

中国城市创新能力对高技术产品出口的影响研究

刘霞¹, 张天硕², 曲如晓²

(1. 北京第二外国语学院 经济学院, 北京 100024;

2. 北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要: 基于城市创新能力的视角, 选取2001—2017年中国283个地级市数据, 实证研究中国城市创新能力对高技术产品出口贸易的影响。研究发现: 中国城市创新能力的提升对高技术产品出口贸易总额和出口边际均存在显著的正向影响, 且对出口扩展边际的影响相对较大。同时, 城市创新能力提升对高技术产品的促进作用呈现出显著的地区差异性, 对中部和西部地区促进作用较大, 对东部地区的相对较小, 且主要体现在扩展边际上。此外, 城市创新能力对电子及通信设备制造业和计算机及办公设备制造业这两个细分行业出口贸易的促进作用相对较大, 而对航空航天器及设备制造业出口贸易的促进作用较小, 且这种影响主要体现在集约边际上。

关键词: 城市创新能力; 高技术产品; 出口边际

中图分类号: F727

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2022)04-0035-10

Research on the Impact of China's Urban Innovation Capability on the Export of High-tech Products

LIU Xia¹, ZHANG Tianshuo², QU Ruxiao²

(1. College of Economics, BISU, Beijing 100024, China;

2. College of Economics & Management, BNU, Beijing 100875, China)

Abstract: From the perspective of urban innovation capability, this paper selects the data of 283 prefecture level cities in China from 2001 to 2017 to analyze the impact of the improvement of urban innovation capability on the export trade of high-tech products from a theoretical and empirical perspective. The results show that the improvement of China's urban innovation ability has a significant positive impact on the total export trade and export margin of high-tech products, and has a relatively large impact on the export expansion margin. At the same time, the impact of the improvement of urban innovation capability on the export of high-tech products shows significant regional differences. The positive impact on the export trade of high-tech products is mainly reflected in the central and western regions, with little impact on the eastern region, and only reflected in the expansion margin. In addition, urban innovation capability has a relatively large role in promoting the export trade of electronic and communication equipment manufacturing industry and computer and office equipment manufacturing industry, while it has a small role in promoting the export trade of aerospace and equipment manufacturing industry, and this impact is mainly reflected in the intensive margin.

Key words: urban innovation ability; high tech products; export margin

收稿日期: 2021-08-13 修回日期: 2022-03-07

基金项目: 国家社科基金重大项目(19ZDA077); 北京市社会科学基金决策咨询一般项目(20JCC062); 北京第二外国语学院青年学术英才计划项目(21110010009)。

作者简介: 刘霞(1988—), 女, 山西朔州人, 博士, 北京第二外国语学院经济学院讲师, 研究方向为创新与贸易、国际文化贸易等。通信作者: 张天硕。

高新技术产品出口作为中国商品出口贸易的重要组成部分,是促进社会技术进步、生产效率提升和国民经济发展的主要推动力。近年来,中国高技术产品对外进出口贸易总额持续增加,从 2010 年的 4924 亿美元一直增加到 2020 年的 7767 亿美元,年平均增长率约为 4.26%。高技术产品出口贸易的高质量发展必然离不开创新能力和创新水平的提升。而城市作为创新活动的空间载体,是各类创新要素和资源的聚集地。释放城市创新活力、挖掘城市创新潜力和提高城市创新能力有助于发挥城市在国家创新活动中的基础作用和支撑作用。中共中央和国务院印发的《国家创新驱动发展战略纲要》也明确提出,要认真落实各区域在创新发展中的主动性和积极性,以创新要素的集聚与流动促进产业合理分工,建设若干具有区域辐射能力与强大带动能力的区域创新中心与创新型城市,推动区域创新能力和竞争力的整体提升。因此,从城市的视角,如何通过城市创新能力的不断提升促进中国高技术产品出口贸易高质量发展是实现中国“十四五”时期社会发展目标的重要举措,对进一步扩大国民就业、优化产业结构以及构建新发展格局具有非常重要的现实意义。

高技术产品出口贸易的研究一直是学术界关注的焦点,目前研究成果主要集中在对高技术产品出口贸易影响因素的分析上,包括金融发展水平、资本跨境流动、研发创新等方面。在金融发展水平方面,普遍研究发现一个国家或者地区金融发展水平是影响高技术产品出口贸易的重要因素,对高技术产品出口存在显著的促进作用^[1-4]。在资本跨境流动方面,已有文献分别从外商投资和对外直接投资这两个角度分析其对高技术产品出口贸易的影响。如包群等(2010)^[1]以中国高技术产品出口为例,研究发现除金融发展水平之外,外商资本也是促进高技术产品出口的重要因素。刘钧霆等(2019)^[5]则分别从扩展边际、数量边际和价格边际的视角,重点分析中国对外直接投资对高技术产品的出口贸易三元边际所产生的影响。

还有文献主要关注研发创新对高技术产品出口贸易的影响。在理论上,很早就有学者从产品

多样化、生产成本和生产效率等角度结合内生经济增长理论和新新贸易理论论证了研发创新对一国出口贸易和出口行为具有重要的影响^[6-7],在此基础上,有学者分别从创新投入和创新产出的角度研究创新要素对高技术中小企业出口行为的影响,结果研究发现不同类型的创新投入对高技术企业出口同样存在差异化影响,而创新产出却对高技术企业出口行为存在显著的正向影响^[8-10]。如魏龙等(2005)^[11]研究发现创新投入和科技活动人员对高技术产品出口贸易的影响不显著,而专利申请等创新产出对高技术产品出口影响较显著。赵公民等(2021)^[12]则基于高技术产业面板数据研究了创新产出数量和质量与高技术产业出口之间的互动关系,结果发现创新产出数量与高技术产品出口之间呈现良性互动,而创新质量对出口的影响作用却较小。

