

城市创新合作对出口产品质量的影响研究

——来自长三角地区的经验证据

陆申原, 李丽霞*

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2025年7月7日; 录用日期: 2025年7月31日; 发布日期: 2025年8月12日

摘要

在全球化与技术驱动背景下, 出口产品质量成为区域经济竞争力的核心指标, 但中国出口产品技术含量与发达国家仍存在差距, 亟需通过创新合作实现质量升级。本文聚焦长三角地级市, 系统探讨城市创新合作对出口产品质量的影响机制。基于开放式创新理论与知识溢出效应, 本文结合2011~2020年中国工业企业数据库、海关数据库构建出口产品质量指标体系。通过理论机制分析、指标体系构建及实证模型检验, 系统考察创新合作对出口质量的影响路径。研究表明, 城市创新合作对出口产品质量具有显著正向促进作用。机制分析显示, 创新合作通过技术突破与产业升级提升研发效率, 直接推动产品技术含量与质量升级; 同时, 知识溢出效应加速创新网络形成, 促进区域整体创新能力提升。空间计量分析进一步验证了创新合作的空间溢出效应, 即经济地理邻近城市的创新合作亦能通过技术扩散提升本地出口质量。建议政策制定者强化区域创新合作机制建设, 优化跨城市创新资源配置, 推动创新合作平衡发展, 避免资源过度集中于核心城市。

关键词

创新合作, 出口产品质量, 影响机制

Research on the Impact of Urban Innovation Cooperation on Export Product Quality

—Empirical Evidence from the Yangtze River Delta

Shenyuan Lu, Lixia Li*

Business School of University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Jul. 7th, 2025; accepted: Jul. 31st, 2025; published: Aug. 12th, 2025

*通讯作者。

文章引用: 陆申原, 李丽霞. 城市创新合作对出口产品质量的影响研究[J]. 建模与仿真, 2025, 14(8): 9-21.
DOI: 10.12677/mos.2025.148543

Abstract

In the context of globalization and technology-driven development, the quality of export products has become a core indicator of regional economic competitiveness. However, there remains a gap between the technological content of China's export products and that of developed countries, necessitating quality upgrading through innovation cooperation. This paper focuses on prefecture-level cities in the Yangtze River Delta region and systematically explores the impact of urban innovation cooperation on export product quality. Based on the theory of open innovation and the knowledge spillover effect, this study constructs an export product quality index system using data from China's Industrial Enterprise Database and Customs Database for the period 2011~2020. Through theoretical mechanism analysis, index system construction, and empirical model testing, the impact pathways of innovation cooperation on export quality are systematically examined. The results show that urban innovation cooperation has a significant positive impact on export product quality. Mechanism analysis indicates that innovation cooperation enhances research and development efficiency through technological breakthroughs and industrial upgrading, directly driving the technological content and quality improvement of products. Meanwhile, the knowledge spillover effect accelerates the formation of innovation networks, promoting the overall innovation capacity of the region. Spatial econometric analysis further verifies the spatial spillover effect of innovation cooperation, demonstrating that innovation cooperation in geographically neighboring cities can also enhance local export quality through technological diffusion. It is recommended that policy-makers strengthen the construction of regional innovation cooperation mechanisms, optimize the allocation of cross-city innovation resources, and promote balanced innovation cooperation development to avoid excessive concentration of resources in core cities.

Keywords

Innovation Cooperation, Export Product Quality, Impact Mechanism

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在全球化竞争加剧与技术创新驱动发展的背景下, 出口产品质量已成为衡量国家与区域经济竞争力的重要指标(Hallak & Schott, 2011) [1]。出口产品质量不仅反映了一国产业升级和技术进步的水平, 更直接关联到国际市场份额的争夺与贸易利益的分配(Schott, 2004) [2]。因此, 提升出口产品质量是中国推动质量变革、打造贸易强国的重要内容。但与迅速腾飞的出口贸易规模相比, 中国的出口产品质量仍然与世界主要发达国家之间存在不同程度的差距(Feenstra & Romalis, 2014) [3]。现阶段, 加大力度破局出口贸易“大而不强”的境况, 填补“质量缺口”成为经济发展的主攻方向(王一鸣, 2020) [4]。

技术创新是驱动出口产品质量升级的核心动力。现有研究表明, 企业研发(施炳展, 2013) [5]、国际技术合作(殷静然, 2023) [6]以及区域知识溢出(张可, 2019) [7]均能显著提升出口产品质量。

随着互联网、大数据等技术的突破, 知识、技术与资本的跨区域流动日益频繁, 城市群作为创新要素集聚的高地, 其内部创新合作网络正成为技术扩散与质量升级的新载体。长三角地区作为中国创新能力最强的区域之一, 其城市间技术协同、产业联动与政策对接的实践, 为研究跨区域创新合作的经济效应提供了典型样本。Freeman (1991)最早提出了区域创新网络的概念[8]。区域内各创新主体在协同过程中

