

国际创新合作提升了中国企业的出口产品质量吗

曲如晓，王陆舰

(北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要：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。本文基于2007—2015年国际专利合作数据，考察了国际创新合作对中国企业出口产品质量的影响及作用机制。研究表明：国际创新合作对中国企业出口产品质量具有显著的促进作用；中欧创新合作、医药制造业创新合作、低效率创新企业及连续出口企业的创新合作对出口产品质量的提升更明显；国际创新合作通过提升创新质量和降低贸易成本进而提升出口产品质量；合作伙伴国的制度质量对国际创新合作的出口产品质量提升效应起正向调节作用；从复杂网络视角，国际创新合作伙伴的网络中心地位传导效应有助于提升中国企业出口产品质量。本文为创新推动中国企业出口高质量发展提供新思路。

关键词：国际创新合作；出口产品质量；创新质量；贸易成本；制度质量；网络中心地位

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2023)01-0001-18

引言

党的二十大报告指出，中国要坚持以推动高质量发展为主题。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，也是加快构建新发展格局，实现更高层次开放型经济的重要环节。从全球价值链的生产体系来看，“中国制造”的技术含量相比于传统科技强国仍有较大差距，贸易产品结构有待改善（吕越等，2018），填补“质量缺口”成为经济发展的主攻方向（王一鸣，2020）。技术创新是影响出口产品质量的重要因素（施炳展，2013；曲如晓和臧睿，2019）。随着互联网、

[收稿日期] 2022-7-28

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’背景下中国文化海外传播对中国企业国际化的影响研究”（19ZDA337），国家社会科学基金一般项目“国际人才流入对中国区域与企业创新绩效的影响机制研究”（21BJL139）

[作者简介] 曲如晓（1965—），女，山东威海人，北京师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师，博士，研究方向：国际经济与贸易、全球化与创新；王陆舰（1996—），女，山东青岛人，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生，研究方向：贸易与创新

云计算、大数据等现代信息技术的快速发展,知识、技术、资本等资源在全球范围内加速流动,国际创新合作已成为企业技术进步的关键环节。2019年11月,国务院《关于推进贸易高质量发展的指导意见》提出,要通过“加强技术交流与合作”“构建开放、协同、高效的共性技术研发平台”“积极融入全球创新网络”等措施,不断增强中国贸易创新能力。在此背景下,中国应如何在国际大循环中赢得主动权,通过国际创新合作推动中国企业出口贸易的高质量发展,显得尤为重要。

关于如何提升出口产品质量,现有文献已从贸易自由化(Amiti和Konings, 2007)、中间品进口(马述忠和吴国杰, 2016; 许家云等, 2017)和对外投资(Swenson和Chen, 2007; 李坤望和王有鑫, 2013)等多个视角进行研究。但关于国际创新合作视角的研究较少,已有研究大多停留在宏观层面的创新合作与出口贸易之间的关系。例如,刘洋和孟夏(2017)采用了亚太经合组织19个经济体2007—2013年的面板数据,研究发现国际创新合作促进了双边制造业产品出口。曲如晓等(2019)利用2003—2016年的中国制造业行业数据,研究发现国际创新合作对中国制造业出口具有正向影响,这种促进效应在扩展边际上更显著。

毋庸置疑,现有文献对本文理解国际创新合作与出口产品质量之间的关系具有重要的参考价值,但仍存在一些不足:一是既有文献尚未从微观视角探究国际创新合作对企业出口产品质量的影响,也尚未系统地研究二者的作用机制;二是鲜有文献从复杂网络视角,探究全球创新合作网络对中国企业出口产品质量升级的传导作用。本文将国际创新合作界定为两个及以上国家或地区的申请人共同申请的国际专利合作,基于2007—2015年的《专利合作条约》(Patent Cooperation Treaty, PCT)数据,深入探究了国际创新合作对中国企业出口产品质量的影响及作用机制。本文认为,国际创新合作是中国企业出口高质量发展的新驱动力,而这一驱动作用一方面取决于国际创新合作本身,通过创新质量提升效应和贸易成本降低效应实现,并受到制度质量的正向调节,另一方面源于全球创新网络中的合作伙伴传导效应。

