研发投入高增长没有提升全要素生产率吗

——来自中国制造业分行业的经验证据

赵玉林（教授），谷军健

【摘要】运用DEA-Malmquist生产率指数法测算入世以来我国制造业TFP增长率，从行业异质性视角考察研发资本和研发人员对提升制造业生产率的有效性。结果表明，整体上研发投入与制造业生产率关系不显著，样本期内生产率增长源于产权结构变迁和外商投资。进一步研究发现：研发投入与生产率的关系存在行业异质性，研发资本对高技术产业生产率具有正效应，对低技术产业具有负效应；研发人员对低非国有化行业生产率效应显著为正，在高非国有化行业效应为负，正负效应相互抵消导致整体效应不显著。基于此，提出了提升研发投入有效性的政策建议。

【关键词】研发资本；研发人员；制造业生产率；行业异质性

【中图分类号】F273.1　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994（2017）36-0102-6

一、引言及文献综述

要素驱动经济增长的不可持续性以及当前环境规制成本的增加，促使我国谋求新的增长动力，实现由全要素生产率驱动经济增长成为当前经济发展的重要出路（蔡昉，2013）。研发活动是企业实现创新增长的关键，自Griliches（1973）对研发投入和生产率关系进行初始研究以来，通过加大研发投入实现技术进步，进而提升企业生产率的观点已被广泛接受（Kancs、Siliverstovs，2016）。

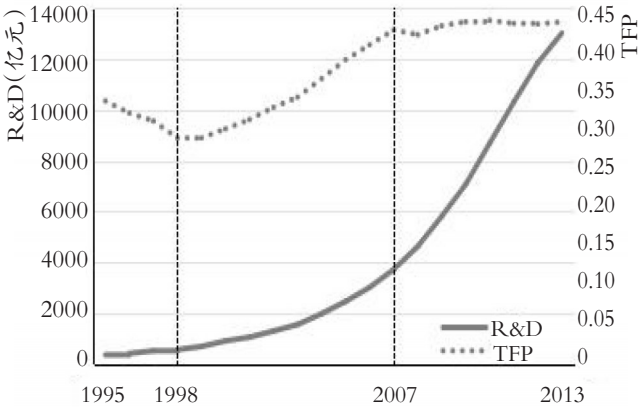
然而，针对我国实际情况的考察结果显示，我国研发投入提升生产率的有效性受到质疑。一方面，Jeffson等（2004）运用我国大中型工业企业数据、吴延兵（2006）运用制造业面板数据证实了研发投入与生产率的正相关关系。另一方面，张海洋（2005）对制造业的实证研究表明，研发投入对生产率和技术效率有不显著作用或负面影响；李小平等（2006）在考虑国际贸易和外资等因素后发现，研发投入对工业行业生产率的影响不显著；李宾（2010）在控制计量分析过程中可能存在的平稳性、内生性及序列相关性问题后，发现我国研发投入不仅没有促进生产率的增长，反而具有阻碍作用。

近期对制造业和服务业生产率的相关研究依然表明，国内研发投入对全要素生产率的提升作用不显著（陈丰龙，2012；汪思齐、王恕立，2017），部分地区甚至出现了“R&D生产率悖论”现象（张同斌等，2015）。

研发投入与生产率关系不显著的一个直观的表现是当前我国研发投入的爆炸式增长与全要素生产率增速的不匹配。根据中国科技统计年鉴数据，2000年我国R&D经费为895.66亿元，这一数字在2015年达到14169.88亿元，年均增长率高达15.94%。虽然全要素生产率的测算因数据、方法和样本区间的不同会产生较大差异，但各方面的测算结果显示我国全要素生产率增速普遍偏低，特别是2003年以来我国制造业全要素生产率增速已经出现明显下滑的趋势（江飞涛等，2014）。由下图可明显看出，1998～2007年间全国R&D经费投入与全要素生产率（TFP）表现出良好的匹配性。与之形成鲜明对比的是，2007年以后两者之间这种增速的良性匹配消失，研发经费投入保持高速增长，而同时期内全要素生产率的变动幅度十分微小。

