

产业链关联与企业创新

陈爱贞, 陈凤兰, 何诚颖

[摘要] 产业链的纵向联系是企业获取技术信息和知识的重要渠道。本文基于2001—2013年中国工业企业数据和世界投入产出数据库(WIOD)数据,以及2006—2018年中国A股上市制造业企业数据和亚洲开发银行发布的多区域投入产出表(ADB-MRIO)数据,探讨产业链国内关联和国际关联对企业创新的影响及其结构效应。研究发现:①产业链国内关联和国际关联与企业创新分别呈“U”型和倒“U”型关系;②产业链国际关联主要影响远技术距离行业和中、高人力资本水平企业的创新,近技术距离行业的创新主要受产业链国内关联影响;③在面临全球产业链重构的态势下,一旦产业链受到冲击,短期内可能会抑制企业创新,且其创新影响具有结构性,主要对近技术和远技术距离行业以及中、高人力资本水平的企业有创新负效应,而发展国内产业链能在一定程度上对冲其创新冲击。为此,中国当前既要在产业链国际合作中获取创新要素,也要大力发展国内产业链,增强自主创新以“技术补链”和形成新的比较优势以“市场固链”。

[关键词] 产业链关联; 创新发展; 全球化转型; 产业链冲击风险

[中图分类号]F272 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)09-0080-19

一、引言

发达国家跨国公司推动全球化发展的重要动力是全球产业链布局,随着全球分工不断深化,生产的“功能分离^①”和“空间分离”降低了企业纵向一体化程度,全球产业链关联程度大大提升(Hummels et al., 2001; Baldwin and Venables, 2013)。改革开放以来,尤其1992年后发达国家跨国公司开始大量进入中国市场,“大进大出”的贸易发展及其带动的产业发展,增强了产业链国内关联和国际关联,提升了中国企业技术水平,然而核心技术和关键零部件对外依赖度依旧很高^②,成为制约中国产业链升级和企业自主创新发展的重要因素。此外,当前新一轮科技革命和产业变革,以及新的贸易保护主义下全球经济格局调整所推动的百年未有之大变局,正在驱动全球产业链重构。

[收稿日期] 2020-08-01

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“并购与创新:基于中国装备制造业理论与实证研究”(批准号71573219);国家社会科学基金重大项目“中国产业创新发展战略研究”(批准号15ZDC013)。

[作者简介] 陈爱贞,厦门大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士;陈凤兰,厦门大学经济学院博士研究生;何诚颖,广西大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:何诚颖,电子邮箱:2098533681@qq.com。感谢厦门大学王亚楠经济研究院赵敏强副教授,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 功能分离指的是研发、生产、销售等环节分布在不同企业。

② 虽然《2018年全球创新指数(GII)报告》显示中国创新指数排在第17位,但中国一些关键核心技术仍然受制于人,目前关键零部件、元器件和关键材料的自给率只有1/3。

中国作为经济大国和贸易大国,能否积极应对,持续推进产业链延伸发展,不但是巩固中国的全球产业链分工地位的关键,更是中国产业和企业创新发展的重要基础。为此,2016年中共中央、国务院发布的《国家创新驱动发展战略纲要》提出,“资源配置从以研发环节为主向产业链、创新链、资金链统筹配置转变”;党的十九届五中全会又强调,“提升企业技术创新能力”要“推动产业链上中下游、大中小企业融通创新”。在全球开放条件下,产业链关联包括国际关联和国内关联,那么,产业链国际关联和国内关联对企业创新的影响机制如何?一旦全球产业链重构带来产业链冲击,可能引发产业上下游纵向配套关系的打破,这会对中国的创新发展带来怎样的影响?中国应该如何应对?只有对这些问题进行深入分析,才能为中国在积极应对全球产业链重构中坚持创新驱动发展和塑造发展新优势提供理论与实践支撑。

现阶段国内外关于产业链关联^①的测度侧重于产业链国际关联^②,主要有两种方法:一种是基于宏观投入产出表从产品国内外价值构成或贸易增加值视角展开(Hummels et al.,2001;Johnson and Noguera,2012;Koopman et al.,2014),利用这些办法及其改进的方法,许多研究发现产业链国际关联的加强会对生产率、出口技术复杂度等产生显著性影响(刘庆林等,2010;刘维林等,2014;王玉燕等,2014),但这些研究主要基于行业层面展开且关于影响的方向结论并不一致;另一种方法则从微观层面进行测度,如将中国工业企业数据库和海关贸易数据库结合,直接估算企业出口的国外增加值率(Upward et al.,2013;Kee and Tang,2016),以此表示产业链国际关联度。利用此方法,吕越等(2018)研究发现,产业链国际关联度的提高会抑制中国工业企业的研发创新行为。

基于贸易利得测度一国参与国际生产分工程度的方法,无法揭示经济体参与全球价值链的生产长度,即一国涉及价值链中研发、设计、生产、组装、售后等阶段中的具体数量环节。生产分割长度增加可以真正体现全球分工体系的深化(Fally,2012;倪红福等,2016),因而,Fally(2012)基于单国投入产出模型测度了一国产业部门的生产阶段数,代表了生产分割长度。倪红福等(2016)将这种方法扩展到全球投入产出模型,构建了能够区分一个产业部门的国内生产阶段数和国际生产阶段数的方法,进而能够反映一国国内外产业布局情况以及产业链国内关联和国际关联程度,这具有重要的理论和现实意义。目前,该方法已经得到一些学者的推广和使用。例如,郑玉等(2017)、刘维刚等(2017)利用该方法,分别从国家和企业层面研究了生产分割的生产率效应,前者利用跨国空间面板模型实证检验了国际生产阶段数与国家生产率之间的正向关系,后者具体考察了生产总阶段数、国内阶段数和国际阶段数与中国工业企业生产率之间的非线性关系。然而,迄今尚未有文献在一个框架内同时考察产业链国内关联和国际关联的创新效应。

为此,本文先理论分析产业链国内关联和国际关联对发展中国家创新发展的影响效应以及结构性差异,然后以中国企业数据进行实证检验,最后探讨一旦发生产业链冲击可能对中国创新发展带来怎样的影响。本文的创新之处在于:①基于发展中国家产业链国内关联和国际关联发展不同的现实,分析了二者对企业创新的影响机制及其结构性差异,并立足经济全球化转型趋势的现实基础,进一步分析全球产业链重构中产业链冲击风险及其可能的影响效应,丰富了产业链发展和创新发展理论,能够为产业发展预判提供理论支撑;②利用生产链长度指标反映产业链关联程度,但不同于多数文献主要关注产业链国际关联,本文把产业链关联区分为国际关联和国内关联,利用中国

① 在文献中也被称为生产分割、外包、垂直专业化、多阶段生产等。生产分割程度的深化意味着生产1单位该产品的最终需求需要更多其他产业部门的支撑,产业链关联越强。出于研究和理解方便,本文采用产业链关联的概念。

② 在一些文献中也被称为全球价值链嵌入度(吕越等,2018;段文奇和景光正,2021)。

工业企业数据和上市公司数据,发现了二者对中国企业创新发展有不同的影响效应,深化了对产业链发展如何影响企业创新的认知,从而有助于为一旦发生产业链冲击,如何通过发展国内产业链等进行“补链”和“固链”提供实践支撑;③本文以与中国产业链关联性强的国家的产业链发展为工具变量,利用中国上市公司数据,进一步验证了产业链关联对企业创新的影响及其结构效应,在此基础上进一步分析发展国内产业链对部分创新冲击的对冲效应,这能为中国应对可能的产业链冲击风险提供政策支持。