与现有研究相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面:第一,从国际创新合作的视角,系统地探究了如何推动中国企业出口产品质量升级,丰富了出口产品质量影响因素的相关研究;第二,分析并验证了国际创新合作提升出口产品质量的作用渠道和调节效应,有助于深化对二者关系的理解;第三,利用全球创新合作多值矩阵,考察了国际创新合作伙伴的网络地位对出口产品质量的传导作用,从复杂网络视角补充了全球分布式创新与出口产品质量的关系。本文为形成中国企业出口高质量发展的创新动力提供了新思路,对中国加快构建双循环新发展格局,以高水平开放重塑国际竞争新优势具有一定的价值。

一、国际创新合作影响出口产品质量的理论机制

(一) 创新质量提升效应

创新质量是驱动经济高质量发展的必然选择(刘思明等, 2019; 聂长飞等, 2022)。企业内部创新承担研发风险的意愿和能力通常有限,而国际创新合作由多

个研发主体共同完成，打破了企业内部的有限制约，体现了更好的创新质量（Guellec 和 Pottelsberghe，2000）。国际创新合作的质量提升效应能够有力地驱动企业出口产品质量升级。

相对于形式单一的内部创新，国际创新合作是信息传播者和接收者的协同联动，能够产生远超内部创新的技术扩散效应。在国际创新合作过程中，共享知识和技术的非竞争性和非排他性决定了其必然存在溢出效应。企业间通过技术交流、信息互动等方式，能够将内部知识与技术对外传播（王思语和郑乐凯，2019）。一方面，合作双方能够在更广的创新网络内获取信息资源，削减了重复研究与泡沫化投入，有助于企业提高研发效率和提升研发深度。另一方面，国际创新合作为企业研发人员提供了知识共享和技术交流的良好平台，使企业突破了内部人才约束，拓宽了企业的认知领域。来自国外的溢出效应能够发挥优势互补作用，使企业吸收更加多元的新知识和新技术，避免企业内部创新导致的技术刚性问题（周玉泉和李垣，2005），从而生产出高质量的创新成果，进而有利于提升企业出口产品质量。据此，本文提出如下假说：

假说1 国际创新合作通过提升创新质量进而促进中国企业出口产品质量提升。

（二）贸易成本降低效应

大量文献研究表明，贸易成本是企业提升出口产品质量的重要因素（卿陶，2020；刘信恒，2020）。国际创新合作可以降低贸易成本，为企业带来收入效应（杨逢珉和程凯，2019），进而提升企业出口产品质量。贸易成本涉及运输成本、信任成本、信息成本和语言成本等各种形式（刘斌和潘彤，2020），存在于全球贸易网络的不同环节。

首先，国际创新合作可以减少信任成本。国际创新主体在共享知识、技术和成果的过程中，彼此间主动协作的行为倾向会加强（李玲，2011），使得合作双方更容易产生信任（Gulati 和 Maxim，2007）。双边信任的建立，能够降低合作双方对机会主义和关系风险的担忧，削减契约不完全性导致的市场信用成本，也能够加强企业在全世界贸易网络中的各个环节的合作深度，有效提高企业海外营销、协调管理等方面的运营效率。可见，国际创新合作产生的信任基础，能够带来更低的贸易成本，有利于企业出口产品质量的提升。

其次，国际创新合作减少了信息成本。国际创新合作增强了中国企业对合作伙伴国的了解，能有效缓解企业在海外市场面临的信息不对称问题，压缩信息搜寻成本。企业也能够根据合作伙伴国的市场特征制定差异化的出口发展战略，减少因语言差异、风俗习惯等文化异质性导致的市场进入壁垒，有助于企业因地制宜开发适合当地市场的新产品（Hagedoorn 和 Schakenraad，1994），形成差异化的价值创造优势，促进出口市场的扩大和产品质量的提升。据此，本文提出如下假说：