为什么研发投入的爆炸式增长没有带动我国全

【基金项目】国家社会科学基金重点项目（项目编号：11AZD081）；湖北省科技计划软科学项目（项目编号：2016ADC093）



我国R&D经费与TFP变化趋势图

要素生产率的快速增长?本文认为,对产生“研发投入高速增长而生产率增速下降”这种现象的合理解释,可以从三方面着手:一是研发强度适度论,即研发强度处于适度范围才能发挥最大的生产率促进作用。毛德凤等(2013)通过对2005~2007年工业企业数据的广义倾向得分匹配分析发现,研发投入强度在1%~7%之间时对生产率具有最大促进效应,过高和过低都会弱化这一作用。二是由于研发活动是一个连续过程,从研发投入到研发产出,再到企业效率的提高需要一定的时间。孔东民、庞立让(2014)研究发现,R&D对提升生产率具有明显的滞后效应,不仅不能提升当期生产率,反而具有负效应。三是研发投入结构不合理是导致R&D投入的生产率效应不显著的重要因素(李宾,2010)。孙早等(2017)研究发现,随着我国企业与国际前沿技术差距的缩小,应用研究持续增加将抑制工业创新,基础研究投入的增加将扭转应用研究边际贡献递减的不利局面。

通过以上梳理可以发现,已有文献对研发投入提升生产率的有效性提出了质疑,在此基础上从研发投入适度区间、滞后效应及投入结构合理性提出三个层次的特征解释,对认识研发投入的生产率效应具有重要参考和借鉴意义。然而,现有文献侧重于对制造业整体的分析,忽略了制造业行业异质性、技术密集度及产权结构异质性可能是影响研发投入有效性的重要因素,因此在探讨研发投入与生产率的关系时,考虑行业异质性显得十分有必要。此外,现有文献主要探讨了研发资本投入的生产率效应,没有考察研发人员的作用,作为人力资本积累的一个重要表现,研发人员投入的生产率效应可能不同于研发经费投入。基于此,作为对现有文献的补充和拓展,本文在运用DEA-Malmquist指数法测算制造业行业全要素生产率的基础上,探讨研发资本投入和研发人员投入对提升产业生产率的有效性,进一步从技术和产权结构异质性视角分析了两种研发投入对生产率影响的行业差异,这对认识研发投入效应规律、实施创新驱动发展战略并制定产业升级差异化策略具有重要意义。

二、模型设定与数据分析

1. 模型设定。首先考虑柯布—道格拉斯生产函数:$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}$,Y表示工业增加值,K和L分别表示资本存量和劳动投入,定义全要素生产率为:$A=Y/(K^{\alpha}L^{\beta})$。

考虑研发投入对全要素生产率的影响,设定模型如下:

$$A=BR^{\gamma} \tag{1}$$

其中,R表示研发资本存量,$\gamma=\frac{\partial Y}{\partial R}\frac{R}{Y}$,进一步对上式进行对数差分求其增长率:

$$\frac{\Delta A}{A}=\frac{\Delta B}{B}+\gamma\frac{\Delta R}{R} \tag{2}$$

$$\frac{\Delta A}{A}=\frac{\Delta B}{B}+\frac{\partial Y}{\partial R}\frac{R}{Y}\frac{\Delta R}{R} \tag{3}$$

$$\frac{\Delta A}{A}=\frac{\Delta B}{B}+\theta\frac{\Delta R}{Y} \tag{4}$$

其中,θ为研发资本存量的边际产出。经典的研发资本存量测算方法认为,某一期的研发资本存量等于过去所有期的研发投入的现值与资本存量现值的和。

$$R_t=E_{t-\tau}+(1-\delta)R_{t-1} \tag{5}$$

其中,τ为平均滞后期,δ为研发资本存量折旧率。借鉴张海洋(2005)的处理方法,同时假定折旧率δ和平均滞后期τ足够小,因而$\Delta R_t=E_t$。本文重点考察研发经费投入与研发人员投入对制造业全要素生产率的影响,因而可设定模型如下:

$$TFPch=\theta_0+\theta_1Rdk+\theta_2Rdl+\varepsilon \tag{6}$$

其中:TFPch表示全要素生产率的变化率;Rdk表示研发经费投入强度,采用大中型工业企业R&D经费与增加值之比表示;Rdl表示研发人员投入强度,采用科技活动人员与从业人员之比表示。现有研究结果表明,市场化改革有利于提高我国企业的生产效率,外商投资可以通过人员流动、竞争效应及示范效应等因素促进生产率增长,企业出口可获得潜在学习机会以提升生产效率,控制以上影响全要素生产率变动的其他因素,最终模型设定如下:

$$TFPch=\theta_0+\theta_1Rdk+\theta_2Rdl+\theta_3Ins+\theta_4Open+\theta_5FDI+\lambda_i+\varepsilon_{it} \tag{7}$$

其中：Ins表示产权结构，由非国有化企业总产值占全部企业总产值的比例（Ins1）表示，同时采用非国有化企业投资额占行业总投资的比例（Ins2）作为稳健性检验指标；Open表示贸易依存度；FDI表示外商直接投资，外商直接投资越多，外资企业与内资企业相互间进行交流的机会越多，一般认为投资额与技术溢出成正比，因而可以反映外资企业技术溢出情况；λ_i表示不随时间变动的个体效应；ε_{it}为随机扰动项。

2. *数据处理和生产率测算*。本文运用序列DEA-Malmquist生产率指数法测算制造业生产率，具体计算方法此处不再赘述。计算过程中需要制造业分行业产出和投入指标，获得过程如下：

（1）制造业产出。采用制造业增加值来衡量制造业产出，其中，2004年各行业增加值数据参考郭克莎（2007）的研究结果，2008～2014年的数据依据国家统计局网站提供的各行业增加值增速计算，其余年份数据来自中国工业统计年鉴。

（2）资本投入。利用目前比较通用的永续盘存法（PIM）来估算历年资本存量，在估算中需要计算历年各产业的投资额和折旧率。其中，借鉴陈诗一（2011）的方法构造投资序列，用t年和t-1年固定资产原价之差作为当年增加的投资，用本年折旧与t-1年固定资产原价之比构造出属于不同行业与不同时期的可变折旧率。具体计算方法如下：

$$本年折旧_t=累计折旧_t-累计折旧_{t-1} \quad (8)$$

$$折旧率_t=本年折旧_t/固定资产原价_{t-1} \quad (9)$$

在构造了投资序列和分行业折旧率之后，采用永续盘存法估算资本存量，计算公式为：

$$K_{it}=I_{it}+(1-\delta_{it})K_{it-1} \quad (10)$$

其中：K_{it}和K_{it-1}分别表示制造业i行业在t和t-1年的资本存量；I_{it}表示制造业i行业在t年的投资额；δ_{it}表示的是制造业i行业在t年的折旧率。在初始资本存量的设定上，使用2001年各行业的固定资产净值代替。

（3）劳动投入。本文采用各行业全部从业人员年平均人数作为劳动投入，数据来源于历年中国工业统计年鉴。

运用DEA-Malmquist指数法对制造业生产率进行测算的结果如表1所示。

整体而言，样本期内制造业整体全要素生产率年均增长率为3.8%，对制造业整体增长率的贡献为20.98%。从时间趋势来看，加入WTO以来我国制造业生产率增长速度呈现出明显的阶段性特征，其中，

表1 制造业总体全要素生产率变化及其贡献（2001~2014年）

区间	effch	techch	pech	sech	tfpch	行业增长率	TFP贡献
2002/2001	0.903	1.247	0.951	0.949	1.126	21.24	59.32
2003/2002	1.014	1.125	0.983	1.032	1.141	29.12	48.42
2004/2003	0.931	1.118	0.976	0.954	1.042	25.39	16.54
2005/2004	1.044	1.076	1.053	0.991	1.123	25.02	49.15
2006/2005	0.949	1.160	1.001	0.948	1.101	25.01	40.38
2007/2006	0.946	1.169	1.027	0.921	1.106	25.56	41.46
2008/2007	0.881	1.055	0.966	0.912	0.930	13.58	-51.53
2009/2008	1.019	0.991	1.014	1.005	1.010	11.49	8.70
2010/2009	0.966	1.025	1.018	0.949	0.991	16.86	-5.34
2011/2010	1.003	1.064	0.986	1.017	1.068	14.58	46.64
2012/2011	0.945	1.009	0.982	0.962	0.953	10.25	-45.86
2013/2012	0.904	1.073	0.995	0.909	0.970	10.21	-29.39
2014/2013	1.021	0.949	0.980	1.042	0.969	9.70	-31.97
mean	0.962	1.079	0.994	0.968	1.038	18.11	20.98

