

# 中国企业的创新收益率测算\*

——基于“中国企业—劳动力匹配调查”的经验证据



李青 李唐 宁璐

(广东外语外贸大学广东国际战略研究院, 广东 广州 510420)

**内容提要:**在中国创新规模爆炸式增长的前提下,创新收益率提高对于长期经济增长和生产率提升的重要性日益凸显。在系统梳理现有文献的基础上,本文从“创新投入—创新产出—创新作用”的整体出发,就现阶段中国企业创新的直接收益率、经济收益率进行多维度、稳健的实证检验。运用2018年“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,实证研究发现:与创新规模爆炸式增长相比,中国企业的创新结构不合理问题更为突出。将R&D资本对于不同种类专利数量、新产品销售额占比的弹性系数作为衡量指标,回归结果表明,中国企业的创新直接收益率仅为发达国家的1/4左右,创新投入效率不高、转化能力不强是造成创新直接收益率不高的重要原因。以有效专利数量对于生产率的弹性系数作为衡量指标,估计结果发现,与发达国家相比,有效专利增长对于劳动生产率、TFP的促进效应明显偏弱,创新质量不高已成为制约创新经济收益率提升的重要原因。进一步检验发现,管理效率、企业家转型和企业内部资源配置能力是制约当前中国企业创新收益率提升的重要因素。

**关键词:**创新收益率 劳动生产率 全要素生产率 中国企业—劳动力匹配调查

**中图分类号:**C93 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)03—0043—19

## 一、问题提出

作为引领推动经济社会转型的新动能之一,中国科技创新的爆炸式增长日益受到学术界的广泛关注。蔡昉(2013)<sup>[1]</sup>、Li等(2017)<sup>[2]</sup>及Wei等(2017)<sup>[3]</sup>等发现,在“人口红利”逐渐消退、劳动力成本快速上升、资本报酬递减的前提下,中国经济对创新的重视程度不断提高。一方面,中国R&D投入规模不断扩大。自2013年以来,中国R&D经费投入一直稳居世界第二。2018年,中国R&D经费投入在GDP中的占比已高达2.19%,研发强度也已超出2017年欧盟15国平均水平(2.13%),十分接近OECD国家平均水平(2.37%)<sup>①</sup>。另一方面,中国专利申请数量也在逐年增加。2011年以来,国家知识产权局历年受理的专利申请数量均位居世界第一。2018年,中国专利

收稿日期:2020-10-23

\* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区构建具有国际竞争力的现代产业体系研究”(20&ZD085);国家自然科学基金青年项目“营商环境对我国企业全要素生产率影响的实证研究”(19CJL008);国家自然科学基金面上项目“‘一带一路’建设与中国制造:战略转型与价值链提升”(71573058)。

作者简介:李青,女,教授,研究领域是企业创新、价值链与全球经济治理,电子邮箱:gwliqing@163.com;李唐,男,副教授,研究领域是经济增长理论、应用微观计量经济学,电子邮箱:948934079@qq.com;宁璐,男,博士研究生,研究领域是经济增长理论、应用微观计量经济学,电子邮箱:286812445@qq.com。通讯作者:李唐。

①国家统计局、科技部、财政部:《2018年全国科技经费投入统计公报》。

申请数量占全球接近一半(46.4%)<sup>①</sup>。创新指标的快速增长表明,中国经济正在从“中国制造”积极迈向“中国创新”。

创新爆炸式增长对于经济增长、生产率提高的实际贡献究竟如何,愈发引起学者们的深思。运用宏微观数据,Cirera和Maloney(2017)<sup>[4]</sup>、Goni和Maloney(2017)<sup>[5]</sup>、Nguyen和Patricio(2014)<sup>[6]</sup>、Aghion等(2012)<sup>[7]</sup>、Gayle等(2012)<sup>[8]</sup>、Baker等(2016)<sup>[9]</sup>、Bloom和Reenen(2007)<sup>[10]</sup>以及李唐等(2018)<sup>[11]</sup>研究发现:金融体制、法律规制、政策不确定性、知识产权保护、经济开放度等宏观因素,企业家创新投入与发现创新机会的能力、管理能力、资源配置能力等微观因素均能显著影响一国的创新收益率。深入中国创新转型的具体情境,部分学者运用宏观区域面板数据、中国工业企业数据和上市公司等微观数据,对中国经济创新转型问题进行了较多的实证分析,并就现阶段中国创新收益率问题进行一定的延伸性讨论。但现有文献的局限性也不容忽视,中国企业创新收益率问题在相当程度上仍需进一步研究。基于此,本文运用2018年“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,借鉴现有文献的研究思路,从“创新投入—创新产出—创新作用”等不同环节出发,对2015—2017年中国企业的创新收益率进行了多维度、稳健的实证检验,并对制约当前中国企业创新收益率提高的重要原因进行了实证探讨。

## 二、文献综述

### 1. 创新收益率的理论分析

从内生增长理论出发,学者们研究认为,在发展中国家向前沿技术面追赶的独特情境下,创新收益率、创新投入存量、现有技术与前沿面的距离三者都对稳态技术进步率产生了重要影响。其中,Klenow等(2005)<sup>[12]</sup>认为,稳态技术进步率是创新收益率、创新投入规模的递增函数,现有技术与前沿面距离越远,一国从知识进步中获得的潜在收益越大,稳态技术进步率越高。但由于“创新悖论”的存在,在理论机制上,广大发展中国家能够从向技术前沿面的追赶过程中获得较高的潜在收益,然而因为宏观、微观层面互补因素的缺乏,很多经济体实际的创新收益率仍然偏低<sup>[4]</sup>。因此,单纯以政府创新公共投入增加、创新补贴供给扩张来弥补创新公共品私人激励不足的新古典策略,并不能有效解决发展中经济体的创新转型问题。为提高发展中经济体的创新收益,需要采取国家创新体系的一揽子政策方案突破制约创新收益率提高的宏微观瓶颈。

从中国具体情境出发,Hu等(2017)<sup>[13]</sup>、冯根福等(2021)<sup>[14]</sup>、姚东旻等(2017)<sup>[15]</sup>对中国创新规模爆炸式增长背后的创新质量不高问题进行了重点关注。一方面,运用较早时段的企业微观数据,Hu等(2017)<sup>[13]</sup>研究发现,R&D资本对于中国企业创新的弹性系数仅为发达国家的10%左右,政府创新增长的“指挥棒”作用对企业创新资源配置造成了政策扭曲,这是造成中国创新质量不高的一个重要原因;另一方面,通过对最近10年代表性中文期刊企业技术创新文献的详细分析,冯根福等(2021)<sup>[14]</sup>研究表明,企业规模是影响中国企业技术创新收益的关键性内部因素,而地区金融发展水平、产业结构和产权保护程度是影响中国企业技术创新收益的关键性外部因素。此外,从人口老龄化这一宏观趋势出发,姚东旻等(2017)<sup>[15]</sup>研究发现:考虑到人口老龄化对人力资本积累的负向影响,人口增长缓慢、老龄化程度加深对代表高质量创新的发明专利授权数量增长具有显著的抑制作用。值得说明的是,现有文献已就引致中国企业创新收益率不高的可能因素进行了一定探索,但从较近时段调查数据出发,对中国企业创新收益率进行稳健、多维度实证分析的文献仍不多见。因此,对上述问题展开研究,不仅有助于客观认知中国经济增长所面临的现实问题,而且能为促进中国创新质量提升的可行路径选择,提供重要的理论启示与政策支持。

① 世界知识产权组织(WIPO):《2018年世界知识产权指标》(WIPI)。

## 2. 创新收益率的跨国实证研究

运用跨国宏观数据、部分经济体的微观数据,部分学者对一国企业创新收益率的影响因素进行了实证研究。Nguyen等(2014)<sup>[16]</sup>通过估计和比较不同制度质量水平的发展中国家企业创新收益率,认为在制度质量较低(尤其是法治、专利权保护水平低)的国家,企业创新收益率较低。Cirera和Maloney(2017)<sup>[4]</sup>认为,发展中国家政府和企业并没有通过投资创新、技术追赶来提升生产率,企业家创新投入与发现创新机会的能力、资源配置能力等微观因素对于创新收益率的提升有着至关重要的作用。Goni和Maloney(2017)<sup>[5]</sup>运用1960—2010年的跨国面板数据,以R&D投资对于人均GDP的弹性系数作为创新收益率的代理指标,研究发现:随着不同国家人均GDP的位次变化,创新收益率呈现显著的倒U型特征;与美国、挪威等发达经济体相比,智利、土耳其等中等收入经济体的创新收益率显著偏高,而肯尼亚、菲律宾等低收入经济体的创新收益率则明显偏低。

