

DOI: 10.19361/j.er.2018.05.05

融资约束阻碍战略性新兴产业高端化了吗?

杨源源 于津平 杨栋旭*

摘要:“十三五”规划明确提出把战略性新兴产业摆在经济发展更加突出的位置。本文基于 DEA-Malmquist 非参数方法对我国新兴产业发展成效进行评估,同时以融资约束为切入点深入探讨新兴产业全要素生产率动态演变,并尝试探讨融资约束、研发投入与全要素生产率三者间的互动关系。通过对 902 家新兴产业上市公司全要素生产率进行测算,本文发现大部分企业生产率低,新兴产业全要素生产率整体呈低端化趋势。实证表明,融资约束、固定资产过快扩张是导致新兴产业低端化演进的重要原因;研发投入能有效促进全要素生产率改善,且民营企业研发效率显著高于国有企业;无论是国有企业还是民营企业融资约束均显著阻碍了企业研发,其中对民营企业阻碍更加明显。本文认为政府不应一味关注新兴产业产值规模增长,更应注重全要素生产率的内涵提升,通过推动金融发展、消除所有制歧视以降低融资约束和金融错配程度,鼓励商业银行实施面向新兴产业的差异化信贷优惠政策,深化国有企业改革等以全面改善新兴产业全要素生产率,以此充分发挥新兴产业在供给侧结构性改革中的创新引领作用。

关键词: 供给侧结构性改革;全要素生产率;融资约束;战略性新兴产业

一、引言

产业政策作为后发经济体实现追赶的途径之一,已被多国运用并取得显著成效(Mahmood and Singh, 2003; 黄永春等, 2015)。2008 年全球金融危机的爆发,使得中国以传统加工为主的出口导向经济增长方式备受挑战。学界和实务界就此展开丰富讨论,普遍认为推动创新以促进中国向高附加值产品生产转型极为迫切。为此,政府逐步实施一系列产业政策以期促进我国成功转型为创新型国家,其中发展战略性新兴产业无疑为当前产业政策推进的重点举措。2010 年 9 月 8 日,国务院审议通过《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业

* 杨源源,南京大学经济学院,邮政编码:210093,电子信箱:leeperyang@foxmail.com;于津平,南京大学经济学院,邮政编码:210093,电子信箱:yujp@nju.edu.cn;杨栋旭,南京大学经济学院,邮政编码:210093,电子信箱:dxyang1992@126.com。

本文系国家自然科学基金项目“依托战略性新兴产业加快长三角转变经济发展方式问题研究”(项目编号:12BJL080)、国家社科基金重大项目“经济发展新常态下中国金融开放、金融安全与全球金融风险研究”(项目编号:17ZDA037)、教育部人文社会科学研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的开放发展研究”(项目编号:16JJD790025)、国家社科基金后期资助项目“结构性财政调控与新常态下财政政策转型研究”(项目编号:17FJY008)的研究成果。作者感谢两位匿名审稿专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

新兴产业的决定》(以下简称《决定》),明确指出发展战略性新兴产业已成为世界主要国家抢占新一轮经济和科技发展制高点的重大战略,我国应抓住机遇加快培育和发展战略性新兴产业。《决定》为战略性新兴产业的发展制定了明确的目标:2015年、2020年战略性新兴产业增加值占国内生产总值比重分别应达到8%和15%左右。2016年11月29日,国务院颁布《“十三五”国家战略性新兴产业发展规划》,明确指出“十三五”期间要把战略性新兴产业摆在经济社会发展更加突出的位置。

“十二五”期间新兴产业发展迅速,各省、自治区、直辖市在中央政策倡导下竞相发展新兴产业。2016年11月8日,国家信息中心发布《2015年战略性新兴产业A股上市公司发展报告》,指出截至2015年末A股上市公司中共有1031家战略性新兴产业企业,占A股上市公司总体的36.6%;2016年11月17日,中国工程院发布《中国战略性新兴产业发展报告2017》,指出“十二五”时期我国战略性新兴产业实现跨越式发展,产业增加值占国内生产总值比重已达8%左右,其增速是同期国内生产总值增速的两倍以上。然而,数量规模增长并不等同于质量效率的增长,发展战略性新兴产业的真正目的在于通过提升全要素生产率和推动创新以助力经济增长方式转型。习近平总书记在省部级领导干部研讨班明确指出,供给侧改革的内涵在于“减少无效和低端供给,扩大有效和中高端供给,提高全要素生产率”。然而,根据“十二五”期间国家工信部公布的产能过剩名单,船舶制造、光伏、风能等新兴产业赫然在列,这在一定程度上暗含当前新兴产业发展并非完全有效。为此,正确评估新兴产业全要素生产率(TFP)演变及其决定因素对有效推进新兴产业在供给侧改革中发挥创新引领作用至关重要。

国内文献关于新兴产业的研究主要包含两个维度。一是新兴产业的发展效率评价,如任保全和王亮亮(2014)通过测度TFP变化率并进行分解,发现新兴产业呈低端化发展趋势;吕岩威和孙慧(2014)分析发现新兴产业技术进步较快但整体技术水平较低;王向华等(2015)研究发现新兴产业整体创新效率较低,其中新能源汽车行业创新效率相对较高而高端装备制造行业创新效率较低。二是政府行为对新兴产业发展的影响,如余东华和吕逸楠(2015)以光伏产业为例探讨发现政府干预程度越深产能过剩越严重;于津平和吴小康(2016)发现区域竞争和地方政府补贴有效推动了新兴产业规模增长,但也埋下产能过剩和区域整体经济利益受损的隐患;闫志俊和于津平(2017)发现政府补贴不能有效提高企业创新能力,以政府补贴促进新兴产业生产率提升的做法值得反思。尽管不少学者已对新兴产业问题展开探讨,但总体而言研究视角仍过于局限,深刻把握新兴产业发展问题和升级路径尚需展开更为丰富的研究。

金融危机过后,我国经济迅速下滑且仅在2010年、2011年短暂回暖后继续下行。由于新兴产业固有的高研发周期、高知识累积等特征,以及金融市场在经济低迷时存在“金融加速器”效应(杨源源、张译文,2017),新兴产业企业往往面临较大融资约束。融资约束的存在导致企业更加偏好短期利益,以致出现“轻技术创新,重规模扩张”的发展局面,这可能使企业TFP改善受到抑制。但国内基于融资约束视角探讨新兴产业TFP动态演变的研究寥寥无几。为此,本文立足供给侧改革和“十三五规划”关于新兴产业的重要战略定位,深入探讨新兴产业TFP的动态演变并重点讨论融资约束对其影响机制。其余内容安排如下:第二部分采用DEA-Malmquist非参数方法对新兴产业上市公司TFP进行测算;第三部分构建基准模型检验融资约束对新兴产业TFP的影响;第四部分引入研发投入以深入探讨融资约束影

响企业 TFP 的作用机制;第五部分为稳健性分析;第六部分为结论与政策建议。

二、战略性新兴产业全要素生产率演变

事实上,战略性新兴产业发展内涵与当前供给侧改革的要求如出一辙,本质均在于通过提高关键行业全要素生产率以推动经济结构转型升级。为深刻认识“十二五”期间新兴产业发展情况,本文首先基于 DEA-Malmquist 指数方法对行业内上市公司 TFP 进行测度。