二、产业链关联的测算与典型事实

1. 产业链关联的测度

产品“工序化”生产条件下,生产分割长度既能体现分工水平,还能体现产业链关联程度。生产分割长度越长,表明生产1单位该产品的最终需求需要更多其他产业部门的支撑,产业链关联越强。为此,本文在 Fally(2012)的基础上,借鉴倪红福等(2016)的方法,利用全球投入产出表在一个框架内同时测算一个产业部门的国内、国际生产阶段数来体现其产业链国内关联和国际关联程度。具体计算过程如下:

$$N_i^k = 1 + \sum_{s,j} a_{ji}^{sk} N_j^s \quad (1)$$

其中, N_i^k 表示 k 国 i 部门产品的生产阶段数。 a_{ji}^{sk} 表示生产1单位价值的 k 国 i 部门产品需要投入 s 国 j 部门 a_{ji}^{sk} 单位价值的产品。若生产过程无中间品投入,生产阶段数为1;若投入大量中间品,则生产阶段数的大小取决于单位价值产品消耗的中间品数量 a_{ji}^{sk} 以及这些中间品的生产阶段数 N_j^s 。用矩阵形式可表示为:

$$N^T = U^T B \quad (2)$$

其中, T 表示转置, U 为单位列向量, B 为 Leontief 逆矩阵。通过分解, k 国产品总的生产阶段数可以写为:

$$N^{kT} = U^T \begin{bmatrix} B_{1k} \\ B_{2k} \\ \vdots \\ B_{Nk} \end{bmatrix} = u^T L^{kk} + u^T \left(\sum_{s \neq k} L^{ks} A^{sk} B^{sk} \right) + u^T \sum_{s \neq k} B^{sk} \quad (3)$$

其中, L^{kk} 为局部 Leontief 逆矩阵。右边第一项 $u^T L^{kk}$ 表示产品的生产不涉及中间产品国际贸易,称为“国内生产阶段数”;第二项 $u^T (\sum_{s \neq k} L^{ks} A^{sk} B^{sk})$ 和第三项 $u^T \sum_{s \neq k} B^{sk}$ 分别表示国外产品生产中对 k 国的中间投入需求以及 k 国生产的产品对国外产品的中间投入需求而引起的 k 国的生产阶段数,这两项均涉及中间品国际贸易,合称为“国际生产阶段数”。国内生产阶段数和国际生产阶段数分别衡量产业链国内关联度以及国际关联度。

结合研究目标,本文以欧盟2016年世界投入产出数据库(WIOD)测算中国各部门的国内、国际生产阶段数,其包含的数据年份为2000—2014年,涉及43个国家或地区和56个行业门类(按ISIC Rev.4编码),其中,C5—C22为制造业,由于中国工业企业数据库中大部分企业的主业为制造业且当前传统制造企业的创新升级更具现实意义,因此本文主要研究制造业。

2. 中国产业链关联的典型事实

(1) 制造业整体趋势。从图1可见,2000—2014年中国制造业整体生产链延长,产业链关联程

度增加。具体而言,国内生产阶段数从 2.64 升至 3.05,上升 15.53%;国际生产阶段数从 0.37 升至 0.41,上升 10.81%,说明国内生产链条的长度及增幅均大于国际生产链条。分时间段看,2000—2003 年,国内生产阶段数减少,这与 1998—2003 年期间国有企业兼并重组等带来的结构性变革有关(倪红福等,2016);2004—2009 年中国经济增长迅速,进出口规模扩大,国内生产阶段数稳步上升;由于金融危机带来中小企业倒闭潮,2009 年后国内生产阶段数短暂下降;随着国内经济调整恢复,2011 年之后,国内生产阶段数继续提高。国际生产阶段数以 2008 年为分水岭,在 2008 年之前呈上升趋势,2008 年开始下降,尤以 2009 年下降最为严重,之后稍有上升。

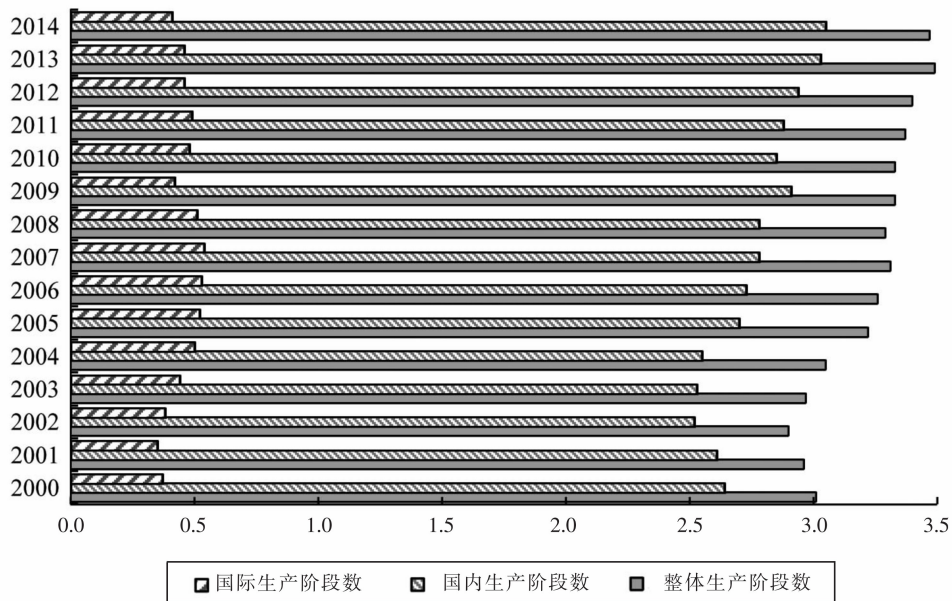


图 1 2000—2014 年中国制造业生产阶段数

资料来源:根据 WIOD(2016)计算、绘制。

(2)细分行业的产业链国内关联和国际关联情况。本文定义生产链国际分工参与率($fplrat$)和国内分工参与率($dplrat$),二者分别指国际、国内生产阶段数占总生产阶段数的比重。统计发现,2000—2014 年各制造业部门的 $dplrat$ 大多在 85%以上, $fplrat$ 在 15%以下。根据 OECD 制造业技术的划分标准,2014 年 C17 计算机、电子及光学设备制造业以及 C18 电气设备制造业等高技术制造业所需的生产阶段数较多、生产结构复杂度较高,且其 $fplrat$ 位居前列,意味着中国高技术制造业更依赖国外生产投入^①。

三、产业链关联对企业创新的影响机制

1. 产业链关联的企业创新效应

产业链配套能力是一国产业发展的重要基础。对大多数发展中国家来说,国内产业链配套能力较弱时,可通过开放增强产业链国际关联来提升生产能力。从现实看,为推动工业和经济的发展,许多发展中国家实施出口导向战略,通过营造鼓励出口的政策环境以及吸引外资政策,带动出口贸易

① 细分行业的变化趋势图详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

发展。而由于在技术、研发、人才培养和产业链配套能力等方面的比较劣势,本土企业难以生产出符合国外市场所需的高质量产品,往往只能采取“为出口而进口”的策略来弥补配套能力弱和质量不匹配的问题,即通过进一步开放其生产体系,进口大量上游设备和中间品,再利用国内各种生产要素,生产并出口符合国外技术标准和质量要求的产品(如图2所示),这会提高发展中国家产业链国际关联度。

产业的纵向联系是企业获取技术信息和知识最重要的渠道。得益于后发优势,发展中国家企业在吸收进口技术、改善生产流程上具有较大空间和优势,因此,通过进口带动的产业链国际关联,在与本土企业的生产互动中,技术溢出和扩散效应会在更多的产业链和企业间传递,从而提升企业的技术水平和创新基础(Fritsch and Görg, 2015)。同时,由于“出口引致进口”机制的广泛存在,本土企业进口多种类、高质量中间品的能力获得提升,这有助于降低创新成本、激发创新投入。此外,进出口带来的国际市场竞争压力能在一定程度上转化为企业创新动力。大量研究证实,发展中国家以进出口贸易方式嵌入全球价值链提升了企业创新能力(Van Biesebroeck, 2006; Amity et al., 2014)。

