

文章编号: 1003-2053(2021)01-0129-10

中国如何走出科技创新困境? ——基于科技创新与人力资本协同发展的新视角

谷军健^{1,2}, 赵玉林²

(1. 清华大学五道口金融学院, 北京 100083; 2. 武汉理工大学经济学院, 湖北武汉 430070)

摘要: 本文立足于中国科技创新投入高速增长、全要素生产率增速放缓的典型事实, 从科技创新与人力资本协同发展的视角, 探讨如何破解科技创新困境的问题。首先分析了科技创新与人力资本相互作用的协同机理, 基于中国制造业行业面板数据, 实证检验了科技创新与人力资本的协同效应, 并探讨了两者协同效应的行业差异。研究发现: 单自主研发创新、合作研发创新、非研发创新均没有提升制造业绿色全要素生产率, 但三者与人力资本的协同互动具有显著促进效应, 这说明实现科技创新与人力资本协同发展, 是破解中国科技创新困境、“研发—生产率悖论”以及促进经济高质量发展的关键; 人力资本与科技创新的协同效应存在行业差异, 高技术行业中两者的协同效应不明显, 这可能与高技术行业需要更高的人力资本与之协同有关。本文的发现为党的十九大提出的建设“协同发展的产业体系”提供了理论依据, 并且对中国走出科技创新困境、实现经济高质量发展具有政策参考意义。

关键词: 科技创新; 人力资本; 协同发展; 研发—生产率悖论

中图分类号: F204

文献标识码: A

DOI: 10.16192/j.cnki.1003-2053.20200812.001

中国经济转向高质量发展阶段, 需要以更有效率且可持续的方式满足人民需要^[1]。因而, 提升制造业全要素生产率, 且降低能耗和污染是实现高质量发展的关键^[2]。

针对如何驱动经济实现高质量发展, 国家提出实施创新驱动发展战略, 即科技创新成为引领发展的第一动力。作为科技创新的标志, 中国研发经费支出快速增长, 2018年R&D经费内部支出与GDP之比为2.18%。然而, 与研发经费高速增长相悖的是, 作为经济高质量发展水平的全要素生产率(TFP)不仅未能实现同样增长, 其增速甚至出现放缓的趋势^[3]。来自地区、行业及时序层面的证据显示, 研发支出对全要素生产率增长具有负向影响^[4-7]。科技创新投入的大规模增长并没带来全要素生产率的显著提升^[8], 甚至出现了“R&D成倍增加—TFP增速下降”的悖论现象^[9], 中国科技创新陷入困境^[10]。

那么, 中国为什么会陷入科技创新困境? 一种

观点认为, 中国基础研究投入比例过低导致对生产率的提升效应不佳^[7]。随着中国逐步缩小与世界技术前沿的差距, 缺乏基础科学研究领域的重大突破将严重阻碍应用研究的实质性进展, 而基础研究投入增长将扭转应用研究投入对生产率的抑制作用^[11]。另一方面, 由于中国处于制度转型时期, 研发系统与生产系统的长期制度性分割导致科技创新投入的生产率效应不明显^[6], 制度创新能力建设对科技创新提升全要素生产率的效果至关重要^[12]。

既有文献做了有益探讨, 但忽略了人力资本与科技创新协同发展的重要性。特别是, 自2013年中国R&D经费支出与GDP之比超过欧盟, 并逐步逼近OECD国家水平。但是, 中国研发人力资本发展仍然十分缓慢和落后, 2017年中国每千人就业人员中研究人员仅有2.24人, 同期欧盟为8.3人, 中国不足欧盟的1/3。中国研发人力资本严重落后和偏离于科技创新投资的现实, 这可能是导致中国科技创新陷入困境、“研发—生产率”悖论的另一个重要

收稿日期: 2020-02-06; 修回日期: 2020-07-20

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(19ZDA054); 国家社会科学基金重点项目(11AZD081)

作者简介: 谷军健(1990-), 男, 山东潍坊人, 博士后, 研究方向为科技创新、金融发展与产业经济。通讯作者, E-mail: yanbingji@126.com。

赵玉林(1954-), 男, 吉林省吉林人, 教授、博士生导师, 研究方向为创新经济学与产业经济学。

原因。

鉴于此,本文从理论上分析了人力资本与科技创新相互作用机理,运用制造业行业数据进行了实证检验。与已有文献相比,本文的边际贡献在于:(1)从人力资本与科技创新协同发展的角度,为中国科技创新困境和“研发—生产率悖论”提供了一种合理解释;(2)将科技创新分为自主研发创新、合作研发创新和非研发创新等,这拓展和丰富了“研发—生产率”关联的研究;(3)在理论和实证层面揭示了科技创新与人力资本对全要素生产率的协同效应,这为党的十九大提出的建设“协同发展的产业体系”提供了理论依据,且对中国走出科技创新困境和实现高质量发展提供了政策启示。