由此可见,目前文献中关于创新对高技术产品出口贸易的研究主要集中在创新投入和创新产出上,并未从城市视角切入综合考虑城市创新能力的提升对高技术产品出口贸易的影响,也没有详细剖析城市创新能力对高技术出口贸易影响的内在机制。基于此,本文将选取 2001—2017 年中国 283 个地级市数据分别从理论和实证角度分析中国城市创新能力对高技术产品出口贸易和出口边际的影响。本文的主要贡献有以下 3 个方面:第一,从城市的视角切入分析城市整体创新能力的提升对高技术产品出口的影响,丰富了已有成果的研究视角。第二,拓展了已有文献中有关创新影响出口贸易的研究内容。已有研究成果中关于创新对高技术产品出口贸易的研究相对较少,而且重点在于探讨创新投入和创新产出对高技术产品的不同影响,并未分析城市创新能力对高技术产品贸易及贸易边际的具体影响,也并未对不同类型高技术产品的差异化影响进行详细分析。因此,本文的研究内容是对已有文献的一个有益补充。第三,梳理和总结了城市创新能力对高技术产品出口贸易影响的内在机制。本文重点从区域创新技术集聚的视角对城市创新能力提升如何影响高技术产品出口进行机制分析,不仅为全文的

经验分析奠定理论基础,也为中国高技术产品对外贸易可持续发展政策建议的提出提供重要理论依据。

一、理论机制与研究假设

根据已有成果的研究结论,中国城市创新能力的提升主要通过产业集聚效应、人力资本效应和研发激励效应 3 个渠道对高技术产品出口贸易产生影响。

首先,城市创新能力的提升通过加强区域内产业集聚而对高技术产品的出口贸易产生影响。关于城市创新与产业集聚的关系最早是由马歇尔所提出,Marshall(1890)^[13]研究发现城市创新有利于促进产业集聚。因此,城市创新能力的提升,一方面通过加速区域内部产业要素的高度集聚和产业结构的转型升级来推动区域内技术的进步^[14],进而提高了高技术产品的生产效率和产品质量,促进更多企业出口进入出口市场,并增加了高技术产品的出口数量^[15]。另一方面,城市创新能力通过产业集聚的外部性帮助高技术产品生产商更好地了解市场消费者的需求偏好和需求信息,有利于高技术产品的多样化生产,进而间接地促进高技术产品出口的增加^[16-18]。

其次,城市创新能力的提升通过促进区域内人力资本要素集聚和人力资本结构升级而对高技术产品的出口贸易产生影响。因为要素资源的集聚与合理配置是影响一个城市创新质量和创新产出的重要机制^[19],随着城市创新能力的不断提升,城市内各产业对研发创新型人才的需要会不断增加,这也会进一步加速高技能研发型人才向某些技术密集型产业流动,进而形成高技术行业人力资本要素的集聚效应,优化行业和城市的人力资本结构。与此同时,区域和行业的生产效率会显著提升,高技术行业产品的出口规模和出口产品种类也会增加。

最后,城市创新能力的提升通过研发激励效应对高技术产品的出口贸易产生影响。尽管城市创新能力的提升是区域内研发创新投入不断增强的结果,但在理性经济人的分析框架下,一方面区域内各企业为了持续性享受城市创新能力提升带

来的福利,反而会进一步加大研发投入,不断提高自身的创新能力;另一方面城市创新能力提升的同时也会加剧技术密集型行业的竞争程度,高技术行业内各企业为了更好地逃离竞争则会不断进行研发创新。而企业研发投入的持续增加是提高产品技术含量的关键因素,这也对产品出口结构升级和质量等级提升具有积极的促进作用^[20-21]。因此,基于上述分析,本文提出以下理论假设:

假设 1:中国城市创新能力的提升对高技术产品出口存在显著的促进作用,且这种促进作用会受行业或市场集中度的影响。

假设 2:中国城市创新能力的提升对高技术产品出口的集约边际和扩展边际均存在显著的促进作用。

假设 3:中国城市创新能力的提升对不同类型高技术产品出口的影响存在显著的异质性。

二、模型设定与数据说明

(一)模型设定

基于上述理论分析,为了进一步检验中国城市创新能力对高技术产品出口贸易及出口边际的影响,本文借鉴孙天阳等(2020)^[22]、曲如晓等(2019)^[23]研究文献,构建如下估计方程:

$$\ln Exp_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \ln Innov_{it} + \gamma_1 \ln X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln NewExp_{it} = \alpha_2 + \beta_2 \ln Innov_{it} + \gamma_2 \ln X_{it} + \epsilon_i + \theta_t + \sigma_{it} \quad (2)$$

$$\ln IntExp_{it} = \alpha_3 + \beta_3 \ln Innov_{it} + \gamma_3 \ln X_{it} + \vartheta_i + \mu_t + \omega_{it} \quad (3)$$