(一) DEA-Malmquist 非参数方法

Fare 等(1994)基于 DEA 方法将 Malmquist 生产率指数由理论指数变成实证指数。假定 t 期某企业 i 的 N 种要素投入 $x_i^t \in R_+^N$ 经由生产技术 T_i^t 转化为 M 种产出 $y_i^t \in R_+^M$ 。定义 t 期技术条件下该经济体产出距离函数为: $D_{output}^t(x_i^t, y_i^t) = \inf \{ \theta_i^t(x_i^t, y_i^t) / (\theta_i^t(x_i^t, y_i^t)) \in T_i^t \}$ 。产出距离函数代表着现实技术面与技术前沿面之间的距离,用于衡量两个技术面之间的拟合程度。由此基于产出的全要素生产率指数可以用 Malmquist 生产率指数来表示:

$$M_{output}^t(x_i^t, y_i^t; x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) = D_{output}^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) / D_{output}^t(x_i^t, y_i^t) \quad (1)$$

$$M_{output}^{t+1}(x_i^t, y_i^t; x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) = D_{output}^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) / D_{output}^{t+1}(x_i^t, y_i^t) \quad (2)$$

(1)、(2)式中: $M_{output}^t(x_i^t, y_i^t; x_i^{t+1}, y_i^{t+1})$ 、 $M_{output}^{t+1}(x_i^t, y_i^t; x_i^{t+1}, y_i^{t+1})$ 分别测度在 t 期和 $t+1$ 期的技术条件下,从 t 期到 $t+1$ 期的 TFP 变化情况。Fare 和 Lovell(1997)用二者的几何平均值来计算 Malmquist 指数,以避免选择生产技术参照系的随意性。Malmquist 生产率变化指数即为:

$$TFPch_{it} = M_{output}(x_i^t, y_i^t; x_i^{t+1}, y_i^{t+1}) = \left[\frac{D_{output}^t(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_{output}^t(x_i^t, y_i^t)} \times \frac{D_{output}^{t+1}(x_i^{t+1}, y_i^{t+1})}{D_{output}^{t+1}(x_i^t, y_i^t)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

若 $TFPch_{it}$ 值小于 1,即表明企业 TFP 呈下降趋势;反之,则呈增长趋势。

(二) 全要素生产率变化指数测算和分析

参照袁堂军(2009),本文 Malmquist 生产率变化指数测算选取营业总收入为产出指标,选取固定资产总额和就业人数为投入指标。根据《决定》对七大新兴产业的定义,将主营业务为高端装备制造、节能环保、生物科技、新材料、新能源、新能源汽车及新一代信息技术的上市公司界定为新兴企业。通过主营业务与新兴产业属性匹配,并剔除 ST 类以及营业总收入、固定资产总额、就业人数指标缺失和异常的公司,本文从所有 A 股上市公司中共筛选出 902 家上市公司^①。

基于 Malmquist 指数原理和上述说明,本文运用 DEAP2.1 软件测算 902 家新兴产业上市公司的 $TFPch_{it}$,基础样本区间为 2009–2015 年。图 1 依次列出整个战略性新兴产业(SEIs)以及高端装备制造(HEEM)、节能环保(ECEP)、生物科技(BT)、新材料(NMs)、新能源(NE)、新能源汽车(NEVs)、新一代信息技术(NGIT)等子产业各年平均 TFP 变化情况。可发现,整个新兴产业及其子产业各年 TFP 均值小于 1,即“十二五”期间新兴产业并未向高端化演进,其生产率基本呈下降趋势。从整体来看,战略性新兴产业 2010–2015 年间 TFP 累计增长-3.2%;分行业来看,高端装备制造、节能环保、生物科技、新材料、新能源、新能源汽车、新一代信息技术七大子产业 TFP 依次累计增长-3.8%、-3.3%、-2.4%、-2%、-3%、-1.8%、-3.4%。这表明,高端装备制造、新一代信息技术、节能环保等是拉低整个新兴产业 TFP 的

