

产学研合作与价值链低端困境破解 ——基于制造业企业出口国内附加值率的视角

金洪飞, 陈秋羽

(上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

摘要: 文章将表征科技创新转化体系的产学研合作与衡量企业在全价值链中分工地位的出口国内附加值率置于统一的分析框架, 利用中国制造业企业数据探讨了两者之间的关系。研究表明, 企业产学研合作水平的提高有助于增加中国企业出口的国内附加值率, 加工贸易占比下降与国内中间品的附加值效率上升是其中重要的作用机制。因此, 可以通过加强产学研合作来破解中国企业在全价值链的低端困境。地区异质性分析表明, 东部地区企业的出口国内附加值率受到产学研合作的显著影响, 而在中部与西部地区企业中, 这一影响并不显著。所有制异质性分析表明, 产学研合作能够促进民营企业出口国内附加值率的提升, 但对国有企业和外资企业的影响不显著。要素密集度异质性表明, 产学研合作显著提高了技术密集型和劳动密集型企业出口国内附加值率, 而对资本密集型企业的影响不显著。专利类型异质性分析表明, 实用新型专利和发明专利的产学研合作对企业出口国内附加值率的正向影响显著, 而外观设计专利的影响不显著。

关键词: 产学研合作; 出口国内附加值率; 全球价值链

中图分类号: F273.1; F740 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)11-0094-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210812.101

一、引言

20 世纪 90 年代, 得益于人口红利, 中国快速融入全球产业链和价值链体系, 成为“世界工厂”。但囿于某些产品核心技术的缺失, 中国制造业长期被锁定在低附加值和低技术含量的生产环节。例如, 对于 iPhone X 手机的生产, 中国主要承接部分非核心技术零部件的加工和组装, 创造的增加值为 10.4%, 其中组装仅贡献 0.45%(Xing 和 Huang, 2021)。技术依赖也使企业的生产经营活动更容易被掌握关键技术的发达国家“卡脖子”, 华为和中兴等企业遭遇美国断供很好地印证了这一风险。当前西方发达国家实施“再工业化”战略, 出现了高端制造业回流的现象, 中国制造业处于价值链低端的形势愈发严峻。中国企业迫切需提高技术水平, 提升产品的出口竞争力和定价能力, 以破解价值链低端困境, 实现中国制造业高质量发展。技术创新能够显著增强企业对外贸易竞争力, 但随着技术复杂性的增加, 企业凭借自身资源实现技术创新的方式难以以为继(刘斐然等, 2020)。因此, 科技与产业融合、协同创新成为了新趋势, 产学研合作逐渐被政府和学界关注(Wei 等, 2017)。作为合作研发和科技成果转化的重要形式, 产学研合作通过增强企

收稿日期: 2021-06-09

基金项目: 国家自然科学基金项目(72173078)

作者简介: 金洪飞(1970—), 男, 浙江东阳人, 上海财经大学金融学院教授, 博士生导师, 博士;
陈秋羽(1993—)(通讯作者), 女, 江苏宿迁人, 上海财经大学金融学院博士研究生。

业与科研院所之间的有效联动,推进高校科技成果产业化落地,从而促进企业创新与技术升级。十九大报告提出“建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系,加强对中小企业创新的支持,促进科技成果转化”。值得关注的问题是,产学研合作是否可以提升中国企业参与全球价值链分工的竞争力?如果答案是肯定的,那么其作用渠道是什么?这种作用是否会因经济区域而异,是否会因企业类型而异?解答这些问题将有助于探索中国价值链低端困境的破解路径,并为促进企业价值链升级提供新思路。

在全球价值链分工中,产品的各个增值环节被深度分解,传统的总量贸易指标忽略了企业出口产品中的国外价值,因而无法反映一国实际的贸易利得和全球价值链中的分工地位。而出口国内附加值率剔除了企业出口所包含的国外价值,能更真实地衡量企业在全价值链中的地位(Kee 和 Tang, 2016; 张杰等, 2013)。目前很少有文献探讨产学研合作对企业出口国内附加值率的影响,本文将表征科技创新成果转化体系的产学研合作与衡量企业在全价值链中分工地位的出口国内附加值率纳入统一的分析框架,系统考察了企业的产学研合作水平对出口国内附加值率的影响及机制。研究发现,产学研合作显著提高了中国制造业企业出口国内附加值率,加工贸易占比下降与国内中间品的附加值效率上升是其中重要的作用机制。此外,产学研合作对企业出口国内附加值率的影响因区域、要素密集度、企业所有制和专利类型的不同而存在显著差异。总的来说,产学研合作可以作为破解中国制造业价值链低端困境的有效途径。

本文可能的贡献在于:第一,针对中国制造业面临低端困境的事实,从微观层面系统考察了产学研合作与企业全球价值链升级的关系。第二,基于 Kee 和 Tang(2016)的分析框架,构建了中间品投入不完全替代模型,推导出产学研合作通过国内中间品的附加值效率和加工贸易占比作用于企业出口国内附加值率的机制。本文的研究为推进中国全球价值链升级和构建国内国际双循环新发展格局提供了新思路。政府可以利用产学研合作政策来推进创新体系改革,在此过程中需要重视产学研合作对企业的异质性影响。同时,提高企业出口国内附加值率是促进“国内大循环”的应有之义。

二、文献综述

在全球价值链分工背景下,不同国家和地区凭借自身要素禀赋优势参与不同的生产环节(杨仁发和刘勤玮, 2019)。因此,资源禀赋结构在一定程度上决定了一个国家或地区的价值链分工地位。掌握核心技术的国家和地区长期控制全球价值链的中高端环节,并通过对全球资源的不断整合,攫取大量附加值;而以低廉要素成本优势嵌入全球价值链的国家和地区则面临地位固化和低端锁定的风险,无法实现产业和出口的转型升级。

对于如何摆脱低端锁定向全球价值链中高端迈进,现有文献主要从制度环境、技术水平和要素质量等视角展开讨论。其中,技术创新对分工格局重塑起到重要的推动作用,直接影响国家和地区的核心竞争力和地位,成为驱动企业价值链攀升的关键因素(陈强远等, 2020)。外部知识吸收和内部研发是技术创新的两个源泉(Cohen 和 Levinthal, 1989),其中内部研发更强调以自主创新为支撑的内生性技术突破。国家间的技术外溢通常能够促进后发国家技术进步(Fritsch 和 Görg, 2015),改善其在全球价值链中的不利地位。刘斌等(2015)研究发现,对外直接投资促进了母国企业技术进步,提升了母国出口企业在全价值链中的位置。诸竹君等(2018)认为,进口中间品质量的提高可以通过技术溢出促进企业自主创新,提高其出口国内附加值率,推动价值链升级。然而,面对发达国家技术封锁和产业链断链风险,依赖技术外溢、依托国外市场的被动创新方式可能难以持续,因而自主创新驱动价值链升级显得尤为重要。Humphrey 和 Schmitz(2002)

