

# 知识产权保护与国内价值链网络深化升级<sup>\*</sup>

佟家栋 范龙飞

**摘要:**知识产权保护与国内价值链网络是构建双循环新发展格局必须关注的重要议题。本文利用中国制造业行业数据考察知识产权保护对制造业国内价值链网络深化升级的影响。经验研究发现,加强知识产权保护显著促进了制造业国内价值链生产长度的延伸,有利于国内价值链网络深化升级,该结论在考虑潜在的内生性问题以及一系列稳健性检验后依然成立。异质性检验表明,加强知识产权保护对规模和外资范围较大、研发密度较小行业的国内价值链网络的深化升级效应更为显著,且2008年金融危机的发生对其存在“倒逼”延伸效应。影响机制检验表明,技术创新效应是加强知识产权保护促进国内价值链网络深化发展的重要渠道,但中间品进口扩张存在抑制效应。据此,本文认为通过加强知识产权保护来提升国内产业供应链的质量与弹性是构建新发展格局与实现经济高质量发展的关键所在。

**关键词:**知识产权保护 国内价值链网络 生产长度

## 一、引言与文献综述

对于中国这种以低端嵌入方式融入全球价值链分工体系,且不断遭遇发达国家技术遏制的发展中大国而言,国内价值链网络的深化发展需要依赖自身基础创新能力的提升,而这需要完善的知识产权保护(intellectual property protection, IPR)体系作为支撑。那么一个自然延伸的问题便是,中国能否通过加强知识产权保护促进国内价值链网络的深化发展? 现有经济理论无法给出明确答案。一方面,完善的知识产权保护制度能够鼓励市场主体进行更多的创新研发投入,以获取新的知识与生产技术,这就能增加更多本土配套产品及高质量中间品的产出概率,进而促进国内价值链网络的深化发展。另一方面,加强知识产权保护同样会增加国内企业获取更多种类和数量的国外高质量中间品的机会,这可能对国内价值链网络的发展同时产生两种相反的效应:直接抑制效应与间接促进效应。直接抑制效应是指,本土企业进口大量的低于国内市场价格的高质量中间品,会对本国相关产品形成直接替代,进而抑制国内价值链网络的发展;间接促进效应是指中间品进口扩张产生的市场竞争与技术溢出效应促进了国内企业的模仿创新,并使其逐步有能力生产相应的本土化产品,进而推动国内价值链网络的深化发展。究竟间接促进效应与直接抑制效应哪一方面起主导作用,这更可能依赖于进口产品的技术含量与模仿难度以及本土企业的创新能力。因此,加强知识产权保护对中国国内价值链网络发展的影响效果既是重要的理论问题,更是需要通过实证加以验证的问题。

中国已进入构建新发展格局的关键时期,两方面的原因意味着科学评估加强知识产权保护与国内价值链网络深化发展之间的关系显得极为迫切和重要。首先,中国早期凭借劳动力优势以低端嵌入方式融入全球价值链分工网络,这种“大进大出”“两头在外”的发展模式不可持续(杨耀武、张平,

<sup>\*</sup> 佟家栋、范龙飞(通讯作者),南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子邮箱:tongjd@nankai.edu.cn, fanlongfeihbu@163.com。基金项目:国家社会科学基金重大项目“加快自由贸易试验区、自由贸易港等对外开放高地建设研究”(20ZDA052);国家社会科学基金一般项目“中国自由贸易区网络一体化水平与我国产业国际地位提升研究”(20BGJ029);国家社会科学基金一般项目“多重非对称性国际货币体系的失衡、崩塌临界及变革方案研究”(20BJL049)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

2021),并且因其产生的“路径依赖”效应导致国内制造业被低端锁定的风险日益突出(吕越等,2018),如何实现产业转型升级已经成为制约中国经济实现高质量发展的难点与痛点。现有研究认为,国内价值链网络的深化发展对企业生产效率(庞春,2010)和创新能力(吕越、包雅楠,2019)的提升具有重要作用,是中国在“俘获”式全球价值链中实现突围与产业结构升级的战略途径(刘志彪、张杰,2009)。因此,科学评估加强知识产权保护对中国国内价值链网络发展的影响效果对于促进产业转型升级具有重要意义。其次,党的十八大以来,中国把知识产权保护工作摆在了更加突出的位置。从某种意义上讲,加强知识产权保护已经成为党和政府部门推动经济高质量发展与构建新发展格局的重要举措。因此,在国际贸易保护问题日益突出、全球价值链面临脱钩威胁的背景下,研究知识产权保护对国内价值链网络深化发展的影响效果就显得尤为重要。但学术界关于该问题的研究仍相对滞后,现有文献主要从知识产权保护对中国转型期经济增长(董雪兵等,2012)、上市公司资本结构(李莉等,2014)、企业创新能力提升(尹志锋等,2013)、企业进口扩张(余长林,2011)等方面的影响展开研究,鲜有涉及知识产权保护对中国国内价值链网络深化升级的影响研究。

与本文关系密切的另一支文献是关于国内价值链分工程度的测度及其影响因素的研究。部分学者参考 Wang et al(2013)或 Koopman et al(2014)的方法,对中国省区区域间产出中的增加值来源结构进行分解,剖析了各地区间的生产分工关系(苏庆义,2016;李跟强、潘文卿,2016),但他们的研究仅仅涉及增加值来源的分解,并没有严格度量相关生产活动的生产阶段数目。生产长度是衡量全球价值链特征的基本指标,代表了价值链中生产阶段的数目,反映了生产过程的复杂性(Wang et al,2017)。Fally(2011)定义了上游度(upstreamness)和下游度(downstreamness)指数来衡量价值链生产长度。在此基础上,倪红福等(2016)将其在全球投入产出模型框架下进一步分解为国内生产阶段数与国际生产阶段数,并探讨了影响各国国内分工阶段数目的因素,但他们并未考虑知识产权保护对发展中大国的国内价值链生产长度的影响。沈剑飞(2018)考察了市场分割对国内价值链分工深度的影响,但他利用的是中国国内地区间投入产出表,并且也没有涉及知识产权保护对分工深度的影响。此外,他们的研究都是以 Fally(2011)开发的全球价值链生产阶段数目的分解框架为基础,而该方法的衡量标准是从一个部门的总产值出发,是一种绝对衡量标准,在利用“上游度”与“下游度”指数计算产业部门排名时会出现不一致的情况(Wang et al,2017),这就意味着该计算方式在一定程度上并不能准确反映国内价值链的分工程度。

鉴于此,本文按照 Wang et al(2017)的研究,将价值链生产长度定义为一个国家/部门的初级投入到另一个国家/部门的最终产品之间的生产阶段数,即一个国家/部门中生产要素创造的增加值被计算为连续生产过程中总产出的平均次数,较好地解决了早期文献中的“内部不一致”问题,从而更加准确地衡量出全球价值链分工体系下国内价值链生产长度的演变趋势。利用中国制造业两位数分类行业数据,对知识产权保护与国内价值链网络深化发展之间关系进行实证检验,并利用多种方式解决内生性及稳健性问题,以保证实证结论的可信度。研究发现,加强知识产权保护对国内价值链网络的深化发展具有显著的促进作用,在经过替换国内价值链生产长度指标、替换核心解释变量以及剔除国企大规模兼并期样本后,该结论依旧显著稳健。这一结果表明,中国可以通过全领域、全链条加强知识产权保护来促进国内价值链网络的深化发展,保障产业供应链的安全性与稳定性。异质性分析发现,知识产权保护对国内价值链网络深化发展的影响在不同规模、研发强度以及外资范围的行业存在差异。具体来看,在规模越大、外资范围越大的行业中影响更为显著,但对低研发密集型行业的影响大于高研发密集型行业,这一结论表明中国创新研发能力仍较弱,对高技术行业的核心中间产品供应能力仍显不足。这也是进一步加强知识产权保护,促进国内创新研发能力提升的客观动力。此外,时间异质性分析表明,在金融危机后,知识产权保护对国内价值链网络深化升级的作用效果显著增强,客观反映出全球产业供应链中断的威胁提升了国内企业保障产业供应链安全的意识,一定程度上倒逼企业利用国内中间品对进口中间品进行替代,促进了国内价值链网络的发展。

本文可能的边际贡献主要体现在如下三个方面:第一,从研究视角看,本文首次立足于国际贸易

保护主义日益严峻,全球重要产业供应链面临“断裂”的风险背景下,研究加强知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响,为全面加强知识产权保护、推动构建新发展格局提供了重要经验支撑。第二,本文借鉴 Hu & Png(2013)的研究,构造了行业层面的实际知识产权保护指数以及行业层面知识产权保护工具变量,较好解决了可能存在的内生性问题,更加科学地识别了加强知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响。第三,本文不仅研究了知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响,还科学地探究了产生这一影响的作用渠道,从而能深化理论研究和指导政策实践。

