

金融错配、政府补贴对企业全要素生产率的双边效应研究

成琼文¹ 李赵研¹ 张静²

¹(中南大学商学院, 长沙 410083) ²(湖南水利水电职业技术学院经济管理学院, 长沙 410199)

〔摘要〕 本文聚焦于财政工具对金融市场的调控作用,在双边随机前沿模型的分析框架下,研究金融错配和政府补贴对企业全要素生产率的双边效应。双边随机前沿模型估计结果表明,金融错配抑制企业全要素生产率提升,而政府补贴能够平滑绝大部分金融错配的负向影响,尽管两者综合作用下企业生产率仍低于有效生产率,但也体现了政府补贴作为财政工具对市场调控的有效性。分样本检验结果表明,国有企业受到的影响净效应低于民营企业,东、中部地区企业受到的影响净效应低于西部企业。因此,应注重金融市场的所有制歧视和区域间发展的不平衡,建立更加完善的政府补贴机制,在优化要素配置的前提下持续推动技术创新。

〔关键词〕 全要素生产率 政府补贴 金融错配 双边效应 技术创新 区域异质性

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2022.06.012

〔中图分类号〕 F270; F832.5 〔文献标识码〕 A

中国经济自进入高质量发展阶段以来,转变经济发展模式,寻找新的增长动力的需求日益增强。在国内外风险挑战不断上升的背景下,中国经济面临着人口红利消失、资本累积速度下降等问题,提升全要素生产率已成为当前推动经济增长的关键所在^[1]。微观企业作为经济产出决策的主要主体,致力于企业层面全要素生产率的提升,便于从根本上把握经济发展质量,为中国经济由高速增长过渡到高质量增长夯实基础。

资本作为企业的核心生产要素之一,是企业生产经营的基础。资本要素的合理配置与推动全要素生产率提升密切相关^[2]。然而金融要素错配现象在当前中国广泛存在,资本要素长期存在流通受限、配置低效等问题,制约经济高质量发展^[3]。一个明显现象是:尽管中国国营企业生产效率明显低于私营企业,然而把控着金融资源的商业银行却更愿意向国有大型企业发放贷款^[4],生产效率相对更高的民营企业在申请贷款时却面临着诸多困难,在获取资金的道路上举步维艰。必须要强调的是,所有制歧视仅仅只是金融错配的表现

形式之一,金融错配导致资源错位流入低生产效率企业,这种现象在国有企业内部也广泛存在,部分地方政府官员出于政治联系,也会向当地金融机构施加压力,引导信贷资金向政治联系更紧密的企业流动^[5]。这种金融错配现象必然会导致人均总产出和全要素生产率低下。

金融市场失灵会引起政府“有形之手”的重视,政府补贴作为最常用的宏观调控工具之一,是弥补金融市场失灵的一种手段,旨在协调经济发展中的矛盾,引导产业健康发展。根据同花顺数据中心的数据显示,全国政府对企业的补贴从2010年的516.5亿元增加到2020年的1788.8亿元,年均增长13.2%。政府补贴的效果体现了政府财政资金的使用效率,如此大规模的政府补贴究竟在多少程度上弥补了金融市场失灵,从而影响到企业乃至地区层面的资本配置效率?先前的文献大多关注于金融错配的单边影响,如金融错配会显著降低民营企业的资本回报率,降低生产总值等^[6],但却较少关注政府补贴对金融错配的调控作用,以及两者对企业全要素生产率的综合效应,

收稿日期: 2022-03-19

基金项目: 国家自然科学基金项目“资源约束下我国铝工业绿色管理机制设计研究”(项目编号: 71573284); 湖南省教育厅项目“新工科背景下一流学科课程思政模式构建研究”(项目编号: HNKCSZ-2020-0030)。

作者简介: 成琼文,中南大学商学院研究员,博士生导师。研究方向: 企业创新。李赵研,中南大学商学院硕士研究生。研究方向: 财税政策。张静,湖南水利水电职业技术学院经济管理学院院长,高级会计师,硕士。研究方向: 企业创新。