1 科技创新与人力资本相互影响的协同机理

协同理论认为复杂系统中子系统的相互作用和协作能在宏观尺度上形成有序结构,协同效应是指复杂系统中子系统相互作用而产生“ $1 + 1 > 2$ ”的非线性效应,即整体效应大于各子系统单独作用之和。系统在宏观尺度上形成有序结构,关键在于子系统之间的相互作用。如若没有或者忽略这种相互的协同作用,任何单一子系统的独立作用都不足以推动系统的有序演化。

1.1 科技创新对全要素生产率的作用受到人力资本的影响

首先,科技创新是在掌握前期科学知识与技术基础上实现的,研发人力资本作为科学知识的载体和应用主体^[13],是新思想和新技术的主要来源。高级人力资本具有较高的学习能力和研发能力,丰富的人力资本提高了科技创新的成功概率,并且可以提升潜在创新成果的科技含量与新颖程度,从而有助于发挥研发创新投资对全要素生产率和高质量发展的促进效应。Delgado - Verde^[14]发现,人力资本与标志着较高科技含量和新颖性的企业突破性创新之间存在线性正向关系,即人力资本中蕴含科学知识愈加丰富,则转换为科技创新成果的技术含量越高,而技术含量高的创新成果对提升实体经济生产率具有更大的贡献。

其次,研发人力资本发展促进了研发资本投资要素的配置效率^[15],人力资本匹配性提高了研发创新投资的回报与收益。在研发投入快速增长的背景

下,人力资本的积累有助于减缓研发投入的过度配置程度,提升研发资本配置效率,并且人力资本积累及其有效配置可以提升单位研发投入的边际产出。李静等^[16]发现人力资本匹配与以专利申请授权数衡量的创新回报呈现正 U 型关系:随着人力资本匹配性跨越一定水平值,将显著提升创新专利产出绩效。相反,研发人员的教育不匹配导致了研发投入的专利回报率降低了 10% - 15%^[17]。

最后,人力资本积累可以促进科技创新成果的扩散和应用,Nelson 和 Phelps^[18]认为受教育水平越高的管理人员更有可能引入新的生产技术,Che 和 Zhang^[19]研究发现,始于 20 世纪 90 年代末期中国大学扩招带来的人力资本增加促进企业采用新技术,从而提高了企业生产率,此外研发人员可以解决新技术成果应用中的难题,即人力资本有助于加速技术扩散,从而提升科技创新活动对制造业全要素生产率的促进作用。

1.2 人力资本对全要素生产率的作用受到科技创新的影响

首先,研发创新活动具有两面性,科技创新与研发活动不仅能提高企业的创新能力,而且还可以提升企业的吸收能力^[20],这种吸收能力主要是由企业中的研发人员掌握。具体来说,参与科技创新的人员在不断的科学实验与生产实践中,逐步积累起对特定技术及其应用场景的技能和知识,这种“干中学”积累技能与知识往往具有较强的专用性。由于专用性人力资本中蕴含着较多的隐形知识,难以复制和扩散转移,更利于形成核心技术优势和能力^[21],从而提升人力资本对制造业全要素生产率的促进作用。

其次,科技创新经验是除接受教育外企业员工积累人力资本的一种非正规途径,企业科技创新水平影响了人力资本积累的速度和上限。研发创新活动生产出的知识信息可以转化为员工的知识,人力资本载体会在科技创新的过程之中不断提升自身的人力资本水平^[22]。从事较高层次科技创新活动的企业,研发人员和工人的技能进步较快,而从事较低层次科技创新活动的企业中员工技能积累速度较慢且面临上限。

再次,科技创新会产生“创造性破坏”,导致对人力资本的需求结构变化,从而扩大了不同技能和人力资本水平劳动者之间收入差距,刺激和诱发人们选择接受教育或者培训等方式进行人力资本投

资^[21]。科技创新导致的技术进步将减少对特定知识和技能劳动的需求,导致这些劳动者工资降低甚至造成失业。劳动者之间收入差距的存在,将对人力资本积累产生刺激效应。

最后,人力资本是具有主动性和能动性的生产要素,人力资本作用效果受到企业科技创新氛围的影响和激励,而激励是提升人力资本利用效率的有效途径^[13]。在科技创新氛围浓厚的环境中,人力资本的潜在作用更容易被激发出来。因此,科技创新影响了人力资本对制造业全要素生产率的作用。

由上述分析可知,科技创新子系统与人力资本子系统存在相互作用,两者中任何一方对全要素生产率的作用均受到另一方的影响,从而形成和产生了协同效应的基础。根据协同学的绝热消去思想,作为慢变量的人力资本是支配现阶段经济高质量发展的序参量。人力资本支配着作为快变量的科技创新,并且通过与科技创新的相互作用,对高质量发展具有非线性协同效应。尽管作为慢变量的人力资本起着支配作用,但不意味着作为快变量的科技创新毫无作用,两者相互影响、相互制约,不能单独主宰经济的高质量演化与发展。

