

# 国内生产链延伸发展与企业创新： 效应及作用机制

陈凤兰 张鹏飞

**摘要：**创新是中国经济高质量发展的关键驱动力，也是摆脱全球价值链“低端锁定”困局的重要突破口。在构建以“国内大循环”为主体的双循环新发展格局的背景下，本文从国内生产链视角切入，结合2000—2015年世界投入产出数据库、中国工业企业数据库和专利数据库，使用Heckman两步估计法考察制造业国内生产链延伸发展对企业创新的影响。研究表明，通过“成本削减效应”“融资约束纾解效应”“资源配置优化效应”和“产业集聚效应”，国内生产链延伸发展不仅能够增强企业创新意愿，还能增加企业创新产出数量和提升创新产出质量。分组检验发现，其对大规模企业和低开放度地区企业创新的促进效应显著强于小规模企业和高开放度地区企业。同时，拓展性分析表明，市场交易成本和企业上游度对国内生产链与企业创新之间的关系具有负向调节效应。本研究既拓展了生产链与企业创新的交叉研究，又为更好地实现国内生产链发展对企业创新的促进作用，以支持经济高质量发展提供实证依据。

**关键词：**国内生产链；创新意愿；创新数量；创新质量

[中图分类号] F273 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 11-0069-18

## 一、引言与文献综述

习近平总书记在十九大报告中做出了“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”的科学论断，而驱动经济高质量发展的关键在于创新。作为高科技含量的知识产权，专利是一国创新能力的重要体现，其增量和提质成为推动一国自主创新能力提升以及经济增长的关键因素（Hu and Jefferson, 2009）<sup>[1]</sup>。自1984年中国正式颁布《专利法》以来，专利申请量迅猛上升，2012年跃升至世界之首。然而，专利质量发展落后于数量，导致创新活动对产业转型升级和经济增长的有效支撑不足，这严重制约中国经济高质量发展（诸竹君等，2020）<sup>[2]</sup>。

改革开放以来，借助对外开放和引进外资政策，中国企业嵌入全球生产网络分工，极大带动了进出口贸易和国际生产链的发展。在积极参与全球生产分工合作的

[收稿日期] 2022-06-09

[作者信息] 陈凤兰：深圳大学经济学院助理教授；张鹏飞（通讯作者）：厦门大学经济学院博士研究生，电子邮箱 pfzhang1993@163.com

过程中,通过长期的“干中学”以及链上知识、技术的溢出和扩散效应,中国企业创新能力增强,实现了工艺和产品升级,面临着攀升全球价值链(GVC)中高端的挑战。然而,由于发达国家跨国公司主导的全球价值链和产业链已有较成熟和稳定的治理结构,当中国企业要转向更高级的功能和链条升级时,发达国家为防止中国的技术赶超和价值链升级,往往会通过一系列手段进行打压以削弱中国企业创新升级的自主性,使其陷入“低端锁定”困局。

与此同时,受到中美贸易战和全球新冠肺炎疫情等因素的冲击和影响,当前中国国际生产链的安全稳定发展面临威胁,构建更加自主独立的国内生产链,确立国内大循环的主体地位,是中国产业升级以及重塑国际竞争新优势的战略抉择。国内生产链的延伸发展是中国自主生产配套能力提升的反映,一定程度上意味着国内生产可部分替代国际生产,即对国际生产投入的依赖可能下降,这是否有助于促进中国企业创新,实现创新“量”和“质”的并行发展?研究清楚该问题,不仅能为畅通国内大循环提供实践支撑,还能为中国企业破解创新数量和质量不匹配难题,实现经济高质量发展以及突破GVC“低端锁定”困局提供新的思路和方案。

近年来,随着投入产出表编制工作的日益完善,基于此构建的测算体系也不断丰富和成熟,实现了对一国国内、国际生产分割的区分(Wang et al., 2017<sup>[3]</sup>;倪红福等, 2016<sup>[4]</sup>; Johnson and Noguera, 2012<sup>[5]</sup>; Hummels et al., 2001<sup>[6]</sup>)。然而,现有文献聚焦于从国际生产分割视角探究对企业创新的影响(吕越等, 2018<sup>[7]</sup>;张杰和郑文平, 2017<sup>[8]</sup>; Felice and Tajoli, 2016<sup>[9]</sup>; Pietrobelli and Rabellotti, 2011<sup>[10]</sup>),且这些文献大多只涉及企业创新意愿或创新产出数量,缺乏对创新产出质量的考察。而在中国创新质量发展落后于创新数量的背景下,对创新质量发展的探究尤为重要。另一类文献虽从国内生产分割视角展开研究,但主要探讨其对企业加成率、生产率、出口技术复杂度等的影响(宋建和王静, 2021<sup>[11]</sup>;魏如青等, 2021<sup>[12]</sup>;刘维刚等, 2017<sup>[13]</sup>),这些指标不能直接反映企业创新的变化,而创新水平是中国制造业攀升GVC中高端的关键性因素。

对比现有文献,本文的边际贡献在于:(1)研究视角上,在构建以“国内大循环”为主体的双循环新发展格局的背景下,本文集中探析国内生产链延伸发展对企业创新的影响效应和作用机制,这在理论层面上能够丰富和拓展现有文献,实践层面上则有助于为中国突破“低端锁定”困局寻找内在驱动力;(2)研究方法上,本文利用Heckman两步估计法将企业创新意愿、创新产出数量和质量置于同一框架内考察企业创新,能够更全面地刻画国内生产链延伸发展的创新效应;(3)政策含义上,本文在研究国内生产链延伸发展创新效应的基础上,对比分析了不同企业规模和地区开放度下的异质性效应,并且考察了地区交易成本和企业生产链位置的影响,这有助于深化对国内生产链和企业创新之间关系的理解,为缩小区域创新发展不均衡以及最大化生产链发展的创新效应提供经验证据和有益参考。

## 二、理论分析和研究假说

### (一) 国内生产链延伸发展影响企业创新的作用机理

生产分割涉及生产的“功能分离”和“空间分离”，前者指的是过去单个企业内部独立完成生产的产品根据生产工序的技术特点，可以细化拆分为研发、设计、制造和营销等多个独立的子环节由不同企业、不同部门专业化生产完成，后者指的是功能分离在不同地区的分布。由此可见，生产分割实现了企业从集权、垂直一体化、单一制造地点的生产模式到分散化、网络化的生产模式的转变，单个企业内部的生产链向企业之间延伸并向整个生产网络拓展，使得产品生产链变长（宋建和王静，2021；魏如青等，2021）。在构建以“国内大循环”为主体的双循环新发展格局的背景下，中国国内生产分割将进一步细化，生产链进一步延伸发展。作为一种制造业组织形式和新型分工形态，产品内生产分割容易通过生产成本、融资约束、资源配置效率和产业集聚等影响企业创新发展，本文主要基于这四个方总结国内生产链延伸发展对企业创新的影响机制。