在估计方程中, i 表示地区(城市), t 表示年份;被解释变量 $\ln Exp_{it}$ 、 $\ln NewExp_{it}$ 和 $\ln IntExp_{it}$ 分别表示高技术产品的总出口额、出口扩展边际和出口集约边际,解释变量 $\ln Innov_{it}$ 表示城市创新能力, $\ln X_{it}$ 表示其他控制变量, v_i 、 ϵ_i 和 ϑ_i 分别表示个体效应, u_t 、 θ_t 和 μ_t 分别表示时间效应, ε_{it} 、 σ_{it} 和 ω_{it} 为误差项。其中,被解释变量高技术产品出口额($\ln Exp_{it}$),本文用 2000—2017 年来自 31 个省的 283 个地级市的地区生产总值占所在省份生产总值比重为权重乘以省级层面的高技术产品出口额计算得到。同时,根据《中国高技术统计年鉴》

中的分类方法,将高技术产品分为医药制造业、航空航天器及设备制造业、电子及通信设备制造业、计算机及办公设备制造业以及医疗仪器设备及仪器仪表制造业五大类。高技术产品出口的扩展边际($\ln NewExp_{it}$)用每个地级市高技术产品的新产品出口额来衡量,高技术产品出口的集约边际($\ln InExp_{it}$)则用每个地级市高技术产品的出口总额与新产品出口额的差值来衡量。对于城市创新能力($Innov_{it}$),本文用《中国城市和产业创新力报告 2017》和《中国城市创新竞争力发展报告 2018》中各城市创新力指数来衡量。其中,《中国城市和产业创新力报告 2017》中公布的 2001—2017 年各城市的创新力指数,《中国城市创新竞争力发展报告 2018》公布了 2018 年各城市的创新力指数。

其他控制变量包括:①人力资本水平(PEO_{it})。城市的人口越多,从事科技创新和出口生产及贸易相关活动的人力资本越充足,因此本文选取城市各年度年末总人口数来衡量。②经济发展水平($PGDP_{it}$)。本文用每个地级市每年的人均生产总值来衡量。③固定资产投资($Asset_{it}$)。固定资产投资是影响城市基础设施建设水平的重要因素,而城市的基础设施建设水平的提升有助于提高该地区出口产品质量,增加出口产品规模,本文用每个地区每年度的固定资产投资额来衡量。④城市工资水平($Wage_{it}$)。本文选取在岗职工工资水平工资来衡量每个城市的工资水平。⑤城市教育水平(Edu_{it})。本文选取了各城市的教育支出来衡量,因为教育支出反映了城市对教育事业的资金投入,对教育事业的投入力度越大,越有利于高技能创新型人才的培养,进而城市的研发能力越强。⑥城市环境水平($Edust_{it}$)。本文选取城市每年度的工业烟(粉)尘排放量来衡量城市的环境水平。通常认为,排污量控制在合理水平的生产线有较高的生产能力和生产技术,其生产出来的产品价值相对较高,也越有利于出口。⑦城市公共支出($Expen_{it}$)。地方的公共财政支出是影响城市经济发展和技术进步的重要因素,也是高技术产业快速发展的重要支撑,本文选取公共服务支出作为各城市公共支出的代理指标。⑧外资水平(FDI_{it})。城

市内外商资本的进入能够促进高技术产业的迅速发展,带动高技术产品的出口,本文选取各城市当年实际使用的外资金额作为城市外资水平的代理指标。

(二)数据说明

由于部分城市数据缺失严重,本文选择 2001—2017 年中国 31 个省份的 283 个地级市作为研究对象。城市创新能力来自《中国城市和产业创新力报告 2017》和《中国城市创新竞争力发展报告 2018》,高技术产品出口额来自历年的《中国高技术统计年鉴》,人力资本水平、经济发展水平、固定资产投资、城市工资水平等主要控制变量相关数据均来自历年的《中国城市统计年鉴》。各主要变量的描述性统计情况如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量名	样本数量	均值	标准误	最小值	最大值
$\ln Innov$	4811	0.9254	1.1096	0.0051	6.9683
$\ln Exp$	4811	11.3005	2.8466	0.0000	17.8960
$\ln NewExp$	4811	9.1060	3.4405	0.0000	16.7877
$\ln InExp$	4811	11.0508	2.8222	0.0000	17.7912
$\ln PEO$	4811	15.0694	0.7149	11.9811	18.3817
$\ln PGDP$	4811	1.2473	0.6055	0.0100	6.4664
$\ln Asset$	4811	15.2101	1.3566	11.1472	18.9657
$\ln Wage$	4811	13.5432	1.1720	4.7362	18.4388
$\ln Edu$	4811	11.9942	1.3859	6.5309	16.0820
$\ln Edust$	4811	9.7555	1.1681	3.5264	15.4582
$\ln Expen$	4811	13.7342	1.3575	8.3603	18.1393
$\ln FDI$	4811	11.3439	1.9894	2.5649	

三、实证结果及分析

(一)基准估计

基于以上理论分析,为了检验中国城市创新能力对高技术产品出口贸易总额的影响,首先采用逐步加入控制变量和控制双向固定效应的方法对计量方程(1)进行估计,具体回归结果如表 2 所示。

表 2 中第 1 列估计系数为 0.7724,初步显示中国城市创新能力的提升对城市内高技术产品出口贸易总额存在显著的正向影响。在第(2)列—第(4)列逐步加入其它控制变量的情况下, $\ln Innov$ 的估计系数均显著为正。在同时控制城市和时间固定效应的前提下,第(4)列估计结果显示中国城市创新能力每提升 1%,高技术产品出口贸易规模将增加 7.86%。因为城市创新能力的提升,不仅会加速城市内部高技术产业集聚,促进高技术产业