关于这一问题的探讨,对于深入认识中国实体经济资本配置效率问题有重要的意义。

本文借鉴 Kumbhakar 和 Parmeter (2009)^[9] 的双边随机前沿模型,将金融错配和政府补贴放在统一框架下定量分析企业生产率所受影响。本文的边际贡献体现在以下几方面:(1)在研究视角上,本文聚焦于政府补贴对于金融市场的补充作用,基于政府补贴作为发挥财政工具“有形之手”的功能,探讨政府补贴如何抵消金融错配对生产率的扭曲,本文将政府补贴对生产率的微观作用机制扩展到了优化资本配置层面,补充了关于资本要素市场机制与政府调控综合作用的研究;(2)在研究方法上,相比以往多数文献的单边效应分析,本文采用的双边随机前沿模型能够定量分析政府补贴与金融错配对企业全要素生产率的单边效应,并且可以测算两者影响企业全要素生产率的综合效应;(3)在研究结论上,双边随机前沿模型测算结果表明,政府补贴对生产率的正效应能够平滑大部分由金融错配引发的负效应,这说明政府补贴在一定程度上起到了优化企业资本配置的作用。本文结论有助于加深对政府补贴效果的认识,为政府财税政策的制定提供了一定的参考。

1 理论基础

1.1 金融错配对企业全要素生产率的作用机理

金融是企业发展环境的重要组成部分,金融要素配置效率的高低对企业全要素生产率有着直接影响^[10],所谓的金融错配即是金融资源配置的非效率状态,根据资源配置效率理论,在一个不存在信息交易成本的完美市场中,金融资源能够实现帕累托最优,配置结果能够最大限度的满足经济增长要求。然而现实中由于市场摩擦、信息不对称和地方政府干预等多方面因素,金融要素并不总是依据企业生产率状况分配的。具体而言,金融错配对企业全要素生产率的影响至少体现在以下两个方面。

(1)金融错配的一个明显特征就是融资歧视效应,由于资本市场上的制度约束特征与产业政策不同等原因,金融机构为了控制风险也会设立差别性的融资条件^[11]。金融市场准入制度也会对部分中小企业的融资造成阻碍,这会导致一些高效率的企业难以取得融资或面临较高的融资成本,从而被迫缩减规模。这种金融资源误置必然损害到整体产出效率。

(2)金融错配也会带来创新抑制效应^[12]。错配的金融市场造成价格发现机制失灵,企业技术创新的经济效应需要一定经济周期才能体现,在此过程中资本会依据市场信息选择流向。然而金融市场的非有效性和信息滞后导致企业创新转化的新产品价值被严重低估,资本要素难以流入长期能够产生更高回报的技术创新项目中去。这会削弱企业的创新动力,从而减少创新活动的资金投入,企业创新产出质量难以保证,结果是企业无法从成本高昂的创新活动中获得回报进而停止创新。因此无论从生产经营角度还是技术创新角度,金融错配都不利于企业全要素生产率。

1.2 政府补贴对于企业全要素生产率的作用机理

政府补贴是政府发挥“扶持之手”功能最常用的工具之一,政府根据当前的经济发展规划,有针对性的对一些生产率高、技术进步需求大的企业提供补助,从而激励企业的生产经营活动。企业全要素生产率的提升源于要素资源的配置优化和技术进步两方面^[13],政府补贴是对这两方面的有效激励。

从企业要素配置层面而言,政府补贴能够缓解企业融资约束,为企业提供额外的收入来填补融资缺口^[14],增加企业的资金流动性,降低企业的经营成本以促进企业生产^[15]。同时政府补贴能够助力企业维持一定的投资规模,企业不断扩张也能更好地发挥规模经济效应。

从企业技术进步的角度来看,政府补贴也为企业研发活动提供支持。根据外部性理论,企业创新活动产生的新技术具有公共产品的特性,发明者很难垄断这些技术带来的经济利益,研发收入总是面临投资不足的问题。而政府补贴是解决这种问题的有效手段,补贴能够直接降低企业研发的风险,帮助企业分担压力,充分发挥企业研发投资的正外部性,企业提高产出的同时也为整个社会增加技术供应,从而提升整个行业的研发创新能力,实现经济发展的正循环,带动企业乃至行业的生产率提升。

1.3 政府补贴与金融错配对企业全要素生产率的交互作用

金融错配导致了低效率企业对高效率企业的挤出,政府补贴作为一种财政工具,其本质就是一种对资源的重新分配,缓解金融市场失灵。政府补贴对于金融要素的流动机制、价格机制均有

调控作用,可以有效减弱金融错配对企业生产率的负向影响。

(1) 政府补贴能够引导金融要素的流动,助力企业获得资本的关注^[16]。政府补贴具有“择优”特征,企业只有达到了相应的补贴要求才能获得政府补贴,获得补贴代表政府对该企业发展前景和质量的看好,表明企业具有良好的声誉和巨大的市场潜力,因此是一个明确的信号,可以吸引更多的投资者、金融机构等利益相关者参与到企业的发展建设中^[17]。这有效降低了企业面临的金融市场信息不对称,减弱了金融要素的流动障碍。