假说2 国际创新合作通过降低贸易成本进而促进中国企业出口产品质量提升。

(三) 制度质量调节效应

一个国家的制度为其法律约束、经济发展和社会体制提供了规范(潘镇等, 2008), 对其国民的行为方式和偏好选择等均具有重要影响。在全球创新合作体系中, 并非所有的创新伙伴国都具有同等的制度质量。国际创新合作对企业出口产品质量的提升效应可能会受到合作伙伴国的制度质量的影响。

制度质量较低的合作伙伴国, 由于其政府的社会治理能力较为低下, 政策执行力度和监管标准等方面存在不足, 难以为企业跨国合作提供良好的制度保障。这导致企业更加难以克服来自海外市场的信息不对称性, 无法抢先占据国际创新合作所需的异质性知识和技术(陈紫若等, 2022), 从而削弱了国际创新合作带来的技术进步效应, 不利于发挥国际创新合作对企业出口产品质量的促进作用。相比而言, 制度质量较好的合作伙伴国, 其在政治稳定性、监管质量和法治环境等正式制度规范方面的水平较高, 创新企业在跨国合作过程中所面临的外部制度环境更加稳定, 知识产权保护也更为完善。这不仅能够降低创新伙伴对信用风险的担忧, 而且大大提高了合作双方获取信息资源的效率, 使创新企业能够更好地拓宽知识领域, 加快技术进步, 从而放大了国际创新合作对出口产品质量的提升作用。据此, 本文提出如下假说:

假说3 合作伙伴国的制度质量会对国际创新合作的出口产品质量提升效应产生正向调节作用。

二、数据与经验研究策略

(一) 模型设定

为了探究国际创新合作对中国企业出口产品质量的影响, 本文设定计量模型如下:

$$Quality_{ijht} = \beta_0 + \beta_1 \ln Cooper_{ijt} + \beta_2 Control_{ijt} + \gamma_i + \delta_h + \varphi_t + \varepsilon_{ijht} \quad (1)$$

式(1)中, i 为企业, j 为国家, h 为产品, t 为年份。 $Quality_{ijht}$ 表示第 t 年企业 i 出口到 j 国的产品 h 的质量; $\ln Cooper_{ijt}$ 表示第 t 年企业 i 所在行业与 j 国的国际创新合作; $Control_{ijt}$ 表示一系列控制变量; φ_t 为年份固定效应, γ_i 为企业固定效应, δ_h 为产品固定效应; ε_{ijht} 是误差项。

(二) 变量选取和说明

1. 被解释变量: 出口产品质量 ($Quality$)

本文根据 Hallak 和 Schott (2011)、施炳展和邵文波 (2014) 的办法测算出口产品质量。企业 i 的出口产品数量表示为:

$$q_{imt} = P_{mt}^{\sigma-1} \lambda_{imt}^{\sigma-1} p_{imt}^{-\sigma} \quad (2)$$

式(2)中, i 、 m 和 t 分别为出口企业、进口国和出口年, λ 为企业 i 的出口产品质量, P 为该产品在进口国 m 的价格指数, p 为企业 i 在 m 国的出口产品价格, σ 为产品间替代弹性。对式(2)作对数处理, 可得:

$$\ln q_{imt} = (\sigma - 1) \ln P_{mt} - \sigma \ln p_{imt} + (\sigma - 1) \ln \lambda_{imt} \quad (3)$$

式(3)中, q 表示出口产品数量, p 表示出口产品价格。 $(\sigma - 1) \ln \lambda_{imt}$ 为包含产品质量的残差项。 P 表示进口国-年度虚拟变量。

