促进论的原因归纳为融资约束、研发补贴等。然而,Beason 和 Weinstein(1996)基于日本财政补贴对行业加总全要素生产率影响的经验证据,否定了两者之间的正向关系;Obeng 和 Sakano(2000)构建包括补贴效应的全要素生产率模型,以美国城市交通系统为例进行实证分析,也得出两者之间存在显著负向关系的结论。胡春阳和余泳泽(2019)认为信息不对称、对象选择偏差、过程监管缺位、寻租等抑制了财政补贴对全要素生产率的作用,闫志俊和于津平(2017)则将资源错配、资源企业低技术效率和低水平规模扩张等视为产生抑制作用的因素。也有研究者认为,财政补贴对企业全要素生产率的影响具有不确定性,如 Harris 和 Robinson(2004)对英国制造业财政补贴的实证检验,支持其对企业全要素生产率的影响具有不确定性,邵敏和包群(2012)采用 PSM 方法得出两者之间存在倒 U 型关系的论断。

从作用机制来看,现有文献大多将财政补贴影响企业全要素生产率的机制归纳为配置效应和挤出效应。研究者关注财政补贴产生的配置扭曲对行业加总全要素生产率的影响及其作用机制(Restuccia and Rogerson, 2008)。金晓雨(2018)通过对实施财政补贴后不同企业临界生产率变动的一般均衡模型分析,明确财政补贴降低了行业加总全要素生产率。杨洋等(2015)从要素市场扭曲视角,分析财政政策影响全要素生产率的机制,提出财政政策作为具有非均衡导向特征的“有形之手”,通过加剧市场扭曲对全要素生产率产生抑制作用,市场扭曲程度越高,抑制作用可能越大。王薇和艾华(2018)则认为,财政补贴可通过补偿研发活动外部性、促进管理模式优化、扩大内部经济等,发挥积极的要素配置作用。财政补贴的挤出效应也对企业全要素生产率具有重要影响。大量的财政补贴不仅挤占全社会资源,而且企业为了获取财政补贴可能投入大量资金建立和强化政治关联,甚至骗取补贴,不利于全要素生产率提升(Gwartney et al., 1998)。同时,作为营业外收入的补贴提高了企业利润,客观上弱化了企业改革创新、降本增效的内在动力(Schmidt, 1997),更多的财政补贴也被用于低水平重复建设,而非研发和提升生产率(任保全、王亮亮, 2014)。

综合来看,多数研究集中在行业层面,尤其是制造业,鲜有研究关注财政补贴对企业层面的影响。研究者采用制造业上市公司数据,对财政政策的作用进行了分位数回归和异质性检验(李政等, 2019),从官员绩效考核、信息披露、寻租等方面,剖析财政补贴对企业全要素生产率的抑制作用,并以战略性新兴产业上市公司为例,通过整体和分类估计进行实证检验(任优生、邱晓东, 2017)。值得注意的是,财政政策具有较强的溢出效应,而现有文献中相关成果较少,且尽管有研究者论证了技术创新、产品创新对企业全要素生产率存在正向溢出效应(Wieser, 2005),但作用机制分析并不支持其作为机制变量的有效性(闫志俊、于津平, 2017)。考虑空间因素,研究者集中关注财政支出,采用空间计量模型分析了财政支出对产业结构变迁、企业全要素生产率及其分解项的溢出效应(曾淑婉, 2013),但鲜有涉及其溢出机制的,尤其是财政补贴的溢出效应及形成机制。

那么,财政补贴与企业全要素生产率之间如何相互作用?能否形成溢出效应?财政补贴促进还是抑制了企业全要素生产率的提高?不同分样本下的影响是否存在异质性?基于此,本文拟围绕“财政补贴能否对企业全要素生产率形成溢出效应”这一主题,构建溢出-吸收模型系统地分析溢出效应形成的机制及路径,并基于点状目标邻近空间分布测度方法,探索性地引入企业层面空间权重矩阵,利用固定效应 SDM 模型进行溢出效应测度。进一步地,本文尝试在进行变量重构的基础上构建溢出效应形成机制检验框架,进而基于该框架进行实证检验,以

期明确各机制变量的作用,并为当前“压力型”财政背景下财政补贴提质增效和经济高质量发展提供经验证据。

本文可能的边际贡献在于:第一,研究视角上,既有文献集中关注财政支出的溢出效应,鲜有文献涉及财政补贴。本文立足财政补贴和企业全要素生产率视角,基于企业层面数据考察财政补贴的溢出效应,既可反映经济活动的空间规律和控制异质性,也可为针对性地实施财政补贴政策 and 推动经济高质量发展提供借鉴。第二,研究内容上,将溢出效应纳入财政补贴分析范畴,从理论上论证了财政补贴如何对企业全要素生产率形成溢出效应,结合实证分析明确溢出效应在财政补贴政策总体效应中的作用,诠释了已有文献中财政补贴对企业全要素生产率影响结论和观点不统一的原因,同时也为财政补贴政策供给提供了参考。第三,研究方法上,在前人产出-财政补贴模型的基础上进行拓展,通过数理模型推导,构建新的包含溢出和吸收两类代表性企业的溢出-吸收模型,在此基础上明确财政补贴形成溢出效应的机制及路径,剖析财政补贴溢出效应形成的路径,丰富了相关研究领域的理论内容。此外,本文还在溢出-吸收模型的基础上,结合溢出效应形成路径及产业关联,提出溢出企业财政补贴核算方法,进而重构解释变量、被解释变量和机制变量,为检验财政补贴溢出效应的形成机制奠定了基础。

二、溢出-吸收模型及溢出效应形成路径

(一) 溢出效应形成模型的提出:溢出-吸收模型

参考 Lane 和 Lubatkin (1998) 的划分方式,本文假定垄断竞争市场中存在溢出和吸收两类代表性企业(分别用 A 企业和 B 企业表示),A 企业具备提供更高全要素生产率的潜质,获得财政补贴后可缓解自身为提高效率所需资本这一约束^①,同时通过特定方式和渠道向 B 企业溢出;B 企业则通过吸收溢出效应不断提升全要素生产率。

为突出主要问题,同时假定市场处于封闭条件下,产品具有同质性且企业短期内不会进入、退出市场。在 Giannakas 等(2001)同一企业产出-财政补贴模型的基础上进行拓展,以便于分析 A 企业财政补贴对 B 企业的影响。构建如下两类企业第 t 年的生产函数(Y^A 和 Y^B):

$$\text{溢出企业: } Y^A = \Psi(\text{Final}^A) \varphi(X^A, \text{Final}^A, t; \pi) \quad (1)$$

$$\text{吸收企业: } Y^B = \Theta(\text{Final}^A) f(X^B, S_t^B, P_t^B, t; \pi) \quad (2)$$

(1)、(2)式中: $\Psi(\text{Final}^A)$ 和 $\Theta(\text{Final}^A)$ 分别为 A 企业财政补贴(Final^A)对 A 企业和 B 企业的技术效率函数; π 为待估系数; X^A 为 A 企业投入要素, X^B 为 B 企业投入要素; S_t^B 为由于 A 企业存在示范效应引发的 B 企业的学习投入,该变量也引起 B 企业投入要素配置的变动,产生要素配置效应;同时,当 A 企业占据相当数额财政补贴(Final^A)这一公共资源时,也可能引起 B 企业间为争取财政补贴而进行的竞争,其投入用 P_t^B 表示。当财政补贴在政策实施周期内为分段函数时,超过特定时点后可能断崖式下降甚至为零,将进一步加剧 B 企业间的竞

^①Midrigan 和 Xu(2014)的研究表明:一个具备较高生产率潜质的企业若能够获得扩大生产所需的资本,可能提高自身生产率。考虑垄断竞争市场的不完全性以及我国产业政策的选择性、方向性,获得财政补贴的企业,其全要素生产率与未获得补贴的企业相比大体相当,但并不妨碍前者具备较高生产率这一内在潜质,财政补贴内在具有促进企业全要素生产率的作用,尽管市场势力、政治距离、财政补贴质量等外因可能抑制其作用的发挥(胡春阳、余泳泽,2019)。