人力资本结构的改善和优化,而且还会通过激励产业内部创新而不断提高高技术产品的生产效率,进而对出口贸易产生显著的促进作用。

表 2 中国城市创新能力对高技术产品出口贸易影响的基础估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnInnov	0.7724 *** (0.0183)	0.0803 ** (0.0343)	0.0979 *** (0.0269)	0.0786 *** (0.0282)
		0.3453 *** (0.0532)	0.5184 *** (0.0538)	0.4648 *** (0.0539)
lnPGDP		0.8310 *** (0.0587)	0.3535 *** (0.0586)	0.3634 *** (0.0591)
		0.4684 *** (0.0685)	0.0497 (0.0562)	0.0130 (0.0584)
lnAsset			0.9824 *** (0.1355)	1.7736 *** (0.2655)
			0.4276 *** (0.0926)	0.3464 *** (0.0933)
lnWage			-0.1201 *** (0.0199)	-0.1116 *** (0.0201)
			-0.3722 *** (0.1043)	-0.3146 *** (0.1079)
lnExpen			0.1646 *** (0.0172)	0.1467 *** (0.0175)
lnFDI	11.7604 *** (0.0285)	-7.7299 *** (0.8665)	-10.2171 *** (1.7946)	-21.5499 *** (3.9346)
城市固定效应	是	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	4811	4811	4811	4811
R ²	0.2761	0.3662	0.5245	0.5695

注:(1) 括号里面是稳健标准误;(2) *** p<0.01, ** p<0.05。下表同。

(二)对出口边际的影响估计

根据以上估计结果,中国城市创新能力的提升对高技术产品出口贸易存在显著的影响,那么这种影响是通过增加产品出口种类还是扩大原有产品出口规模来实现?城市创新能力的提升对高技术产品出口的集约边际和扩展边际存在怎样差异化的影响?为了对该问题进行检验,本文基于计量方程(2)和方程(3)进行估计,具体结果如表3所示。

根据表中的估计结果,在同时控制城市和时间固定效应情况下第(2)列和第(4)列城市创新能力(lnInnov)的估计系数分别为0.1401和0.0778,且在1%的水平下均显著为正,这说明中国城市创新能力提升对高技术产品出口扩展边际和集约边际均存在显著的正向影响,其中对扩展边际的影响更大。城市整体的创新能力每提升1%,会促进城市高技术产品出口的扩展边际增加约14.01%,

集约边际增加约7.78%。其可能的原因是,随着城市创新能力的不断提高,高技术产业研发投入力度也会增强,这会大大激励产业内部新产品的生产和研发。同时,为了满足国际市场日益多样化的需要和适应国际环境的复杂变化,高技术产业进行研发创新、生产新产品和扩展新市场的主动性也相对较强。此外,城市整体创新能力的提升会增强高技术产业的集聚能力,这更有利于产业规模效应的发挥。在规模效应作用下,高技术产业整体的出口规模和出口产品种类都会增加。

表 3 中国城市创新能力影响高技术产品出口边际的估计结果

变量	扩展边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnInnov	0.1895 *** (0.0414)	0.1401 *** (0.0439)	0.1006 *** (0.0275)	0.0778 *** (0.0290)
其他控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	4811	4811	4811	4811
R ²	0.4374	0.4358	0.5070	0.5370

(三)内生性检验

尽管基准估计显示中国城市创新能力的提升对高技术产品出口以及出口二元边际存在显著的促进作用,但高技术产品出口也会反向对城市创新能力产生影响,而且估计方程的设定也存在一定遗漏变量的问题。因此,为了克服内生性问题,本文选取每年各城市的绿地面积作为城市创新能力的工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)对原估计方程分别进行估计,具体回归结果如表4所示。

表4中第(1)列和第(2)列估计结果显示,城市创新能力(lnInnov)的估计系数分别为0.4153和0.5652,且在1%的水平下仍显著正,城市创新能力的提升对高技术产品的出口仍存在显著的正向影响。在同时控制城市和时间固定效应的前提下,第(4)列和第(6)列估计结果同样显示中国城市创新能力的提升对高技术产品出口扩展边际和集约边际也都存在显著的正向影响,但是对扩展边际的影响仍更大,这与基准回归的结果一致。同时,弱工具变量检验结果显示,Wald检验的F值均大于Stock Yogo 10%的临界值,因此可以拒绝弱工具变量的原假设。

表 4 内生性检验估计结果

变量	总出口		扩展边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnInnov	0.4153 ***	0.5652 ***	0.6697 ***	0.8237 ***	0.5144 ***	0.6644 ***
	(0.1268)	(0.1199)	(0.1740)	(0.1648)	(0.1290)	(0.1228)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	是	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
弱工具变量检验 F 值	11.89	11.89	16.74	16.74	17.61	17.61
Stock Yogo10% 临界值	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03	7.03
样本量	4811	4811	4811	4811	4811	4811
R ²	0.4391	0.2260	0.3594	0.1581	0.4134	0.1901