创新认知方面,运用美国、欧盟等国家地区企业创新数据,Galindo-Rueda和Van Cruysen(2016)<sup>[17]</sup>、Wilhelmsen(2012)<sup>[18]</sup>、Hoskens(2015)<sup>[19]</sup>等发现:不同地域的企业在创新认知方面存在明显的差异;因调查方法不同,企业填报创新指标的差异也较为显著。创新细分问题项丰富<sup>①</sup>,企业填报更为审慎;创新题项的逻辑校验关系越严格,企业创新指标的填报更为准确。此外,Hoskens(2015)<sup>[19]</sup>运用跨国微观数据统计发现较为明显的创新U型曲线规律:中等收入经济体的企业填报的产品创新比例、新产品销售占比较低收入、高收入经济体均显著偏低;从企业异质性角度观察,中等规模企业所认定的产品创新比例、新产品销售占比也要显著低于小微企业和大企业。以上发现的关键原因是低收入经济体的企业尤其是小微企业,更倾向于将简单的技术模仿视作创新。为此,仅搜集某一维度单个创新指标的微观调查数据会因为不同受访样本对于创新的主观认知偏差,即使涵盖更多创新维度<sup>②</sup>,也难以剔除测度误差,从而对实证研究的估计精度产生难以预估的影响。

## 3. 中国创新收益率的实证研究

近期,运用宏观区域面板数据,部分学者研究发现:要素市场扭曲对中国企业的创新行为具有较为显著的抑制作用,创新要素对于全要素生产率增长的驱动作用较发达国家显著偏低。余泳泽和张少辉(2017)<sup>[20]</sup>认为,土地出让价格和房价过快上涨对创新投入具有“挤占效应”。白俊红和卞元超(2016)<sup>[21]</sup>、戴魁早和刘友金(2016)<sup>[22]</sup>测算出要素市场扭曲造成了中国企业创新生产效率偏低10%~20%。而政策扭曲所引致的“僵尸企业”问题、科研体制的非市场化倾向、单纯以数量型指标增长为导向的创新追赶战略,不仅对市场主体的创新资源造成挤出效应,而且对创新收益率具有显著的负向影响。另外,运用中国工业企业数据、上市公司等微观数据,诸竹君等(2017)<sup>[23]</sup>、张萃(2019)<sup>[24]</sup>、赵子乐和林建浩(2019)<sup>[25]</sup>等部分学者研究发现,劳动力成本上升“倒逼”企业进行创新转型,而促进劳动力地域流动、丰富文化多样性、优化企业家人力资本将对企业创新转型具有显著的边际贡献。蔡晓慧和茹玉骢(2016)<sup>[26]</sup>、夏后学等(2019)<sup>[27]</sup>、吴超鹏和唐葭(2016)<sup>[28]</sup>等通过研究还发现,适度控制政府基础设施建设规模将有效降低企业融资成本,改善企业创新的外部融资环境;加快营商环境改革、加大知识产权保护力度则有助于打破企业创新的市场准入壁垒,实现创新收益率的提升。

① 例如,R&D支出问题项包括企业年末R&D的总体支出,还包括其在研发原材料、人员以及研发设备等细分领域的投入情况;专利问题项包括申请、获批的企业年末有效专利总数和不同类型专利具体情况<sup>[18]</sup>。

② 例如,中国工业企业数据库统计了企业研发支出、新产品产值指标,涵盖了企业研发投入、研发产出的相关信息。但实际为单一变量的数据搜集,难以通过前后逻辑校验剔除数据填报者对创新的主观认知偏差。

从变量测度角度出发,国内外大量现有文献多围绕企业研发投入、专利等变量研究中国企业创新活动。从更深层次视角来看,企业创新应理解为一系列凝结知识创造的有形与无形资产,既包括支持研发活动的资源配置改善,也包括新产品服务的不断创造,更涵盖在生产过程中对工艺流程、辅助支持性活动(物流、设备修理)的不断改进,以及在引进、消化前沿内技术过程中的增量调整(OECD,2005<sup>[29]</sup>;Klinger和Daniel,2006<sup>[30]</sup>;Fagerberg等,2010<sup>[31]</sup>)。

综上,近年来国内外文献已围绕企业创新收益率问题开展了多维度的理论和实证分析,并取得了一定的研究突破。然而,由于单一维度关键性指标实证测算容易造成研究结论的“以偏概全”,对企业创新收益率问题的直接研究并不多见,以及高质量微观调查数据的稀缺,除少数文献运用2011年及以前的微观数据,从R&D投入对专利产出弹性、专利对劳动生产率产出弹性等局部视角出发,就上述问题进行过测算之外(Hu和Jefferson,2009)<sup>[32]</sup>,当前中国企业的创新收益率演化趋势仍在相当程度上是一个“黑箱”。考虑到中国创新爆炸性增长、专利申请和R&D经费投入总量已多年位居世界前两位的特征性事实,从微观视角出发,就中国企业本身的创新收益率问题进行多维度、稳健的实证分析,研究意义更为凸显。

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源

2018年CEES调查参照世界银行企业调查、联合国教科文组织、Bureau van Dijk(BvD)Orbis及OECD奥斯陆手册(Oslo Manual)有关企业创新活动的问项设计、指标选择思路,有效获取了1978家企业2015—2017年研发投入、产品创新、生产方法创新、生产流程创新、辅助支持性活动改进、专利等维度的详细问项信息。除营销创新之外,CEES问卷还完整搜集了OECD奥斯陆手册有关企业创新活动的全部维度指标,这都有助于从数量、质量两个层面就当前中国企业创新活动的变化情况进行深入研究。同时,2018年CEES调查数据还搜集了受访企业2015—2017年有关财务绩效等不同维度的500余项调查指标,使本文能参照现有文献有关创新函数的构建思路,从“创新投入—创新产出—创新作用”等不同环节出发,就中国企业创新收益率问题进行多维度、稳健的实证检验,并就制约中国企业创新收益率提高的宏观、结构性因素进行剖析。

#### 2. 指标选取

充分挖掘CEES调查的题项丰富性,选取多种类型的创新指标和企业绩效指标,就中国企业的创新收益率进行多层次、稳健的实证研究是本文的重要特色。为此,本文分别从创新、绩效两个角度出发,对研究所运用的相关指标及其测算方法进行介绍。

(1)创新指标。本文充分发挥CEES调查的问卷详细性优势,对企业创新指标的刻画更为细致。创新指标主要包括以下四个方面:在专利权保护期内的有效专利总数和有效发明专利数量、2015—2017年的新增专利申请数量和获批数量、2015—2017年的新增发明专利申请数量和获批数量、在不同市场具有竞争优势的新产品销售额占比。这些都有效回应了部分文献对于中国不同类型创新指标在质量上存在较大差异的实证观察。

(2)绩效指标。本文分别采用劳动生产率(LP,人均销售收入)、全要素生产率(TFP,遵循CEES数据已有的处理思路,采用Cobb-Douglas生产函数求出的残差作为TFP的代理指标)作为企业绩效的代理指标。估计方程如下:

$$\ln q_{jdt} = \beta_0 + \beta_k \ln k_{jdt} + \beta_l \ln l_{jdt} + \gamma_i + V_{jdt} \quad (1)$$

其中,被解释变量为第j个行业、第d个城市的第i个企业在第t期增加值( $q_{jdt}$ )的自然对数值,解释变量包括固定资产净值( $k_{jdt}$ )和劳动力人数( $l_{jdt}$ )的自然对数值。在方程中充分控制企业固定效应( $\gamma_i$ )以剔除企业之间不随时间变化的异质性之后,我们使用残差项 $\widehat{V}_{jdt}$ 表示第i个企业、第t期

TFP 的自然对数值。

### 3. 企业创新收益率的估计模型

根据对现有文献的理解,创新对整体经济活动的影响主要分为创新投入、创新产出、创新作用三个维度,上述三个维度构成完整的创新函数。三个维度之间的逻辑关系如图 1 所示。



图 1 企业的创新函数

资料来源:根据 Cirera 和 Maloney(2017)<sup>[4]</sup> 进行整理

本文从如下两端对企业的创新收益率进行模型设定:

(1)企业创新直接收益率的估算。本部分通过测算创新函数中“创新投入—创新产出”环节的投入—产出效率来分析企业创新的直接收益。首先,测算以 R&D 资本为代表的创新投入对于以专利数量为代表的创新产出的弹性系数,并将测算结果与现有文献进行比较。其次,本文不仅从 R&D 资本对于企业总体专利申请数量弹性系数的整体角度进行测算,还从申请数量、获批数量两个角度分别测算 R&D 资本对于专利总量与发明专利的不同弹性系数,并对上述弹性系数的估算结果进行比较。再次,考虑到新产品是除专利以外的重要创新产出指标,本文还以全国领先、全球领先的新产品销售额占比作为被解释变量,运用半对数线性模型测算 R&D 资本对于新产品销售额占比的影响效应。