注：作者测算，其中均值为几何平均值。

2001～2007年制造业整体的生产率增长较快，2008～2014年制造业生产率出现负增长。从技术密度特征分析，样本期内高技术产业生产率增速明显高于中低技术产业，高技术产业生产率年均增长率为4.1%，而中低技术产业生产率的年均增长率为3.7%。需要说明的是，Ins1、Ins2、Open、Rdk、Rdl、FDI在以下分析中均取对数处理，分别表示为Lnins1、Lnins2、LnOpen、LnRdk、LnRdl和LnFDI。

三、研发投入对制造业生产率影响的整体考察

为避免变量间存在共线性，检验解释变量的相关性发现，Lnins1与Lnins2的相关系数为0.778，其余相关系数均低于0.6，为避免出现多重共线性造成有偏误的估计系数，我们在模型（1）和模型（2）中分别加入研发经费投入强度和研发人员投入强度，在模型（3）中同时加入两者，模型（4）～模型（6）替换了原有的产权结构变量进行稳健性检验。经过计算方差膨胀因子发现，模型中解释变量方差膨胀因子均没有大于10，可认为模型中不存在严重的多重共线性问题。为了防止序列相关和异方差所造成的统计推断偏误，对所有变量进行对数处理，并采用Newey-West进行稳健性估计。表2给出了全部样本的固定效应模型估计结果。

从表2可知，研发经费投入的系数为负且不显著，这表明研发经费投入没有有效提升我国制造业的全要素生产率，甚至会有负向影响，这与当前很多研究结论一致。为检验研发经费投入是否具有滞后

表 2　　研发投入对制造业生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Lnins1	0.672*** (4.29)	0.669*** (4.44)	0.711*** (4.05)			
Lnins2				0.842*** (5.00)	0.859*** (5.16)	0.845*** (5.01)
LnRdk	−0.011 (−0.28)		0.042 (0.63)	−0.050 (−1.42)		−0.034 (−0.63)
LnRdl		−0.036 (−0.96)	−0.063 (−0.97)		−0.043 (−1.14)	−0.021 (−0.36)
LnOpen	0.016 (0.44)	0.005 (0.14)	−0.011 (−0.24)	0.004 (0.12)	−0.018 (−0.53)	−0.004 (−0.11)
LnFDI	0.105*** (3.79)	0.105*** (3.87)	0.101*** (3.49)	0.099*** (4.22)	0.099*** (4.25)	0.099*** (4.24)
N	338	338	338	338	338	338
Adj−R^2	0.341	0.344	0.344	0.352	0.352	0.351
F	36.378	36.658	29.052	31.944	35.533	28.267

注：括号内为t值；***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。下同。

效应，我们将研发经费投入滞后项加入模型后发现，其系数依然不显著。同时可以发现，2001～2014年间我国制造业研发经费内部支出年均增长率达到21.06%，同时期内制造业生产率的增长速度十分缓慢，甚至部分时间段内出现了负向增长，表明我国制造业确实存在“研发投入高增长而生产率增速缓慢”的现象。

研发人员投入的系数同样为负且不显著，加入研发人员投入滞后项发现，研发人员投入的滞后效应不显著，表明研发人员投入没有提升我国制造业的生产率。Krueger、Lindahl（2001）研究发现，人力资本在不同收入国家具有不同的经济增长效应，且人力资本对创新能力的提升作用具有门槛效应（孙文杰、沈坤荣，2009），当人力资本水平低于门槛水平时，不仅无法完成对技术知识的吸收与应用，反而会阻碍生产效率的提升。因此，笔者试图从技术密度和产权结构角度考察研发人员投入对生产率的效应差异。