利用市场接近效应,获取东道国市场,也是大量外资企业进入发展中国家的主要目的,由此,外资企业进入后有动力通过后向关联效应带动当地供应商的发展,当地供应商的发展,又会通过前向关联效应推动当地下游行业的发展(Javorcik, 2004),这会促进国内价值链和产业链的发展,带动产业链国内关联度的提升。此外,在对外开放发展过程中,发展中国家往往也会通过各种措施来推进市场化发展,提升国内生产配套能力。但在早期,产业链国内关联度的提升不一定能提高企业创新能力,主要原因在于四个方面:①大多数发展中国家工业化起步较晚,产业链条虽有所延伸,但市场发育程度较低且缺乏金融、物流、人才培养等生产性服务业的助力,产业链间和企业间协同能力较差,此时国内生产分工的细化反而可能在一定程度上降低企业创新效率。②虽然外资企业和内资企业在发展中国家国内生产的部分都属于产业链国内关联部分,但为防止核心技术泄露,外资企业往往只将简单的生产和组装环节放在东道国进行(Aghion et al., 2018),使得其创新水平提升有限。同时,由于技术和效率等优势,外资企业进入可能会挤占生产同类产品的内资企业的市场份额,削减内资企业的创新积累,使之难以从事自主研发(Arkolakis et al., 2018)。③出口导向战略的实施下,出口增加会通过后向关联效应带动国内产业链发展,但对国外设备、技术和关键零部件的依赖也增大^①,甚至出现随着国外设备和技术不断更新,生产企业“动态引进”技术和设备,忙于产品更新换代的现象,这既会挤压本土设备制造企业创新的市场支撑,又会增加出口企业经营成本,使其转而压低国内供应商的中间品价格。④在整个分工体系中,大多数发展中国家本土企业主要从事加工装配环节,市场势力和盈利能力极弱,缺乏足够的资本积累进行可持续的研发投入,则产业链国内关联发展过程中,越来越多资源集中于低端环节和低质量产品,高端环节和高质量产品的发展受到资源和市场挤出效应,会制约本土企业创新发展。

随着发展中国家经济发展,政府经济治理体系的优化、生产性服务业的发展、资本市场发育程度和知识产权保护程度的提高,以及企业改制和市场化进程的推进,其国内营商环境不断优化,市场活力不断激发,这使得企业数增多,分工深化,国内产业链进一步延长,从而达到刺激企业创新的门槛:①企业增多,国内竞争加剧,在工序化生产和产品内分工背景下,产品间的可替代性增加,企

① 如《2019 中国进口发展报告》指出:2001 年以来,中国高技术产品进口规模呈快速增长的态势,从 2001 年的 736 亿美元增至 2017 年的 6219 亿美元。2017 年,中国高技术产品进口占中国进口总额的 33.73%,占世界高技术产品进口份额的 16.15%。此外,中国高技术产品进口中,中间品和资本品之和达到 95%以上,高技术消费品进口不足 5%。

的影响往往是结构性的,这种结构性差异首先体现在产业层面上。与发达国家的前沿技术差距是影响发展中国家企业获得技术溢出效应的重要因素(唐未兵等,2014)。有研究表明,技术差距越大,企业越具有追赶和学习的空间,创新水平提高越明显(Sjöholm,2002),但也有研究认为,技术差距过大可能意味着技术的不相关以及企业能力的不足,这会制约企业创新(Aghion et al.,2009)。基于中国现实,距离前沿技术远的行业,与发达国家行业往往形成的是产业链上的分工、互补关系,技术溢出对其创新有积极作用。前文典型事实分析也发现,中国距离前沿技术近的高技术行业,生产结构复杂度高,所需阶段数多,对产业链配套的要求高,因此,产业链关联对其创新往往有重要的影响。然而,由于靠近前沿技术的行业与发达国家高技术行业存在竞争关系,一方面由于专利保护、知识默示性高等,难以获得技术溢出效应;另一方面,中国核心技术和关键零部件对外依赖度还很高,容易被发达国家“俘获”而阻碍研发创新行为。因此,距离前沿技术近的行业,其创新受产业链国际关联的影响一般较弱,需更多地依赖于国内关联;距离前沿技术远的行业,产业链国际关联和国内关联往往会对其创新有较显著的影响。

产业链创新效应的结构性差异还体现在企业层面。产业链关联虽具有技术溢出效应,但其效应不会自动产生,吸收能力在外部技术内生过程中发挥着重要作用。吸收能力高的企业能从外部汲取更多的知识和技术;同时,作为企业创新的重要手段,吸收能力强度和效率直接决定了企业的创新成果(陶锋,2011)。因此,吸收能力强的企业更能从产业链关联中获得创新效应,还能更快地感知和应对外界环境的变化,从而降低面临的不确定性,其甚至可以通过增强产业链国内关联度等,较快地开发出“新技术”(Kriz and Welch,2018);相较而言,吸收能力弱的企业对技术外溢的感知能力差,难以从产业链关联中获得强的创新效应。

四、模型设定和数据说明

1. 模型设定

根据分析,产业链关联对企业创新的影响往往是非线性的,模型设定如下:

$$Innov_{fit} = \beta_0 + \beta_1 PL_{i(t-1)} + \beta_2 PL_{i(t-1)}^2 + \beta_j Controls_{jt} + v_t + \mu_i + \gamma_f + \varepsilon_{fit} \quad (4)$$

其中,下标 f 、 i 和 t 分别表示企业、行业和年份。 $Innov_{fit}$ 代表企业创新水平; $PL_{i(t-1)}$ 表示 i 行业的生产链长度,回归中分别采用整体、国内和国际生产阶段数表示; $PL_{i(t-1)}^2$ 是其平方项,回归中滞后 1 期; $Controls_{jt}$ 代表控制变量; v_t 、 μ_i 和 γ_f 分别表示年份、行业和企业固定效应; ε_{fit} 为随机扰动项。为保证结论的稳健性,将标准误差聚类到企业层面。

2. 变量选择

被解释变量为企业创新水平。现有文献关于创新水平的度量涉及创新投入和创新产出两方面。创新投入指标主要有研发支出、研发强度(研发支出/销售额)等,其能够反映企业开展创新活动的意愿以及创新潜力,但很多企业研发支出存在财务统计缺失或没有正式公开披露,且研发支出不能完全转化为创新产出,因此利用投入指标衡量企业的创新能力有失偏颇。相较而言,创新产出指标可以更准确地衡量企业的创新能力。创新产出指标主要有专利数量、新产品产值、新产品密度(新产品产值/总产值)等,其中,新产品产值除了来自企业的自主研发活动外,还可能只是简单的产品材质、工艺升级;而专利是企业科技含量最高的知识产权,相比新产品产值其能更直接地反映企业的研发成果。因此,本文采用企业当年新增专利申请数的对数值($\ln apply$)衡量企业的创新水平。

解释变量为产业链关联,利用 WIOD 测算得到的整体、国内和国际生产阶段数衡量产业链总关

联、国内关联和国际关联,回归中分别用 pl 、 dpl 和 fpl 表示。

控制变量包括:①企业出口的二分变量($export$),若企业当年有出口取1,否则取0;②企业劳动生产率的对数($lnlabor$),用企业工业总产值与职工人数比值的对数表示;③资产负债率(lev),用企业总负债与总资产的比值表示;④营业利润率($profit$),用企业营业利润占营业收入的比重表示;⑤企业规模($lnemploy$),用企业职工人数的对数表示;⑥企业年龄($lnage$),将当年年份减去企业开业年份再加1之后取对数。此外,本文加入年份和行业固定效应以控制未被观察到的外部环境变化造成的冲击性影响以及行业特征差异。