争。

将(2)式两边取自然对数后对 t 求导,得到 B 企业产出增长率(y^B),并在企业全要素生产率增长分解方法的基础上,引入学习投入和竞争投入进行拓展,按如下增长核算方法表示企业全要素生产率增长率(tfp^B):

$$tfp^B = y^B - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B x_l^B - \lambda^B (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) si^B - (1 - \lambda^B) (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) pi^B \quad (3)$$

(3)式中: α_l^B 和 x_l^B 分别为 B 企业中 l 要素投入预算占比及增长率; si^B 为学习投入增长率且有 $si^B = d\ln Si^B/dt$; pi^B 为竞争投入增长率且有 $pi^B = d\ln Pi^B/dt$; $(1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B)$ 为劳动、资本等要素之外投入的预算占比,假定主要由学习投入和竞争投入构成,其比例为 $\lambda^B : (1-\lambda^B)$, h 为投入要素的种类; $\sum_{l=1}^h \alpha_l^B x_l^B$ 、 $\lambda^B (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) si^B$ 、 $(1 - \lambda^B) (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) pi^B$ 分别为要素投入增长、学习投入增长、竞争投入增长对 y^B 的贡献。

将 A 企业财政补贴增长率记为 $final^A$,即 $final^A = d\ln Final^A/dt$,并将 y^B 代入(3)式,有:

$$tfp^B = \frac{\partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi)}{\partial t} + \frac{\partial \ln \Theta}{\partial \ln Final^A} final^A + \sum_{l=1}^h \left[\frac{\partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi)}{\partial \ln X_l^B} \cdot \frac{\partial \ln X_l^B}{\partial \ln Final^A} final^A + \frac{\partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi)}{\partial \ln Si^B} \cdot \frac{\partial \ln Si^B}{\partial \ln Final^A} final^A + \frac{\partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi)}{\partial \ln Pi^B} \cdot \frac{\partial \ln Pi^B}{\partial \ln Final^A} final^A - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B x_l^B - \lambda^B (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) si^B - (1 - \lambda^B) (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) pi^B \quad (4)$$

(4)式中: X_l^B 为 B 企业中 l 要素的投入。进一步简化,得出如下 B 企业全要素生产率增长表达式:

$$tfp^B = TC^B + TEC^B + \sum_{l=1}^h e_{1l}^B MRC_1^{AB} final^A + e_2^B (Si^B) MRC_2^{AB} final^A + e_3^B (Pi^B) MRC_3^{AB} final^A - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B x_l^B - \lambda^B (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) si^B - (1 - \lambda^B) (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) pi^B \quad (5)$$

(5)式中: $TC^B = \partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi) / \partial t$,表示 B 企业技术进步; $TEC^B = (\partial \ln \Theta / \partial \ln Final^A) final^A$,表示 B 企业技术效率变动; $e_{1l}^B = \partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi) / \partial \ln X_l^B$,表示 B 企业中 l 要素的产出弹性; $MRC_1^{AB} = \partial \ln X_l^B / \partial \ln Final^A$,表示 A 企业财政补贴带来的 B 企业 l 要素投入的变化; $e_2^B (Si^B) = \partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi) / \partial \ln Si^B$,表示 B 企业中学习投入的产出弹性; $MRC_2^{AB} = \partial \ln Si^B / \partial \ln Final^A$,表示 A 企业财政补贴带来的 B 企业学习投入的变化; $e_3^B (Pi^B) = \partial \ln f(X^B, Si^B, Pi^B, t; \pi) / \partial \ln Pi^B$,表示 B 企业中竞争投入的产出弹性; $MRC_3^{AB} = \partial \ln Pi^B / \partial \ln Final^A$,表示 A 企业财政补贴带来的 B 企业竞争投入的变化。

令 $\sum_{l=1}^h e_{1l}^B MRC_1^{AB} final^A = Fae$, $e_2^B (Si^B) MRC_2^{AB} final^A = De$, $e_3^B (Pi^B) MRC_3^{AB} final^A = Pe$, $-\sum_{l=1}^h \alpha_l^B x_l^B - \lambda^B (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) si^B - (1 - \lambda^B) (1 - \sum_{l=1}^h \alpha_l^B) pi^B = SEC^B$,有:

$$tfp^B = TC^B + TEC^B + SEC^B + Fae + De + Pe \quad (6)$$

根据(6)式, B 企业 tfp^B 由技术进步 (TC^B)、技术效率变动 (TEC^B)、规模效率变动

(SEC^B)等决定,同时A企业财政补贴引起的 Fae 、 De 、 Pe ,也对B企业 tfp^B 产生影响。其中, Fae 考察B企业层面要素配置比例调整带来的影响,即要素配置效应; De 考察获得财政补贴的A企业对B企业的示范效应; Pe 则考察其他同类企业参与财政补贴竞争对B企业的竞争效应。

不失一般性,考虑企业所处环境的复杂性,B企业面临的A企业可以是一个或多个,A企业也同样需向优秀的溢出企业学习。因此,对于任意企业,均可根据其所学习的企业合理界定相应的 $Final^A$,从而拓展以上溢出-吸收模型的适用范围。

(二) 溢出效应形成路径分析

溢出效应这一“黑匣子”,通常认为可能包含知识溢出、技术溢出和产业关联溢出等渠道,但具体通过哪些机制和如何进行传导仍需进一步探索,本文尝试构建如下模型剖析财政补贴溢出效应的形成路径,从图1来看,其形成路径主要取决于溢出渠道、溢出机制和企业吸收情况。

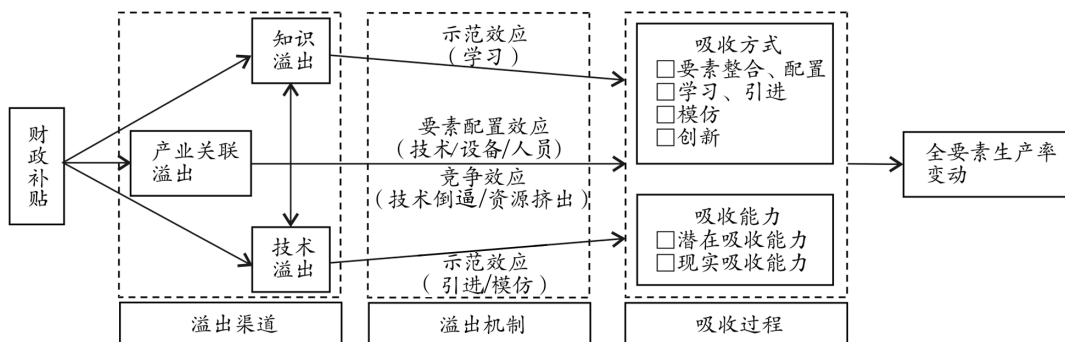


图1 溢出效应的形成路径

1. 财政补贴可通过知识溢出、技术溢出、产业关联溢出等渠道形成溢出效应

目前关于溢出效应渠道的研究主要涉及知识溢出、技术溢出和产业关联溢出。研究者较早提出CH模型,探讨国际贸易过程中的知识溢出(Coe and Helpman, 1995),证实了以R&D为代表的国际知识资本对本国全要素生产率的积极溢出效应(Keller, 2002)。在封闭条件下的两部门模型中,国际知识资本可通过技术进步促进行业生产率增长;在开放条件下,借助FDI、贸易及非物化渠道,国际知识资本可通过技术溢出对本国全要素生产率产生影响(周卫民等, 2022)。钟鑫等(2021)分析国际知识资本通过OFDI逆向技术溢出影响本国企业全要素生产率的机制,结论支持技术溢出渠道显著促进了生产性服务业和高科技企业全要素生产率的提升。类似地,企业R&D补贴也可能通过这些渠道形成溢出。产业关联对企业全要素生产率的溢出,可发生在水平企业之间,也可能发生在垂直企业之间。水平企业之间由于主营业务的相似性,往往需要相同的核心技术,一个企业核心技术的突破可能带来全行业技术水平的提高,从而提升行业全要素生产率;垂直企业之间则可能由于共生关系而产生技术倒逼效应,企业不得不对上下游合作企业进行技术援助,从而提升其全要素生产率(张豪等, 2018)。