认为,发展中经济体只有通过自身技术创新,才能实现价值链升级,破解被国际买家和跨国公司“俘获”的困局。许家云和徐莹莹(2019)研究发现,政府补贴可以促进企业研发创新,提高出口国内附加值率,实现企业价值链升级。

随着科技快速变革,为了弥补自身研发资源的劣势,企业开始寻求与科研机构合作(Fontana 等, 2006),产学研合作成为企业创新的重要方式。在产学研合作研究中,Chesbrough(2003)提出开放式创新概念,认为企业应利用外部互补性资源,积极参与外部组织的研发活动,减少企业创新活动在技术和市场上的不确定性。目前,产学研合作对企业的影响研究主要围绕企业创新动力、创新质量和创新效率等展开。学者普遍认为产学研合作在一定程度上能够激励企业从事创新活动,增加企业研发投入,并通过提升人力资本质量,提高企业创新质量和效率(Maietta, 2015; Scandura, 2016; Szücs, 2018; Caloghirou 等, 2021)。有学者开始关注产学研合作对中国企业的影响(Cheng 等, 2020; Shi 等, 2020; Xu 等, 2020)。Xu 等(2020)利用中国上市公司数据,依据企业是否建立院士站来判断是否参与产学研合作,发现通过吸引和培养人才以及增加企业研发投入,产学研合作提高了创新质量和创新效率。但现有文献大多止步于探讨产学研合作对企业创新的影响,而没有进一步考察对其他经济因素的作用。

现有研究主要从创新渠道探索中国价值链低端困境的破解路径,很少有文献从创新源头探讨企业如何提升自主创新能力,实现中国制造业在全球价值链上的地位攀升。为了弥补这一研究缺憾,本文将从创新源头分析产学研合作对企业出口国内附加值率的影响及其机制。

三、理论分析与研究假设

本文在 Kee 和 Tang(2016)的基础上,将产学研合作纳入分析框架,梳理产学研合作影响企业出口国内附加值率的机制,为经验分析提供理论基础。

假设代表性企业采用规模报酬不变的 *Cobb-Douglas* 生产函数,具体如下:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_K} L_{it}^{\alpha_L} M_{it}^{\alpha_M} \quad (1)$$

其中, K_{it} 、 L_{it} 和 M_{it} 分别为企业 i 在 t 期使用的资本、劳动和中间品要素, α_K 、 α_L 和 α_M 分别为资本、劳动和中间品的产出弹性, $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$, Y_{it} 和 A_{it} 分别为企业产出和生产率水平。此外,本文将中间品 M_{it} 定义为国内中间品 (M_{it}^D) 与国外中间品 (M_{it}^I) 的不变替代弹性 (CES) 函数:

$$M_{it} = \left[\varphi_D^{1/\sigma} (M_{it}^D)^{(\sigma-1)/\sigma} + \varphi_I^{1/\sigma} (M_{it}^I)^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (2)$$

其中, σ 为国内外中间品的替代弹性, $\sigma > 1$ 。 φ_D 为国内中间品效率,与国内的科技研发和技术进步密切相关,而国外中间品效率 φ_I 与国外技术水平相关。假设 φ_I 外生给定,且 φ_D 和 φ_I 都大于 0。产学研合作 ($iurc_{it}$) 在一定程度上促进了企业创新,提高了企业创新质量和效率(Xu 等, 2020, 刘斐然等, 2020),进而提升了国内中间品效率,因此有:

$$\partial \varphi_D / \partial iurc_{it} > 0 \quad (3)$$

对代表性企业而言,假设劳动、资本、国内中间品和国外中间品要素价格 w 、 r 、 P_t^D 和 P_t^I 都是外生给定的。在给定目标产量和要素价格的情况下,企业通过选择劳动、资本和中间品的最优使用量来实现成本最小化,即:

$$\min_{\{K_{it}, L_{it}, M_{it}\}} r_t K_{it} + w_t L_{it} + P_t^M M_{it} \quad (4)$$

$$\text{s.t. } Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_K} L_{it}^{\alpha_L} M_{it}^{\alpha_M} \quad (5)$$

由成本最小化的一阶条件可以得到:

$$P_t^M M_{it} / C_{it} = \alpha_M \quad (6)$$

$$c_{it} = \frac{1}{A_{it}} \left(\frac{r_t}{\alpha_K} \right)^{\alpha_K} \left(\frac{w_t}{\alpha_L} \right)^{\alpha_L} \left(\frac{P_t^M}{\alpha_M} \right)^{\alpha_M} \quad (7)$$

其中, C_{it} 为总成本, c_{it} 为企业生产最终品的边际成本。

在劳动和资本预先确定的基础上, 企业通过选择国内中间品 (M_{it}^D) 和国外中间品 (M_{it}^I) 数量来实现中间品成本最小化, 即:^①

$$P_t^M M_{it} = \min_{\{M_{it}^D, M_{it}^I\}} P_t^D M_{it}^D + P_t^I M_{it}^I \quad (8)$$

$$\text{s.t. } M_{it} = \left[\varphi_D^{1/\sigma} (M_{it}^D)^{(\sigma-1)/\sigma} + \varphi_I^{1/\sigma} (M_{it}^I)^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (9)$$

其中, P_t^M 为中间品的价格指数。根据中间品成本最小化, 可以得到 P_t^I 以及进口中间品成本占原材料总成本比重:

$$P_t^M = \left[\varphi_D (P_t^D)^{1-\sigma} + \varphi_I (P_t^I)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (10)$$

$$\frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} = \frac{1}{1 + (\varphi_D / \varphi_I) (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (11)$$

与一般贸易相比, 加工贸易生产的产品不能在本土市场上销售, 但加工贸易可以获得免税的进口中间品用以开展生产活动。因此, 企业加工贸易的比重越大, 面临的国外中间品相对价格 P_t^I / P_t^D 越低。此外, 企业加工贸易占比与其产学研合作水平 $iurc_{it}$ 相关, 产学研合作可以通过提高企业创新质量来提升企业产品在本土市场上的竞争优势, 刺激企业更多地从事一般贸易, 进而降低其加工贸易占比, 则有:

$$\partial(P_t^I / P_t^D) / \partial pro < 0 \quad (12)$$

$$\partial pro / \partial iurc_{it} < 0 \quad (13)$$

其中, pro 为加工贸易占比。进一步地, 假设最终品价格 P_t 外生给定, 则企业销售收入 $P_t Y_{it}$ 为:

$$P_t Y_{it} = \pi_{it} + r_t K_{it} + w_t L_{it} + P_t^D M_{it}^D + P_t^I M_{it}^I \quad (14)$$