2 计量模型构建与变量测度

2.1 计量模型构建

为了考察科技创新和人力资本对中国制造业全要素生产率的影响,构建如下计量模型:

$$gtfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 innov_{it} + \beta_2 hc_{it} + \gamma X + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $gtfp_{it}$ 表示绿色全要素生产率; $innov_{it}$ 表示科技创新活动; hc_{it} 表示人力资本; X 是控制变量; i 和 t 分别是行业和时间; λ_i 表示个体效应, μ_t 表示时间效应; ε_{it} 是扰动项。

为了进一步检验科技创新与人力资本协同对制造业全要素生产率的影响,在式(1)的基础上引入科技创新与人力资本的交互项,建立如下计量模型:

$$gtfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 innov_{it} + \beta_2 hc_{it} + \beta_3 innov_{it} * hc_{it} + \gamma X + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

协同效应是子系统之间相互作用而产生的 $1 + 1 > 2$ 的整体效应,具体地,科技创新子系统与人力资本子系统之间的相互作用,形成对制造业高质量发展的协同效应。从式(2)来看,一方面,科技创新对全要素生产率的作用由 $\beta_1 + \beta_3 hc_{it}$ 决定,即人力资

本影响了科技创新的贡献;另一方面,人力资本对全要素生产率的影响由 $\beta_2 + \beta_3 innov_{it}$ 决定,即科技创新影响了人力资本的贡献。因此,交互项 $innov_{it} * hc_{it}$ 捕捉了科技创新与人力资本对全要素生产率的协同效应。如果 β_3 的估计值显著为正,表明科技创新与人力资本协同发展,有利于促进制造业全要素生产率的提升。

2.2 变量测度

(1) 绿色全要素生产率($gtfp$)。采用基于全局DEA的Malmquist-Luenberger指数测算绿色全要素生产率,并将其转换为以2009年为基期的累积变化率。投入产出指标测度如下:

制造业产出分为“好”产出和“坏”产出。工业增加值作为反映价值增值程度的指标,是一种“好”产出。由于国家统计局2008年后不再公布细分行业的工业增加值数据,本文利用2007年各行业工业增加值占主营业务收入的比例进行估算。制造业“坏”产出主要是工业污染排放,包括废气排放、废水排放和工业固体废物排放。

制造业投入包括资本投入、劳动投入和能源投入等三种。资本投入方面,采用固定资产净值作为制造业资本存量的代理指标;劳动投入方面,采用全部从业人员平均人数作为劳动投入的衡量指标;采用能源消费总量表示制造业能源投入。

(2) 科技创新。科技创新活动可从投入和产出两个方面测度,科技创新困境问题是指科技创新投入没有带来全要素生产率的增长,因而本文从科技创新投入角度进行衡量。Soete等^[23]认为创新的来源包括研发创新活动和非研发创新活动,其中非研发创新主要是指技术引进与购买机器设备等。在此基础上,本文进一步将制造业科技创新活动分为自主研发创新、合作研发创新和非研发创新,分别是指企业内部研发活动,与大学、科研机构等外部组织的合作研发活动,技术引进、消化吸收、技术改造以及购买国内技术等活动。采用永续盘存法测算的研发资本存量作为科技创新活动的衡量指标,具体计算公式如下:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + RDI_t \quad (3)$$

$$K_0 = RDI_1 / (g + \delta) \quad (4)$$

其中, K_t 和 K_{t-1} 分别表示 t 和 $t-1$ 期的研发资本存量, RDI_t 表示 t 期研发经费支出; δ 为折旧率,设定为15%; g 为研发经费内部支出的增长率,由样本期内对应研发经费内部支出的实际增长率

表示。

(3) 人力资本。本文使用行业从业人员中研发人员的比例作为人力资本的代理指标。研发人员通常是受过高等教育并且具备专业知识的高级人才,研发人员占比较好地衡量了从初始劳动向高素质人才过渡的人力资本积累程度。

(4) 产权结构变迁。采用国家资本占制造业细分行业实收资本的比例作为衡量指标。

(5) 外商直接投资。采用制造业细分行业实收资本中港澳台资本和外商资本之和作为外商直接投资的衡量指标。

(6) 资本深化。采用制造业细分行业固定资产净值与就业人员平均人数的比值作为资本深化程度的衡量指标。

2.3 数据处理与来源

本文使用 2009 - 2015 年制造业细分行业面板数据进行实证检验。因 2011 年国民经济行业分类发生变化,本文将统计口径变动的行业进行合并,最终保留了 26 个细分行业。为了消除不同年份之间价格波动的影响,将相关变量平减为 2009 年为基期