四、稳健性分析

为了进一步检验城市创新能力影响高技术产品出口估计结果的稳健性,借鉴已有文献的处理方法,本文进行了如下 5 组的稳健性检验。

第一组,核心变量的替换。用各城市专利申请总量代替城市的创新能力指数,作为城市创新能力的衡量指标,引入原估计方程进行回归。

第二组,估计方法的替换。将基准回归普通最小二乘估计方法替换为广义最小二乘法进行估计,这两组的估计结果如表 5 所示。表中各列的估计结果显示,在替换了变量和估计方法之后,中国城市创新能力对高技术产品的出口贸易和出口边际仍存在显著的正向影响,且这种影响仍然对新产品的出口影响较大。

第三组,数据样本的缩尾处理。为了剔除原数据中城市创新能力较高和较低等离群样本对估计结果的影响,本文对原数据样本进行了 1% 的缩尾处理。表 6 中各列估计系数与基础回归的估计结果相似,中国城市创新能力越高,越有利于对区域内高技术产品的对外出口,这同样说明原估计结果较为稳健。

第四组,考虑国家创新政策的影响。近年来,为了充分发挥城市在推进自主创新、加快经济发展方式转变中的核心带动作用,国家有关政府部门在推

进城市创新工作方面出台了一系列相关政策。而创新政策的出台和推行对城市产业集聚和创新能力的提升均有显著的影响,进而也会促进高技术产品出口贸易的发展。本文以国家出台的典型创新试点政策为例,分别考虑国家创新型城市试点政策和国家知识产权试点政策所产生的具体影响。具体地,借鉴 Autor(2003)^[24]、Bertrand 等(2003)^[25]的方法,在原估计方程中分别加入了各城市是否实施创新型城市试点政策的虚拟变量(*Dummy_IN*)和是否实施国家知识产权示范城市试点政策的虚拟变量(*Dummy_IP*),具体估计结果如表 7 所示。

根据表 7 中各列估计结果,在分别控制了创新型城市试点政策和知识产权示范城市试点政策的虚拟变量之后,城市创新能力(lnInnov)的估计系数显著为正,这说明分别控制两种国家创新政策影响的前提下,城市创新能力的提升仍对高技术产品的出口贸易和出口边际存在显著的促进作用,且对高技术产品出口扩展边际影响均相对较大,估计系数分别为 0.1562 和 0.1601,这与基础估计的结果相似。此外,两种创新政策的估计结果显示,创新型城市试点政策和知识产权示范城市试点政策的实施对高技术产品出口贸易的影响主要体现在扩展边际上,通过加强对新产品的研发和生产来促进高技术产品的对外贸易。

表 5 稳健性检验估计结果一

变量	第一组			第二组		
	出口贸易	扩展边际	集约边际	出口贸易	扩展边际	集约边际
lnInnov	0.4657 ***	0.5713 ***	0.4513 ***	0.0786 ***	0.1401 ***	0.0778 ***
	(0.0503)	(0.0785)	(0.0511)	(0.0270)	(0.0420)	(0.0278)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4811	4811	4811	4811	4811	4811
R ²	0.5784	0.4425	0.5459	—	—	—

表 6 稳健性检验估计结果二

变量	出口贸易	扩展边际	集约边际
	(1)	(2)	(3)
lnInnov	0.0999 ***	0.1633 ***	0.0988 ***
	(0.0284)	(0.0441)	(0.0292)
其他控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	4811	4811	4811
R ²	0.8994	0.8333	0.8940

表 7 考虑国家创新政策影响的估计结果

变量	国家创新型城市试点政策		
	出口贸易	扩展边际	集约边际
lnInnov	0.0936 ***	0.1562 ***	0.0898 ***
	(0.0282)	(0.0438)	(0.0289)
Dummy_IN	0.0544	0.2877 ***	0.0007
	(0.0661)	(0.1043)	(0.0671)
R ²	0.897	0.831	0.894
变量	国家知识产权示范城市试点政策		
	出口贸易	扩展边际	集约边际
lnInnov	0.0945 ***	0.1601 ***	0.0897 ***
	(0.0282)	(0.0438)	(0.0289)
Dummy_IP	0.1260 *	0.3094 ***	0.0124
	(0.0708)	(0.1092)	(0.0722)
其他控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	4811	4811	4811
R ²	0.897	0.832	0.894

第五组,考虑人力资本积累的影响。根据理论机制分析,中国城市创新能力的提升会通过改善人力资本结构或增强者人力资本积累而对当地高技术产品出口贸易产生重要影响。为了进一步验证随着人力资本的不断积累,城市创新能力对高技术产品出口贸易的促进是否也会不断增强,本文在原估计方程中引入了各城市研发人员数量与城市创新能力的交互项($\ln Innov \times \ln RD$)进行估

计,具体结果如表 8 所示。

表 8 中各列估计结果显示,城市研发人员数量与城市创新能力的交互项系数和城市创新能力的系数在 1% 的水平下均显著为正,说明随着各城市研发人员数量的不断增加,对城市创新能力影响高技术产品出口贸易、出口扩展边际和出口集约边际都有显著的正向调节作用,与理论预期一致。对比第(4)列和第(5)列结果发现,人力资本积累的这种正向调节作用对高技术产品出口集约边际的影响更大。

五、异质性分析

(一)基于分地区视角的异质性分析

由于高技术产业在中国各地理区域的分布水平和集聚程度不同,发展基础也有显著差异,这必然会对创新能力与高技术产品出口贸易关系产生影响^[26]。因此,为了进一步检验中国不同区域城市创新能力对高技术产品出口贸易和出口边际的异质性影响,本文将中国地理区域划分为东部、西部、中部和东北四个部分,并将城市创新能力与各地理区域虚拟变量的交互项引入原估计方程,具体估计结果如表 9 所示。