遵循上述思路,本文对企业创新直接收益率的测算采用如下计算公式:

$$E(PAT_{ijdt}) = \exp(\beta_1 \ln RDSTK_{ijdt} + X_{ijdt} \theta + \sum_{i=2016}^{2017} \beta_i D_i + \gamma_j + \gamma_d) \quad (2)$$

$$Newsale_{ijdt} = \alpha_0 + \alpha_1 (\ln RDSTK_{ijdt} + X_{ijdt} \theta + \sum_{i=2016}^{2017} \alpha_i D_i + \gamma_j + \gamma_d + \varepsilon_{ijdt}) \quad (3)$$

其中,(2)式中被解释变量 ( $PAT_{ijdt}$ ) 从申请、获批两个维度,分别引入新增专利申请总数 ( $APP$ )、新增发明专利申请数 ( $APP\_IVT$ )、新增专利获批总数 ( $GR$ ) 和新增发明专利获批数 ( $GR\_IVT$ ) 四个变量。核心解释变量 ( $\ln RDSTK_{ijdt}$ ) 为 R&D 资本的自然对数值,其待估参数  $\beta_1$  表明 R&D 资本对于专利产出的弹性系数。遵循现有文献对于专利函数的估计思路,向量组  $X_{ijdt}$  为一系列企业特征控制变量<sup>①</sup>。(3)式中的解释变量、控制变量均与(2)式基本一致<sup>②</sup>,被解释变量分别为全国领先新产品销售额占比 ( $NATIONAL$ )、全球领先新产品销售额占比 ( $GLOBAL$ )。核心待估参数为  $\alpha_1$ ,表示 R&D 资本每增加 1%,其对新产品销售额占比的拉动作用。 $\varepsilon_{ijdt}$  为随机误差项。

最后,考虑到专利、新产品销售额占比等变量的不同分布特征,本文分别采用泊松回归、OLS 回归对(2)式、(3)式进行估计。为考虑企业创新直接收益率的时间变化,本文将向量组  $\sum_{i=2016}^{2017} D_i \times$

① 控制变量包括所有制类型(国有企业  $SOE$  和外资企业  $FOR$ )、企业存续年限 ( $FIRM\_AGE$ )、企业规模 ( $SIZE$ ) 等控制变量。为控制受访样本不随时间变化的行业、地区特征,(2)式中还分别引入了所处二位行业和城市的固定效应 ( $\gamma_j$  和  $\gamma_d$ )。最后,为分析企业专利产出是否存在不被 R&D 资本增长所解释的时间变化,根据 CEES 数据的时间跨度特征(2015—2017 年),我们还引入了年份虚拟变量 ( $YEAR2016$ 、 $YEAR2017$ )。

② 考虑到被解释变量为各维度新产品销售收入占比,估计方程(3)式未引入以销售收入为表征的企业规模 ( $SIZE$ )。

$\ln RDSTK_{jdt}$  分别引入(2)式和(3)式,以观测企业创新的直接收益率是否存在时间差异。考虑到所有制类型、企业存续年限两类变量的横截性特征,基准回归未能引入企业固定效应以充分剔除受访样本的异质性特征。为此,本文在去掉所有制类型、企业存续年限两类控制变量的基础上,将企业固定效应( $\gamma_i$ )引入计量模型,分别运用条件固定效应泊松回归、固定效应模型对(2)式、(3)式进行估计,以观测核心参数是否具有稳健的估计结果。

(2)企业创新经济收益率的估算。研究企业创新的经济收益率,则需要对创新函数中“创新产出一创新作用”环节的投入—产出效率进行测算。首先,本文分别对以有效专利总数( $PATENT$ )为代理变量的知识资本对于劳动生产率( $LP$ )的弹性系数进行了测量,并与现有研究的实证结果进行比较。其次,本文进一步引入有效发明专利数( $INVENTION$ ),测算其对于劳动生产率( $LP$ )的弹性系数,并比较系数大小。再次,就有效专利总数( $PATENT$ )、有效发明专利数( $INVENTION$ )等指标对于  $TFP$  的弹性系数分别进行稳健性检验。

遵循上述思路,本文对企业创新经济收益率的测算采用如下计量模型(4)式:

$$\ln y_{jdt} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln P_{jdt} + Z_{jdt} \theta + \gamma_j + \gamma_d + \gamma_t + \mu_{jdt} \quad (4)$$

其中,(4)式中被解释变量  $\ln y_{jdt}$  分别为以人均销售收入(万元/人)为代理指标的劳动生产率自然对数值( $\ln LP$ ),以及以 C—D 生产函数残差项为表征的  $TFP$ 。核心解释变量  $\ln P_{jdt}$  则分别为有效专利总数( $PATENT$ )和有效发明专利数( $INVENTION$ )的自然对数值。 $\lambda_1$  为各类有效专利数量对于企业生产率的弹性系数。向量组  $Z_{jdt}$  除不包括以销售收入为表征的企业规模( $SIZE$ )外,与专利函数的估计方程(2)式的向量组  $X_{jdt}$  基本一致。此外,在方程(4)中还引入了受访企业的行业( $\gamma_j$ )、城市( $\gamma_d$ )和年份( $\gamma_t$ )固定效应。 $\mu_{jdt}$  为随机误差项。考虑到核心解释变量的横截性特征,本文无法使用固定效应模型充分剔除企业间差异,从而难以对企业创新的经济收益率做出更为严格的实证检验。

本文实证研究中所用到的各变量定义如表 1 所示。

表 1 各变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
新增专利申请总数	$APP$	当年企业申请的外观设计、实用新型与发明专利的总和
新增发明专利申请数	$APP\_IVT$	当年企业申请的发明专利数量
新增专利获批总数	$GR$	当年企业获批的外观设计、实用新型与发明专利的总和
新增发明专利获批数	$GR\_IVT$	当年企业获批的发明专利数量
有效专利总数的自然对数	$\ln PATENT$	当年企业有效专利总数,取自然对数
有效发明专利的自然对数	$\ln INVENTION$	当年企业有效发明专利数量,取自然对数
有效发明专利虚拟变量	$INV$	当年企业如果拥有有效发明专利,则为 1,否则为 0
全国市场领先的新产品销售占比	$NATIONAL$	当年企业在全国市场领先的新产品销售占比占销售收入比(%)
全球市场领先的新产品销售占比	$GLOBAL$	当年企业在全全球市场领先的新产品销售占比占销售收入比(%)
劳动生产率的自然对数	$\ln LP$	当年企业的人均销售收入,取自然对数
全要素生产率	$TFP$	以索洛余值法得到,待估方程为(1)式
R&D 资本	$RDSTK$	将 R&D 支出

续表 1

变量名称	变量符号	变量定义
R&D 资本的自然对数	<i>lnRDSTK</i>	根据永续盘存法折算为 R&D 资本(折旧率 10%, 历史增长率 10%, 单位: 万元)的自然对数
管理得分	<i>MANAGE</i>	根据世界管理调查(World Management Survey, WMS)相关问项测算, 为 0—1 的得分指标, 数值越大代表管理效率越高
企业家政治身份	<i>POLITICAL</i>	企业家如为人大代表或政协委员, 则为 1, 否则为 0
企业家年龄分组(小于 45 岁)	<i>CEO_BELOW45</i>	企业家年龄小于 45 周岁, 则为 1, 否则为 0
企业家年龄分组(大于等于 45 岁)	<i>CEO_ABOVE45</i>	企业家年龄大于等于 45 周岁, 则为 1, 否则为 0
企业家非创新活动参与程度	<i>CEO_NONINOV</i>	根据企业家在经营、投资、人事和创新活动上的参与度主观评价得分求算术平均值。经营、投资和人事的参与度指标, 按 1—10 分正向代入测算; 创新活动的参与度指标, 将原始得分进行反向, 再代入测算。最终计算为 1—10 的得分指标, 数值越大表示非创新活动参与程度越高
工业机器人	<i>ROBOT</i>	企业如采用工业机器人, 则为 1, 否则为 0
企业规模的自然对数	<i>lnSIZE</i>	当年企业销售收入的自然对数值
企业存续年限的自然对数	<i>lnFIRM_AGE</i>	调查年份减去企业成立年份, 取自然对数
国有企业	<i>SOE</i>	企业如为国有企业, 则为 1, 否则为 0
外资企业	<i>FOR</i>	企业如为外资企业, 则为 1, 否则为 0

资料来源: 作者整理

#### 四、描述性统计

本文首先对中国企业的创新投入、创新产出与创新收益率等问题进行初步的统计分析<sup>①</sup>。

表 2 给出了受访企业近三年在创新投入和企业绩效上的描述性统计结果。一方面, 2015—2017 年, 中国企业的 R&D 资本(*RDSTK*)获得了显著提高, 企业平均 R&D 资本从 2015 年的 589 万元快速提升到 2017 年的 831 万元, 年均增速高达 18.8%。另一方面, 与创新投入的快速增长相比, 中国企业的生产率增速显著偏低。在未剔除价格波动的前提下, 以人均销售收入为表征的劳动生产率(*LP*)从 2015 年的 59.7 万元增长到 2017 年的 63.7 万元, 年均增速仅为 3.3%。上述统计结果表明: 在创新投入快速增长的前提下, 中国企业的生产率增长未能得到相应改进, 创新收益率或并不尽如人意。