的不变价格数据序列。除相对指标外,其他变量均取自然对数,从而降低回归中存在异方差的可能性。

3 实证结果分析与讨论

由于面板数据中包含时间成分,为了防止“伪回归”问题,在回归分析之前采用 LLC 和 IPS 两种方法对各个变量的平稳性进行检验。结果显示所有变量均在 1% 水平上拒绝了数据序列存在单位根的原假设,表明变量是平稳的。

3.1 自主研发创新与人力资本协同对全要素生产率的影响

为了避免序列相关、异方差以及截面相关等问题对系数统计推断的干扰,本文采用 Driscoll 和 Kraay 法对系数标准误进行稳健型调整。为了捕捉宏观政策环境变动的影响,在模型中加入表示年份的时间虚拟变量。基于此,采用双向固定效应模型进行估计,估计结果列于表 1。F 检验在 1% 水平上拒绝了原假设,表明个体效应十分显著,固定效应模型的拟合结果优于混合效应模型。

表 1 自主研发创新与人力资本对绿色全要素生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
hc	0.736* (0.392)	-29.408*** (8.514)	-29.323*** (7.686)	-28.572*** (6.867)	-28.173*** (6.496)
lninrd	-0.025 (0.039)	0.077** (0.029)	0.027 (0.038)	0.011 (0.040)	0.026 (0.036)
lninrd* hc		2.420*** (0.686)	2.385*** (0.626)	2.305*** (0.565)	2.284*** (0.542)
soe			-0.701*** (0.131)	-0.650*** (0.121)	-0.652*** (0.121)
lnfdi				0.041* (0.021)	0.041* (0.022)
lnkl					-0.059 (0.101)
常数项	1.577*** (0.435)	0.544* (0.312)	1.188** (0.430)	1.291*** (0.453)	1.310*** (0.463)
时间效应	是	是	是	是	是
N	156	156	156	155	155
R ²	0.5325	0.5562	0.5708	0.5743	0.5746
F	25.948	57.107	26.012	32.241	114.274

注: 圆括号内为 Driscoll & Kraay 稳健型标准误,*、**和***分别表示 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

第(1)列中人力资本(hc)的估计系数为0.736,但仅在10%水平上显著,这表明人力资本对

制造业绿色全要素生产率具有较弱的正效应;自主研发创新(lninrd)的估计系数为-0.025,不具有

显著性,这表明自主研发创新没有提升绿色全要素生产率。鉴于从创新投入到创新产出需要时间,本文也尝试将科技创新变量的滞后1-3期进行回归,结果显示滞后1-3期自主研发创新的作用均不显著,因而排除了时间滞后因素。人力资本与自主研发创新的相关系数为0.66,小于多重共线性的经验标准0.75,此外回归模型的方差膨胀因子均不大于10,平均值小于5,表明不存在多重共线性问题。这一结果与已有研究结果类似,这证实了中国科技创新陷入困境^[10],即中国高速增长的研发投入没有提升全要素生产率^[24],这种现象又被称为“研发—生产率悖论”^[25]。上述结果表明,在忽略人力资本与自主研发创新相互作用时,自主研发创新不能单独提升制造业全要素生产率。

第(2)列中,交互项($\lninrd*hc$)的估计系数为2.42,在1%水平上显著。自主研发创新的边际影响为 $0.077 + 2.42*hc$,这表明自主研发创新的促进作用受到人力资本的影响,即人力资本水平提升,自主研发创新的促进作用逐步增加;另一方面,人力资本的边际影响为 $-29.408 + 2.42*\lninrd$,这同样说明人力资本的促进作用受到自主研发创新

的影响。因此,自主研发创新与人力资本的相互影响,对提升制造业全要素生产率具有协同效应。换言之,实现人力资本与自主研发创新的协同发展,有助于自主研发创新发挥更大的促进作用,从而破解中国科技创新困境和“研发—生产率悖论”。

为避免遗漏重要解释变量,第(3)~(5)列逐步在模型中引入控制变量。结果显示,自主研发创新与人力资本的交互项系数显著为正,其估计值稳定在2.3左右。产权结构变迁(soe)的系数显著为负,表明国有资本占比增加不利于提升绿色全要素生产率。外商直接投资(\lnfdi)的系数为0.041,且在10%的水平上显著,表明外商直接投资对绿色全要素生产率具有正向影响。资本深化(\lnkl)的系数不具有显著性,即资本深化并没有促进绿色全要素生产率。

3.2 合作研发创新与人力资本协同对绿色全要素生产率的影响

本文试图进一步考察合作研发创新、非研发创新与人力资本协同的影响,采用双向固定效应模型进行估计,结果列于表2。其中,第(1)~(3)列是合作研发创新与人力资本的估计结果,第(4)~(6)列是非研发创新与人力资本的估计结果。