企业的技术创新活动具有资金占用额大、周期长及回报不确定的特点，因此其极易受到成本因素和融资约束的影响（鞠晓生等，2013）<sup>[14]</sup>。而国内生产链的延伸发展往往有助于降低企业总成本和缓解企业融资约束，进而激励企业创新。从成本因素来看，随着国内生产链延伸，垂直专业化分工不断深化，更多企业分割同一产品的不同生产工序。这样一来，企业可以把非核心或不具专业化优势的环节外包出去，并腾出精力专注于核心或优势环节的生产，这能够降低企业运营、人力和管理等方面的成本；同时，生产分工深化提高了企业生产率，而生产率的提升能够进一步降低边际生产成本（Melitz and Ottaviano，2008）<sup>[15]</sup>，这有助于企业的资本积累，激发企业加大创新研发投入，促进创新水平提升。

从融资约束层面来看，国内生产链的延伸发展能够从三个方面缓解企业融资约束：其一，参与垂直专业化分工的企业之间往往更容易签订商业合同，这有利于降低交易成本，增加销售利润，使企业能够获得更为稳定的现金流，提升其内源融资能力；其二，生产分工深化还意味着企业产品市场多样化程度提高，这有助于风险分化，进而提升企业信用等级（李红阳和王晓娆，2016）<sup>[16]</sup>，同时企业还能通过业务往来单证向金融机构释放其“资质”信号，缓解信息不对称问题，提高金融信贷的可得性；其三，基于生产链展开的分工合作和频繁的业务往来能够提升企业之间的信赖度，使其更易获取贸易信贷。随着企业融资约束的缓解，其可用于研发创新活动的资金增多，从而有利于其技术创新的发展。

资源配置效率与企业创新的正相关关系已在诸多文献中得到证实（吕承超和王志阁，2019<sup>[17]</sup>；戴魁早和刘友金，2016<sup>[18]</sup>），而国内生产链的延伸发展往往有助于优化资源配置，促进企业创新发展。具体而言，随着国内生产链的延伸发展和分工细化，一方面，企业能够将有限的资源集中配置到自身具有生产优势的环节，这直接有助于提升其内部资源配置效率；同时，随着企业所能选择的中间商和中间投入品种类增多，其整合资源和协调生产的能力也会增强。另一方面，国内生产链

延伸发展带来的竞争效应有助于整体资源配置效率提升,具体来讲,对于上游供应商而言,只有所生产产品的型号、规格和标准等符合下游生产商的要求,才能进入生产分工网络;对于下游生产商而言,只有生产工艺能够匹配上一阶段所生产的中间品,才能在生产分工网络中占有一席之地(Costinot et al., 2013)<sup>[19]</sup>。而国内生产链的延伸发展意味着加入分工合作的企业增多,市场竞争加剧,这既能倒逼企业优化组织管理方案和升级技术水平,又有助于淘汰低效率企业,使有限的资源向高效率企业转移,整体资源配置效率得到提升,进而助力上下游企业创新发展。

国内生产链的延伸发展反映了同一产品的生产工序在不同企业间的拆分,而产业集聚体现了同一产业在某个特定地理区域的集中,分工是集聚的根本源泉,而集聚是分工的空间组织形态。随着制造业国内生产链的延伸发展,多层次、全方位的国内分工体系逐步形成,企业间分工、协调能力不断提升,容易在此基础上形成本地化的产业大规模集群。一方面,集聚区内往往具有先进的基础设施和完备的生产网络,企业能够获取更高效的供需匹配,且集聚经济所产生的劳动力蓄水池、中间投入共享和知识技术溢出作用也有助于企业生产力提升和创新发展;另一方面,产业集聚给企业之间在研发和创新方面建立战略联盟、共享研究成果创造了良好机会,可以节约单个企业研发成本,降低研发风险,增强创新和升级的能力。综合上述分析,本文提出如下假说。

假说1:国内生产链的延伸发展会通过“成本削减效应”“融资约束纾解效应”“资源配置优化效应”和“产业集聚效应”促进企业创新能力的提升。

## (二) 异质性因素的影响

相比于小规模企业,大规模企业具有规模经济优势,往往更能充分挖掘和利用国内生产链延伸发展带来的成本降低、资源配置优化等效应,由此容易形成一批能够主导国内产业分工的核心企业和龙头企业,其在全国范围内进行资源整合与配置优化,保留核心技术,外包具体的加工、生产和组装等环节,牵引和辐射带动相关中小企业的发展,并在此基础上形成“以大型企业为中心、中小企业分布周围”的产业本地化大规模集群(宋建和王静,2021)。实际上,产品内生产分割在纵向上分化为不同层次,对应着不同企业的技术水平差异(Antràs and Gortari, 2020)<sup>[20]</sup>,保留核心技术环节的大规模企业专注于研发、设计与品牌打造等高附加值活动,而承接中低端业务的中小规模企业则在相对中低端技术领域发展。据此,本文提出假说2。

假说2:相对于小规模企业,国内生产链延伸发展的创新效应对大规模企业更明显。

国内生产链延伸发展的创新效应在对外开放度不同的地区可能会有差异。从地区本身的创新环境来看,对外开放度高的地区与国际市场贸易往来频繁,通过引进海外先进技术、设备,以及消化、吸收国际市场尤其是发达国家的知识溢出,企业能够迅速提高生产率和创新能力(Goldberg et al., 2010)<sup>[21]</sup>。而对外开放度低的地区难以参与国际生产分工,相对闭塞的环境不但阻碍了知识、技术和人才等先进生产要素的流入,降低了企业的研发活跃度,还加剧了信息不对称程度,限制了该



地区企业的商业信贷和银行贷款，导致其研发投入和创新水平较低。

国内生产链的延伸发展能够改善这种情况，使对外开放度低的地区有更多机会参与国内生产分工，与国内其他地区企业开展分工合作和贸易往来。从中国现实来看，对外开放度高与低的地区分别集中于东部与中西部，两者技术差距明显，意味着中西部企业在国内生产分工网络中的创新能力提升空间较大。通过生产链上紧密的生产分工和频繁的业务往来，技术、信息和人才在分工网络中交互、渗透和流通，开放度较低的中西部企业与开放度、技术水平较高的东部企业的协同互动增多，这既增加了其从生产链上下游吸收技术外溢的机会，又通过分工深化带来的成本降低和融资约束纾解效应促进了自身创新发展；而对外开放度高的东部企业具有先天的国际生产分工优势和相对于内陆企业的技术优势，边际递减效应导致国内生产分工深化对该地区企业创新的促进效果弱于低开放度地区。据此，提出假说3。