^①本文所有数据均来自 Wind 金融资讯数据库,下同。

主要行业；新能源汽车、新材料两大行业 TFP 状况相对优于其他新兴行业。

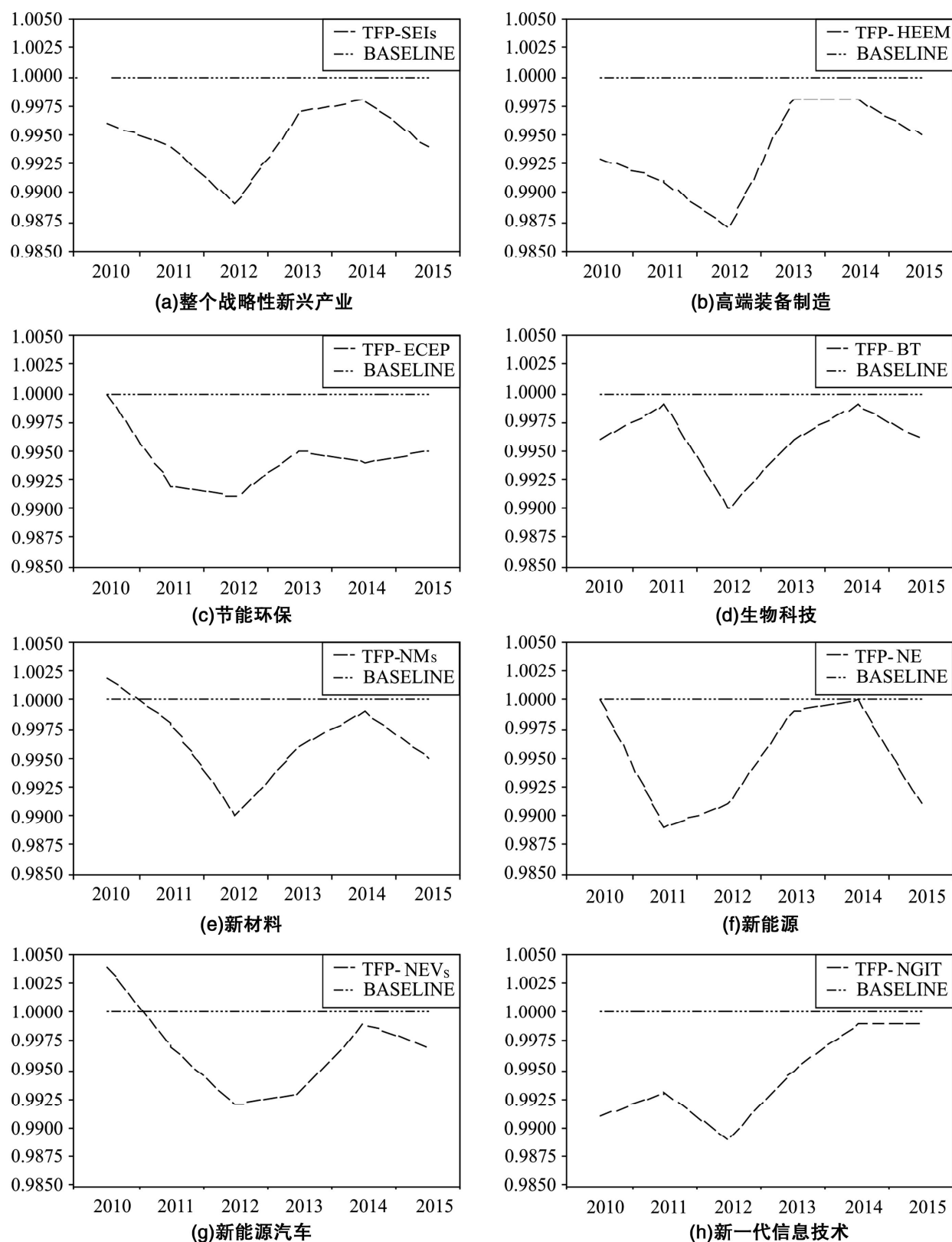


图 1 新兴产业及其七大子行业全要素生产率动态演变

为深入认识新兴产业 TFP 动态演变,本文进一步统计出新兴产业整体及各子产业每年 TFP 实现改善的公司数量,如表 1 所示。数据表明,“十二五”期间我国新兴产业每年仍有部分企业实现 TFP 改善,并有少部分企业持续改善。但生产率实现改善的企业所占比重较低

且其余大部分新兴企业生产率低下,以致整个新兴产业 TFP 恶化。这一方面反映我国新兴产业存在明显的优胜劣汰效应,同时也深刻反映了我国新兴产业发展所面临的现实问题。自国务院颁发《决定》之后,各省、自治区、直辖市纷纷将战略性新兴产业列为地方政府“十二五”规划的重点内容,大力支持和壮大新兴产业。从政府层面来看,全国 31 个省市自治区规划中有 26 个地区完全覆盖国务院所指定的七个子产业,而未完全覆盖的黑龙江、宁夏、四川、西藏、云南 5 个省份所规定子产业数量亦达六个之多。从企业层面来看,各企业为获取政府补贴、税收减免等政策优惠纷纷壮大生产规模、盲目扩张;部分企业甚至从本身生产率较高的产业向新兴产业转移(Dan, 2016)。从省级政府到微观企业所存在的这些特征,使部分新兴产业企业的发展背离原有比较优势,继而导致我国新兴产业仅实现产值规模的增长、全要素生产率指标并未得到实质改善。

表 1 战略性新兴产业 TFP 实现改善的企业数量(2010-2015 年)

年份	高端装备 (HEEM)	节能环保 (ECEP)	生物科技 (BT)	新材料 (NMs)	新能源 (NE)	新能源汽车 (NEVs)	新一代信息技术 (NGIT)	全新兴产业 (SEIs)
2010	53	68	100	88	55	11	121	496
2011	43	48	70	68	44	9	93	375
2012	25	43	63	36	32	6	90	295
2013	55	51	80	63	45	12	120	426
2014	53	55	86	69	39	9	124	435
2015	34	55	74	49	27	12	118	369

三、融资约束影响 TFP 的基准模型分析

新兴产业低端化演进与国家推进新兴产业发展的预期存在较大偏差,也不符合供给侧改革的要求。这提醒学界亟须对新兴产业发展进行反思并审视 TFP 下降的原因。考虑到新兴产业较传统产业具有周期长、风险高等特点,大部分新兴企业无论在直接融资还是间接融资市场都面临较大融资约束。为此,本文尝试基于融资约束视角探究新兴产业 TFP 低端化演进的原因。

(一) 融资约束影响战略性新兴产业 TFP 的机制分析

现有文献主要侧重于政府干预、补贴等对新兴产业发展绩效的影响,而忽视融资约束的潜在影响。事实上,由于新兴产业相对传统产业具有高研发周期、高知识累积性、高风险等现实特征,以致其更易受到融资约束,这将对新兴产业发展绩效和生产率提升产生显著影响。

一方面,当企业受到融资约束时,外部资金获取难度加大,企业不得不转用内部资金完成资产扩张或研发投资。由于新兴产业在产品和技术上具有复杂性、先进性和不确定性,同时较长研发周期、较高知识累积等也决定其研发投资成本较高。由此仅依赖内部资金显然无法满足投资需求,一旦新兴企业面临较大融资约束,企业研发活动便会减少,并倾向于将有限资金运用于现有生产规模扩张。也即在资金需求不足时,企业会放弃有利投资而过多进行低效投资,以致影响企业最优生产投资决策,如此资源错配便会抑制 TFP 提升。为此,融资约束会通过限制新兴企业研发活动而抑制其 TFP 的持续改善。另一方面,研发最终能否成功取决于研发过程长期的技术投入,一旦研发过程中断,前期累积的技术知识便会随研发人员的流失而脱离企业,已有研发投入便会变成沉没成本而无法收回。由此,倘若新兴企

业因面临融资约束而研发活动中断,企业便会面临巨大的人力和物力损失,进而导致企业 TFP 下降。

据此,融资约束的现实存在不仅抑制新兴产业 TFP 的改善,还可能直接导致 TFP 的下降。图 2 具体刻画了融资约束影响战略性新兴产业 TFP 的作用机制:

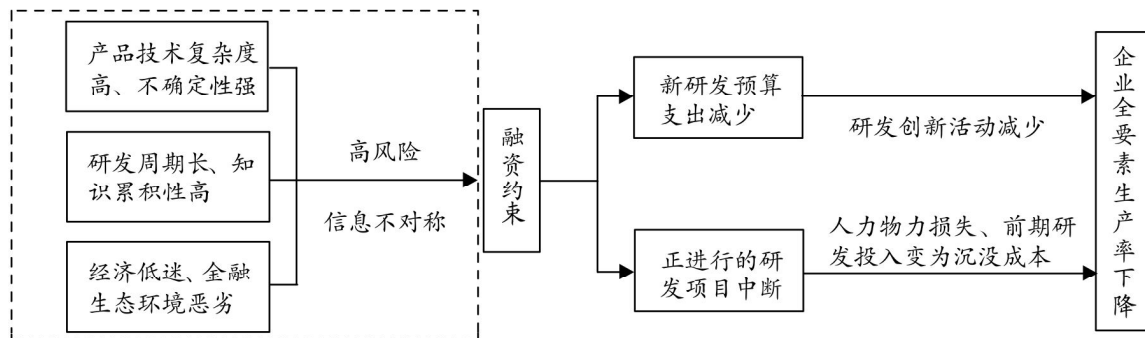


图 2 融资约束影响战略性新兴产业 TFP 的作用机制

(二) 基准模型设定和变量选取

根据以上机制分析,本文首先构建基准模型以研究融资约束与 TFP 之间的关系:

$$TFPch_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 FCindex_{jt} + A' Controls_{jt} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

(4)式中:下标 j 和 t 分别表示企业和年份, $TFPch_{jt}$ 为企业全要素生产率, $FCindex_{jt}$ 表示融资约束, $Controls_{jt}$ 表示控制变量, A' 是由控制变量的系数构成的行向量, λ_i 和 λ_t 指行业和时间的固定效应, ε_{jt} 为随机干扰项。表 2 给出了基准模型中各变量的含义及其算法。