表2 合作研发创新和非研发创新与人力资本对全要素生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
hc	0.800** (0.360)	-14.389*** (2.737)	-16.808*** (2.597)	0.613* (0.321)	-34.117*** (5.704)	-39.554*** (4.006)
lnextrd	-0.027 (0.050)	-0.007 (0.040)	-0.040 (0.040)			
lnextrd*hc		1.589*** (0.280)	1.783*** (0.259)			
lnnonrd				-0.162** (0.073)	-0.092*** (0.029)	-0.083*** (0.014)
lnnonrd*hc					3.070*** (0.507)	3.488*** (0.364)
soe			-0.683*** (0.113)			-0.674*** (0.150)
lnfdi			0.042* (0.023)			0.029* (0.017)
lnkl			-0.007 (0.112)			0.057 (0.087)
常数项	1.508*** (0.388)	1.430*** (0.316)	1.737*** (0.302)	3.007*** (0.757)	2.332*** (0.307)	2.096*** (0.310)
时间效应	是	是	是	是	是	是
N	156	156	155	156	156	155
R ²	0.5328	0.5477	0.5713	0.5412	0.5740	0.5978
F	25.377	23.102	32.466	2.923	13.050	3284.052

注: 圆括号内为 Driscoll & Kraay 稳健型标准误, *、**和*** 分别表示 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

表 2 第 (1) 列中,人力资本的估计系数为 0.8,在 5% 水平上显著,表明研发人力资本积累促进了绿色全要素生产率提升;合作研发创新的系数为 -0.027,但不显著,这意味着合作研发创新没有提升绿色全要素生产率。除自主研发创新外,本文发现合作研发创新活动同样陷入困境,合作研发创新对绿色全要素生产率的影响不显著,即中国制造业表现出“合作研发—生产率悖论”。

第 (2) 列中,合作研发创新与人力资本交互项的系数为 1.589,人力资本的系数为 -14.389,且两者均在 1% 水平上显著。人力资本的边际影响为 $-14.389 + 1.589 * \lnextrd$,即人力资本的实际作用受到合作研发创新的影响;同样地,合作研发创新的直接影响系数依然不显著,而其边际影响为 $1.589 * hc$,这表明人力资本扩大了合作研发创新的促进效应。这说明,合作研发创新与人力资本相互影响,两者协同提升了制造业绿色全要素生产率。换言之,促进人力资本与合作研发创新的协同发展,有助于缓和“合作研发生产率悖论”并破解合作研发创新面临的困境。

3.3 非研发创新与人力资本协同对绿色全要素生产率的影响

表 2 第 (4) 列中人力资本的系数依然为正,且在 10% 水平上显著,表明人力资本对绿色全要素生产率具有显著促进作用;非研发创新活动的估计系数为 -0.162,且在 5% 置信水平上显著,表明非研发创新活动对绿色全要素生产率具有显著的负向影响。这与肖文和林高榜^[26]的研究结果一致,他们发现技术引进等非研发创新活动没有对全要素生产率产生溢出效应。其原因在于:一是,发达国家出售给中国企业的技术设备不够先进,在先进核心技术转让方面对中国企业设置障碍,随着中国制造业逐步缩小与世界技术前沿的差距,技术引进等非研发创新的作用有限;二是,由于中国人力资本与发达国家仍存在差距,缺乏对国外技术装备知识的深入了解,引进的技术设备未能充分发挥有效作用。

在第 (5) 列中,人力资本与非研发创新的交乘项系数为 3.07,在 1% 水平上显著,这表明人力资本显著扩大了非研发创新的促进作用,人力资本与非研发创新协同对绿色全要素生产率具有显著促进效应。Acemoglu 和 Zilibotti^[27]认为劳动者技能与生产技术的匹配性解释了不同国家间的生产率差异,他们研究发现,即使不存在任何技术转移障碍,由于发

展中国家劳动力质量与引进技术的不匹配性导致生产率低下。因而,人力资本与非研发创新协同发展,有助于促进制造业绿色全要素生产率。

在此基础上,第 (3) 和 (6) 列引入产权结构变迁、外商投资以及资本深化等控制变量,合作研发创新、非研发创新与人力资本及其交互项的系数及显著性没有实质性变化,以国有资本占比和外资引入均显著提高了制造业全要素生产率,而资本深化对制造业绿色全要素生产率没有显著影响。上述结果与表 1 的结果保持一致,说明回归分析结果的可靠性。

3.4 稳健性检验

为了保证分析结果的稳健性,本文从模型设定、替换变量、补充遗漏变量以及工具变量回归等四个方面,重新做了实证检验。首先,表 3 第 (1) — (3) 列采用随机效应模型进行了重新估计;其次,为了避免变量的测量误差的影响,第 (4) — (6) 列替换人力资本变量的衡量指标,将研发人员数量作为人力资本变量的衡量指标进行实证检验;再次,为了防止遗漏重要解释变量,第 (7) — (9) 列把三个科技创新变量同时纳入模型进行回归;最后,为了防止双向因果关系导致的内生性问题,第 (10) — (11) 列采用工具变量法进行重新估计。将人力资本、科技创新,以及交互项作为内生变量,采用内生变量的滞后一期作为工具变量。由表 3 可知,主要解释变量的估计结果没有发生变化,三类科技创新变量与人力资本的交互项系数均显著为正,表明人力资本与科技创新的协同促进了绿色全要素生产率。换言之,实现人力资本与科技创新的协同发展,有利于缓和“研发—生产率悖论”,并破解中国科技创新的困境。