会出现协同创新效应, 区域合作过程中会产出空间关联效应, 在演化过程中共同构成了区域创新网络。创新是推动城市群经济增长和区域协同发展的核心动力(Porter, 1998; Cooke, 1992; 方创琳, 等, 2021) [9]-[11]。知识转移、人才流动等因素在城市群协同创新中的重要因素(Ma, 2022) [12]。城市群作为创新活动的主要集聚地, 其创新能力对于区域经济的影响日益增强。多项研究指出, 地理位置和经济发展水平对城市群协同创新有显著影响(Li *et al.*, 2023; 李琳和彭璨, 2020) [13] [14]。地理邻近性和区域经济互补性促进了城市群内部和跨城市群的协同创新(Breschi & Lissoni, 2001; 冯粲等, 2023) [15] [16]。尤其对于长三角城市群这个复杂的经济体系, 通过城市间的紧密合作和资源共享(彭翀等, 2021) [17], 整体创新效率和经济竞争力的提升能促进城市间的协同创新发展。

尽管学术界对合作创新与出口质量的关系展开了一定探讨(卿陶, 2020; 刘信恒, 2020; 曲如晓和王陆舰, 2023; 韩亚峰和付芸嘉, 2018) [18]-[21]。但现有研究仍存在不足: 其一, 理论视角多聚焦于企业或产业层面, 对城市群等中观尺度创新合作的研究尚不充分; 其二, 实证分析多采用省级数据, 忽略了地级市层面创新合作的异质性特征。

本文以长三角地级市为研究对象, 利用 2011~2020 年中国工业企业数据库与中国海关数据库的匹配数据, 构建出口产品质量数据, 结合城市创新合作强度指标, 系统考察城市创新合作对出口质量的影响机制。研究从理论层面拓展了协同创新与贸易质量的研究边界, 揭示了城市群战略下质量升级的新路径; 从实践层面为长三角一体化发展提供了政策启示, 并为其他区域通过创新合作提升出口竞争力提供借鉴。通过填补现有文献空白, 本文旨在为中国经济高质量发展提供兼具学术价值与现实意义的创新解决方案。

2. 理论框架与研究假设

城市创新合作对出口产品质量的影响可以被许多理论解释。一方面, 2003 年 Chesbrough 提出的开放式创新理论为城市创新合作提供了理论支撑, 该理论强调城市在创新过程中不应局限于本地资源, 而应构建开放型创新网络, 通过与外部创新主体深度互动共同推进技术突破与产业升级。这种跨区域创新协作模式有效打破了行政边界对创新要素流动的制约, 促使人才、资本、技术等关键要素在城市群内部形成自由流动的创新生态。通过构建跨城市创新共同体, 各城市可充分挖掘区域创新资源潜力, 在产业关键技术攻关、公共技术平台共建、创新政策协同等领域开展深度合作的过程中获取互补的创新资源, 这些资源的共享与使用, 能够极大地加快研发速度, 缩短产品研发周期, 并提高整体创新效率。同时, 通过合作创新, 合作城市能够接触到更多异质性的资源和信息, 这有助于减少重复研究, 避免资源的浪费, 从而提高研发效率。在资源有限的情况下, 高研发效率意味着企业能够在相同时间内扩大产出, 加速新产品、新技术的诞生(李凡等, 2022) [22]。研发效率的提升对于提升出口产品质量起着关键的作用(罗丽英和齐月, 2016) [23]。

另一方面, 知识溢出效应阐述了新知识既能促进本地区生产具有排他性的产品也能溢出到其他地区并促进这些地区的创新, 这些创新的技术知识又会溢出从而形成不间断的城市间相互知识溢出, 使得创新收益递增(Audretsch and Feldman, 1996) [24]。同时, 知识溢出和创新合作的内生互动机制使得知识溢出影响着创新活动的空间分布, 反过来创新活动的空间分布也会对知识溢出产生影响。知识溢出的存在促使创新活动空间集中, 空间集中导致的地理邻近不仅降低了创新活动内在面临的成本, 而且提高了地区间合作交流的可能性以及意识到最初重要知识价值的可能性, 特别是降低了技术研发和商业化的成本, 进而促进集群创新网络的发展和整体的创新能力(Jaffe *et al.*, 1993; Audretsch & Feldman, 2004) [25] [26]。