式(14)表明, 企业销售收入由以下五部分构成: 企业利润 π_{it} 、资本成本 $r_t K_{it}$ 、劳动成本 $w_t L_{it}$ 、国内中间品成本 $P_t^D M_{it}^D$ 和进口中间品成本 $P_t^I M_{it}^I$ 。企业出口国内附加值率 ($DVAR_{it}$) 可以表示为:

$$DVAR_{it} = 1 - \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t Y_{it}} \quad (15)$$

将式(6)、式(7)和式(11)代入式(15)可以得到:

$$DVAR_{it} = 1 - \left(1 + \frac{\varphi_D}{\varphi_I} \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-1} \right)^{-1} \gamma_{it} \quad (16)$$

其中, $\gamma_{it} = (\alpha_M / P_t) c_{it}$ 。对式(16)分别求 $DVAR_{it}$ 对国内中间品效率和国外中间品相对价格的偏导数可以得到:

$$\partial DVAR_{it} / \partial \varphi_D = \gamma_{it} \left(1 + \frac{\varphi_D}{\varphi_I} \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-1} \right)^{-2} \frac{1}{\varphi_I} \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-1} > 0 \quad (17)$$

$$\partial DVAR_{it} / \partial (P_t^I / P_t^D) = \gamma_{it} \left(1 + \frac{\varphi_D}{\varphi_I} \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-1} \right)^{-2} (\sigma-1) \frac{\varphi_D}{\varphi_I} \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-2} > 0 \quad (18)$$

① 受篇幅限制, 文中没有描述具体推导过程, 如有需要可以向作者索要。

式(17)和式(18)表明,企业出口国内附加值率随国内中间品效率和国外中间品相对价格的提高而上升。国内中间品效率和国外中间品相对价格的提高增加了企业对国内中间品的需求,进而提升了企业出口国内附加值率。结合式(3)、式(12)和式(13),可以得到企业出口国内附加值率 $DVAR_{it}$ 关于产学研合作水平 $iurc_{it}$ 的偏导数:

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial iurc_{it}} = \underbrace{\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \varphi_D} \cdot \frac{\partial \varphi_D}{\partial iurc_{it}}}_{\text{效率提升效应}>0} + \underbrace{\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (P_i^i/P_i^D)} \cdot \frac{\partial (P_i^i/P_i^D)}{\partial pro} \cdot \frac{\partial pro}{\partial iurc_{it}}}_{\text{出口升级效应}>0} > 0 \quad (19)$$

式(19)表明,产学研合作通过国内中间品效率和加工贸易占比而影响企业出口国内附加值率。一方面,产学研合作具有效率提升效应,即产学研合作有利于企业创新和技术进步(Szücs, 2018; Caloghirou 等, 2021),提高国内中间品效率,增加对国内中间品的需求,进而提高企业出口国内附加值率;另一方面,产学研合作具有出口升级效应,即产学研合作有利于提升最终产品在本土市场上的竞争优势,促进企业从事一般贸易,降低其加工贸易占比,进而提升企业出口国内附加值率。因此,本文提出以下假设:

假设 1: 产学研合作有助于增加制造业企业出口国内附加值率。

假设 2: 国内中间品效率和加工贸易占比是产学研合作增加企业出口国内附加值率的重要机制。

四、研究设计

(一)模型设定

本文构建了如下的面板数据计量模型:

$$DVAR_{it} = \alpha_1 + \beta_1 IURC_{it} + \gamma_1 controls_{it} + u_i + u_k + u_j + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, $DVAR_{it}$ 和 $IURC_{it}$ 分别为企业 i 在 t 年的出口国内附加值率和产学研合作水平。 $controls_{it}$ 为企业层面的控制变量。 μ_i 、 μ_k 和 μ_j 分别为年份、地区和行业固定效应, ε_{it} 为随机误差项。考虑到序列相关性和异方差的影响,本文对随机误差项 ε_{it} 在企业层面进行聚类处理。

(二)变量定义

1. 产学研合作 ($IURC$)。本文借鉴 Hong 和 Su(2013)以及刘斐然等(2020)的测算方法,根据是否与高校等研究机构联合申请专利,判断企业是否参与产学研合作,并以当年企业联合申请专利数占专利申请总数的比重来衡量产学研合作水平。该指标数值越大,表明企业参与产学研合作的水平越高。同时,考虑到专利对企业的影响具有长效性,本文还使用企业累计联合申请专利数与专利申请累计总数的比值来衡量产学研合作的累积水平。具体而言,本文使用中国企业专利数据,在剔除外观设计专利后,通过“公司+大学”“公司+研究院”“公司+研究所”关键词检索,筛选专利申请信息,得到企业与高校、研究院和研究所联合申请专利数据,进而计算产学研合作相关指标。

2. 企业出口国内附加值率 ($DVAR$)。本文基于 Upward 等(2013)以及张杰等(2013)的方法测算企业出口国内附加值率,公式如下:

$$DVAR_{it}^{\Lambda} = \begin{cases} 1 - \frac{imp_{it}^O|_{BEC}}{Y_{it}} & \Lambda = O \\ 1 - \frac{imp_{it}^P}{Y_{it}} & \Lambda = P \\ \omega_O \cdot \left(1 - \frac{imp_{it}^O|_{BEC}}{Y_{it}}\right) + \omega_P \cdot \left(1 - \frac{imp_{it}^P}{Y_{it}}\right) & \Lambda = M \end{cases} \quad (21)$$

其中, Λ 表示不同出口类型的企业,取值 O 、 P 和 M 分别表示一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业。 ω_o 和 ω_p 分别表示混合贸易企业中以一般贸易和加工贸易方式出口的比重, $imp_{it}^o|_{BEC}$ 表示经 BEC 产品编码识别和贸易代理商调整后的一般贸易中间品实际进口额,^① imp_{it}^p 表示经贸易代理商调整后的加工贸易中间品实际进口额, Y_{it} 表示企业产出,用企业总销售值来衡量。此外,本文参考 Kee 和 Tang(2016)的方法处理其他间接进口问题。^②