4 拓展分析:科技创新与人力资本协同效应的行业差异

中国制造业不同行业间的生产率水平存在明显差异,2014 年中国制造业总体的全要素生产率是美国同期的 39.89%,其中高技术产业仅为美国的 37.6%^[28]。相对于传统的中低技术行业,中国高技术产业与世界技术前沿之间存在更大的差距。本文将 26 个制造业细分行业按照研发强度的差异分为低技术行业、中技术行业和高技术行业,以探讨科技创新与人力资本协同对不同行业绿色全要素生产率的影响。表 4 显示了自主研发创新、合作研发创新

表 3 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
hc/lnrdtemp	-28.841*** (8.391)	-16.113*** (5.990)	-34.728*** (10.383)	-0.364*** (0.044)	-0.198*** (0.018)	-0.386*** (0.038)	-27.618*** (5.490)	-17.303*** (2.492)	-45.997*** (5.021)	-60.751*** (21.328)	-25.806*** (13.028)	-52.535*** (18.424)
lninrd	0.028 (0.036)	0.013 (0.028)	0.080 (0.078)	0.080 (0.078)	-0.053* (0.029)	0.094 (0.078)	0.094 (0.078)	0.098 (0.065)	0.133* (0.068)	0.006 (0.136)	hc IV	hc IV
lnextrd		0.013 (0.028)			-0.053* (0.029)		0.005 (0.062)	-0.032 (0.068)	0.064 (0.068)		-0.192* (0.105)	
lnnonrd			0.001 (0.035)			-0.184*** (0.052)	-0.134* (0.066)	-0.148** (0.070)	-0.185*** (0.053)			-0.154 (0.129)
lninrd * hc	2.324*** (0.700)			0.027*** (0.003)			2.241*** (0.472)			4.405*** (1.545)		
lnextrd * hc		1.644** (0.696)			0.027*** (0.004)			1.844*** (0.263)			2.343** (1.195)	
lnnonrd * hc			3.107*** (1.021)			0.045*** (0.006)			4.086*** (0.477)			4.364*** (1.534)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155	155
R ²	0.5614	0.5576	0.5883	0.5809	0.5785	0.5911	0.5783	0.5760	0.6048	0.527	0.546	0.587
F			296.507	463.976	2858.692	121.640	153.779	13.279	15.395			

注: 圆括号内是稳健型标准误, *、**和***分别表示 p < 0.1, p < 0.05 和 p < 0.01。

表 4 不同技术密集度行业的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	低技术行业			中技术行业			高技术行业		
hc	-83.812*** (13.210)	-88.644*** (21.021)	-117.758*** (24.517)	-64.519*** (16.510)	-51.510*** (7.712)	-78.042*** (10.341)	-8.577 (8.393)	-0.008 (5.043)	-8.252 (7.356)
lninrd	-0.637* (0.291)			-0.246*** (0.068)			0.228 (0.201)		
lnextrd		-0.101 (0.151)			-0.121** (0.045)			0.363*** (0.101)	
lnnonrd			-0.448*** (0.078)			-0.102 (0.068)			0.181* (0.080)
lninrd* hc	8.346*** (1.724)			6.428*** (1.436)			0.551 (0.725)		
lnextrd* hc		11.307*** (3.203)			7.006*** (0.998)			-0.653 (0.591)	
lnnonrd* hc			10.418*** (2.763)			7.361*** (0.913)			0.559 (0.736)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	53	53	53	48	48	48	54	54	54
R ²	0.6153	0.5886	0.6167	0.8253	0.8508	0.8262	0.7407	0.7568	0.7475
F	177.883	105.864	119.276	2266.527	9077.748	85903.19	57.359	100.738	5.113

注: 圆括号内为 Driscoll & Kraay 稳健型标准误, *, ** 和 *** 分别表示 $p < 0.1$, $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 。

和非研发创新与人力资本协同对不同技术特征行业的影响。

表 4 第(1) — (3) 列是低技术行业样本的估计结果, 人力资本与自主研发创新、合作研发创新、非研发创新交互项的估计系数均在 1% 水平上显著为正, 表明人力资本有助于提升科技创新活动对低技术行业绿色全要素生产率的促进作用, 即人力资本与科技创新协同促进了低技术行业生产率提升。第(4) — (6) 列是中技术行业样本的回归结果, 人力资本与自主研发创新、合作研发创新、非研发创新的交互项系数均为正, 且 1% 水平上显著, 表明人力资本与科技创新协同发展对中技术行业绿色全要素生产率具有正向影响。