2. 要素配置效应、示范效应、竞争效应是形成溢出效应的主要机制

综合已有研究,本文拟利用要素配置效应、示范效应、竞争效应,分析财政补贴溢出效应的形成机制。要素配置方面,要素配置效率被认为是影响企业全要素生产率的重要机制。

企业获得财政补贴后可能在更低的边际收益产品条件下组织生产,在影响自身要素配置的同时也扭曲了行业中其他企业的要素配置,可能降低行业加总全要素生产率(金晓雨,2018)。示范效应方面,一个基本的逻辑是:企业在核心技术、管理经验等方面的突破,可能吸引同行业企业进行学习、引进和模仿,从而提升企业全要素生产率,同时同行业企业也可能以该企业为标杆,不断改善自身条件,提高生产率以争取财政补贴。竞争效应方面,财政补贴使得部分企业有更充足的资金投入到 R&D 和技术创新活动中,倒逼其他企业不断加大相关投入。值得注意的是,当这些企业占据相当数额的财政补贴这一公共资源时,将加大其他企业尤其是条件相对落后企业获取补贴和融资的难度,形成竞争效应。

此外,财政补贴能否最终影响技术效率、技术进步乃至企业全要素生产率,还与企业吸收过程密切相关^①。在吸收过程中,财政补贴通过要素配置效应、示范效应和竞争效应,影响吸收方式和吸收能力,进而影响企业全要素生产率。

在此基础上提出如下需检验的研究假设:

假设 1:财政补贴具有正向企业全要素生产率溢出效应。

假设 2:财政补贴可能通过要素配置效应、示范效应、竞争效应等机制,对企业全要素生产率形成溢出效应。

三、溢出效应的实证测度

(一) 研究设计

1. 模型设定

为考察财政补贴的溢出效应,本文尝试采用空间计量模型进行估计。空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM)具有空间逆矩阵 $(1-\delta W)^{-1}$ 结构,既可通过偏微分处理避免点估计偏误,又可将 X 对 Y 的影响分解为直接效应和溢出效应(即矩阵中对角线和对角线以外的元素),较 SEM、SAR、SLX 等模型^②,更具优势(Vega and Elhorst,2015),所采用的最大似然估计(MLE)也使估计结果更有效并规避内生性问题(汪小英等,2021)。因而本文拟构建如下 SDM 模型测度财政补贴对企业全要素生产率的溢出效应:

$$Y_{kt} = \beta_0 + \delta WY_{kt} + \beta_1 X_{kt} + \theta_1 WX_{kt} + \sum_{s=2}^q \beta_s Z_{kt} + \sum_{s=2}^q \theta_s WZ_{kt} + \gamma_t + u_k + \varepsilon_{kt} \quad (7)$$

(7)式中: X_{kt} 、 Y_{kt} 和 Z_{kt} 分别为空间单元 k 第 t 年的解释变量、被解释变量和控制变量, WX_{kt} 、 WY_{kt} 和 WZ_{kt} 为其相应的空间滞后项, γ_t 、 u_k 和 ε_{kt} 分别为时间固定效应、个体固定效应和随机扰动项; δ 为空间自回归效应; $(q-1)$ 为控制变量的个数; $\beta_1-\beta_q$ 和 $\theta_1-\theta_q$ 分别为直接影响及空间滞后项(即溢出效应强度)的待估系数; β_0 为常数项。

^①从吸收方式来看,企业通过要素整合配置、学习、引进、模仿、创新等不同方式吸收知识、技术等溢出,在企业学习和要素整合、配置的基础上推动技术进步和技术效率改善,进而提高企业全要素生产率。从吸收能力来看,示范效应和竞争效应可能通过影响企业潜在和现实吸收能力,最终影响企业全要素生产率。在示范效应下,企业通过对标溢出企业不断完善自身条件,并在技术和专利学习、引进的基础上进行模仿和创新,逐步推动潜在吸收能力的现实转换。叠加竞争效应,企业可能止步于直接引进技术和专利,甚至在面对实施追赶所需大量非生产活动资金时退出竞争。为节约篇幅,文中不再展开,相关内容备索。

^②SEM、SAR、SLX 模型即空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)、空间自相关模型(Spatial Autocorrelation Model, SAC)和自变量空间滞后模型(Spatial Lag of X Model, SLX)。

2. 变量设置

选取企业全要素生产率(取自然对数)作为被解释变量。企业全要素生产率测算方法中,LP方法、OP方法和ACF方法在处理生产函数估计中存在的同时性偏误和选择性偏误方面效果较理想。本文借鉴闫志俊和于津平(2017)的做法,选取固定资产净值、员工人数、中间投入和企业增加值,采用LP方法测算企业全要素生产率。测算过程中剔除运算中存在缺省值和为负值的样本,并对所有相关变量进行价格平减。

选取财政补贴作为解释变量,用(政府补助-税收返还、减免)/企业销售总额表示。为解决双向因果关系带来的内生性问题,按常用的方法需进行滞后处理或引入被解释变量滞后项(曾淑婉,2013),考虑到财政补贴政策的事前性和确定性,可采用本期变量进行回归(储德银等,2016)。

为规避空间误差自相关和内生性问题,需尽可能减少遗漏变量,并选取符合企业生产经营特征的控制变量。借鉴闫志俊和于津平(2017)、杨秀云和梁珊珊(2021)等的做法,选取企业规模、资产负债率、资产周转率、人均固定资产、经营现金流、股权集中度、股权结构等作为控制变量。此外,设置区域、年份、产业等虚拟变量,分别用 reg 、 $year$ 和 ind 表示。

3. 数据来源及处理

本文主要选取沪深A股上市公司面板数据开展实证研究,样本时间跨度为2012—2019年。准确起见,对数据进行如下处理。(1)价格平减处理。为消除物价变动带来的影响,分别用固定资产投资价格指数和消费价格指数,对与资产和收入成本相关的变量进行平减。(2)异常特征样本清洗。剔除*ST、ST样本,并剔除金融以及样本较少行业的样本,基础数据来源于《中国统计年鉴》及Wind数据库。(3)异方差处理。为尽可能减少异方差影响,通过取自然对数、比值等方式对变量进行定义。(4)提取平衡面板。提取平衡面板数据进行空间计量分析。由于 $xtbalance$ 自身使用条件限制,为避免样本大量损失,通过算法填补缺省值和人工删除相结合形成平衡面板。考虑到企业财务数据可能存在较大方差,为排除异常值干扰,借鉴韦东明等(2021)的处理方法,利用 $winsor2$ 进行5%异常值缩尾处理,以减少因数据偏差带来的内生性。经过处理,得出变量定义和描述性统计如表1所示。

表1 变量定义和描述性统计

变量	符号	定义	平均值	标准误	最小值	最大值	
被解释变量	全要素生产率	TFP	$\ln(\text{企业全要素生产率})/dt$	2.566	0.049	2.485	2.665
解释变量	财政补贴	$Final$	(政府补助-税收返还、减免)/企业销售总额	7.37e-3	7.40e-3	0	0.028
控制变量	企业规模	$Scale$	$\ln(\text{总资产})$	21.992	1.068	20.379	24.292
	资产负债率	Ral	资产负债率	0.414	0.181	0.122	0.735
	资产周转率	At	销售收入净额/总资产	0.223	0.143	0.028	0.541
	资本密集度	Ci	非流动资产/总资产	0.576	0.255	0.200	0.995
	人均固定资产	Pfc	$\ln(\text{固定资产}/\text{员工人数})$	12.313	0.877	10.689	14.072
	企业市场价值	Q	(总市值+总负债)/总资产	2.414	1.223	1.039	5.500
	经营现金流	$Cash$	经营现金流量/总资产	0.041	0.055	-0.062	0.147
	勒纳指数	L	(平均收益-边际成本)/平均收益	0.276	0.137	0.083	0.594
	股权集中度	Cri	第一大股东持股比例(%)	34.077	13.202	14.230	59.620
股权结构	$Crio$	前十大股东持股比例(%)	57.556	13.413	33.200	79.970	