3. 控制变量。(1)企业全要素生产率($ln\text{tfp}$),使用 LP 方法进行测度。^③(2)企业年龄($ln\text{age}$),使用企业样本年份减去成立年份加 1 后的对数值表示。(3)企业规模($ln\text{size}$),使用企业年平均从业人数的对数值表示。(4)企业股权性质(soe),国有企业取值为 1, 否则为 0。(5)行业集中度(hhi),使用赫芬达尔—赫希曼指数衡量,即 $hhi_{jt} = \sum_{i \in \Omega_j} (s_{it}/S_{jt})^2$,其中 s_{it} 和 S_{jt} 分别表示企业及所在行业的年销售额。该指数数值越大,表明行业集中度越高。(6)固定资产规模($ln\text{assets}$),使用企业固定资产总额的对数值表示。

(三)数据来源与样本选择

本文使用 2000—2013 年中国工业企业数据库、企业专利数据库以及海关贸易数据库的合并数据进行分析。首先,本文对中国工业企业数据做如下处理:(1)2010 年工业企业数据存在较为严重的数据缺失,所以剔除该年度的数据;(2)借鉴 Yu(2015)的做法,剔除缺少主要财务指标、企业年平均从业人数少于 8 人以及无成立时间企业样本;(3)根据一般公认会计准则,剔除存在明显异常的企业样本;(4)选取制造业行业进行考察,并对样本进行上下 1% 的缩尾处理。其次,借鉴 Yu(2015)的方法,依据企业名称、电话号码后六位以及所在地区的邮政编码,将处理后的中国工业企业数据库与海关贸易数据库进行匹配。最后,以企业名称和年份为匹配条件与中国专利数据库进行匹配,保留有专利申请的制造业企业样本。表 1 列示了主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$DVAR$	企业出口国内附加值率	57693	0.916	0.189	0.0968	1
解释变量	$IURC$	企业当年产学研合作水平	57693	0.0112	0.0980	0	1
		企业累积产学研合作水平	57693	0.0113	0.0877	0	1
控制变量	$ln\text{tfp}$	企业全要素生产率	52691	4.239	0.793	-3.654	8.396
	$ln\text{size}$	企业规模	57693	5.968	1.109	2.079	11.62
	$ln\text{age}$	企业年龄	57693	2.333	0.657	0	5.081
	hhi	行业集中度	57693	0.0384	0.0591	0.00541	1
	$ln\text{assets}$	企业固定资产规模	57449	10.23	1.745	0.693	18.43
	soe	企业股权性质	57693	0.0269	0.162	0	1

① 基于 Upward 等(2013)的研究,所有进口均用于中间品投入的假设适用于加工贸易,但由于一般贸易的进口不仅可以用于中间品投入,还可以作为最终品向国内销售,因此需要识别一般贸易进口中用于中间品投入的部分。具体而言,本文将 HS 产品编码转换成 BEC 产品编码,剔除一般贸易进口中作为消费品和资本品的部分,从而识别出真正用作中间品投入的进口产品。

② 本文剔除了过度进口和过度出口的企业样本。同时,由于中国工业企业数据库在 2007 年以后没有提供企业中间投入数据,无法按照 Koopman 等(2014)的方法剥离企业使用的国内材料中包含的国外成分,具体细节在下文测量误差检验中进行讨论。

③ 由于中国工业企业数据库缺少 2007 年以后的企业中间投入和增加值数据,本文借鉴韩峰等(2020)的研究,依据会计核算方法和国民经济核算方法进行测度和补齐。

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了基准回归结果。列(1)和列(2)报告了企业当年产学研合作水平对出口国内附加值率的影响结果。在加入控制变量后, *IURC* 的系数为 0.038, 在 1% 的水平上显著, 表明企业当年产学研合作水平的提高有助于增加出口国内附加值率。此外, 控制变量的估计结果与预期相符。其中, 生产率越高的企业越有可能克服中间品进口过程中的沉没成本(吕越等, 2018), 进口越多中间品, 因此出口国内附加值率越低。规模越大的企业越倾向于使用进口中间品, 出口国内附加值率就越低。企业成立的时间越长, 越容易从国际贸易过程中获取学习效应, 因而拥有越高的研发能力和越多的技术积累, 企业出口国内附加值率就越高。集中度较高的行业相对缺乏竞争, 造成企业的出口国内附加值率较低。

表 2 产学研合作与企业出口国内附加值率: OLS 估计结果

	企业当年产学研合作水平		企业累积产学研合作水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IURC</i>	0.032*** (4.63)	0.038*** (5.05)	0.040*** (4.67)	0.048*** (5.37)
<i>ln_{tfp}</i>		-0.006*** (-3.39)		-0.006*** (-3.41)
<i>ln_{size}</i>		-0.014*** (-9.12)		-0.014*** (-9.09)
<i>ln_{age}</i>		0.004** (2.29)		0.004** (2.27)
<i>ln_{assets}</i>		-0.018*** (-19.63)		-0.018*** (-19.63)
<i>hhi</i>		-0.083*** (-3.17)		-0.083*** (-3.17)
<i>soe</i>		0.002 (0.19)		0.001 (0.12)
常数项	0.916*** (777.30)	1.203*** (128.04)	0.916*** (774.93)	1.203*** (128.09)
行业、年份和地区固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	57693	52524	57693	52524
<i>R</i> ²	0.056	0.106	0.056	0.106

注: 括号内为 *t* 统计值, *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下表同。

为了揭示产学研合作对出口国内附加值率的长效影响, 表 2 中列(3)和列(4)报告了企业累积产学研合作水平对出口国内附加值率的影响结果。*IURC* 的系数为 0.048, 在 1% 的水平上显著, 表明累积产学研合作水平的提高促进了企业出口国内附加值率的提升。可见, 产学研合作对企业出口国内附加值率的影响并非瞬时的, 而是在相对较长的时期内持续产生效果, 具有明显的累积效应。因此, 企业应与“学研”机构开展长期深入合作, 注重产学研合作的长效影响, 而不仅仅是短期参与。在与企业长期深入合作中, 高校和科研机构能够充分了解企业的创新需求和隐性知识, 更有针对性地为企业创新提供知识和科研技术支撑, 实现技术的整合和积累, 提高协同创新效益。

(二)内生性问题

1. 工具变量 2SLS 估计。借鉴 Lin 等(2011)、Lin 等(2012)以及 Shi 等(2020)的研究, 本文将地区—行业层面产学研合作水平的均值($IURC_region_industry$)作为工具变量。由于创新资源、市场环境和创新需求在地区和行业间具有差异, 产学研合作的地区—行业层面均值在很大程度上影响企业参与产学研合作的水平。在创新资源丰富、市场环境良好的地区, 企业与“研学”机构的合作机会更多。而对单个企业而言, 地区—行业层面的产学研合作水平不太可能影响出口国内附加值率, 所以满足工具变量的外生性要求。