与中、低技术行业存在明显区别的是, 高技术行业中人力资本与科技创新交互项的系数均不显著, 其中第(7) 列中, 人力资本、自主研发创新及其交互项系数均不显著, 表明人力资本与自主研发创新没有提高高技术行业绿色全要素生产率, 且两者没有发挥协同效应。可能的原因在于, 高技术产业是研

发投入强度高的行业, 需要比其他行业更高的研发人力资本积累, 才能实现有效的协同匹配。尽管中国高技术产业研发经费多, 但企业研发人员少、人力资本积累不足。其中, 一个典型的表现是, 中国高技术行业人力资本水平与美国等世界技术前沿存在更大差距, 中国研发人员最为密集的计算机与电子行业和制药业中研发人员占比分别为 4.66% 和 2.67%, 而美国这两个行业的比例为 11.37% 和 13.23%^[16]。这阻碍了科技创新与人力资本协同效应的发挥。此外, 由于中国过去制造与研发环节的制度分离, 中国产学研合作深度不够, 高校和研发机构研发人员没有充分被企业利用, 这也导致高技术行业的协同效果不佳。由于缺乏人力资本与科技创新的协同效应, 这在一定程度上解释了相比于传统的中低技术行业, 中国高技术行业与世界技术前沿的差距更大的特征事实^[28]。

第(8) 列合作研发创新的系数在 1% 水平上显著为正, 表明合作研发创新对制造业绿色全要素生产率具有正向效应, 但人力资本没有发挥与合作研

发创新的协同效应。第(9)列中非研发创新的影响系数在10%水平上显著为正,表明非研发创新促进了高技术行业绿色全要素生产率,但人力资本没有发挥与非研发创新的协同效应。

5 主要结论与政策启示

本文立足于中国研发投入高速增长、全要素生产率增速放缓的典型事实,探讨导致中国科技创新陷入困境、出现“研发生产率悖论”的原因及相应解决途径。首先分析了人力资本与科技创新影响全要素生产率的协同机理,基于中国制造业行业面板数据实证检验了人力资本与科技创新协同对制造业全要素生产率的影响及行业差异。经研究得出以下主要结论:

(1)在不考虑科技创新与人力资本的相互作用时,自主研发创新、合作研发创新和非研发创新均没有对制造业绿色全要素生产率产生显著影响,这说明中国科技创新在某种程度上陷入困境,“研发一生产率悖论”不仅存在于自主研发创新之中,合作研发创新和非研发创新同样不能单独促进制造业全要素生产率。

(2)科技创新和人力资本协同对制造业全要素生产率具有促进效应,实现科技创新与人力资本协同发展,有利于缓解中国科技创新困境和“研发一生产率悖论”。实证结果显示,自主研发创新、合作研发创新、非研发创新等三种科技创新活动与人力资本的交乘项均对制造业绿色全要素生产率具有显著正向效应。在考虑模型设定、变量测量误差、遗漏解释变量以及双向因果关系等问题后,稳健性检验结果依然支持了这一结论。

(3)科技创新与人力资本的协同效应在不同技术行业中存在显著差异。在中低技术行业中,科技创新和人力资本协同对绿色全要素生产率具有显著正向效应,而高技术行业中科技创新与人力资本没有发挥协同效应,这可能与高技术行业需要更高的人力资本与之协同有关。合作研发创新和非研发创新在一定程度上单独提升了高技术行业全要素生产率。

本文不仅为中国科技创新困境和“研发一生产率悖论”提供了一个新的解释,而且对党的十九大提出的建设“协同发展的产业体系”和促进实体经济高质量发展具有较强的政策启示。首先,在加大

研发经费投入的同时,更加注重研发人员特别是研究人员的投入。通过加快人力资本本土培育和海外引进,实施不同层次的人才引进计划,促进研发人力资本积累与快速增长的科技创新投入之间协同发展,这不仅有利于发挥人力资本与科技创新的协同作用,而且可以提升科技创新对提升全要素生产率的作用效果。其次,适当提高社会和企业中创新部门的薪酬与工资水平,缩小科技创新部门与非科技创新部门特别是金融证券业之间的薪酬差距。通过薪酬激励高端人才进入科技创新部门工作,弥补当前研发人力资本与科技投资之间的差距。最后,优化不同行业之间研发人力资本的配置,合理增加高技术行业的研发人员,缩小与世界技术前沿的差距,从而发挥科技创新与人力资本对高技术产业全要素生产率的协同作用。

参考文献:

- [1] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. 中国工业经济, 2018(4): 5-18.
- [2] 贺晓宇, 沈坤荣. 现代化经济体系、全要素生产率与高质量发展[J]. 上海经济研究, 2018(6): 25-34.
- [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): 5-17.
- [4] 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): 107-117.
- [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): 31-43.
- [6] 陈刚. R&D 溢出、制度和生产率增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2010(10): 64-77.
- [7] 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, 28(7): 1035-1042.
- [8] 唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014(7): 31-43.
- [9] 黄阳华, 夏良科. 为什么 R&D 投资没能有效促进中国工业 TFP 快速提升?[J]. 经济管理, 2013(3): 12-25.
- [10] 叶祥松, 刘敬. 异质性研发、政府支持与中国科技创新困境[J]. 经济研究, 2018, 53(9): 118-134.
- [11] 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): 5-23.
- [12] 刘思明, 张世瑾, 朱惠东. 国家创新驱动测度及其经济高质量发展效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(4): 3-23.
- [13] 王开国, 宗兆昌. 论人力资本性质与特征的理论渊源

- 及其发展[J]. 中国社会科学, 1999(6): 33-46
- [14] Delgado - Verde M, Martín - de Castro G, Amores - Salvador J. Intellectual capital and radical innovation: Exploring the quadratic effects in technology - based manufacturing firms [J]. *Technovation*, 2016, 54: 35-47.
- [15] 石军伟, 姜倩倩. 人力资本积累与自主创新: 来自中国汽车制造企业的经验证据[J]. 暨南学报(哲学社会科学版) 2018 40(5): 28-44.
- [16] 李静, 楠玉, 刘霞辉. 中国研发投入的“索洛悖论”——解释及人力资本匹配含义[J]. 经济学家, 2017(1): 31-38.
- [17] Igna I A, Venturini F. The impact of educational mismatch on returns to R&D: Evidence from manufacturing in OECD countries [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2018: 1-30.
- [18] Nelson R R, Phelps E S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth [J]. *The American Economic Review*, 1966, 56(1/2): 69-75.
- [19] Che Y, Zhang L. Human capital, technology adoption and firm performance: Impacts of China's higher education expansion in the late 1990s [J]. *The Economic Journal*, 2018, 128(614): 2282-2320.
- [20] Cohen W M, Levinthal D A. Innovation and learning: The two faces of R&D [J]. *The Economic Journal*, 1989, 99(397): 569-596.
- [21] 姜雨, 沈志渔. 技术选择与人力资本的动态适配及其政策含义[J]. 经济管理, 2012(7): 1-11.
- [22] 张伟, 周耀东. 人力资本与企业技术创新: 一个文献综述[J]. 产业经济评论(山东大学), 2016(3): 112-126.
- [23] Soete L, Verspagen B, Ter Weel B. Systems of Innovation [M]. *Handbook of the Economics of Innovation*. North - Holland, 2010: 1159-1180.
- [24] 赵玉林, 谷军健. 研发投入高速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[J]. 财会月刊, 2017(36): 104-109.
- [25] 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): 65-83.
- [26] 肖文, 林高榜. 海外研发资本对中国技术进步的知识溢出[J]. 世界经济, 2011(1): 37-51.
- [27] Acemoglu D, Zilibotti F. Productivity differences [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(2): 563-606.
- [28] 赵玉林, 谷军健. 中美制造业发展质量的测度与比较研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(12): 116-133.

How China move out from the predicament of S&T innovation?

——A new view of the synergistic development of S&T innovation and human capital

GU Jun - jian^{1,2}, ZHAO Yu - lin²

(1. PBC School of Finance, Tsinghua University, Beijing 100083, China;

2. School of Economics, Wuhan University of Technology, Wuhan 430070, China)

Abstract: Based on the typical facts of rapid growth of China's R&D investment and slowdown in TFP, this paper seeks to explore the issue of how to solve the dilemma of scientific & technological (S&T) innovation from a new perspective of its synergistic development with human capital accumulation. Firstly, it analyzes the synergistic mechanism of S&T innovation and human capital affecting green TFP, and then the impact of the synergy between S&T innovation and human capital is empirically examined with industrial panel data of China's Manufacturing. This paper also discusses the differences of synergistic effects in different industries. The results show that independent R&D innovation, cooperative R&D innovation and non - R&D innovation have no significant impact on the green TFP solely, but the synergy between S&T innovation and human capital has a significant and positive effect on the green TFP. This suggests that the synergistic development between S&T innovation and human capital is the key to cracking the predicament of S&T innovation, "R&D - productivity paradox" and promoting the high - quality development. The synergistic effect of human capital and S&T innovation differs in different industries, and it is not significant in high - tech industries, which could be related to the higher demand for human capital in high - tech industries. These findings provide theoretical basis and decision reference for the idea of "accelerating the building of industrial system in which real economy, scientific and technological innovation, modern finance, and human resources develop synergistically" and China's economy transforming into the stage of high - quality development proposed by the 19th National Congress of the Communist Party of China.

Key words: scientific and technological innovation; human capital; synergistic development; R&D - productivity paradox