

中国制造业生产效率提升进程中 技术溢出与自主创新的交互贡献^①

陈南旭^{1,2} 王林涛¹

(1. 兰州大学经济学院; 2. 兰州大学数量经济研究所)

研究目标: 从中间产品视角出发, 实证检验技术溢出与自主创新对中国制造业生产效率的影响。**研究方法:** 根据作用机理, 基于 2016 版世界投入产出表和中国制造业分行业数据, 利用普通面板数据模型及添加虚拟变量和交乘项的拓展模型展开讨论。**研究发现:** 从中间产品视角看, 技术溢出对行业生产效率的直接效应显著为负, 自主创新则具有显著正向影响, 技术溢出与自主创新具有一定的相互替代性, 二者的影响均存在显著的阶段性特征; 技术溢出与自主创新的交互效应在统计意义上不存在, 但分别存在调节效应。**研究创新:** 从中间产品视角探讨了技术溢出与自主创新对中国制造业行业生产效率的综合影响。**研究价值:** 为推动中间产品自主创新的政策研究及制定提供了有益参考。

关键词 中间产品 技术溢出 自主创新 全要素生产率

中图分类号 F420 **文献标识码** A

引 言

2021 年是中国加入世界贸易组织 (WTO) 20 周年。加入世界贸易组织以来, 中国不断扩大开放, 激活了中国发展的澎湃春潮, 也激活了世界经济的一池春水^②。中国这 20 年所取得的成就, 既是中国人民独立自主、埋头苦干的结果, 也离不开与国际社会的良好合作。当前, 世界百年未有之大变局与新冠肺炎疫情全球大流行交织, 全球产业链供应链遭受巨大冲击, 正在进一步调整和重构。近年来, 美国为遏制中国高科技产业发展而挑起的对华科技战不会轻易收场, 国内产业链不稳、不强、不安全的风险日益凸显 (盛朝迅, 2021)。对中国而言, 保障产业链供应链安全稳定成为构建新发展格局的重要基础。对此, 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》提出, 要坚持“自主可控、安全高效”, 保持制造业比重基本稳定, 增强制造业竞争优势, 推动制造业高质量发展。

中间产品 (包括半成品和零配件) 作为产业链供应链中间环节的物质载体, 其生产和流通是产业链供应链安全稳定的关键。随着国际分工的扩大, 全球生产性活动强化了中间产品贸易 (胡小娟和陈晓红, 2006)。中国早期依托低成本劳动力优势嵌入全球价值链分工, 中

① 本文获得中央高校基本科研业务费专项资金 (21ljzujbkyjh012) 的资助。

② 习近平:《让开放的春风温暖世界——在第四届中国国际进口博览会开幕式上的主旨演讲》, http://paper.people.com.cn/rmrb/html/2021-11/05/nw.D110000renmrb_20211105_1-02.htm。

间产品贸易占世界中间产品贸易的比重在 1995~2015 年持续提高,出口和进口占比在 2015 年分别达到 10.73%和 13.89% (郑玉, 2020),成为全球第一大中间产品进口国 (王雅琦等, 2018)。低端嵌入虽然快速提升了中国在国际分工中的枢纽地位和控制力,使中国成为“世界工厂”,但也不可避免地产生了价值链低端锁定、出口产品技术复杂度低、核心技术对外依赖度高等隐患 (盛朝迅, 2021)。虽然也有研究表明,近年来中国出口生产对进口中间产品的依赖性有所下降,且主要原因在于国内中间产品对进口中间产品的替代 (Duan 等, 2018)。但不可回避的现实是,当前中国参与全球价值链分工时,面临着发达国家“高端回流”和其他发展中国家“低端分流”的“高低挤压”竞争 (诸竹君等, 2018)。因此,将中间产品自主创新视为中国突破关键领域、关键环节“卡脖子”技术的重要导向具有战略意义。加大制造业中间产品自主创新力度,稳步推进关键核心技术攻坚战,是新时代推动制造业高质量发展进程中极为迫切的任务。

技术进步(创新)与经济增长(生产效率)的关系是当代经济学研究中的重要话题。在理论方面,与索洛模型外生给定技术进步不同, Romer (1990)、Aghion 和 Howitt (1992) 以及 Grossman 和 Helpman (1993) 将知识积累纳入模型,从而建立起内生增长模型。根据数理模型,在理论上可以推导出内嵌知识存量的国内外中间投入(产品)与国内生产率的增长有关 (Grossman 和 Helpman, 1993)。在实证方面,学者们更早关注到了研发投入对经济增长的贡献 (Griliches, 1979),且实证证据表明,累积的国内研发是生产力的重要决定因素之一 (Coe 和 Moghadam, 1993; Doraszelski 和 Jaumandreu, 2013),但这些实证研究尚未涉及中间产品。在 Coe 和 Helpman (1995)、Lichtenberg 和 van Pottelsberghe de la Potterie (1998)、Bayoumi 等 (1999) 等学者关于国内研发资本和国外研发资本溢出对本国生产率影响的开创性研究基础上, Nishioka 和 Ripoll (2012) 借助 32 个国家间投入产出数据,构建了一种衡量中间产品内嵌 R&D 存量的方法,并分析其与行业全要素生产率之间的关系。国内部分学者借鉴这一方法,研究了中国中间产品创新^①与全球价值链攀升 (郑江淮和郑玉, 2020)、进口中间产品内嵌技术与企业生产率 (谢谦等, 2021)、产业链内嵌国内技术进步与企业出口国内附加值率提升 (赵景瑞等, 2021) 等重要问题。此外,也有不少学者从国际贸易的角度考察了中间产品进口所引致的技术溢出对本国生产率的影响 (Amiti 和 Koings, 2007; Goldberg 等, 2008; Kasahara, 2008; Shepherd 和 Stone, 2011; 李有, 2006; 陈勇兵等, 2012; 张翊等, 2015; 张杰等, 2015; Liu 和 Qiu, 2016)。

以上涉及制造业中间产品投入与国内生产率的研究,并未就国外技术溢出促进国内生产率提升达成共识,测度方法 and 研究尺度不同可能是造成这一差异的主要原因。为此,本文从中间产品视角出发,参考已有文献^②将国外技术溢出与国内自主创新统一纳入模型的研究思路,采用 Nishioka 和 Ripoll (2012) 的度量方法,基于 2016 版世界投入产出表数据,对中国加入 WTO 后 (2004~2014 年) 的进口中间产品技术溢出、本土中间产品自主创新与行业生产效率三者间关系进行综合分析,以期为推动中间产品自主创新的政策研究及制定提供现实依据。

① 文章中使用中间产品内嵌国内 R&D 存量表征。由于本文涉及进口中间产品技术溢出,而广义上的中间产品创新应当包含进口中间产品技术溢出,因此本文使用“中间产品自主创新”来指代国内企业为提升中间产品质量所作的努力,但具体内涵与郑江淮和郑玉 (2020) 一致。

② 主要是 Coe 和 Helpman (1995)、Liu 和 Wei (2006)、金雪军等 (2006)、李小平 (2007)、吴延兵 (2008)、柳剑平和程时雄 (2011) 等。

一、经验观察与作用机理

1. 经验观察

技术溢出,又称为技术外溢,通常是指技术优势企业对同行业内或不同行业间企业产生了非自愿技术扩散,但又无法获取全部收益的一种经济外部性(杨晓静,2014)。本文主要关注发达国家技术优势企业对中国企业产生的非自愿技术扩散,因此应理解为国际技术溢出。在一个开放经济中,国际贸易与外商直接投资(FDI)是国际技术溢出的主要路径(李有,2006)。依据进口标的物属性不同,国际技术溢出导致生产率增长的渠道可分为两类:一类称为物化型技术溢出,指知识体现在有形商品当中,通过商品的流动而发生技术溢出;另一类称为非物化型技术溢出,指未包括在上述实物流动过程中的国际R&D外溢部分(高凌云和王洛林,2010)。图1展示了2003~2019年中国制造业国际技术溢出环境变化,其中为简要反映对国际技术依赖程度,加入了“国外技术引进合同金额”数据。从图1中可以看出,加工类中间产品^①进口总额在2012年之前呈现快速增长趋势,随后年份可能受到国内经济进入新常态,政府着力推进供给侧结构性改革的影响而出现了较大波动。从G7和韩国等发达国家进口的加工类中间产品总额与加工类中间产品进口总额变化趋势一致,但其占比自2011年开始缓慢下降,说明国内中间产品正在逐渐形成对进口中间产品的有效替代。制造业实际利用FDI在2011年之前呈现波动上升趋势,自2012年开始进入下降通道,虽然2018年出现短暂回升,但并没有改变外商投资企业规模进入较为稳定阶段的事实。与技术溢出环境变化相同,制造业国外技术引进合同金额也呈现先上升后下降的趋势,一定程度上说明中国对国外技术依赖程度有所下降。