假说3：相对于对外开放度高的地区，国内生产链延伸发展的创新效应在对外开放度低的地区更明显。

### 三、实证模型设计和变量选取

#### （一）模型设计

研发创新活动受到企业生产经营状况、前期技术创新活动效果等方面的影响，具有非随机特征，采用传统模型进行研究可能存在样本选择偏误问题，无法合理地估计国内生产链延伸发展对企业创新的影响。为此，本文选用 Heckman 两步估计法建立计量模型对这一问题进行研究。将模型的估计分为两阶段，第一步是企业创新决策的 Probit 模型，考察企业开展创新活动的概率并得到逆米尔斯比率（Inverse Mills Ratio）；第二步是结果方程，即包含企业创新产出数量和创新产出质量的线性回归模型，把第一步得到的逆米尔斯比率的估计值加入第二步的线性回归方程中，以克服企业是否进行创新的样本选择性偏差问题，估计出国内生产链延伸发展对企业创新产出数量和质量的影响。创新决策方程与创新结果方程设计如下：

$$\Pr(ifpat_{f_{it}} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 dpl_{i,t-1} + \beta Controls_{f_{it}} + \alpha_2 ifpat_{f_{it},t-1} + \nu_t + \gamma_i + \mu_p + \varepsilon_{f_{it}} \quad (1)$$

$$E(\lnpat_{f_{it}} | ifpat_{f_{it}} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 dpl_{i,t-1} + \beta Controls_{f_{it}} + IMR_{f_{it}} + \nu_t + \gamma_i + \mu_p + \delta_f + \varepsilon_{f_{it}} \quad (2)$$

$$E(\lnval_{f_{it}} | ifpat_{f_{it}} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 dpl_{i,t-1} + \beta Controls_{f_{it}} + IMR_{f_{it}} + \nu_t + \gamma_i + \mu_p + \delta_f + \varepsilon_{f_{it}} \quad (3)$$

式（1）是创新决策方程，用以反映企业开展创新活动的概率或意愿；式（2）和式（3）是结果方程，用来表示企业创新产出的绩效，包含创新产出数量和质量两部分，其中式（2）是产出数量的回归方程，式（3）是产出质量的回归方程。下标  $f$ 、 $i$ 、 $t$  和  $p$  分别表示企业、行业、年份及省份； $ifpat$  为虚拟变量，取 1 表示企业存在创新行为； $\lnpat$  表示企业创新产出数量； $\lnval$  表示创新产出质量； $dpl$  表示企业所属行业的国内生产链长度，回归中滞后 1 期以缓解反向因果引发的内生性

问题; *Controls* 为企业和行业层面控制变量的集合;  $\nu_i$ 、 $\gamma_i$ 、 $\mu_p$  和  $\delta_f$  分别表示年份、行业、省份和企业固定效应, 需特别说明的是, 对非线性模型而言, 无法通过差分变换消掉个体固定效应, 因而第一步 Probit 模型没有对企业固定效应进行控制, 第二步线性回归模型则对企业固定效应加以控制, 以使估计结果更加准确;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 将标准误差聚类到企业层面。

Heckman 两步估计法要求决策模型中至少包含一个排他性变量, 即影响企业创新决策而不影响其创新绩效的变量。创新具有延续性, 企业上一年的创新决策对下一年的创新决策产生影响, 但与下一年创新产出数量和质量的的关系弱。因此, 本文在决策方程式 (1) 中加入企业上一年是否进行专利申请的二分变量 (*ifpat\_1*) 作为影响企业创新决策的识别变量。而结果方程式 (2) 和 (3) 中的 *IMR* 为根据决策方程求得的逆米尔斯比率, 用以控制样本选择偏差。

## (二) 数据说明和变量选取

### 1. 数据说明

本文数据主要包括中国工业企业数据库、专利数据库和世界投入产出数据库的合并数据。数据处理方面, 参照现有文献的一般做法, 对工业企业数据库剔除重要指标严重缺失、成立时间异常、所属行业不明确等样本, 并将 2003 年之前和 2012 年之后的行业按照 GB/T4754-2002 行业分类标准进行统一。数据匹配方面, 一是参照寇宗来和刘学悦 (2020)<sup>[22]</sup> 的办法, 对接工业企业数据库和专利数据库; 二是将世界投入产出数据库行业分类标准 ISIC Rev. 4 与分类标准 GB/T4754-2002 进行匹配, 以获取测算得到的各制造业部门的国内生产链长度。

### 2. 变量选取

(1) 核心解释变量。本文的核心解释变量是国内生产链长度。Wang 等 (2017) 用某部门生产过程中初始投入品的增加值被计入总产出的平均次数衡量该部门总生产长度 (Total Production Length), 用来表示行业生产分工深化程度, 并在此基础上区分了纯国内生产长度、传统李嘉图贸易模式下的生产长度以及全球价值链视角下的生产长度。本文借鉴其思路和方法对解释变量进行测算。具体地, 假设世界共有  $G$  个国家, 且每个国家有  $N$  个部门。 $Z^{sr}$  是中间投入矩阵 ( $s$  国生产但由  $r$  国使用);  $Y^{sr}$  表示最终产品向量 ( $s$  国生产但由  $r$  国消费);  $X^s$  是  $s$  国的总产出向量;  $Va^s$  是  $s$  国的直接增加值向量。在投入产出模型中, 跨国投入系数矩阵  $A = \hat{Z}\hat{X}^{-1}$ , 增加值系数向量  $V = Va\hat{X}^{-1}$ , 其中  $\hat{X}$  为  $X$  的对角阵。总产出  $X$  由中间品和最终产品构成, 即  $X = AX + Y$ , 可以得到:  $X = BY$ ,  $B = (I - A)^{-1}$  为 Leontief 逆矩阵。根据总产出的生产与使用平衡条件, 得到:

$$X = AX + Y = A^D X + Y^D + A^F X + Y^F \quad (4)$$

其中,  $A^D$  是国内投入系数的分块对角矩阵;  $A^F$  是进口投入系数的非对角分块矩阵;  $Y^D$  是用于国内消费的最终产品和服务的生产向量;  $Y^F = Y - Y^D$  是最终产品出口向量。由式 (4) 可得:

$$X = LY^D + LY^F + LA^F X \quad (5)$$

其中,  $L = (I - A^D)^{-1}$  为局部 Leontief 逆矩阵。基于式 (5), 可同时对国内增加值和最终产品生产做出分解:

$$\hat{V}B\hat{Y} = \hat{V}L\hat{Y}^D + \hat{V}L\hat{Y}^F + \hat{V}L A^F B\hat{Y} \quad (6)$$