产权结构变迁Lnins1和Lnins2的系数为正，表明产权结构变迁对制造业生产率具有正效应，其中模型（1）显示，非国有化程度每提高1%，制造行业的全要素生产率将提高0.672%。这是因为产权结构变迁提高了激励水平，激发了企业生产经营和投资的动力，使得要素自由流动，企业可以以低成本获取生产要素，效率高的企业就会实现规模扩张并带动行业生产率增长。

外商直接投资的影响系数显著为正，表明外商投资显著促进了我国制造业生产率的增长。一方面，由于外资企业的生产效率明显高于内资企业，因而外商投资的增长直接拉动了我国制造业生产率增长。另一方面，外商投资可以通过示范效应、人员流动效应以及竞争效应等对内资企业形成技术溢出效应，间接推动我国制造业生产率提升。

出口依存度对制造业生产率的作用不显著。外贸依存度的系数不显著，表明对外出口并没有提高我国制造业生产率。可能的原因有三个：一是长期以来我国出口产品主要是劳动密集型产品，我国加工贸易企业常常被锁定在全球价值链的低端环节；二是我国出口份额大多来源于外资企业，导致我国企业可以学习的机会较少；三是传统的粗放式生产阶段下，出口的学习效应难以体现，出口依存度没有提高我国制造业的生产率。

上述分析表明，外商直接投资对生产率的直接拉动和间接推动效应，以及由产权制度和市场化来提升资源配置效率，是过去一段时期内我国企业生产率提升的主要因素，而研发资本和研发人员没有发挥提升我国制造业生产率的作用。然而，以上结果是基于制造业整体分析得出的，由于制造业不同行业在技术密集度、产权结构等方面存在较大差异，不同产业的技术学习能力及创新能力有较大不同，如高速铁路运输设备制造业和家电制造业从国外技术引进和模仿学习中实现了自主创新能力的提升。因此，研发资本和研发人员对不同产业的生产率效应可能具有异质性，有必要通过进一步分析揭示研发投入效应的行业异质性。

四、研发投入对制造业生产率的异质性影响

为探讨研发投入的作用是否存在行业差异，分别以技术密集度和非国有化水平作为产业异质性的划分标准，将制造行业分为两组，进而从技术异质性和产权结构异质性双重视角检验研发投入的生产率效应是否存在产业差别。

1. 技术异质性视角的分析。按照前文同样的方法，使用固定效应模型进行估计，表3给出了不同技术密集度水平下研发投入对制造业生产率的影响系数。

在对制造业总体进行考察时发现，研发投入没有促进制造业生产率的增长，整体上存在“研发投入高速增长而生产率增速下降”的悖论现象。通过技术异质性分组分析发现，高技术产业研发资本投入对行业生产率具有显著正效应。其中模型（4）的结果表

表 3　　技术异质性行业回归结果

	中低技术产业			高技术产业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnIns1	0.638* (1.70)	0.703* (1.95)	0.653* (1.66)	0.724*** (5.43)	0.624*** (4.90)	0.781*** (5.60)
LnRdk	−0.080 (−1.53)		−0.050 (−0.49)	0.109** (2.51)		0.181** (2.22)
LnRdl		−0.066 (−1.35)	−0.035 (−0.38)		0.026 (0.61)	−0.097 (−1.29)
LnOpen	0.012 (0.24)	−0.028 (−0.54)	−0.007 (−0.11)	0.023 (0.50)	0.053 (1.23)	−0.008 (−0.15)
LnFDI	0.112** (2.32)	0.099** (2.18)	0.107** (2.00)	0.109*** (4.30)	0.113*** (4.24)	0.107*** (4.27)
N	169	169	169	169	169	169
Adj−R^2	0.231	0.230	0.228	0.525	0.501	0.532
F	9.195	9.600	7.901	28.275	28.766	23.010