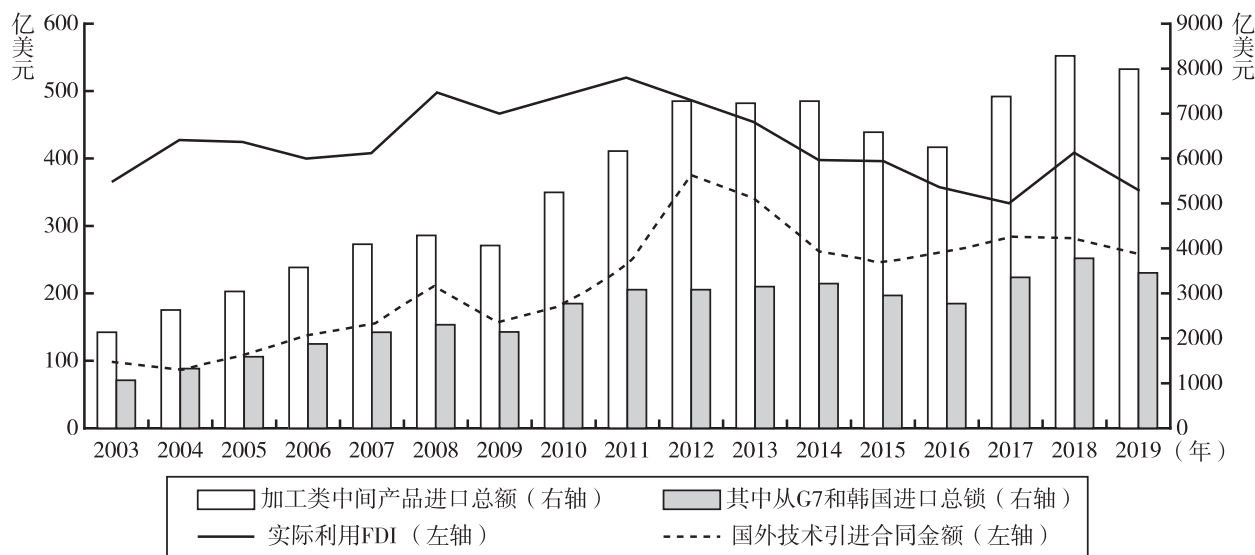


图1 中国制造业国际技术溢出环境变化

资料来源:根据CEPII BACI数据库(http://www.cepii.fr/cepii/en/bdd_modelle/bdd.asp)、国家统计局数据库(<https://data.stats.gov.cn/index.htm>)、《中国科技统计年鉴》整理所得。

^① 加工类中间产品为依据联合国第4版广义经济类别(Broad Economic Categories Rev.4, BEC4)与国民经济核算体系(The System of National Accounts, SNA)相对应的非初级中间产品(Intermediate),即代码为121、22、322、42、53的商品。此外,CEPII BACI提供的数据中商品编码为2002年版HS(the Harmonized System),利用联合国提供的转换表(Conversion table of HS2002 to BEC)进行了匹配。

自主创新,是指以创新主体为主导,获取自主知识产权为主旨,掌握核心技术、实现技术突破为主要目标,并完成创新转化和创新扩散的后续环节,使创新成果商品化、产业化的活动(潘宇瑶,2016)。自主创新是一个综合性概念,对应不同的实现主体,自主创新有着不同的内涵(刘凤朝等,2005),而针对行业的自主创新,应当落实到企业层面讨论。本文采用国家统计局的简要定义,即工业企业的自主创新活动就是指企业开展的 R&D 活动^①。图 2 展示了 2003~2014 年世界主要经济体(G7、韩国和中国)制造业研发投入强度对比,可以看出,除意大利和加拿大外,其余发达经济体的制造业研发投入强度远高于中国,说明中国制造业在做大过程中对自主创新的重视程度仍显不足。当然也应看到,中国制造业研发投入强度在这一时期不断加强,与日本、美国等创新强国在创新投入方面的差距持续缩小。

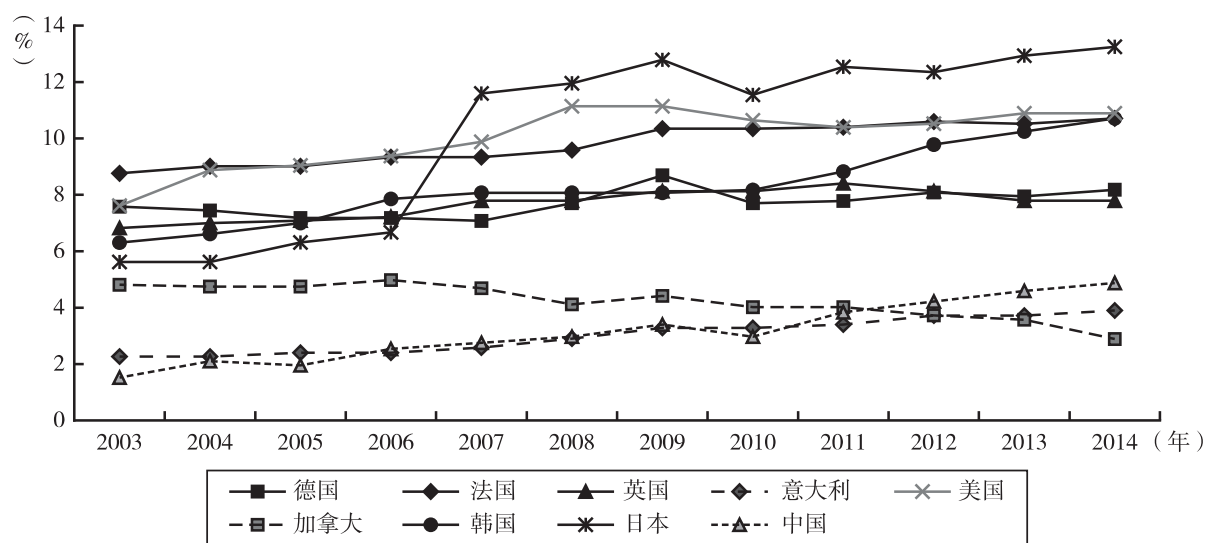


图 2 世界主要经济体制造业研发投入强度对比

注:研发投入强度采用制造业 R&D 经费支出与制造业增加值之比衡量。

资料来源:根据世界投入产出表数据库 (<https://www.rug.nl/ggdc/valuechain/wiod/>)、ANBERD 数据库 (https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=ANBERD_REV4) 和《中国科技统计年鉴》整理所得。

2. 作用机理

正如 Grossman 和 Helpman (1993) 所言,生产者在购买每一种中间产品时,均可考虑选择不同质量水平的产品,而中间产品的质量越高,最终产品的生产就越具有竞争力。本文聚焦于中间产品投入与制造业行业生产效率之间的关系,即探讨开放经济条件下,国内企业基于特定原则(利润最大化等)投入中间产品如何影响到行业生产效率的问题。从理论和现实来看,国内企业若要提高投入中间产品的质量,无外乎两条路径:进口国外高质量中间产品和选择国内高质量中间产品。两类中间产品作用于行业生产效率的机理并不相同。

(1) 技术溢出。国际贸易与 FDI 是国际技术溢出的主要路径,由于本文并未涉及 FDI,因此仅就进口中间产品作用于行业生产效率的机理进行阐述。进口中间产品主要通过技术溢出作用于行业生产效率,产生技术溢出的途径主要包括:数量效应、种类效应(互补效应)和进口学习效应(“进口中学”效应)^②。

数量效应。在一定数量范围之内,进口中间产品对行业生产效率的正向影响随着进口数

① 资料来源:《大中型工业企业自主创新统计资料(2004)》, <http://www.stats.gov.cn/ztc/ztsj/zxcxsj/>。

② 借鉴中间产品进口影响行业生产效率的分析逻辑。严格来说,这三种效应并非全部符合技术溢出的定义,但考虑到进口中间产品内嵌有 R&D 存量,因此将其视为广义技术溢出。

量的增多而强化,即存在规模效应。Coe 和 Helpman (1995) 的研究表明,一个国家的全要素生产率不仅依赖于国内研发资本,同时还依赖于国外研发资本,且后者的促进作用随着开放程度的深化而加强。部分学者将这一效应同 Romer (1990) 所讨论的人力资本作用相比较,认为开放贸易本质是将国家间的人力资本进行组合,进而提升各国生产效率(李小平等,2008;张翊等,2015)。Grossman 和 Helpman (1993) 也简要论证了本国和外国之间的商业交往越频繁,外国对本国知识存量增长的贡献就越大。

种类效应。与数量效应相对应,进口中间产品种类是影响行业生产效率的另一个重要因素。Broda 和 Weinstein (2006) 发现由于进口新品种所增加的收益使美国的福利增加了 2.6%,由此得出全球化通过进口新品种对福利产生重大影响的结论。Halpern 等 (2015) 也认为中间投入之间的互补性可以产生巨大的收入差异。由于国内外中间产品存在不完全替代性,因此国际贸易可以拓展国内企业选择中间产品的空间,增加企业进行最优化组合的可能性,从而进一步增强自身产品的市场竞争力。

进口学习效应。与“出口中学”效应类似,张杰等 (2014) 的研究表明国内同样存在“进口中学”效应,即进口增强了企业出口决策中“自我选择”的决策能力。进口中间产品(尤其是从发达国家进口)往往是具有更高质量或国内无法生产的产品,内嵌有国外最新技术信息。对于国内同行企业而言,出于争夺市场份额从而获取更大利润的动机,会利用国内下游企业生成的需求信息,对标与其竞争的进口中间产品,挖掘、模仿和学习内嵌其中的生产技术,即 Levinsohn (1993) 所验证的进口即市场准则假设 (Imports-as-market-discipline Hypothesis)。对于应用端企业,进口中间产品中较为先进的性能可能会刺激其开展针对性研发,以便更好地与进口中间产品进行组合。

值得关注的是,上述基于竞争而产生的技术溢出存在不确定性。Grossman 和 Helpman (1993) 认为,如果一国企业在全球技术竞争中处于不利地位,那么经济一体化可能导致该国用于 R&D 活动的资源流失。当进口中间产品技术复杂度较高时,国内同行企业在缺乏相应技术积淀或研发资金的情况下,短期内无法形成竞争优势来获取利润,最终导致企业退出竞争,类似于 Melitz (2003) 论证的国际贸易对行业内资源重新配置的催化剂作用。