因此基于以上分析, 本文假设城市创新合作对出口产品质量有正向促进作用。

3. 研究数据与研究设计

3.1. 变量的定义与测量

3.1.1. 解释变量

解释变量为城市创新合作(*inno*)。本文采用城市发明专利申请量的对数对城市创新合作的程度进行刻画。相较于科技论文等传统创新指标，专利作为技术成果转化应用的载体，在科技创新生态中具有更显著的产业化导向特征。其中，发明专利因其技术突破性和市场转化潜力，在三类专利类型中占据核心地位，能够更精准地反映区域创新活动的实质性产出。基于此，本研究采用城市层面的专利合作网络数据作为创新合作的观测窗口：当同一专利申请涉及两个及以上非自然人主体时，即界定为创新合作行为。通过解析专利权人登记地址的地理信息，可进一步量化城市内部协同创新强度与跨城市创新联动规模。这种分析框架既凸显了专利作为知识生产向经济价值转化关键节点的属性，又通过合作网络的拓扑结构揭示了城市创新生态系统的互动特征。城市专利数据来源为 incoPat 全球专利数据库。

3.1.2. 被解释变量

被解释变量为出口产品质量(*quality*)。测算出口产品质量的国内外研究较为丰富(Hallak, 2006; 张杰等, 2014; 李坤望等, 2014) [27]-[29], 本文参考马淑琴(2018)和钞小静(2020) [30] [31]的做法, 根据 HS2 位编码产品分类的出口贸易数据先计算各类产品的出口技术复杂度再加权计算出各地区出口产品质量后取对数。

3.1.3. 控制变量

本文借鉴了一系列出口产品质量影响因素的研究(杨航英和强永昌, 2024; 刘文革等, 2024) [32] [33], 试图控制以下因素对出口产品质量的影响, 控制变量包括: 经济发展水平(*gdp*), 采用城市实际 GDP 衡量; 对外开放水平(*open*), 采用城市实际使用外资金额与 GDP 之比衡量; 融资约束程度(*fin*), 采用城市存贷款余额之比衡量; 劳动力成本(*wage*), 采用城市城镇就业人员平均工资衡量; 人力资本(*human*), 采用城市每百万人在校大学生人数衡量; 产业结构(*stru*), 采用城市第三产业和第二产业的总产值之比衡量; 信息化程度(*infor*), 采用城市互联网宽带接入用户数量与户籍人口之比衡量; 基础设施建设(*infra*), 采用城市人均道路面积衡量; 科研教育支出(*tech*); 采用城市教育科研支出与 GDP 之比衡量。本文在实证分析时将非比值变量进行对数化处理。控制变量如表 1 所示。

Table 1. Control variable table

表 1. 控制变量表

变量	含义	度量方式
<i>gdp</i>	经济发展水平	采用城市实际 GDP 的对数衡量
<i>open</i>	对外开放水平	采用城市实际使用外资金额与 GDP 之比衡量
<i>fin</i>	融资约束程度	采用城市存贷款余额之比衡量
<i>wage</i>	劳动力成本	采用城市城镇就业人员平均工资衡量
<i>human</i>	人力资本	采用城市每百万人在校大学生人数的对数衡量
<i>stru</i>	产业结构	采用城市第三产业和第二产业的总产值之比衡量
<i>infor</i>	信息化程度	采用城市互联网宽带接入用户数量与户籍人口之比衡量
<i>infra</i>	基础设施建设	采用城市人均道路面积衡量
<i>tech</i>	科研教育支出	采用城市教育科研支出与 GDP 之比衡量

3.2. 数据来源

本文所使用数据来源于中国海关数据库、中国互联网络信息中心、中国城市统计年鉴、incoPat 全球专利数据库。

3.3. 模型设定

为检验城市创新合作对出口产品质量的正向促进作用, 本文构建了以下模型:

$$\begin{aligned} quality_{i,j} = & \alpha_0 + \alpha_1 inno_{i,j} + \alpha_2 gdp_{i,j} + \alpha_3 open_{i,j} + \alpha_4 fin_{i,j} \\ & + \alpha_5 wage_{i,j} + \alpha_6 human_{i,j} + \alpha_7 stru_{i,j} + \alpha_8 infor_{i,j} \\ & + \alpha_9 infar_{i,j} + \alpha_{10} tech_{i,j} + \sum Id + \sum Year + \varepsilon_{i,j} \end{aligned}$$

其中, 被解释变量 $quality_{i,j}$ 代表城市 i 在 j 年的出口产品质量; 核心解释变量 $inno_{i,j}$ 表示 i 城市在 j 年的创新合作的程度。 α_0 是常数项, α_1 是本文所关注的核心解释变量系数, α_2 至 α_{10} 是控制变量向量的系数; $\sum Id$, $\sum Year$ 分别是城市固定效应以及年份固定效应; 是随机扰动项, $\varepsilon_{i,j}$ 包括未观测到影响出口产品质量的其他因素。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