3. 数据来源和处理

数据来源于中国工业企业数据库、2016年世界投入产出数据库(WIOD)和中国国家知识产权局统计的专利数据库。其中,中国工业企业数据库的时间窗口为1998—2013年,统计了这期间国有工业企业以及规模以上非国有工业企业的基本信息和财务报表等具体信息,但没有企业的专利信息。专利数据库的时间窗口为1985—2015年,涵盖这期间国家知识产权局受理的所有类型专利的相关信息,但缺乏企业的详细信息。2016年世界投入产出数据库的时间窗口为2000—2014年,通过其测算得到中国各行业产业链关联程度信息。由于2016年WIOD的国际行业分类标准(ISIC Rev.4)与中国工业企业数据库的国民经济行业分类标准(GB/T4754—2002)存在差异,本文根据相关行业分类标准转换表进行匹配,并只保留WIOD行业分类在C5—C22以及中国工业企业数据库四位数行业代码在“1310”和“4290”之间的制造业,进而得到各企业所在行业的产业链关联程度。由于本文考察的是产业链关联对企业创新水平的影响,有无创新的企业本身差异较大,且中国工业企业数据库中专利申请数为0的企业占比大,因此,在进行基础回归时仅保留企业当年专利申请数大于0的样本,最终选取2001—2013年126980个观测值^①。

五、实证结果分析:产业链关联的创新效应

1. 基础回归

本文采用面板固定效应模型进行回归。表1第(1)、(3)、(5)列分别为只加入企业固定效应时, pl 、 dpl 、 fpl 及其对应的平方项的回归结果,结果显示, pl 和 dpl 的一次项系数显著为负、二次项系数显著为正,而 fpl 的一次项系数显著为正、二次项系数显著为负。加入一系列控制变量和固定效应后,第(2)、(4)、(6)列显示,核心变量及其平方项估计系数的符号和显著性水平没有发生改变,说明产业链总关联度和国内关联度的上升均对企业创新水平存在“U”型效应,而产业链国际关联度的上升对企业创新水平存在倒“U”型效应,与理论分析结果一致^②。

2. 稳健性检验和内生性问题

(1)替换变量。分别以发明专利申请数和授权专利数替代专利申请数,本文的研究结论不变。

(2)替换模型。由于专利申请量是计数数据且较分散,进一步用面板负二项回归模型(Panels Negative Binomial Regression)进行回归。替换模型后,回归结果依旧稳健^③。

(3)考虑样本选择性偏差。本文考察产业链关联对企业创新水平的影响,样本只使用有创新行为(进行专利申请)的企业,删除了没有创新行为(没有申请专利)的样本,这可能导致样本选择偏差,为此,使用Heckman两阶段模型进行稳健性检验。表2的回归结果显示考虑样本选择偏差后,

① 数据处理与匹配过程以及变量相关性检验详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 将 dpl 和 fpl 及其平方项同时放入回归,结果稳健。

③ 替换变量和替换模型的稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 1 产业链关联对企业创新影响的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
pl	-2.8618*** (0.2917)	-4.9300*** (0.4538)				
pl^2	0.6055*** (0.0440)	0.7117*** (0.0612)				
dpl			-1.3691*** (0.3257)	-2.7374*** (0.3601)		
dpl^2			0.4636*** (0.0586)	0.5234*** (0.0654)		
fpl					2.0418*** (0.1323)	1.3345*** (0.2830)
fpl^2					-1.2826*** (0.0898)	-0.4915*** (0.1275)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
行业固定效应	否	是	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.0582	0.1012	0.0545	0.0998	0.0041	0.0991
观测值	126980	126980	126980	126980	126980	126980

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 括号里为企业层面的稳健标准误; 省略了控制变量的回归结果。以下各表同。

结论不变^①。

(4) 替换样本。由于中国工业企业数据能获取的最新年份仅到 2013 年, 且 WIOD 仅提供了 2000—2014 年的投入产出数据, 出于时效性考虑, 本文根据亚洲开发银行提供的时间跨度为 2000—2017 年的多区域投入产出数据库 (ADB-MRIO) 测算产业链关联度^②。同时, 将样本替换为 2006—2018 年的上市制造业企业重新进行回归, 专利申请数和控制变量均来源于国泰安 (CSMAR)。表 3 的回归结果显示产业链国内关联和国际关联分别与企业创新呈“U”型和倒“U”型关系, 进一步验证了核心结论的稳健性。同样对上市制造业企业样本进行替换模型、利用 Heckman 两

① Heckman 两阶段模型要求决策模型中至少包含一个排他性变量, 即需找到至少一个变量会影响企业进行专利申请的决策而不影响其专利申请数, 由于基础回归显示资产负债率 (lev) 和营业利润率 ($profit$) 对企业专利申请数无显著影响, 可以认为它们可能影响企业创新决策, 且创新具有延续性, 企业上一年的创新决策会对下一年的创新决策产生影响, 但与下一年创新产出的关系弱, 因此, 在决策方程中, 本文加入资产负债率、营业利润率和企业上一年是否进行专利申请的二分变量作为影响企业技术创新决策的识别变量进入模型。回归发现 3 个变量均符合排他性要求。Heckman 两阶段详细回归结果参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

② 由于仅能获取 2005—2008 年涵盖 45 个国家 (地区) 以及 2010—2017 年涵盖 62 个国家 (地区) 的多区域投入产出表, 本文选用 2005—2017 年的投入产出数据测算产业链关联程度, 上市制造业企业样本选择 2006—2018 年。特别地, 为使得统计口径一致, 将 2010—2017 年的投入产出表整理至 45 个国家 (地区), 2009 年产业链关联程度利用插值法计算得到。

表 2 产业链关联对企业创新影响的 Heckman 两阶段模型估计结果

	(1)决策方程	(2)结果方程	(3)决策方程	(4)结果方程	(5)决策方程	(6)结果方程
pl	-2.1635*** (0.2387)	-4.9037*** (0.4533)				
pl^2	0.3163*** (0.0317)	0.7079*** (0.0611)				
dpl			-1.3524*** (0.2019)	-2.7261*** (0.3605)		
dpl^2			0.2583*** (0.0356)	0.5213*** (0.0655)		
fpl					-0.4455*** (0.1170)	1.3465*** (0.2831)
fpl^2					0.3861*** (0.0631)	-0.5000*** (0.1276)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²		0.1013		0.1000		0.0992
观测值	2376095	126980	2376095	126980	2376095	126980

表 3 基于上市制造业企业样本的产业链关联对企业创新影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)
pl	-10.9889*** (2.0438)		
pl^2	1.6839*** (0.2866)		
dpl		-2.3387* (1.4146)	
dpl^2		0.5834** (0.2474)	
fpl			3.0109** (1.3195)
fpl^2			-2.5288*** (0.6982)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
R ²	0.3526	0.3500	0.3508
观测值	13869	13869	13869

阶段模型克服选择性偏差问题等检验,结果依然稳健^①。

(5)内生性问题。首先,本文基础回归运用了面板双向固定效应模型,考虑了个体固定效应和时间固定效应,可在一定程度上缓解遗漏变量导致的内生性问题。其次,本文是行业层面的解释变量和企业层面的被解释变量,双向因果关系较弱。为进一步缓解内生性问题,在制造业企业样本和上市企业样本中,均对所有解释变量和控制变量(除企业年龄、年份、行业的虚拟变量外)滞后1期重新进行回归,结果强化了本文的结论^②。