(2) 自主创新。就企业开展 R&D 活动而言,R&D 支出是决定性因素。R&D 支出与经济增长的关系早在 20 世纪 50 年代便受到关注 (Griliches, 1979),目前基本达成了 R&D 支出能够促进经济增长(提高生产率)的研究共识。在 Grossman 和 Helpman (1993) 看来,企业开展的 R&D 活动主要包括两种:过程创新(降低已有商品的生产成本)和产品创新(发明出崭新的商品),产品创新又分为质量改进(与原有产品具有垂直关系)和功能增加(与原有产品具有水平关系)。在开放经济条件下,一国国内 R&D 投入一般具有两种作用:提高技术吸收能力和提高创造新信息能力 (Cohen 和 Levinthal, 1989; 张海洋, 2005)。国内企业在特定原则和政府宏观政策引导下,以产品创新为导向开展 R&D 活动,一方面可以提高技术吸收能力,以更好地消化、吸收和模仿进口中间产品的内嵌技术,从而生产出质量更高的产品,提升行业生产效率;另一方面可以独立开展创新活动以提高创造新信息的能力,在生产更高质量产品的同时,亦能够提升产品附加值,从而提升行业生产效率。此外,国内中间产品一般来自多个本土行业,因此技术溢出中的种类效应和学习效应同样存在。

由此,本文进一步作两点拓展性分析:一是结合经验观察和已有研究 (Grossman 和 Helpman, 1993; 吕一博等, 2017; 张永旺和宋林, 2019; 王莉静和王庆玲, 2019), 本文认为:中间产品技术溢出、自主创新对中国制造业行业生产效率的影响存在阶段性特征。随

着本土企业的成长和政府的大力推动，国内自主创新环境不断优化，企业对于中间产品的选择极有可能发生相应变化，如从大量进口向适度进口，从进口中高质量产品向只进口高质量产品转变。二是在进口学习效应和竞争效应的综合作用下，技术溢出与自主创新对行业生产效率的影响可能存在交互效应，而部分学者在类似研究中也发现了交互效应的存在（何雄浪和张泽义，2014；郑江淮和郑玉，2020）。

综上所述，图3总结了中间产品技术溢出、自主创新作用于行业生产效率的路径。中间产品自主创新正向作用于行业生产效率的机理较为清晰，而中间产品技术溢出对行业生产效率的影响存在正向和负向两种可能，两者综合作用下的影响无法通过理论分析进行判断。后续的研究将围绕上述机理分析开展实证检验和拓展性讨论，以期找出更具说服力的现实证据。

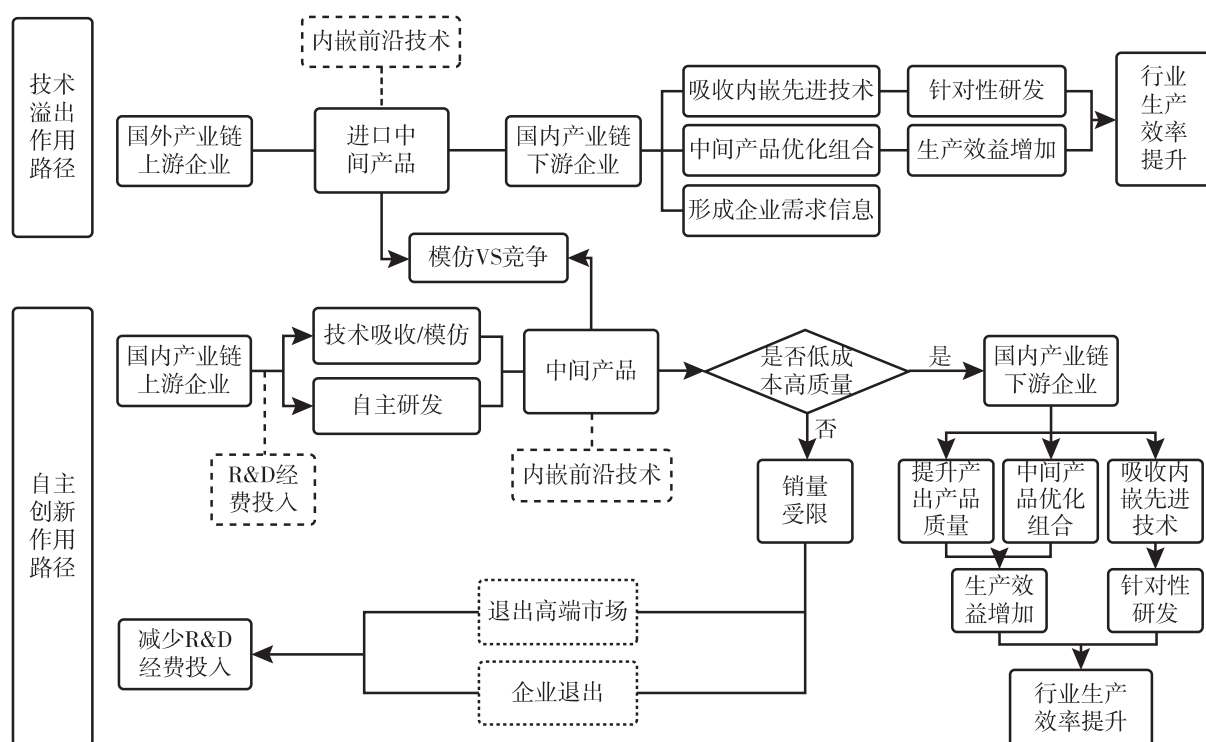


图3 中间产品技术溢出、自主创新作用于行业生产效率的路径

资料来源：作者绘制。

二、实证设计

在搜集并整理2016版世界投入产出表（WIOT）、中国官方统计数据等可靠数据的基础上，本文借助计量模型对作用机理进行实证检验。

1. 模型设定

（1）基准模型。为验证中间产品技术溢出与自主创新对制造业行业生产效率的影响是否在统计意义上存在，设定如下基准模型：

$$PE_{it} = \alpha + \beta_1 TS_{it} + \beta_2 SDI_{it} + \sum \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*表示制造业行业，*t*表示时间， α 为常数项，*PE*表示生产效率；*TS*表示进口中间产品技术溢出，*SDI*表示本土中间产品自主创新，*X*是控制变量集合，*u*表示行业固定效应， ε 为随机扰动项，其余均为待估参数。

(2) 阶段性特征检验。类似于经济结构发生变动, 假如中间产品技术溢出强度 (TS) 和自主创新强度 (SDI) 对行业生产效率 (PE) 的影响存在阶段性特征, 那么式 (1) 中的常数项 α 、待估参数 β_1 和 β_2 在不同阶段的取值应当不同。如果借鉴检验经济结构变动的一般方法, 向式 (1) 中加入阶段虚拟变量 (2010 年之前取值为 0, 2010 年及之后取值为 1)^① 及其与核心解释变量的交乘项, 可能会因为严重的多重共线性问题 (相关检验也证明确实存在) 而导致对交乘项系数的估计不准确。为避免这一问题, 且便于分析模型估计结果, 借鉴门槛回归模型的设定范式, 采用示性函数对模型进行分段:

$$PE_{it} = \alpha + \beta_1 TS_{it} \times I(t < 2010) + \beta_2 TS_{it} \times I(t \geq 2010) + \beta_3 SDI_{it} \times I(t < 2010) + \beta_4 SDI_{it} \times I(t \geq 2010) + stage + \sum \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $I(\cdot)$ 为示性函数, 当括号中条件为真时, 取值为 1; 反之, 则取值为 0。stage 为阶段虚拟变量, 2010 年之前取值为 0, 2010 年及之后取值为 1。其余参数含义与式 (1) 相同。

(3) 交互效应检验。Rajan 和 Zingales (1999) 在探讨金融发展如何促进经济增长的研究中, 首次提出使用变量交乘项来捕捉交互效应的实证策略, 此后被诸多学者借鉴。本文亦通过引入 TS 与 SDI 的交乘项来验证二者在影响行业 PE 过程中是否存在交互效应。在模型设定上, 为避免模型中其他控制变量的干扰, 采纳 Balli 和 Sørensen (2013) 的建议, 对 TS 和 SDI 进行 Frisch-Waugh 正交化之后再引入式 (1), 得到以下模型:

$$PE_{it} = \alpha + \beta_1 TS_{it}^\Psi + \beta_2 SDI_{it}^\Psi + \beta_3 TS_{it}^\Psi \times SDI_{it}^\Psi + \sum \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$PE_{it} = \alpha + \beta_1 TS_{it} + \beta_2 SDI_{it} + \beta_3 (TS_{it} - \overline{TS}_i) \times SDI_{it}^\Psi + \sum \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$PE_{it} = \alpha + \beta_1 TS_{it} + \beta_2 SDI_{it} + \beta_3 TS_{it}^\Psi \times (SDI_{it} - \overline{SDI}_i) + \sum \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, TS^Ψ 和 SDI^Ψ 分别表示对 TS 和 SDI 进行 Frisch-Waugh 正交化处理后的取值, $\overline{TS}$ 和 $\overline{SDI}$ 分别表示对 TS 和 SDI 取时间均值, 其余参数含义与式 (1) 相同。一般地, 若将式 (3) 中 TS^Ψ 和 SDI^Ψ 替换为 $(TS - \overline{TS})$ 和 $(SDI - \overline{SDI})$, 则为主流文献中估计交互效应的模型设定。

2. 变量选取与构建

(1) 被解释变量。采用全要素生产率指数来表征生产效率 (PE)。国内外涉及全要素生产率指数的研究浩如烟海, 主要方法分为参数估计和非参数估计两种, 研究对象涵盖国家、地区、行业和企业等各类主体, 然而不同方法所适用的对象并不相同。田友春等 (2017) 在比较十余种方法的测算结果之后, 认为非参数估计的 DEA 更适用于宏观分行业面板数据。本文采纳这一建议, 采用 DEA 方法中主要针对面板数据的 Malmquist 指数方法测算各行业全要素生产率指数。测算 Malmquist 指数过程中的核心设定为全局参比、产出导向、规模报酬不变, 鉴于 Malmquist 指数方法的应用极为普遍, 因此不再赘述具体模型。同邱斌等 (2008) 的研究类似, 本文所构建的核心解释变量均为程度型变量, 而 Malmquist 指数是 t 期生产率相对于 $t-1$ 期生产率的变化情况, 因此需要对 Malmquist 指数进行累乘, 得到 t