通过对变量的描述性统计(表 2), 可以得知变量的平均值、标准差、最小值、中位数与最大值。样本覆盖了 2011 年至 2020 年期间 41 个长三角地级市的数量。其中, 出口产品质量($quality$), 均值 12.876, 标准差 0.387, 范围从 11.883 到 14.049。这说明出口产品质量在不同城市间存在一定差异, 但整体波动不大。城市创新合作($inno$)的均值是 4.271, 标准差 1.660, 范围从 0 到 8.064 有些城市的创新合作指标为零, 而最大值较高, 说明城市间创新合作水平差异较大。控制变量方面, 经济发展水平(gdp), 均值 17.102, 标准差 0.956, 范围从 15.131 到 19.774, 显示各城市 GDP 水平相近, 波动较小。对外开放水平($open$), 均值 0.028, 标准差 0.018, 范围 0.002 到 0.093, 表明不同城市的开放程度差异不大, 但存在极端值。融资约束程度(fin), 均值 0.770, 标准差 0.134, 范围从 0.408 到 1.100, 波动较小。劳动力成本($wage$), 均值 11.069, 标准差 0.316, 范围 10.222 到 12.071, 表明各城市劳动力成本较为集中。人力资本($human$), 均值 5.038, 标准差 0.857, 范围 2.890 到 7.148, 显示不同城市间人力资本存在一定差异。产业结构($stru$), 均值 0.987, 标准差 0.339, 范围 0.313 到 2.751, 表明不同城市间产业结构差异较大。信息化水平($info$), 均值 2.928, 标准差 1.832, 范围 0.323 到 9.224, 波动较大, 可能存在极端值。基础设施建设($infra$), 均值 22.697, 标准差 7.192, 范围 4.040 到 46.400, 表明不同城市间基础设施水平差异显著。科研教育支出($tech$), 均值 0.034, 标准差 0.011, 范围 0.017 到 0.072, 不同城市间投入或水平差异较小, 但仍有波动。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

<i>VarName</i>	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Median</i>	<i>Max</i>
<i>quality</i>	410	12.876	0.387	11.883	12.888	14.049
<i>inno</i>	410	4.271	1.660	0.000	4.317	8.064
<i>gdp</i>	410	17.102	0.956	15.131	17.114	19.774
<i>open</i>	410	0.028	0.018	0.002	0.024	0.093
<i>fin</i>	410	0.770	0.134	0.408	0.774	1.100

续表

<i>wage</i>	410	11.069	0.316	10.222	11.072	12.071
<i>human</i>	410	5.038	0.857	2.890	5.115	7.148
<i>stru</i>	410	0.987	0.339	0.313	0.943	2.751
<i>infor</i>	410	2.928	1.832	0.323	2.586	9.224
<i>infra</i>	410	22.697	7.192	4.040	23.052	46.400
<i>tech</i>	410	0.034	0.011	0.017	0.032	0.072

4.2. 相关性分析

通过相关性分析表(表 3), 城市创新合作(*inno*)与出口产品质量(*quality*)的相关系数为 0.6092, 呈显著正相关, 这初步支持了本文的假设, 即城市创新合作会促进出口产品质量。同时, 在进行共线性诊断后, 发现 VIF 值均小于 4, 表明模型不存在严重的多重共线性。

Table 3. Correlation analysis table
表 3. 相关性分析表

	<i>quality</i>	<i>inno</i>	<i>gdp</i>	<i>open</i>	<i>fin</i>	<i>wage</i>	<i>human</i>	<i>stru</i>	<i>infor</i>	<i>infra</i>	<i>tech</i>
<i>quality</i>	1										
<i>inno</i>	0.6092*	1									
<i>gdp</i>	0.5531*	0.8884*	1								
<i>open</i>	-0.1814*	-0.0558	-0.0666	1							
<i>fin</i>	0.3147*	0.3798*	0.2869*	-0.1212*	1						
<i>wage</i>	0.8917*	0.6353*	0.5473*	-0.1141*	0.4340*	1					
<i>human</i>	0.1247*	0.4651*	0.3882*	0.1777*	0.2176*	0.2951*	1				
<i>stru</i>	0.8368*	0.5275*	0.5185*	-0.1861*	0.1001*	0.6864*	0.1478*	1			
<i>infor</i>	0.7077*	0.7216*	0.6869*	-0.1227*	0.5129*	0.7897*	0.4043*	0.5444*	1		
<i>infra</i>	0.00460	-0.1208*	-0.1477*	0.0260	0.0494	-0.0305	-0.4519*	-0.1291*	-0.0716	1	
<i>tech</i>	-0.0572	-0.5042*	-0.4635*	-0.0698	-0.3463*	-0.1702*	-0.4938*	0.0523	-0.4409*	0.0899	1