此外,本文选择东南亚、南亚代表性发展中国家的产业链总关联度、国内关联度和国际关联度(分别记为 pl_sea 、 dpl_sea 和 fpl_sea)作工具变量^③。东南亚、南亚各国与中国地理位置相毗邻,具有充裕和低成本的劳动力和资源,且近年来产业链配套能力提升,承接产业转移的能力增强,使得其制造业发展与中国竞争性加强。同时,工具变量涉及的产业链关联基于其他国家投入产出测算而得,与中国企业创新水平不直接相关。表4报告了两阶段最小二乘法(2SLS)的回归结果,第一阶段以中国产业链国内关联作为被解释变量的回归中, pl_sea 、 dpl_sea 和 fpl_sea 的估计系数均显著为负,以中国产业链国际关联作为被解释变量的回归中, pl_sea 、 dpl_sea 和 fpl_sea 的估计系数均显著为正,意味着东南亚、南亚国家的生产体系与中国国内产业链之间存在明显的竞争关系。此外,第二阶段回归结果显示,中国产业链国内关联和国际关联分别与企业创新呈“U”型和倒“U”型关系。通过了有关工具变量有效性的检验,证实所选取的工具变量是合理的^④。

3. 产业链关联对创新的结构效应

(1)不同技术距离的行业结构差异性影响。据前文分析,行业距离前沿技术水平的远近会影响产业链关联的企业创新效应。为此,本文参照 Aghion et al.(2009)的做法,将美国制造业的技术水平视为世界前沿技术,以中国各行业技术水平到美国对应行业技术水平之间的距离作为技术距离的代理变量。具体地,根据 WIOD 的社会经济账户计算各行业的增加值与就业人数的比值表示劳动生产率,再用年均牌价汇率将美元转为人民币计价,得到两国制造业劳动生产率的比值: $distance_{it} = LP_{it}^{CHN} / LP_{it}^{USA}$,比值越大表示该行业越接近发达国家前沿技术水平。将样本划分成近技术距离、中技术距离和远技术距离3组^⑤,运用工具变量 dpl_sea 和 fpl_sea 进行 2SLS 回归。

根据表5的回归结果,产业链国内关联对近技术距离行业有显著的“U”型影响,由于近技术距离企业94.83%的样本点居于曲线拐点的右侧,因而国内产业链的发展,会促进近技术距离行业的企业创新。这主要是因为距离前沿技术近的企业,生产结构复杂度高,需要依托强劲、完善的国内产业链进行配套生产。第(2)列结果表明中国产业链国际关联对近技术距离企业创新没有显著性影

① 利用 ADB-MRIO 测算的产业链关联和上市制造业企业数据做的各项稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 将 ADB-MRIO 调整至 45 个国家(地区)后,东南亚包含五个国家:印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、泰国、越南,外加南亚代表性国家印度,将这 6 个国家视为一个整体,在原始投入产出表中对其进行合并。

④ 第一阶段结果显示工具变量的估计系数均显著,满足相关性条件。第二阶段显示识别不足检验(Kleibergen-Paap rk LM 统计量)在 1% 的显著水平上被拒绝,弱识别检验显示 Cragg-Donald Wald F 值远大于 10,拒绝了弱工具变量假设。过度识别检验(Hansen J 统计量)的相伴概率均大于 0.1,表明工具变量外生。

⑤ 根据 WIOD 的社会经济账户数据计算出制造业行业 2005—2014 年的技术距离,并运用插值法得到 2015—2017 年各行业对应的技术距离;ADB-MRIO 与 WIOD 的行业分类均基于国际标准行业分类,易对二者行业类别进行匹配。

表4 产业链关联对企业创新影响的2SLS模型估计结果

2SLS 第一阶段						
	(1) <i>dpl</i>	(2) <i>dpl</i>	(3) <i>dpl</i>	(4) <i>fpl</i>	(5) <i>fpl</i>	(6) <i>fpl</i>
<i>pl_sea</i>	-0.2503*** (0.0217)			0.2849*** (0.0113)		
<i>dpl_sea</i>		-0.0849** (0.0336)	-0.1296*** (0.0398)		0.0485*** (0.0093)	0.1035*** (0.0127)
<i>fpl_sea</i>			-0.3356*** (0.0318)			0.4132*** (0.0138)
2SLS 第二阶段						
	(1) <i>lnapply</i>	(2) <i>lnapply</i>	(3) <i>lnapply</i>	(4) <i>lnapply</i>	(5) <i>lnapply</i>	(6) <i>lnapply</i>
<i>dpl</i>	-30.8082*** (5.9781)	-22.0120*** (4.7204)	-23.8427*** (4.5275)			
<i>dpl</i> ²	5.3783*** (0.9655)	3.9440*** (0.7595)	4.2404*** (0.7374)			
<i>fpl</i>				18.2063*** (4.9985)	5.8021*** (1.9106)	2.7547** (1.2359)
<i>fpl</i> ²				-13.6324*** (3.4363)	-4.2776*** (1.3534)	-2.5379*** (0.7951)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.2901	0.3215	0.3160	0.2346	0.3327	0.3389
Kleibergen-Paap rk LM	0.0000	0.0044	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F	193.062	243.400	146.377	47.208	294.908	384.282
Hansen J			0.1763			0.1854
观测值	13550	13550	13550	13550	13550	13550

注: Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Hansen J 统计量报告的为统计量的相伴概率。以下各表同。

响,这一方面可能是因为边际递减效应使得近技术距离企业能获取的技术溢出少;另一方面由于与发达国家高技术企业存在激烈的竞争关系,发达国家企业为形成技术垄断,会通过各种手段减少技术溢出,因此,国际关联度的提升对这些企业的创新无显著性影响。

此外,表5第(5)列显示,产业链国内关联对远技术距离行业企业的创新有显著的“U”型影响,且样本点集中在拐点右侧。距离前沿技术远的企业,具有更大的追赶和学习空间,外资企业进驻带来的技术外溢效应相对更大,更易发挥“后发优势”进行消化和吸收,因而产业链国内关联的上升,会对其创新效应产生正向影响。同时,产业链国际关联对远技术距离企业创新有显著的倒“U”型效应,与理论分析一致,远技术距离企业与发达国家高技术企业之间更多是分工合作、互补关系,因而能吸收一定程度的技术外溢,带来创新效应。然而,已有69.92%的样本点居于拐点右侧,因而产业链国际关联度的提高,可能会抑制很大一部分远技术距离企业的创新发展。

(2)不同人力资本水平的企业结构差异性影响。人力资本水平是影响企业吸收能力的重要因素。一般而言,员工技能越高,企业更易接受外部知识(Ayyagari et al., 2011)。本文利用企业研发人员占比表示人力资本水平,并按人力资本水平的高低将样本分三组,继续用2SLS方法回归,得到表6

表 5 产业链关联对不同技术距离企业创新的影响:基于 2SLS 模型

	近技术距离		中技术距离		远技术距离	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dpl</i>	-7.1396** (3.5536)		16.3414 (15.5599)		-7.9518* (4.2138)	
<i>dpl</i> ²	1.3990*** (0.5392)		-3.0280 (2.8026)		1.8190** (0.7222)	
<i>fpI</i>		2.1941 (3.3066)		1.5730 (2.4271)		2.6792** (1.0831)
<i>fpI</i> ²		-4.0862 (3.0137)		5.1085 (3.9384)		-2.7837*** (0.6175)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.3375	0.3290	0.2452	0.1492	0.3163	0.3401
Hansen J	0.1199	0.1381	0.1290	0.4596	0.4695	0.2106
观测值	3164	3164	3642	3642	6325	6325

的回归结果。根据回归系数符号和显著性水平,产业链国内关联只对高人力资本水平企业的创新有显著的“U”型效应,这部分企业中,89.48%的样本对应的国内关联居于拐点右侧,因而产业链国内关联的提高,有助于提升多数高人力资本水平企业的创新能力。这是因为这些企业研发能力较高,对链上技术溢出的敏锐度更高、吸收能力更强。同时,产业链国际关联也只对高人力资本水平和中人力资本水平企业有显著的倒“U”型效应,且对应样本中,已分别有 23.21%、49.95%的企业居于拐点右侧。因而,产业链国际关联增强会削弱部分中、高人力资本水平企业的创新能力。人力资本水平低的企业,对技术溢出的吸收差,因而产业链国内关联和国际关联均对其创新没有显著性的影响。