## 二、理论分析与研究假设

如何提升本土企业技术创新意愿与技术创新能力是推动国内价值链网络深化升级的关键所在。通过加强知识产权保护引导和优化创新要素资源配置,是提升企业技术创新能力的重要途径。一方面,加强知识产权保护能够鼓励上游价值链关联企业进行更多的资产专用性投资,这就为高技术含量中间品的研发生产提供了物质资本基础。在全球价值链分工背景下,中间品供应商需要为下游客户提供具有特定工艺标准与技术要求的产品,这往往需要特定的生产设备以完成相关的设计研发与生产活动。但企业间涉及资产专用性投资的契约往往具有不完全契约性质,这就极易造成制造商对供应商进行“敲竹杠”,导致供应商不愿进行社会最优的技术投资(李俊青、苗二森,2018),进而抑制国内企业进行高质量中间品的研发与供给。通过加强知识产权保护,降低企业创新收益遭受侵犯的风险(Mokyr,2009),引致技术投资收益在供应商与制造商之间进行合理分配,这就促使供应商有动力进行更多价值链关联性质的创新性资产的投资,进而推动国内价值链网络的形成与深化。

另一方面,加强知识产权保护能够优化金融资源配置效率,缓解供应商企业在进行价值链关联产品的创新与技术升级时面临的融资困难,提高企业研发创新成功的概率,以此推动国内价值链网络的深化发展。创新作为一项高风险活动,不仅具有高融资成本与高调整成本的双重特征,且其产出往往具有高度不确定性。这一特征使得创新过程蕴含信息不对称问题,并诱发潜在的道德风险,致使创新活动面临严重的外部融资约束(鞠晓生等,2013)。相对于内部融资而言,外部融资对中国企业的影响更大(李汇东等,2013)。创新型企业管理人为了保证产品技术与知识的安全性,不愿将当前技术研发情况向外部资金提供者披露,以致外部资金提供者无法真实评估项目潜力及盈利情况而拒绝融资,是产生融资约束问题的根本原因(Ueda,2004)。加强知识产权保护能够缓解上述因信息不对称问题产生的融资困难。因为在严格的知识产权保护制度下,创新型企业就更愿意披露研发项目的细节而不必担心技术被窃取,这就降低了资金需求者与外部资金提供者之间的信息不对称,提高了企业为研发创新融资成功的概率(李莉等,2014),更有利于国内企业参与配套生产与供应链的对接。综上分析,本文提出如下假说:

假说1:加强知识产权保护能够通过技术创新效应促进国内价值链网络的深化升级。

加强知识产权保护对国内价值链网络产生影响的另一个途径是进口中间品扩张效应。进口国加强知识产权保护不仅能够降低出口企业需要支付的各种信息成本、契约执行成本、法律监管成本(Smith,1999)以及诉讼维权成本(Qian,2008),而且还可以降低产品被模仿复制的风险,这就能激励国外出口商扩大出口规模,尤其是出口更多高质量中间品(Maskus & Ridley,2016)。由于国外供应商在部分产品上具有先发优势,规模经济效应与生产经验累积产生的动态收益递增效应使其享有更低的生产成本,导致国内企业因面临过高市场进入门槛而无法参与相关产品的生产,或是因为面临激烈的市场竞争不得不退出国内市场。此外,更高质量的中间品往往能够提升企业出口产品质量(Bas & Strauss-Kahn,2015),而出口产品质量是影响企业利润与国际市场竞争力的重要因素,因此企业在有机会获取更多数量与种类的国外高质量中间品的情况下,就更愿意对国内供应商的低质量中间品进行替代。在上述情况下,加强知识产权保护引致的中间品进口扩张效应就会抑制国内价值链网络的发展。

但是加强知识产权保护引致的中间品进口扩张效应也可以通过技术溢出效应与市场竞争效应

促进国内价值链网络的深化升级。企业进口的中间品是国外企业高技术水平与生产工艺的体现,其产生的国际技术溢出效应是提高技术能力的重要途径(Eaton & Kortum, 2002)。由于创新知识具有非竞争性的特征,企业在利用进口中间品进行国内生产活动的同时,能够获得技术外溢的正外部性(Shepherd & Stone, 2012),通过模仿和学习相关产品在设计 and 生产流程上的创新,进而具备供给相关产品的能力。此外,当进口中间品数量与种类增多时,国内企业面临的竞争加剧,为避免被市场淘汰,企业会加大产品研发与技术升级的力度,用以提升产品质量或向更高附加值环节攀升。在上述情况下,加强知识产权保护引致的中间品进口扩张效应就促进了国内价值链网络的发展。因此,中间品进口扩张效应对国内价值链网络的影响究竟以直接抑制效应为主还是以间接促进效应为主,还有待于进行实证检验。据此本文提出以下对立的假设:

假说 2a:加强知识产权保护引致的中间品进口扩张对国内价值链生产长度的影响以直接抑制效应为主,阻碍了国内价值链网络的深化升级。

假说 2b:加强知识产权保护引致的中间品进口扩张对国内价值链生产长度的影响以间接促进效应为主,推动了国内价值链网络的深化升级。

综上分析可知,加强知识产权保护对国内价值链网络深化发展的影响方向依赖于技术创新效应与中间品进口扩张效应的综合效果。由于技术创新效应的影响为正,当中间品进口扩张效应的影响方向也为正时,则加强知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响为促进作用;当中间品进口扩张效应的影响为负,但小于技术创新效应的正向影响程度时,则加强知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响仍为促进作用;当中间品进口扩张效应的影响为负,并且其影响程度大于技术创新效应的正向影响程度时,加强知识产权保护就会抑制国内价值链网络的深化升级。本文接下来的内容将从实证的角度对这一问题进行分析。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择

本文选取 2000—2014 年间中国制造业两位数分类行业的年度数据为研究样本。由于在此期间中国国民经济行业分类标准历经两次改变,其中在 2000—2002 年间采用的是 GB/T4754—1994 标准,而 2003—2011 年间与 2012—2014 年间分别采用的是 GB/T4754—2002 标准与 GB/T4754—2011 标准,并且历年国民经济行业分类标准与世界投入产出数据(WIOD)采用的行业分类标准均存在差异,因此需要对行业分类标准进行统一。本文按照历年国民经济两位数分类的产品种类与 WIOD 分类进行匹配,最终形成 16 个制造业行业<sup>①</sup>,时间长度为 15 年,共 240 个样本的面板数据。

#### (二)模型设定

为检验加强知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响,本文构建如下静态面板数据计量模型:

$$\ln PLd_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln IPR_{it} + \gamma X_{it} + \lambda Y_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标  $i=1, \dots, N$  表示行业类别,  $t=1, \dots, T$  表示观察年份;  $\ln PLd_{it}$  表示行业  $i$  在第  $t$  年的国内价值链生产长度的对数值,代表国内价值链网络的深化升级程度;  $\ln IPR_{it}$  表示行业  $i$  在第  $t$  年的知识产权保护指数的对数值;  $X_{it}$  为行业层面的控制变量;  $Y_t$  为国家层面的控制变量;  $\mu_i$  为行业层面的固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为回归残差项。需要说明的是,由于国家层面的控制变量是时间序列变量,若直接引入时间固定效应会引起多重共线性问题,造成时间虚拟变量与国家层面的控制变量对国内价值链

<sup>①</sup>合并整理后的 16 个制造业行业分别是:食品、饮料和烟草制品制造业,纺织、服装及皮革制品制造业,木材及木制品制造业,造纸及纸制品制造业,记录媒介的印刷和复制,焦炭及成品油制造业,化学纤维及化学制品制造业,基础药品和制剂制造业,橡胶和塑料制品制造业,其他非金属矿产品制造业,基本金属制造业,除机械设备外的金属制品制造业,交通运输设备制造业,其他机械设备制造业,电气设备制造业,计算机、电子、光学产品制造业。

生产长度的作用相互抵消,因而在模型中没有控制时间固定效应。在下文实证分析中,利用国家层面知识产权保护指数替换行业层面知识产权保护指数进行稳健性检验时,按照方程(2)进行回归。本文主要关心知识产权保护指数的估计系数  $\theta_1$ 。

$$\ln PLd_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln IPR_t + \gamma X_{it} + \lambda Y_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

### (三) 变量选取与数据说明

1. 国内价值链生产长度。本文利用 Wang et al(2017)的研究方法来计算国内价值链生产长度。定义  $G$  表示国家,  $N$  表示部门, 则开放经济模式下一个典型的国家间投入产出表的结构如表 1 所示:

表 1 典型的国家间投入产出表

投入 \ 产出	中间使用				最终使用				总产出	
	1	2	...	G	1	2	...	G		
中间投入	1	$Z^{11}$	$Z^{12}$	...	$Z^{1g}$	$Y^{11}$	$Y^{12}$	...	$Y^{1g}$	$X^1$
	2	$Z^{21}$	$Z^{22}$	...	$Z^{2g}$	$Y^{21}$	$Y^{22}$	...	$Y^{2g}$	$X^2$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	G	$Z^{g1}$	$Z^{g2}$	...	$Z^{gg}$	$Y^{g1}$	$Y^{g2}$	...	$Y^{gg}$	$X^g$
增加值	$Va^1$	$Va^2$	...	$Va^g$						
总投入	$(X^1)'$	$(X^2)'$	...	$(X^g)'$						

其中,  $Z^r$  是一个  $N \times N$  矩阵, 矩阵元素表示在  $r$  国使用的由  $s$  国生产的中间品;  $Y^r$  是  $N \times 1$  向量, 向量元素表示在  $r$  国消费的由  $s$  国生产的最终产品;  $X^s$  同样是一个  $N \times 1$  向量, 表示国家  $s$  的总产出;  $Va^s$  是  $1 \times N$  向量, 表示国家  $s$  的直接增加值。由此, 投入系数矩阵可以定义为  $A = ZX^{-1}$ , 其中  $\hat{X}$  是对角线元素为产出向量  $X$  的对角矩阵。增加值系数向量可以表示为  $V = Va\hat{X}^{-1}$ 。总产出  $X$  可以分解为两部分即中间品与最终产品, 利用矩阵可以表示为  $AX + Y = X$ , 将该等式可以进一步整理为  $X = BY$ , 其中  $B = (I - A)^{-1}$  便是著名的里昂惕夫逆矩阵。

根据投入产出表特有的性质, 表 1 可以重新表示为:

$$X = AX + Y = A^D X + Y^D + A^F X + Y^F = A^D X + Y^D + E \quad (3)$$

其中,  $A^D = \begin{bmatrix} A^{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & A^{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & A^{gg} \end{bmatrix}$  是  $GN \times GN$  对角矩阵, 其对角线元素为国内投入系数,  $A^F$  是

$GN \times GN$  非对角矩阵, 其元素为进口投入系数, 且  $A^F = A - A^D$ 。  $Y = [\sum_r^G Y^{1r} \sum_r^G Y^{2r} \dots \sum_r^G Y^{gr}]'$  是最终产品与服务向量,  $Y^D = [Y^{11} Y^{22} \dots Y^{gg}]'$  是国内消费的最终产品与服务向量,  $Y^F = Y - Y^D$  是最终产品出口向量,  $E = [\sum_{r \neq 1}^G E^{1r} \sum_{r \neq 2}^G E^{2r} \dots \sum_{r \neq g}^G E^{gr}]'$  为总出口向量。其中“ $'$ ”是矩阵转置符号。因此等式(3)可以重新表示为:

$$X = (I - A^D)^{-1} Y^D + (I - A^D)^{-1} E = LY^D + LE = LY^D + LY^F + LA^F X \quad (4)$$

其中,  $L = (I - A^D)^{-1}$  是分块对角矩阵, 定义为国内里昂惕夫逆矩阵。在  $X$  的左侧乘以直接增加值系数对角矩阵  $\hat{V}$ , 并用  $BY$  替代  $X$ , 进一步将最终产品和服务向量  $Y^D$ 、 $Y^F$  和  $Y$  转换成对角矩阵  $\hat{Y}^D$ 、 $\hat{Y}^F$  和  $\hat{Y}$ , 可以得到增加值和最终产品生产的各分解部分:

$$\begin{aligned} \hat{V}B\hat{Y} &= \hat{V}L\hat{Y}^D + \hat{V}L\hat{Y}^F + \hat{V}LA^F B\hat{Y} \\ &= \hat{V}L\hat{Y}^D + \hat{V}L\hat{Y}^F + \hat{V}LA^F L\hat{Y}^D + \hat{V}LA^F (B\hat{Y} - L\hat{Y}^D) \end{aligned} \quad (5)$$

其中, 矩阵  $\hat{V}B\hat{Y}$  中的每一元素都代表了来源国增加值直接或间接被某一特定国家/部门用于最终产品生产的部分。等式(5)第二个等号右侧的第一项  $\hat{V}L\hat{Y}^D$  表示国内增加值最终在国内被消费的

部分,并不涉及跨越国界的贸易;第二项  $\hat{V}L\hat{Y}^F$  表示以最终产品出口的形式被进口国直接消费的国内增加值,即通常意义上的“传统贸易”;第三项  $\hat{V}L\hat{A}^FL\hat{Y}^D$  表示参与简单价值链生产活动的增加值,即出口的国内中间品直接被进口国国内吸收的部分;第四项  $\hat{V}L\hat{A}^F(B\hat{Y}-L\hat{Y}^D)$  表示参与复杂价值链生产活动的增加值,即进口国进口的本国中间品包含的国内增加值被进口国用于生产最终产品或中间品并出口到第三国的部分。

由上面的分析可知,衡量参与跨国生产的中间品出口中包含的国内增加值(记为  $VY\_GVC$ )包括两部分,即参与简单价值链生产活动的国内增加值  $\hat{V}L\hat{A}^FL\hat{Y}^D$ (记为  $VY\_GVC\_S$ )和参与复杂价值链生产活动的国内增加值  $\hat{V}L\hat{A}^F(B\hat{Y}-L\hat{Y}^D)$ (记为  $VY\_GVC\_C$ )。进一步,按照 Wang et al(2017)的方法,利用中间品出口每一阶段的国内或国际生产长度作为权重进行求和,就可以得到国内增加值参与全球价值链生产活动所引致的总产出为:

$$\begin{aligned} Xd\_GVC &= \hat{V}A^F\hat{Y}+2\hat{V}A^DA^F\hat{Y}+\hat{V}A^FA\hat{Y}+3\hat{V}A^DA^DA^F\hat{Y}+2\hat{V}A^DA^FA\hat{Y}+\hat{V}A^FAA\hat{Y}+\dots \\ &= \hat{V}LLA^FB\hat{Y} = \hat{V}LLA^FL\hat{Y}^D + \hat{V}LLA^F(B\hat{Y}-L\hat{Y}^D) \end{aligned} \quad (6)$$

其中等式(6)最后一个等号右边的第一项记为  $Xd\_GVC\_S$ ,表示参与简单价值链生产活动引致的国内总产出,第二项记为  $Xd\_GVC\_C$ ,表示参与复杂价值链生产活动引致的国内总产出。因此国内价值链平均生产长度可以定义为:

$$PLd\_GVC = \frac{Xd\_GVC}{VY\_GVC} = \frac{Xd\_GVC\_S + Xd\_GVC\_C}{VY\_GVC\_S + VY\_GVC\_C} = \frac{\hat{V}LLA^FB\hat{Y}}{\hat{V}L\hat{A}^FB\hat{Y}} \quad (7)$$

可以看出,国内价值链生产长度是参与简单价值链生产活动的生产长度与参与复杂价值链生产活动的生产长度的平均值。本文参照上述计算方式,利用 WIOD 数据计算了中国 16 个制造业行业的国内价值链生产长度。其中基于前向价值联系计算的国内价值链生产长度记为  $FPLd$ ,基于后向价值联系计算的国内价值链生产长度记为  $BPLd$ 。基于后向价值联系计算的价值链生产长度更侧重于本国的最终产品出口中,属于国内增加值成分参与的国内生产阶段数目,对于中国而言,最终产品出口仍是对外贸易的主要内容,因此利用后向价值联系测度的生产长度指标更加符合中国现实。所以,本文用后向价值联系计算的国内价值链生产长度指标用于基准回归,而基于前向价值联系计算的指标进行稳健性检验。

2. 知识产权保护水平。Ginarte & Park(1997)基于国家层面数据设计的知识产权保护指数(简称 GP 指数)是衡量各国产权保护水平的权威数据。该指标从覆盖范围、国际专利协定的成员资格、失去保护的规定、执行机制、保护期限等五个维度出发,较为全面地衡量了国家立法层面的知识产权保护水平,其综合分值介于 0~5 之间,分值越高表明 IPR 水平越强。GP 指数每 5 年评估一次,最初版本的时间跨度为 1960—2005 年,之后年份的数据可以从 Ginarte 个人网站获取。鉴于 GP 指数并非连续数列,且考虑到评估当年用到的数据存在滞后性以及立法变迁的渐进性,较为合理的处理方式是当年测度的 IPR 指数也同样代表其前后两年的数值。这样的处理方式不仅能较为客观的反映指标缺失年份的 IPR 指数,同时也扩大了可利用的样本数量。