表 2 企业创新投入与绩效指标的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>RDSTK - 2015</i>	1810	589	1853	0	12000

<sup>①</sup> 由于篇幅限制, 本文并未报告全部受访企业有效专利总数、有效发明专利数等存量指标的行业分布情况, 以及实证研究所运用的部分控制变量的描述性统计结果, 备案。

续表 2

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>RDSTK-2016</i>	1810	671	2113	0	14028
<i>RDSTK-2017</i>	1810	831	2808	0	20701
<i>LP-2015</i>	1839	59.7	76.4	0.9	401.7
<i>LP-2016</i>	1839	62.5	83.7	1.2	500.0
<i>LP-2017</i>	1839	63.7	67.6	1.1	270.8
<i>TFP-2015</i>	1785	-0.101	1.391	-6.292	6.572
<i>TFP-2016</i>	1785	-0.014	1.351	-6.110	6.707
<i>TFP-2017</i>	1785	0.115	1.328	-5.887	5.571

资料来源:作者整理

表 3 给出了 2018 年 CEES 数据不同维度专利数据的统计结果。从中发现:一方面,通过对有效专利总数(*PATENT*)、有效发明专利数(*INVENTION*)的结构性分析,技术难度偏高的有效发明专利数(*INVENTION*)显著偏低。截至 2017 年,抽样企业平均拥有的有效发明专利数(*INVENTION*)仅占全部有效专利总数(*PATENT*)的 24.1%。另一方面,对近年中国企业专利申请数量的结构性分析发现:中国企业对于专利申请的重视程度不断提高。近三年企业新增专利申请数量(*APP*)的总和为 8.8 个,超过 2017 年有效专利总数(*PATENT*)的一半。其中,近三年企业新增发明专利申请数量(*APP\_IVT*)达 2.3 个,占 2017 年有效发明专利数量(*INVENTION*)的 59%。此外,近三年企业新增发明专利获批数(*GR\_IVT*)的总和为 1.2 个,占新增发明专利申请数(*APP\_IVT*)近三年总和的 52.2%。从专利申请到获批的创新产出转化效率来看,发明专利较全部专利偏低 18.3 个百分点。这表明:对于技术难度更高的发明专利而言,中国企业创新投入的产出效率更加偏低,这从另一个侧面印证了当前中国企业创新收益率不高的现实问题。

表 3 企业专利与新产品销售指标的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>INV</i>	1899	0.377	0.485	0	1
<i>PATENT</i>	1899	17.0	63.2	0	500
<i>INVENTION</i>	1899	3.9	15.2	0	120
<i>APP-2015</i>	1895	2.5	10.2	0	80
<i>APP-2016</i>	1895	2.8	10.0	0	74
<i>APP-2017</i>	1895	3.5	12.9	0	100
<i>APP_IVT-2015</i>	1885	0.7	3.3	0	26
<i>APP_IVT-2016</i>	1885	0.7	2.9	0	22
<i>APP_IVT-2017</i>	1885	0.9	3.3	0	24
<i>GR-2015</i>	1897	1.7	7.0	0	54
<i>GR-2016</i>	1897	2.0	7.1	0	53
<i>GR-2017</i>	1897	2.5	9.2	0	73



续表 3

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>GR_IVT - 2015</i>	1889	0.3	1.5	0	11
<i>GR_IVT - 2016</i>	1889	0.4	1.6	0	11
<i>GR_IVT - 2017</i>	1889	0.5	1.9	0	13
<i>NATIONAL - 2015</i>	1821	5.7	16.0	0	100
<i>NATIONAL - 2016</i>	1821	6.2	16.5	0	100
<i>NATIONAL - 2017</i>	1821	7.1	17.8	0	100
<i>GLOBAL - 2015</i>	1817	1.9	9.3	0	100
<i>GLOBAL - 2016</i>	1817	2.0	9.7	0	100
<i>GLOBAL - 2017</i>	1817	2.3	10.6	0	100

资料来源:作者整理

表 3 描述了 2018 年 CEES 全部受访企业产品创新的统计结果。研究表明,中国企业真正全国市场、全球市场领先的新产品占比仍然偏低。对于全部样本而言,至少在全国市场具有领先优势的新产品销售收入占比(*NATIONAL*),仅从 2015 年的 5.7% 提高到 2017 年的 7.1%;而真正在全球市场具有原创优势的新产品销售收入占比(*GLOBAL*),则仅从 1.9% 提高到 2.3%。这表明,尽管近年来中国企业的创新投入有了快速增长,但是创新投入所引致的仍主要是产品的边际改进,具有较大规模市场优势的高质量产品创新仍不多见。这就从一个新的侧面揭示出中国企业创新收益率不高的原因。

### 五、实证检验

遵循本文的计量设定思路,本部分从创新函数的“创新投入—创新产出—创新作用”环节出发,就中国企业的创新收益率问题进行多维度、稳健的实证检验。

#### 1. 创新直接收益率的估计结果

表 4 ~ 表 5 给出了中国企业创新直接收益率的基准回归结果,待估方程为(2)式和(3)式。从中主要有如下四个方面的研究发现:

第一,将 2015—2017 年受访企业新增专利申请总数(*APP*)、新增发明专利申请数(*APP\_IVT*)作为因变量,企业 R&D 资本(*RDSTK*)对其弹性系数仅为发达国家相近发展阶段的 1/4。表 4 第(1)、第(3)列的泊松回归结果表明,在有效控制相关变量的前提下,R&D 资本(*RDSTK*)对于 2015—2017 年新增专利申请总数(*APP*)、新增发明专利申请数(*APP\_IVT*)的弹性系数分别为 0.234 和 0.263,均在至少 1% 显著性水平上统计为正。而运用早期微观数据的研究发现:在发达国家的相近发展阶段,R&D 资本对于新增专利申请数量的弹性系数约为 1,即 R&D 资本每提高 1%,专利申请数量将提高 1% 左右(Brandt 等,2012<sup>[33]</sup>;Pakes 和 Griliches,1984<sup>[34]</sup>)。因此,从估计数值上表明,现阶段中国企业的创新直接收益率仍然偏低。

表 4 R&D 资本对于专利申请数量、专利获批数量的弹性估计(泊松回归)

变量	<i>Dep Var = APP</i>		<i>Dep Var = APP_IVT</i>		<i>Dep Var = GR</i>		<i>Dep Var = GR_IVT</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnRDSTK</i>	0.234 *** (0.032)	0.269 *** (0.049)	0.263 *** (0.038)	0.281 *** (0.055)	0.216 *** (0.032)	0.245 *** (0.045)	0.220 *** (0.033)	0.240 *** (0.048)

续表 4

变量	Dep Var = APP		Dep Var = APP_IVT		Dep Var = GR		Dep Var = GR_IVT	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnRDSTK</i> × <i>Year2016</i>		-0.025 (0.043)		-0.010 (0.049)		-0.026 (0.041)		-0.026 (0.045)
<i>lnRDSTK</i> × <i>Year2017</i>		-0.068 (0.046)		-0.041 (0.049)		-0.054 (0.045)		-0.032 (0.045)
<i>lnFIRM_AGE</i>	0.197 ** (0.080)	0.198 *** (0.080)	0.196 ** (0.089)	0.197 ** (0.088)	0.117 (0.087)	0.118 (0.087)	0.084 (0.105)	0.085 (0.105)
<i>lnSIZE</i>	0.371 *** (0.042)	0.371 *** (0.042)	0.344 *** (0.052)	0.345 *** (0.052)	0.384 *** (0.041)	0.385 *** (0.042)	0.345 *** (0.047)	0.345 *** (0.047)
<i>SOE</i>	-0.177 (0.129)	-0.178 (0.138)	-0.319 ** (0.151)	-0.320 ** (0.151)	-0.250 * (0.142)	-0.252 * (0.143)	-0.193 (0.154)	-0.194 (0.154)
<i>HTM</i>	-0.728 *** (0.141)	-0.731 *** (0.142)	-0.649 *** (0.180)	-0.651 *** (0.179)	-0.486 *** (0.130)	-0.489 *** (0.131)	-0.202 (0.152)	-0.204 (0.152)
<i>FOR</i>	-0.709 *** (0.200)	-0.712 *** (0.200)	-0.807 *** (0.232)	-0.808 *** (0.231)	-0.647 *** (0.195)	-0.649 *** (0.195)	-0.680 *** (0.230)	-0.681 *** (0.230)
行业/城市/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5075	5075	5075	5075	5096	5096	5096	5096
Log likelihood	-16272	-16231	-6293	-6289	-12480	-12462	-3780	-3779