矩阵  $\hat{V}B\hat{Y}$  中的每一个元素表示特定国家一部门创造的增加值被直接或间接用于另一个国家一部门最终产品和服务的生产。该矩阵的每一行显示了特定国家一部门创造的增加值被其他国家一部门所吸收的分布情况, 每一列则显示了特定国家一部门最终产品和服务生产中, 来自于其他国家一部门增加值的分布情况。具体到每一项, 第一项  $\hat{V}L\hat{Y}^D$  是国内生产和消费的增加值, 该项目不涉及国际贸易, 只涉及纯国内生产的内部经济贸易往来活动; 第二项  $\hat{V}L\hat{Y}^F$  是包含在最终产品出口中的增加值, 仅用于满足国外最终消费需求; 第三项  $\hat{V}L A^F B\hat{Y}$  是包含在中间品和服务出口或进口中的增加值, 用于国外生产活动, 涉及跨境合作生产的全球贸易活动。以每个生产阶段的生产长度为权重加总所有生产阶段, 可以得到式 (6) 引致的总产出:

$$\hat{V}\hat{Y} + 2\hat{V}A\hat{Y} + 3\hat{V}A^2\hat{Y} + \dots = \hat{V}B\hat{B}\hat{Y} \quad (7)$$

据此, 生产长度的计算公式为:

$$PL_{vy} = \frac{\hat{V}B\hat{B}\hat{Y}}{\hat{V}B\hat{Y}} \quad (8)$$

本文考察的是中国制造业参与全球生产分工环境下国内生产工序的复杂程度, 故基于后向联系视角, 对式 (6) 中的列元素进行加总, 进而对国家一部门层面最终产品生产的增加值来源进行分解, 并相应计算各部分增加值所引致的总产出。本文关注点在于纯国内生产长度, 其计算公式可以写成:

$$dpl = \frac{VLL\hat{Y}^D}{VL\hat{Y}^D} \quad (9)$$

(2) 被解释变量。被解释变量企业创新包括创新决策和创新绩效两方面, 创新决策即为企业的创新意愿, 创新绩效则涉及创新数量和创新质量两方面。本文使用专利数据对其进行衡量, 选取 3 个指标: ①企业当年是否申请专利 (*ifpat*), 用来反映企业创新意愿; ②当年专利申请数的对数 (*lnpat*), 专利申请数能即时反映企业当年的专利产出规模, 用其表示创新数量; ③专利价值度中位值的对数 (*lnval*), 专利价值度是国家知识产权局联合中国技术交易所开发的世界首个专利价值分析指标体系, 能从法律、经济、技术三个维度客观反映专利的质量水平, 价值度取值在 1—10 之间, 本文使用企业当年所有申请专利价值度的中位值来表示创新质量。

(3) 控制变量。参考以往文献, 选取企业层面控制变量, 包括出口二分变量 (*export*)、劳动生产率 (*lnlabor*)、资本密度 (*lnicap*)、资产负债率 (*deb*)、利润率

(*profit*)、员工人数 (*lnempty*) 和企业年龄 (*lnage*)，以控制企业特征；同时，控制行业竞争程度，采用赫芬达尔—赫希曼指数 (*hhi*) 作为衡量指标。各控制变量的测度方法和数据来源详见表 1<sup>①</sup>。

表 1 主要变量说明

分类	变量名称	变量说明	数据来源
被解释变量	<i>ifpat</i>	是否申请专利 (是取 1, 否取 0)	中国专利数据库
	<i>lnpat</i>	专利申请数 (取对数)	
	<i>lnval</i>	专利价值度 (取中位值的对数)	
解释变量	<i>dpl</i>	国内生产链长度	根据世界投入产出表测算
控制变量	<i>export</i>	是否出口 (是取 1, 否取 0)	中国海关贸易数据库
	<i>lnlabor</i>	劳动生产率 (工业总产值/职工人数, 取对数)	根据中国工业企业数据库测算
	<i>lnicap</i>	资本密度 (实收资本/员工数量, 取对数)	
	<i>deb</i>	资产负债率 (总负债/总资产)	
	<i>profit</i>	利润率 (营业利润/营业收入)	
	<i>lnempty</i>	员工人数 (取对数)	
	<i>lnage</i>	企业成立年限 (取对数)	
<i>hhi</i>	赫芬达尔—赫希曼指数 (4 位码行业中各企业占行业总销售收入百分比的平方和)		

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归分析

本文使用 2001—2015 年中国工业企业数据中制造企业样本进行回归分析。表 2 基准回归结果显示，核心变量 *dpl* 的估计系数在创新决策、创新数量和创新质量回归方程中均显著为正，表明国内生产链的延伸发展显著促进了企业的创新活动，具体体现为其能够增强企业创新意愿，增加创新产出数量以及提升创新产出质量。此外，创新决策方程显示，企业上一年的创新决策的估计系数显著为正，满足了 Heckman 模型的有效识别条件。结果方程中，逆米尔斯比率的估计系数显著，表明存在选择性偏差问题，本文运用 Heckman 两步估计法具有合理性。

从其他控制变量来看，企业利润率和规模与其创新意愿、数量和质量均显著正相关，这主要是因为利润率越高和规模越大的企业往往有更多的财力、人力和物力开展创新活动，其创新产出数量和质量也越高。企业出口行为和劳动生产率对其创新意愿和创新数量有显著的正向影响，对创新质量有正向影响但不显著，这可能是

<sup>①</sup>限于篇幅，主要变量的描述性统计和相关性分析可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。