4.空间权重矩阵构造

空间权重矩阵是反映空间观测对象之间关联性和依赖性的重要工具,合理的空间权重矩阵构造有利于正确识别解释变量的作用机制。财政补贴对相关企业全要素生产率的溢出效应既受地理距离、空间邻接性等因素的影响,又受经济发展水平、产业关联度、规模相似性等经济因素的影响。因此,本文首先构造企业层面地理权重矩阵(W_d),其中 w_{ij} 的设置方法为 $w_{ij}=1/d_{ij}(i \neq j)$, $w_{ij}=0(i=j)$, d_{ij} 为 i 、 j 企业之间的地理距离。通过百度 API 拾取企业经纬度,在此基础上利用点状目标邻近空间分布测度方法进行距离测算和空间分布矩阵处理,形成地理权重矩阵。考虑不同城市之间的经济关联,利用如下矩阵 E 对其进行加权,形成经济权重矩阵(W_{jj}):

$$e_{ij} = \begin{cases} y_{p,t}/\sum_{i=1}^8 y_i, \text{企业 } i \text{ 和 } j \text{ 位于相同省份} \\ 0, \text{企业 } i \text{ 和 } j \text{ 位于不同省份} \end{cases} \quad (8)$$

(8)式中: e_{ij} 为矩阵 E 的元素, i 和 j 分别为不同企业, y_t 和 $y_{p,t}$ 分别为第 t 年全国和 p 省份人均实际 GDP。

为进行稳健性检验,引入“经济距离”对 W_d 进行经济加权,得出离差权重矩阵(W_{lc})。加权矩阵 V 的赋值方法为 $v_{ij}=1/|\bar{y}_i-\bar{y}_j|$ (当企业 i 和 j 位于不同省份时),反之 $v_{ij}=1$,其中 \bar{y}_i 和 \bar{y}_j 分别为研究期内企业 i 和企业 j 所处省份人均实际 GDP 的均值。显然,空间单元间“经济距离”与空间关联性和依赖程度呈负向关系。

事实上,大量的实证研究表明,复杂的权重矩阵往往陷入解释陷阱,且仅依据一个或几个方面构造的权重矩阵也难以针对性地反映空间单元之间的相互关系,同时有悖于权重矩阵构造取简原则,0-1 邻近空间权重矩阵反而更有效。

(二)溢出效应的空间计量模型分析

1.空间相关性检验及模型优劣诊断

为了明确采用空间计量模型的必要性,测算财政补贴和企业全要素生产率的全局 Moran's I 指数,并利用 Z 统计量进行空间相关性检验。从检验结果来看,财政补贴和企业全要素生产率的全局 Moran's I 指数除个别年份之外,总体显著为正且趋于平稳,表明以上变量存在空间正相关,适合采用空间计量模型进行分析并初步支持假设 1。通过横向比较还发现,财政补贴较企业全要素生产率的全局 Moran's I 指数更大,表明财政补贴的空间集聚状态更显著^①,这是由财政补贴的行业和区域特征决定的,锦标赛激励和政策攀比也是重要因素。同时,为了明确应选择何种模型,在模型回归时采用基于最大似然估计(MLE)的 LR 检验、Wald 检验、AIC 准则、SC 准则及 Hausman 检验进行模型优劣诊断。当 LR 检验和 Wald 检验显著时,根据原假设($H_0:\theta=0$ 和 $H_0:\theta=-\beta\rho$)排除 SLM 模型、SAR 模型和 SEM 模型(肖功为等,2019);当模型的 AIC 值、BIC 值和 SC 值越小时模型更优(徐冬阳、刘晓辉,2022),而 Hausman 检验则可用于进一步甄选固定效应和随机效应模型。

2.基准回归结果分析

按照(7)式构建随机效应 SDM 模型,结合显著性检验剔除资产负债率、经营现金流、勒

^①篇幅所限,空间相关性检验过程未呈现,检验结果备索。

纳指数、股权集中度、资本密集度等控制变量的空间滞后项,利用 Hausman 检验明确随机效应和固定效应 SDM 模型估计系数差异的显著性,同时结合两者似然值 logL 大小的比较,优先选择固定效应 SDM 模型(方程(1)),按惯例控制个体和时间效应。

结合 LR 检验和 Wald 检验结果,方程(1)在 1%水平下拒绝原假设 $H_0: \theta = 0$ 和 $H_0: \theta = -\beta\rho$,估计系数为 186.83 和 69.33,SDM 模型不退化为 SLM 模型和 SEM 模型,引入误差滞后项后模型系数的估计结果也拒绝 SDM 模型向 SAC 模型退化,SDM 模型更小的 AIC 值和 BIC 值也表明其较 SAC 模型更适合。从方程(1)来看,财政补贴空间滞后项的点估计系数显著为正,表明具有正向溢出效应,假设 1 成立,此时财政补贴的估计系数为负(-0.250),符合财政补贴抑制论,这可能与财政补贴政策制定和实施过程中寻租行为、监管缺位及偏向性选择等因素有关。研究者从要素配置效应、挤出效应等方面诠释其抑制作用(金晓雨,2018),但未涉及溢出效应的形成机制。根据表 2,考虑空间滞后项后财政补贴的总效应为正。从空间相关系数估计结果来看,基于地理权重矩阵的空间相关系数 δ 在 1%检验水平下为正,溢出效应是企业全要素生产率提升的重要来源。为避免点估计系数的偏误问题,进一步利用 SDM 模型将财政补贴对企业全要素生产率的影响进行分解,得出空间相关系数估计情况(如表 3)。

表 2 SDM 模型基准回归结果

	方程(1)	方程(2)
	空间权重矩阵 W_{dl}	空间权重矩阵 W_{dl}
<i>Final</i>	-0.250*** (0.059)	-0.287*** (0.057)
<i>Scale</i>	0.037*** (0.002)	0.040*** (0.009)
<i>Ral</i>	-0.034*** (0.005)	-0.034*** (0.004)
<i>At</i>	0.060*** (0.004)	0.055*** (0.003)
<i>Ci</i>	-0.050*** (0.009)	-0.056*** (0.006)
<i>Pfc</i>	0.005*** (0.002)	0.004*** (0.001)
<i>Q</i>	0.005*** (4.96e-4)	0.005*** (0.005)
<i>Cash</i>	0.037*** (0.006)	0.046*** (0.006)
<i>L</i>	0.114*** (0.008)	0.104*** (0.006)
<i>Cri</i>	3.63e-5*** (9.91e-5)	0.002*** (6.38e-5)
<i>Crio</i>	2.05e-4*** (6.23e-5)	1.68e-4*** (4.97e-5)
<i>W×Final</i>	2.188*** (0.28)	2.051*** (0.244)
<i>W×Scale</i>	-0.010*** (0.004)	-0.018*** (0.004)
<i>W×Pfc</i>	0.014*** (0.006)	0.018*** (0.005)
<i>W×Q</i>	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
δ	0.442*** (0.059)	0.447*** (0.049)
Hausman	55.85***	55.85***
logL	18365.574	16423.447
$\theta=0$ 检验	186.83***	308.74***
$\theta+\beta=0$ 检验	69.33***	44.21***
AIC	-30773.52(SDM 模型) -30748.79(SAC 模型)	-
BIC	-30658.18(SDM 模型) -30653.8(SAC 模型)	-
个体效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
N	6 534	6 534

注:(1)***表示 1%显著水平;(2)括号内为稳健标准误(Robust Std. Err.);(3)固定效应 SDM 模型还控制了个体效应。

表3报告了固定效应和随机效应SDM模型下财政补贴的总效应以及分解得出的直接效应和溢出效应,其中固定效应SDM模型的溢出效应显著为正,假设1成立。这与既有成果的结论一致,研究者对财政政策效果的实证检验支持其具有正向溢出效应(曾淑婉,2013),其原因可能是对企业实施财政补贴,通过知识、技术及产业关联溢出对相关企业的技术效率、技术进步乃至全要素生产率,形成了较大的促进作用。

表3 财政补贴对企业全要素生产率的影响及分解情况

	固定效应 SDM 模型		随机效应 SDM 模型	
	估计系数	稳健标准误	估计系数	稳健标准误
直接效应	-0.241***	0.060	-0.279***	0.058
溢出效应	3.719***	0.2831	3.440***	0.257
总效应	3.478***	0.282	3.161***	0.257