六、进一步讨论:产业链冲击风险是否会影响中国创新发展

近年来,在国际经贸摩擦、制造业综合成本上升等因素的影响下,中国制造业出现了企业外迁的苗头。例如,2012年以来日本企业就出现了“中国+1”的投资目的地多元化战略;2020年,美国白宫经济顾问库德洛提出支持在华企业迁出中国,引起社会各界对产业链搬迁的广泛担忧。跨国公司 will 将部分生产能力从中国转移出去,这会对中国产业链带来冲击,冲击又会对创新产生怎样的影响?中国作为人口和经济大国,亟需基于全球化发展趋势,提前部署应对战略。

1. 新的全球化趋势下产业链冲击的风险

降低生产成本和布局全球产业链是发达国家跨国公司推动全球化发展的内在动力,通讯技术迅猛发展、各国税率和运输成本降低,为全球分工创造了可能性,也为中国凭借低要素成本优势参与全球价值链提供了良机。但近年来,全球贸易中服务价值已超过商品^①,这一方面使得中游生产环节的重要性和附加值趋降,劳动力成本在企业运营成本中的占比下降;另一方面技术创新和高端服务业的发展水平,将决定一国在全球价值链和产业链中的发展空间,且知识默示性、知识产权保护

^① 详见 2019 年麦肯锡全球研究所的报告《Globalization in Transition: The Future of Trade and Value Chains》。

表 6 产业链关联对不同人力资本水平企业创新的影响:基于 2SLS 模型

	高人力资本		中人力资本		低人力资本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>dpl</i>	-11.7220*		-15.5312		19.2663	
	(6.0034)		(10.0188)		(17.8602)	
<i>dp^l</i>	2.0402**		2.5138		-3.1517	
	(0.9889)		(1.5533)		(3.0617)	
<i>fpl</i>		3.1189**		4.8501*		1.2548
		(1.3250)		(2.6582)		(2.4834)
<i>fpl^l</i>		-2.4908**		-5.3567**		-1.2417
		(0.9830)		(2.4405)		(1.5789)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.2927	0.2874	0.1990	0.1795	0.2419	0.2791
Hansen J	0.2073	0.3109	0.1264	0.5378	0.7456	0.5337
观测值	5099	5099	2466	2466	5414	5414

等使得交易成本在运营成本中的占比上升,两方面因素叠加导致原本基于不同国家生产成本优势而布局的全球产业链面临重新调整的效益考量。就中国而言,近年来,劳动力成本上升削弱了成本优势引发各界普遍担忧,但实际上,削弱中国低成本优势的关键可能在于各种居高不下的交易成本(刘志彪,2020),这会降低中国当前的全产业链优势。

此外,重大的自然灾害、恐怖袭击和公共卫生等事件频发,给全球经济社会发展带来极大的不确定性,严重影响了企业的投资决策,安全已成为企业投资决策中考虑的重要因素(Kellogg, 2014)。2018年9月麦肯锡对1158家全球跨国公司的问卷调查显示,贸易政策的不确定是33%的跨国公司最关注的问题,近一半的跨国公司准备在更多国家设厂以分散风险。国家层面也在加强风险意识,例如,2019年12月10日美国、墨西哥、加拿大签署了贸易协定修订版,其中,规定每辆汽车75%以上的零部件必须产自北美,70%以上的钢铁和铝原料必须来自美国、墨西哥、加拿大,进一步强化了区域合作。因此,随着不稳定因素的增加,跨国公司选择以短期利润损失换取整个系统韧性的安全考量剧增,发达国家政府可能会出台更多政策驱使本国的跨国公司从中国撤出。

综上所述,全球化长期转型趋势、中国不断上升的制造业综合成本以及全球不确定性因素的增加,增大了企业外迁的风险,从而加剧了产业上下游纵向配套关系的打破,使得中国产业链受到冲击的风险增大;尤其是东南亚和印度等周边发展中国家,作为近年来中国和其他国家产业外迁的主要承接者,随着其国内产业链配套能力的提升,其承接国际产业转移的能力提升,中国产业链受到冲击的风险增大。

2. 产业链冲击风险对中国企业创新的影响

经济学中研究垄断、贸易保护对社会福利或企业发展的影响的基本思路是与完全竞争和自由贸易情况进行对比分析;要研究一个政策实施的影响,也常用政策实施前的数据进行回归获得参数,据此分析政策实施可能带来的影响(Chaudhuri et al., 2006)。借鉴这些研究思路,在前文理论与实证分析产业链关联对企业创新影响效应的基础上,本文进一步探讨企业外迁风险引起产业链关联度变化可能对中国创新发展带来怎样的影响。

实证分析证实了产业链国内关联和国际关联分别对中国企业创新有显著性的“U”型和倒“U”型影响,根据表1中国工业企业数据的回归结果,80.07%的样本在产业链国内关联曲线拐点的右侧,从表3上市公司的回归结果看,该比例进一步上升。早期,多数样本在产业链国际关联曲线拐点的左侧,但近年来已部分趋近拐点,表3中21.83%样本布局于拐点右侧。可见,一旦企业外迁使得产业链受到冲击,从短期静态看,产业链国内关联下降会带来创新抑制效应,而产业链国际关联的上升总体而言会促进创新,最终效果将由二者的强弱决定;长期动态而言,如果过多的企业陆续外迁,较多零部件转向进口,促使更多企业落入产业链国内关联拐点的左侧以及产业链国际关联的右侧,则冲击降低国内关联转而可能会迫使企业不得不创新,而冲击提高国际关联转而不利于创新,最终效果由两种相反效应的强弱决定。但需要看到的是,虽然存在产业链国内关联度持续下降,更多企业落入“U”型曲线拐点左侧的可能,即冲击使得大量企业外迁或破产倒闭,产品生产链大幅缩短,市场竞争程度大幅降低,企业垄断势力提升,则垄断利润等可在一定程度上激励企业创新,然而,对于中国这样的人口大国和经济大国而言,这种创新的代价极大且不可持续,因为在这个过程中大量中小企业倒闭会导致产业规模下降,由此居民收入下降、贫富差距拉大,进而会削弱创新的国内市场支撑。因而,为了应对产业链冲击对企业创新的不确定性影响,中国应进一步发展、完善国内产业链^①,使得更多企业处于“U”型曲线拐点的右侧。

根据表5不同技术距离行业的分组回归结果,对于近技术距离行业的企业而言,中国产业链国内关联与其创新呈显著的“U”型关系,且目前这些企业主要落在拐点右侧,因而,一旦国内生产环节迁出,会削弱支撑近技术距离企业创新的国内产业链基础,对其创新产生抑制作用。前文对中国产业链关联的典型事实分析发现,近技术距离的高技术行业国际分工参与率高,因此,若是产业链受到冲击导致关键生产环节缺位,短期内可能加剧对国外进口的依赖,促进其国际关联度提升。然而,表5第(2)列结果表明,中国产业链国际关联对近技术距离企业创新没有显著性影响,因此,企业外迁可能引发的国际关联度的提升,不会直接对这些企业带来大的创新冲击。产业链国际关联度下降可理解为“国际产出的一部分中间品不再参与到中国的产业分工体系中来”,这种意义上的冲击对于靠近前沿技术的企业而言,很可能意味着国外产出的关键零部件不再供应中国引致“断链”,而这些环节的技术积累往往需要相当长的时间,虽回归结果表明其对中国近技术距离企业的创新不会产生显著性的影响,但短期内“断链”容易通过产业链和价值链传导效应,影响其他环节企业的生产与创新,制约企业产品供给和升级的能力,典型案例如美国禁止全球制造商向华为提供芯片。解决该问题的主要出路在于提升自主创新能力、发展国内产业链以在这些关键环节“补链”,例如,由日本专业调查公司 Fomalhaut Techno Solutions 在对代表华为技术实力的高端手机(Mate 30 5G)进行拆解后发现,受到制裁之后推出的5G版相较于之前的4G版机型,中国产零部件的使用率按金额计算已经从25%左右上升到约42%,而美国产零部件则从11%左右降到了约1%,只剩下玻璃壳等极少部分。