注:括号内数值为稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在至少1%、5%和10%水平上统计显著,下同

资料来源:作者整理

第二,与现有文献运用较早中国微观数据的研究发现相比,中国企业 R&D 资本 (*RDSTK*) 对于专利申请的弹性系数虽然有所提高,但仍在低位徘徊。一方面,运用 1995—2001 年、2007—2011 年的中国微观企业数据,研究发现:R&D 资本对于专利申请数量的弹性系数在 0.066 ~ 0.151 之间。即 R&D 资本每提高 1%,专利申请数量平均而言将提高 0.07% ~ 0.15%。而表 4 第(1)、第(3)列的泊松回归结果表明,无论以新增专利申请总数 (*APP*) 还是新增发明专利申请数 (*APP\_IVT*) 作为被解释变量,R&D 资本 (*RDSTK*) 的弹性系数估值均在 0.234 以上,较前期研究至少高出 54.97% ~ 254.54%。实证结果表明:近年来中国企业创新直接收益率虽与发达国家存在较大差距,但在逐步改进。另一方面,在有效控制 R&D 资本 (*RDSTK*) 与年份虚拟变量 (*Year2016*、*Year2017*) 的交互项后,观察表 4 第(2)、第(4)列对应估计值,发现交互项参数估值均不满足统计显著性要求。这表明,尽管近年来中国企业 R&D 资本 (*RDSTK*) 对于专利申请数量增长的促进效应有一定提高,但其对于专利申请的弹性系数仍然在低位徘徊。

第三,以 2015—2017 年企业新增专利获批总数 (*GR*)、新增发明专利获批数 (*GR\_IVT*) 作为被解释变量,中国企业 R&D 资本 (*RDSTK*) 对于新增专利的弹性系数相对更低。一方面,表 4 第(5)和第(7)列的泊松回归估计结果表明,在控制变量相同的条件下,R&D 资本 (*RDSTK*) 对于新增专利获批总数 (*GR*)、新增发明专利获批数 (*GR\_IVT*) 的弹性系数分别较专利申请数量对应列数的参数估值偏低 7.7% 和 16.3%。这表明,创新投入从专利申请到获批存在一定的转化损失,这从一个

较新的侧面说明中国企业的创新直接收益率仍然有待提高。另一方面,考虑到发明专利在技术难度上相对较高,综合表4第(1)、第(3)、第(5)和第(7)列的泊松回归结果,发现R&D资本(RDSTK)对于新增发明专利( $APP\_IVT$ 、 $GR\_IVT$ )的弹性系数估值并未显著大于其对于专利总量( $APP$ 、 $GR$ )的弹性系数。基准回归结果表明:在其他条件不变的前提下,中国企业创新投入并未高效地转化为更具技术难度的发明专利,创新直接收益率仍然亟待改进<sup>①</sup>。

第四,以2015—2017年全国领先、全球领先的新产品销售额占比为被解释变量,中国企业R&D资本对于全球领先的新产品销售额占比的半弹性估计不仅数值偏低,且不具有统计显著性。一方面,表5第(1)、第(3)两列对应结果表明,在回归方程充分引入相关控制变量后,R&D资本对全国领先新产品销售额占比的半弹性估计值为1.271,在至少1%显著性水平上统计为正。相反,其对于全球领先新产品销售额占比的半弹性估计值(0.067)不仅只是前者的5.3%,且至少在10%显著性水平上无法拒绝参数为0的原假设。这表明,在其他条件不变的前提下,中国企业R&D资本每增长1%,受访企业全国领先的新产品销售额占比将提高1.3个百分点,而对于全球领先的新产品销售额增长则基本上没有影响。另一方面,在回归方程中引入R&D资本与年份虚拟效应( $Year2016$ 、 $Year2017$ )的交互项,表5第(2)、第(4)两列的估计结果表明,全国领先新产品分组的交互项参数估值均大于全球领先新产品分组,且R&D资本和2017年虚拟变量的交互项( $\ln RDSTK \times Year2017$ )对于全国领先新产品销售额占比的影响效应,在至少10%显著性水平上统计为正。

因此,基准回归结果表明,与全球领先新产品相比,R&D资本对于全国领先新产品销售额增长的影响效应更大,且这种偏向性影响随时间增长存在一定的发散趋势。考虑到全球领先新产品的创新程度较全国领先新产品更高,回归结果说明:中国企业创新投入对于新产品的促进作用并未得到充分释放,创新直接收益率仍待提高<sup>②</sup>。

表5 R&D资本对于新产品销售额占比的影响效应(OLS回归)

变量	Dep Var = NATIONAL		Dep Var = GLOBAL	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln RDSTK$	1.271 *** (0.075)	1.118 *** (0.118)	0.067 (0.050)	0.046 (0.075)
$\ln RDSTK \times Year2016$		0.147 (0.162)		0.021 (0.102)
$\ln RDSTK \times Year2017$		0.307 * (0.168)		0.044 (0.106)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业/城市/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	5121	5121	4971	4971
R <sup>2</sup>	0.176	0.176	0.133	0.133

注:其他控制变量参见第二部分计量设定向量组  $X_{ijt}$  内涵的一系列企业特征控制变量

资料来源:作者整理

① 此外,将R&D资本(RDSTK)与年份虚拟变量( $Year2016$ 、 $Year2017$ )的交互项引入回归方程,表4第(6)(8)列交互项的估计值方向、显著性水平均与第(2)(4)列一致。稳健性检验表明,R&D资本(RDSTK)对于专利获批( $GR$ 、 $GR\_IVT$ )的弹性系数仍具有较强的低位徘徊特征。

② 由于未能充分剔除企业异质性特征,基准回归估计结果可能存在一定的遗漏变量偏误。本文通过引入更为严格的识别策略,使用条件固定效应泊松回归、固定效应模型分别对(2)式和(3)式进行估计,稳健性检验实证结果也进一步验证了现阶段中国企业在“创新投入—创新产出”环节的直接收益率偏低问题。由于篇幅限制,本文并未展示稳健性检验的实证过程,有兴趣的读者可向作者邮件索取。

## 2. 创新经济收益率的估计结果

本部分从“创新产出—创新作用”的环节出发,分别运用有效专利总数(*PATENT*)和有效发明专利(*INVENTION*)作为企业知识资本存量的表征量,就上述指标对劳动生产率(*LP*)、*TFP*的弹性系数进行测算,从而对现阶段中国企业创新的经济收益率变化进行实证分析。2015—2017年中国企业创新经济收益率的回归结果如表6所示,待估方程为(4)式。主要发现如下:

第一,以2015—2017年受访企业劳动生产率(*LP*)、*TFP*作为被解释变量,中国企业有效专利存量(*PATENT*)对于生产率增长的弹性系数仍亟待提高。表6第(1)列、第(5)列的回归结果表明,在引入其他控制变量的前提下,有效专利总数(*PATENT*)对劳动生产率(*LP*)、*TFP*的弹性系数分别为0.174、0.254,在至少1%显著性水平上统计为正。这表明,有效专利总数(*PATENT*)每增长1%,劳动生产率(*LP*)平均提高0.17%、*TFP*平均提高0.25%。进一步地,表6第(2)列、第(6)列发现,在引入行业、地区和年份固定效应之后,有效专利总数(*PATENT*)对于劳动生产率(*LP*)、*TFP*的弹性系数分别从0.174下降到0.161、从0.254下降到0.247。在相近计算方法下,与使用中国较早微观数据的实证研究相比<sup>[13]</sup>①,有效专利总数(*PATENT*)对于劳动生产率(*LP*)、*TFP*的弹性系数或有所提高,但仍存在较为明显的低位徘徊特征,即有效专利的增长无法等比例地有效转化为生产率的提高。

第二,与有效专利总数(*PATENT*)相比,有效发明专利数量(*INVENTION*)对于生产率增长的弹性系数略为偏高。表6第(3)、第(4)两列的回归结果表明,在与有效专利总数(*PATENT*)回归方程的控制变量一致的前提下,有效发明专利(*INVENTION*)对于劳动生产率(*LP*)的弹性系数分别为0.242和0.212。这表明,在其他因素不变的条件下,有效发明专利数量(*INVENTION*)每增长1%,劳动生产率(*LP*)平均提高0.21%~0.24%。进一步地,将*TFP*作为因变量,对比表6第(7)、第(8)两列实证结果可发现,在引入行业、地区和年份固定效应前后,有效发明专利(*INVENTION*)对于*TFP*的弹性系数分别为0.358和0.329。实证结果表明,有效发明专利对于生产率增长的促进作用略为偏高,这与发明专利具有较高技术难度的经济特征基本一致。然而,知识资本在技术难度上的结构性差异与其各自的经济影响未能充分匹配,中国企业创新的经济收益率存在一定程度的偏低问题。