注:***表示1%显著水平。

3.考虑内生性的稳健性检验及异质性检验

通过替换两种空间权重矩阵(W_{ij} 和 W_{lc}),以及利用基于OP法测算的TFP替换原有的被解释变量,重新构建SDM模型检验上节中所得结论的稳健性,其结果如表4所示。根据表4,LR检验和Wald检验仍然拒绝SDM模型退化为SLM模型、SAR模型和SEM模型,AIC值、BIC值和Hausman检验则支持选择固定效应SDM模型。对比方程(3)和方程(4)中不同空间权重矩阵下模型的回归情况,其对数似然值logL与方程(1)大致相当,因而采用三种空间权重矩阵进行回归均有其合理性。结合空间相关系数估计情况来看,基于 W_{ij} 和 W_{lc} 的空间相关系数 δ ,其显著性、大小均无明显差异^①,从而表明实证结论具有稳健性。对比空间相关系数大小,基于离差权重矩阵的空间相关系数明显更大,从而财政补贴的溢出效应受企业地理距离、经济发展水平和“经济距离”共同影响,其中受“经济距离”影响最大,这为制定地区差异化财税政策提供了依据。

考虑到模型中可能存在的因遗漏变量及双向因果关系造成的内生性,除尽可能选取符合企业生产经营特征的控制变量和基于最大似然估计(MLE)的SDM模型来获取一致估计量之外,本部分还在使用固定效应SDM模型解决不随时间变化的遗漏变量内生性问题的基础上,引入被解释变量滞后一期形成动态面板,以克服由不随个体变化的遗漏变量产生的内生性对检验结果的影响,并进一步引入工具变量来处理内生性。理论上, $W(I-\delta W)^{-1}X\beta$ 被证明是空间计量中理想的工具变量(Kelejian and Prucha,1998),考虑到 δ 的不可预知性,借鉴余泳泽和刘大勇(2013)的处理方法,用 $W \times Final$ 和 $W \times Final^2$ 替换解释变量(方程(6))和作为系统GMM估计的附加工具变量进行稳健性检验(方程(7))。根据回归结果,方程(6)和方程(7)中解释变量估计系数的符号及显著性与基准回归仍是一致的,考虑内生性后的检验结果支持研究结论具有稳健性,而弱工具变量和过度识别检验也表明了工具变量选取的合理性。考虑异常值影响,按解释变量中位数左右划分样本区间进行检验,相应地,方程(8)和方程(9)的检验结果与基准回归也是一致的。

进一步地,基于 W_{di} 、 W_{ij} 和 W_{lc} 三种空间权重矩阵,针对不同区域和产业进行异质性检验,

^①篇幅所限,相关参数未呈现,结果备索。

结果表明:对第二产业和第三产业实施财政补贴具有积极显著的溢出效应,尤其是第二产业;对西部地区企业实施财政补贴可获得较大溢出效应,而东部地区则不然^①,这为实施结构性财政补贴政策提供了依据。

表 4 考虑内生性的稳健性检验结果

	替换空间权重矩阵		替换被解释变量	替换解释变量	面板工具变量	考虑不同区间异常值影响	
	W_{ij}	W_{lc}	TFP_{lm}	$W \times Final$	$W \times Final / W \times Final^2$	方程(8)	方程(9)
	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)	方程(7)		
<i>Final</i>	-0.246*** (0.059)	-0.265*** (0.059)	-0.150*** (0.048)	-0.002* (0.001)	-1.895*** (0.247)	-0.864*** (0.260)	-0.242*** (0.063)
<i>Scale</i>	0.037*** (1.60e-3)	0.037*** (1.60e-3)	0.036*** (1.18e-3)	0.038*** (1.62e-3)	0.028*** (1.66e-3)	0.038*** (1.61e-3)	0.037*** (1.61e-3)
<i>Ral</i>	-0.033*** (5.19e-3)	-0.033*** (5.16e-3)	-0.018*** (3.73e-3)	-0.033*** (5.21e-3)	-0.040*** (5.19e-3)	-0.034*** (5.18e-3)	-0.034*** (5.16e-3)
<i>At</i>	0.060*** (3.54e-3)	0.060*** (3.55e-3)	0.092*** (3.28e-3)	0.062*** (3.57e-3)	0.032*** (4.61e-3)	0.061*** (3.60e-3)	0.060*** (3.53e-3)
<i>Ci</i>	-0.051*** (8.89e-3)	-0.051*** (8.87e-3)	-0.068*** (6.97e-3)	-0.050*** (8.95e-3)	-0.028*** (9.21e-3)	-0.050*** (8.89e-3)	-0.051*** (8.90e-3)
<i>Pfc</i>	0.005** (1.81e-3)	0.005** (1.80e-3)	0.001 (1.27e-3)	0.005** (1.82e-3)	-1.67e-4 (1.61e-3)	0.005** (1.81e-3)	0.005** (1.81e-3)
<i>Q</i>	0.005*** (4.95e-4)	0.005*** (4.86e-4)	0.002*** (3.32e-4)	0.005*** (4.94e-4)	0.002*** (4.47e-4)	0.005*** (4.95e-4)	0.005*** (4.96e-4)
<i>Cash</i>	0.034*** (6.25e-3)	0.034*** (6.26e-3)	0.021*** (4.75e-3)	0.037*** (6.31e-3)	-0.021** (8.44e-3)	0.035*** (6.26e-3)	0.038*** (6.26e-3)
<i>L</i>	0.114*** (7.97e-3)	0.114*** (8.06e-3)	-0.017*** (5.40e-3)	0.114*** (7.99e-3)	0.057*** (6.88e-3)	0.114*** (7.97e-3)	0.113*** (8.00e-3)
<i>Cri</i>	3.62e-5*** (9.89e-5)	3.67e-5*** (9.99e-5)	5.41e-5 (6.37e-5)	3.54e-5*** (9.87e-5)	3.94e-4*** (9.51e-5)	3.53e-5*** (9.87e-5)	3.63e-5*** (9.91e-5)
<i>Crio</i>	2.02e-4*** (6.23e-5)	2.14e-4*** (6.23e-5)	8.51e-5* (4.45e-5)	1.95e-4*** (6.24e-5)	-1.10e-4* (6.33e-5)	1.95e-4*** (6.18e-5)	2.06e-4*** (6.25e-5)
识别不足检验					266.418*** (0.000)		
弱工具变量检验					167.219		
过度识别检验					0.416		
N	6 534	6 534	6 534	6 534	5 445	3 294	3 240

注:(1)***、**和*分别表示1%、5%和10%显著水平。(2)方程(6)为以 $W \times Final$ 为代理变量的回归结果,替换为 $W \times Final^2$ 后结果与其相近,此处略;(3)相应方程中的控制变量、个体效应、时间效应均已控制,限于篇幅未呈现,回归结果备索。

四、溢出效应形成机制检验框架构建

(一) 机制检验模型设计

为检验财政补贴溢出效应的形成机制(即假设2),借鉴多重中介效应理论思想构建模型,明确A企业财政补贴($Final$)通过要素配置效应(Fae)、示范效应(De)、竞争效应(Pe)等机制变量对B企业全要素生产率增长(tfp)形成溢出的机制,其表达式如下:

^①篇幅所限,相关参数未呈现,结果备索。

$$tfp_{it} = b + cFinal_{it} + nControl_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

$$M_{dit} = a + a_d Final_{it} + mControl_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(9)、(10)式中: a_d 、 a 、 b 、 c 、 m 、 n 为估计系数; $Control_{it}$ 为控制向量; d ($d=1,2,3$) 为机制变量个数,且 M_{1it} 、 M_{2it} 、 M_{3it} 分别为要素配置效应、示范效应、竞争效应,后文中均采用差分形式表示,财政补贴可通过这三个机制变量对企业全要素生产率形成溢出效应; μ_{it} 、 ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量核算及重构

结合(6)式,本文以 A 企业获得的财政补贴 ($Final$) 和 B 企业全要素生产率增长 (tfp) 为解释变量和被解释变量,以要素配置效应 (Fae)、示范效应 (De)、竞争效应 (Pe) 为机制变量,构建模型检验溢出效应的形成机制,为保障检验结果的可比性和一致性,仍沿用前文的 $Scale$ 、 Ral 、 At 、 Pfc 、 $Cash$ 、 Cri 等控制变量。考虑到财政补贴与全要素生产率来自不同的研究对象,以往分析溢出效应的方法不再适用,本部分着重基于前文理论分析以及企业所在区域产业实际,核算和重构被解释变量、解释变量和机制变量。