(2) 政府补贴可以影响金融要素的价格水平^[18]。要素价格是要素配置的核心,政府补贴作为一种政府的官方认可,能够让金融机构对企业的发展形成稳定预期,有效降低了金融机构对企业的风险评估。因此,政府补贴的“择优”功能使得资本的流动遵循价值规律,高效率企业能够以较低的融资成本获取金融资源,从而优化资源配置效率,提高企业生产率。

2 模型设定和指标选取

2.1 双边随机前沿模型构建

根据理论分析,金融错配抑制企业生产率,而政府补贴对企业生产率有驱动作用,二者都会使企业生产率偏离正常水平,双边随机前沿模型能够很好的适应正负效应同时存在的状况。本文构建双边随机前沿模型刻画政府补贴、金融错配影响企业全要素生产率的作用机理,可以将该模型简写为如下形式:

$$TFP_i = TFP_i^* + \xi_i, \quad \xi_i = \omega_i - \mu_i + \nu_i \quad (1)$$

其中, TFP_i^* 描述企业不受政府补贴和金融错配时的全要素生产率,即有效生产率。 $TFP_i^* = \beta X_i'$, β 为待估参数, X_i' 为描述企业微观特征的控制变量; ν_i 为一般意义上的随机扰动项,表示由不可观测因素所导致的生产率的随机偏离; ω_i 和 μ_i 分别描述政府补贴和金融错配对企业全要素生产率不同方向的偏离,且 ω_i 和 μ_i 均大于等于0。若 $\omega_i = 0$, 企业只受到金融错配影响,若 $\mu_i = 0$, 企业只受到政府补贴影响,若 $\mu_i = \omega_i = 0$, 方程(1)就是在政府补助和金融错配均不存在时企业自身特征影响全要素生产率的表达式,此时等价于传统意义的 OLS 模型。此外,由理论部分的分析可知,金融错配和政府补贴都具有单边分布的特征,因此假定二者均服从指数分布,即 $\mu_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_\mu)$,

σ_μ^2), $\omega_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_\omega, \sigma_\omega^2)$, 同时假设随机扰动项 $\nu_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_\nu^2)$ 。 ω_i 、 μ_i 和 ν_i 两两相互独立,且均与解释变量 X_i' 不相关。

2.2 计量模型设定

企业间生产率差异主要来源于企业个体特征和外部环境两方面,本文研究金融错配和政府补贴两种外部因素造成的生产率偏离,因此在控制变量的选择上,通过企业个体特征刻画有效生产率水平,本文选择了企业年龄、企业规模、股权结构、企业成长能力、资产负债率、企业所有权性质和企业人力资本投入。将这些变量带入式(1),得到双边随机前沿模型:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 age_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 share_{it} + \beta_4 growth_{it} + \beta_5 lev_{it} + \beta_6 soe_{it} + \beta_7 labor_{it} + \omega_{it} - \mu_{it} + \nu_{it} \quad (2)$$

本文的被解释变量是微观企业的全要素生产率,关于企业全要素生产率的测度方法主要有 LP 法, OP 法、DEA 法等。鲁晓东和连玉君^[19]指出采用半参数方法(LP 法和 OP 法)能够避免其他方法中可能存在的内生性问题。LP 法以企业中间要素投入代理不可观测部分的生产率,OP 法使用当期投资额作为代理变量,陈茹等^[20]研究发现中间要素投入相较于当期投资额对 TFP 更敏感,因此本文以 LP 法^[21]计算的企业全要素生产率用于主模型回归,而将 OP 法^[22]计算所得的企业全要素生产率用于稳健性检验。

本文的核心解释变量为政府补贴和金融错配,综合数据可得性和实证分析可行性等方面的考虑,以企业当期收到的补贴额的对数表示企业所得政府补贴。在金融错配的测度上,参考邵挺^[6]的做法,以企业资本成本偏离行业平均水平的程度衡量,具体测算方式为[利息支出/(负债-应付账款)-行业平均利率]/行业平均利率,计算所得数值即为企业的金融错配程度。同时,控制变量的指标构建依次为:企业年龄(观测年度与企业成立时间的差值);企业规模(企业年末总资产的自然对数);股权结构(第一大股东持股比例);资产负债率(企业总负债和总资产的比值);企业成长能力(当年营业收入增长量和上年营业收入总额的比值);企业所有制(国有企业为1,非国有企业为0);人力资本投入(本期工资总额与职工总数比值的对数)。