注: * $p < 0.05$ 。

4.3. 多元回归分析

为了检验城市创新合作对出口产品质量的影响, 本文根据假设的模型进行了回归分析, 回归结果如表 4 所示。其中第(1)列控制了城市与年份固定效应, 在排除了一系列控制变量的情况下, 创新合作(*inno*)的系数为 0.03, 且在 1%的统计水平上显著。加入了一系列的控制变量后, 第(2)列, 第(3)列交替加入城市固定效应和年份固定效应后, 创新合作(*inno*)的系数依旧为正且显著, 第(4)列为去除双向固定效应后的结果。第(5)列在加入一系列控制变量以及双向固定效应后, 城市创新合作(*inno*)的系数为 0.023, 且在 1%的统计水平上显著。由列(1)~(5)的回归结果可知, 城市创新合作均显著正向影响出口产品质量, 表明城市创新合作是提升出口产品质量的关键因素。

Table 4. Correlation analysis table
表 4. 多元回归分析表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>inno</i>	0.030*** (3.30)	0.013** (2.24)	0.032*** (3.97)	0.018** (2.33)	0.023*** (3.18)
<i>gdp</i>		0.024** (2.24)	0.593*** (9.07)	-0.005 (-0.36)	0.077 (1.02)
<i>open</i>		-0.049 (-0.19)	1.167** (2.08)	-0.123 (-0.34)	0.741* (1.93)
<i>fin</i>		0.052 (1.33)	-0.113 (-1.48)	0.020 (0.36)	0.129* (1.79)
<i>wage</i>		0.171*** (3.06)	0.249*** (3.74)	0.716*** (17.95)	-0.312*** (-4.85)
<i>human</i>		-0.036*** (-4.43)	-0.028*** (-3.38)	-0.066*** (-6.84)	0.014 (1.16)
<i>stru</i>		0.495*** (18.17)	0.345*** (5.43)	0.463*** (13.01)	0.272*** (4.91)
<i>infor</i>		0.009** (2.40)	0.014** (2.30)	0.007 (1.32)	-0.032*** (-5.00)
<i>infra</i>		-0.003*** (-3.13)	0.009*** (3.29)	0.001 (0.85)	0.004** (2.35)
<i>tech</i>		-1.010 (-1.57)	4.849*** (3.26)	-0.113 (-0.15)	2.186* (1.77)
<i>Constant</i>	13.062*** (185.45)	9.960*** (15.70)	-1.762** (-2.19)	4.784*** (10.48)	14.482*** (8.98)
<i>Observations</i>	410	410	410	410	410
<i>R-squared</i>	0.969	0.955	0.963	0.909	0.981
<i>Year Effect</i>	YES	YES	NO	NO	YES
<i>Id Effect</i>	YES	NO	YES	NO	YES
<i>r2_a</i>	0.965	0.953	0.958	0.907	0.977
<i>F</i>	278.4	451.2	274.5	371.9	520.8

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

4.4. 稳健性检验

4.4.1. 缩尾处理

为证明结论的稳健性, 本文通过缩尾处理以减少数据中的极端值对分析结果的影响。回归结果如表 5 所示, 第(1)列在加入了一系列控制变量并控制了城市与年份固定效应后, 城市创新合作系数为 0.025, 且在 1% 的统计水平上显著。表明城市创新合作对出口产品质量有显著正向影响。这与之前的相关性分析和

回归分析结果一致，证实了城市创新合作在提升出口产品质量中的关键作用。

Table 5. Regression results
表 5. 回归结果

VARIABLES	(1)
<i>inno</i>	0.025*** (3.38)
<i>gdp</i>	0.238** (2.57)
<i>open</i>	0.870** (2.24)
<i>fin</i>	0.080 (1.15)
<i>wage</i>	-0.154** (-2.00)
<i>human</i>	0.011 (0.84)
<i>stru</i>	0.301*** (5.96)
<i>infor</i>	-0.027*** (-3.92)
<i>infra</i>	0.005*** (2.60)
<i>tech</i>	2.930** (2.15)
<i>Constant</i>	9.546*** (4.14)
<i>Observations</i>	410
<i>R-squared</i>	0.978
<i>Year Effect</i>	YES
<i>Industry Effect</i>	YES
<i>r2_a</i>	0.974
<i>F</i>	506.7

注：***p < 0.01，**p < 0.05，*p < 0.1。

4.4.2. 替换变量

为了进一步证明模型的稳健性，本文将被解释变量出口产品质量(*quality*)替换为出口产品技术复杂度(*tcf*)。替换变量的测度方法参考相关文献(潘爽，2024) [34]。更换被解释变量后的结果如表 6 所示。第(5)列为在加入一系列控制变量以及双向固定效应后的结果，城市创新合作(*inno*)系数为 0.027，且在 1%的统