然而,利用 GP 指数作为一国知识产权保护水平的衡量指标,存在以下两方面不足:第一,GP 指数利用的知识产权保护信息主要是立法层面的,并不包含执法方面的信息(Ginarte & Park,1997);第二,GP 指数只能反映国家整体层面的知识产权保护水平,但并不能反映不同行业对 IPR 依赖程度的差异。针对 GP 指数的第一个不足,通常的做法是在其基础上补充能够充分反映知识产权执法强度的信息,例如,韩玉雄和李怀祖(2005)利用社会法制化程度、法律体系的完备程度、经济发展水平、国际社会的监督机制等四个维度的信息作为执法强度的衡量指标, Hu & Png(2013)利用加拿大弗雷泽研究所构建的 Fraser 指数来衡量跨国产权执法强度。Fraser 指数是基于国际商业者的问卷调查数据构建而成的,在一定程度上存在主观随意性,其反映的知识产权保护执法强度与一国实际执法强度可能存在差距。

本文参照徐春明和单晓光(2008)的方法,利用司法保护水平、行政保护水平、经济发展水平、公

共意识水平、国际社会监督等五个指标综合反映中国知识产权执法强度。其中,司法保护水平、行政保护水平、公共意识水平以及国际社会监督水平的计算方式与上述文献保持一致,但关于经济发展水平这一指标,本文用中国人均 GDP 与美国人均 GDP 的差距来衡量,这一点与徐春明和单晓光(2008)不同。他们在文献中利用中国人均 GDP 与世界银行定义的中等收入国家人均 GDP 的比值表示,这种构建方式主要基于这样一种观点:一国只有在解决基本的温饱问题的基础上才有动力解决有关知识产权保护的问题。然而,对知识产权保护的重视程度,并不能单纯地建立在温饱的基础之上,更多的是社会中是否形成良好的知识产权保护氛围。考虑到美国是世界专利强国且知识产权法律较为完善,执行力度也较高,本文以中国人均 GDP 与美国人均 GDP 的比值来衡量经济发展水平的分值更符合实际情况。最终,本文对五个指数求和并取平均值来衡量知识产权执法强度  $Enind$ 。

对于 GP 指数存在的第二个问题,现有文献主要利用研发密度或专利强度来构造行业层面的实际 IPR 指数。Hu & Png(2013)利用美国的行业研发密度与专利强度作为参考,并以此代表其他国家的行业研发密度与专利强度。但尹志峰等(2013)认为发展中国家与美国各行业的研发密度相关性非常低,美国各行业对 IPR 的依赖程度并不能很好地反应发展中国家的现实情况,因此利用每个国家一产业组中企业研发密度的均值来衡量该国各产业对 IPR 的依赖程度是更为合理的。受上述文献的启发,本文利用历年中国各行业专利申请量与主营业务收入之比的平均值构造的专利强度指标来反应各行业对 IPR 的依赖程度,并用符号  $Paden$  表示。

综上所述,本文利用  $IPR1$  表示知识产权保护立法水平的 GP 指数,并在此基础上利用以下方法计算中国实际知识产权保护指数  $IPR2$ :

$$IPR2_i = IPR1_i \cdot Enind_i$$

进一步地,本文按照以下方式定义行业层面的知识产权保护指数  $IPR3$ :

$$IPR3_{it} = IPR2_i \cdot Paden_{it}$$

其中,计算  $Enind$  所用的司法保护数据、经济发展数据、公共保护意识数据来自历年《中国统计年鉴》与《世界银行数据库》,计算  $Paden$  所用数据来自历年《中国科技统计年鉴》。《中国科技统计年鉴》原始数据中 2000—2003 年间、2005—2007 年间以及 2010 年的数据是以大中型企业为统计口径,而 2011—2014 年间的的数据是以规模以上企业为统计口径,2004 年、2008 年以及 2009 年的数据同时包括大中型企业数据与规模以上企业数据。因此,本文首先计算出 2004 年、2008 年以及 2009 年以大中型企业为统计口径的  $Paden$  与以规模以上企业为统计口径计算的  $Paden$  的比值的平均值,并让其余以大中型企业为统计口径计算的  $Paden$  与该平均值相除,得到这些年份以规模以上企业为统计口径  $Paden$  的近似值。

3. 控制变量。参照以往文献的研究以及数据可得性,本文行业层面的控制变量主要包括人均资本存量、外资规模、行业研发密度、行业规模;国家层面的控制变量主要包括:生产性服务业占比、城乡收入差距。具体来看:

(1)人均资本存量。资本存量用永续盘存法计算所得,这一方法可以表示为:

$$K_{it} = K_{i,t-1}(1 - \delta_i) + I_{it}$$

其中  $i$  表示第  $i$  类行业, $t$  表示年份。该式一共涉及四个变量:当年投资额  $I$ 、投资品平减指数、资本品折旧率  $\delta$ 、基期资本存量  $K$ 。利用固定资产原值做差得到以当期价格衡量的制造业行业新增投资额序列,并用平减指数转化为以 2000 年为基期的不变价格,资本品平减指数以《中国统计年鉴》中公布的固定资产投资价格指数衡量,各行业年度折旧率用以下方式计算:

$$\text{累计折旧}_t = \text{固定资产原值}_t - \text{固定资产净值}_t$$

$$\text{本年折旧}_t = \text{累计折旧}_t - \text{累计折旧}_{t-1}$$

$$\text{折旧率}_t = \text{本年折旧}_t / \text{固定资产原值}_{t-1}$$

上式中的  $t$  与  $t-1$  分别代表当期与上一期。基于该方法计算出 2000—2014 年间的制造业分行业固定资产折旧率,基期资本存量利用陈诗一(2011)以 1990 年为基期估算的中国制造业两位数行业资本存量数据,本文利用固定资产投资价格指数将其转化为以 2000 年为基期的固定资产存量。人均实际资本存量用实际资本存量总额与当年年末行业从业人员总数的比值衡量。

(2)行业外资规模。中国外资统计数据并没有制造业两位数行业的统计数据,现有文献根据研究需要主要从三资企业资产存量(邱斌、尹威,2010),外企就业人员占行业总就业人员比重(赵伟、张萃,2007)以及外资企业销售收入占全部企业销售收入的比重(王红领等,2006)等侧面来反映行业的外资规模。尽管上述方法在一定程度上能够反映外资规模的大小,但并不能体现外资在行业内的经营范围或渗透率。本文的控制变量主要解释对国内分工阶段数目的影响,如果外资在该行业的范围越大则意味着其更有可能通过进口中间品进行生产活动,这会对国内价值链生产长度产生影响。因此,本文用含有外资属性的制造业企业数量占制造业企业总数的比重来衡量行业的外资规模,这在一定程度上既能反映外资规模又能反映外资范围,更符合本文的研究目的。

(3)研发密度。衡量国家层面研发密度的常用测度指标是 R&D 支出与 GDP 的比值(Acemoglu et al,2010),对于行业层面的研发密度的测度,可以进行类似的定义,利用年度 R&D 支出与行业销售收入之比表示(王红领等,2006),本文即采用该种方式衡量行业层面的研发密度。《中国科技统计年鉴》在 2004 年之前一直使用科技活动经费这一指标表示科学研发经费支出,但在 2004 年及以后便采用 R&D 这一指标。经详细对比后发现,这两项统计标准包括的内容并非完全一致,因此需要将以科研活动经费支出计算的研发密度转换为以 R&D 支出计算的研发密度。本文首先计算出以大中型企业为统计口径的 2005—2009 年间的研发密度增长率,并以这五年增长率数据的均值作为 2001—2004 年间研发密度的增长率,以此逆推出 2000—2003 年间大中型企业研发密度。之后,根据 2004 年、2008 年与 2009 年大中型企业研发密度与规模以上企业研发密度之比的平均值,计算出以大中型企业为统计口径年份间的规模以上企业研发密度的近似值。

(4)生产性服务业占比。生产性服务业是现代制造业的重要中间投入,也是经济的黏合剂,能够将大量的人力与知识资本引入到商品和服务的生产过程中,是现代产业发展的竞争力源泉。新古典经济学理论认为,生产性服务业的发展,能够降低交易成本,提升交易效率,进而推动社会分工的演进。生产性服务业与制造业的相互融合发展,能够提高现代制造业产品的技术含量与附加值,并降低产业价值链中的相关成本,是促进制造业实现价值链升级,提升经济效益与竞争力的重要支撑(Francois & Hoekman,2010)。然而,中国经济增长目标“硬约束”的发展模式导致服务业内部资源错配严重,使得经济高速增长与服务业升级滞后并存(余泳泽、潘妍,2019)。随着中国经济发展由规模扩张进入质量提升的新阶段,生产性服务业在国民经济中的地位愈发重要。按照国家统计局 2015 年的界定,可以将生产性服务业划分成为生产活动提供的研发设计与其他技术服务、货物运输仓库和邮政快递服务、信息服务、金融服务、节能与环保服务、生产性租赁服务、人力资源与培训服务、批发经济代理服务、生产性支持服务等 10 类。本文参照该分类标准,以《中国统计年鉴》中相应的数据构建了生产性服务业占 GDP 比重这一指标,用以衡量国内生产性服务业的发展程度。其比值越大表示生产性服务业的发展程度越高。