2.3 数据说明

本文选取了非金融行业的 A 股上市公司数据,样本间隔时间设置为 2011~2020 年,为了确保实

证结果的有效性,本文删除了ST企业和财务数据缺失或有误的企业样本,同时对所有的连续变量在1%的水平上进行Winsorize缩尾处理,最终得

到了共计9607个企业年度数据,所有企业原始数据均来自于CSMAR数据库。表1为数据的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计

变量	符号	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
全要素生产率	<i>tfp</i>	7.553	0.49	5.796	7.515	9.382
金融错配	<i>fm</i>	0.21	0.076	0.112	0.196	0.399
政府补贴	<i>sub</i>	14.767	4.513	0	15.961	18.546
企业年龄	<i>age</i>	17.153	6.188	1	17	53
企业规模	<i>size</i>	9.574	0.479	8.828	9.511	10.598
资产负债率	<i>lev</i>	0.386	0.199	0.089	0.365	0.796
企业性质	<i>soe</i>	0.346	0.476	0	0	1
企业成长能力	<i>growth</i>	0.175	0.305	-0.334	0.126	0.951
股权结构	<i>share</i>	0.327	0.139	0.131	0.3	0.614
人力资本投入	<i>labor</i>	9.726	1.551	0.437	9.618	15.023

3 实证结果与分析

3.1 双边随机前沿模型实证结果

表2是根据双边随机前沿模型得到的回归结果,在列(1)中进行了OLS回归,从估计结果来看,除企业年龄外,其余变量均在1%的水平上与企业生产率显著正相关,模型的R²值为0.66,这表明本文选取的控制变量能够较好的拟合企业的全

要素生产率水平。列(2)~(5)分别为不同设定条件下的模型,在列(2)中进行了常规的最大似然估计,列(3)是常规意义下的双边随机前沿模型,列(4)、(5)分别代表只考虑金融错配和只考虑政府补贴的双边随机前沿模型,列(6)为同时考虑金融错配和政府补贴的双边随机前沿模型。

表2 双边随机前沿模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>age</i>	-0.000 (-0.745)	-0.000 (-0.745)	0.001 (1.196)	0.001 (1.188)	0.001 (1.257)	0.001 (1.358)
<i>size</i>	0.765*** (106.411)	0.765*** (106.455)	0.766*** (110.486)	0.763*** (108.518)	0.766*** (110.549)	0.763*** (108.590)
<i>lev</i>	0.099*** (6.194)	0.099*** (6.196)	0.119*** (7.763)	0.123*** (7.998)	0.115*** (7.549)	0.120*** (7.780)
<i>soe</i>	0.042*** (6.245)	0.042*** (6.247)	0.039*** (6.145)	0.040*** (6.220)	0.037*** (5.860)	0.038*** (5.934)
<i>growth</i>	0.134*** (13.865)	0.134*** (13.871)	0.108*** (11.707)	0.108*** (11.767)	0.112*** (12.118)	0.113*** (12.175)
<i>share</i>	0.194*** (8.931)	0.194*** (8.934)	0.205*** (10.344)	0.207*** (10.465)	0.206*** (10.386)	0.209*** (10.503)
<i>labor</i>	0.011*** (5.397)	0.011*** (5.399)	0.010*** (5.133)	0.010*** (5.185)	0.011*** (5.590)	0.011*** (5.641)
<i>cons</i>	0.241*** (-3.607)	0.245*** (-3.619)	0.277*** (-4.024)	0.278*** (-4.040)	0.255*** (-3.818)	0.274*** (-3.931)

续 表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
σ_v						
<i>cons</i>		-2.139*** (-40.537)	-2.075*** (-38.460)	-2.067*** (-38.360)	-2.052*** (-38.710)	-2.044*** (-38.586)
σ_μ						
<i>fm</i>					-1.136*** (-5.865)	-1.135*** (-5.840)
<i>cons</i>			-1.690*** (-66.526)	-1.695*** (-65.913)	-1.461*** (-32.352)	-1.467*** (-32.302)
σ_w						
<i>sub</i>				0.010*** (2.666)		0.010*** (2.612)
<i>cons</i>			-1.739*** (-65.890)	-1.865*** (-33.832)	-1.750*** (-64.870)	-1.875*** (-33.538)
N	9607	9607	9607	9607	9607	9607
R ²	0.660					
Log Likelihood		-1533.23	-1247.5	-1240.93	-1226.59	-1189.65