对式(3)进行回归,存在两个问题:第一,未考虑水平产品种类对产品需求的影响;第二,产品价格与产品质量存在反向因果,出现内生性问题。

对于企业水平产品种类问题,通过加入企业所在省份的国内生产总值进行控制(Khandelwal, 2010)。针对内生性问题,以企业在其他国家(除 m 国之外)的平均出口产品价格作为该企业出口到 m 国的产品价格的工具变量(Nevo, 2001)。

考虑上述因素后的产品质量为:

$$quality_{imt} = \ln \hat{\lambda}_{imt} = \hat{\varepsilon}_{imt} / (\sigma - 1) = (\ln q_{imt} - \ln \hat{q}_{imt}) / (\sigma - 1) \quad (4)$$

由此,得到企业-进口国-年度-产品层面的质量数据。进一步,标准化产品质量($Quality_{imt}$)即为本文回归所用的出口产品质量数据:

$$Quality_{imt} = (quality_{imt} - \min quality_{imt}) / (\max quality_{imt} - \min quality_{imt}) \quad (5)$$

2. 核心解释变量:国际创新合作(lnCooper)

本文将国际创新合作界定为两个及以上国家或地区的申请人共同申请的国际专利合作。在incoPat专利数据库中分别对申请人国籍字段为中国和相应国家的PCT合作专利逐一进行检索,时间跨度为2007年1月1日至2015年12月31日,得到中国与相应国家的国际专利合作数据。将每一条合作专利按照其国际专利分类号(International Patent Classification, IPC)对应到国民经济行业分类代码并分别加总,整理得到2007—2015年行业层面的国际创新合作数量。

3. 控制变量

企业层面:企业规模(lnsize)以职工总数衡量;企业年龄(lnage)为当年年份减去企业成立年份;物质资本密集度(Capital)以企业固定资产除以总资产表示;资产收益率(ROA)以企业总利润与所得税费用之差除以总资产表示;企业生产率(TFP)根据Olley和Pakes(1996)测算。国别层面:地理距离(Indistw)、是否接壤(contig)、共同语言(comlang)、是否签署区域贸易协定(RTA)数据来自CEPII数据库;制度质量(IQ)来自全球治理指数(Worldwide Governance Indicators, WGI)数据库;人均收入(lnGDPPA)来自世界发展指数(World Development Index, WDI)数据库。本文对相关变量作对数处理,对所有连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理。

(三) 数据

本文选取2007—2015年中国上市公司为样本,回归主要涉及三类数据。第一类是来自Wind数据库的企业数据。对Wind数据做如下处理:剔除ST、*ST和PT等特殊处理的企业;剔除金融和保险业的企业;剔除重要指标缺失的企业。第二类是国际创新合作数据,来自incoPat专利数据库。根据《上市公司行业分类指引》(2012年修订),将企业层面数据与2007—2015年的国际创新合作数据进行匹配。第三类是来自中国海关数据库的出口数据,利用企业名称和国别代码将出口数据与

已经处理好的上市公司国际创新合作数据做进一步匹配。最终得到年份-企业-国家-产品层面的有效观测值 70 822 个。

三、经验研究结果

(一) 基准回归结果与稳健性检验

表 1 为基准回归结果与稳健性检验，表中各列同时控制了时间固定效应、企业固定效应和产品固定效应。其中，列 (1) 基准回归结果表明，国际创新合作能够提升中国企业出口产品质量，该结果在 1% 的水平下显著。进一步地，由于美国在合作伙伴国中地位极高，占据了超过 40% 的国际创新合作，列 (2) 排除美国样本再次进行回归，结果依然显著为正。考虑到 PCT 专利申请并进入国家阶段需要时间，而且国际创新合作对出口产品质量发挥驱动作用可能存在一定的滞后效应。本文对国际创新合作进行滞后两期处理，结果如列 (3) 所示，滞后的国际创新合作对企业出口产品质量具有显著正向影响，结论依然稳健。

表 1 基准回归结果与稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	基准回归	排除美国	滞后效应
$\ln Cooper$	0.006 6*** (0.000 6)	0.006 8*** (0.000 9)	0.006 7*** (0.000 9)
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
观测值	70 319	57 032	51 547
调整 R ²	0.252 6	0.252 1	0.265 0