^① 基于两方面因素将研究周期 (2004~2014 年) 划分为 2004~2009 年和 2010~2014 年两段, 一方面尽可能平均划分研究周期, 另一方面考虑到中国自 2010 年开始逐渐进入金融危机后的深度调整期, 不断加大产业转型升级力度。

期生产率相对于基期生产率的变化情况。采用主流的两投入一产出数据测算 Malmquist 指数,具体说明如下。

资本投入:采用基期分行业固定资产净值(=固定资产原价合计-累计折旧)依次加上分行业实际资本形成额的方式构造资本投入序列。借鉴陈诗一(2011)的研究思路,由相邻年份固定资产原价合计之差减去相邻年份固定资产累计折旧之差,得到名义资本形成额。根据分行业建筑安装工程、设备工器具购置、其他费用三项投资比例对固定资产投资价格指数进行加权求和,得到分行业固定资产投资价格指数。利用分行业固定资产投资价格指数对名义资本形成额进行价格调整,从而得到 2003 年价格水平的实际资本形成额。

劳动投入:选取分行业全部从业人员年平均人数来衡量劳动投入。需要说明的是:①2012 年的数据缺失,采用 2011 年和 2013 年的平均值予以代替;②在研究周期(2003~2014 年)内,规模以上工业企业的统计口径发生了三次变化^①,从数据对比中可以看出,前两次变化对各类统计指标的影响并不大,而第三次变化对总量类指标影响同样不大,但对“企业单位数”和“全部从业人员年平均人数”等计数类数据影响较大,因此需要对分行业全部从业人员年平均人数进行调整,以缓解数据口径变动对测算结果的干扰。不同于朱天等(2017)和许宪春等(2020)采用假设调整系数的方法,本文首先根据 2009~2012 年数据计算出 2010 年和 2012 年全部从业人员年平均人数的平均增长率,并根据这一增长率计算出在统计口径不变情况下 2011 年全部从业人员年平均人数(简称旧口径人数,对应地,统计口径变化后的简称新口径人数);之后根据“新旧口径人数之比=新口径人数/旧口径人数”计算出新旧口径人数之比;最后假定新口径人数占比在 2011 年之后未发生大的变动,用 2012~2014 年新口径人数除以新旧口径人数之比,从而得到 2012~2014 年旧口径全部从业人员年平均人数。

产出指标:主流文献中衡量总产出的指标主要包括总产值和增加值两种,选择二者的主要区别在于是否考虑能源等中间投入,前者在投入集合中加入中间投入,而后者不包含。结合研究目的和数据可得性,本文选取各行业规模以上工业企业实际增加值来衡量行业总产出^②。借鉴李小平和李小克(2018)的做法,本文构建分行业实际增加值序列的主要数据包括:①2003 年、2005 年、2006 年按当年价格计算的分行业增加值(2004 年数据缺失);②自 2007 年开始按月度发布的“按可比价格计算的规模以上工业企业分行业工业增加值累计增长速度”;③2004~2006 年按工业行业分工业品出厂价格指数。在具体构建过程中,首先假定 2004 年分行业增加值与总产值的比值较 2003 年未发生较大变化,根据总产值推算出 2004 年增加值;其次,基于 2004~2006 年分行业工业品出厂价格指数,将 2004~2006 年按当年价格计算的分行业增加值调整到 2003 年价格水平;最后,利用相应年份分行业工业增加值累计增长速度(12 月累计增长速度即为全年累计增长速度)计算出历年实际增加值数据。

(2) 核心解释变量。基于 R&D 投入强度能够在一定程度上体现创新能力强弱的主流认知,分别选取技术溢出强度和自主创新强度来表征进口中间产品技术溢出(TS)和本土中

① 三次变化分别为:2003~2006 年,规模以上工业企业是指全部国有及年主营业务收入达到 500 万元及以上的非国有工业法人企业;从 2007 年开始,规模以上工业企业的统计范围为年主营业务收入达到 500 万元及以上的工业法人企业;2011 年规模以上工业企业统计范围的起点标准从年主营业务收入 500 万元提高到 2000 万元。

② 如无特别说明,本文所使用的分行业数据均为规模以上工业企业口径。

间产品自主创新 (*SDI*) 的程度, 二者的构建在一个框架下进行。为了获取任意特定行业所使用的国内外中间产品所蕴含的研发知识存量, Nishioka 和 Ripoll (2012) 提出了中间产品 R&D 内容 (*R&D Content of Intermediates*) 的概念及其测度方法, 该方法与 Coe 和 Helpman (1995) 所提出的方法原理类似, 但侧重于中间产品领域。鉴于一国部门或行业整体的研发投入数据容易获取, 但专门用于中间产品创新的研发投入数据缺失的现实状况, 郑江淮和郑玉 (2020) 借鉴 Nishioka 和 Ripoll (2012) 的测度方法和分解思路, 将国内 13 个行业使用的中间产品所嵌入的 R&D 存量分解为中间产品创新强度和通过参与全球价值链分工所获得的技术溢出。本文综合借鉴 Nishioka 和 Ripoll (2012)、郑江淮和郑玉 (2020) 的研究, 计算各行业使用的中间产品所嵌入的全部、国外以及国内 R&D 存量, 公式如下:

$$F_{kht} = \sum_j \sum_g D_{jt}(g) A_{jkt}(g, h) Q_{kt}(h) \quad (6)$$

$$F_{kht}^f = \sum_{j \neq k} \sum_g D_{jt}(g) A_{jkt}(g, h) Q_{kt}(h) \quad (7)$$

$$F_{kht}^d = \sum_g D_{kt}(g) A_{kkt}(g, h) Q_{kt}(h) = F_{kht} - F_{kht}^f \quad (8)$$

其中, 下标 j 和 k 代表国家 (假设有 M 个国家), g 和 h 代表制造业行业 (假设有 N 个行业), F 表示行业使用的中间产品所嵌入的全部 R&D 存量。 D 为 $1 \times MN$ 阶行向量, 表示 M 个国家 N 个行业每单位产品内嵌的 R&D 存量。 $A = (I - B)^{-1} B$, I 为 $MN \times MN$ 阶单位矩阵, B 为 $MN \times MN$ 阶直接消耗系数矩阵。 Q 为 $MN \times MN$ 阶分块对角产出矩阵。受篇幅所限, 不再详细介绍计算过程, 读者可参考相关文献。

式 (7) 中的 F^f 表示行业使用的中间产品所嵌入的国外 R&D 存量, 借鉴主流做法, 用该值与行业主营业务收入^①之比来表征进口中间产品技术溢出强度 (*TS*), 能够较好地涵盖物化型和非物化型两种技术溢出渠道。式 (8) 中的 F^d 表示行业使用的中间产品所嵌入的国内 R&D 存量, 用该值与行业主营业务收入之比来表征本土中间产品自主创新强度 (*SDI*)。

R&D 存量。遵循 Coe 和 Helpman (1995)、Nishioka 和 Ripoll (2012) 的研究思路, 本文亦采用永续盘存法构建各个国家制造业行业 R&D 存量序列。与上述两篇文献不同的是, 考虑到各行业 R&D 支出在研究周期前后阶段的增长速度存在明显差异, 因此仅使用研究周期前 4 年的数据 (截至 2007 年) 计算 R&D 支出平均增长速度 (若前 4 年存在数据缺失, 依次向后顺延)。

价格因素调整。从式 (6) ~ 式 (8) 中可以看出, 矩阵 D 和 Q 为价值量, 需要对其价格进行相应调整。利用世界投入产出数据库 (WIOD) 中的 2016 版社会经济账户 (SEA) 数据, 在计算出 2010 年价格水平的历年制造业实际增加值的基础上, 构造出各国家制造业增加值平减指数, 并根据该平减指数对历年的 R&D 支出进行价格调整。历年名义总产出直接根据总产出价格指数对其进行调整。

(3) 控制变量。借鉴李春顶 (2009)、陈丰龙和徐康宁 (2012)、陈超凡 (2016) 等的研究, 选取以下控制变量: 资本密度 (*capital*), 用行业内规模以上工业企业固定资产净值占主营业务收入的比重来衡量; 私营企业占比 (*POE*), 即行业内规模以上非国有控股工业企

① 由于官方在 2011 年之后不再公布制造业分行业总产值数据, 因此采用与总产值数据高度相关的主营业务收入数据予以替代。针对该数据同样进行了价格调整。

业资产总计占全部工业企业资产总计的比重；对外开放程度 (*open*)，用行业出口额与行业内规模以上工业企业主营业务收入之比表示。

3. 数据来源及说明

用于测算制造业分行业 Malmquist 指数的数据来自相应年份的《中国统计年鉴》《中国工业（经济）统计年鉴》，国家统计局数据库。用于计算 *TS* 和 *SDI* 的投入产出数据主要来自 WIOD 中的 2016 版 WIOT 和 SEA。用于构建各行业 R&D 存量的分行业商业 R&D 支出数据来自经济合作与发展组织 (OECD) 的 ABERD (Analytical Business Enterprise R&D) 数据库^①，《中国科技统计年鉴》^②。行业出口额数据来自 WIOD 中的 2016 版中国国家投入产出表 (National I-O Tables)。

在计算国内行业使用的中间产品所嵌入的国外 R&D 存量过程中，将计算范围缩小至 G7 和韩国（记为 G7+韩国），主要因为 G7+韩国的制造业 R&D 支出占全球制造业 R&D 支出的比重较大，工业技术水平先进，且中国从以上国家进口的加工类中间产品比重接近 50%，具有较好的代表性。