表 3 列示了工具变量 2SLS 估计结果, 其中列(1)和列(3)为第一阶段估计结果, 列(2)和列(4)为第二阶段估计结果。工具变量的识别不足检验和弱识别检验结果表明, 地区—行业层面的产学研合作平均水平与企业产学研合作水平具有较强的相关性, 因而本文选取的工具变量是有效的。不难发现, 在考虑可能存在的内生性问题后, 产学研合作水平的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 本文的核心结论仍然成立。

表 3 产学研合作与企业出口国内附加值率: 2SLS 估计结果

	企业当年产学研合作水平		企业累积产学研合作水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$IURC_region_industry$	0.991*** (19.15)		0.990*** (18.01)	
$IURC$		0.091*** (4.53)		0.107*** (4.73)
其他项	控制	控制	控制	控制
识别不足检验		102.90***		85.00***
弱识别检验		366.74		324.39
N	52524	52524	52524	52524

注: 其他项包括企业层面控制变量以及年份、地区和行业固定效应, 下表同。

2. PSM 估计。为了更好地揭示产学研合作与企业出口国内附加值率的因果关系, 本文还采用倾向得分匹配(PSM)方法进行检验。首先, 以企业是否拥有与高校、研究院、研究所的联合专利为依据, 构建产学研合作虚拟变量 uic_i , 并将样本分为处理组(参与产学研合作的企业, $uic_i = 1$)和控制组(未参与产学研合作的企业, $uic_i = 0$)。然后, 以企业层面变量和年份虚拟变量为控制变量, 采用一对三的最近邻匹配方法, 为处理组匹配合适的控制组样本。^①最终, 经过 50 次 Bootstrap 后, 计算得到处理组与控制组出口国内附加值率的平均处理效应(ATT)。根据表 4 结果, 处理组和控制组的平均处理效应显著为正, 即参与产学研合作的企业具有更高的出口国内附加值率。因此, 产学研合作有利于提升企业出口国内附加值率的基本结论依然成立。

表 4 产学研合作与企业出口国内附加值率: PSM 估计结果

	企业当年是否参加产学研合作	企业是否参加过产学研合作
	(1)	(2)
ATT	0.028*** (2.91)	0.024*** (3.78)
N	52410	52410

① PSM 匹配满足平衡条件假设, 受篇幅限制, 检验结果未列示, 如有需要可以向作者索要。

(三)稳健性分析

1. 样本自选择问题。除了与高校、研究院、研究所联合申请专利外,企业还可能以其他方式参与产学研合作,这就造成了样本自选择问题。为此,本文采用处理效应模型加以解决。首先,将企业是否参与产学研合作的虚拟变量 uic_{it} 作为被解释变量,利用 *Probit* 模型估计企业参与产学研合作的概率;然后,根据 *Probit* 模型的估计结果计算逆米尔斯比(imr),将其作为解释变量加入基准回归中,结果见表 5 中列(1)和列(3)。可以看出, $IURC$ 的系数在 1% 的水平上显著为正。这进一步证实产学研合作有助于提高企业出口国内附加值率,与上文结论一致。

同时考虑样本自选择和内生性问题,本文还结合处理效应模型和工具变量法进行了分析,结果见表 5 中列(2)和列(4)。可以看出,企业产学研合作水平的估计系数显著为正,且通过 1% 水平的显著性检验。因此,在同时考虑内生性和样本自选择问题后,产学研合作对企业出口国内附加值率仍然具有显著的提升作用。

表 5 样本自选择问题和测量误差检验

	样本自选择问题				测量误差检验			
	当年产学研合作水平		累积产学研合作水平		当年产学研合作水平		累积产学研合作水平	
	处理效应	IV-处理效应	处理效应	IV-处理效应	DVAR1	DVAR2	DVAR1	DVAR2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$IURC$	0.040*** (5.39)	0.095*** (4.78)	0.050*** (5.63)	0.111*** (5.35)	0.038*** (5.07)	0.059*** (3.58)	0.049*** (5.41)	0.079*** (4.46)
imr	-1.099*** (-3.49)	-1.145*** (-5.19)	-0.801*** (-4.52)	-1.148*** (-5.13)				
其他项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	51966	51966	52065	51966	52524	11875	52524	11875
R^2	0.106	0.106	0.107	0.106	0.105	0.104	0.105	0.104

2. 测量误差检验。为了进一步检验估计结果的可靠性,本文采用以下两种方法测算企业出口国内附加值率。第一,借鉴 Upward 等(2013)的方法,仅考虑 *BEC* 产品分类问题,计算得到 $DVAR1$,结果见表 5 中列(5)和列(7)。第二,中国工业企业数据库在 2007 年以后没有公布企业中间品投入指标,所以无法剥离国内中间投入中的国外成分。为此,本文在考虑 *BEC* 产品分类和贸易代理商等问题的同时,根据 Koopman 等(2014)将国内中间品含有的国外产品份额设定为 5%,利用 2000—2007 年企业中间品投入指标,剔除国内中间品投入中的国外成分,得到 $DVAR2$,结果见表 5 中列(6)和列(8)。不难发现,在考虑企业出口国内附加值率的测量误差后,企业产学研合作水平的估计系数依然显著为正。

3. 采用双限制的 *Tobit* 估计。本文参考吕越等(2018)的做法,采用双限制的 *Tobit* 模型进行了估计,结果见表 6。可以发现,无论是采用 *Tobit* 模型、*Tobit* 工具变量法,还是处理效应模型的 *Tobit* 估计,核心解释变量 $IURC$ 的系数都显著为正。因此,基准回归的计量结果和分析结论是稳健可靠的。此外,本文还检验了产学研合作的边际效应,结果都显著为正,说明产学研合作对企业出口国内附加值率的提升作用是递增的。

(四)作用机制分析

上文发现产学研合作能够显著提升企业出口国内附加值率,那么其作用机制是否与本文的理论预期一致?为了回答这一问题,本文将从国内中间品效率和加工贸易占比两方面进行探讨。结合中介效应模型,本文构建以下回归方程:

表 6 产学研合作与企业出口国内附加值率: Tobit 估计结果

	企业当年产学研合作水平			企业累积产学研合作水平		
	<i>Tobit</i>	<i>Tobit-IV</i>	<i>IV-处理效应</i>	<i>Tobit</i>	<i>Tobit-IV</i>	<i>IV-处理效应</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IURC</i>	0.028** (2.56)	0.063* (1.92)	0.070** (2.13)	0.042*** (3.39)	0.091** (2.57)	0.093*** (2.62)
<i>imr</i>			-1.516*** (-4.85)			-1.012*** (-5.71)
其他项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
边际效应						
<i>IURC</i>	0.013** (2.56)	0.029* (1.92)	0.031** (2.12)	0.018*** (3.39)	0.041** (2.57)	0.042*** (2.62)
<i>N</i>	52 524	52 524	51 966	52 524	52 524	52 065

$$pro_{it} = \alpha_2 + \beta_2 IURC_{it} + \gamma_2 controls_{it} + u_i + u_k + u_j + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$\varphi_{D, it} = \alpha_3 + \beta_3 IURC_{it} + \gamma_3 controls_{it} + u_i + u_k + u_j + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

$$DVAR_{it} = \alpha_4 + \beta_4 IURC_{it} + \eta_1 \varphi_{D, it} + \eta_2 pro_{it} + \gamma_4 controls_{it} + u_i + u_k + u_j + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

其中, $\varphi_{D, it}$ 为企业 i 在 t 期的国内中间品效率, 借鉴韩峰等(2020)的方法, 用国内中间品的附加值效率表示, 即企业工业增加值与国内中间品投入额的比值。 pro_{it} 为企业 i 在 t 期的加工贸易占比, 即企业加工贸易出口额占一般贸易与加工贸易总额的比重。

表 7 报告了企业累积产学研合作水平的机制检验结果。^①列(1)为式(22)的估计结果, 可以发现产学研合作能够显著降低企业加工贸易占比。列(2)为引入加工贸易占比后, 产学研合作影响出口国内附加值率的估计结果, pro 的系数显著为负, 说明企业加工贸易占比越高, 出口国内附加值率越低, 这与 Upward 等(2013)的结论一致。另外, 引入加工贸易占比后, $IURC$ 的系数显著减小。可以推断, 产学研合作通过降低企业加工贸易占比而提高了出口国内附加值率。

表 7 作用机制分析

	<i>pro</i>	<i>DVAR</i>	φ_D	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	稳健性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>IURC</i>	-0.059*** (-4.37)	0.028*** (3.60)	0.061*** (4.07)	0.045*** (5.01)	0.027*** (3.41)		
<i>IURC</i> × <i>pro</i>						0.171*** (2.81)	
<i>IURC</i> × φ_D							0.069*** (3.75)
<i>pro</i>		-0.335*** (-62.23)			-0.334*** (-62.07)	-0.344*** (-63.96)	
φ_D				0.053*** (9.64)	0.026*** (5.73)		0.052*** (12.97)
其他项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	52 524	52 524	52 524	52 524	52 524	52 524	52 524
<i>R</i> ²	0.153	0.336	0.180	0.109	0.337	0.327	0.109

① 企业当年产学研合作水平的机制检验结果相同, 受篇幅限制未列示, 如有需要可以向作者索要。

表 7 中列(3)为式(23)的估计结果,可以发现产学研合作能够显著提高企业国内中间品的附加值效率。列(4)结果显示, φ_D 的系数显著为正,说明国内中间品的附加值效率越高,企业出口国内附加值率越高,这与韩峰等(2020)的结论一致。另外,加入国内中间品附加值效率后, $IURC$ 的系数显著减小,表明产学研合作通过提高企业国内中间品的附加值效率而提高了出口国内附加值率。进一步地,如列(5)所示,将国内中间品的附加值效率和加工贸易占比同时加入基准回归后, $IURC$ 的系数进一步减小为 0.027,且 φ_D 的系数依然显著为正, pro 的系数显著为负。因此,国内中间品的附加值效率和加工贸易占比是产学研合作影响出口国内附加值率的重要作用机制。

本文还借鉴马述忠和张洪胜(2017)的方法对作用机制进行了稳健性检验。首先,检验产学研合作是否降低加工贸易占比和提高国内中间品的附加值效率。然后,检验产学研合作是否通过加工贸易占比和国内中间品附加值效率而影响企业出口国内附加值率,模型如下:

$$DVAR_{it} = \alpha_5 + \beta_5 IURC_{it} \times pro_{it} + \eta_5 pro_{it} + \gamma_5 controls_{it} + u_i + u_k + u_j + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$DVAR_{it} = \alpha_6 + \beta_6 IURC_{it} \times \varphi_{D,it} + \eta_6 \varphi_{D,it} + \gamma_6 controls_{it} + u_i + u_k + u_j + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

其中, $IURC_{it} \times pro_{it}$ 和 $IURC_{it} \times \varphi_{D,it}$ 分别为产学研合作水平与加工贸易占比、国内中间品附加值效率的交互项。表 7 中列(6)和列(7)结果显示, $IURC_{it} \times pro_{it}$ 和 $IURC_{it} \times \varphi_{D,it}$ 的系数均显著为正,表明加工贸易占比和国内中间品附加值效率确实是产学研合作影响企业出口国内附加值率的作用机制,从而验证了机制检验结果的稳健性。

(五)异质性分析

1. 地区异质性。考虑到各地区在创新资源和地理优势等方面存在差异,本文根据区域分布将企业划分为东部、中部和西部地区三类,探讨地区特征对核心结论的影响,企业累积产学研合作水平的估计结果见表 8 中列(1)至列(3)。^①可以发现,企业出口和科技创新活动主要集聚在东部沿海地区,存在地理非平衡性的特征,产学研合作对东部地区企业出口国内附加值率具有显著的正向影响,而在中部和西部地区,这一影响则不显著。可能的原因是,东部地区的地理优势明显,科研机构与高校众多,高技术人才集聚,拥有比较丰富的科技创新资源、较高的市场开放度以及良好的创新环境,而且是高技术加工制造业聚集区,其产学研合作机制也更加成熟,产学研合作的研发能力和成果转化水平相对更高。

表 8 地区与要素集中度异质性分析

	地区异质性			要素集中度异质性		
	东部地区	中部地区	西部地区	劳动密集型	技术密集型	资本密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$IURC$	0.042*** (3.65)	0.030 (1.32)	-0.000 (-0.01)	0.034* (1.70)	0.059*** (4.09)	0.013 (0.95)
其他项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	44427	4109	2457	3473	19388	20550
R^2	0.112	0.089	0.107	0.119	0.124	0.080

2. 要素集中度异质性。考虑到技术要素、资本要素和劳动要素密集度的差异可能对结论产生影响,本文借鉴周念利(2014)的方法,研究了产学研合作对不同要素集中度企业出口国内附加值率的影响,结果见表 8 中列(4)至列(6)。总体而言,产学研合作能够显著提升技术密集型和劳

