

银企合作金融支持对于种业 全要素生产率的影响研究

——基于沪深 A 股种业上市公司的实证分析

杨世豪

(湖南农业大学公共管理与法学学院,长沙 410128)

摘要:基于 2008–2020 年沪深 A 股 7 家种业上市公司的样本,构建双向固定效应模型进行数据分析与实证检验,探究了银企合作金融支持对种业全要素生产率的影响。研究发现:企业金融背景高管比例越高,种业全要素生产率越高;资产规模、盈利能力和投资机会正向影响种业全要素生产率;资产负债率和两职合一抑制全要素生产率的增长,但前者并不具备统计显著性。细化探讨了微观因素对种企全要素生产率的影响,为我国新时代下种业振兴的推进提供政策参考。

关键词:金融支持;全要素生产率;种业振兴

Influence of Bank–Enterprise Cooperative Financial Support on the Total Factor Productivity of Seed Industry ——An empirical analysis based on the listed companies of seed industry in Shanghai and Shenzhen A–stock

YANG Shihao

(College of Public Administration and Law, Hunan Agricultural University, Changsha 410128)

全面推进种业振兴战略,是新时代中国特色社会主义的本质要求,也是保障我国粮食安全的路径选择^[1]。党的二十大以来,习近平总书记在多个场合提出种业振兴,强调全方位夯实粮食安全根基,牢牢守住十八亿亩耕地红线,确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中^[2]。然而,由于区域协调机制不健全^[3]、农产品供应链不稳定^[4]、创新体系不全^[5–7]等现实问题,导致我国种业粮食生产效率总体不高。在此背景下,金融的助力作用为推动种业全要素生产率(TFP)的提高提供了新模型、新业态^[8]。2022年3月由中国人民银行、国家金融监管总局、中国证监会、财政部、农业农村部联合发布的《关于金融支持全面推进乡村振兴 加快建设农业

强国的指导意见》提出,要做好粮食和重要农产品稳产保供金融服务,持续加强种业振兴金融支持。因此,加强金融支持,成为新时代下推动种业振兴的重要抓手。然而,我国种企普遍面临银行授信较低、产业化水平不高和资本运作水平较差等难题,沪深 A 股以种业为核心业务的上市公司不足 8 家(不含“*ST 敦种”)。由此,深化银企合作,加大种业金融支持,提升种业全要素生产率,不仅是摆脱粮食发展困境的外在手段,更是实现种业振兴的内在要求。

目前,与本文相关的研究聚焦于两个方面:一是多数学者对于全要素生产率的测量研究,主流方法包括非生产前沿方法和生产前沿方法。前者有

生产函数法^[9]与指数法,后者则包括数据包络分析^[10]、随机前沿分析^[11]、普通最小二乘法、OP法、LP法^[12]和工具变量法(系统广义矩阵估计),构建了涵盖资本投入、人员投入、其他投入和期望产出的指标体系^[13],其中OP法减轻了内生性和样本选择性的问题,将作为本文测算种业全要素生产率的方法。二是基于金融支持(FIN)如何影响种业振兴的理论研究,如季牧青^[14]思考金融服务种业发展的可行路径,王一涵等^[15]的研究为金融服务支持种业的发展提供了思路,甚至有学者将其扩展到西北地区进行个案分析^[16]。

综上所述,已有文献对金融支持和农业全要素生产率两个方面进行了大量的研究并形成了丰硕的成果,但其多为定性研究,且关于金融支持与种业全要素生产率的研究比较缺乏。因此,本文以沪深A股7家最具代表性的种业上市公司为研究对象,选取2008–2020年的样本数据,通过双向固定效应模型对金融支持能否促进种业全要素生产率的增长进行实证分析,以期为新形势下种业振兴提供一定经验参考。

1 理论假设

银企合作金融支持主要是指利用银行信贷融资为主的间接融资市场,通过信贷、保险和发行股票、债券等方式,为种业公司提供高效、优质的融资渠道,满足其融资需求,进而解决定向研发资金困难的问题,提升企业创新能力,推动全要素生产率的提高。

首先,在信贷方面。绝大部分种业公司处于发展期,规模较小,缺乏银行认可的抵押物,难以获得信贷资金。一方面,种业知识产权领域保护不完善,且知识产权确权时间较长、变现较难,甚至还存在侵权严重的问题,决策者创新意愿受到打击,导致创新水平较低;另一方面,农作物种子变现难、储存难、抵押程序复杂,加之其价值大小估计难度较高,导致种业公司融资普遍困难。故而,金融支持对种业发展至关重要。