计水平上显著。其余(1)~(4)列的城市创新合作(*inno*)系数也均为正, 且大部分在统计上显著。其回归结果综合证明了本文的假设是稳健的。

Table 6. Replacement of explained variable measurement table

表 6. 更换被解释变量衡量表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>inno</i>	0.035*** (3.43)	0.013** (2.18)	0.034*** (3.84)	0.016* (1.92)	0.027*** (3.32)
<i>gdp</i>		0.042*** (3.76)	0.638*** (9.31)	0.015 (1.01)	0.086 (1.09)
<i>open</i>		0.136 (0.51)	1.645*** (2.79)	0.032 (0.08)	1.380*** (3.47)
<i>fin</i>		-0.035 (-0.89)	-0.167** (-2.13)	-0.072 (-1.21)	0.122* (1.66)
<i>wage</i>		0.143** (2.49)	0.236*** (3.25)	0.741*** (17.39)	-0.336*** (-4.97)
<i>human</i>		-0.024*** (-2.92)	-0.030*** (-3.30)	-0.056*** (-5.54)	0.012 (0.95)
<i>stru</i>		0.490*** (17.43)	0.340*** (5.21)	0.455*** (11.97)	0.279*** (4.78)
<i>infor</i>		-0.005 (-1.39)	0.002 (0.24)	-0.009* (-1.65)	-0.040*** (-6.08)
<i>infra</i>		-0.001 (-1.33)	0.010*** (3.79)	0.003** (2.24)	0.005** (2.57)
<i>tech</i>		-1.898*** (-2.87)	6.052*** (3.91)	-0.994 (-1.26)	2.869** (2.21)
<i>Constant</i>	10.205*** (134.39)	7.163*** (10.83)	-5.280*** (-6.50)	1.430*** (2.95)	11.711*** (7.01)
<i>Observations</i>	410	410	410	410	410
<i>R-squared</i>	0.963	0.951	0.959	0.896	0.978
<i>Year Effect</i>	YES	YES	NO	NO	YES
<i>Industry Effect</i>	YES	NO	YES	NO	YES
<i>r2_a</i>	0.957	0.949	0.953	0.893	0.974
<i>F</i>	219.8	382.5	229.6	297.6	402.6

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

4.5. 拓展分析

4.5.1. 空间计量分析

考虑到城市创新合作和出口产品质量在空间集聚和溢出效应特征, 城市创新合作不仅直接影响本地

出口产品质量, 也会通过虹吸效应间接影响到周边地区出口产品质量提升(BALLAND, 2017) [35]。本文将空间因素纳入模型之中)。采用空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)对空间溢出效应进行分析。

4.5.2. 空间相关性检验

通过空间自相关检验, 验证空间计量回归的必要性。本文采用反距离矩阵和经济距离矩阵进行估计, 出口产品质量的全局 Moran'I 指数结果如表 7 所示。2011~2020 年出口产品质量的 Moran'I 指数通过了显著性水平检验, 并且均为正, 存在空间相关性。

Table 7. Moran's I measurement table
表 7. 空间自相关检验表

Year	反距离权重	经济权重
2011	0.1081***	0.3714***
2012	0.1125***	0.3815***
2013	0.1130***	0.3878***
2014	0.1301***	0.4178***
2015	0.1217***	0.3570***
2016	0.1114***	0.3337***
2017	0.0705***	0.1862**
2018	0.0694***	0.2402***
2019	0.0071*	0.1157*
2020	0.0173**	0.1262*

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

4.5.3. 空间计量结果

此外, 在进行空间计量分析前, 还需要进行模型识别的相关检验, 通过 LM 检验对比空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的适配性, 进一步采用 LR 和 WALD 检验空间杜宾模型(SDM)是否可退化为空间滞后和误差模型。其结果具体见表 8。反距离权重矩阵的 LM 检验显示只有 LM-Spatial error 和 Robust LM-Spatial error 通过 1%的显著性水平检验, 经济距离权重的 LM-Spatial error 检验不显著, 而空间滞后检验显著, 因此选择空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)进行分析。

Table 8. LM measurement table
表 8. LM 检验表

Test	反距离权重	经济权重
Spatial error:		
Lagrange multiplier	144.004***	0.963
Robust Lagrange multiplier	143.721***	1.015
Spatial lag:		
Lagrange multiplier	0.435	3.485*
Robust Lagrange multiplier	0.152	3.537*

注: ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

最后的结果如表 9 所示，在考虑两种权重矩阵和不同空间模型的情况下，城市创新合作(*inno*)的系数均为正，且都在 1% 的统计水平上下显著，表明城市创新合作对出口产品质量具有稳健的正向影响，且这一效应不依赖于空间模型设定或权重矩阵类型。在加入权重矩阵后，经济权重矩阵的间接效应估计系数为正，且在 1% 水平上显著，表明城市创新合作的提升对经济地理邻近城市的出口产品质量有正向促进作用。反距离权重矩阵的间接估计系数为负，虽然并不显著，但这可能表明城市创新合作的提升对邻近地区出口产品质量产生抑制作用。一方面，大部分创新合作活动集中在少数中心城市，形成以“北京－上海－深圳－成都－武汉”为核心辐射五大国家级城市群的“钻石型结构”(刘承良等，2018)[36]；另一方面，中心城市集聚高校、研究机构和科技型企业，对周边城市形成“虹吸”效应。