表 2 变量定义及算法

变量属性	变量名称	变量代码	变量测度
被解释变量	全要素生产率	$TFPch_{jt}$	采用 DEA-Malmquist 方法测得的企业全要素生产率变化指数;
关键解释变量	融资约束	$FCindex_{jt}$	根据 Hadlock 和 Pierce (2010) SA 指数方法计算,以表示企业融资约束程度;
控制变量	资本投资扩张率	$KGrowth_{jt}$	(当期固定资产额-上期固定资产额)/上期固定资产额,表示资本投资增速;
	政府补贴	$GSubsidy_{jt}$	补贴收入/营业总收入,表示补贴力度;
	经营现金流	$CFlow_{jt}$	经营活动现金流量/全部投入资本,表示企业现金流水平;
	托宾 Q 比率	$TobinQ_{jt}$	(流通股股数×股价+未流通股股数×每股净资产+负债总额)/资产总额,表示投资机会;
	净资产收益率	ROE_{jt}	净利润/年度末股东权益,表示企业盈利能力

(1)被解释变量。本文基准模型被解释变量为基于 DEA-Malmquist 方法测算的 $TFPch_{jt}$ 。如前所述,我们运用 2009-2015 年间数据测得 902 家新兴产业上市公司 2010-2015 年间的 $TFPch_{jt}$ 。

(2)解释变量。本文关键解释变量为融资约束,参照 Hadlock 和 Pierce (2010)、刘莉亚等 (2015) 采用可避免内生性干扰的 SA 指数^①方法刻画融资约束指标。控制变量主要包括投资扩张率、政府补贴、现金流、托宾 Q 值、净资产收益率等可能对上市公司 TFP 变化产生

^①Hadlock 和 Pierce (2010) 发现企业规模 (SIZE) 和企业年龄 (AGE) 是衡量融资约束的有效指标,并据此构建了 SA 指标: $SA = -0.737 \times \ln SIZE + 0.043 \times (\ln SIZE)^2 - 0.040 \times \ln AGE$ 。本文在计算 SA 指数时,企业规模用企业总资产衡量,企业年龄为企业会计报告期年份与其成立年份的差额。

影响的指标。在中央和地方政府优惠政策支持下,新兴产业规模发展迅速,资本存量不断上升。为此,本文加入固定资产投资扩张率以考察新兴企业资本投资效率。而财政补贴作为政府推动新兴产业发展的主要优惠政策,直接作用于微观企业。因此,本文引入政府补贴以考察财政直接支持是否有效促进了新兴产业高端化演进。加入现金流量、托宾 Q 值、净资产收益率主要因为现金流水平、投资机会以及盈利能力可能会对企业带来集约和广延边际影响进而引致生产率发生变化。

(三) 实证分析

基础实证分两步进行:首先,基于新兴产业全行业对基准模型进行回归分析,以初步考察融资约束对企业 TFP 的影响效应;其次,对基准模型进行分行业估计,以探讨不同子行业 TFP 对融资约束的敏感性差异。

1. 基于全行业的分析

(1) 对基准模型的全样本分析

表 3 报告了基准模型的新兴产业全样本估计结果。

表 3 融资约束对企业全要素生产率影响的全样本分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$FCindex_{jt}$	-1.0957 *** (-9.20)	-0.9306 *** (-8.15)	-0.9839 *** (-8.53)	-0.9092 *** (-7.81)	-0.8587 *** (-7.30)	-0.7117 *** (-6.02)
$KGrowth_{jt}$		-7.84e-06 *** (-20.46)	-6.68e-06 *** (-13.88)	-6.68e-06 *** (-13.90)	-6.68e-06 *** (-13.92)	-6.68e-06 *** (-14.11)
$GSubsidy_{jt}$			-0.0308 ** (-2.16)	-0.0315 ** (-2.21)	-0.0301 ** (-2.11)	-0.0261 * (-1.84)
$CFlow_{jt}$				0.0114 *** (4.35)	0.0113 *** (4.31)	0.0280 *** (4.92)
$TobinQ_{jt}$					0.1053 *** (2.85)	0.1191 *** (3.24)
ROE_{jt}						0.0006 (1.48)
常数项	1.0328 *** (254.61)	1.0273 *** (264.12)	1.0289 *** (261.11)	1.0252 *** (254.79)	1.0213 *** (240.12)	1.0141 *** (231.76)
时间效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5 412	5 412	5 287	5 287	5 287	5 268
R^2	0.0288	0.1114	0.0707	0.0747	0.0764	0.0761

注:右上标“***”、“**”、“*”分别表示回归系数在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著,括号内的数值表示对应的 T 统计量;下同。

第(1)列未加入任何控制变量,仅考虑融资约束与 TFP 之间的实证关系,结果显示融资约束的估计系数显著为负,即融资约束对企业生产率存在抑制效应。第(2)-(6)列逐步加入多个控制变量估计,发现关键解释变量的系数估计值、符号和显著性水平均未发生实质变化,这表明融资约束对 TFP 具有稳健的抑制效应。

观察其他控制变量对新兴产业 TFP 的影响,可发现资本投资增速对 TFP 具有稳健的挤出效应,这表明新兴产业“轻技术创新,重规模扩张”的发展路线是导致 TFP 下降的重要原因之一;政府补贴对企业 TFP 影响为负,也即政府补贴并未对新兴企业 TFP 提升起到促进作用;另外现金流和托宾 Q 比率对 TFP 存在显著正向影响,净资产收益率对 TFP 影响为正但不具统计显著性。

(2) 区分所有制属性的进一步检验

考虑到民营与国有企业 TFP 存在较大差异(杨汝岱,2015),本文区分所有制属性以进一步分析。如表 4 所示,第(1)-(3)、(4)-(6)列分别是对民营和国有新兴企业的回归。

表 4 区分所有制属性的进一步检验

变量	民营新兴企业			国有新兴企业			全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$FCindex_{jt}$	-0.8604 *** (-5.52)	-0.6989 *** (-4.51)	-0.6492 *** (-4.12)	-1.1443 *** (-6.84)	-1.1881 *** (-6.76)	-1.0520 *** (-5.66)	-0.7117 *** (-6.02)
$KGrowth_{jt}$	-7.88e-06 *** (-19.24)	-6.68e-06 *** (-13.42)	-6.68e-06 *** (-13.52)	-1.06e-03 *** (-4.24)	-9.34e-04 *** (-3.12)	-9.69e-04 *** (-3.26)	-6.68e-06 *** (-14.11)
$GSubsidy_{jt}$		-0.0543 *** (-2.86)	-0.0422 ** (-2.21)		-0.0028 (-0.13)	0.0052 (0.25)	-0.0261 * (-1.84)
$CFlow_{jt}$		0.0515 *** (9.55)	0.0377 *** (5.01)		-0.0019 (-0.69)	0.0106 (1.23)	0.0280 *** (4.92)
$TobinQ_{jt}$			0.1225 *** (2.66)			-0.0451 (-0.67)	0.1191 *** (3.24)
ROE_{jt}			0.0006 (1.42)			0.0147 *** (2.79)	0.0006 (1.48)
常数项	1.0170 *** (222.40)	1.0066 *** (213.87)	1.0040 *** (198.29)	1.0497 *** (151.26)	1.0517 *** (143.16)	1.0440 *** (122.16)	1.0141 *** (231.76)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 324	3 263	3 252	2 088	2 024	2 016	5 268
R^2	0.1421	0.1205	0.1006	0.0627	0.0560	0.0578	0.0761