WIOT 中的行业分类标准与中国国民经济行业分类标准并不完全匹配，为最大程度保留有效样本，本文依据相关原则对二者进行了匹配及组合，共整理出 17 个制造业大类行业^③。本文的研究周期为 2003~2014 年^④，但由于各行业 Malmquist 指数的基期（2003 年）均为 1，因此在计量模型的估计中剔除 2003 年的样本。变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量符号	单位	均值	标准差	最小值	最大值
生产效率	<i>PE</i>	—	1.4456	0.3915	0.8674	3.2032
技术溢出强度	<i>TS</i>	%	0.2396	0.2039	0.0137	0.9596
自主创新强度	<i>SDI</i>	%	2.1353	1.9715	0.1127	12.6691
资本密度	<i>capital</i>	%	25.5760	9.3737	14.0300	59.5400
私营企业占比	<i>POE</i>	%	25.1813	17.3260	3.3200	69.5600
对外开放程度	<i>open</i>	%	17.2860	15.2575	2.4300	65.2200

三、实证结果与分析

在模型估计之前，针对模型中变量平稳性、多重共线性以及截面相关性（组间同期相关）进行了统计检验，结果显示主要变量均不存在单位根和严重的多重共线性问题，但存在

① 该数据库所提供的数据中，部分国家个别行业存在数据缺失问题，但缺乏进行科学推算的必要数据，因此不对缺失值进行补齐处理，均按 0 对待。

② 中国 R&D 经费支出包括内部支出，以及外部支出中“对境内高校支出”和“对境内研究机构支出”。

③ 17 个制造业大类行业包括：食品、饮料和烟草制品的制造；纺织品制造、服装和皮革制品；木材、木材制品和软木制品的制造（家具除外）、草编制品及编织材料物品的制造；纸和纸制品的制造；记录媒介物的印制及复制；焦炭和精炼石油产品的制造；化学品及化学制品的制造；药品、药用化学品及植物药材的制造；橡胶和塑料制品的制造；其他非金属矿物制品的制造；基本金属的制造；金属制品的制造，但机械和设备除外；计算机、电子和光学产品的制造；电力设备的制造；未另分类的机械和设备的制造；交通运输设备的制造；家具制造、其他制造。限于篇幅，未展示详细匹配过程。

④ 选择这一区间作为研究周期的原因如下：一是中国于 2001 年 12 月 11 日正式加入世界贸易组织 (WTO)，考虑到国内中间产品生产融入国际市场需要一定的时间，因此将研究起点放在 2003 年。二是 2002 年，中国国民经济行业分类标准在 1994 年的基础上进行了比较大的调整，将研究起点放在调整之后的 2003 年也可以避免行业匹配问题。

较强的截面相关性，因此在模型估计中使用 Driscoll 和 Kraay (1998) 提出的标准误差估计方法（称为 Drisc/Kraay 标准误）。

1. 模型估计结果及分析

(1) 基准回归。基准模型的估计结果如表 2 第 (1) ~ (2) 列所示, 其中第 (1) 列未添加控制变量, 第 (2) 列添加了控制变量, 二者仅系数值大小略有不同, 系数符号和显著性水平均保持一致, 表明中间产品技术溢出强度 (TS) 和中间产品自主创新强度 (SDI) 对行业生产效率 (PE) 的影响较为稳定。从结果中可以看出, TS 的估计系数为负, 且显著性水平达到 1%, 意味着在其他变量不变的情况下, TS 每提高 0.1 个百分点, 行业 PE 下降 0.9080 个单位, 即 90.8%。这一结果说明竞争效应在 TS 作用于行业 PE 的过程中居于主导地位, 但必须谨慎解读, 以免提炼出错误的政策启示。关于技术溢出与国内生产率关系的分析, 由于指标测度、估计方法和研究周期等存在差异, 导致实证研究并没有得出一致结论。在借鉴相关研究的基础上, 后文将结合后续实证结果进行综合性分析。 SDI 的估计系数显著为正, 在其他变量不变的情况下, SDI 每提高 1 个百分点, 行业 PE 提高 0.0755 个单位, 即 7.55%。这一结果同理论分析一致, 说明在研究周期内中间产品自主创新对行业生产效率具有重要促进作用。

表 2

主要模型估计结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TS	-1.2450^{***} (0.2920)	-0.9080^{***} (0.2210)		-0.9590^{***} (0.2260)	-0.9080^{***} (0.2280)	-0.9390^{***} (0.2350)	-0.8120^{***} (0.1670)
SDI	0.1270^{***} (0.0149)	0.0755^{***} (0.0099)		0.0716^{***} (0.0095)	0.0746^{***} (0.0164)	0.0628^{***} (0.0093)	0.1180^{***} (0.0262)
TS (Year<2010)			-0.7440^{**} (0.2860)				
TS (Year $\geq$ 2010)			-0.9370^{***} (0.1860)				
SDI (Year<2010)			0.1250^{**} (0.0397)				
SDI (Year $\geq$ 2010)			0.0873^{***} (0.0175)				
$stage$			0.2520^{**} (0.0869)				
$(TS - \overline{TS}) \times$ $(SDI - \overline{SDI})$				-0.0964 (0.0921)			
$TS^{\Psi} \times SDI^{\Psi}$					0.0039 (0.0407)		
$(TS - \overline{TS}) \times SDI^{\Psi}$						0.1610^{***} (0.0444)	
$TS^{\Psi} \times (SDI - \overline{SDI})$							-0.1490^{**} (0.0622)

(续)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
常数项	1.4730*** (0.0899)	2.190*** (0.1830)	1.6660*** (0.1650)	2.2090*** (0.1750)	2.1920*** (0.1750)	2.2320*** (0.1830)	2.0220*** (0.1740)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
样本量	187	187	187	187	187	187	187
组内 R ²	0.2284	0.5517	0.6045	0.5522	0.5517	0.5574	0.5584

注：本文涉及使用 Drisc/Kraay 标准误的估计均采用 Stata 中的外部命令“xtsc”完成，括号内为 Drisc/Kraay 标准误，**、*** 分别表示在 5%、1% 的水平上显著。

(2) 阶段性特征。表 2 第 (3) 列报告了阶段性特征检验的估计结果，TS 和 SDI 在两个时期的估计系数存在较大变动，且至少在 5% 的水平上显著，而阶段虚拟变量 (*stage*) 同样在 5% 的水平上显著，从统计意义上可以证明制造业行业生产体系在 2010 年前后发生了变化，具有较为明显的阶段性特征。相较于第一个阶段 (2004~2009 年)，第二个阶段 (2010~2014 年) 具有以下特征：TS 对行业 PE 的负向效应进一步增强，在其他变量不变的情况下，TS 每提高 0.1 个百分点，行业 PE 比第一个阶段多下降 1.93%，说明 TS 上升与行业 PE 下降 (TS 下降与行业 PE 上升) 的关系更加紧密，其中的原因同样需要结合交互效应的检验结果进行分析；SDI 对行业 PE 的正向作用有所减弱，在其他变量不变的情况下，SDI 每提高 1 个百分点，行业 PE 的上升幅度较第一个阶段降低 3.77 个百分点。可能的原因是，随着中国与发达国家的技术差距不断缩小，国内企业模仿和学习的空间逐渐压缩，形成创新产出的难度相对增大。

(3) 交互效应。为充分捕捉 TS 与 SDI 之间的交互作用，估计了主流模型和 Balli 和 Sørensen (2013) 建议的 3 种检验模型，估计结果如表 2 第 (4)~(7) 列所示。在第 (4) 列主流模型中， $(TS - \overline{TS}) \times (SDI - \overline{SDI})$ 的估计系数为负，但在统计意义上不显著。在第 (5) 列排除其他变量干扰的模型中， $TS^\psi \times SDI^\psi$ 的估计系数虽然变为正数，但同样不显著。由基准模型的估计结果可知，TS 与 SDI 的提高对行业 PE 的作用是相反的，而这一相反作用可能会抵消 TS 与 SDI 在影响行业 PE 过程中的交互效应，从而使得交互效应在统计意义上不存在。为此，进一步检验了 TS 和 SDI 是否在对方影响行业 PE 的过程中发挥着某种作用，称为调节效应。第 (6) 列 $(TS - \overline{TS}) \times SDI^\psi$ 的估计系数表示 SDI^ψ 在 TS 影响行业 PE 过程中发挥的调节效应，该系数显著为正，说明在排除其他变量对 SDI 的影响后，SDI 的提高能够抑制 TS 对行业 PE 的负向影响。可能的原因是，自主创新投入增强了国内企业的综合技术水平，一方面强化了技术吸收能力，从而加快和深化了进口中间产品内嵌技术转化；另一方面提升了自身产品质量，在与进口中间产品组合的过程中实现了“1+1>2”的效果，从而提升了行业 PE。第 (7) 列 $TS^\psi \times (SDI - \overline{SDI})$ 的估计系数表示 TS^ψ 在 SDI 影响行业 PE 过程中发挥的调节效应，该系数显著为负，说明在排除其他变量对 TS 的影响后，TS 的提高会抑制 SDI 对行业 PE 的正向影响。可能的原因是，进口中间产品内嵌 R&D 存量在一定场合下与国内中间产品内嵌 R&D 存量存在相互竞争，具有较强的替代关系。

(4) 技术溢出强度 (TS) 直接效应为负的综合分析。对于技术溢出抑制国内生产率的原因，有研究认为中国参与国际分工的方式决定了国际技术扩散的直接效应为负，技术扩散