根据表 9 中估计结果,将前四列估计结果中核心解释变量($\ln Innov$)与各列交互项系数进行叠加之后发现,城市创新能力的提升对中部和西部地区高技术产品出口贸易总量存在显著的正向影响,且对中部地区的影响较大。而对于东部和东北部地区却呈现出负向影响,特别是东北地区。同时,城市创新能力对东部地区高技术产品出口贸易的促进作用主要体现在扩展边际上,对中部

表 8 考虑人力资本积累影响的估计结果

变量	出口贸易		扩展边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnInnov	0.3101 ***	0.2435 ***	0.3675 ***	0.1122 *	0.2938 ***	0.3081 ***
	(0.0352)	(0.0398)	(0.0552)	(0.0626)	(0.0353)	(0.0399)
$\ln Innov \times \ln RD$	0.0462 ***	0.0528 ***	0.0295	0.0532 ***	0.0598 ***	0.0601 ***
	(0.0111)	(0.0110)	(0.0180)	(0.0179)	(0.0111)	(0.0110)
lnRD	0.2534 ***	0.4771 ***	0.8954 ***	1.4576 ***	0.0212	0.0533
	(0.0781)	(0.0823)	(0.1239)	(0.1324)	(0.0788)	(0.0826)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是		是
样本量	4811	4811	4811	4811	4811	4811
R ²	0.902	0.908	0.840	0.849	0.900	0.907

表 9 不同区域城市创新能力对高技术产品出口贸易影响的估计结果

变量	高技术产品出口贸易				
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	组间差异
lnInnov	0.2122 *** (0.0285)	-0.1203 *** (0.0264)	0.1093 *** (0.0290)	0.0424 (0.0278)	
lnInnov × Dummy_E	-0.3358 *** (0.0213)				0.3056 *** (0.0399)
lnInnov × Dummy_M		0.5599 *** (0.0199)			0.9379 *** (0.0413)
lnInnov × Dummy_W			-0.0973 *** (0.0228)		0.5071 *** (0.0419)
lnInnov × Dummy_N				-0.5214 *** (0.0429)	
R ²	0.905	0.917	0.899	0.903	0.921
变量	高技术产品出口扩展边际				
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	组间差异
lnInnov	0.1943 *** (0.0457)	-0.1169 *** (0.0424)	0.2920 *** (0.0443)	0.0963 ** (0.0435)	
lnInnov × Dummy_E	-0.1394 *** (0.0341)				0.5170 *** (0.0645)
lnInnov × Dummy_M		0.7239 *** (0.0319)			1.1165 *** (0.0669)
lnInnov × Dummy_W			-0.4687 *** (0.0351)		0.3238 *** (0.0683)
lnInnov × Dummy_N				-0.6436 *** (0.0670)	
R ²	0.833	0.855	0.841	0.837	0.858
变量	高技术产品出口集约边际				
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区	组间差异
lnInnov	0.2305 *** (0.0291)	-0.0848 *** (0.0283)	0.0680 ** (0.0299)	0.0507 * (0.0288)	
lnInnov × Dummy_E	-0.3745 *** (0.0215)				0.1779 *** (0.0421)
lnInnov × Dummy_M		0.4623 *** (0.0215)			0.7710 *** (0.0440)
lnInnov × Dummy_W			0.0317 (0.0235)		0.4869 *** (0.0443)
lnInnov × Dummy_N				-0.3945 *** (0.0443)	
其它控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
样本量	4811	4811	4811	4811	4811
R ²	0.9073	0.8941	0.8970	0.9031	0.9123

地区高技术产品出口贸易的促进作用同时体现在扩展和集约边际上,对西部地区的影响则以集约边际为主。究其原因,东部沿海城市具有较为密集的高技术产业集群和较强的研发创新能力,外资水平和利用效率也比较高,企业创新质量不断提升,此时高技术产业未来的发展和产品对外出口贸易更加注重高质量和多样化的产品生产和研发^[27]。中部地区高技术产业的发展基础较好,在政府相关政策的稳定支持下,基于其特定的比较优势在未来将有较大的发展空间,且高技术产业的创新数量和创新质量都在同步提升中。而对于

西部和东北地区,高技术产业发展的基础相对较薄弱,高技术企业市场活跃度和产业集聚度均有待进一步提升。很多企业对政府补贴和税收优惠的期待较大,在实际创新活动中重数量而轻质量,使得策略性创新较多,而实质性创新较少^[28],因此对高技术产品出口贸易的促进作用相对较小。

(二)基于分行业视角的异质性分析

为了检验城市创新能力的提升对不同行业高技术产品出口贸易的差异化影响,本文采用双向固定效应模型对 2001—2016 年的医药制造业、航空航天器及设备制造业、电子及通信设备制造业、计算机及办公设备制造业以及医疗仪器设备及仪器仪表制造业 5 个类细分行业高技术产品出口贸易分别进行回归。具体结果如表 10 所示。