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著；括号内为z统计值。

表2的回归结果显示，金融错配的系数显著为负，表明金融错配与企业生产率负相关，政府补贴的系数显著为正，表明政府补贴与企业生产率正相关，这与本文机理分析部分的研究一致。控制变量的回归结果中，除了企业年龄与企业生产率不相关外，企业规模、企业成长能力、资产负债率、股权结构、人力资本变量的系数均为正，且回归结果显著性良好。企业规模显著促进生产率提升，背后的原因是，根据规模经济理论，规模大的企业在资源调配方面有更多的可操作性，可以通过分工的不断专业化进行相关部门的完善改革，实现产品采购销售专业化、研发环境优化，从而提升企业生产率。资产负债率正向促进企业生产率，主要是因为高负债率可以通过“固定资产投资渠道”促进企业技术进步，大部分企业由于自身研发基础不足，难以直接通过研发突破提升生产率，更多是通过体现型技术进步，即购买先进设备等固定资产来促进生产率提升。在当前的国际价值链分工体系下，许多国内企业不得不以外来技术为引进模仿对象，高负债率正是企业大量购买以先进设备为主的固定资产的结果^[23]。企业成长性方面，成长性高的公司也意味着该企业

占有市场的能力更强，从而使得其在同行业中具有较强的议价能力，在企业竞争中具有优势。股权结构方面，股份越集中的企业生产率越高，其原因在于，股权结构更集中的公司中，大股东可以更多的监督公司经营状况，也更直接的参与公司决策，很好的缓解了股东与经营者之间的代理问题^[24]。人力资本投入亦显著促进生产率，这是因为根据人力资本理论，人力资本可以通过知识替代渠道提升资源强度，一定程度上可以替代经济发展对于自然资源、劳动力等传统生产要素的需求^[25]。

3.2 方差分解：政府补贴的正向效应与金融错配的负向效应测算

为了对金融错配和政府补贴两种效应进行方差分解并比较分析，本文基于模型的对数似然值选取最优模型，对数似然值越大，表明模型拟合效果最优，因此本文后续分析以表2中模型(6)为基准。

表3为方差分解结果，结果表明政府补贴的确冲抵了金融错配的负向影响，对生产率增长具有平滑作用， $\sigma_w - \sigma_\mu = 0.129 - 0.173 = -0.044 < 0$ ，这表明整体上，金融错配和政府补贴的综合作用造

成企业实际生产率低于有效生产率。回归结果中随机项的总方差($\sigma_\omega^2 + \sigma_\nu^2 + \sigma_\mu^2$)部分为0.0792, 政府补贴和金融错配能够解释的部分达到79.1%,

其中金融错配的影响比重为52.45%, 政府补贴的影响比重为47.55%。

表3 方差分解结果: 政府补贴、金融错配的影响效应

	变量含义	符号	测度系数
扰动项	随机干扰	σ_ν	0.182
	金融错配	σ_μ	0.173
	政府补贴	σ_ω	0.129
方差分解	随机项总方差	$\sigma_\nu^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2$	0.0802
	总方差中政府补贴与金融错配的比重(%)	$(\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2) / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2 + \sigma_\omega^2)$	79.1
	金融错配影响比重(%)	$\sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$	52.45
	政府补贴影响比重(%)	$\sigma_\omega^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\omega^2)$	47.55

双边随机前沿模型的优势在于能够定量测算出金融错配和政府补贴对于全要素生产率的净效应。表4为全样本的测算结果, 平均意义上, 政府补贴的正向效应能够使企业全要素生产率相比有效生产率提高14.8%, 而金融错配的负向效应会使企业全要素生产率相比有效生产率降低17.37%, 这种差异化的影响作用最终使得企业实际全要素生产率相比有效生产率降低了2.58%。

表4的后3列更加详细的描述了政府补贴与金融错配在第一四分位(p25)、第二四分位(p50)以及第三四分位(p75)上对企业全要素生产率作

用的详细情况。其中在第一四分位和第二四分位上净效应均为负, 说明一半以上的企业的全要素生产率低于有效生产率。主要是因为大多数企业或多或少的会受到金融错配影响, 政府补贴却难以惠及所有企业, 则必然会存在低政府补贴和高金融错配并存的情况。第三分位数为正, 说明有1/4的企业在金融错配和政府补贴的综合作用下能够使生产率提高, 造成这种影响差异性的原因可能与企业的所有权性质不同和市场环境差异有关, 因此本文后续将进一步从企业所有权性质和地域分类讨论。