表 4　　产权结构异质性行业回归结果

	非国有化程度低行业			非国有化程度高行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnIns1	0.591*** (4.54)	0.575*** (5.05)	0.508*** (4.07)	2.861*** (4.58)	2.653*** (4.57)	2.783*** (4.84)
LnRdk	0.019 (0.49)		−0.070 (−1.26)	−0.034 (−0.72)		0.129 (1.53)
LnRdl		0.077** (2.14)	0.120** (2.34)		−0.118*** (−2.91)	−0.202** (−2.60)
LnOpen	0.085** (2.50)	0.088*** (3.01)	0.113*** (3.39)	0.006 (0.11)	−0.061 (−1.11)	−0.115* (−1.70)
LnFDI	0.120*** (4.47)	0.122*** (4.83)	0.126*** (4.82)	0.004 (0.08)	0.017 (0.36)	−0.002 (−0.04)
N	169	169	169	169	169	169
Adj−R^2	0.563	0.576	0.579	0.335	0.377	0.393
F	34.224	35.674	28.923	14.123	15.325	12.374

示，高技术产业研发经费投入强度每提高1%，其全要素生产率将提高0.109%；低技术产业的结果与总体一致，即研发经费投入对生产率增长的作用为负且不显著，表明“研发投入高增长与生产率增速下降”现象依赖于行业技术密集度特征，高技术产业不存在这种研发投入与生产率关系的悖论。与本文结论类似，Hu等（2005）针对我国企业层面的数据研究发现，非高技术产业研发投入对生产率没有显著影响。产生差异原因的可能在于，高技术产业对新产品和新工艺的研发具有高依赖性，高技术产业研发投入强度较大，可以跨越研发投入门槛值，从而发挥促进生产率提升的作用；低技术产业对研发活动依赖性不高，其技术改进主要依赖于采用高端和先进的生产设备，研发投入强度较小，难以跨越门槛值，因而不能推动产业实现创新增长。

目前，我国制造业中高技术产业的比例较低，2015年高技术产业总产值占制造业总产值的比例只有14.1%，中低技术产业研发投入的不显著效应抵消了高技术产业中研发投入的正效应，因而整体上研发投入没有发挥提升制造业生产率的作用。

其余变量的系数基本没有发生变化，研发人员投入对高技术和中低技术产业的生产率提升效应依然不显著，这表明技术异质性不是决定研发人员投入生产率效应的主要因素。产权结构变迁和外商直接投资在两类产业中具有显著正向的生产率提升效应，出口依存度的效应系数不显著。

2. *产权结构异质性视角的分析*。表4给出了产权结构异质性视角下创新投入对行业生产率的影响系数。

产权结构异质性分组结果显示，研发人员投入的生产率效应具有明显的行业异质性，在非国有化程度低的行业中具有显著正效应，而在非国有化程度高的行业中具有显著的负效应。由于国有垄断行业要素分配存在严重的结构性偏差，资本要素的贡献大于劳动，然而资本回报却低于劳动（杨兰品等，2015）。这种要素分配的结构性偏差问题导致国有企业具有优厚的工资与福利待遇，更容易吸引大量的研发人员，实现人力资本聚集和积累，从而使研发人员投入在这类行业中具有正效应；在非国有化行业，劳动的回报率低导致难以吸引研发人员，人力资本积累尚未越过门槛值，因而具有负效应。高非国有化行业中研发人员投入对生产率的负效应抵消了低非国有化行业中的正效应，整体上表现为研发人员投入对制造业生产率增长的作用不显著。

高非国有化行业中，产权结构变迁的效应系数明显大于低非国有化行业中产权结构变迁的效应系数，说明非国有化程度越高，产权结构变动和市场化改革对生产率增长的促进效应越明显。外商投资和出口依存度的影响系数在高非国有化行业中不显著，在低非国有化行业中显著为正。

五、主要结论与启示

在当前研发投入高速增长而生产率增速下降的背景下，探究研发投入对制造业生产率的增长效应及其行业异质性，对实施创新驱动发展战略和推动制造业转型升级具有重要意义。本文运用DEA-Malmquist生产率指数法测算我国制造业细分行业2001～2014年的全要素生产率的增长率，考察了研发资本和研发人员投入对制造业生产率的影响效