因为出口企业国际贸易往来频繁，能通过学习互动和竞争激励自身进行创新活动并增加创新产出数量；劳动生产率高的企业，其积累的物质资本往往也较多，有利于其创新发展。资本密度和资产负债率越高的企业可能会将越多的资金和负债投入到创新活动中，使创新意愿增加。成熟企业具有更稳定的管理和盈利能力以支撑高质量的创新活动，而年轻企业极具灵活性的特点往往有利于其创新数量增加。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	0.1122 *** (0.0371)	0.3141 *** (0.0821)	0.1367 *** (0.0406)
<i>export</i>	0.1899 *** (0.0045)	0.0286 *** (0.0097)	0.0006 (0.0045)
<i>lnlabor</i>	0.0585 *** (0.0022)	0.0465 *** (0.0060)	0.0016 (0.0028)
<i>lnicap</i>	0.1089 *** (0.0016)	-0.0009 (0.0045)	0.0064 *** (0.0021)
<i>deb</i>	0.1871 *** (0.0066)	0.0099 (0.0179)	-0.0046 (0.0086)
<i>profit</i>	1.0332 *** (0.0248)	0.0845 * (0.0512)	0.1234 *** (0.0235)
<i>lnempty</i>	0.2304 *** (0.0021)	0.0299 *** (0.0063)	0.0065 ** (0.0029)
<i>lnage</i>	0.0504 *** (0.0030)	-0.0226 * (0.0120)	0.0121 ** (0.0056)
<i>hhi</i>	4.2418 *** (0.3179)	-1.5451 ** (0.6758)	0.1842 (0.2621)
<i>ifpat_1</i>	2.0368 *** (0.0063)		
<i>IMR</i>		-0.0207 *** (0.0046)	0.0088 *** (0.0023)
常数项	-4.7066 *** (0.0909)	0.2171 (0.2515)	1.0355 *** (0.1256)
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
企业固定效应	否	是	是
观测值	2 428 998	120 285	120 285
R <sup>2</sup>		0.6472	0.6597

注：括号中为企业层面的聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。下表同。

## (二) 稳健性分析<sup>①</sup>

1. 改变国内生产链长度的测度方法。使用倪红福等(2016)的方法测度国内生产阶段数,替换原有的测度办法重新进行回归,结果稳健。

2. 改变创新质量衡量方法。分别使用企业当年所有申请专利引用次数的中位值和企业发明专利占比作为创新质量的替代变量,结果依旧稳健。

3. 改变回归方法。Heckman 两步估计法默认决策模型和结果模型两部分不是相互独立的。现假设两部分相互独立,依据两部分被解释变量各自的特点设计回归模型。一是有关企业创新决策的回归。首先,申请专利的企业极少,可能存在稀有事件偏差,对此,使用 Logit 模型对稀有事件造成的偏差进行估计,得到“偏差修正估计”(Bias-corrected Estimates);其次,“补对数—对数模型”(Complementary Log-Log Model)具有适用于稀有事件情形的性质,进一步采用该模型进行回归。二是有关企业创新数量和质量的回归。除使用面板固定效应模型进行回归外,若将没有申请专利的企业考虑在内,专利申请数和质量则是以0为下界的归并数据,因而本文还使用 Tobit 模型进行回归。改变回归模型后,结果依旧稳健。

4. 控制遗漏变量。由于可能存在影响国内生产链长度的宏观因素进而干扰估计结果,本文在基准回归模型基础上,进一步考虑了地区层面的时间冲击和产业政策的影响。具体而言,不仅加入省份—年份固定效应以控制地区经济政策或市场环境等随时间变化而产生的影响,还以“十五”“十一五”和“十二五”规划纲要在2001—2015年对各行业的支持情况来反映产业政策的影响,例如,“十二五”规划纲要提出“重点发展生物医药、生物医学工程产品、生物农业、生物制造”,则代表在2011—2015年重点支持这些行业的发展。如果行业在当年受到国家产业政策的重点支持则设虚拟变量 *support* 为1,否则为0。结果进一步印证了核心结论的可靠性。

5. 考虑内生性问题。基准回归模型未通过 Hausman 检验,说明模型拒绝接受解释变量为外生变量的原假设,需进一步考虑内生性问题。对此,本文首先对所有解释变量和控制变量滞后1期,重新进行回归。其次,参考现有文献的做法(刘维刚等,2017),选取滞后1期的日本和韩国制造业生产链发展程度作为工具变量并运用两阶段最小二乘法进行回归<sup>②</sup>,结果依旧稳健。

## (三) 机制检验

### 1. 成本削减效应检验

参考许和连等(2017)<sup>[23]</sup>,本文用管理费用、财务费用、产品销售成本、产品销售费用、主营业务应付工资总额和主营业务应付福利费总额之和的对数表示企业成本(*cost*)。表3第(1)列的结果显示,以 *cost* 为被解释变量, *dpl* 的估计系数

<sup>①</sup>限于篇幅,所有稳健性检验回归结果查阅同前。

<sup>②</sup>中日韩三国地理位置毗邻、贸易紧密相关,已形成紧密的区域生产网络分工,因此日韩两国的生产链发展情况与中国相互影响,同时日韩生产链发展程度基于其投入—产出关系计算得到,与中国企业创新相关性弱,符合工具变量的基本要求。

显著为负，意味着国内生产链的延伸发展有助于削减企业成本。第（2）列以创新决策为因变量， $dpl \times cost$  系数显著为负，说明企业成本越低，国内生产链的延伸发展对其创新意愿的提升作用越大。第（3）列以创新数量为因变量， $dpl \times cost$  的估计系数不显著，说明成本削减效应对创新数量的影响有限。第（4）列以创新质量为因变量， $dpl \times cost$  系数显著为负，意味着成本降低能够强化国内生产链延伸发展对创新质量的正效应。

表3 成本削减效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cost</i>	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	-0.4221*** (0.0154)	0.5397*** (0.0735)	0.0401 (0.4732)	0.3562*** (0.0896)
$dpl \times cost$		-0.0315*** (0.0049)	0.0017 (0.0396)	-0.0165*** (0.0062)
<i>cost</i>		0.1733*** (0.0150)	-0.6814*** (0.0836)	0.0360* (0.0192)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	2 236 679	2 335 931	119 183	119 183
R <sup>2</sup>	0.8224		0.7147	0.6594

注：省略控制变量回归结果，下表同。

## 2. 融资约束纾解效应检验

银行贷款是企业主要的融资方式，因而本文采用企业利息支出与固定资产的比值 (*loan*) 刻画融资约束，*loan* 越大，说明企业越容易获取银行贷款，融资约束越小。与成本削减效应检验步骤一致，回归结果显示国内生产链的延伸发展会带来融资约束纾解效应，同时在以创新数量为因变量时， $dpl \times loan$  的估计系数显著为正，以创新决策和创新质量为因变量时， $dpl \times loan$  的估计系数不显著，表明融资约束纾解有利于增强国内生产链延伸发展对创新数量的提升作用。

## 3. 资源配置优化效应检验

为检验资源配置优化效应，本文参考 Lu 和 Yu (2015)<sup>[24]</sup>，用企业全要素生产率的泰尔指数 (*theil*) 反映资源配置效率水平，*theil* 越大，表示资源错配程度越高。机制检验回归结果显示，国内生产链的延伸发展的确有助于降低资源错配。以创新决策和创新质量为因变量的回归中， $dpl \times theil$  的估计系数显著为负，说明资源错配程度越低，国内生产链的延伸发展对创新决策和创新质量的积极影响越强。