Table 9. Regression results

表 9. 回归结果

VARIABLES	反距离权重		经济权重	
	SEM	SAR	SEM	SAR
<i>inno</i>	0.022*** (3.59)	0.022*** (3.59)	0.019*** (3.43)	0.019*** (3.37)
<i>Spatial-rho</i>	0.593*** (4.81)	0.703*** (8.24)	0.543*** (8.25)	0.519*** (9.74)
<i>Variance-sigma2_e</i>	0.003*** (14.16)	0.002*** (14.13)	0.002*** (13.77)	0.002*** (13.99)
<i>Direct</i>	—	0.021 (1.01)	—	0.021*** (3.39)
<i>Indirect</i>	—	-0.018 (-0.02)	—	0.020*** (2.84)
<i>Total</i>	—	0.003 (0.00)	—	0.040*** (3.29)
<i>R-squared</i>	0.016	0.299	0.020	0.116
<i>Observations</i>	410	410	410	410
<i>Number of ID</i>	41	41	41	41
<i>Year Effect</i>	YES	YES	YES	YES
<i>ID Effect</i>	YES	YES	YES	YES

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

5. 研究结论

本文以 2011 年至 2020 年长三角地级市为研究对象，以开放式创新理论和知识溢出效应为基础，通过实证分析和空间计量分析，系统考察了城市创新合作对出口产品质量的影响机制。研究表明，城市创新合作对出口产品质量有显著的正向促进作用，且这一效应在空间上具有稳健性。城市创新合作通过促进技术突破和产业升级，提高研发效率，加速新产品、新技术的诞生，进而提升出口产品质量。同时，知识溢出效应也促进了集群创新网络的发展和整体创新能力的提升。

此外，本文的研究还发现，城市创新合作的提升对经济地理邻近城市的出口产品质量具有正向促进

作用, 这表明区域创新合作不仅有助于本地出口产品质量的提升, 还能带动周边地区的经济发展。然而, 少数中心城市凭借其完善的设施、政策支持以及创新资源, 而形成“虹吸”效应, 这可能会对邻近城市的出口产品质量造成负面影响。

对于政策指导者而言, 本文的研究不仅从理论层面拓展了协同创新与贸易质量的研究边界, 还从实践层面为长三角一体化发展提供了政策启示, 并为其他区域通过创新合作提升出口竞争力提供了借鉴。同时, 也应关注国际贸易环境、政策变化等外部因素对城市创新合作与出口产品质量关系的影响, 制定灵活多样的政策措施, 以应对外部环境的变化。