因此,以上企业创新经济收益率的测算结果表明:现阶段中国企业有效专利对于生产率的促进作用有所提高,但有效专利增长与生产率增长仍然难以同步。有效发明专利对于劳动生产率、*TFP*的弹性系数略为偏高,但仍具有较为明显的低位徘徊特征。简单的有效专利数量增长无法等比例驱动生产率提高,这表明中国企业的知识资本积累或存在质量不高的重要缺陷。

表6 有效专利数量对于劳动生产率、*TFP*的弹性估计(OLS回归)

变量	<i>Dep Var = lnLP</i>				<i>Dep Var = TFP</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnPATENT</i>	0.174 *** (0.009)	0.161 *** (0.009)			0.254 *** (0.011)	0.247 *** (0.011)		
<i>lnINVENTION</i>			0.242 *** (0.013)	0.212 *** (0.013)			0.358 *** (0.016)	0.329 *** (0.017)

① 由于2018年CEES数据在受访企业所属行业、地区和所有制等特征上仅搜集了为期1年的横截性指标,本文无法使用固定效应模型就有效专利对于劳动生产率(*LP*)的弹性系数进行更为严格的估计,而且无法在上述基础上进一步引入所有制与年份虚拟变量的交互项、行业与年份虚拟变量的交互项等控制变量。因此,与现有研究(冯根福等,2021)<sup>[14]</sup>相比,本文或由于无法更为严格地剔除选择性偏误,而对弹性数值存在一定高估。

续表 6

变量	Dep Var = lnLP				Dep Var = TFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业/城市/年份固定效应		Yes		Yes		Yes		Yes
样本量	5385	5385	5385	5385	5226	5226	5226	5226
R <sup>2</sup>	0.102	0.226	0.095	0.218	0.184	0.277	0.174	0.266

注:其他控制变量参见第二部分计量设定中向量组  $X_{jdt}$  内涵的一系列企业特征控制变量

资料来源:作者整理

## 六、进一步讨论

以上实证检验表明:“创新投入—创新产出—创新作用”中的任意环节,中国企业现阶段的创新收益率都仍然偏低。具体分析表明,创新要素资源配置效率不高、创新投入—产出的结构性资源错配是引致中国企业创新收益率长期低位徘徊的重要原因。

根据国家创新体系(NIS)文献的理解,缺乏将创新潜在收益有效转化为创新直接收益的互补性要素是造成发展中国家创新转型存在障碍的重要原因。现有文献分别从宏、微观层面对互补性要素进行了实证研究,并得到了一定的研究结论。但鉴于缺乏一手微观入企调查数据,现有文献对影响企业创新收益率的微观因素研究并不充分。为此,本部分拟充分发挥 2018 年 CEES 数据的问项优势,运用交互项回归,对造成中国企业创新收益率不高的微观因素进行实证检验,并就如何促进企业创新收益率提高的微观机制做进一步讨论。遵循上述文献思路,本文从管理能力、企业家特征、技术引进三个微观视角出发,就制约现阶段中国企业创新收益率不高的可能原因进行实证分析。

以是否拥有有效发明专利(INV)为例,表 7 全部样本、不同分组样本的描述性统计结果显示,对于拥有有效发明专利(INV = 1)的分组样本而言,管理得分(MANAGE)普遍较高,企业家也更有政治关系(POLITICAL)。其中,管理得分(MANAGE)较对照组(0.606)高出 14.9%;拥有人大代表或政协委员等政治关系的企业家占比(POLITICAL)较对照组(18.8%)高出 17.2 个百分点。然而,45 岁以下中青年企业家(CEO\_BELOW45, 19%)偏低 7.5 个百分点,企业家年龄普遍增大。将企业家在经营、投资、人事和研发创新等活动上的参与程度得分(1~10,由弱到强)取平均值,本文构建了受访企业家在非创新活动上的参与程度指标(CEO\_NONINOV)<sup>①</sup>。本文发现,对于拥有有效发明专利(INV = 1)的企业家而言,其在非创新活动上的参与程度上(7.778)上较对照组(7.689)略为偏高。此外,以是否引进工业机器人(ROBOT)作为技术引进的代理指标,本文发现,拥有有效发明专利(INV = 1)的企业在更大比例(32.7%)上引进机器人,其较对照组(14.6%)高出 18.1 个百分点。

表 7 不同分组管理效率、企业家特征与技术引进的统计比较

变量	全部企业		INV = 1		INV = 0	
	平均值(标准差)	样本量	平均值(标准差)	样本量	平均值(标准差)	样本量
MANAGE	0.630 (0.155)	5664	0.696 (0.118)	1533	0.606 (0.160)	4131

① 根据本文目标,将企业家在经营、投资和人事活动上的参与度指标按 1~10 分正向代入测算;对于企业家在研发创新上的参与度指标,本文先进行反向(recode)构造,再将分项指标与其他指标进行平均值求解。

续表 7

变量	全部企业		INV = 1		INV = 0	
	平均值(标准差)	样本量	平均值(标准差)	样本量	平均值(标准差)	样本量
<i>POLITICAL</i>	0.234 (0.423)	5652	0.360 (0.480)	1509	0.188 (0.390)	4143
<i>CEO_BELOW45</i>	0.245 (0.430)	5646	0.190 (0.392)	1500	0.265 (0.441)	4146
<i>CEO_ABOVE45</i>	0.755 (0.430)	5646	0.810 (0.392)	1500	0.735 (0.441)	4146
<i>CEO_NONINOV</i>	7.713 (2.078)	5607	7.778 (1.947)	1512	7.689 (2.123)	4095
<i>ROBOT</i>	0.194 (0.396)	5655	0.327 (0.469)	1503	0.146 (0.353)	4152

资料来源:作者整理

表 8 的交互项回归表明,描述性统计的上述因素与有效发明专利之间分别具有一定的互补或替代关系。其中,本文有如下几个方面的重要发现:

第一,管理效率是企业创新收益率提高的重要互补要素。表 8 的第(1)列、第(5)列表明,将管理得分(*MANAGE*)及其与有效发明专利对数值(*lnINVENTION*)交互项代入计量方程(4)式之后,有效发明专利(*INVENTION*)对于劳动生产率(*LP*)、*TFP*的弹性估计值从表 6 第(4)列、第(8)列的 0.212 和 0.329 分别大幅下降到 -0.155 和 0.084,不仅难以拒绝参数等于 0 的原假设,更可能在 10% 显著性水平上统计为负。与之相应,有效发明专利对数值与管理得分的交互项(*lnINVENTION* × *MANAGE*)则分别为 0.474 和 0.286,分别在 1%、5% 显著性水平上统计为正。这表明,对于企业生产率增长而言,管理效率与有效发明专利之间具有较强的互补关系。考虑到中国企业管理效率整体居于全世界的中等偏下水平(Bloom 等,2015)<sup>[35]</sup>,管理效率不高或是制约现阶段中国企业创新收益率提升的重要微观因素。

表 8 有效发明专利对于劳动生产率、*TFP* 影响效应的微观机制分析(交互项回归)

变量	<i>Dep Var = lnLP</i>				<i>Dep Var = TFP</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnINVENTION</i>	-0.155* (0.080)	0.263*** (0.047)	0.210*** (0.017)	-0.097 (0.093)	0.084 (0.095)	0.390*** (0.056)	0.350*** (0.022)	0.136 (0.104)
<i>lnINVENTION</i> × <i>MANAGE</i>	0.474*** (0.110)			0.517*** (0.110)	0.286** (0.131)			0.352*** (0.133)
<i>lnINVENTION</i> × <i>POLITICAL</i>		-0.013 (0.027)		-0.024 (0.025)		-0.006 (0.034)		-0.012 (0.033)
<i>lnINVENTION</i> × <i>CEO_BELOW45</i>		0.058* (0.035)		0.047 (0.034)		0.014 (0.037)		-0.005 (0.036)

续表 8

变量	Dep Var = lnLP				Dep Var = TFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>lnINVENTION</i> × <i>CEO_NONINOV</i>		-0.009 (0.006)		-0.011 ** (0.005)		-0.010 (0.007)		-0.011 * (0.007)
<i>lnINVENTION</i> × <i>ROBOT</i>			-0.060 ** (0.026)	-0.057 ** (0.025)			-0.125 *** (0.032)	-0.100 *** (0.031)
<i>MANAGE</i>	0.617 *** (0.115)			0.531 *** (0.116)	1.330 *** (0.124)			1.193 *** (0.125)
<i>POLITICAL</i>		0.121 *** (0.042)		0.108 *** (0.042)		0.218 *** (0.053)		0.187 *** (0.051)
<i>CEO_BELOW45</i>		-0.035 (0.039)		-0.030 (0.039)		-0.078 * (0.045)		-0.068 (0.044)
<i>CEO_NONINOV</i>		0.006 (0.008)		0.007 (0.008)		-0.012 (0.009)		-0.010 (0.009)
<i>ROBOT</i>			0.271 *** (0.045)	0.236 *** (0.045)			0.457 *** (0.055)	0.375 *** (0.054)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业/城市/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	4947	4947	4947	4947	4947	4947	4947	4947
R <sup>2</sup>	0.242	0.233	0.236	0.248	0.286	0.269	0.275	0.298