(5)城乡收入差距与行业规模。城乡居民收入差距是影响经济发展的重要因素,会对劳动力供给结构与质量、社会分工、产业升级等产生影响。钞小静和沈坤荣(2014)研究发现,城乡差距过大会导致初始财富水平较低的农村居民无法进行人力资本投资,进而制约了劳动力质量的提高。从劳动力分工的视角来看,低技能的劳动者更倾向于选择不分工,而平等的收入分配能够促进分工协作,进而影响经济发展(Fishman & Simhon,2002)。此外,从消费的角度来看,收入差距能够影响居民消费需求以及消费结构(沈凌、田国强,2009),进而对社会分工与产业发展产生影响。本文利用城市居民人均收入与农村居民人均收入的比值来表示城乡收入差距,其值越大表示城乡收入差距越大。最后,本文以年末平均从业人员数量来衡量行业规模,以控制行业规模对国内价值链生产长度的影响。



在数据来源方面,人均资本存量、外资规模、研发密度、员工数量数据来自《中国科技统计年鉴》与《中国工业经济年鉴》;居民城乡收入差距、生产性服务业占比所用数据来自《中国统计年鉴》。在计量回归分析之前,表2中汇报了本文主要变量的描述性统计信息。此外,本文还考察了样本中解释变量的膨胀因子的VIF值,这些值均小于10(见表3),说明各变量间不存在多重共线性问题。<sup>①</sup>

表2 主要变量的描述性统计

	变量含义	观测值	均值	标准差
<i>BPLd</i>	基于后向联系的国内价值链生产长度	240	2.152	0.143
<i>FPLd</i>	基于前向联系的国内价值链生产长度	240	2.494	0.482
<i>IPR3</i>	行业层面的IPR指数	240	0.879	0.673
<i>IPR1</i>	国家层面的名义IPR指数	240	3.711	0.442
<i>IPR2</i>	国家层面的实际IPR指数	240	2.086	0.386
<i>K</i>	人均资本存量	240	18.414	15.130
<i>FDI</i>	外资规模	240	0.176	0.084
<i>RD</i>	研发密度	240	0.006	0.004
<i>employ</i>	行业规模	240	400.313	301.075
<i>gap</i>	城乡收入差距	240	3.149	0.155
<i>service</i>	生产性服务业占比	240	0.274	0.012

表3 各解释变量膨胀因子的VIF值

变量	lnIPR3	lnK	lnFDI	lnRD	lnemploy	lngap	lnservice
VIF值	8.21	4.02	1.95	6.08	1.37	1.07	1.58

#### 四、回归结果与分析

##### (一) 基准回归结果

为了检验知识产权保护对国内价值链生产长度的影响,首先对方程(1)进行回归,结果如表4所示,所有回归结果系数的标准误均在行业层面进行聚类。第(1)列仅加入核心解释变量知识产权保护指数lnIPR3本身,第(3)列在第(1)列的基础上进一步加入了人均资本存量、外资规模、研发密度、行业规模、城乡收入差距、生产性服务业占比等控制变量,但两者都没有控制行业固定效应。由回归结果可知,在没有控制行业固定效应的情况下,无论是否加入控制变量,核心解释变量的回归系数均在1%水平上显著为正。在第(2)列和第(4)列中,分别在第(1)列和第(3)列的基础上进一步控制了行业固定效应,以控制行业层面不可观测的异质性,回归结果显示,核心解释变量的系数仍显著为正且在1%水平上显著。上述结果意味着,加强知识产权保护有利于国内价值链生产长度的延伸,促进了国内价值链网络的深化升级。潜在的内生性问题可能会导致回归系数是有偏的,甚至是改变核心解释变量系数的方向。因此,本文采用核心解释变量的滞后一期来替代当期值进行初步的稳健性检验,在表4第(5)列的回归结果中,核心解释变量的系数仍显著为正且在5%水平上显著,这在一定程度上证明了结论的稳健性。但值得注意的是,尽管滞后一期回归能够部分缓解内生性问题,但会遗漏当期重要信息。因此,我们在下文中利用工具变量法进一步处理可能存在的内生性问题。

表4 知识产权保护与国内价值链生产长度:基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnIPR3	0.128*** (0.02)	0.151*** (0.02)	0.063*** (0.02)	0.127*** (0.03)	

<sup>①</sup>由于在下文回归分析中均采用变量的对数形式,因此本部分汇报的是相关变量对数形式的方差膨胀因子。如果最大的方差膨胀因子 $VIF = \max(VIF_1, VIF_2, \dots, VIF_n) \leq 10$ ,则表明不存在多重共线性问题。

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L. lnIPR3</i>					0.097** (0.03)
控制变量	No	No	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	Yes	No	Yes	Yes
观测值	240	240	240	240	224
R <sup>2</sup>	0.609	0.609	0.708	0.728	0.711

注:括号内为标准误,所有的回归系数标准差均在行业层面进行聚类。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。以下各表同。

### (二) 内生性问题处理

在基准模型回归中,尽管控制了一些影响国内价值链生产长度的因素,并利用核心解释变量的滞后一期进行了稳健性检验,但仍可能因为内生性问题而出现偏误。本部分通过引入工具变量对内生性问题进行进一步处理。我们利用1919年各省基督教授薪布道职员数据来构造行业层面知识产权保护的工具变量:首先,参照沈国兵和黄钰珺(2019)的研究,以各省基督教授薪布道职员数量(用  $christian_{p,1919}$  表示,其中下标  $p$  表示省份)来衡量省级知识产权保护水平。其合理性在于早期基督教教义中就明确了对私有财产权的保护,基督教教义的宣传会影响本地居民知识产权保护意识的形成,受基督教影响越深的省份,其对知识产权保护的重视程度可能越高。各省基督教授薪布道职员数据来自《1901—1920年中国基督教调查资料》。其次,考虑到各省基督教授薪布道职员数据为截面数据,本文进一步令其乘以各省滞后一期GDP增长率(用符号  $GDPR_{p,t-1}$  表示),形成省份一时间层面的知识产权保护工具变量。最后,本文以各省各行业规模占全国该行业总规模的比重为权重(用  $Weight_{pit}$  表示)构造行业层面知识产权保护工具变量,其合理性在于相关产业在相应省份所占比重越大,该省知识产权保护水平对此行业的知识产权保护效果的影响就越大。利用公式刻画上述内容可以表示为:

$$IVipr_{it} = \sum_p christian_{p,1919} \cdot GDPR_{p,t-1} \cdot Weight_{pit}$$

其中  $IVipr_{it}$  为行业层面知识产权保护指数的工具变量。为保证回归结果的稳健性,本文以两种方式衡量各省行业规模,分别是行业总产值与行业固定资产规模,相应的工具变量符号用  $OIVipr_{it}$  与  $AIVipr_{it}$  表示。

利用工具变量法进行两阶段最小二乘法的回归结果如表5所示,其中第(1)列是以各省固定资产规模占比构建的  $AIVipr$  的回归结果,第(2)列是以各省行业总产值占比构建的  $OIVipr$  的回归结果。在以两种加权方式构建的工具变量的回归中,核心解释变量的回归系数与基准回归结果均无本质差异,且仍在1%水平上显著为正。在工具变量的相关检验中,Kleibergen-Paap rk LM 统计量的P值均为0,拒绝识别不足的原假设,Cragg-Donald Wald F 统计量均大于相应的 Stock-Yogo 临界值,拒绝弱工具变量的原假设,且表5第(3)列与第(4)列汇报的第一阶段回归结果显示,工具变量与核心解释变量之间具有显著的相关关系,说明工具变量的选取是合理的。

### (三) 稳健性检验

1. 国内价值链生产长度的度量。在基准回归中,本文使用基于后向价值联系计算的国内价值链生产长度作为被解释变量,在表6第(1)列中,利用基于前向价值联系计算的国内价值链生产长度作为被解释变量进行稳健性检验。结果显示,知识产权保护指数的系数仍为正,且在1%水平上高度显著,说明基准回归结果是稳健的。

2. 知识产权保护指数的度量。在基准回归中,本文利用行业层面的实际知识产权保护指数作为核心解释变量,但某一行业的生产活动所使用的中间品可能并非全部来自本行业内部,这就意味着国家整体层面知识产权保护水平的变动也能对中间产品的生产及供给产生影响。因此,本文利用国

表5 知识产权保护与国内价值链生产长度:工具变量法

	lnBPLd		第一阶段回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnIPR3	0.105*** (0.04)	0.114*** (0.04)		
lnAIVi <sub>pr</sub>			0.260*** (0.03)	
lnOIVi <sub>pr</sub>				0.268*** (0.03)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	54.030 [0.000]	51.531 [0.000]		
Cragg-Donald Wald F 统计量	179.779 {16.38}	110.465 {16.38}		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	240	240	240	240
R <sup>2</sup>	0.914	0.915	0.918	0.918