表4 政府补贴和金融错配的影响效应

变量	平均值	标准差	p25	p50	p75
政府补贴的正向效应	14.8	9.11	8.87	11.25	16.85
金融错配的负向效应	17.37	9.72	11.43	13.98	19.89
净效应	-2.58	16.25	-10.93	-2.6	5.9

3.3 稳健性检验与内生性问题

为了检验实证结果的稳健性, 本文对采用OP法测算所得的全要素生产率重新进行方差分解并测算了金融错配和政府补贴的影响, 此外, 考虑到2020年的新冠肺炎疫情可能对金融市场和企业生产运行造成一定的影响, 截取样本区间为2011~2019年重新进行回归。双边效应测算结果显示(表略), 在对使用OP法测得的生产率重新计算时, 政府补贴和金融错配综合作用下企业生产率相比有效生产率降低了4.23%, 与前文结果接近, 以

上结果证实了基准回归的可靠性。

本文也关注到了可能存在的内生性问题, 政府补贴和金融错配是影响企业生产率的重要因素, 然而企业生产率也会反向作用于金融错配和政府补贴强度。为了消除这种可能存在的反向因果问题, 参考Bellone等(2010)^[26]的做法, 在原始模型中, 将金融错配和政府补贴变量及所有控制变量均做滞后1期处理再重新进行检验, 主要变量的显著性与效应大小也与之基本一致, 进一步说明本文结果的稳健性。

3.4 按照企业所有制分类的子样本估计

为了探究不同所有制企业可能面临的影响差异,本文对样本按照所有制进行分类并分别测算了企业全要素生产率受到政府补贴和金融错配的影响,表5是按照所有制分类的企业测算结果,从平均值来看,无论是民营企业还是国有企业,政府补贴和金融错配的整体效应仍然为负,这意味着两者的净效应方向在不同所有制企业中是统一的,但是民营企业受到的净效应绝对值高于国有企业,造成这种差异的原因可能与国有企业的政治优势有关。长期以来一直是国有资本垄断着中国银行业,政府对资源的配置具有导向作用,商

业银行的信贷决策在一定程度上受到地方政府的干预。国有企业因其政治背景便具有得天独厚的优势,能够更加轻易的获得金融资源。国有企业因为其政治优势往往能够享受更多的政府补贴,当前国企特别是央企所处的领域大多属于高资本密集型领域,在资本稀缺的情况下生存困难,政府补贴的所有制倾向能够弥补国企资本不足。国企是地方经济稳定和增长的基础,地方国企经营状况也关系着地方政府官员晋升,地方政府无论是出于地区经济发展还是自身政绩提升的角度,都倾向于将更多的补贴给予国有企业以避免国有企业的生产经营受到影响^[27]。

表5 政府补贴,金融错配及净效应的产权分布特征

	变量	平均值	标准差	p25	p50	p75
国有企业	政府补贴的正向效应	15.44	9.8	8.63	11.19	18.71
	金融错配的负向效应	16.14	10.66	8.72	11.71	19.69
	净效应	-0.7	17.83	-11.09	-0.48	10.05
民营企业	政府补贴的正向效应	14.46	8.7	9.02	11.27	16.1
	金融错配的负向效应	18.03	9.11	12.18	14.75	19.94
	净效应	-3.57	15.26	-10.92	-3.45	3.89

3.5 按照地区分类的子样本估计

中国经济虽不断取得新的成就,保持了近30年的长期稳定增长,然而中国“非均衡发展模式”也带来了地区间发展的长期不平衡。不同地区由于资源禀赋、区位优势及政策的差异导致发展环境有所区别。本文按照企业注册地区将样本分为3组,分别定义为东、中和西部地区,进一步讨论不同地区的公司受政府补贴和金融错配的影响程度。表6是分地区测算的企业全要素生产率受政府补贴和金融错配的结果,可以看到中部地区企业全要素生产率所受到的综合影响净效应最小,东部受到的净效应略大于中部,西部所受影响最大。这种差异与各地补贴体系和金融市场发展水平有关。

地区间政府补贴体系完善程度的不同会导致政府补贴的政策效果不同。在西部一些落后地区,由于信息不对称程度较高,获得补贴的有可能是与政府建立了寻租联系的企业,政府补贴难以惠及所有高效率企业。而中、东部地区由于市场相对完善与透明,政府补贴有助于缓解企业和外部投资人之间的信息不对称问题,补贴起到了