第(1)列为仅包含融资约束和资本投资增速两个解释变量的回归,结果显示融资约束($FCindex_{jt}$)和资本投资增速($KGrowth_{jt}$)的估计系数显著为负。这一结果表明:对民营企业而言,企业受到的融资约束程度越大,其生产率水平越低,即融资约束对企业 TFP 产生了抑制作用;企业资本投资增速过快会导致生产率下降,即资本投资对企业生产效率存在边际效率递减效应。为增强结论稳健性,我们逐步加入多个控制变量进行如(2)、(3)列所示的回归。结果表明,无论如何添加变量,融资约束对 TFP 影响的系数方向和显著性均未发生改变;政府补贴对民营新兴企业 TFP 存在显著负向影响,经营现金流、托宾 Q 比率对民营新兴企业存在显著正向影响,净资产收益率对民营新兴企业的影响为正但不显著。根据相同逻辑,对国有新兴企业如(4)-(6)列所示依次进行回归。结果显示,无论如何添加变量回归,融资约束对国有新兴企业 TFP 影响均为负且具有统计显著性;资本投资增速对 TFP 的影响亦为负且具有显著性,政府补贴和托宾 Q 比率对 TFP 的影响不显著,净资产收益率对 TFP 存在显著正向影响。

第(1)-(6)列的回归分析再次验证了融资约束、资本投资扩张是导致企业 TFP 下降的重要原因,因此基准模型关于融资约束影响 TFP 的全样本分析结论稳健。此外,通过对比分析可发现关键解释变量以及其他控制变量对民营企业和国有企业的 TFP 影响存在异质性。考虑篇幅限制,本文仅重点讨论抑制企业 TFP 的三个指标。对(1)-(3)列和(4)-(6)列比较可发现,在面临同等融资约束程度下民营企业 TFP 下降幅度明显小于国有企业,这表明在同等外部环境下民营企业较国有企业具有更强生命力,更能“栉风沐雨,砥砺前行”(余明桂、李文贵,2013)。同时,国有企业资本扩张的效率递减效应明显大于民营企业,这反映了

国有企业投资的低效。另外,政府补贴对国有企业 TFP 影响不显著,但对民营企业影响一致为负并具有一定的显著性,这表明现阶段政府对新兴企业的补贴并未显著促进 TFP 的提升。

2. 基于分行业的分析

考虑到新兴产业不同子行业 TFP 对企业融资约束的敏感性可能存在异质性。为考察这种差异性同时全面把握新兴产业 TFP 的演变动态,本文进一步分行业进行回归分析(见表 5)。

表 5 对战略性新兴产业分行业的回归分析

变量	(1) 高端装备 (HEEM)	(2) 节能环保 (ECEP)	(3) 生物科技 (BT)	(4) 新材料 (NMs)	(5) 新能源 (NE)	(6) 新能源汽车 (NEV)	(7) 新一代信息 技术(NGIT)
$FCindex_{jt}$	-0.4907** (-2.15)	-0.8430** (-2.41)	-1.0561*** (-3.17)	-0.0600 (-0.23)	-1.1329*** (-3.95)	-0.9208 (-0.76)	-0.5664** (-2.28)
$KGrowth_{jt}$	-0.0014*** (-3.05)	-6.70e-06*** (-13.75)	-0.0016*** (-2.69)	-0.0082*** (-5.15)	-0.0010*** (-4.12)	-0.0119*** (-2.88)	-0.0017*** (-4.56)
$GSubsidy_{jt}$	-0.0760 (-1.64)	-0.0368 (-0.93)	-0.0178 (-0.32)	0.0181 (1.34)	-0.1824** (-2.42)	-0.0661 (-0.84)	-0.1044** (-2.12)
$CFlow_{jt}$	0.0158 (1.02)	-0.0145 (-0.80)	0.0324** (2.43)	0.0211* (1.92)	-0.0346** (-2.02)	0.0375 (1.08)	0.0313*** (2.61)
$TobinQ_{jt}$	0.0822 (1.03)	0.2115 (1.33)	-0.0802 (-0.94)	0.1826* (1.96)	0.0126 (0.08)	0.0706 (0.20)	0.1329* (1.93)
ROE_{jt}	0.0039 (0.30)	0.0003 (0.64)	0.0003 (0.03)	0.0115** (3.11)	0.0052** (2.46)	0.0250 (1.23)	0.0253*** (3.34)
常数项	1.0093*** (105.14)	1.0235*** (79.83)	1.0260*** (87.29)	0.9968*** (108.06)	1.0548*** (73.51)	1.0329*** (17.37)	1.0023*** (119.75)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	686	658	1 017	826	509	108	1 464
R^2	0.0841	0.2855	0.0493	0.1149	0.1477	0.1938	0.0759

表 5 中(1)-(7)列依次报告了新兴产业分行业回归结果,发现七大力子行业融资约束对 TFP 变化指数的影响一致为负,并在“十二五”期间 TFP 下降最多的高端装备、节能环保、生物科技、新能源以及新一代信息技术五大行业具有统计显著性,而在生产率下降较少的新材料和新能源汽车两大行业不具有统计显著性。这反映出不同子行业融资约束对 TFP 影响的结构差异性导致了各行业 TFP 异质性演变,融资约束是决定企业 TFP 变化的重要原因之一。此外,无论哪个新兴子行业资本投资扩张过快均会导致企业 TFP 显著下降;政府补贴对高端装备、节能环保、生物科技、新能源、新能源汽车、新一代信息技术六大行业 TFP 影响为负,对新材料行业影响为正,但仅在新能源和新一代信息技术两大行业具有统计显著性。

四、进一步的实证分析:对融资约束影响 TFP 作用机制的检验

企业研发作为技术进步的主要途径,是企业 TFP 改善的重要推动因素(李静等,2013;蒋殿春、王晓尧,2015)。一般而言,高效的企业研发必将提高企业创新能力进而带来企业 TFP 的显著改善。我国战略性新兴产业研发活动效率如何?融资约束是否阻碍了战略性新兴产业研发行为?本文引入研发投入作为中介变量,并参照闫志俊和于津平(2017)采用中介效应模型分步检验的方法以探讨融资约束对新兴产业 TFP 的影响机制。

(一) 融资约束对企业研发活动的影响

为探讨融资约束对企业研发活动的影响,本文构建以下计量模型:

$$RD_{jt} = \beta_0 + \beta_1 FCindex_{jt} + B' Controls_{jt} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

(5) 式中: RD_{jt} 表示企业研发力度, 用企业研发费用与全部投入资本的比率来衡量。 $FCindex_{jt}$ 和 $Controls_{jt}$ 代表的一系列变量与模型(4) 式中相似。

表 6 中(1)-(7) 列依次报告了民营、国有新兴企业以及新兴企业全样本融资约束对研发活动的影响结果。可发现无论如何添加变量, 民营和国有新兴企业融资约束对研发活动的影响一致显著为负, 且民营新兴企业研发活动对融资约束更加敏感。从总样本回归来看, 融资约束抑制企业研发的结论依然显著成立。这意味着面临融资约束的程度越高, 企业研发创新的动力越弱, “轻研发创新, 重规模扩张” 的现象更加明显。鉴于融资约束对企业研发活动存在显著影响且民营新兴企业和国有新兴企业融资约束对企业研发活动存在异质性, 本文认为政府应采取必要的金融扶持政策以促进新兴产业企业研发创新, 但这种扶持政策应遵循差异化原则。