1. 被解释变量

本文以 A 企业获得财政补贴前后 B 企业全要素生产率增长的差值作为被解释变量 (tfp),采用 Malmquist-DEA 方法进行企业全要素生产率增长分解。借鉴范璐和王爱虎(2016)的做法,分别选择固定资产净额 ($Netfix$)、应付职工薪酬本期增加额(即应发工资, $Salaryinc$) 和主营业务收入净额 (Mbi) 作为投入和产出,该方法在测算全要素生产率增长的同时,还可得到公式(6)中的技术效率变动和技术进步。考虑到后文机制变量中需要配置效应指标,同时引入固定资产价格 ($Pfix$) 和劳动力价格 ($Plabor$) 进行 COST-DEA 模型分析。考虑到被解释变量为 $Final$ 影响产生前后 B 企业全要素生产率增长的差值,需进行两次分解,得到影响产生前后的企业全要素生产率增长 ($Initfpch$ 、 $Surtfpch$)、技术效率变动 ($Initec$ 、 $Surtec$) 和技术进步 ($Initc$ 、 $Surtc$),其中后者由既定统计数据测得,而前者需依据影响产生前的投入和产出数据进行测算。假定因 A 企业财政补贴带来的固定资产净额、应发工资和主营业务收入净额变动率分别为 $Rnetfixfin$ 、 $Rsalaryincfin$ 和 $Rmbifin$,采用如下方法进行处理:

$$\begin{aligned} Rnetfixfin &= (Netfix/Final)' = 1 / \left[\left(\frac{Final}{Mbi} \right)' \frac{Mbi}{Netfix} + \frac{Final}{Mbi} \left(\frac{Mbi}{Netfix} \right)' \right] \\ &= 1 / \left(\frac{Mbi}{Netfix \times Rmbifin} + \frac{Final}{Mbi} \cdot \frac{dMbi/dt}{dNetfix/dt} \right) \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} Rsalaryincfin &= (Salaryinc/Final)' = 1 / \left[\left(\frac{Final}{Mbi} \right)' \frac{Mbi}{Salaryinc} + \frac{Final}{Mbi} \left(\frac{Mbi}{Salaryinc} \right)' \right] \\ &= 1 / \left(\frac{Mbi}{Salaryinc \times Rmbifin} + \frac{Final}{Mbi} \cdot \frac{dMbi/dt}{dSalaryinc/dt} \right) \end{aligned} \quad (12)$$

$$Rmbifin = \left(\frac{Mbi}{Final} \right)' = \frac{dMbi/dt}{dFinal/dt} \quad (13)$$

测算出以上指标后即可据此将投入和产出变动部分扣除,进而进行企业全要素生产率增长分解,测出 $Final$ 影响前的相关指标。

2. 解释变量

将 A 企业获得的财政补贴 ($Final$) 作为解释变量,检验其通过要素配置效应、示范效应、竞争效应对 B 企业全要素生产率形成溢出效应的机制。为了获取该变量数据,尝试结合财

政补贴溢出效应形成路径及产业关联情况,明确产生知识溢出、技术溢出的主要企业,用这些企业获得的财政补贴来核算与 B 企业对应的 A 企业获得的财政补贴 ($Final$)。显然,在经济系统中, $Final$ 必然是多个企业财政补贴的集合。为突出问题的主要方面,同时也简化处理过程, $Final$ 取决于第 t 年全国同行业企业财政补贴额前 $(3-i)$ 名之和 ($Finalnat$), 以及本省同行业企业财政补贴额第一名 ($Finalpro$)^①, 有:

$$Final_{it} = Finalnat_{it} + Finalpro_{it} \quad (14)$$

考虑到政府可能针对不同生产率水平的企业实施财政补贴(即政策的选择性、方向性), 由此形成双向因果关系并带来内生性问题,参照金晓雨(2018)的做法,将解释变量 $Final_{it}$ 滞后一期。

3. 机制变量

根据前文提出的模型((6)式),需重构要素配置效应、示范效应、竞争效应三个机制变量。

(1) 要素配置效应

就企业自身而言,既定的投入下要素配置比例是决定其全要素生产率的重要维度。基于 Farrell(1957)要素配置效率测算思想,利用要素配置效应来反映 A 企业获得财政补贴带来的 B 企业层面要素配置变化情况。为得到要素配置效应,在测算被解释变量的同时加入固定资产价格 ($Pfix$) 和劳动力价格 ($Plabor$) 两个要素价格变量,利用 COST-DEA 模型得出扣除财政补贴影响前后配置效率 ($Inifae$ 、 $Surfae$) 的差值,用以表示要素配置效应。

需要指出的是,现有通过全要素生产率增长分解剖析配置效应的成果多考虑其外部作用,如 Syrquin(1986)利用拓展的索洛模型分析框架,考察行业间的配置效应。也有分析特定行业企业间配置效应的,多数研究者支持财政补贴具有负向外部作用并引起误置(蒋为、张龙鹏,2015),陈汝影和余东华(2020)直接采用财政补贴与劳动、资本等要素投入之比来衡量其误置效应,而本文提出的要素配置效应则着重从企业层面考察 A 企业财政补贴带来的 B 企业要素配置变化情况。

(2) 示范效应

借鉴心理学示范效应的概念,获得财政补贴的 A 企业作为 B 企业学习的标杆,对 B 企业经营活动产生影响进而改变其全要素生产率。特别地,可通过推动 B 企业储备技术人才、增加技术学习成本等方式产生积极效应,因而可利用技术人员占比 ($Rtech$) 和 A 企业财政补贴带来的 B 企业学习成本的变化 ($Dtlearncost$) 来表示示范效应 (De)。由于现有文献中主要有李骏等(2018)提出的产业层面技术学习成本指标数据,而企业层面仍缺乏统一的指标,考虑数据的可得性,本文拟采用 A 企业财政补贴 ($Final$) 与 B 企业自身财政补贴 ($Fissub$) 之差的增长量作为 $Dtlearncost$ 的代理变量。

(3) 竞争效应

^① $Finalnat_{it}$ 取第 t 年全国同行业(细分至二级)企业财政补贴额 $fissub_{it}$ 前 $(3-i)$ 名之和/6(若企业自身包含在内则直接扣除,即 $i=1$,否则 $=0$),若细分行业企业数量小于等于 2,则直接利用一级行业进行计算;
 $Finalpro_{it}$ 取 $(1-i) \times$ 第 t 年本省同行业(细分至二级)企业财政补贴额 $fissub_{it}$ 第一名/2(若无二级细分行业则取一级行业第一名,若企业自身在二级行业为第一名则退至一级行业取第一名财政补贴额 $fissub_{it}$,若此时企业自身仍是一级行业第一名则直接将 $Finalpro_{it}$ 剔除,即 $i=1$,否则 $=0$)。

为获取财政补贴, B 企业在向 A 企业学习的同时还需应对来自其他企业的竞争, 除通过直接引进技术、专利加速技术进步, 在学习、模仿的基础上积极创新之外, 还可能增加大量资金用于获取补贴等非生产性活动, 此类投入往往以差旅费、宣传费、招待费等项目列支, 借鉴任曙明和张静(2013)的处理方法, 本文采用增加的管理费这一非生产性支出与营业总收入的比值衡量竞争效应(Pe)。也有研究者利用高管薪酬、无形资产累计摊销、坏账准备、应收账款、存货跌价准备合计等对管理费用进行调整, 从本文的实证结果来看, 采用调整后变量作为竞争效应的检验结果与前者是一致的。