对远技术距离行业的企业而言,表5第(5)列显示,产业链国内关联与其创新有显著的“U”型关系,且样本点大多集中在拐点右侧,因而企业外迁带来产业链国内关联的下降,可能会对远技术距离企业的创新产生负效应。同时,产业链国际关联对远技术距离企业创新具有显著的倒“U”型效应,已有69.95%的样本点居于拐点右侧,因此,一旦产业链受到冲击,而国内产业链不能及时填补部分生产环节缺位的话,短期内可能引致进口增加,产业链国际关联度提高,会进一步抑制这部分远技术距离企业创新。

^① 相对于国际关联,发展国内产业链有更多的措施可实施,这也是战略层面需要考虑的。

根据表6不同人力资本水平的分组回归结果,中国产业链国内关联只对高人力资本水平企业的创新有显著的“U”型效应,这部分样本多数居于拐点右侧,因而一旦产业链受到冲击,其稳定的上下游纵向配套关系被打破,会削弱高人力资本水平企业的创新能力。同时,产业链国际关联只对中、高人力资本水平企业的创新有显著的倒“U”型效应,且这部分样本中,已有部分居于拐点右侧。因而,一旦发生外迁,使得中间投入品进口上升,产业链国际关联增强,会进一步削弱这部分企业的创新能力,而对于拐点左侧的企业仍有一定的创新促进作用。中国产业链国内关联和国际关联均对人力资本水平低的企业创新没有显著性的影响,意味着企业外迁对其创新水平不会有大的直接影响,对其影响更主要是配套需求的下降。

综上,企业外迁会使得近技术距离行业和高人力资本水平企业的产业链发展受到冲击,且短期内国内产业链对其进行“补链”的能力较弱,外迁会冲击其创新基础,但这些企业自身转型升级的能力较强,能在一定程度上降低冲击带来的影响。而远技术距离企业由于已有很大一部分居于产业链国际关联与创新之间倒“U”型曲线的右侧,企业外迁引致的国内关联下降,以及短期内进口增加引致的国际关联上升,双重叠加下可能会较大程度削弱这部分企业的创新能力。人力资本水平低的企业其创新虽然无法受益于产业链关联,但由于自身转型和抗风险能力弱,往往直接受外迁冲击。然而,相对于高端环节的“补链”,国内产业链对远技术距离行业和低人力资本水平企业的生产环节“补链”的能力更强。因此,能否进一步发展、加强产业链国内关联,对外迁风险冲击后的远技术距离行业和低人力资本水平企业的创新发展有重要影响,而由于高技术行业生产结构复杂度高、生产环节众多,一旦其某一生产环节“断链”,强劲的产业链传导效应将影响其他环节企业的生产与创新,因而产业链国内关联的创新效应能在多大程度上抵消产业链冲击带来的影响,还主要取决于这些居于重要技术行业和居于前沿位置的企业创新能力的提升。

七、结论与启示

本文理论分析了产业链关联对企业创新的影响机理及其结构性效应;然后,测算国内生产阶段数和国际生产阶段数以反映产业链国内关联和国际关联程度,利用2001—2013年中国制造业企业数据实证分析表明,产业链国内关联和国际关联与企业创新水平分别呈现“U”型和倒“U”型关系;用2006—2018年A股上市制造业企业数据做相应检验,结果稳健。影响的结构上,其主要对近技术和远技术距离行业以及中、高人力资本企业的创新有显著性影响。可见,当前产业链国内关联对中国创新发展的影响趋升,中国需要着力发展国内产业链,为企业创新提供产业链支撑;同时,在面临全球产业链重构的态势下,作为经济大国和贸易大国,中国也需要进一步拓展产业链国际合作,以获取创新要素和提升国际分工地位。本研究有较重要的启示:

(1)为企业创新提供更有利的条件,增强“技术补链”的韧性。从产业链关联的结构效应看,提升自主创新能力是对产业链一旦受到冲击而致关键环节断裂进行“技术补链”的基础所在。为此,要坚持对外开放和对内开放相结合。首先,在“引进来”难度加大的情况下,要支持企业“走出去”以培育有较强国际竞争力的跨国公司,一方面增强与发达国家企业、研究机构等开展各种模式的国际合作,另一方面积极参与各区域价值链和创新链以获取全球创新资源以及开拓国际市场。其次,要对内开放形成基于产业链分工、价值链分工和区域间分工的完善的国内分工网络,为开放式创新以及攻克核心技术提供基础支撑。当前国内区域一体化在推进,但市场一体化还有很大阻力;国有企业垄断上游以及民营企业在诸多领域的进入壁垒阻碍了产业链上下游协同发展机制,影响了国内生产链、创新链的发展,因此,亟需加大改革力度,进一步消除各种体制机制性障碍,创造各类企业公

平竞争的环境。

(2)着力于降低交易成本形成新的比较优势,提升中国产业链吸引力。全球贸易中服务价值和全球价值链的知识密集度上升,使得交易成本成为影响一国比较优势的重要因素,尤其对于那些主导全球价值链和掌握链上关键技术的跨国公司而言,投资目的地的交易成本是影响其投资决策的至关重要的因素。当前,国内除各种税费高之外,环保、安全一刀切和知识产权保护不足等造成的高交易成本也在削弱中国市场的投资吸引力,使得一些企业外迁到交易成本更具优势的东南亚国家。因此,亟需切切实实地推进市场化改革,改善营商环境,降低交易成本,形成新的比较优势,以减缓产业链受到冲击的速度和范围,降低其对中国产业链与创新发展的影响。

(3)培育基于内需的国内产业链,以增强“市场固链”。在新的贸易保护主义下,一些国家对中国的产品出口和关键零部件进口可能设立更高的贸易壁垒,引致一些企业外迁,削弱中国产业链“配套能力强”的优势。由此,中国参与新一轮经济全球化的方式,可能要由过去出口导向的全球化,转向利用内需的经济全球化战略(刘志彪,2020)。当前全球经济不确定性增加,外贸订单不稳定和国内需求下降,不少企业在倒闭边缘挣扎,而一旦大量供应商倒闭,可能造成一些产业链和价值链环节丢失,直接削弱中国企业创新的国内产业链支撑。为此,政府一方面要确保相关扶持政策的传导能最终落实到实体经济;另一方面要根据不同企业所嵌入的产业链性质、供应链的具体情况分门别类进行精准施策,尤其要抓住关键环节,迅速出台一系列政策(李明等,2020)。长远地,国家每年和“五年规划”中不再设GDP数字目标,保障民生与企业发展空间要放在第一位,这也是中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段的内在要求。

(4)构筑互利共赢的产业链供应链合作体系,为中国企业创新升级提供全球创新要素。本文研究表明,在当前中国企业所参与的发达国家跨国公司主导的国际分工体系中,产业链国际关联对中国企业创新的影响效应已经开始趋降,中国亟需在更大范围、更大空间通过构筑新的产业链供应链合作体系,一方面虹吸全球创新要素和开拓更大的供应空间,另一方面促进中国国内产业链向国际延伸发展,以增强中国企业在产业链国际关联中的主导地位。党的十九届五中全会强调,要“构筑互利共赢的产业链供应链合作体系”,这也是下一步要着力研究的内容。