优化资源配置的效果。各地金融市场环境的不同导致企业获取资源的能力有所差异。西部地区相比中、东部地区整体经济发展较为落后,基础设施不健全和市场的完善导致金融错配程度较高,制约了企业获取资源的能力。东部地区由于自身的区位优势和改革开放以来国家的大力支持,已经具有较为完善的市场经济体制,有着充足的资金流量和大量的人才保障,信息相对公开透明,金融机构能够相对便捷的获取企业信息,对于优质企业的生产经营、技术创新都能及时地提供支持^[3]。

4 结论与启示

本文将政府补贴看作政府“有形之手”发挥作用的方式,探讨政府补贴与金融错配的综合作用下对企业生产率的影响。使用双边随机前沿模型将金融错配和政府补贴纳入同一个框架中,定量测算了两者影响企业全要素生产率的程度。综合全文实证结果,得出以下结论:

(1) 整体而言,金融错配与全要素生产率负相关,政府补贴与企业全要素生产率正相关。政府补贴的正向影响很大程度上平滑了金融错配的负向影响,表明了政府宏观经济调控的必要性和有

表6 政府补贴,金融错配及净效应的地区分布特征

	变量	平均值	标准差	p25	p50	p75
东部	政府补贴的正向效应	14.01	9.2	8.93	11.47	17.23
	金融错配的负向效应	16.35	9.61	11.51	13.98	19.81
	净效应	-2.35	16.22	-10.87	-2.5	6.2
中部	政府补贴的正向效应	14.22	9.74	8.97	11.45	17.29
	金融错配的负向效应	16.01	9.72	11.06	13.49	19.18
	净效应	-1.79	16.84	-10.29	-2.07	6.58
西部	政府补贴的正向效应	12.62	6.43	8.6	10.08	13.67
	金融错配的负向效应	18.29	10.31	11.53	15.03	21.26
	净效应	-5.66	14.72	-12.75	-4.79	2.51

效性,但是两者综合作用下企业实际的生产率水平还是低于有效生产率水平;(2)不同分组测算的结果也显示金融错配的影响相比政府补贴更加强烈。从企业异质性来看,国有企业全要素生产率受到综合影响的净效应低于民营企业,这与不同所有制企业资源获取能力的差异有关。从区域异质性来看,二者综合效应对生产率的负向影响在西部地区较大,中、东部则相对较小,这与地区发展环境不同有关。

基于以上实证结果,本文具有以下几点政策启示:(1)应持续推动金融体系改革,建立公正的融资渠道。政府的宏观调控应以引导和激励为主,资本应按照效率原则进行分配,逐渐消除金融体系运转中的“国有制偏好”或“地域偏好”问题;另外,可以考虑引入更多的非国有金融企业,让市场规律和价格机制发挥应有的作用,通过加强金融市场竞争的方式倒逼金融机构改变信贷歧视,确保金融资源的有效流通与合理配置;(2)政府应建立更加高效透明的补贴体系,补贴应具有科学性,应以企业效率与发展潜力为补贴依据,让政府补贴注重于企业发展和产业的优化升级。从区域差异性角度看,地区发展水平的差异也造成补贴的政策效果不同,因此有必要制定分层次的补贴政策,在提高企业融资能力的同时也考虑当地政府经济实力,切实发挥政府补贴优化资源配置的作用,促进不同地区的企业协调发展;(3)在要素配置逐渐优化的前提下,强调技术创新促进对提升企业全要素生产率的作用,企业全要素生产率的提升短期依靠资源配置的优化,长期则主要依靠技术进步,良好的资源配置状况是企业创新发展的前提。创新的外部性和风险性

也导致企业技术进步离不开外部力量的支持,因此政府应重点关注技术进步需求大的企业,完善企业创新的财政扶持政策,同时建立健全知识产权保障机制,调动企业研发积极性,这是社会主义市场经济下提高企业生产率的应有之义。