对本土研发能力具有挤出效应和锁定效应（王明成，2015）；也有研究认为进口技术溢出没有推动中国企业掌握核心技术，难以有效提升本土企业自主创新能力（郑江淮和郑玉，2020）。以上分析均有其合理性，但具体分析仍需结合自身研究实际。本文通过行业使用的中间产品内嵌国外 R&D 存量与行业主营业务收入之比来衡量技术溢出强度，并非内嵌国外 R&D 存量本身，因此要准确分析该变量的影响，必须同该变量的变化特征相结合。图 4 表明，与内嵌国外 R&D 存量平稳上升的趋势不同， TS 呈现出波动下降趋势，说明内嵌国外 R&D 存量增速总体上要小于行业主营业务收入增速，使得 TS 与 PE 在统计上呈现负向联系，国内制造业发展在总体上并没有对进口中间产品形成严重依赖。交互效应的检验结果显示， SDI 能够抑制 TS 对行业 PE 的负向影响。可能的原因是，自主创新投入增强了国内企业对进口中间产品内嵌复杂技术的吸收能力。 TS 能够抑制 SDI 对行业 PE 的正向影响，表明 TS 与 SDI 具有一定的相互替代性。考虑到 TS 波动下降、 SDI 平稳上升的现实，本文认为 TS 下降时与 TS 具有替代关系的 SDI 能够迅速填补 TS 下降的缺口，使得 TS 的下降与行业 PE 的上升产生显著的负向联系，即直接效应为负。

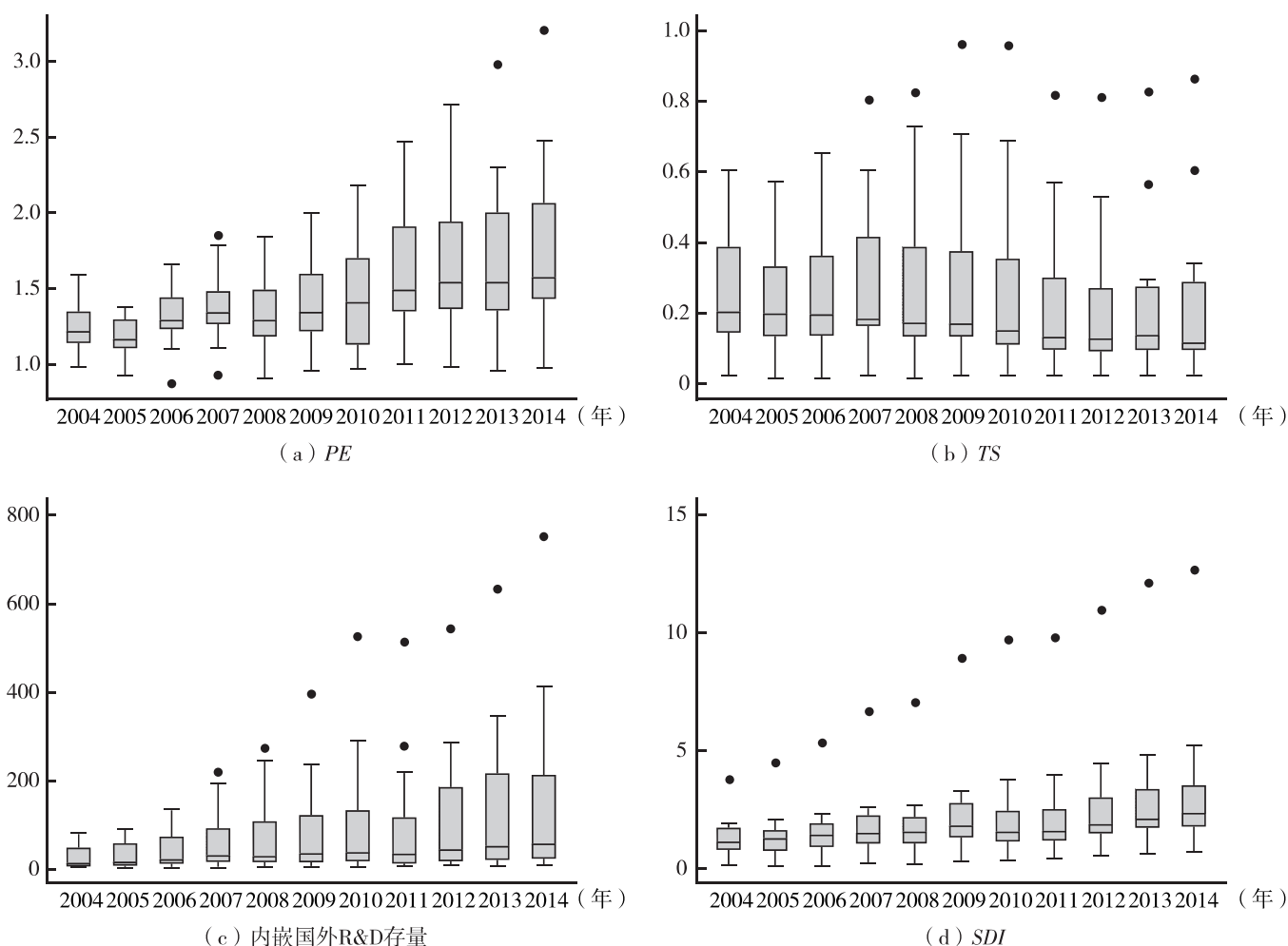


图 4 部分变量时序变化箱形图

资料来源：作者计算所得。

2. 稳健性检验

为验证以上研究结论是否具有较强的稳健性，进行如下检验。

(1) 模型函数形式。本文计量模型采用的函数形式为主流的线性形式，并非根据严格的数理推导设定的，因此存在忽略非线性项的可能。在此，向基准模型中加入 TS 和 SDI 的

平方项,从而检验函数形式是否为非线性,估计结果如表3第(1)列所示。估计结果显示, TS^2 和 SDI^2 的系数分别显著为正和显著为负,说明 TS 与行业 PE 呈U形关系, SDI 与行业 PE 呈倒U形关系。根据伍德里奇(2015)的建议,进一步计算其拐点(转折点)的位置,以判断拐点是否具有实际意义。通过计算可知, TS 的拐点为0.7895,位于其右侧的样本量为8个,占比仅为4.28%,因此该拐点并不具有实际意义; SDI 的拐点为13.4082,为变量的最大值,因此该拐点同样不具有实际意义。由此可知,本文设定的线性函数形式是合适的。

(2) 内生解释变量。由于 TS 和 SDI 与行业 PE 可能存在逆向因果关系,以及普遍存在的遗漏变量问题,使得 TS 和 SDI 极有可能为内生解释变量。为检验模型是否存在内生性以及评估内生性问题对估计结果造成的影响,借鉴Nishioka和Ripoll(2012)、Reed(2015)的检验思路,选取 TS 和 SDI 的一阶滞后作为工具变量,在通过相关工具变量检验的基础上进行了内生性检验。检验结果显示, TS 在5%的显著性水平上不能拒绝原假设(不存在内生性),而 SDI 则在5%的显著性水平上拒绝原假设,因此 SDI 为内生解释变量。使用 SDI 的一阶滞后作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计(2SLS),估计结果如表3第(2)列所示。与基准模型估计结果相比,2SLS估计结果在数值和显著性水平方面均未发生明显变化,因此认为内生性问题对原模型估计结果的影响可以忽略,不对其余模型进行2SLS估计。

(3) 行业异质性。本文选取的17个制造业行业由于在生产技术上存在较大差异,导致 TS 和 SDI 同样存在较大差异,而这种差异是否会严重影响到模型估计结果的稳健性呢?根据《高技术产业(制造业)分类(2017)》和《浙江省高新技术产业(制造业)统计分类目录(2018)》,将17个制造业行业划分为高技术产业^①和非高技术产业。类似于阶段性特征检验的方法,将行业特征(高技术产业取值为1,非高技术产业取值为0)通过示性函数的方式引入模型,估计结果如表3第(3)列所示。估计结果显示,虽然系数值大小存在一定差异,但由基准模型得出的结论在高技术产业和非高技术产业中仍然成立。可能的原因是,就 TS 而言,非高技术产业从G7+韩国进口的中间产品较少,因此 TS 的取值更小,进而导致其弹性更大;就 SDI 而言,相较于非高技术产业,高技术产业的创新难度更大,相同创新投入的情况下,高技术产业的产出可能更低,因此其弹性较小。

表3 稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(3)
TS	-2.4200*** (0.6370)	-0.8240*** [0.2203]	TS (high=0)	-1.1820* (0.5780)
SDI	0.1310*** (0.0368)	0.0606*** [0.0129]	TS (high=1)	-0.8150*** (0.2540)
TS^2	1.5330** (0.5170)		SDI (high=0)	0.0874** (0.0334)
SDI^2	0.0049** (0.0018)		SDI (high=1)	0.0743*** (0.0083)

① 高技术产业为:化学品及化学制品的制造,药品、药用化学品及植物药材的制造,其他非金属矿物制品的制造,计算机、电子和光学产品的制造,电力设备的制造,未另分类的机械和设备的制造,交通运输设备制造。

(续)

变 量	(1)	(2)	变 量	(3)
常数项	2.1780*** (0.1810)	2.2390*** [0.1090]	常数项	2.1680*** (0.1810)
控制变量	是	是	控制变量	是
样本量	187	187	样本量	187
组内 R^2	0.5703	0.5500	组内 R^2	0.5531

注：圆括号内为 Drisc/Kraay 标准误，方括号内为聚类稳健标准误，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。因为搜集有 2003 年的数据，故第 (2) 列中的样本量仍为 187。