表 6 融资约束对企业研发的影响

变量	民营新兴企业			国有新兴企业			全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$FCindex_{jt}$	-1.4825 *** (-15.87)	-1.2892 *** (-15.24)	-1.2432 *** (-14.85)	-0.4635 *** (-3.43)	-0.3802 *** (-2.76)	-0.3107 ** (-2.16)	-1.0153 *** (-13.93)
$KGrowth_{jt}$	-8.40e-08 (-0.29)	-7.40e-08 (-0.29)	-7.39e-08 (-0.30)	-0.0003 (-1.31)	-0.0004 (-1.55)	-0.0003 (-1.36)	-7.20e-08 (-0.26)
$GSubsidy_{jt}$		-0.0086 (-0.86)	-0.0120 (-1.23)		0.0153 (0.86)	0.0293 * (1.66)	0.0025 (0.29)
$CFlow_{jt}$		0.0371 ** (12.10)	0.0603 *** (15.32)		0.0078 ** (3.97)	0.0367 *** (5.63)	0.0527 *** (15.20)
$TobinQ_{jt}$			-0.0360 (-1.48)			0.0425 (0.87)	-0.0543 ** (-2.47)
ROE_{jt}			0.0050 *** (4.25)			0.0073 * (1.88)	0.0058 *** (4.82)
常数项	0.0752 *** (27.69)	0.0656 *** (25.60)	0.0614 *** (23.03)	0.0431 *** (7.85)	0.0381 *** (6.74)	0.0303 *** (4.66)	0.0573 *** (21.74)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 176	3 129	3 123	1 784	1 743	1 736	4 859
R^2	0.0999	0.1660	0.2066	0.0984	0.1153	0.1339	0.1537

(二) 企业研发对 TFP 的影响

研发并不必然带来企业生产率的提升, 融资约束经由研发活动进而影响 TFP 的这一作用路径是否成立, 很大程度上取决于企业研发活动的效率。为探讨这一影响机理, 本文构建如下计量模型对战略性新兴产业的研发效率进行评估:

$$TFPch_{jt} = \nu_0 + \nu_1 RD_{jt} + V' Controls_{jt} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

模型(6) 式旨在检验新兴企业研发活动是否显著促进了 TFP 改善。如果某企业研发活动能显著提升企业 TFP, 而融资约束显著阻碍了该研发活动, 则可认为融资约束通过影响企业研发进而抑制 TFP 改善。表 7 依次报告了民营新兴企业、国有新兴企业以及全样本研发活动对 TFP 影响的回归结果。从全样本来看, 战略性新兴产业研发活动总体有效, 研发能显著改善企业 TFP, 固定资产扩张显著降低了 TFP, 政府补贴对其影响为负但不显著, 营业活动现金流、托宾 Q 比率、净资产收益率均对企业 TFP 存在显著正向影响。

进一步考察民营新兴企业和国有新兴企业研发活动效率。如表 7 中(1)-(6) 列所示,

民营新兴企业和国有新兴企业研发活动对 TFP 均存在正向影响,但民营新兴企业研发对 TFP 的促进系数更大且在 1%的水平上显著。这表明民营新兴企业研发效率明显高于国有新兴企业,采取相关措施鼓励和推动民营新兴企业研发活动能显著改善新兴产业 TFP。同对基准模型(4)的回归一样,无论民营新兴企业还是国有新兴企业投资扩张都会导致 TFP 下降,且国有企业投资递减效应更大;其他控制变量亦与基准模型(4)大体一致,在此不做赘述。

表 7 企业研发对全要素生产率的影响

变量	民营新兴企业			国有新兴企业			全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
RD_{jt}	0.2067 *** (6.43)	0.1562 *** (4.33)	0.1856 *** (5.05)	0.0486 (1.44)	0.0472 (1.35)	0.0293 (0.83)	0.1105 *** (4.24)
$KGrowth_{jt}$	-6.66e-06 *** (-13.34)	-6.65e-06 *** (-13.61)	-6.68e-06 *** (-13.78)	-1.17e-03 *** (-4.63)	-9.48e-04 *** (-3.16)	-9.18e-04 *** (-3.12)	-6.67e-06 *** (-14.56)
$GSubsidy_{jt}$		-0.0354 * (-1.86)	-0.0360 * (-1.90)		0.0038 (0.16)	0.0181 (0.77)	-0.0243 (-1.64)
$CFlow_{jt}$		0.0592 *** (9.91)	0.0298 *** (3.75)		0.0004 (0.14)	0.0200 ** (2.31)	0.0286 *** (4.82)
$TobinQ_{jt}$			0.1799 *** (3.82)			0.0715 (1.16)	0.1714 *** (4.66)
ROE_{jt}			0.0070 *** (3.04)			0.0190 *** (3.67)	0.0083 *** (4.08)
常数项	0.9857 *** (593.94)	0.9801 *** (545.03)	0.9779 *** (479.71)	1.0013 *** (617.38)	1.0011 *** (582.22)	0.9948 *** (398.17)	0.9840 *** (630.57)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 176	3 129	3 123	1 784	1 743	1 736	4 859
R^2	0.0927	0.1334	0.1151	0.0412	0.0566	0.0481	0.0883

根据模型(4)式、模型(5)式、模型(6)式的回归结果,本文检验了融资约束影响企业 TFP 的作用机制。通过采用新兴产业全样本数据进行基准模型回归,本文发现融资约束会显著阻碍企业 TFP 提升。在此基础上引入研发投入并采用中介效应模型进行分步回归,结果表明研发活动增加会显著提高企业 TFP,但融资约束的现实存在会阻碍企业研发活动。因此,融资约束通过影响企业研发进而抑制了新兴企业 TFP 的提升。但通过分所有制属性的一系列回归分析,本文发现融资约束对民营新兴企业研发活动阻碍作用明显大于国有新兴企业,且民营新兴企业研发效率显著高于国有企业。因此,融资约束通过影响企业研发进而抑制 TFP 提升这一作用机制主要稳健表现于民营新兴企业,国有新兴企业的这一作用机制相对较弱。

五、稳健性分析

上文发现融资约束对新兴产业高端化具有显著抑制作用,本部分将讨论该结论的稳健性。

(一) 对融资约束影响 TFP 基准模型的稳健性检验:考虑内生性问题

已有研究指出 Two-step 系统 GMM 方法在差分 GMM 基础上引入水平方程,并在 One-step 系统 GMM 基础上将其估计残差加入到新的估计以建立一致的方差-协方差矩阵,如此改进的两步系统 GMM 方法能有效避免变量之间以及变量和残差之间的内生性问题。为充分保证研究结论的稳健性,本文参照马勇和陈雨露(2017)采用两步系统 GMM 方法对基准模型重新回归,以消除内生性的影响。不失一般性,本部分依然采用逐步添加变量的方法以