注: {} 内为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。

家整体层面的名义知识产权保护指数与实际知识产权保护指数分别进行稳健性检验,并按照方程(2)进行计量回归。从回归结果来看,无论是表6的第(2)列中基于国家层面的名义知识产权保护指数的回归结果,还是表6的第(3)列中基于国家层面的实际知识产权保护指数的回归结果,核心解释变量的系数都在1%水平上显著为正,表明基准回归结果具有稳健性。

3. 剔除国内企业兼并重组期。倪红福等(2016)认为,1998—2003年间我国秉持“有进有退、抓大放小”的原则,对大量国有企业进行兼并重组,致使企业数量大幅度下降,导致经济系统中的分工结构也产生变化。这种结构性变革使得原来生产关系较强的生产活动,被重新整合到一个企业内部进行,导致以前的中间产品贸易转为企业内部交易,产业间中间产品的投入关系减弱,生产阶段数目减少。这种行政干预可能会导致国内价值链生产长度的缩短,进而对回归系数产生影响。表6第(4)列汇报了剔除2000—2003年样本数据的回归结果,核心解释变量系数仍在1%水平上显著,表明基准回归结果具有稳健性。

表6 知识产权保护与国内价值链生产长度:稳健性检验

	lnFPLd (1)	lnIPR=lnIPR1 (2)	lnIPR=lnIPR2 (3)	Year>2003 (4)
lnIPR3	0.246*** (0.07)	0.144*** (0.03)	0.127*** (0.03)	0.122*** (0.02)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	240	240	240	176
R <sup>2</sup>	0.426	0.724	0.728	0.715

## 五、异质性分析与影响渠道检验

### (一) 异质性分析

1. 行业规模异质性。为考察不同行业规模下,知识产权保护对国内价值链生产长度的异质性影响,本文以年末行业平均从业人员数量的中位数为临界值将样本划分为规模较小组与规模较大组,分别对计量模型(1)进行回归,表7中第(1)列和第(2)列为相应的回归结果。从回归结果可以看出,两组中知识产权保护指数的回归系数均显著为正,在规模较大组中,知识产权保护指数回归系数的

值要大于规模较小组中的回归系数( $0.157 > 0.128$ ),表明加强知识产权保护对规模较大的行业国内价值链生产长度的正向影响更大。这一结论与经济直觉相一致:行业内的分工水平与行业规模正相关,行业规模的扩大是行业分工深化的基础。另外,相对于规模较小的行业,规模较大的行业出现产业集聚的可能性更大,而产业集聚能够促进区域内的知识溢出进而提升企业创新效率(彭向、蒋传海,2011)。因此,加强知识产权保护对规模较大行业的国内价值链生产长度影响更大。

2. 研发密度异质性。为考察不同行业研发密度下加强知识产权保护对国内价值链生产长度的异质性影响,本文以行业研发密度的中位数为临界值将不同行业划分为研发密度较高组与研发密度较低组,分别对计量模型(1)进行回归。表7中第(3)列和第(4)列为相应的回归结果。从表7中可以看出,两组中的知识产权保护指数的回归系数均显著为正,但在研发密度较低组中,知识产权保护指数回归系数值要大于研发密度较高组( $0.152 > 0.087$ ),表明加强知识产权保护对研发密度较低组的正向影响更大。这一经验研究结果意味着中国国内价值链生产长度的延伸更多的是由低技术含量行业驱动的,而在高技术产业领域,国内生产配套能力及高质量中间品供应能力仍显不足。其原因在于,一方面,研发密集型行业进行创新的难度相对于非研发密集型行业的难度更大,实现新技术与新产品突破需要的时间更长;另一方面,研究和创新活动往往具有累积性,新的创新需要在先期的知识与技术的基础上进行(董雪兵、史晋川,2006)。对于中国这样的发展中大国而言,尤其是在研发密集度较高的高技术行业,相对于发达国家而言,无论是人才储备还是知识储备仍处于落后位置。然而,随着经济发展与技术进步,中国在非研发密集型行业积累了一定的知识与人力资本。因此,加强知识产权保护对研发密集型行业国内价值链网络深化发展的影响效果可能暂时不如对非研发密集型行业的影响大。尽管如此,知识产权保护对研发密集型行业的影响仍为正,这就意味着随着中国全链条知识产权保护战略的实施,会对研发密集型行业的国内价值链网络的发展产生积极影响。

3. 外资规模异质性。为考察不同外资规模下,加强知识产权保护对国内价值链生产长度的异质性影响,本文以行业外资规模的中位数为临界值将制造业行业划分为外资规模较小组与外资规模较大组,分别对计量模型(1)进行回归。表7中第(5)列和第(6)列为相应的回归结果。从表中可以看出,两组中知识产权保护指数的回归系数均显著为正,但在外资规模较大组中,知识产权保护指数回归系数的值要大于外资规模较小组( $0.179 > 0.115$ ),表明加强知识产权保护对外资规模较大行业的国内价值链生产长度的正向影响更大。其原因在于,一方面,加强知识产权保护能够降低高技术产品被侵权的风险,促使外资企业将更多高技术附加值环节配置到国内进行生产,这直接促进了国内价值链生产长度的延伸;另一方面,FDI在产业内通过示范效应、竞争效应以及跨国公司人员培训和流动等途径产生了正向外溢效应(蒋殿春、夏良科,2005)。这也有利于本地企业进行相关产品的研发与生产,进而逐渐形成本地产业供应链,在一定程度上能够促使国内价值链生产长度的延伸。

表7 知识产权保护与国内价值链生产长度:异质性分析

	行业规模		研发密度		外资规模		金融危机	
	(1) 较小组	(2) 较大组	(3) 较低组	(4) 较高组	(5) 较小组	(6) 较大组	(7) 危机前	(8) 危机后
$\ln IPR3$	0.128*** (0.02)	0.157** (0.06)	0.152*** (0.05)	0.087* (0.04)	0.115*** (0.03)	0.179*** (0.05)	0.119*** (0.02)	0.301* (0.16)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	117	123	117	123	130	110	128	112
$R^2$	0.816	0.665	0.698	0.769	0.700	0.839	0.625	0.642

4. 时间异质性。为考察2008年金融危机后全球价值链的暂时局部“断裂”是否加快了国内价值链生产长度的延伸,即知识产权保护对国内价值链生产长度的影响是否存在时间上的异质性,本文以2008年金融危机为分界线将样本划分为金融危机前组与金融危机后组,分别对计量模型(1)进行回归。表7中第(7)列和第(8)列为相应的回归结果。可以看出,两组中知识产权保护指数的回归系

数均显著为正,但金融危机后知识产权保护指数的回归系数要大于金融危机前的回归系数(0.301 > 0.119),表明金融危机后企业加强了国内产业供应链的构建意识,一定程度上对国外中间品形成了替代。赵昌文和许召元(2013)研究发现,国内企业在金融危机后加大了涉及研发环节的投入,通过向产业链上下游延伸进行结构调整,在价值链攀升与能力升级方面取得了进展。此外,外部进口渠道出现的“断裂”降低了国内市场相关产品的竞争程度,释放了市场空间,国内供应商通过研发投入与技术创新替代部分原来由外资参与的供应链,在一定程度上促进了国内价值链网络的形成与发展。

## (二)影响渠道检验

1. 技术创新效应渠道。根据上文理论分析,加强知识产权保护能够通过技术创新效应影响国内价值链生产长度。为验证这一渠道是否存在,本文采用温忠麟等(2004)提出的中介效应模型进行验证,具体构建如下计量模型:

$$\ln PLD_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln IPR_{it} + \gamma X_{it} + \lambda Y_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IPR_{it} + \gamma X_{it} + \lambda Y_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln PLD_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln IPR_{it} + \delta_2 \ln patent_{it} + \gamma X_{it} + \lambda Y_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,中介变量  $\ln patent$  表示行业层面创新能力的对数,本文采用行业层面年度人均专利申请量的对数值表示。<sup>①</sup> 利用研发投入或新产品产值来衡量企业创新具有一定的局限性,因为研发投入不一定都能转化为技术创新成果,而新产品产值除了来自创新活动,也有可能来自进口模仿和学习(Griliches,1990)。 $\theta_1$  反映了知识产权保护对国内价值链生产长度影响的总效应, $\delta_1$  表示知识产权保护对国内价值链生产长度影响的直接效应,中介效应的大小由  $\beta_1 \cdot \delta_2$  衡量。根据中介效应模型的检验程序,若系数  $\theta_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\delta_2$  均显著,且系数  $\delta_1$  较  $\theta_1$  显著下降,表明技术创新效应渠道存在。