## 4. 产业集聚效应检验

为检验产业集聚效应，本文用区位熵刻画产业在地理空间上的集聚趋势。某个城市在行业层面的集聚程度用公式表示为： $agg_{ict} = (L_{ict}/L_{ct}) / (L_{it}/L_t)$ ，其中， $L_{ict}$  为城市 *c* 行业 *i* 在 *t* 年的就业水平， $L_{ct}$  为城市 *c* 在 *t* 年的总就业水平， $L_{it}$  为行业

$i$  在  $t$  年的总就业水平,  $L_t$  则为  $t$  年总就业水平。 $agg$  越大, 表示产业集聚度越高。回归结果显示, 国内生产链的延伸发展能够带来地方产业集聚效应, 同时决策方程中,  $dpl \times agg$  系数显著为正, 说明提高产业集聚度能够强化国内生产链延伸对企业创新决策的正效应<sup>①</sup>。假说 1 至此得到完整验证。

#### (四) 分组估计

##### 1. 企业规模分组估计

为检验假说 2, 本文根据企业规模将样本四等分并进行分组回归。表 4 的回归结果显示, 对规模在 50 分位值以下的企业而言, 国内生产链的延伸发展对其创新意愿、创新数量和质量均无显著影响; 对规模在 50 分位值到 75 分位值之间的企业, 国内生产链的延伸发展能够显著促进企业创新意愿的提升, 但对创新数量和质量影响不显著; 而对于规模在 75 分位值以上的企业, 国内生产链的延伸发展既能激发企业创新意愿, 又能显著促进其创新数量增长和创新质量提升。如前文理论分析所述, 这可能是由于大规模企业享有人才、资金等规模优势, 其更能发挥和利用国内生产链延伸发展带来的成本降低、资源配置优化等效应, 在全国范围内进行资源整合与配置优化, 即保留核心研发、关键零部件设计等高技术含量和高附加值环节, 而将具体的加工、生产和组装等中低端和低附加值环节外包给其他中小规模企业, 这样一来, 大规模企业可以集中资源专攻高端专利和技术, 从而国内生产链的延伸发展对大规模企业创新的促进作用更强, 验证了假说 2。

表 4 按企业规模的分组回归结果

变量	分位数<25%			25%<分位数<50%		
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	-0.1283 (0.1110)	0.1175 (0.4003)	0.3883 (0.2694)	-0.0742 (0.0854)	0.2360 (0.3030)	-0.2833 (0.2498)
观测值	605 074	5 429	5 429	616 200	12 154	12 154
R <sup>2</sup>		0.7563	0.7545		0.7008	0.7305
变量	50%<分位数<75%			分位数>75%		
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	0.2304*** (0.0769)	-0.1969 (0.2236)	0.0501 (0.1110)	0.3163*** (0.0602)	0.4014*** (0.1294)	0.2116*** (0.0600)
观测值	611 119	23 634	23 634	596 458	52 282	52 282
R <sup>2</sup>		0.6524	0.7202		0.6710	0.6679

##### 2. 地区开放度分组估计

为检验地区开放度的影响, 本文将样本按照贸易开放度和外资开放度两种标准划分并进行分组估计。贸易开放度衡量方式为各地历年进出口总额与各地 GDP 之

<sup>①</sup>融资约束缓解效应、资源配置优化效应以及产业集聚效应的机制检验步骤与成本削减效应一致, 限于篇幅, 回归结果查阅同前。

比，外资开放度衡量方式则为各地历年实际利用外资总额与各地 GDP 之比，并依据中位数进行分组。根据表 5 的估计结果，在高贸易开放度和高外资开放度样本组，*dpl* 的估计系数均不显著；而在低贸易开放度和低外资开放度样本组，*dpl* 的估计系数均显著为正，由此印证了国内生产链延伸发展对低开放度地区创新的促进效果更显著，验证了假说 3。究其原因，国内生产链的延伸发展能够为低对外开放度地区的企业提供参与中国制造业分工体系的机会。一方面，分工给低开放度地区企业创造了与链上其他企业开展生产合作乃至组建研发和创新方面战略联盟的机会，有助于其吸收上下游企业的技术溢出；另一方面，通过与上下游企业频繁的贸易和业务往来，低开放度地区企业容易建立起声誉机制，从而有助于提高其商业信贷和银行贷款的可得性，使其获取创新活动所需的大额资金。而高开放度地区企业本身就具备信贷和创新优势，因而国内生产链延伸发展对其创新的边际影响有限。该研究结论也为提升低开放度地区创新水平，缩小区域创新差距提供了新的思路和方案。

表 5 按地区贸易和外资开放度的分组回归结果

变量	高贸易开放度地区			低贸易开放度地区		
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	-0.0008 (0.0497)	0.1457 (0.1066)	0.0823 (0.0524)	0.2396*** (0.0577)	0.6375*** (0.1446)	0.1848*** (0.0717)
观测值	1 237 852	75 551	75 551	1 191 146	39 793	39 793
R <sup>2</sup>		0.6454	0.6717		0.6713	0.6674
变量	高外资开放度地区			低外资开放度地区		
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	0.0901 (0.0838)	0.2480 (0.2827)	-0.0473 (0.0593)	0.4874*** (0.0720)	0.4533*** (0.1338)	0.3059*** (0.0693)
观测值	1 308 152	52 105	52 105	1 120 846	60 037	60 037
R <sup>2</sup>		0.6721	0.6903		0.6728	0.6739

## 五、拓展性分析

国内生产链的延伸发展有助于中国企业创新发展，而这一效应的发挥可能受制于地方交易成本和企业所处生产链位置的影响。首先，交易成本是影响企业分工和协作的关键因素之一（李嘉楠等，2019）<sup>[25]</sup>，交易成本过高容易导致中间品贸易受阻，影响生产链的延伸发展；同时，交易成本过高往往伴随着市场分割，这不利于释放国内超大规模市场潜力，易阻碍“需求引致创新”功能的发挥，进而削弱创新的动力和效率。其次，居于全球生产链上游的企业靠近生产端，而下游的企业靠近消费端，二者具有的不同优势使得国内生产链延伸发展对其创新发展可能存在差异性影响，因此有必要展开分析和讨论。