其次,在保险方面。目前我国种业保险的适用产品少、理赔标准高且赔偿力度小,导致种业公司及农户参保意识不强。鉴于此,扩大种子品种和产业链覆盖范围,优化补贴政策并加强宣传教育,是当前种业保险发展的重中之重。因而,以金融为载体,加

强种业保险机制建设,使种业从业人员与公司广泛受益,是推动种业振兴的重要一步。

最后,在发行股票、债券方面。针对上市公司仅通过信贷进行融资的渠道单一问题,银企合作的金融支持可以提高种企的资本运作水平,通过发行股票、债券方式向市场“借钱”经营,可以提高公司的经营现金流,且大股东的投资也能使得企业股权结构优化,经营效率提高,进而显著提升全要素生产率。

综上所述,提出本文假设:H1银企合作金融支持能够促进种业全要素生产率的提高。

2 数据来源与模型设定

2.1 数据来源 本文以种业行业为研究对象,选取了2008–2020年包括隆平高科、登海种业、荃银高科、丰乐种业、农发种业、神农科技和万向德农等7家上市公司的相关数据,对其进行手工整理与筛选,并对连续型变量做了winsor 1%的缩尾处理,共计得到有效样本为70个。数据来源方面,除解释变量金融支持为本文手工整理外,全要素生产率的测算和其他控制变量皆来自CSMAR数据库。

2.2 变量定义及描述 (1)被解释变量。本文被解释变量为种业全要素生产率,参考鲁晓东等^[12]的研究,基于OP法计算得出*i*公司第*t*年的全要素生产率,并取自然对数作为本文被解释变量的代理变量。具体投入产出指标如表1所示。

表1 OP法全要素生产率指标体系

变量	指标说明
产出Y	上市公司主营业务收入/上市公司增加值
劳动L	上市公司职工人数
资本K	固定资产净值
投资I	固定资产投资
退出变量Exit	企业是否退出市场的虚拟变量

(2)解释变量。为准确刻画金融支持这一指标,本文通过查询企业相关公告与高管简历,借鉴杜勇等^[17]研究的方法思路,根据高管团队定义剔除董监事人员,整理得出高管团队中金融背景的人数占比,作为本文的核心解释变量。

(3)控制变量。借鉴吾买尔江·艾山等^[18]的研究,选取以下变量作为本文控制变量。上市年限(ListAge)一般认为上市年限较长的企业拥有较

好的名誉与卓越的地位^[19],其所拥有的技术积累能够正向影响全要素生产率的增长。因此,本文用当前年份减上市年份加1后取对数表示企业上市年限。资产规模(Size) 种业上市公司资产规模越大,其融资能力越强,风险承担水平和市场竞争力越高,这将有利于提升生产资源配置的效率,促进全要素生产率的增长^[20]。故此,借鉴已有研究,本文以期末总资产的自然对数对资产规模进行表征。资产负债率(Lev) 当面临较高的资产负债率时,种业上市公司会减少生产端的投入,不利于全要素生产率的提高。借鉴杨雪等^[21]的研究,选取负债总额与资产总额的占比代表资产负债率。盈利能力(ROE)

企业盈利能力的改善对生产要素投入具有正向影响^[22]。盈利能力越高,生产投入越多,全要素生产率可能就越高。本文以净资产收益率进行衡量,即净利润与平均净资产之比。投资机会(TobinQ) 投资机会影响主要债权人及投资者的决策,对企业的生产经营资金产生重要影响。因此,本部分采用TobinQ值衡量。两职合一(Dual) 两职合一在一定程度上容易使管理者拥有过高的权力,从而使得董事会的监督效力降低,对生产经营决策影响较大。本文按公司中董事长和总经理是否由同一人担任进行划分,是则赋值为1,否则为0。

本文主要变量描述性统计如表2所示。

表2 主要变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	TFP	70	6.61	0.45	5.82	7.90
金融支持	FIN	70	0.08	0.06	0	0.21
上市年限	ListAge	70	2.44	0.58	0	3.18
资产规模	Size	70	21.48	0.77	20.24	23.46
资产负债率	Lev	70	0.38	0.13	0.09	0.64
盈利能力	ROE	70	0.09	0.08	-0.17	0.34
投资机会	TobinQ	70	2.88	1.35	0.90	7.98