考察模型结果的稳健持续性,同时还将加入企业年龄(*Age*)、企业规模(*Scale*)以及是否存在海外业务经营(*Over*)等控制变量。

基准模型的两步系统 GMM 估计结果如表 8 所示,可发现无论如何添加变量,融资约束对新兴产业企业 TFP 的影响均为负,且这一负向影响具有统计显著性。与此同时,观察其他关键控制变量的系数亦可发现,固定资产过快扩张以及政府补贴对新兴产业 TFP 高端化演进产生显著抑制作用,这与前文估计结果基本一致。另外,回归方程的残差序列相关性检验表明,差分后的残差存在一阶序列相关但无二阶序列相关,也即原模型的误差项无序列相关性,模型设定合理。由此可见,考虑内生性问题后的关键解释变量系数的符号、显著性等与前文估计结果基本接近,即本文关于融资约束阻碍新兴产业高端化演进的结论具有较好的稳健性。

表 8 融资约束影响 TFP 基准模型的再回归检验:基于两步 System GMM 估计方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FCindex_{it}</i>	-0.6313 *** (-3.90)	-0.7581 *** (-4.02)	-0.7929 *** (-3.77)	-2.2410 ** (-2.49)	-2.4491 ** (-2.46)
<i>KGrowth_{it}</i>	-6.94e-06 *** (-183.30)	-6.94e-06 *** (-164.21)	-6.93e-06 *** (-158.08)	-6.83e-06 *** (-76.05)	-7.01e-06 *** (-72.65)
<i>GSubsidy_{it}</i>	-0.0171 *** (-8.13)	-0.0162 *** (-7.60)	-0.0160 *** (-5.81)	-0.0176 *** (-6.46)	-0.0197 *** (-5.87)
<i>CFlow_{it}</i>		-0.0211 (-1.62)	-0.0235 (-1.48)	-0.0012 (-0.07)	-0.0105 (-0.52)
<i>TobinQ_{it}</i>		0.0714 (0.56)	0.0904 (0.65)	0.3979 * (1.72)	0.5361 ** (2.03)
<i>ROE_{it}</i>			-0.0113 (-0.50)	-0.0510 * (-1.74)	-0.0720 * (-1.95)
<i>Age_{it}</i>			-0.0009 (-0.24)	-0.0068 (-1.44)	-0.0130 ** (-2.14)
<i>Scale_{it}</i>				0.0140 (1.54)	0.0204 * (1.96)
<i>Over_{it}</i>					0.0589 *** (3.83)
常数项	1.04796 *** (123.85)	1.0521 *** (104.24)	1.0577 *** (58.05)	1.0210 *** (26.93)	1.0227 *** (16.32)
AR(1) 统计量	-2.11 (0.035)	-2.17 (0.030)	-2.08 (0.038)	-2.03 (0.042)	-1.97 (0.049)
AR(2) 统计量	0.01 (0.991)	0.06 (0.951)	0.17 (0.864)	-0.10 (0.918)	-0.34 (0.735)
观测值	5 287	5 287	5 268	5 268	5 268

注:表中企业年龄指标 *Age_{it}* 为企业会计报告期年份与其成立年份的差额取对数得到;企业规模指标 *Scale_{it}* 为各期企业员工总数取对数得到;指标 *Over_{it}* 为虚拟变量,企业存在海外业务经营时取 1,不存在取 0;AR(1)、AR(2) 检验中的数值表示检验的 Z 统计量,下方括号内数值表示对应 P 值,AR(1)、AR(2) 检验的原假设分别为差分后的残差项不存在一阶和二阶序列相关。

(二) 对融资约束影响 TFP 作用机制的稳健性检验:基于 LP 生产率指标

考虑到不同 TFP 测算方法的回归分析所得结论可能存在差异性,单基于 DEA-Malmquist 测算方法的 TFP 回归结果可能存在随机偶然性。为增强研究稳健性,本文采用 Levinsohn 和 Petrin(2003)的半参数方法估计 902 家上市公司的生产率,同时加入企业规模、年龄以及是否经营海外业务等控制变量以对融资约束影响企业 TFP 作用机制的方程(5)式和(6)式重新进行回归分析。

基于 LP 生产率指标的稳健性回归结果如表 9 所示,其中第(1)、(3)、(5)列依次报告了

民营、国有和全样本新兴企业融资约束对研发投入的影响,第(2)、(4)、(6)列报告了民营、国有和全样本新兴企业研发投入对 TFP 的影响。通过比较,本文发现融资约束对民营新兴企业研发投入的抑制作用显著大于国有新兴企业,而民营新兴企业研发投入对其 TFP 的促进作用显著强于国有新兴企业。这与基于 DEA-Malmquist 生产率指标的回归结果大体一致,融资约束通过影响企业研发进而抑制 TFP 提升,且这一影响机制对民营企业更加明显。同时,也可发现变换生产率测算方法和加入企业规模、年龄以及是否经营海外业务等控制变量后,主要解释变量以及其他控制变量的回归系数方向与前文基本一致,这表明本文结论具有较好稳健性。

表 9 融资约束影响 TFP 作用机制的稳健性检验:基于 LP 生产率指标

变量	民营新兴企业		国有新兴企业		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$FCindex_{jt}$	-1.7244*** (-18.51)		-0.5452*** (-3.29)		-1.4178*** (-17.09)	
RD_{jt}		2.6159*** (5.57)		1.3868*** (2.92)		2.1156*** (6.24)
$KGrowth_{jt}$	-5.12e-08 (-0.21)	-4.40e-06 (-0.71)	-0.0003 (-1.36)	-0.0221*** (-5.59)	-5.04e-08 (-0.19)	-4.94e-06 (-0.83)
$GSubsidy_{jt}$	-0.0088 (-0.93)	-1.3514*** (-5.62)	0.0316* (1.79)	-1.3912*** (-4.42)	0.0057 (0.65)	-1.4061*** (-7.31)
$CFlow_{jt}$	0.0553*** (14.33)	0.7129*** (7.05)	0.0362*** (5.55)	0.6667*** (5.73)	0.0494*** (14.44)	0.7366*** (9.54)
$TobinQ_{jt}$	-0.0252 (-1.04)	1.3989** (2.30)	0.0508 (1.05)	-2.7292*** (-3.23)	-0.0356 (-1.61)	0.5227 (1.08)
ROE_{jt}	0.0050*** (4.30)	-0.0212 (-0.72)	0.0072* (1.86)	0.2070*** (2.99)	0.0056*** (4.73)	0.0058 (0.22)
Age_{jt}	-0.0128*** (-2.81)	-0.4286*** (-3.74)	-0.0070 (-0.81)	-0.6795*** (-4.43)	-0.0157*** (-3.79)	-0.4658*** (-5.09)
$Scale_{jt}$	0.0104*** (11.33)	0.2113*** (10.25)	0.0042*** (2.77)	0.0607*** (2.56)	0.0085*** (10.46)	0.1640*** (10.44)
$Over_{jt}$	0.0042*** (3.04)	0.0302 (0.87)	0.0019 (0.81)	0.0937** (2.25)	0.0031** (2.52)	0.0491* (1.82)
常数项	0.0309*** (2.59)	7.6478*** (25.46)	0.0233 (0.96)	9.7652*** (22.47)	0.0453*** (4.09)	8.1771*** (33.38)
时间效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3 123	3 123	1 736	1 736	4 859	4 859
R^2	0.2491	0.1938	0.1396	0.0747	0.1808	0.1879