表8报告了以人均专利申请量衡量技术创新的检验结果。从表中可以看出,在基准回归第一步中,知识产权保护指数的回归系数显著为正,表明提高知识产权保护水平可以促进国内价值链生产长度的延伸。在第二步中,知识产权保护指数的回归系数显著为正,说明加强知识产权保护能够提升行业整体创新能力。在第三步中,技术创新的回归系数显著为正,表明技术创新能力水平的提高有利于国内价值链生产长度的延伸,且知识产权保护指数的回归系数较第一步中有所下降(0.107 < 0.127),意味着技术创新在知识产权保护与国内价值链生产长度延伸之间起着部分中介效应。从数值上看,中介效应约为0.019,在总效应中占比约为14.75%,假说1得到验证。

表8 中介效应回归结果:以人均专利申请量衡量的技术创新

	(1) 第一步	(2) 第二步	(3) 第三步
$\ln IPR3$	0.127*** (0.03)	1.873*** (0.58)	0.107*** (0.03)
$\ln patent$			0.010* (0.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	240	240	240
R <sup>2</sup>	0.728	0.813	0.738

这一结论与现有文献的观点相互印证,这类文献都强调了企业自主技术创新对价值链高端攀升的重要意义。如杨水利等(2014)认为模块供应商企业应注重内部技术研发能力的培养,建立感知和

<sup>①</sup>行业层面的专利申请数量同样存在企业规模统计口径不一致问题。本文首先计算出2004年、2008年以及2009年以大中型企业为统计口径的人均专利数量与以规模以上企业为统计口径的人均专利数量之比的平均值,并以此推算出其他以大中型企业为统计口径行业的以规模以上企业为统计口径的人均专利数量的近似值。

获取同行企业的技术信息机制,同时应捕捉市场需求信息,保证技术的研发与市场需求的匹配,进而实现能够生产高附加值中间品的能力。张慧明和蔡银寅(2015)认为,在强调政策公平性的同时,应将注重研发支出增强技术创新能力作为价值链高端攀升的内在动力。吕越等(2018)则强调了嵌入全球价值链的企业建设技术吸收能力进而实现创新能力的提升对价值链升级的重要意义。

在表9中,本文利用工具变量最小二乘法对上述步骤进行检验,其中第(1)~(3)列是用人均专利数量衡量的技术创新,而第(4)~(6)列是利用人均发明专利衡量的技术创新。由回归结果可知,无论以哪种方式衡量的技术创新,加强知识产权保护通过技术创新效应渠道对国内价值链网络的深化升级效应依然显著成立。从以人均专利衡量技术创新的回归结果来看,中介效应约为0.042,在总效应中占比约为36.84%,意味着解决内生性问题后,知识产权保护通过创新能力提升效应对国内价值链生产长度的影响程度更大。

表9 对国内价值链生产长度影响渠道检验的回归结果:工具变量法

	人均专利数量			人均发明专利数量		
	(1) 第一步	(2) 第二步	(3) 第三步	(4) 第一步	(5) 第二步	(6) 第三步
$\ln IPR3$	0.114*** (0.04)	3.524*** (0.61)	0.070* (0.04)	0.114*** (0.04)	3.204*** (0.74)	0.088** (0.04)
$\ln invention$			0.012*** (0.00)			0.008** (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	240	240	240	240	240	240
$R^2$	0.915	0.880	0.917	0.915	0.881	0.916

2. 中间品进口扩张渠道。为检验加强知识产权保护通过中间品进口扩张影响国内价值链生产长度这一渠道是否存在,本文根据中介效应模型的检验步骤,以中间品基期价格衡量的进口额的对数值为中介变量,<sup>①</sup>按照方程(8)~(10)的顺序重新进行检验,结果报告在表10中。从表10中的回归结果来看,在基准回归方程的第三步中,中介变量  $\ln intermid$  的系数显著为负,而第一步与第二步回归方程中,核心解释变量  $\ln IPR3$  的系数显著为正,说明加强知识产权保护引致的中间产品进口扩张效应抑制了国内价值链生产长度的延伸。在表10的第(4)~(6)列,本文利用工具变量最小二乘法对上述步骤进行重复检验,由回归结果可知,中间品进口扩张效应对国内价值链生产长度的抑制作用仍显著成立。其原因在于,中国企业更多的是以被俘获的方式参与全球价值链分工,其在先进资本品和关键中间品使用上对发达国家存在依赖,自主研发创新的动力不足。加之发达国家是全球价值链战略环节的控制者,它们会对参与其他生产环节的企业进行“压榨”与“控制”,致使中国企业参与垂直分工遭受的挤出效应与锁定效应产生的负面影响大于技术溢出效应与竞争激励效应产生的正向影响(沈国兵、于欢,2017)。如吕越等(2018)的研究发现,对中间品的过度依赖效应、技术吸收能力薄弱以及发达国家的“俘获效应”致使中国企业深度参与全球价值链分工的同时,并没有带来预期的技术升级效应。这就抑制了相关企业的技术升级,进而阻碍了国内价值链网络的形成与发展,假说2a得到验证。从整体回归结果来看,知识产权保护对国内价值链生产长度的延伸表现出显著的促进效应,因此可以认为,加强知识产权保护引致的技术创新效应对国内价值链生产长度的促进效应大于中间品进口扩张效应对其产生的抑制效应。

<sup>①</sup>中间品进口数据来自 WIOD Socio Economic Accounts,并利用各个行业的价格指数平减到以2000年为基期的不变价格。

表 10 对国内价值链生产长度影响渠道检验的回归结果:中间品进口扩张效应

	基准回归			工具变量		
	(1) 第一步	(2) 第二步	(3) 第三步	(4) 第一步	(5) 第二步	(6) 第三步
$\ln IPR3$	0.127*** (0.03)	1.120** (0.47)	0.173*** (0.03)	0.114*** (0.04)	2.762*** (0.52)	0.242*** (0.04)
$\ln intermid$			-0.041*** (0.01)			-0.046*** (0.01)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	240	240	240	240	240	240
$R^2$	0.728	0.847	0.798	0.915	0.963	0.932

## 六、研究结论与启示

在国际贸易保护主义日益突出,全球重要产业供应链面临断裂风险的背景下,如何提高国内高质量配套产品及中间品供给能力、提升国内产业供应链的质量与弹性,对推动构建双循环新发展格局至关重要。鉴于此,本文立足于中国实行全链条知识产权保护这一客观背景,系统梳理了加强知识产权保护影响国内价值链生产长度的内在机理,提出待检验的理论假说。本文以2000—2014年中国16个制造业行业的平衡面板数据为研究对象,进行实证分析。经验结果显示:(1)加强知识产权保护能够显著促进国内价值链生产长度的延伸,在考虑潜在的内生性问题和进行一系列稳健性检验后,该结论依然成立。(2)异质性分析表明,加强知识产权保护对规模较大、外资规模较大以及研发密度较小的行业的国内价值链生产长度的延伸作用更为明显,且2008年金融危机的发生对国内价值链生产长度存在“倒逼”延伸效应。(3)中介效应模型检验方法发现,加强知识产权保护→行业技术创新能力提升→国内价值链生产长度延伸与加强知识产权保护→中间品进口扩张→国内价值链生产长度缩短两个影响渠道同时存在,但整体表现为加强知识产权保护能够促进国内价值链生产长度的延伸,进而有利于国内价值链网络的深化升级。

本文的研究结论蕴含明确的政策含义:首先,应将知识产权保护作为构建双循环新发展格局、促进经济高质量发展的重要抓手。本文研究表明,知识产权保护能够促进国内价值链网络的深化发展,这有利于保障产业供应链的质量与弹性,是畅通国内大循环的重要基础,同时也能带动中国前向价值链参与,提升国际循环质量。因此,应积极推动创新驱动发展战略的深入实施,统筹知识产权保护顶层设计工作,全面推进知识产权领域的全链条保护。与此同时,积极运用财政政策(如提高制造业企业研发费用加计扣除比例等),鼓励企业进行更多的基础性研发投资,提升整体创新能力,带动产业供应链的升级发展。

其次,对于研发密集型行业,要注重培育行业规模和引进高质量外资,这有利于更好地发挥知识产权保护对国内价值链网络深化升级的影响效果。目前,无论是从行业规模还是技术与知识储备来看,中国与发达国家在高技术行业仍有一定的差距,许多“卡脖子”问题的存在是阻碍国内高技术产业供应链网络形成和深化的主要障碍。因此,在加强知识产权保护鼓励本土企业进行技术创新的同时,要注重积极培育产业规模和引进高质量外资,为高技术行业产业链创新提供更好的基础。一方面,行业规模的扩大有利于集聚效应的发挥,可以通过多元化需求效应、知识溢出效应等促进企业进行技术研发与投资。另一方面,国外企业通过直接投资的方式不仅能够将更多高技术含量与高附加值环节配置到国内,而且其产生的技术溢出效应也能够有效促进国内企业的技术升级。