注：括号内为稳健标准误，*、**和***分别表示估计系数在 10%、5%和 1%的水平上显著。所有回归均控制了时间、企业和产品固定效应。下表同。

(二) 内生性分析

PCT 是国际专利申请条约，企业要获得具体国家的专利权，还需要履行进入国家阶段的手续。因此，PCT 专利合作与出口行为的反向因果相对较小，但“出口引致创新”的可能性仍然存在。此外，企业出口产品质量与国际创新合作可能受到遗漏变量影响，引发内生性问题。基于此，本文选取三类工具变量进行两阶段最小二乘估计 (Two Stage Least Square, 2SLS)。

第一类工具变量是美国的国际创新合作数。根据表 2，美国的国际创新合作水平处于全球领先地位，其发展趋势能够反映全球技术进步趋势 (王永钦和董雯, 2020)。中国作为全球创新合作网络中的重要一员，也必然受到全球发展态势的影

响,满足相关性条件。同时,相对而言,美国国际创新合作水平与其他影响中国出口产品质量的本土因素无关,满足外生性条件。

第二类工具变量是日本的国际创新合作数。本文参考刘佳琪和孙浦阳(2021)选取工具变量的思路,日本与中国同属东亚地区,在地理位置上接近,并且属于同一合作子群(郑栋等,2019),因此两国的国际创新合作存在一定的相似度。而且,根据表2,日本的国际创新合作地位与中国同期相近,代表其与中国拥有相近的创新合作实力,因此能够在一定程度上反映中国国际创新合作的发展趋势,满足相关性条件。但其创新合作水平并不会直接影响中国出口产品质量,满足外生性条件。

表2 三国国际创新合作对比^①

年份	核心国地位排名			中心地位排名		
	中国	日本	美国	中国	日本	美国
2007	14	15	2	14	16	3
2008	14	15	2	14	16	1
2009	13	14	2	14	16	2
2010	13	14	2	14	16	3
2011	13	14	2	14	16	1
2012	13	14	2	14	16	2
2013	13	14	2	14	16	1
2014	13	14	2	14	16	1
2015	13	14	2	14	16	1

第三类工具变量是双边制度异质性,分为正式制度和非正式制度,分别用制度距离和文化距离测度。从合作角度来看,“制度临近”的国家间认同感更强,信息交互的环境更加稳定(王建华,2015),更有利于进行国际合作。区域间文化一致性能降低知识流动的交易成本,有助于跨区域创新合作的开展(Zitt等,2000),满足相关性条件。而双边制度异质性不会对中国出口产品质量产生直接影响,满足外生性条件。

制度距离根据Groot等(2004)和綦建红等(2012)的方法测算:

$$ID_{jt} = \frac{1}{6} \sum_{k=1}^6 (I_{ikt} - I_{jkt})^2 / V_{kt} + (1/y_{jt}) \quad (6)$$

式(6)中, i 表示六个全球治理指标,即腐败控制、政府管制效率、政治稳定性、监管质量、法治环境和民主议政程度。 ID_{jt} 为中国和 j 国在 t 年的制度距离。

^①根据 incoPat 专利数据,本文使用 UCINET6.0 软件计算。

I_{ikt} 表示中国 t 年第 k 个维度的分数, I_{jkt} 表示 j 国 t 年第 k 个维度的分数, V_{kt} 表示所有样本国家在 t 年 k 维度分数的方差。 y_{jt} 表示 j 国在 t 年与中国建立外交关系的年数。

文化距离根据 Kogut 和 Singh (1988) 和綦建红等 (2012) 的方法测算:

$$CD_{ijt} = \frac{1}{6} \sum_{k=1}^6 (I_{ik} - I_{jk})^2 / V_k + (1/y_{jt}) \quad (7)$$