## (一) 交易成本的调节效应

为验证交易成本对生产链发展与企业创新之间关系的影响,本文利用交通基础设施发展程度和市场化发育水平两个影响交易成本的重要因素展开研究,前者能够在一定程度上表征企业非制度性交易成本,后者则反映了制度性交易成本。

## 1. 非制度性交易成本

国内生产链的延伸发展会伴随大量中间品贸易,这需要完善的交通基础设施作支撑。一般而言,发达地区的交通网络能够加速知识、技术、信息和人才在链上和分工网络中的交互、渗透和流通,增强上下游企业之间的协同互动,还可以降低企业之间商品和服务的运输成本和交易成本,减弱非制度性因素造成的市场分割(Faber, 2014)<sup>[26]</sup>,从而激发企业创新活力和动力,提高企业的创新效率。为对此进行检验,本文用省级铁路营业里程(公里)和公路里程(公里)之和的对数(*road*)表示当地交通便利化程度,数据来源于《中国统计年鉴》。构建交互项  $dpl \times road$  加入 Heckman 两阶段回归方程中,根据表6第(1) — (3)列的回归结果,该交互项系数均显著为正,这意味着国内生产链长度一定时,交通便利化水平越高,企业进行创新活动的概率越高,且其创新产出数量和质量也越高,因而交通便利化水平在国内生产链与企业创新的关系中起正向调节作用。

表6 交易成本的调节效应

变量	交通便利程度			市场分割程度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	0.0384 (0.0376)	0.2769 *** (0.0823)	0.1276 *** (0.0406)	0.1589 *** (0.0422)	0.2142 ** (0.0886)	0.0766 * (0.0442)
<i>dpl</i> × <i>road</i>	0.1037 *** (0.0090)	0.1098 *** (0.0235)	0.0253 ** (0.0103)			
<i>dpl</i> × <i>split</i>				-0.1549 *** (0.0291)	-0.2641 *** (0.0575)	0.0057 (0.0277)
<i>road</i>	0.0818 *** (0.0181)	0.1590 *** (0.0466)	-0.0349 (0.0218)			
<i>split</i>				-0.0265 ** (0.0127)	0.0112 (0.0226)	0.0039 (0.0818)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2 428 834	120 284	120 284	2 428 834	120 284	120 284
R <sup>2</sup>		0.6474	0.6597		0.6597	0.6860

## 2. 制度性交易成本

市场化发育水平是影响交易成本的另一关键因素。市场分割程度越高,不仅会抬高中间品贸易成本,还会提高政府管制、信息搜寻等造成的交易成本,从而妨碍

要素的自由流动,限制国内生产链延伸发展的空间溢出效应,进而影响创新效应的发挥。为对此进行验证,本文在 Heckman 两阶段回归方程中纳入国内市场分割指数 (*split*) 及其与国内生产链长度的交互项  $dpl \times split$ <sup>①</sup>。根据表 6 第 (4)、(5) 列的回归结果,交互项系数显著为负,这表明市场分割程度提高,会减弱国内生产链发展对创新的激励作用且抑制企业创新数量的增长。

## (二) 生产链位置的调节效应

为考察国内生产链延伸发展对不同生产链位置企业创新影响的差异,本文参照 Antràs 等 (2012)<sup>[27]</sup> 的方法,用世界投入产出数据库测度各行业的上游度 (*up*), *up* 越大表示距离最终消费者越远,越小则表示越靠近最终消费者。在基准回归中纳入交互项  $dpl \times up$ , 表 7 的回归结果显示交互项系数显著为负,这说明对于越下游的企业,国内生产链延伸发展的创新意愿、创新数量和创新质量提升效应越强。这可能有三方面原因:其一,从全球序贯生产要求来看,每个生产环节要在上一环节所完成的中间品的基础上进行加工,一旦某个环节出现失误,之前所投入的劳动、资本和中间品价值将全部损失,因此要求在各生产阶段出现失误的概率严格递减,这使得下游企业更需要提升自身的生产工艺和技术水平以匹配上一阶段所生产的中间品;其二,居于越上游的企业,其技术专用性越强,而通过上游多个生产环节知识、技术的外溢和传递,下游企业获取的技术溢出更加多元化,且为抢占和扩大市场,其有较强的动力提升产品的多样性、差异化和质量水平;其三,居于下游的企业靠近消费端,下游大规模市场能带来更多的创新场景、更低的创新成本和更高的创新收益,从而对关键核心技术攻关起到支撑作用。

表 7 生产链位置的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ifpat</i>	<i>lnpat</i>	<i>lnval</i>
<i>dpl</i>	0.6174 *** (0.0702)	1.1302 *** (0.1654)	0.9841 *** (0.0791)
$dpl \times up$	-0.0475 *** (0.0141)	-0.1367 *** (0.0361)	-0.2313 *** (0.0176)
<i>up</i>	0.1050 ** (0.0449)	0.1335 (0.1130)	0.7088 *** (0.0551)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
观测值	2 428 998	120 285	120 285
R <sup>2</sup>		0.6475	0.6606

①对于市场分割的测度,本文选取样本期间内价格指数持续统计的 14 种商品,利用“年份—省份—商品”三维数据,使用价格法进行测算。限于篇幅,具体测算过程查阅同前。

## 六、结论和启示

创新是经济高质量发展的关键源动力。在国际生产链发展时有动荡以及构建以“国内大循环”为主体的双循环新发展格局的背景下,本文使用 Heckman 两步估计法研究国内生产链延伸发展与微观制造企业创新之间的关系。研究发现,国内生产链的延伸发展不仅能提高企业创新意愿,还会对其创新数量和创新质量产生显著的正向效应。机制检验发现,国内生产链的延伸发展主要通过降低成本、缓解融资约束、优化资源配置和促进产业集聚四个渠道作用于企业创新。基于企业规模和地区开放度的分组回归表明,国内生产链延伸发展的创新效应对于大规模企业和低开放度地区更为明显。拓展性分析发现,地区交易成本对国内生产链与企业创新之间的关系起到负向调节作用;同时,国内生产链延伸发展更有助于下游企业创新发展。本文的研究结论为提高中国企业创新能力,进而突破全球价值链“低端锁定”和实现经济高质量发展提供了深刻启示。

第一,大力培育国内生产链,并注重其与国际生产链的良性对接,为企业创新提供良好基础。具体而言,要结合产业特点和区域比较优势,大力发展和延伸国内生产链,并在企业垂直专业化分工合作中加快推进对现代产业体系中关键环节与关键领域的技术攻关,实现创新的“增量”和“提质”,这有利于摆脱关键核心技术受制于人的窘境,形成更加自主可控、完整且有韧性的国内生产链,还有助于发挥自主创新对产业转型升级和经济高质量发展的战略支撑作用。然而,这并不意味着可以摒弃国际生产链,相反地,要积极采取措施促进国内生产链和国际生产链的良性对接,实现国内分工和国际分工的有效结合,从而实现企业创新产出和效率最大化,并推动双循环新发展格局的构建。