四、进一步讨论

考虑信息化和工业化深度融合的数字化发展趋势及充分挖掘国内超大规模市场优势的现实需要，在前文实证分析基础上，进一步探讨数字化发展与本土市场规模演化在中间产品技术溢出与自主创新影响行业生产效率过程中发挥的作用。为此，构建数字化发展和本土市场规模演化两个指标，并将指标及其与 TS 和 SDI 的交乘项加入基准模型，用以捕捉二者的调节效应。采用各行业消耗的数字经济核心产业中间投入^①与全部从业人员年平均人数之比，即数字经济渗透程度 (DE) 来表征分行业的数字化发展程度。参考邱斌和尹威 (2010)、陈丰龙和徐康宁 (2012) 的做法，采用行业销售产值减去行业出口额来表示分行业本土市场规模演化 ($market$)^②。与主要模型估计策略一致，同时估计主流模型及 Balli 及 Sørensen (2013) 建议的检验模型，估计结果见表 4。

表 4 调节效应估计结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(3)	(4)
TS	-1.1750*** (0.3490)	-1.0960*** (0.3390)	TS	-0.5910*** (0.1650)	-0.5200*** (0.1550)
SDI	0.0803*** (0.0161)	0.0728** (0.0241)	SDI	0.0727*** (0.0118)	0.0815*** (0.0100)
DE	-0.0349 (0.0218)	0.0002 (0.0160)	$market$	-0.1090* (0.0558)	-0.1180* (0.0635)
$(TS - \overline{TS}) \times (DE - \overline{DE})$	-0.7700** (0.3380)		$(TS - \overline{TS}) \times (market - \overline{market})$	-0.3570 (0.3760)	

① 《数字经济及其核心产业统计分类 (2021)》(国家统计局令第 33 号) 基于《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017) 同质性原则，对国民经济行业分类中符合数字经济产业特征的和以提供数字产品 (货物或服务) 为目的的相关行业类别活动进行再分类。其中数字经济核心产业小类 (五位数) 行业与《国民经济行业分类》中的小类 (四位数) 行业相对应，本文将数字经济核心产业小类行业汇总到《国民经济行业分类》中的大类 (两位数) 行业，并将数字经济核心产业小类行业占比超过 50% 的大类 (两位数) 行业算作数字经济核心产业，最终挑选出计算机、通信和其他电子设备制造业，电信、广播电视和卫星传输服务，互联网和相关服务，软件和信息技术服务业四个大类行业，并将其与 WIOT 中的行业进行匹配。此外，主流中衡量数字经济发展程度的方法并不适用于本文分行业的研究，而测度特定资本品在行业中的应用程度则难度较大，因此基于行业间投入产出关系来测度数字经济渗透程度是比较好的方法。由于后向关联系数没有考虑中间投入的用途 (作为原材料完全消耗还是用于其他用途) 和价格因素问题，因此未采用。

② 单位根检验显示该变量非平稳，因此采用其一阶差分。

(续)

变 量	(1)	(2)	变 量	(3)	(4)
$(SDI - \overline{SDI}) \times (DE - \overline{DE})$	0.0506 (0.0427)		$(SDI - \overline{SDI}) \times (market - \overline{market})$	0.0286 (0.0326)	
$(TS - \overline{TS}) \times DE^{\Psi}$		0.1020* (0.0483)	$(TS - \overline{TS}) \times market^{\Psi}$		0.2950 (0.2610)
$(SDI - \overline{SDI}) \times DE^{\Psi}$		-0.0054 (0.0037)	$(SDI - \overline{SDI}) \times market^{\Psi}$		0.0618*** (0.0139)
常数项	2.3400*** (0.2050)	2.2310*** (0.1820)	常数项	3.2120*** (0.5800)	3.2350*** (0.6520)
控制变量	是	是	控制变量	是	是
样本量	176	176	样本量	187	187
组内 R^2	0.5631	0.5616	组内 R^2	0.5808	0.5895

注：括号内为 Drisc/Kraay 标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。第 (1) ~ (2) 列的估计中剔除了计算机、通信和其他电子设备制造业。

表 4 第 (1) ~ (2) 列展示了 DE 对 TS 和 SDI 影响行业 PE 的调节效应。相对于交乘项 $(TS - \overline{TS}) \times (DE - \overline{DE})$ 而言, $(TS - \overline{TS}) \times DE^{\Psi}$ 的估计系数由负转正, 且至少在 10% 的水平上显著, 说明在排除其他变量干扰的情况下, DE 能够抑制 TS 对行业 PE 的负向效应, 与 SDI 发挥的作用相同。可能的原因是, 当行业中数字经济渗透强度提高, 一方面国外进口中间产品内嵌技术信息的传播也将变得更加便捷, 从而间接增强行业内技术吸收能力; 另一方面本土企业的产品质量得到提升, 从而更好地与进口中间产品进行组合。相较于 $(SDI - \overline{SDI}) \times (DE - \overline{DE})$ 的估计结果, $(SDI - \overline{SDI}) \times DE^{\Psi}$ 的估计系数由正转负, 但在统计意义上并不显著, 说明在排除其他变量干扰的情况下, DE 促进 SDI 对行业 PE 正向效应的作用并不明显, 甚至可能会抑制 SDI 对行业 PE 的正向效应, 且这一结论在分行业的检验中同样成立^①。该结论与蔡跃洲和张钧南 (2015)、郭家堂和骆品亮 (2016) 等的研究结论有所不同, 倾向于支持“索洛悖论”。可能的原因是, 相较于发达国家, 中国政府于 2011 年才开始大力推动信息化和工业化深度融合, 而两化融合的效应在本文的研究周期内尚没有明显形成^②。此外, 本文在指标测度方法、实证方法等方面可能存在的不足也是重要原因。就目前来看, 国内关于数字化发展、信息化和工业化融合的研究多侧重于国家和省域层面, 深入行业的研究并不多见, 是当下和今后较为重要的研究方向。

表 4 第 (3) ~ (4) 列展示了 $market$ 对 TS 和 SDI 影响行业 PE 的调节效应。虽然交乘项 $(TS - \overline{TS}) \times market^{\Psi}$ 的估计系数在统计意义上不显著, 但其符号为正, 且此时 TS 估计系数的绝对值较基准模型有了较大幅度的降低, 说明 $market$ 存在抑制 TS 对行业 PE 负向作用的可能。至少可以证明, 随着中国加入 WTO 和本土市场规模的扩大, 大幅增加的中间产品进口在一定程度上提升了国内制造业行业的生产效率。 $(SDI - \overline{SDI}) \times market^{\Psi}$ 的估计系数显著为正, 说明在排除其他变量干扰的情况下, $market$ 能够促进 SDI 对行业 PE 的正向作用。可能的原因是, 国内初步形成需求牵引供给的格局, 不断扩大的本土市场规模一

① 限于篇幅和研究主题, 未展示分行业检验结果。

② 结合阶段性特征分析的经验, 同样对这一实证分析进行分阶段检验, 结论并没有发生变化。

方面要求行业企业提升产能,另一方面要求行业企业提高产品质量和性能,企业在利润的驱使下加大研发力度,力争获得更多市场份额。另外,有意思的是,*market* 的估计系数在10%的水平上显著为负,说明在 *TS* 和 *SDI* 的均值水平上,*market* 的增加会抑制行业 *PE* 的增加。可能的原因是,当技术进步跟不上市场规模扩大的步伐,增加的供给来自同效率或低效率生产,从而降低了总体生产效率。

五、主要结论与政策启示

本文从中间产品视角出发,结合内生增长理论和已有实证经验,首先对中间产品技术溢出与自主创新作用于行业生产效率的机理进行了梳理,而后基于2016版世界投入产出表和官方统计数据实证检验了2004~2014年中间产品技术溢出与自主创新对中国制造业行业生产效率的影响,并进一步讨论了数字化发展和本土市场规模演化在其中发挥的作用,得出以下结论。

(1) 从理论上看,中间产品自主创新正向作用于行业生产效率的机理较为清晰,而中间产品技术溢出对行业生产效率的影响存在正向和负向两种可能,两者综合作用下的影响无法通过理论分析进行判断;中间产品技术溢出、自主创新对中国制造业行业生产效率的影响可能存在阶段性特征和交互效应。

(2) 从实证上看,本土中间产品自主创新对行业生产效率具有显著的正向影响;进口中间产品技术溢出对行业生产效率的直接效应显著为负。技术溢出与自主创新具有一定的相互替代性,自主创新投入的增加在提高企业技术吸收能力和创造新信息能力的同时,也在一定程度上削弱了进口中间产品的技术溢出,形成了技术溢出下降但行业生产效率提升的特征事实。

(3) 技术溢出与自主创新对行业生产效率的影响存在显著的阶段性特征,相较于第一个阶段(2004~2009年),第二个阶段(2010~2014年)技术溢出对行业生产效率的负向作用进一步增强,而自主创新对行业生产效率的正向作用有所减弱。

(4) 技术溢出与自主创新的交互效应在统计意义上不存在,但分别存在调节效应;在排除其他变量对技术溢出的影响后,自主创新的提高能够抑制技术溢出对行业生产效率的负向影响,而技术溢出的增加会抑制自主创新对行业生产效率的正向影响。

(5) 在排除其他变量干扰的情况下,行业数字化发展程度的提高能够抑制技术溢出对行业生产效率的负向影响,但促进自主创新对行业生产效率正向影响的作用并不明显,甚至可能会产生抑制作用;行业本土市场规模的扩大能够显著增强自主创新对行业生产效率的正向影响,但抑制技术溢出对行业生产效率负向影响的作用在统计意义上并不显著。

根据以上结论,本文给出如下政策启示。

(1) 《“十三五”国家科技创新规划》和《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》均针对突破关键核心技术进行了重要部署,强调围绕产业链部署创新链,但并未明确提出中间产品自主创新。考虑中间产品生产作为产业链重要环节的客观现实,建议进一步转变侧重于最终产品创新的工作思路,高度重视中间产品自主创新,建立健全围绕产业链开展创新活动的协同创新机制。