式 (7) 中, i 表示霍夫斯塔德的六个文化维度, 即权力距离、不确定性规避、集体主义与个人主义、男性气质与女性气质、长短期导向和放纵指数。 CD_{ijt} 表示中国与 j 国的文化距离, I_{ik} 表示中国第 k 个维度的得分, I_{jk} 表示 j 国第 k 个维度的得分, V_k 表示所有样本国家 k 维度分数的方差。

表3是2SLS估计结果。其中, 识别不足检验的P值为0, 弱工具变量检验的F值远大于Stock-Yogo在10%水平上的临界值, 拒绝识别不足假设和弱工具变量假设。过度识别检验的P值分别为0.1924, 不能拒绝外生性假设, 说明工具变量设定有效。表3结果显示, 国际创新合作对企业出口产品质量具有显著的促进作用, 再次验证了本文基准回归结果。

表3 2SLS估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	美国工具	日本工具	距离工具
$\ln Cooper$	0.008 0*** (0.001 0)	0.009 6*** (0.002 9)	0.007 3*** (0.001 8)
控制变量	是	是	是
观测值	70 319	70 319	68 953
Kleibergen - Paap rk LM 统计量	15 298 [0.000 0]	4 020 [0.000 0]	7 022 [0.000 0]
Kleibergen - Paap rk Wald F 统计量	51 516 {16.38}	3 291 {16.38}	2 803 {19.93}
Hansen J	—	—	1.699 0 [0.192 4]

注: Kleibergen-Paap rk LM 为识别不足检验统计量, Kleibergen-Paap rk Wald F 为弱工具变量检验统计量, Hansen J 为过度识别检验统计量。小括号内为稳健标准误, 中括号内为对应统计量的P值, 大括号内为Stock-Yogo在10%水平上的临界值。

(三) 异质性分析

1. 合作伙伴国地域异质性

中国的国际创新合作具有明显的地域特征。2007—2015年, 美国在中国国际创新合作伙伴中居于首要地位, 占比为40.85%。德国、法国、日本、英国、瑞典、芬兰等均为中国重要的合作伙伴。这些国家全部为发达国家, 创新水平高, 技术辐射能力强大, 在国际创新竞争中具备突出优势。本文根据合作伙伴国地域分布将样本分为欧洲、北美洲、大洋洲以及其他洲, 分别进行回归。结果如表4所示, 中国与欧洲国家的创新合作对出口产品质量的促进作用最明显, 与北美洲和大洋洲

的创新合作也能够显著提升出口产品质量，而与其他洲的创新合作对出口产品质量的提升不具有促进作用。这主要是因为欧洲、北美洲和大洋洲国家多为老牌创新强国，科技实力雄厚，中国企业在合作过程中能够获得正向的技术溢出，有利于出口产品质量的提升。

表4 合作伙伴国地域异质性

变量	(1)	(2)	(3)
	欧洲	北美洲和大洋洲	其他洲
<i>lnCooper</i>	0.009 6*** (0.001 1)	0.008 4*** (0.002 2)	-0.006 6*** (0.002 5)
控制变量	是	是	是
观测值	27 704	19 883	21 503
调整 R ²	0.294 1	0.364 9	0.294 9

2. 企业所属行业异质性

国际创新合作对中国企业出口产品质量的作用可能会因企业所属行业而异。中国的国际创新合作具有明显的行业分布不均衡特征。其中，计算机、通信和其他电子设备制造业占比为 16.23%，化学原料和化学制品制造业占比为 13.09%，电气机械和器材制造业占比为 9.76%，医药制造业占比为 9.41%，样本中的其他行业占比均小于 5%。本文按主要行业进行分组回归，表 5 中不同行业的回归系数均显著为正。其中，医药制造业的影响效应最为显著，计算机、通信和其他电子设备制造业次之。