注:同表 8。

六、结论与启示

立足国务院《“十三五”国家战略性新兴产业发展规划》的战略定位以及供给侧结构性改革关于促进产业创新升级的现实要求,本文基于新兴产业微观数据系统探讨了融资约束、企业研发如何影响 TFP 动态演变。综合全文,主要得到以下几点结论与政策建议:

(1) 当前我国新兴产业发展更多表现为产值规模的扩张,TFP 整体较低,新兴产业呈现低端化发展趋势。新兴产业上市公司 TFP 良莠不齐,大部分公司生产率低下以致整个新兴产业在 2010-2015 年间 TFP 累计下降 3.2%;高端装备制造、新一代信息技术、节能环保等为新兴产业中 TFP 下降最多的子行业,依次下降 3.8%、3.4%、3.3%;新材料、新能源汽车两大

行业的 TFP 演变相对优于其他子行业。本文认为政府不应仅关注新兴产业规模意义上的数量型增长,而应注重全要素生产率意义上的内涵型提升;并非所有企业都适合发展新兴产业,各级政府应根据地区和企业比较优势有选择、有重点地推进相关新兴产业的发展,避免同质化低效竞争。

(2) 融资约束、资本投资过快是导致新兴产业 TFP 低端化演进的主要原因,政府补贴并未显著促进企业 TFP 改善。基准回归分析表明,融资约束对民营和国有新兴企业的 TFP 均存在显著负向作用;资本投资增速过快亦会显著引致新兴企业 TFP 下降;政府对新兴产业的财政补贴并未引致 TFP 提升。分行业回归分析表明,不同子行业融资约束对 TFP 影响的结构差异性是导致各行业 TFP 异质性演变的重要原因。据此,本文认为政府应通过推动金融发展、丰富金融服务主体以提高金融市场资源配置效率,并可考虑借鉴促进三农、小微企业发展的“差别化存款准备金率政策”出台鼓励商业银行面向新兴产业的差别化信贷优惠政策等以降低新兴产业融资约束程度。即通过优化金融生态环境和出台定向金融扶持政策并避免新兴企业过度投资和低效补贴等以全面改善新兴产业 TFP,藉此促其在供给侧改革中更好发挥创新引领作用。

(3) 融资约束对民营和国有新兴企业研发活动存在异质性阻碍作用,且不同所有制企业的研发效率也存在异质性,融资约束通过影响企业研发进而阻碍了新兴企业 TFP 提升。通过对融资约束影响企业 TFP 的作用路径进行深入探讨,本文发现融资约束对不同所有制新兴企业研发均存在抑制作用,但民营新兴企业研发更易受融资约束影响;民营新兴企业研发活动对 TFP 的提升作用显著高于国有企业。综上,融资约束通过影响企业研发进而阻碍新兴产业高端化演进,但这一作用路径对民营企业而言更加明显。鉴于民营新兴企业研发活动对融资约束更加敏感且其研发效率明显高于国有企业,本文认为一方面金融主管部门应致力于消除金融机构对企业信贷的所有制歧视、并通过发展多层次直接融资市场以降低银行信贷渠道的金融错配程度;另一方面政府应以现代企业制度为方向深化国有企业改革寄以激发国有企业活力和创新效率,以此促进新兴产业 TFP 实现最优化改善并真正实现“高端化”。

参考文献:

1. 黄永春、祝吕静、沈春苗,2015:《新兴大国扶持企业实现赶超的政策工具运用——基于战略性新兴产业的动态演化博弈视角》,《南京社会科学》第6期。
2. 蒋殿春、王晓娆,2015:《中国 R&D 结构对生产率影响的比较分析》,《南开经济研究》第2期。
3. 李静、彭飞、毛德凤,2013:《研发投入对企业全要素生产率的溢出效应——基于中国工业企业微观数据的实证分析》,《经济评论》第3期。
4. 刘莉亚、何彦林、王照飞、程天笑,2015:《融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析》,《金融研究》第8期。
5. 吕岩威、孙慧,2014:《中国战略性新兴产业技术效率及其影响因素研究》,《数量经济技术经济研究》第1期。
6. 马勇、陈雨露,2017:《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》,《经济研究》第6期。
7. 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。
8. 王向华、王明海、李小静,2015:《战略性新兴产业上市公司创新绩效测度》,《江西社会科学》第6期。
9. 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。
10. 杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。

11. 杨源源, 张译文, 2017:《中国上市金融机构系统性风险测度》,《首都经济贸易大学学报》第4期。
12. 袁堂军, 2009:《中国企业全要素生产率水平研究》,《经济研究》第6期。
13. 余东华、吕逸楠, 2015:《政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例》,《中国工业经济》第10期。
14. 于津平、吴小康, 2016:《战略性新兴产业发展中的区域竞争与地方政府补贴》,《经济理论与经济管理》第3期。
15. 余明桂、李文贵, 2013:《民营化、产权保护与企业风险承担》,《经济研究》第9期。
16. Dan, P. 2016. "Dynamics of China's Provincial-level Specialization in Strategic Emerging Industries." *Research Policy* 45(8):1586-1603.
17. Fare, R., S. Grosskopf, and M. Norris. 1994. "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Changes in Industrialised Countries." *American Economic Review* 84(5):1040-1044.
18. Fare, R., and C. A. K. Lovell. 1997. "Biased Technical Change and the Malmquist Productivity Index." *Scandinavian Journal of Economics* 99(1):119-127.
19. Hadlock, C.J., and J. R. Pierce. 2010. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index." *Review of Financial Studies* 23(5):1909-1940.
20. Levinsohn, J., and A. Petrin. 2003. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies* 70(2):317-341.
21. Mahmood, I. P., and J. Singh. 2003. "Technological Dynamism in Asia." *Research Policy* 32(6):1031-1054.

Does Financial Constraints Hamper Strategic Emerging Industries Becoming High-end?

Yang Yuanyuan, Yu Jinping and Yang Dongxu
(School of Economics, Nanjing University)

Abstract: The 13th Five-Year Plan of China provides that the strategic emerging industries should be put in a more prominent position. Based on the DEA-Malmquist non-parametric method, this paper evaluates the effectiveness of the development for China's strategic emerging industries. At the same time, the dynamic evolution of the emerging industries' TFP is studied with the financing constraints as a starting point. The interaction of financing constraints, R&D investment and TFP is discussed as well. Through calculating the TFP of 902 listed companies in emerging industries, this paper finds that most of the emerging listed companies have low productivity and the overall TFP of emerging industries is low. Further empirical analysis shows that financing constraints and rapid expansion of fixed assets are important reasons for the decline of TFP. R&D investment can effectively improve the overall TFP, and the efficiency of private enterprises' R&D is significantly higher than the state-owned enterprises. The financing constraints of state-owned enterprises or private enterprises significantly hinder R&D investment, while the obstruction effect of private enterprises is more obvious. To this end, this paper argues that the government should not pay attention only to the growth of the output scale in promoting the strategic emerging industries, but also pay attention to the connotation of TFP, and also need to improve the level of financial support, develop differentiated financial support policies and deepen the reform of state-owned enterprises to make the emerging industries play a better innovation-leading role in the structural reform of supply side.

Keywords: Supply-side Structural Reform, Total Factor Productivity, Financial Constraint, Strategic Emerging Industries

JEL Classification: D24, G32, L52

(责任编辑:陈永清)