样本的基本情况如表2所示。从分布上看,资产规模(Size)和投资机会(TobinQ)的分布波动很大,平均值分别为21.48和2.88,最小值分别为20.24和0.90,最大值分别为23.46和7.98,且标准差分别为0.77及1.35,说明各公司的生产体量和市场投资受欢迎程度的差异较大。而全要素生产率(TFP)、上市年限(ListAge)与资产负债率(Lev)波动较小,标准差分别为0.45、0.58与0.13,即各种企业的生产效率、上市年份和资本运转状况相差不大。统计分析表明,金融支持(FIN)均值为0.08,且标准差最小(0.06),企业盈利能力(ROE)分布也较为稳定,标准差仅为0.08。从种业上市企业的各项财务和非财务指标来看,不同观测样本之间差异显著,但与目前我国种企发展情况相似。

2.3 模型构建 根据理论假设和指标选取,本文构建双向固定效应模型,如公式(1)所示。

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 FIN_{it} + \beta_2 Control_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中 TFP 表示全要素生产率,即企业创新, FIN 代表金融支持变量, $Control$ 为全部控制变量, ε 为随

机扰动项,下标*i*表示企业个体,*t*则表示年份。此外,本文还控制了个体(μ_i)和年份(γ_t)固定效应。 β_1 是本文主要观察变量,代表着金融支持对种业全要素生产率的影响。

3 实证检验与结果分析

指标之间严重的多重共线性会干扰回归结果,在进行回归分析之前,为了解所有指标之间是否存在多重共线性问题,本文采用方差膨胀因子(VIF)对变量进行检验,检验结果见表3。各主要解释变量的VIF均未大于2,故而各个主要解释变量之间不存在明显共线性。

表3 方差膨胀因子(VIF)检验

变量	方差膨胀因子(VIF)	1/VIF
金融支持(FIN)	1.28	0.783029
上市年限(ListAge)	1.57	0.636353
资产规模(Size)	1.47	0.682578
资产负债率(Lev)	1.31	0.762065
盈利能力(ROE)	1.63	0.613793
投资机会(TobinQ)	1.55	0.645335
两职合一(Dual)	1.04	0.961825

豪斯曼检验结果 P 值小于 0.01,说明本文应当选用固定效应模型(表 4)。因此,本文通过 Stata17 软件运用双向固定效应模型对样本进行回归,回归结果见表 4 基准回归。核心解释变量金融支持(FIN)对种业全要素生产率的提升在 1% 的水平上显著,说明企业金融背景的高管越多,越易通过银企合作带来经营所需资金,缓解面临的外部融资约束,进而降低机会成本,提高种业公司的全要素生产率,证实假设 H1。

表 4 模型回归结果

变量	基准回归	稳健性检验
金融支持(FIN)	1.175*** (0.094)	—
金融支持替代变量	—	0.138** (0.036)
上市年限(ListAge)	0.172 (0.137)	0.200 (0.142)
资产规模(Size)	0.405*** (0.090)	0.454*** (0.112)
资产负债率(Lev)	-0.150 (0.203)	-0.142 (0.259)
盈利能力(ROE)	0.900* (0.423)	0.986* (0.412)
投资机会(TobinQ)	0.093*** (0.022)	0.080** (0.022)
两职合一(Dual)	-0.182* (0.089)	-0.182 (0.108)
固定个体效应	是	是
固定年份效应	是	是
残差项	-2.621 (1.908)	-3.696 (2.365)
样本量	70	70
拟合优度	0.693	0.696

—代表无;括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平

控制变量方面,资产规模(Size)、盈利能力(ROE)和市场投资机会(TobinQ)正向影响全要素生产率,而两职合一则会抑制 TFP 的提高,同时,资产负债率对全要素生产率的影响也呈负向,虽然不具备统计显著性。以上结果的合理解释为:随着资产规模的壮大,更低的成本使得资本投入更少,薄利多销的营销方式帮助企业快速占据市场份额,标准化的经营和长期的技术积累提高了期望产出,这种规模化效应的优势使得全要素生产率提高;且盈利