表5 企业所属行业异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	计算机、通信和其他电子设备制造业	化学原料及化学制品制造业	电气机械及器材制造业	医药制造业	其他行业
<i>lnCooper</i>	0.010 2*** (0.001 0)	0.004 8*** (0.001 8)	0.008 3*** (0.001 6)	0.014 4*** (0.002 4)	0.005 3*** (0.001 3)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	17 765	7 135	10 086	6 316	28 781
调整 R ²	0.287 7	0.189 3	0.284 4	0.160 8	0.316 1

3. 企业创新效率异质性

企业参与国际创新合作对出口产品质量的影响可能会因企业自身创新效率不同而具有异质性。本文根据吴延兵（2012）的研究，将创新效率表示为企业发明专利的授权个数与研发投入金额之比，并按照创新效率的中位数将样本分为高效率创

新企业和低效率创新企业，分别进行回归。表6列(1)和列(2)中，两组回归系数均显著为正，低效率创新企业参与国际创新合作对出口产品质量的影响相对更大。这可能是因为低效率创新企业对国际创新合作的依赖度更高，而高效率创新企业自身技术发达，能力突出，对出口产品质量的驱动更多来自于自主创新的影响，故而呈现出略低的系数。

表6 企业创新效率异质性和企业连续出口异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高效创新	低效创新	连续出口	非连续出口
$\ln Cooper$	0.0067*** (0.0008)	0.0094*** (0.0011)	0.0096*** (0.0008)	0.0029*** (0.0011)
控制变量	是	是	是	是
观测值	44074	25886	43082	26685
调整 R ²	0.2739	0.2844	0.2429	0.2945

4. 企业连续出口异质性

考虑到企业连续或非连续出口同种产品，国际创新合作对出口产品质量可能会产生异质性影响。本文使用 MATLAB 编程软件，对企业是否在连续年份出口同种产品进行识别，并据此将样本分为两组，分别进行回归。

表6列(3)为企业连续出口同种产品的回归结果，列(4)为企业非连续出口同种产品的回归结果，两组回归系数均显著为正。其中，企业连续出口同种产品的影响系数大于企业非连续出口的影响系数。这表明，当企业连续出口同种产品时，国际创新合作对出口产品质量的提升作用更加明显。这可能是因为对于企业连续出口的产品，国际创新合作发挥驱动作用的专一性和持续性更强，企业有更充足的时间吸收创新产出成果，推进由创新链向产品链的代际跃升，进而有助于发展更高水平高质量的出口贸易。

四、机制检验与调节效应

前文验证了国际创新合作对企业出口产品质量的促进作用。本文将从创新质量提升效应、贸易成本降低效应和制度质量调节效应三个角度，进一步揭示二者之间的作用机制。

(一) 创新质量提升效应

本文设定的验证创新质量提升效应的计量模型如下：

$$Inno_qua_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Cooper_{ijt} + \beta_2 Control_{ijt} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$Quality_{ijht} = \beta_0 + \beta_1 Inno_qua_{ijt} + \beta_2 \ln Cooper_{ijt} + \beta_3 Control_{ijt} + \gamma_i + \delta_h + \varphi_t + \varepsilon_{ijht} \quad (9)$$

式(8)和式(9)中, $Inno_qua_{ijt}$ 表示第 t 年企业 i 所在行业与 j 国的创新合作质量, 其余变量与基准模型含义相同。

唐春(2012)和 Harhoff 等(2003)认为, 专利族是跨国创新活动中最有代表性的、最重要的一类。专利的技术价值和国际化价值越大, 在全球范围内需要保护的地域越多, 往往会产生大量同族专利。因此, 本文使用扩展同族个数 (\lnfamily) 作为国际创新合作质量指标, 同时使用权力要求数量 (\lnclaim) 进一步验证结果。如表7列(1)至列(4)所示, 国际创新合作对创新质量的影响显著为正。在总方程中, 创新质量的系数也显著为正, 并且国际创新合作系数小于基准回归系数。这验证了创新质量提升效应, 即国际创新合作通过提升创新质量进而促进中国企业出口产品质量提升。