注:其他控制变量参见第二部分计量设定中向量组  $X_{jdt}$  内涵的一系列企业特征控制变量

资料来源:作者整理

第二,企业家转型对企业创新收益率提高具有一定的推动作用。表8的第(2)、第(6)列表明,将企业家政治身份(*POLITICAL*)、年龄(*CEO\_BELOW45*)与非创新活动参与程度(*CEO\_NONINOV*)等变量及其和有效发明专利对数值(*lnINVENTION*)的交互项代入计量方程(4)式后,与表6第(4)列、第(8)列相比,有效发明专利(*INVENTION*)对于劳动生产率(*LP*)、*TFP*的弹性估计值变化不大。这表明,企业家特征对于企业创新收益率的影响程度较小。而对于劳动生产率(*LP*)和*TFP*而言,企业家政治身份(*POLITICAL*)、年龄(*CEO\_BELOW45*)和非创新活动参与程度(*CEO\_NONINOV*)与有效发明专利对数值(*lnINVENTION*)的交互项估计值分别为-0.013和-0.006、0.058和0.014、-0.009和-0.010。这表明,对于企业生产率增长而言,企业家政治身份、非创新活动参与程度与有效发明专利之间具有一定的替代关系。具有政治身份、非创新活动参与程度较高的企业家或许由于可以通过其他渠道获取更多收益,而对企业创新关注不足,这也与前期运用CEES数据的研究结果基本一致。与之相对,企业家年龄与有效发明专利之间则存在一定的互补关系。中青年企业家群体的企业家精神更强,企业创新收益率将更高。考虑到现阶段中国面临企业家精神不足、新老企业家代际转换等问题,加之企业家政治关联活动所带来的较高回报,企业家转型或是制约现阶段中国企业创新收益率提升的又一微观因素。

第三,直接技术引进对企业创新收益率提高存在挤出效应。将工业机器人虚拟变量(*ROBOT*)

及其与有效发明专利对数值( $\ln INVENTION$ )的交互项代入计量方程(4)式之后,表8第(3)列、第(7)列的估计结果表明,在有效发明专利为0的前提下,工业机器人( $ROBOT$ )对于劳动生产率( $LP$ )、 $TFP$ 的半弹性估计值分别为0.271和0.457。这说明,如果不考虑企业创新活动,在其他因素充分控制的前提下,以工业机器人为代表的直接技术引进将使得企业劳动生产率( $LP$ )、 $TFP$ 分别提高27.1%和45.7%,并均在1%显著性水平上统计为正。同时,有效发明专利与工业机器人的交互项( $\ln INVENTION \times ROBOT$ )对于劳动生产率( $LP$ )、 $TFP$ 的估计值分别为-0.060和-0.125,均在至少5%显著性水平上拒绝参数为0的原假设。这表明,企业直接引进技术与从事研发创新活动存在一定的替代关系。与发达国家经验证据相比,本文的回归结果意味着,现阶段的中国企业存在较明显的资源配置效率不高问题,这是影响中国企业创新收益率提高的一个不容忽视的微观因素。

第四,表8的第(4)列、第(8)列给出了全部特征性因素与交互项引入计量方程(4)式之后的回归结果。本文发现,管理效率、企业家特征、直接技术引进与有效发明专利交互项的估计值和预期符号均保持一致;并且,与企业家特征相比,管理效率、直接技术引进与有效发明专利交互项的统计显著性更为稳健。这表明,在上述三类微观因素之中,管理效率和资源配置效率不高是制约中国企业创新收益率提高的更重要原因。

## 七、结论

在中国经济从“中国制造”向“中国创新”积极转型的过程中,随着过去十年创新规模的爆炸式增长,创新收益率对于长期经济增长、生产率提高的重要性日益凸显。然而,由于高质量创新数据的缺乏,现有研究对以上相关问题的探讨尚有待进一步深入。为此,本文运用2018年“中国企业—劳动力匹配调查”数据,从“创新投入—创新产出—创新作用”路径出发,对2015—2017年中国企业的创新收益率进行了多维度、稳健的实证检验,并对制约当前中国企业创新收益率提高的重要原因进行了实证探讨。本文主要研究发现如下:

第一,通过对多维度创新指标的结构梳理,本文统计分析发现:与宏观数据的特征描述相似,当前中国微观企业的创新规模也呈现出显著的爆炸式增长特征,具体表现为: $R\&D$ 经费支出增速较劳动生产率增速至少偏高1.8倍,最近三年申请的专利数量占有效专利存量的一半以上。从数量型指标上看,中国企业各类创新活动已接近OECD国家平均水平,甚至有所反超。然而,对创新指标的结构分析发现,中国企业的创新质量仍不容乐观,具体表现在发明专利申请数量偏低、专利从申请到获批的转化率不理想、真正具有全国市场或全球市场领先优势的新产品仍然较为缺乏。并且,与数量型指标爆炸式增长相比,中国企业创新的质量型指标仍长期在低位徘徊。

第二,以 $R\&D$ 资本对于各类专利变量的弹性系数为衡量指标,本文测算了中国企业创新的直接收益率。研究发现,与发达国家处于相近发展阶段的实证研究相比,当前中国企业 $R\&D$ 资本对于各类专利的弹性系数仅为发达国家1/4左右,并且通过对专利申请、获批两类变量的参数估计结果进行比较,本文发现:创新投入未能有效利用、在发明专利等更具技术难度的创新领域转化率不高是造成当前企业创新直接收益率不高的宏观、结构性原因。在引入企业固定效应的前提下,研究发现, $R\&D$ 资本与年份效应交互项的估计结果均显著为负,这表明上述结构性阻碍难以短期消除,创新直接收益率的低位徘徊或将长期存在。本文进一步创新性地检验了 $R\&D$ 资本对于不同类型新产品销售额占比的半弹性系数,研究表明, $R\&D$ 资本对于全国领先产品、全球领先产品具有显著的偏向性影响,而且交互项回归结果发现,这种偏向性影响将随时间推移逐渐趋于扩大。这说明,中国企业创新投入对于新产品的促进作用并未得到充分释放,创新直接收益



率亟待提高。

第三,以各类有效专利数量对于劳动生产率、*TFP* 的弹性系数为衡量指标,本文测算了中国企业创新的经济收益率。研究发现,在其他条件得到充分控制的前提下,中国企业有效专利总数对劳动生产率、*TFP* 的弹性估值分别仅为 0.161 和 0.247。这表明知识资本的提高并不能等比例、高效地转化为生产率增长,企业创新的经济收益率仍待提高。进一步地,结构性分析发现,尽管有效发明专利具有更高的技术难度,但其对于劳动生产率、*TFP* 的弹性估计值并没有显著偏高。测算结果表明,中国企业创新不仅存在结构性错配,而且创新质量不高已成为制约创新经济收益率提升的重要原因。

第四,本文充分发挥 2018 年 CEES 数据的问题优势,就制约创新收益率提高的微观因素进行了实证探讨。研究发现,管理效率是企业创新收益率提高的重要互补因素,而企业家的政治关联行为、非创新活动参与程度则对企业创新收益率提高产生了一定干扰。在相同禀赋条件下,企业家年龄结构偏低、研发投入与技术引进的资源配置更为平衡的企业分组中创新收益率显著偏高。考虑到中国企业管理效率整体居于全世界的中等偏下水平,以及中国面临企业家精神不足、新老企业家代际转换、企业内部资源配置能力不高等阶段性问题,只有通过管理效率提升、促进企业家转型和提高资源配置效率等举措多管齐下,中国企业的创新收益率才能摆脱低位徘徊,真正迈向高质量发展。

为此,本文的政策建议是:政府应充分认识到创新爆炸式增长背后的低质量困境,制定更为严格的创新质量考核指标,引导企业充分重视创新收益率的有效提升。与此同时,在技改资金、创新补贴等资金的使用上,应从现有的事前审批转型为事后奖励,将创新的经济收益作为科技资金投放的重要依据,避免企业通过盲目扩张创新规模套取政府补贴的机会主义行为。此外,应充分认识到管理效率提升、企业家转型、企业资源配置能力优化在创新收益率提升上的支撑性作用,通过补贴等政府转移性支出和专项采购,培育企业家创新精神,促使企业家积极参与各类创新转型活动,从源头上解决创新收益率不高的问题。

### 参考文献

[1] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 北京: 中国社会科学, 2013, (1): 56 - 71, 206.

[2] Li H, Loyalka P, Rozelle S, Wu B. Human Capital and China's Future Growth[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31, (1): 1 - 26.