能力持续改善,市场投资则会处于看好买入的情绪状态,生产经营所需现金流得到补充,企业抗风险能力加强,与资产规模状大形成良性循环,提高了种业全要素生产率;而企业两职合一则不利于生产效率的提高,一方面管理层决策科学性和效率会大打折扣,另一方面内部晋升空间压缩导致员工生产积极性下降;从理论方面角度来看,企业高额的资产负债会抑制 TFP 的提高,但在表 4 结果中并不显著,可能是因为种业公司普及负债率不高(表 2),平均数值为 0.38,且种业公司属于国家种业振兴的战略发展方向,基本得到政府一定的扶持,所面临的融资约束较为一般,外部风险较低,并不会采取激进的财务战略来进行扩张,从而对全要素生产率的影响较小。

由于基准回归解释变量由高管金融背景占比衡量,为确保本文核心结论稳健,选取企业是否有金融背景高管变量进行替换,存在金融背景高管则赋值为 1,否则为 0。进行重新检验,结果如表 4 稳健性检验所示,更换核心解释变量后的参数估计通过了 5% 的显著性水平检验,说明基准回归结论可靠。

4 结论与政策建议

总体来看,企业金融背景高管占比越高,种业全要素生产率越高。同时,结合企业内部微观影响因素发现,种业全要素生产率的提高与资产规模、盈利能力和投资机会正相关。因而,种业振兴的根本在于企业竞争力的提升,而金融服务能够改善企业融资约束状况,促进创新产出,从而提高自身竞争力。与以往文献不同,本文着重对政治关联影响种业上市公司的全要素生产率的理论进行了实证检验,拓展了相关研究领域。同时,此次研究表明,银企合作金融支持可以促进种业全要素生产率的提高,这对我国金融助力种业发展及其方向、实现种业振兴具有一定指导意义。

但也不难发现,当前金融服务对种业的政策支持存在持续性不够、种业保险较少和信用评估不足的问题,且种企惜贷现象严重,导致种业企业、经营个体及家庭农场的外部融资需要跨越重重困难。为此,金融机构应加大对种业的支持力度,在运行机制的构建和完善上,应优化缩减融资程序,在种业保险方面继续推出新险种,并深化其与企业的合作,提高种企资本运行效率,推动种业全要素生产率的提高,为实现种业振兴战略助力。