参 考 文 献

- [1] 王璐. 提高全要素生产率是经济高质量发展关键 [N]. 金融时报, 2020-10-12, (9).
- [2] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124 (4): 1403~1448.
- [3] 韩瑞栋, 薄凡. 区域金融改革能否缓解资本配置扭曲? [J]. 国际金融研究, 2020, (10): 14~23.
- [4] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1): 57~116.
- [5] 周煜皓, 张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构 [J]. 会计研究, 2014, (8): 75~80, 97.
- [6] 邵捷. 金融错配、所有制结构与资本回报率: 来自1999~2007年我国工业企业的数据 [J]. 金融研究, 2010, (9): 51~68.
- [7] 邵宜航, 步晓宁, 张天华. 资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算 [J]. 中国工业经济, 2013, (12): 39~51.
- [8] Brandt L, Tombe T, Zhu X. Factor Market Distortions Across Time, Space and Sectors in China [J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16 (1): 39~58.
- [9] Kumbhakar S C, Parmeter C F. The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates [J]. Journal of Productivity Analysis, 2009, 31 (1): 1~14.
- [10] 贾俊生, 伦晓波, 林树. 金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析 [J]. 金融研究, 2017, (1): 99~113.
- [11] 罗德明, 李晔, 史晋川. 要素市场扭曲、资源错置与生产率 [J]. 经济研究, 2012, 47 (3): 4~14, 39.

- [12] 李玉山, 陆远权. 金融歧视、金融错配与技术创新 [J]. 研究与发展管理, 2020, 32 (4): 25~36.
- [13] 任曙明, 吕镛. 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.
- [14] Almus M, Czarnitzki D. The Effects of Public R&D Subsidies on Firms' Innovation Activities: The Case of Eastern Germany [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2003, 21 (2): 226~236.
- [15] Hussinger K. R&D and Subsidies at the Firm Level: An Application of Parametric and Semiparametric Two-step Selection Models [J]. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23 (6): 729~747.
- [16] Meuleman M, Maeseneire W. Do R&D Subsidies Affect SMEs' Access to External Financing? [J]. Research Policy, 2012, 41 (3): 580~591
- [17] 闫俊周, 齐念念, 童超. 政府补贴与金融支持如何影响创新效率?——来自中国战略性新兴产业上市公司的经验证据 [J]. 软科学, 2020, 34 (12): 41~46.
- [18] 申香华. 银行风险识别、政府财政补贴与企业债务融资成本——基于沪深两市2007~2012年公司数据的实证检验 [J]. 财贸经济, 2014, (9): 62~71.
- [19] 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.
- [20] 陈茹, 张金若, 王成龙. 国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗? [J]. 经济管理, 2020, 42 (11): 5~22.
- [21] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70 (2): 317~341.
- [22] Olley G S, Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64 (6): 263~297.
- [23] 余森杰, 李晋. 进口类型、行业差异化程度与企业生产率提升 [J]. 经济研究, 2015, 50 (8): 85~97, 113.
- [24] 潘凌云, 董竹. 控股股东持股比例如何影响企业生产率 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2020, 35 (4): 81~91.
- [25] 苏科, 周超. 人力资本、科技创新与绿色全要素生产率——基于长江经济带城市数据分析 [J]. 经济问题, 2021, (5): 71~79.
- [26] Bellone F, Musso P, Nesta L, et al. Financial Constraints and Firm Export Behaviour [J]. World Economy, 2010, 33: 347~373.
- [27] 冉茂盛, 同小歌. 金融错配、政治关联与企业创新产出 [J]. 科研管理, 2020, 41 (10): 89~97.

Bilateral Effects of Financial Misallocation and Government Subsidy on Firms' Total Factor Productivity

Cheng Qiongwen¹ Li Zhaoyan¹ Zhang Jing²

(1. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China;

2. School of Economics and Management, Hunan Polytechnic of Water Resources and Electric Power, Changsha 410199, China)

[Abstract] Focusing on the regulatory role of fiscal instruments on the financial market, this article studies the bilateral effects of financial misallocation and government subsidies on the total factor productivity of enterprises under the framework of the bilateral stochastic frontier model, and further compares the extent to which they affect total factor productivity. The results of the bilateral stochastic frontier model show that financial misallocation inhibits the increase of total factor productivity, while government subsidies can offset most of the negative effects of financial misallocation. Although the productivity of enterprises under the combined effect of the two is still lower than the effective productivity, it reflects the effectiveness of government subsidies for market regulation. The sub-sample test results show that the net effect of state-owned enterprises is lower than that of private enterprises, and the net effect of enterprises in the eastern and central regions is lower than that of western enterprises. Therefore, we should pay attention to the ownership discrimination in the financial market and the imbalance of regional development, establish a more complete government subsidy mechanism, and continue to promote technological innovation under the premise of optimizing the allocation of factors.

[Key words] firms' total factor productivity; government subsidy; financial misallocation; bilateral effects; technological innovation; regional heterogeneity

[Jel classification] H54; E44

(责任编辑: 杨 婧)