第二,国内生产链延伸发展更有利于大规模企业和低开放度地区企业创新发展。鉴于此,一方面,要充分发挥国内生产链延伸发展对大规模企业创新的促进作用,优先培育一批能够主导全球生产分工的标杆企业和龙头企业,使其攀升 GVC 中高端环节。与此同时,注重发挥大企业对小企业的引领和辐射作用,带动国内产业协作配套群、城市群的发展,以此促进生产链上不同规模企业集体创新发展,推动中国自主创新能力提升;另一方面,要鼓励对外开放度低的中西部地区结合自身的比较优势和资源禀赋特点,承接东部地区产业转移,实现与东部产业的有效对接,从而促进国内生产链延伸发展以及改善中国区域创新发展不均衡的局面。

第三,着力降低交易成本,形成有利于企业生产分工的环境。一方面,各地政府要加大交通基础设施建设的投资力度,改善基础设施空间分布不平衡的现象,减弱非制度性因素造成的市场分割;另一方面,要持续推进市场化改革,消除各种导致地区市场分割的体制机制障碍。这能够降低市场交易成本,深化区域间分工合作,推动国内生产链延伸发展,进而促进各类要素资源的跨区域自由流动和优化配置,充分发挥国内生产链延伸发展的创新效应。

第四,充分利用和发挥下游超大规模市场对创新的反哺作用。本文发现国内生产链延伸发展能够强化下游靠近消费端企业的创新“增量提质”效应,对此,要充分发挥中国超大规模市场对关键核心技术攻关的支撑作用,在创新领域形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡;同时充分发挥市场的“虹吸效应”,吸引全球优质资源集聚,以提高对创新要素的全球配置能力。

### [参考文献]

- [1] HU A G, 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.
- [2] 诸竹君,黄先海,王毅. 外资进入与中国式创新双低困境破解 [J]. *经济研究*, 2020 (5): 99-115.
- [3] WANG Z, WEI S J, YU X D, et al. Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness [R]. NBER Working Paper, 2017, No. 23261.
- [4] 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.
- [5] JOHNSON R C, NOGUERA G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86 (2): 224-236.
- [6] HUMMELS D, ISHII J, YI K M. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54 (1): 75-96.
- [7] 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.
- [8] 张杰,郑文平. 全球价值链下中国本土企业的创新效应 [J]. *经济研究*, 2017 (3): 151-165.
- [9] FELICE G, TAJOLI L. Innovation and the International Fragmentation of Production: Complements or Substitutes [R]. Unpublished Working Paper, 2016.
- [10] PIETROBELLI C, RABELLOTTI R. Global Value Chains Meet Innovation Systems: Are There Learning Opportunities for Developing Countries [J]. *World Development*, 2011, 39 (7): 1261-1269.
- [11] 宋建,王静. 全球分工背景下中国企业加成率提升研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2021 (4): 22-41.
- [12] 魏如青,张铭心,郑乐凯,等. 生产分割、知识产权保护与出口技术复杂度——基于生产阶段分割的研究视角 [J]. *统计研究*, 2021 (4): 103-115.
- [13] 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.
- [14] 鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. *经济研究*, 2013 (1): 4-16.
- [15] MELITZ M J, OTTAVIANO G I. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economics Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [16] 李红阳,王晓娆. 嵌入全球价值链可以缓解民营企业的贷款难问题吗? [J]. *世界经济研究*, 2016 (12): 83-92.
- [17] 吕承超,王志阁. 要素资源错配对企业创新的作用机制及实证检验——基于制造业上市公司的经验分析 [J]. *系统工程理论与实践*, 2019 (5): 1137-1153.
- [18] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析 [J]. *经济研究*, 2016 (7): 72-86.
- [19] COSTINOT A, VOGEL J, WANG S. An Elementary Theory of Global Supply Chains [J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80 (1): 109-144.
- [20] ANTRÀS P, GORTARI A D. On the Geography of Global Value Chains [J]. *Econometrica*, 2020, 88 (4): 1553-1598.
- [21] GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, PAVCNIK N, et al. Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125 (4): 1727-1767.

- [22] 寇宗来, 刘学悦. 中国企业的专利行为: 特征事实以及来自创新政策的影响 [J]. 经济研究, 2020 (3): 83-99.
- [23] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2017 (10): 62-80.
- [24] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [25] 李嘉楠, 孙浦阳, 唐爱迪. 贸易成本、市场整合与生产专业化——基于商品微观价格数据的验证 [J]. 管理世界, 2019 (8): 30-43+83+190.
- [26] FABER B. Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System [J]. Review of Economic Studies, 2014, 81 (3): 1046-1070.
- [27] ANTRÁS P, CHOR D, FALLY T, et al. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows [J]. American Economic Review, 2012, 102 (3): 412-416.

## The Extension of Domestic Production Chain and Corporate Innovation: Effect and Mechanism

CHEN Fenglan ZHANG Pengfei

**Abstract:** As a key driver of China's high-quality economic development, innovation is an important breakthrough point for escaping from the "low-end locking" of global value chains. Under the background of constructing a new "dual circulation" development pattern with "domestic economic circulation" as the leading part, from the perspective of domestic production chain, based on the world input-output database, Chinese industrial enterprise database and patent database from 2000 to 2015, this paper employs the Heckman two-step estimation method to investigate the impact of the extension of domestic production chain on corporate innovation in manufacturing industry. The results show that the extension of domestic production chain not only increases enterprises' willingness to innovate, but also improves the quantity and quality of enterprises' innovative output through "cost reduction effect" "financing constraint mitigation effect" "resource allocation optimization effect" and "industrial agglomeration effect". The heterogeneity tests find that the positive effect on innovation of large-scale enterprises and enterprises in areas with a low degree of openness is significantly stronger than that on small-scale enterprises and enterprises in areas with a high degree of openness. Furthermore, the extended analysis shows that market transaction costs and upstream degree negatively moderate the relationship between domestic production chain and corporate innovation. This study expands the cross-research on production chain and corporate innovation, and provides theoretical and practical support for better achieving the promoting effect of domestic production chain development on corporate innovation, sustaining high-quality economic development and breaking through the "low-end locking".

**Keywords:** Domestic Production Chain; Willingness to Innovate; Quantity of Innovation; Quality of Innovation

(责任编辑 张晨烨)