应，基于产业技术密集度和产权结构的异质特征探讨了两种研发投入提升生产率有效性的行业差异。本文研究得出以下结论：

第一，样本期内我国制造业生产率增速具有阶段性和异质性。通过测算发现，2001～2014年间制造业生产率年均增长3.8%，其中2001～2007年间生产率增速较快，2008～2014年生产率增速缓慢，部分年份为负增长；不同产业间生产率差异较大，高技术产业生产率年均增长4.1%，低技术产业生产率年均增长3.7%。

第二，对制造业整体进行分析发现，研发资本投入和研发人员投入提升生产率的效应不显著，表明我国制造业存在“研发投入与生产率增长”的悖论。样本期内研发投入没有促进制造业生产率增长，生产率的增长主要源于产权结构变迁的再配置效应以及外商投资技术溢出效应。

第三，对不同技术密集度和产权结构的分组回归显示，研发投入对制造业生产率的提升效应存在行业异质性。研发资本投入对高技术产业生产率增长具有正效应，对中低技术产业生产率的增长效应为负；研发人员投入对低非国有化产业的生产率具有显著正效应，在高非国有化产业中具有显著负效应，正负两种效应相互抵消，导致制造业整体研发投入对生产率的提升作用不显著。

研发活动作为企业新产品和新工艺的重要来源，其对企业经营绩效的影响决定了企业创新投入决策和创新战略的制定。经过实证研究，本文发现研发投入提升生产率的有效性具有行业差异。因此，实施创新驱动发展战略，发挥研发投入对生产率的提升效应，一是要进一步加大高技术产业研发投入，逐步形成自主创新能力带动生产率增长；二是不断提高高技术产业在制造业中的比重，利用高技术产业的产品和服务改造传统产业，进而发挥高技术产业对传统产业生产率提升的带动作用；三是提高高非国有化行业的劳动收入比重，可通过提高科技人员的劳动报酬来吸引高水平科技人员聚集，快速跨越人力资本门槛，从而发挥研发人员投入对全要素生产率的促进作用。

主要参考文献：

蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学，2013(1).

Kancs A.，Siliverstovs B.. R&D and non-linear productivity growth[J]. Research Policy，2016(3).

吴延兵. R&D与生产率——基于中国制造业的实证研究[J]. 经济研究，2006(11).

张海洋. R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长[J]. 经济研究，2005(5).

李小平，朱钟棣. 国际贸易、R&D溢出和生产率增长[J]. 经济研究，2006(2).

李宾. 国内研发阻碍了我国全要素生产率的提高吗?[J]. 科学学研究，2010(7).

陈丰龙，徐康宁. 本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J]. 中国工业经济，2012(5).

汪思齐，王恕立. 制造业双向FDI生产率效应的行业差异及人力资本门槛估计[J]. 经济评论，2017(2).

张同斌，范庆泉，李金凯. 研发驱动高技术产业全要素生产率提升的有效性研究——基于断点检验与门限回归的结构变动分析[J]. 经济学报，2015(3).

江飞涛，武鹏，李晓萍. 中国工业经济增长动力机制转换[J]. 中国工业经济，2014(5).

毛德凤，李静，彭飞，骆正清. 研发投入与企业全要素生产率——基于PSM和GPS的检验[J]. 财经研究，2013(4).

孔东民，庞立让. 研发投入对生产率提升的滞后效应：来自工业企业的微观证据[J]. 产业经济研究，2014(6).

孙早，许薛璐. 前沿技术差距与科学研究的创新效应——基础研究与应用研究谁扮演了更重要的角色[J]. 中国工业经济，2017(3).

郭克莎. 走向世界的中国制造业：中国制造业发展与世界制造业中心问题研究[M]. 北京：经济管理出版社，2007.

陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算：1980～2008[J]. 经济学(季刊)，2011(3).

孙文杰，沈坤荣. 人力资本积累与中国制造业技术创新效率的差异性[J]. 中国工业经济，2009(3).

杨兰品，陈锡金，唐留昌. 国有垄断行业要素收入分配的结构性偏差——基于工业部门不同类型行业的比较研究[J]. 经济评论，2015(2).

作者单位：武汉理工大学经济学院，武汉430070