表 10 中估计结果显示,从整体上看城市创新能力对电子及通信设备制造业和计算机及办公设备制造业这两个细分行业出口贸易的促进作用相对较大,而对航空航天器及设备制造业出口贸易的促进作用较小,这与中国各细分产业的发展基础以及比较优势密切相关。对于出口扩展边际影响在医药制造业领域较大,同样对航空航天器及设备制造业影响较小。而城市创新能力对各细分行业出口集约边际的影响与总出口相似,也主要集中在电子及通信设备制造业和计算机及办公设备制造业。其可能的原因:一是数字技术的创新发展为中国电子及通信设备制造业和计算机及办公设备制造业竞争力的提升提供了重要推动力,产业增加值逐年增加;二是信息传输、软件和信息技术等相关行业内的资本流入较快,为这两个行业的对外贸易提供了重要的资金支持。而对于医药制造业,面对复杂多变的国际环境和各种不确定性因素与风险,国内外市场对高质量和多样化的医药制造业产品的需求日益迫切。随着城市创新能力的提升,医药制造业对外出口贸易规模的增加主要依赖于新产品的出口,这与理论预期一致。

表 10 城市创新能力对各细分行业产品出口
贸易影响的估计结果

变量	各行业高技术产品出口贸易				
	医药 制造业	航空航天器及 设备制造业	电子及通信 设备制造业	计算机及办公 设备制造业	医疗仪器设备及 仪器仪表制造业
lnInnov	0.1908 *** (0.0155)	0.0944 *** (0.0136)	0.2895 *** (0.0353)	0.4396 *** (0.0376)	0.2136 *** (0.0153)
R ²	0.883	0.775	0.863	0.826	0.891
变量	各行业高技术产品出口扩展边际				
	医药制造业	航空航天器及 设备制造业	电子及通信 设备制造业	计算机及办公 设备制造业	医疗仪器设备及 仪器仪表制造业
lnInnov	0.4166 *** (0.0340)	0.0637 *** (0.0115)	0.2423 *** (0.0337)	0.3780 *** (0.0314)	0.2670 *** (0.0166)
R ²	0.826	0.416	0.767	0.768	0.689
变量	各行业高技术产品出口集约边际				
	医药制造业	航空航天器及 设备制造业	电子及通信 设备制造业	计算机及办公 设备制造业	医疗仪器设备及 仪器仪表制造业
lnInnov	-0.0484 ** (0.0199)	0.0709 *** (0.0131)	0.2964 *** (0.0337)	0.3407 *** (0.0414)	0.1056 *** (0.0186)
其他控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	4528	4528	4528	4528	4528
R ²	0.4801	0.7589	0.8642	0.7623	0.8151

六、主要结论与政策启示

(一)主要结论

本文基于城市创新能力的视角,通过选取 2001—2017 年中国 283 个地级市数据分别从理论和实证角度分析中国城市创新能力的提升对高技术产品出口贸易的影响,得到以下主要结论:①从整体上看,中国城市创新能力的提升对高技术产品出口贸易存在显著的正向影响,中国城市创新能力每提高 1%,高技术产品出口贸易规模将增加 7.86%。②城市创新能力对高技术产品出口贸易的促进作用主要通过影响出口扩展边际来实现,对集约边际的影响较小。城市整体的创新能力每提升 1%,会促进城市高技术产品出口的扩展边际增加约 14.01%,而集约边际只增加约 7.78%。③从分地区的视角看,城市创新能力的提升对高技术产品出口的正向影响主要体现在中部和西部地区,对东部地区影响较小。其中,对中部地区高技术产品出口的扩展边际和集约边际也均存在显著的正向影响,对西部地区的影响则主要体现在集约边际上,而对东部地区的促进作用则仅体现在扩展边际上。对于东北地区而言,城市创新能力对其高技术产品出口贸易和出口边际均不存在显著的促进作用。④从分行业的视角看,城市创新能力对电子及通信设备制造业和计算机及办公设备制造业这两个细分行业出口贸易的促进作用相对较大,且主要体现在出口集约边际上,而对航空航天器及设备制造业出口贸易的促进作用较小。

(二)政策启示

“十四五”规划和 2035 远景目标纲要将创新驱动发展提升到全新的历史高度,将科技自立自强发展上升到国家发展的战略支撑地位,未来中国将高度重视高技术产业核心前沿领域的发展和 高技术产品国际竞争力的提升,重点推动高技术产品贸易的高质量创新发展。因此,为了通过区域或城市创新能力的不断提升更好地促进中国高技术产品对外贸易可持续发展,本文提出以下政策建议。

(1)不断提高各城市整体的研发创新能力,充分发挥城市创新能力对高技术产业在集聚创新和资本结构优化等方面的激励作用。目前中国各区域高技术产业的发展基础差异较大,高新技术集约化程度和自动化程度均有待提高。一方面,加速城市内高技术企业和高技能人才的流动和集聚,促进高技术产品集约化和规模化生产,增强高技术产品的出口竞争力。另一方面,通过促进 5G、人工智能、大数据、云计算等数字化技术与传统高技术产业的融合发展,提升高技术产品生产和研发的多样化程度,促进出口扩展边际的增加。此外,继续有序推进和实施全国创新城市试点、智慧城市试点以及知识产权试点等政策工作,发挥试点城市对各区域研发创新的带动作用。

(2)注重提高各城市的创新质量和实质性创新能力,特别是西部和东北部地区的城市,促进高技术产品对外贸易的区域均衡和可持续发展。要提高城市创新质量,不仅需要政府等有关部门不断制定和实施有关推动城市创新投入和创新产出的财税政策,规范高技术产业创新活动的同时,拓宽产业发展的投融资渠道,弱化高技术产品出口的资金壁垒,而且需要进一步增强中西部和东北部地区内高技术企业的市场活力,鼓励更多企业参与国际市场,增强企业的外向型竞争新优势,促进东中西部均衡协调发展^[29]。