^① 企业当年产学研合作水平的地区异质性、要素集中度异质性、企业所有制异质性和专利类型异质性的分析结果相同,受篇幅限制未列示,如有需要可以向作者索要。

动密集型企业的出口国内附加值率,而对资本密集型企业的的影响不显著。对此可能的解释是,技术密集型企业对人力资本的要求相对较高,且高度依赖先进技术和前沿知识,创新活动积极性高,科研需求较大。而资本密集型企业通常是大型基础工业企业和重加工业企业,其生产过程中知识的有机构成水平相对不高,因而产学研合作对其出口国内附加值率的提升作用较小。此外,劳动密集型企业 *IURC* 的系数仅在 10% 的水平上显著,这可能是由于劳动密集型企业对技术和设备的依赖程度低,大多从事附加值低的生产环节,无法有效发挥产学研合作的积极作用。

3. 企业所有制异质性。为了考察不同所有制对结论的影响,本文将样本划分为民营企业、国有企业和外资企业,表 9 中列(1)至列(3)分别报告了三类企业的估计结果。不难发现,对国有企业和外资企业而言,产学研合作对出口国内附加值率的影响不显著;而对民营企业而言,产学研合作显著提升了出口国内附加值率。究其原因,民营企业管理体系的灵活性和创新性相对较高,科研人员享有科技成果的所有权,并分享科研成果的收益,成果转化更有效率,进而实现企业出口国内附加值率的提升。而国有企业创新成果产权归属较难明晰,在一定程度上掣肘科技成果转化,抑制了产学研合作对企业出口国内附加值率的提升作用。此外,出于保护核心技术和防止技术外溢的考虑,外资企业大多将劳动密集型和低技术含量的生产环节设在中国,从事低附加值的加工贸易生产活动,无法发挥产学研合作的创新激励效应。

表 9 企业所有制与专利类型异质性分析

	企业所有制异质性			专利类型异质性		
	民营企业	国有企业	外资企业	发明专利	实用新型	外观设计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IURC</i>	0.023*** (2.82)	0.037 (1.36)	0.037 (0.93)			
<i>IURC_FM</i>				0.075*** (6.49)		
<i>IURC_XX</i>					0.048*** (4.49)	
<i>IURC_WG</i>						-0.004 (-1.26)
其他项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	20119	1426	17832	47514	47514	47514
<i>R</i> ²	0.104	0.145	0.121	0.107	0.107	0.107

4. 专利类型异质性。根据《专利法》的分类方式,中国专利分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利,不同类型的专利在研发难度和价值等方面存在差异。为了分析不同专利类型产学研合作对企业出口国内附加值率的影响,本文使用企业各类专利的联合申请数与专利申请总数的比值来构建三类专利的产学研合作水平,结果见表 9 中列(4)至列(6)。可以发现,发明专利产学研合作(*IURC_FM*)和实用新型专利产学研合作(*IURC_XX*)显著提高了企业出口国内附加值率,而外观设计专利产学研合作(*IURC_WG*)的作用不显著。这可能是由于,发明专利和实用新型专利涉及产品技术或产品结构,一般统称为技术专利,商业价值较高。而外观设计专利仅涉及外观,技术依赖性不高,商业价值较低。此外,根据系数估计结果,与 *IURC_XX* 相比,发明专利产学研合作(*IURC_FM*)对企业出口国内附加值率的提升作用更加显著。这说明与实用新型专利相比,发明专利是针对产品和方法的创新,其科技含量相对更高,研发难度更大,一旦授权则保护期更长,是最有价值的专利类型,也最能体现企业技术水平,因而提升企业竞争优势的作用最强。

六、结论与启示

在核心技术管制趋严和产业链受制于发达国家的环境下,如何破解中国价值链低端困境,成为决策者和学者关注的热点问题。本文基于出口国内附加值率视角,考察了产学研合作对企业全球价值链分工地位的影响。本文在 Kee 和 Tang(2016)的分析框架下,构建理论模型研究了产学研合作对企业出口国内附加值率的作用机理,在此基础上使用中国制造业微观数据进行了实证检验。本文研究发现,产学研合作对中国制造业企业出口国内附加值率具有显著的提升作用,这一结论在考虑内生性和样本自选择等问题之后依然成立。产学研合作提高企业出口国内附加值率的主要渠道是加工贸易占比和国内中间品的附加值效率。从区域来看,产学研合作对东部地区企业的正向影响显著,而对中部和西部地区的影响不显著。从要素密集度来看,产学研合作显著提高了技术密集型和劳动密集型企业的出口国内附加值率,而对资本密集型企业的影响不显著。从企业所有制来看,产学研合作显著提升了民营企业的出口国内附加值率,但对国有企业和外资企业的影响不显著。从专利类型来看,发明专利和实用新型专利的产学研合作显著提高了企业出口国内附加值率。

本文的研究对于培育产业链的国际竞争优势、提升价值链分工地位和建设科技创新体系具有重要的政策启示。第一,推动协同创新,推进产学研合作,以破解企业价值链低端困境。产学研合作有助于提高企业的出口竞争优势和附加值获取能力。因此,在双边和多边贸易摩擦加剧以及经济进入高质量发展阶段的当下,政府应鼓励产学研合作,适度激励企业深度参与原本缺乏投资意愿、早期或是核心技术的研发,促进各主体有效联动,从而发挥创新体系的整体效能,解决科技创新活动中的各类“孤岛现象”。第二,企业应与“学研”机构建立长期合作关系,积极与高校和科研机构深度融合,构建长效合作机制。第三,在推进产学研合作过程中,应注意产学研合作对企业的异质性影响。首先,应避免资源的“平均性”和“区域照顾性”。如果有限的资源不能有效聚集形成合力,科技创新就无法突破发展。因此,应充分利用东部地区在创新资源和创新环境等方面的优势,发挥东部地区产学研合作对企业价值链高端升级的积极作用,集聚一定资源提升中国核心竞争力,并逐步向中部和西部地区辐射和延伸,通过知识外溢带动制造业整体提质升级。其次,从要素密集度来看,应将技术密集型企业培育成产学研融合型企业,建立以企业为主体的协同创新和成果转化机制,充分发挥产学研合作的积极作用,并探究阻碍资本和劳动密集型企业国内附加值率提升的因素,以提升制造业整体竞争力。最后,政府应适度鼓励民营企业与高校和科研院所合作,利用国家重点实验室和国家工程研究中心等,支持行业开展应用和技术研发。同时,应将外资企业纳入制造业创新体系,吸引更多的国外科技和全球创新资源。

参考文献:

- [1]陈强远,林思彤,张醒. 中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济,2020,(4): 79-96.
- [2]韩峰,庄宗武,李丹. 国内大市场优势推动了中国制造业出口价值攀升吗?[J]. 财经研究,2020,(10): 4-18.
- [3]刘斌,王杰,魏倩. 对外直接投资与价值链参与:分工地位与升级模式[J]. 数量经济技术经济研究,2015,(12): 39-56.
- [4]刘斐然,胡立君,范小群. 产学研合作对企业创新质量的影响研究[J]. 经济管理,2020,(10): 120-136.
- [5]吕越,盛斌,吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. 中国工业经济,2018,(5): 5-23.
- [6]马述忠,张洪胜. 集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释[J]. 经济研究,2017,(1): 13-27.
- [7]许家云,徐莹莹. 政府补贴是否影响了企业全球价值链升级?——基于出口国内附加值的视角[J]. 财经研究,2019,(9): 17-29.
- [8]杨仁发,刘勤玮. 生产性服务投入与制造业全球价值链地位:影响机制与实证检验[J]. 世界经济研究,2019,(4):

71–82.