最后,要注重平衡产业供应链安全与扩大中间品进口之间的关系。本文的实证结果发现,加强知识产权保护引致的中间品进口扩张效应可能抑制国内价值链网络的深化升级,这不利于国内产业供应链的安全。尽管学术界有大量文献证实了中间品进口扩张对企业出口产品质量、制造业全要素生产率、企业技术创新等方面的积极影响,但不得不承认的事实是,国外高质量中间品对国内产品的替代可能挤压国内企业的市场空间,使其没有足够的利润进行技术升级,进而导致退出市场的风险

变大。与此同时,国外企业进一步扩大国内市场份额,以致本地企业对相关产业链的控制权进一步减弱。因此,应注重培育企业家产业链安全意识,要注重消化和吸收进口高质量中间品所承载的技术与知识,推出有利政策鼓励企业向本行业价值链高端攀升,积极构建自主可控的产业链供应链。

#### 参考文献:

- 钞小静 沈坤荣,2014:《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》,《经济研究》第6期。
- 陈诗一,2011:《中国工业分行业统计数据估算:1980—2008》,《经济学(季刊)》第3期。
- 董雪兵 史晋川,2006:《累积创新框架下的知识产权保护研究》,《经济研究》第5期。
- 董雪兵 朱慧 康继军 宋顺锋,2012:《转型期知识产权保护制度的增长效应研究》,《经济研究》第8期。
- 韩玉雄 李怀祖,2005:《关于中国知识产权保护水平的定量分析》,《科学学研究》第3期。
- 蒋殿春 夏良科,2005:《外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析》,《世界经济》第8期。
- 鞠晓生 卢荻 虞义华,2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第1期。
- 李莉 闫斌 顾春霞,2014:《知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构》,《管理世界》第11期。
- 李跟强 潘文卿,2016:《国内价值链如何嵌入全球价值链:增加值的视角》,《管理世界》第7期。
- 李俊青 苗二森,2018:《不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度》,《中国工业经济》第12期。
- 李汇东 唐跃军 左晶晶,2013:《用自己的钱还是用别人的钱创新?——基于中国上市公司融资结构与公司创新的研究》,《金融研究》第2期。
- 刘志彪 张杰,2009:《从融入全球价值链到构建国家价值链:中国产业升级的战略思考》,《学术月刊》第8期。
- 吕越 包雅楠,2019:《国内价值链长度与制造业企业创新——兼论中国制造的“低端锁定”破局》,《中南财经政法大学学报》第3期。
- 吕越 陈帅 盛斌,2018:《嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗?》,《管理世界》第8期。
- 倪红福 龚六堂 夏杰长,2016:《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》,《管理世界》第4期。
- 庞春,2010:《一体化、外包与经济演进:超边际—新兴古典—一般均衡分析》,《经济研究》第3期。
- 彭向 蒋传海,2011:《产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验》,《经济学(季刊)》第3期。
- 邱斌 尹威,2010:《中国制造业出口是否存在本土市场效应》,《世界经济》第7期。
- 沈国兵 黄钰珺,2019:《行业生产网络中知识产权保护与中国企业出口技术含量》,《世界经济》第9期。
- 沈国兵 于欢,2017:《中国企业参与垂直分工会促进其技术创新吗?》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 沈剑飞,2018:《流通活动、市场分割与国内价值链分工深度》,《财贸经济》第9期。
- 沈凌 田国强,2009:《贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析》,《经济研究》第1期。
- 苏庆义,2016:《中国省级出口的增加值分解及其应用》,《经济研究》第1期。
- 王红领 李稻葵 冯俊新,2006:《FDI与自主研发:基于行业数据的经验研究》,《经济研究》第2期。
- 温忠麟 张雷 侯杰泰 刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 许春明 单晓光,2008:《中国知识产权保护强度指标体系的构建及验证》,《科学学研究》第4期。
- 杨水利 易正广 李稻葵,2014:《基于再集成的“低端锁定”突破路径研究》,《中国工业经济》第6期。
- 杨耀武 张平,2021:《中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理》,《经济研究》第1期。
- 尹志锋 叶静怡 黄阳华 秦雪征,2013:《知识产权保护与企业创新:传导机制及其检验》,《世界经济》第12期。
- 余长林,2011:《知识产权保护与我国的进口贸易增长:基于扩展贸易引力模型的经验分析》,《管理世界》第6期。
- 余泳泽 潘妍,2019:《中国经济高速增长与服务结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解构》,《经济研究》第3期。
- 张慧明 蔡银寅,2015:《中国制造业如何走出“低端锁定”——基于面板数据的实证研究》,《国际经贸探索》第1期。
- 赵伟 张萃,2007:《FDI与中国制造业区域集聚:基于20个行业的实证分析》,《经济研究》第11期。
- 赵昌文 许召元,2013:《国际金融危机以来中国企业转型升级的调查研究》,《管理世界》第4期。
- Acemoglu, D. et al(2010), “Vertical integration and technology: Theory and evidence”, *Journal of the European Economic Association* 8(5):989—1033.
- Bas, M. & V. Strauss-Kahn(2014), “Input-trade liberalization, export prices and quality upgrading”, *Journal of International Economics* 95(2):250—262.
- Eaton, J. & S. Kortum(2002), “Technology, geography, and trade”, *Econometrica* 70(5):1741—1779.
- Fally, T. (2011), “On the fragmentation of production in the US”, mimeo, University of Colorado-Boulder.



- Fishman, A. & A. Simhon(2002), "The division of labor, inequality and growth", *Journal of Economic Growth* 7 (2):117—136.
- Francois J. & B. Hoekman (2010), "Services trade and policy", *Journal of Economic Literature* 48(3):642—692.
- Ginarte, J. C. & W. G. Park(1997), "Determinants of patent right: A cross-national study", *Research Policy* 26(3):283—301.
- Griliches, Z. (1990), "Patent statistics as economic indicators: A survey", *Journal of Economic Literature* 28(4):1661—1707.
- Hu, A. G. Z. & I. P. L. Png(2013), "Patent right and economic growth: Evidence from cross-country panels of manufacturing industries", *Oxford Economic Papers* 65(3):675—698.
- Koopman, R. et al(2014), "Tracing value-added and double counting in gross exports", *American Economic Review* 104(2):459—494.
- Maskus, K. E. & W. Ridley(2016), "Intellectual property-related preferential trade agreements and the composition of trade", Robert Schuman Centre for Advanced Studies Research Paper, No. 2016/35.
- Mokyr, J. (2009), "Intellectual property rights, the industrial revolution and the beginnings of modern economic growth", *American Economic Review* 99(2):349—355.
- Qian, Y. (2008), "Impact of entry by counterfeiters", *Quarterly Journal of Economics* 123(4):1577—1609.
- Shepherd, B. & S. Stone(2012), "Imported intermediates, innovation, and product scope: Firm-level evidence from developing countries", MPRA Working Paper, No. 41704.
- Smith, P. J. (1999), "Are weak patent rights a barrier to U. S. exports?", *Journal of International Economics* 48(1):151—177.
- Ueda, M. (2004), "Banks versus venture capital: Project evaluation, screening and expropriation", *Journal of Finance* 59(2):601—621.
- Wang, Z. et al(2013), "Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels", NBER Working Paper, No. 19677.
- Wang, Z. et al(2017), "Characterizing global value chains: Production length and upstreamness", NBER Working Paper, No. 23261.

## Intellectual Property Protection and Upgrading in Domestic Value Chain Network

TONG Jiadong FAN Longfei  
(Nankai University, Tianjin, China)

**Abstract:** Intellectual property protection and domestic value chain network are important issues that must be paid attention to in the construction of the new double circulation development pattern. Based on the data of China's manufacturing industry, this paper examines the impact of intellectual property protection on the upgrading of the domestic value chain network. Empirical research shows that strengthening intellectual property protection significantly promotes the extension of production length of the manufacturing domestic value chain and is conducive to the upgrading of the domestic value chain network. This conclusion still holds after considering the potential endogeneity problems and conducting a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that strengthening intellectual property protection has a more significant effect on the upgrading of domestic value chain network in industries with large scale, large scale foreign investment or low R&D intensity, and the 2008 financial crisis has intensified the effect. The mechanism analysis shows that intellectual property protection promotes the upgrading of domestic value chain network through the channel of technological innovation effect, but the expansion of intermediate imports indicates the opposite. Therefore, this paper argue that improving the quality and flexibility of domestic industrial supply chain by strengthening intellectual property protection is the key to promoting the construction of the new development pattern and high-quality economic development.

**Keywords:** Intellectual Property Protection; Domestic Value Chain Network; Production Length

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:刘新波)