[3] Wei S, Xie Z, Zhang X. From "Made in China" to "Innovated in China": Necessity, Prospect, and Challenges[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31, (1): 49 - 70.

[4] Cirera X, Maloney W F. The Innovation Paradox: Developing-Country Capabilities and the Unrealized Promise of Technological Catch-Up[M]. Washington, DC: World Bank, 2017.

[5] Goñi E, Maloney W F. Why Don't Poor Countries Do R&D? Varying Rates of Factor Returns across the Development Process[J]. *European Economic Review*, 2017, 94, (C): 126 - 147.

[6] Nguyen H, Patricio A J. Institutions and Firms' Return to Innovation: Evidence from the World Bank Enterprise Survey[R]. World Bank Working Paper, 2014, No. 6918.

[7] Aghion P, Askenazy P, Berman N, Cetto G, Laurent E. Credit Constraints and the Cyclicalities of R&D Investment: Evidence from France[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2012, 10, (5): 1001 - 1024.

[8] Gayle A, Martinez C A, Williams C. Political Instability, Pro-Business Market Reforms, and Their Impacts on National Systems of Innovation[J]. *Research Policy*, 2012, 41, (3): 638 - 651.

[9] Baker S R, Bloom N, Steven J D. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131, (4): 1593 - 1636.

[10] Bloom N, Van Reenen J. Measuring and Explaining Management Practices across Firms and Countries[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122, (4): 1351 - 1408.

- [11]李唐,董一鸣,王泽宇.管理效率、质量能力与企业全要素生产率——基于“中国企业——劳动力匹配调查”的实证研究[J].北京:管理世界,2018,(7):86-99,184.
- [12]Klenow P J,Rodriguez-Clare A.Externalities and Growth[A].In Aghion,P.,Durlauf,S.N.,et al. Handbook of Economic Growth[M].Amsterdam,Elsevier,2005.
- [13]Hu A,Zhang P,Zhao L J.China as Number One? Evidence from China's Most Recent Patenting Surge[J].Journal of Development Economics,2017,124:107-119.
- [14]冯根福,郑明波,温军,张存炳.究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新——基于九大中文经济学权威期刊和A股上市公司数据的再实证[J].北京:中国工业经济,2021,(1):17-35.
- [15]姚东旻,宁静,韦诗言.老龄化如何影响科技创新[J].北京:世界经济,2017,(4):105-128.
- [16]Nguyen H,Patricio A J.Institutions and Firms' Return to Innovation:Evidence from the World Bank Enterprise Survey[R].World Bank Working Paper,2014.
- [17]Galindo-Rueda F, Van Cruysen A. Testing Innovation Survey Concepts, Definitions and Questions; Findings from Cognitive Interviews with Business Managers[R]. OECD Working Paper,2016.
- [18]Wilhelmsen L. a Question of Context: Assessing the Impact of a Separate Innovation Survey and of Response Rate on the Measurement of Innovation Activity in Norway[R]. Statistics Norway Working Paper,2012.
- [19]Hoskens M. Short vs. Long Form: Method Effects in Measuring Innovation[R]. OECD Working Paper,2015.
- [20]余泳泽,张少辉.城市房价、限购政策与技术创新[J].北京:中国工业经济,2017,(6):98-116.
- [21]白俊红,卞元超.要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J].北京:中国工业经济,2016,(11):39-55.
- [22]戴魁早,刘友金.要素市场扭曲如何影响创新绩效[J].北京:世界经济,2016,(11):54-79.
- [23]诸竹君,黄先海,宋学印,胡馨月,王煌.劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J].北京:世界经济,2017,(8):53-77.
- [24]张萃.外来人力资本、文化多样性与中国城市创新[J].北京:世界经济,2019,(11):172-192.
- [25]赵子乐,林建浩.海洋文化与企业创新——基于东南沿海三大商帮的实证研究[J].北京:经济研究,2019,(2):68-83.
- [26]蔡晓慧,茹玉骢.地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?——基于中国制造业企业数据的经验研究[J].北京:管理世界,2016,(11):32-52.
- [27]夏后学,谭清美,白俊红.营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国民营企业营商环境调查的经验证据[J].北京:经济研究,2019,(4):84-98.
- [28]吴超鹏,唐菡.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].北京:经济研究,2016,(11):125-139.
- [29]OECD(Organisation for Economic Co-operation and Development). Oslo Manual: Guidelines for Collecting and Interpreting Innovation Data,3rd ed[M]. Paris,OECD Publishing,2005.
- [30]Klinger B,Daniel L. Diversification, Innovation, and Imitation Inside the Global Technological Frontier[R]. World Bank Working Paper,2006.
- [31]Fagerberg J,Srholec M,Verspagen B. The Role of Innovation in Development[J]. Review of Economics and Institutions,2010,1,(2), Article 2. DOI:10.5202/rei.v1i2.2.
- [32]Hu A,Jefferson G H. A Great Wall of Patents: What is Behind China's Recent Patent Explosion? [J]. Journal of Development Economics,2009,90,(1):57-68.
- [33]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics,2012,97,(1):339-351.
- [34]Pakes A, Griliches Z. Patents and R&D at the Firm Level: A First Look [A]. In Griliches, Z., et al. "R&D, Patents and Productivity[M]. Chicago, University of Chicago Press,1984.
- [35]Bloom N,Sadun R, Van Reenen J. Management as A Technology? [R]. Working Paper. 2015.

# The Returns to Innovation of Chinese Firms: Based on Empirical Evidence from the “China Employer-Employee Survey”

LI Qing, LI Tang, NING Lu

(Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, Guangdong, 510420, China)

**Abstract:** Considering the rapidly increasing of innovation measures, and China's macro economy entering into the stage of middle and high income countries, the improvement of returns to innovation has become increasingly important for China's long-term economic growth and productivity improvement. Due to the lack of high-quality innovation data, the existing papers still know little about the returns to innovation in Chinese firms. Following the methods of existing papers from developed countries, this paper uses the innovation function to conduct a multi-dimensional framework about estimating the returns to innovation for Chinese firms. Using the unique dataset, the 2018 China Employer-Employee Survey (CEES), this paper examines the returns to innovation both from innovation input and output based measures. The empirical findings of this paper are as follows.

First, under the apparent prosperity of the explosive growth of innovation scale, the unreasonable innovation structure of Chinese firms is more prominent. Currently, all kinds of innovation activities of Chinese firms are close to the average level of OECD countries. However, the innovation quality of Chinese firms has been at a “low level” for a long time. Specifically, the number of invention patent applications is low, the conversion rate of patents from application to approval is very slow, especially lacking of ones which are new to domestic or global markets. Second, taking the elasticity coefficient of R&D capital to all kinds of patent variables as measures, the results show that returns to innovation measured by the average patents per R&D capital is only about a quarter of that in developed countries. Further analyses find that, the low returns to innovation measured by the average patents per R&D capital in China is mainly due to low R&D investment efficiency and poor technology transformation. Such structural barriers are difficult to be eliminated in the short term, and the “low level” of returns to innovation may exist for a long time. Similarly, the semi-elasticity estimation on the effects of R&D capital on types of new products show that, the estimates of R&D capital on firm-level products which are new to domestic or global markets are significantly biased downward, and this phenomenon consists over time. This shows that, the role of innovation investment on R&D outputs in Chinese firms is poorer than that in developed countries. Therefore, returns to innovation measured by patents and new products should be improved. Third, taking the elasticity estimates of patents on labor productivity or total factor productivity (TFP) as dependent variables, the regression results show that, in comparison with developed countries, although the effects of effective patent on labor productivity and TFP in China are both significantly positive, these estimates are much weaker. These mean that, on average, Chinese firms have low innovation quality, which has become an important reason to restrict the improvement of the returns to innovation. Fourth, further empirical examinations show that, better management, higher innovation spirits, stronger entrepreneurship and resource allocation capacity are all important factors to improve the innovation quality of Chinese firms.

The policy suggestions are as follows. Chinese government should take some policies to increase innovation quality immediately. At first, Chinese government should put forward more clear innovation quality evaluation indicators to stimulate firms to input more R&D resources to improve returns to innovation. Simultaneously, the funding policy of R&D subsidy should be reformed, in order to provide R&D subsidies to firms mainly based on their R&D efficiency rather than R&D inputs and outputs goals. Secondly, Chinese government should inhibit firms from increasing R&D inputs and outputs only to acquire R&D subsidies or funding of high-tech enterprises (HTE). Thirdly, considering the positive relationship between firm-level innovation resources and innovation quality, Chinese government should put forward more policies to increase entrepreneurs' innovation spirits, and encourage their CEOs to participate in management training. Based on these policies, the management and entrepreneurship at Chinese firms can be effectively improved, which will help them to increase R&D quality and innovation performance.

**Key Words:** returns to innovation; labor productivity; total factor productivity; China Employer-Employee Survey

**JEL Classification:** C93

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2021.03.003

(责任编辑:刘建丽)