- [9]张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. *经济研究*, 2013, (10): 124–137.
- [10]周念利. 中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角[J]. *金融研究*, 2014, (9): 84–98.
- [11]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, (8): 116–134.
- [12]Caloghirou Y, Giotopoulos I, Kontolaimou A, et al. Industry-university knowledge flows and product innovation: How do knowledge stocks and crisis matter?[J]. *Research Policy*, 2021, 50(3): 104195.
- [13]Cheng H, Zhang Z Y, Huang Q, et al. The effect of university-industry collaboration policy on universities' knowledge innovation and achievements transformation: Based on innovation chain[J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2020, 45(2): 522–543.
- [14]Chesbrough H. The logic of open innovation: Managing intellectual property[J]. *California Management Review*, 2003, 45(3): 33–58.
- [15]Cohen W M, Levinthal D A. Innovation and learning: The two faces of R&D[J]. *The Economic Journal*, 1989, 99(397): 569–596.
- [16]Fontana R, Geuna A, Matt M. Factors affecting university-industry R&D projects: The importance of searching, screening and signalling[J]. *Research Policy*, 2006, 35(2): 309–323.
- [17]Fritsch U, Görg H. Outsourcing, importing and innovation: Evidence from firm-level data for emerging economies[J]. *Review of International Economics*, 2015, 23(4): 687–714.
- [18]Hong W, Su Y S. The effect of institutional proximity in non-local university-industry collaborations: An analysis based on Chinese patent data[J]. *Research Policy*, 2013, 42(2): 454–464.
- [19]Humphrey J, Schmitz H. How does insertion in global value chains affect upgrading in industrial clusters?[J]. *Regional Studies*, 2002, 36(9): 1017–1027.
- [20]Kee H L, Tang H. Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6): 1402–1436.
- [21]Koopman R, Wang Z, Wei S J. Tracing value-added and double counting in gross exports[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2): 459–494.
- [22]Lin C, Lin P, Song F M, et al. Managerial incentives, CEO characteristics and corporate innovation in China's private sector[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2011, 39(2): 176–190.
- [23]Lin C, Ma Y, Malatesta P, et al. Corporate ownership structure and bank loan syndicate structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(1): 1–22.
- [24]Maietta O W. Determinants of university-firm R&D collaboration and its impact on innovation: A perspective from a low-tech industry[J]. *Research Policy*, 2015, 44(7): 1341–1359.
- [25]Scandura A. University-industry collaboration and firms' R&D effort[J]. *Research Policy*, 2016, 45(9): 1907–1922.
- [26]Shi X, Wu Y R, Fu D H. Does university-industry collaboration improve innovation efficiency? Evidence from Chinese Firms[J]. *Economic Modelling*, 2020, 86: 39–53.
- [27]Szücs F. Research subsidies, industry-university cooperation and innovation[J]. *Research Policy*, 2018, 47(7): 1256–1266.
- [28]Upward R, Wang Z, Zheng J H. Weighing China's export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41(2): 527–543.
- [29]Wei S J, Xie Z, Zhang X B. From “Made in China” to “Innovated in China”: Necessity, prospect, and challenges[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(1): 49–70.

- [30]Xing Y Q, Huang S P. Value captured by China in the smartphone GVC: A tale of three smartphone handsets[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2021, 58: 256–266.
- [31]Xu R, Li C G, Cao C, et al. Does science-industry cooperation policy enhance corporate innovation: Evidence from Chinese listed firms[J]. *Accounting & Finance*, 2020.
- [32]Yu M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *The Economic Journal*, 2015, 125(585): 943–988.

Industry-University-Research Cooperation and the Solution to the Low-end Dilemma of GVC: From the Perspective of Export DVAR

Jin Hongfei, Chen Qiuyu

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: In the 1990s, China quickly integrated into the global industrial chain and the global value chain (GVC) by virtue of its demographic dividend, and became the “workshop of the world”. In fact, due to the lack of core technologies, China is still at the low-end of GVC, with low manufacturing added value. At present, getting rid of the low-end dilemma and realizing GVC upgrading are of vital importance to the transformation and upgrading of China’s economy. As an important strategic way for enterprises to enhance their technological innovation capabilities, industry-university-research cooperation (IURC) may be an effective path for China to improve the value-added acquisition capacity of manufacturing industry.

To this end, this paper analyzes the impact and mechanism of IURC on the domestic value-added ratio (DVAR) of Chinese manufacturing enterprises’ exports by using the matching data of China’s industrial enterprises, customs trade and patent application from 2000 to 2013, in which export DVAR is used to reflect the position of enterprises in GVC, and the level of IURC is measured by the joint patent applications.

The research results show that IURC significantly improves export DVAR. The results of PSM analysis, instrument variable method and other robustness tests all back up the reliability of the empirical results. The mechanism analysis shows that the value-added efficiency of intermediate input and the proportion of processing trade both play an intermediary role in the process of IURC promoting export DVAR. From the perspective of regional division, IURC has a significant impact on export DVAR in eastern China. Based on different ownership, IURC can increase the DVAR of private enterprises, but its impact on the DVAR of state-owned enterprises and foreign enterprises is not obvious. From the angle of industry factor intensity, IURC has a positive impact on skill-intensive enterprises and labor-intensive enterprises. Also, the IURC of both invention patents and utility patents has a positive impact on export DVAR.

The possible contribution of this paper may exist in the following aspects: Firstly, based on the analytical framework of Kee and Tang (2016), it introduces IURC into the theoretical model by constructing the incomplete substitution between intermediate inputs. Secondly, it provides new empirical evidence on the impact of IURC on enterprises’ GVC upgrading, and finds that IURC contributes to the increase of export DVAR. Thirdly, this paper suggests that attention should be paid to the impact of IURC on heterogeneous enterprises in the process of promoting the cooperation.

Key words: industry-university-research cooperation; export DVAR; GVC (责任编辑 康健)