本文基于产业链关联对企业创新影响的理论与实证分析,探讨了经济全球化转型趋势下产业链冲击的风险及其对中国企业创新的影响。然而,本文研究依然存在一些局限性。首先,受限于企业微观数据可获得性,本文虽然利用2001—2013年中国制造业企业数据和2006—2018年A股上市制造业企业数据进行实证分析,但还是无法涵盖到国际国内形势发生深刻变化的2020年,需要后续新的数据进行补充和完善。其次,当前经济全球化转型趋势下,全球产业链重构在形成机制上相比以往有很大的不同,其对中国产业链冲击的风险和企业创新的影响效应也可能不同,因此,全球产业链重构不能被视为一个外在的环境,在宏观、中观、微观层面深入研究全球产业链重构机制与态势的基础上,深入分析其对中国产业链和企业创新发展的影响是后续研究的重要方向。

[参考文献]

- [1]段文奇,景光正. 贸易便利化、全球价值链嵌入与供应链效率——基于出口企业库存的视角[J]. 中国工业经济, 2021,(2):117-135.
- [2]李明,张璿璿,赵剑治. 疫情后中国积极财政政策的走向和财税体制改革任务[J]. 管理世界, 2020,(4):26-34.
- [3]黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016,(4):60-73.
- [4]刘庆林,高越,韩军伟. 国际生产分割的生产率效应[J]. 经济研究, 2010,(2):32-43.

- [5]刘维林,李兰冰,刘玉海.全球价值链嵌入对中国出口技术复杂度的影响[J].中国工业经济,2014,(6):83-95.
- [6]刘维刚,倪红福,夏杰长.生产分割对企业生产率的影响[J].世界经济,2017,(8):29-52.
- [7]刘志彪.新冠肺炎疫情下经济全球化的新趋势与全球产业链集群重构[J].江苏社会科学,2020,(3):1-8.
- [8]吕越,陈帅,盛斌.嵌入全球价值链会导致中国制造的低端锁定吗[J].管理世界,2018,(8):11-29.
- [9]倪红福,龚六堂,夏杰长.生产分割的演进路径及其影响因素——基于生产阶段数的考察[J].管理世界,2016,(4):10-23.
- [10]唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014,(7):31-43.
- [11]陶锋.吸收能力、价值链类型与创新绩效——基于国际代工联盟知识溢出的视角[J].中国工业经济,2011,(1):140-150.
- [12]王益民,宋琰纹.全球生产网络效应、集群封闭性及其升级悖论——基于大陆台商笔记本电脑产业集群分析[J].中国工业经济,2007,(4):46-53.
- [13]王玉燕,林汉川,吕臣.全球价值链嵌入的技术进步效应——来自中国工业面板数据的经验研究[J].中国工业经济,2014,(9):65-77.
- [14]徐康宁,冯伟.基于本土市场规模的内生化产业升级:技术创新的第三条道路[J].中国工业经济,2010,(11):58-67.
- [15]郑玉,郑江淮,王高凤.国际生产分割生产率效应的空间溢出——基于跨国空间面板杜宾模型的实证分析[J].产业经济研究,2017,(6):103-116.
- [16]Aghion, P., R. Blundell, R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2009,91(1):20-32.
- [17]Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequie, and M. Melitz. The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-level Exports [R]. NBER Working Paper, 2018.
- [18]Amiti, M., O. Itskhoki, and J. Konings. Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect [J]. *American Economic Review*, 2014,104(7):1942-1978.
- [19]Arkolakis, C., N. Ramondo, A. Rodríguez-Clare, and S. Yeaple. Innovation and Production in the Global Economy[J]. *American Economic Review*, 2018,108(8):2128-2173.
- [20]Ayyagari, M., A. Demirgü-Kunt, and V. Maksimovic. Firm Innovation in Emerging Markets: The Role of Finance, Governance, and Competition[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011,46(6):1545-1580.
- [21]Baldwin, R., and A. J. Venables. Spiders and Snakes: Offshoring and Agglomeration in the Global Economy[J]. *Journal of International Economics*, 2013,90(2):245-254.
- [22]Chaudhuri, S., P. Goldberg, and P. Jia. Estimating the Effects of Global Patent Protection in Pharmaceuticals: A Case Study of Quinolones in India[J]. *American Economic Review*, 2006,96(5):1477-1514.
- [23]Fally, T. Production Staging: Measurement and Facts[R]. University of Colorado Boulder Working Paper, 2012.
- [24]Fritsch, U., and H. Görg. Outsourcing, Importing and Innovation: Evidence from Firm-level Data for Emerging Economies[J]. *Review of International Economics*, 2015, 23(4):687-714.
- [25]Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl. Imported Inputs and Productivity [J]. *American Economic Review*, 2015,105(12):3660-3703.
- [26]Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001,54(1):75-96.
- [27]Javorcik, S. B. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms in Search of Spillovers through Backward Linkages[J]. *American Economic Review*, 2004,94(3):605-627.
- [28]Johnson, R. C., and G. Noguera. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added[J]. *Journal of International Economics*, 2012,86(2):224-236.
- [29]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J].

- American Economic Review, 2016,106(6):1402–1436.
- [30]Kellogg, R. The Effect of Uncertainty on Investment: Evidence from Texas Oil Drilling [J]. American Economic Review, 2014,104(6):1698–1734.
- [31]Koopman, R., Z. Wang, and S. Wei. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports [J]. American Economic Review, 2014,104(2):459–494.
- [32]Kriz, A., and C. Welch. Innovation and Internationalization Processes of Firms with New-to-the-world Technologies[J]. Journal of International Business Studies, 2018,49(4):496–522.
- [33]Sjöholm, F. The Challenge of Combining FDI and Regional Development in Indonesia [J]. Journal of Contemporary Asia, 2002,32(3):381–393.
- [34]Van Biesebroeck, J. Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms [J]. Journal of International Economics, 2006,67(2):373–391.
- [35]Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng. Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013,41(2):527–543.

Industry Chain Linkage and Firm’s Innovation

CHEN Ai-zhen¹, CHEN Feng-lan¹, HE Cheng-ying²

(1. School of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. School of Economics of Guangxi University, Nanning 530000, China)

Abstract: The vertical linkage of industrial chain is an important channel for enterprises to obtain technical information and knowledge. Based on the data from Chinese Industrial Enterprises Database from 2001 to 2013 and the data from the World Input-Output Database (WIOD), as well as the data of Chinese A-share listed manufacturing companies from 2006 to 2018 and data from the Multi-Regional Input-Output Table released by the Asian Development Bank (ADB-MRIO), this paper explores the impact of industrial chain’s domestic linkage and international linkage on corporate innovation and its structural impact. The results show that: ①The domestic linkage and international linkage of the industrial chain have a U-shaped and inverted U-shaped relationship with enterprise innovation respectively. ②The international linkage of industrial chain mainly affects the innovation of industries far from frontier technologies and enterprises with medium and high levels of human capital, and the innovation of industries near frontier technologies is mainly affected by the domestic linkage. ③In the face of the restructuring of the global industrial chain, once the industrial chain is impacted, enterprise innovation may be inhibited in the short-term, especially for industries that are close to and far from frontier technologies, as well as enterprises with medium and high levels of human capital, and the development of the domestic industrial chain can hedge its innovation impact to a certain extent. Therefore, China must not only obtain innovative elements from international cooperation in the industrial chain, but also vigorously develop the domestic industrial chain, enhance independent innovation to “supplement the chain with technology”, and form new comparative advantages to “strengthen the chain with market”.

Key Words: industrial chain linkage; innovation development; globalization transformation; the risk of industrial chain shock

JEL Classification: L60 F50 O31

[责任编辑:许明]