参考文献

- [1] Hallak, J.C. and Schott, P.K. (2011) Estimating Cross-Country Differences in Product Quality. *The Quarterly Journal of Economics*, **126**, 417-474. <https://doi.org/10.1093/qje/qjq003>
- [2] Schott, P.K. (2004) Across-product versus Within-Product Specialization in International Trade. *The Quarterly Journal of Economics*, **119**, 647-678. <https://doi.org/10.1162/0033553041382201>
- [3] Feenstra, R.C. and Romalis, J. (2014) International Prices and Endogenous Quality. *The Quarterly Journal of Economics*, **129**, 477-527. <https://doi.org/10.1093/qje/qju001>
- [4] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 1-13.
- [5] 施炳展, 王有鑫, 李坤望. 中国出口产品品质测度及其决定因素[J]. 世界经济, 2013, 36(9): 69-93.
- [6] 殷静然. 创新网络对企业出口产品质量的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 昆明: 云南财经大学, 2023.
- [7] 张可. 经济集聚与区域创新的交互影响及空间溢出[J]. 金融研究, 2019(5): 96-114.
- [8] Freeman, C. (1991) Networks of Innovators: A Synthesis of Research Issues. *Research Policy*, **20**, 499-514. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(91\)90072-x](https://doi.org/10.1016/0048-7333(91)90072-x)
- [9] Porter, M.E. (1998) Clusters and the New Economics of Competition. *Harvard Business Review*, **6**, 77-90.
- [10] Cooke, P. (1992) Regional Innovation Systems: Competitive Regulation in the New Europe. *Geoforum*, **23**, 365-382. [https://doi.org/10.1016/0016-7185\(92\)90048-9](https://doi.org/10.1016/0016-7185(92)90048-9)
- [11] 方创琳, 张国友, 薛德升. 中国城市群高质量发展与科技协同创新共同体建设[J]. 地理学报 2021, 76(12): 2898-2908.
- [12] Ma, H. (2022) Evolutionary Networks of Interurban Technological Collaboration across Chinese City-Regions. *Regional Studies, Regional Science*, **9**, 457-460. <https://doi.org/10.1080/21681376.2022.2084448>
- [13] Li, R., Zhang, G., Li, S. and Wang, A. (2023) Driving Mechanism of High-Tech Enterprises Sustainable Development from Collaborative Dual Innovation Perspective in Eastern China Based on System Dynamics Model. *Technology Analysis & Strategic Management*, **36**, 4531-4548. <https://doi.org/10.1080/09537325.2023.2262052>
- [14] 李琳, 彭臻. 长江中游城市群协同创新空间关联网络结构时空演变研究[J]. 人文地理, 2020, 35(5): 94-102.
- [15] Breschi, S. (2001) Knowledge Spillovers and Local Innovation Systems: A Critical Survey. *Industrial and Corporate Change*, **10**, 975-1005. <https://doi.org/10.1093/icc/10.4.975>
- [16] 冯粲, 韩霞, 史冬梅, 等. 多维邻近性视角下城市群协同创新网络及影响因素分析[J]. 中国科技论坛, 2023(10): 50-61.
- [17] 彭翀, 林樱子, 吴宇彤, 等. 基于“成本-能力-能效”的长江经济带城市韧性评估[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(8): 1795-1808.
- [18] 卿陶. 知识产权保护、贸易成本与企业出口产品质量[J]. 国际经贸探索, 2020, 36(3): 30-45.
- [19] 刘信恒. 国内市场分割与出口产品质量升级——来自中国制造业企业的证据[J]. 国际贸易问题, 2020(11): 30-44.
- [20] 韩亚峰, 付芸嘉. 自主研发、中间品进口与制造业出口技术复杂度[J]. 经济经纬, 2018, 35(6): 73-79.
- [21] 曲如晓, 王陆舰. 国际创新合作提升了中国企业的出口产品质量吗[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2023(1): 1-18.
- [22] 李凡, 代永玮, 张迪. 出口活动、吸收能力、研发合作与创新绩效[J]. 科研管理, 2022, 43(3): 125-133.
- [23] 罗丽英, 齐月. 技术创新效率对我国制造业出口产品质量升级的影响研究[J]. 国际经贸探索, 2016, 32(4): 37-50.
- [24] Audretsch, D.B. and Feldman, M.P. (1996) R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production. *American Economic Review*, **86**, 630-640.

-
- [25] Jaffe, A.B., Trajtenberg, M. and Henderson, R. (1993) Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations. *The Quarterly Journal of Economics*, **108**, 577-598. <https://doi.org/10.2307/2118401>
- [26] Audretsch, D.B. and Feldman, M.P. (2004) Chapter 61 Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation. *Handbook of Regional and Urban Economics*, **4**, 2713-2739. [https://doi.org/10.1016/s1574-0080\(04\)80018-x](https://doi.org/10.1016/s1574-0080(04)80018-x)
- [27] Hallak, J.C. (2006) Product Quality and the Direction of Trade. *Journal of International Economics*, **68**, 238-265. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.04.001>
- [28] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 中国出口产品质量得到提升了么? [J]. 经济研究, 2014, 49(10): 46-59.
- [29] 李坤望, 蒋为, 宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜: 基于市场进入的微观解释[J]. 中国社会科学, 2014(3): 80-103, 206.
- [30] 钞小静, 薛志欣, 孙艺鸣. 新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据[J]. 经济科学, 2020(3): 46-59.
- [31] 马淑琴, 邹志文, 邵宇佳, 等. 基础设施对出口产品质量非对称双元异质性影响——来自中国省际数据的证据[J]. 财贸经济, 2018, 39(9): 105-121.
- [32] 杨航英, 强永昌. 数字经济如何影响城市出口产品质量——基于长三角地区数据的实证分析[J]. 技术经济, 2024, 43(4): 26-37.
- [33] 刘文革, 耿景珠, 杜明威. 数“政”强贸: 数字化政府建设与中国出口产品质量升级[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 67-87.
- [34] 潘爽, 唐绅峰, 叶德珠, 等. 数字经济对出口技术复杂度的影响研究——基于城市面板数据的实证分析[J]. 财贸研究, 2024, 35(2): 15-30.
- [35] Balland, P. and Rigby, D. (2016) The Geography of Complex Knowledge. *Economic Geography*, **93**, 1-23. <https://doi.org/10.1080/00130095.2016.1205947>
- [36] 刘承良, 管明明, 段德忠. 中国城际技术转移网络的空间格局及影响因素[J]. 地理学报, 2018, 73(8): 1462-1477.