(3)大力支持和发展航空航天器及设备制造业和医药制造业,利用好城市创新能力提升所带来的发展契机,充分挖掘和培育这两个细分行业对外贸易的比较优势。在数字化技术迅速发展的趋势下,中国应该鼓励和加强航空航天器及设备

制造业和医药制造业等各细分行业间的交流与合作,促进先进技术、高技能人才等要素资源在行业间的合理配置。同时,各地区应加大对航空航天器及设备制造业以及医药制造业等产业发展智库的构建,并且大力提供高技术产品孵化所需要的设备和公共服务,为技术密集度较高行业产品的“走出去”提供重要保障。

参考文献:

- [1] 包群,张雅楠. 金融发展、比较优势与我国高技术产品出口[J]. 国际金融研究, 2010(11): 87-96.
- [2] CHAN J M L, MANOVA K. Financial development and the choice of trade partners [J]. Journal of development economics, 2015, 116: 122-145.
- [3] 陈琳,朱子阳. 金融发展、金融结构与高科技产品的出口竞争力——国际经验及启示[J]. 世界经济文汇, 2019(3): 57-72.
- [4] 杜昕倩,金融发展、产业升级与高技术产品出口——基于空间杜宾模型和中介效应的实证研究[J]. 经济问题探索, 2021(4): 51-67.
- [5] 刘钧霆,曲丽娜,佟继英. 中国对外直接投资对高技术产品出口的影响研究——基于三元边际视角[J]. 经济经纬, 2019, 36(4): 56-62.
- [6] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [7] YEAPLE S R. A simple model of firm heterogeneity, international trade, and wages [J]. Journal of international economics, 2005, 65(1): 1-20.
- [8] 孙莹,陈昊晴,陈一波. 专利与中—欧高技术产品出口关系的研究[J]. 中国软科学, 2012(12): 59-67.
- [9] D'ANGELO A. Innovation and export performance: a study of Italian high-tech SMEs[J]. Journal of management & governance, 2012, 16(3): 393-423.
- [10] SANDU S, CIOCANEL B. Impact of R&D and innovation on high-tech export [J]. Procedia economics and finance, 2014, 15: 80-90.
- [11] 魏龙,李丽娟. 技术创新对中国高技术产品出口影响的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2005(12): 32-34, 40.
- [12] 赵公民,俞立平,戴化勇. 创新数量、创新质量与高技术产业出口[J]. 中国管理科学, 2021, 29(2): 61-68.
- [13] MARSHALL A. Some aspects of competition. the address of the president of section f – economic science and statistics – of the british association, at the sixtieth meeting, held at leeds, in september, 1890 [J]. Journal of the royal statistical society, 1890, 53(4): 612-643.
- [14] 胡兆廉,聂长飞,石大千. 鱼和熊掌可否得兼? ——创新型城市试点政策对城市产业集聚的影响[J]. 产业经济研究, 2021(1): 128-142.
- [15] FERNANDES A P, TANG H. Learning to export from neighbors [J]. Journal of international economics, 2014, 94(1): 67-84.
- [16] GREENAWAY D, KNELLER R. Exporting, productivity and agglomeration [J]. European economic review, 2008, 52(5): 919-939.
- [17] WAGNER R, ZAHLER A. New exports from emerging markets: do followers benefit from pioneers? [J]. Journal of development economics, 2015, 114: 203-223.
- [18] 白东北,张营营,王珏. 产业集聚与中国企业出口: 基于创新要素流动视角[J]. 国际贸易问题, 2021(2): 63-79.
- [19] 金培振,殷德生,金桩. 城市异质性、制度供给与创新质量[J]. 世界经济, 2019, 42(11): 99-123.
- [20] 代中强,张二震. 经济发展、外部约束与知识产权保护实证研究[J]. 中国软科学, 2011(4): 54-67.
- [21] ZHANG Huiying, YANG Xiaohui. Intellectual property rights and export sophistication [J]. Journal of international commerce, economics and policy, 2016, 7(3): 1-19.
- [22] 孙天阳,成丽红. 协同创新网络与企业出口绩效——基于社会网络和企业异质性的研究[J]. 金融研究, 2020(3): 96-114.
- [23] 曲如晓,臧睿. 自主创新、外国技术溢出与制造业出口产品质量升级[J]. 中国软科学, 2019(5): 18-30.
- [24] AUTOR D H. Outsourcing at will: the contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing [J]. Journal of labor economics, 2003, 21(1): 1-42.
- [25] BERTRAND M, MULLAINATHAN S. Enjoying the quiet life? corporate governance and managerial preferences [J]. Journal of political economy, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [26] 张营营,白东北,高煜. 生产性服务业集聚促进中国高技术产业出口升级了吗? [J]. 经济经纬, 2020, 37(5): 72-80.
- [27] 张二震,戴翔. 要素分工、开放发展与长三角全面小康建设的基本经验[J]. 江苏社会科学, 2017(5): 77-83.
- [28] 张杰,毕钰,金岳. 中国高新区“以升促建”政策对企业创新的激励效应[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 76-91.
- [29] 戴翔,张二震. 我国外向型经济发展如何实现新突破——基于空间、结构和活力三维度分析[J]. 南京社会科学, 2017(9): 13-19.

(本文责编:王延芳)