(2) 就发展现状而言,国内部分领域的高技术复杂度中间产品投入对国外中间产品的依赖在短期内不会改变,要理性认识进口中间产品技术溢出对行业生产效率的负向作用,正确看待中间产品进口在中国制造业发展不同阶段的作用。一方面,要持续扩大开放,不轻易针对特定国家或企业设置有形或无形的障碍;另一方面,要尽可能提升进口中间产品的多元化水平,力所能及地保障关键中间产品进口安全。

(3) 从统计数据来看,“十三五”期间,中国制造业各行业规模以上企业中有产品或工艺创新活动的企业占比均有较大幅度提升,平均提高 14.54 个百分点,国内制造业自主创新环境不断优化。在此背景下,建议进一步完善技术创新市场导向机制,强化企业创新主体地位,以加快培育国内中间产品对进口中间产品全方位竞争优势为导向,重点扶持与鼓励竞争并举,着力提升国内中间产品自主创新水平,增强对国外中间产品的替代能力。

(4) 在坚决打赢关键核心技术攻坚战的时代要求下,高度重视创新资源的优化配置。一方面,要深刻汲取历史经验和教训,尊重研究与试验发展活动规律,建立健全聚焦于中间产品自主创新的体制机制;另一方面,要协调好关键中间产品自主创新和普通中间产品自主创新之间的关系,在解决矛盾主要方面的同时不能忽略次要方面。

(5) 在中国逐渐从全面技术追赶向局部技术领先转变的现实背景下,国内企业可模仿的空间不断被压缩,各行业自主创新陆续进入无人“领航”状态,创新产出难度加大,研发资金投入保障面临更大挑战。“十三五”期间,制造业企业整体的融资成本^①虽然呈现下降趋势,但高技术产业企业的融资成本在 2020 年有所反弹。综合考虑疫情等外部冲击影响,建议在企业研发费用加计扣除等普惠性政策的基础上,围绕创新链进一步完善资金链。一方面,要着力打通传统金融业支持制造业各类企业开展原创性中间产品研发的“堵点”;另一方面,要积极探索多元投入机制,为更多企业进行中间产品原始创新提供持续稳定的资金保障。

(6) 数字经济正在成为重组全球要素资源、重塑全球经济结构、改变全球竞争格局的关键力量。一方面,要引导企业借助大数据技术深入挖掘国内超大规模市场优势,健全产业链信息共享机制,畅通中间产品自主创新信息交流渠道,充分发挥数字经济在激发和支撑企业开展中间产品自主创新活动中的作用;另一方面,要建立起区域、行业和企业等不同层面的“两化融合”评价机制,为地方政府决策和行业生产效率相关研究提供更为可靠的信息保障。

(7) 本文的实证数据主要来自国外研究机构,限于可得性,研究结论的时效性难以进一步提高,这一缺憾也存在于国内诸多研究之中。一方面,要鼓励国内学术机构加强与国外研究机构的全方位合作,深化研究数据共享;另一方面,要在统计改革进程中加快推进国内自有国际数据库建设,牢牢掌握关键数据自主权,为政府决策和学术研究提供准确、及时、全面的数据支撑。

在中国加快推进产业基础高级化、产业链现代化的时代背景下,中间产品自主创新具有重要研究价值。在本文基础上,围绕重点产业链展开专门化研究、根据中国地区投入产出表展开区域性研究都是下一步值得关注的方向。

参 考 文 献

[1] Balli H. O., Sørensen B. E., 2013, *Interaction Effects in Econometrics* [J], *Empirical Economics*, 45 (1), 583~603.

[2] Coe D. T., Helpman E., 1995, *International R & D Spillovers* [J], *European Economic Review*, 39 (5), 859~887.

[3] Driscoll J. C., Kraay A. C., 1998, *Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data* [J], *Review of Economics and Statistics*, 80 (4), 549~560.

[4] Duan Y., Dietzenbacher E., Jiang X., Chen X., Yang C., 2018, *Why has China's Vertical Spe-*

① 采用财务费用与负债合计之比衡量。

cialization Declined? [J], *Economic Systems Research*, 30 (2), 178~200..

[5] Grossman, G. M., Helpman E., 1993, *Innovation and Growth in the Global Economy* [M], Cambridge, MA: The MIT Press.

[6] Griliches Z., 1979, *Issues in Assessing the Contribution of R&D to Productivity* [J], *Bell Journal of Economics*, 10 (1), 92~116.

[7] Halpern L., Koren M., Szeidl A., 2015, *Imported Inputs and Productivity* [J], *American Economic Review*, 105 (12), 3660~3703.

[8] Kasahara H., Rodrigue J., 2008, *Does the Use of Imported Intermediates Increase Productivity? Plant-level Evidence* [J], *Journal of Development Economics*, 87 (1), 106~118.

[9] Nishioka S., Ripoll M., 2012, *Productivity, Trade and the R&D Content of Intermediate Inputs* [J], *European Economic Review*, 56 (8), 1573~1592.

[10] Reed W. R., 2015, *On the Practice of Lagging Variables to Avoid Simultaneity* [J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 77 (6), 897~905.

[11] 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年第5期。

[12] 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年第3期。

[13] 陈勇兵、仇荣、曹亮:《中间品进口会促进企业生产率增长吗——基于中国企业微观数据的分析》[J],《财贸经济》2012年第3期。

[14] 高凌云、王洛林:《进口贸易与工业行业全要素生产率》[J],《经济学(季刊)》2010年第2期。

[15] 何雄浪、张泽义:《国际进口贸易技术溢出效应、本国吸收能力与经济增长互动——理论及来自中国的证据》[J],《世界经济研究》2014年第11期。

[16] 胡小娟、陈晓红:《我国中间产品贸易探析》[J],《国际经贸探索》2006年第5期。

[17] 金雪军、欧朝敏、李杨:《全要素生产率、技术引进与R&D投入》[J],《科学学研究》2006年第5期。

[18] 李春顶:《中国制造业行业生产率的变动及影响因素——基于DEA技术的1998~2007年行业面板数据分析》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第12期。

[19] 李小平、李小克:《偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长》[J],《经济研究》2018年第10期。

[20] 李小平、卢现祥、朱钟棣:《国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长》[J],《经济学(季刊)》2008年第2期。

[21] 邱斌、杨帅、辛培江:《FDI技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析》[J],《世界经济》2008年第8期。

[22] 盛朝迅:《新发展格局下推动产业链供应链安全稳定发展的思路与策略》[J],《改革》2021年第2期。

[23] 田友春、卢盛荣、靳来群:《方法、数据与全要素生产率测算差异》[J],《数量经济技术经济研究》2017年第12期。

[24] 王莉静、王庆玲:《高技术产业技术引进消化吸收再创新分阶段投入与产出关系研究——基于行业数据的实证研究》[J],《中国软科学》2019年第1期。

[25] 王明成:《国际技术扩散为何制约了TFP增长》[J],《贵州财经大学学报》2015年第1期。

[26] 王雅琦、张文魁、洪圣杰:《出口产品质量与中间品供给》[J],《管理世界》2018年第8期。

[27] 吴延兵:《自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究》[J],《经济研究》2008年第8期。

[28] 谢谦、刘维刚、张鹏杨:《进口中间品内嵌技术与企业生产率》[J],《管理世界》2021年第2期。

[29] 杨晓静:《FDI技术溢出对中国本土制造业出口国内技术含量的影响研究》[D],山东大学博士学位论文,2014年。

[30] 张杰、郑文平、陈志远:《进口与企业生产率——中国的经验证据》[J],《经济学(季刊)》2015年第3期。

[31] 张杰、郑文平、陈志远、王雨剑:《进口是否引致了出口:中国出口奇迹的微观解读》[J],《世

界经济》2014年第6期。

[32] 张翊、陈雯、骆时雨：《中间品进口对中国制造业全要素生产率的影响》[J]，《世界经济》2015年第9期。

[33] 赵景瑞、孙慧、郝晓：《产业链内嵌国内技术进步与企业出口国内附加值率提升——基于中国工业企业数据的实证分析》[J]，《西部论坛》2021年第4期。

[34] 郑江淮、郑玉：《新兴经济大国中间产品创新驱动全球价值链攀升——基于中国经验的解释》[J]，《中国工业经济》2020年第5期。

[35] 郑玉：《中国产业国际分工地位演化及国际比较》[J]，《数量经济技术经济研究》2020年第3期。

[36] 诸竹君、黄先海、余骁：《进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率》[J]，《中国工业经济》2018年第8期。

Interactive Contribution of Technology Spillover and Independent Innovation of Improving the Production Efficiency of Chinese Manufacturing Industry

Chen Nanxu^{1,2} Wang Lintao¹

(1. School of Economics, Lanzhou University;

2. Institute of Quantitative Economics, Lanzhou University)

Research Objectives: To empirically examine the impact of technology spillover and independent innovation on the production efficiency of Chinese manufacturing industry from the perspective of intermediate products. **Research Methods:** According to the mechanism of action, based on the 2016 World Input-Output Table and Chinese manufacturing industry data, the discussion is carried out by using the general panel data model and the extended model adding dummy variables and cross-product terms. **Research Findings:** From the perspective of intermediate products, the direct effect of technology spillover on industrial production efficiency is significantly negative, while independent innovation has a significant positive effect. Technology spillover and independent innovation have a certain degree of mutual substitution, and the effects of both have significant stage characteristics. The interaction effect of technology spillover and independent innovation does not exist in the statistical sense, but there are moderating effects respectively. **Research Innovations:** From the perspective of intermediate products, this paper discusses the comprehensive effects of technology spillover and independent innovation on the production efficiency of Chinese manufacturing industry. **Research Value:** It provides useful reference for policy research and formulation of promoting independent innovation of intermediate products.

Key Words: Intermediate Products; Technology Spillover; Independent Innovation; Total Factor Productivity

JEL Classification: F42; L60

(责任编辑：陈星星)