五、溢出效应形成机制实证检验

(一) 机制变量及其作用路径

基于前文理论分析, 财政补贴通过要素配置效应、示范效应、竞争效应三个机制变量对企业全要素生产率形成溢出效应, 可能的路径如图 2 所示, 分别为路径 1(①→②→⑤)、路径 2(①→③→⑤)和路径 3(①→④→⑤)。就路径 1 而言, Syrquin(1986)提出利用要素配置效应解释全要素生产率的来源之后, 研究者利用创新效率、要素利用、企业进入退出等分析其作用机制, 而要素错配被认为是造成生产率损失的重要因素(Hsieh and Klenow, 2009), 多数研究也支持劳动力、资本等要素错配对全要素生产率具有负面影响。财政补贴作为政府向特定市场主体支付的无偿性财政支出, 可能在一定程度上加剧要素错配进而造成全要素生产率损失。就路径 2 而言, 示范效应主要体现在企业对外来技术的引进、学习和模仿, 既有成果多支持技术引进、学习和模仿对生产率具有促进作用, 但需防止产生技术依赖和创新能力损失(谢玲红、毛世平, 2016), 财政补贴具有积极的示范作用, 进而通过示范作用促进企业全要素生产率提升。就路径 3 而言, 竞争效应主要表现在企业之间为获取财政补贴而进行竞争, 当面临较大竞争压力时, 企业往往选择加大投入, 提高技术水平, 从而影响全要素生产率。

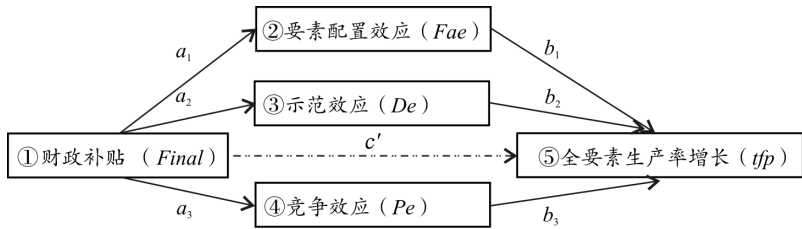


图 2 机制变量及其作用路径

在图 2 中, a_1 为 A 企业获得的财政补贴($Final$)对要素配置效应(Fae)的效应, b_1 为控制解释变量影响后要素配置效应(Fae)对 B 企业全要素生产率增长(tfp)的效应, $a_1 \times b_1$ 为要素配置效应(Fae)路径的间接效应。图 2 还列出了示范效应(De)和竞争效应(Pe)两条路径的各项效应。

(二) 溢出效应形成机制实证检验

1. 机制检验数据来源及说明

本部分所需基础数据主要来自 Wind 数据库。需要说明的是, 考虑到变量核算数据处理工作量大, 且两次进行企业全要素生产率 Malmquist-DEA、COST-DEA 模型分解, 以及对被

解释变量、要素配置效应、示范效应等取差分均造成上一年观测值损失,因而选取2017—2019年基础数据进行机制检验。数据处理过程中着重进行如下处理:(1)剔除投入、产出、价格指数及相关变量中存在缺省值和为负值的样本;(2)剔除解释变量、被解释变量和机制变量核算过程中存在缺省值的样本;(3)剔除异常值。

2. 机制检验结果

为了明确财政补贴形成溢出效应的路径,利用链式多重中介效应模型进行检验。根据间接效应分析结果,“①→②→③→⑤”、“①→②→④→⑤”、“①→③→④→⑤”和“①→②→③→④→⑤”四条传导路径的bootstrap 95%置信区间均包含0,其中介效应不显著^①,从而排除机制变量之间存在相互影响的可能性。进一步采用模型(10)进行实证检验,其结果如表5。

表5 溢出效应形成机制检验结果

变量	<i>Fae</i>	<i>De</i>	<i>Pe</i>
	方程(10)	方程(11)	方程(12)
<i>Final</i>	-0.023* (0.010)	2.627*** (0.367)	1.176*** (0.362)
控制变量	Yes	Yes	Yes
边际贡献率(Shapley值法)	4.73%	40.37%	54.90%

注:(1)***和*分别表示1%和10%显著水平;(2)括号内为标准误。

从表5中的检验结果来看,财政补贴对要素配置效应(*Fae*)、示范效应(*De*)、竞争效应(*Pe*)三个机制变量的系数分别在10%、1%和1%水平下显著,且产生了不同的溢出效应。其中,财政补贴通过要素配置效应对企业全要素生产率形成负向溢出,回归系数为-0.023;财政补贴还通过示范效应和竞争效应对企业全要素生产率形成正向溢出,财政补贴每增加1%,可分别促进示范效应和竞争效应提升2.627%和1.176%。综合来看,财政补贴将产生要素配置效应、示范效应和竞争效应,证实了上述三个机制的存在(假设2成立),且加总的溢出效应为正。结合Shapley值法边际贡献分析,要素配置效应(*Fae*)、示范效应(*De*)、竞争效应(*Pe*)的边际贡献率分别为4.73%、40.37%和54.90%,示范效应(*De*)和竞争效应(*Pe*)是形成溢出效应的主要机制。

六、结论与启示

在推动财政补贴提质增效和经济高质量发展的关键时期,明确财政补贴如何发挥对企业全要素生产率的作用具有重要意义。众多文献探讨该主题并形成了促进论、抑制论和不确定论三类观点,其中配置效应和挤出效应具有重要影响,但相关文献中考虑溢出效应的成果有限,且鲜有涉及溢出机制的。围绕“财政补贴能否对企业全要素生产率形成溢出效应”这一主题,本文构建溢出-吸收模型分析财政补贴形成溢出效应的理论机制及路径,进而进行溢出效应测度。实证结果表明:财政补贴对企业全要素生产率具有显著正向溢出效应,与考虑内生性后的稳健性检验结果一致;不同产业和区域中,对第二、三产业(尤其是第二产

^①篇幅所限,相关参数未呈现,结果备索。

业)实施财政补贴具有积极显著的溢出效应,对西部地区企业实施财政补贴可获得较大溢出效应,而对东部地区则不然。为检验溢出效应的形成机制,本文尝试提出溢出企业财政补贴核算方法,并结合变量重构和多重中介效应理论思想,构建溢出效应形成机制检验框架。基于该框架的实证检验支持财政补贴通过要素配置效应、示范效应、竞争效应对企业全要素生产率形成溢出效应这一论断,其中示范效应、竞争效应是形成溢出效应的主要机制,而要素配置效应的实证结果则印证了既有文献中“要素误置论”的观点。

基于以上结论得出三点政策启示:一是建立精准补贴机制,合理引导各类企业提升全要素生产率。财政补贴由“大水漫灌”转向结构性“精准滴灌”既符合当前统筹财政压力和可持续的大局,也是财政政策提质增效的客观需要。要通过将财政补贴精准定位于补偿研发活动外部性、促进管理模式优化、扩大内部经济等领域,引导企业积极投入到改革创新、降本增效的研发活动当中,形成优化企业要素配置的长效机制并发挥示范效应,提升企业全要素生产率,同时加强对寻租、骗补等非生产性活动的规制,防止过度竞争。二是逐渐弱化传统地理距离的空间约束,充分发挥财政补贴的溢出效应。要在尊重空间地理距离规律的基础上不断畅通传统要素流通渠道,建立系统的企业间信息知识交流合作机制,并提升企业吸收能力,同时要借助新一代信息技术,逐步弱化原有的基于地理空间约束的企业相互依赖性,强化企业关联,进而强化财政补贴对企业全要素生产率的溢出效应。三是密切结合区域产业实际,适当加大对西部地区及以制造业为代表的第二产业的财政补贴力度。要重点针对教育、医疗、卫生领域以及当地特色优势产业,实施结构性财政补贴政策。与此同时,要在维持制造业现有减税降费占比的基础上调整财政补贴结构和方式。短期内通过向龙头企业倾斜发挥示范效应,向“专精特新”企业以及技术“卡脖子”的半导体芯片、航空发动机等领域倾斜,提高企业研发投入边际效应;中长期则由补贴企业转向补贴技工人才培养,形成高质量技工人才供给,并逐步实现由财政补贴到减税降费的转换。

参考文献:

- 1.陈汝影、余东华,2020:《中间投入品资源错配与制造业全要素生产率》,《产业经济研究》第4期。
- 2.储德银、杨姗、宋根苗,2016:《财政补贴、税收优惠与战略性新兴产业创新投入》,《财贸研究》第5期。
- 3.范璐、王爱虎,2016:《中国上市物流企业成本效率动态分析——基于 Cost Malmquist 指数》,《软科学》第6期。
- 4.胡春阳、余泳泽,2019:《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》,《财政研究》第6期。
- 5.蒋为、张龙鹏,2015:《补贴差异化的资源误置效应——基于生产率分布视角》,《中国工业经济》第2期。
- 6.金晓雨,2018:《政府补贴、资源误置与制造业生产率》,《财贸经济》第6期。
- 7.李骏、刘洪伟、陈银,2018:《产业集聚、技术学习成本与区域经济增长——以中国省际高技术产业为例》,《软科学》第4期。
- 8.李政、杨思莹、路京京,2019:《政府补贴对制造企业全要素生产率的异质性影响》,《经济管理》第3期。
- 9.任保全、王亮亮,2014:《战略性新兴产业高端化了吗?》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 10.任曙明、张静,2013:《补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究》,《管理世界》第10期。
- 11.任优生、邱晓东,2017:《政府补贴和企业 R&D 投入会促进战略性新兴产业生产率提升吗》,《山西财经大学学报》第1期。

12. 邵敏、包群, 2012: 《政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析》, 《中国工业经济》第7期。
13. 汪小英、王宜龙、沈镭、李小漫、杜强涛, 2021: 《信息化对中国能源强度的空间效应——基于空间杜宾误差模型》, 《资源科学》第9期。
14. 王薇、艾华, 2018: 《政府补助、研发投入与企业全要素生产率——基于创业板上市公司的实证分析》, 《中南财经政法大学学报》第5期。
15. 韦东明、顾乃华、魏嘉辉, 2021: 《财政垂直失衡、公共支出偏向与经济高质量发展》, 《经济评论》第2期。
16. 肖功为、刘洪涛、贺翀, 2019: 《制度创新、社会资本与区域经济差距生成——基于空间杜宾模型的实证研究》, 《湖南大学学报(社会科学版)》第5期。
17. 谢玲红、毛世平, 2016: 《中国涉农企业科技创新现状、影响因素与对策》, 《农业经济问题》第5期。
18. 徐冬阳、刘晓辉, 2022: 《基础设施建设对实际汇率的影响研究: 来自中国省际空间杜宾模型的经验证据》, 《世界经济研究》第3期。
19. 闫志俊、于津平, 2017: 《政府补贴与企业全要素生产率——基于新兴产业和传统制造业的对比分析》, 《产业经济研究》第1期。
20. 杨秀云、梁珊珊, 2021: 《方言多样性如何影响制造业企业生产率?》, 《经济评论》第6期。
21. 杨洋、魏江、罗来军, 2015: 《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》, 《管理世界》第1期。
22. 余泳泽、刘大勇, 2013: 《我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究》, 《管理世界》第7期。
23. 张豪、张建华、何宇、谭静, 2018: 《企业间存在全要素生产率的溢出吗? ——基于中国工业企业数据的考察》, 《南开经济研究》第4期。
24. 曾淑婉, 2013: 《财政支出对全要素生产率的空间溢出效应研究——基于中国省际数据的静态与动态空间计量分析》, 《财经理论与实践》第1期。
25. 钟鑫、易文、郭宁, 2021: 《服务业 OFDI 对企业生产率的影响》, 《财经科学》第7期。
26. 周卫民、李猛、董哲昱, 2022: 《知识溢出、技术进步与现代服务业劳动生产率增长》, 《软科学》第3期。
27. Beason, R., and D.E. Weinstein. 1996. "Growth, Economies of Scale, and Targeting in Japan(1955-1990)." *The Review of Economics and Statistics* 78(2):286-295.
28. Benito, A., and I. Hernando. 2007. "Firm Behaviour and Financial Pressure: Evidence from Spanish Panel Data." *Bulletin of Economic Research* 59(4):283-311.
29. Bernini, C., and G. Pellegrini. 2011. "How Are Growth and Productivity in Private Firms Affected by Public Subsidy? Evidence from a Regional Policy." *Regional Science and Urban Economics* 41(3):253-265.
30. Coe, D. T., and E. Helpman. 1995. "International R&D Spillovers." *European Economic Review* 39(5):859-887.
31. Farrell, M. J. 1957. "The Measurement of Productive Efficiency." *Journal of the Royal Statistical Society* 120(3):253-290.
32. Giannakas, K., R. Schoney, and V. Tzouvelekas. 2001. "Technical Efficiency, Technological Change and Output Growth of Wheat Farms in Saskatchewan." *Canadian Journal of Agricultural Economics* 49(2):135-152.
33. Gwartney, J., R. Lawson, and R. Holcombe. 1998. "The Size and Functions of Government and Economic Growth." Joint Economic Committee Working Papers 20510.
34. Harris, R., and C. Robinson. 2004. "Industrial Policy in Great Britain and Its Effect on Total Factor Productivity in Manufacturing Plants, 1990-1998." *Scottish Journal of Political Economy* 51(4):528-543.
35. Hsieh, C. T., and P. Klenow. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *The Quarterly Journal of Economics* 124(4):184-194.
36. Kelejian, H. H., and I. R. Prucha. 1998. "A Generalized Spatial Two-stage Least Squares Procedure for

- Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances.” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17(1):99–121.
- 37.Keller, W. 2002.“Trade and the Transmission of Technology.” *Journal of Economic Growth* 7(5): 5–24.
- 38.Lane, P. J., and M. Lubatkin. 1998. “Relative Absorptive Capacity and Interorganizational Learning.” *Strategic Management Journal* 19(5): 461–477.
- 39.Midrigan, V., and D. Y. Xu. 2014. “Finance and Misallocation: Evidence from Plant-level Data.” *American Economic Review* 104(2):422–458.
- 40.Moffat, J. 2014.“Regional Selective Assistance in Scotland: Does It Make a Difference to Plant Productivity?” *Urban Studies* 51(12):2555–2571.
- 41.Obeng, K., and R.Sakano. 2000.“The Effects of Operating and Capital Subsidies on Total Factor Productivity: A Decomposition Approach.” *Southern Economic Journal* 67(2):381–397.
- 42.Restuccia, D., and R. Rogerson. 2008. “Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments.” *Review of Economic Dynamics* 11(4):707–720.
- 43.Schmidt, K. M. 1997.“Managerial Incentives and Product Market Competition.” *Review of Economic Studies* 64(2):191–213.
- 44.Syrquin, M. 1986.“Growth and Structural Change in Latin America Since 1960: A Comparative Analysis.” *Economic Development and Cultural Change* 34(3): 433–454.
- 45.Vega, S.H., and J. P. Elhorst.2015.“The SLX Model.” *Journal of Regional Science* 55(3):339–363.
- 46.Wieser, R. 2005.“Research and Development Productivity and Spillovers: Empirical Evidence at the Firm Level.” *Journal of Economic Surveys* 19(4):587–621.

Can Financial Subsidies Form Spillover Effects on Enterprises’ TFP?

Hu Chunyang¹, Zhang Jinming² and Yu Yongze³

(1:School of Economics, Anhui University of Finance and Economics;

2:Institute of Industrial Economics, Jiangxi University of Finance and Economics;

3:School of Public Finance and Taxation, Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: Coordinating fiscal sustainability and high-quality economic development objectively requires us to clarify the spillover effects of fiscal subsidies on TFP. This paper constructs a spillover-absorption model to analyze the path and mechanism of spillover effects from the dimensions of factor allocation effect, demonstration effect and competition effect, and then constructs a fixed-effect SDM model to measure the spillover effects based on a series of new spatial weight matrices at the enterprise level. The empirical results show that the spillover effects are significantly positive which are consistent with the robustness test considering endogeneity. Furthermore, this paper tries to build a framework combining variable reconstruction and the theory of multiple mediating effect to test the mechanism. The empirical results support the conclusion that factor allocation effect, demonstration effect and competition effect all have significant spillover effects on enterprises’ TFP. This paper enriches the relevant research on fiscal subsidies, and provides empirical evidence for improving their quality and efficiency, along with promoting high-quality economic development.

Keywords: Fiscal Subsidy, TFP, Spillover Effect, Spillover-absorption Model

JEL Classification: O4, H2

(责任编辑:陈永清)