参考文献

- [1] 徐宣国,尹春风. 种业振兴背景下粮食安全与种业创新协调发展研究. 农林经济管理学报,2023,22(1): 1-10
- [2] 中共中央党史和文献研究院. 习近平关于国家粮食安全论述摘编. 北京:中央文献出版社,2023
- [3] 张亨明,章皓月,朱庆生. “十四五”时期我国粮食安全保障问题研究. 浙江工商大学学报,2022(3): 109-119
- [4] 全国政协农业农村研究智库课题组. 牢牢把住“国之大者”粮食安全底线——学习贯彻习近平总书记参加全国政协联组会上的重要讲话精神. 人民论坛,2022(7): 6-10
- [5] 邓岩,陈燕娟. 种源“卡脖子”风险的化解路径——基于全球17个国家种业国际竞争力的组态分析. 中国科技论坛,2022(2): 162-169
- [6] 蒋和平,蒋黎,王有年,詹琳. 国家粮食安全视角下我国种业发展的思路与政策建议. 新疆师范大学学报:哲学社会科学版,2022,43(4): 77-88
- [7] 谭淑豪. 我国种业健康发展需系统创新. 人民论坛,2021(22): 75-79
- [8] 毛长青,许鹤瀛,韩喜平. 推进种业振兴行动的意义、挑战与对策. 农业经济问题,2021(12): 137-143
- [9] 武义青,耿艳楼,姚连宵. 基于C-D生产函数的全要素生产率的测度及应用. 河北经贸大学学报,2023,44(4): 53-60,73
- [10] 伍骏筹,张宇,张星民. 粮食生产对绿色全要素生产率的影响及作用机制——基于空间经济学的视角. 农林经济管理学报. <https://kns.cnki.net/kcms2/detail/36.1328.F.20230616.0923.002.html>
- [11] 刘霞婷,李强,吴超,马锦怡. 中国农业全要素生产率动态分析——基于SFA模型和Log(t)回归方法. 中国农业资源与区划,2022,43(1): 50-59
- [12] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007. 经济学,2012,11(2): 541-558
- [13] 林青宁,毛世平. 农业全要素生产率的演化过程、测算方法与未来展望. 中国农业大学学报,2023,28(4): 248-256
- [14] 季牧青. 农作物种业行业分析及对相关金融服务的思考. 农村金融研究,2015(4): 72-76
- [15] 王一涵,陈江. 金融支持现代种业发展现实困境与政策建议研究. 西南金融,2021(10): 67-77
- [16] 李兴坚,陈永宁. 西部农作物种业发展的金融支持. 中国金融,2022(19): 90-91
- [17] 杜勇,谢瑾,陈建英. CEO金融背景与实体企业金融化. 中国工业经济,2019(5): 136-154
- [18] 吾买尔江·艾山,郑惠. 商业信用对企业绩效的影响机理——金融关联的U型调节作用. 软科学,2020,34(5): 64-69
- [19] 郑明贵,尤碧莹,郑雯芳. 商业信用融资能否提高全要素生产率——基于企业生命周期理论的视角. 技术经济,2022,41(9): 50-59
- [20] 王京滨,刘赵宁,刘新民. 数字化转型与企业全要素生产率——基于资源配置效率的机制检验. 科技进步与对策. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20230303.1549.008.html>
- [21] 杨雪,何玉成,刘成. 政府补助对农业上市公司全要素生产率的影响——基于面板门限模型的分析. 湖南农业大学学报:社会科学版,2020,21(3): 59-66
- [22] 王兴,刘超. 参与全球价值链与优化企业活动配置——基于私营企业调查数据的实证检验. 商业研究,2021(3): 93-101
- (收稿日期:2023-08-25)
- =====
- (上接第27页)
- [32] 曾泉,袁覃,王长青,阳露露,王洁. 柑橘溃疡病发生规律及绿色防控技术探讨. 湖北植保,2023,3(3): 79-80,92
- [33] Xiang X,Zheng Q F,Huang S,Chen C X,Frederick G,Gmitter J R,Deng Z A. Development of RLK-Derived molecular markers associating with the resistance to Citrus Canker[*Xanthomonas axonopodis* pv. Citri (Xac)] disease. Molecular Plant Breeding, 2005,6(3): 825-828
- [34] 彭祝春,龚桂芝,陈善春,张戈壁,洪棋斌. 柑橘溃疡病抗性相关的SSR标记筛选. 园艺学报,2010,37(3): 383-389
- [35] 张沪,肖翠,王贵元,廖晶晶,仝铸,何秀娟,邱文明,孙中海. 柑桔TIFY基因结构特征及响应低温表达分析. 中国南方果树,2020,49(2): 34-39
- [36] Weber C A,Moore G A,Deng Z,Gmitter F G. Mapping freeze tolerance quantitative trait loci in a *Citrus grandis* × *Poncirus trifoliata* F₁ pseudo-testcross using molecular markers. Journal of the American Society for Horticultural Science,2003,128(4): 508-514
- [37] 马喜军. 柑橘遗传图谱的延伸加密以抗寒性遗传分析和QTL定位. 重庆:西南大学,2012
- [38] Hong Q B, Ma X J, Gong G Z, Peng Z C, He Y R. QTL mapping of citrus freeze tolerance. Acta Horticulturae,2015,57(1065): 467-474
- [39] Abouzari A,Solouki M,Golein B,Fakheri B A,Dadras A R. Screening of molecular markers associated to cold tolerance-related traits in Citrus. Scientia Horticulturae,2020,263(15): 109-145
- [40] Kolstad I. QTL analysis of morphological traits in an intergeneric BC₁ progeny of Citrus and Poncirus under saline and non-saline environments. Genome,1999,42(5): 1020-1029
- [41] Raga V,Intrigliolo D S,Bernet G P,Carbonell E A,Asins M J. Genetic analysis of salt tolerance in a progeny derived from the citrus rootstocks cleopatra mandarin and trifoliolate orange. Tree Genetics & Genomes,2016,12(3): 1-16
- [42] 肖金平,陈俊伟,张慧琴,徐红霞,王慧亮,谢鸣. 干旱胁迫下柑橘叶片基因表达谱的cDNA-AFLP分析. 园艺学报,2011,38(3): 417-424
- [43] 卢婷,杨莉,胡威,匡柳青,郭文芳,沈丹,刘德春,刘勇. 柑橘抗逆基因WRKY75的克隆与表达分析. 江西农业大学学报,2021,43(1): 82-93
- [44] 李潇,郭文芳,杨莉,胡威,匡柳青,刘德春,刘勇. 柑橘抗逆基因MYB96的克隆与表达分析. 华北农学报,2023,38(2): 57-64
- (收稿日期:2023-09-14)