表7 创新质量与贸易成本机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新质量	总方程	创新质量	总方程	贸易成本	总方程
$\ln Cooper$	0.087 9*** (0.001 9)	0.006 2*** (0.000 7)	1.013 1*** (0.001 5)	0.003 5** (0.001 7)	-0.067 5*** (0.000 4)	0.004 4*** (0.000 7)
$\ln family$	—	0.003 9*** (0.001 5)	—	—	—	—
$\ln claim$	—	—	—	0.003 0* (0.001 6)	—	—
$Trade_cost$	—	—	—	—	—	-0.032 9*** (0.005 6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	70 319	70 319	70 319	70 319	70 319	70 319
调整 R ²	0.249 0	0.252 7	0.920 6	0.252 7	0.559 2	0.253 0

(二) 贸易成本降低效应

本文设定的验证贸易成本降低效应的计量模型如下:

$$Trade_cost_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Cooper_{ijt} + \beta_2 Control_{ijt} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

$$Quality_{ijht} = \beta_0 + \beta_1 Trade_cost_{jt} + \beta_2 \ln Cooper_{ijt} + \beta_3 Control_{ijt} + \gamma_i + \delta_h + \varphi_t + \varepsilon_{ijht} \quad (11)$$

式(10)和式(11)中, $Trade_cost_{jt}$ 表示第 t 年中国与 j 国的贸易成本, 其余变量与基准模型含义相同。

现有文献中关于贸易成本的测算, 主要使用 Novy (2013) 提出的间接测度法。双边贸易成本 τ_{sh} 的计算公式如下:

$$\tau_{sh} = \left(\frac{x_{ss} x_{hh}}{x_{sh} x_{hs}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (12)$$

式(12)中, x_{sh} 为 s 国对 h 国的出口额, x_{hs} 为 h 国对 s 国的出口额, x_{ss} 和 x_{hh} 为两国的国内贸易额。根据 Anderson 和 Wincoop (2003) 与 Novy (2013), 将替代弹性 σ 设为 8。数据来源于 OECD 国家间投入产出数据库 (OECD Inter-country Input-Output Tables, OECD ICIO)。

表 7 列 (5) 和列 (6) 为贸易成本降低效应的检验结果。其中, 国际创新合作对双边贸易成本具有显著负向影响。在列 (6) 中, 贸易成本系数显著为负, 并且国际创新合作的系数也明显小于基准回归系数, 且在 1% 的水平下显著。这验证了贸易成本降低效应, 即国际创新合作通过降低贸易成本进而促进中国企业出口产品质量提升。

(三) 制度质量调节效应

为验证合作伙伴国的制度质量调节效应, 本文设定模型如下:

$$Quality_{ijht} = \beta_0 + \beta_1 \ln Cooper_{ijt} + \beta_2 SQ_{jt} + \beta_3 \ln Cooper_{ijt} \times SQ_{jt} + \beta_4 Control_{ijt} + \gamma_i + \delta_h + \varphi_t + \varepsilon_{ijht} \quad (13)$$

式(13)中, SQ_{jt} 表示第 t 年 j 国的制度质量; $\ln Cooper_{ijt} \times SQ_{jt}$ 表示国际创新合作与制度质量的交互项, 其余变量与基准模型含义相同。

制度质量来自 WGI 数据库, 即腐败控制 (vaa)、政府管制效率 (psv)、政治稳定性 (ge)、监管质量 (rq)、法治环境 (rol) 和民主议政程度 (coc) 六个指标。本文采用主成分分析法进行降维。表 8 展示了主成分分析的 KMO 值、SMC 值和特征值向量。其中, KMO 值和 SMC 值均较高, 表明变量间共性较强, 主成分分析具备合理性。根据累积方差贡献率 (84.57%) 和特征值 (5.074), 本文选取第一主成分计算制度质量。

表 8 变量的 KMO 值、SMC 值、特征值向量

变量	KMO	SMC	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Comp6
vaa	0.938 0	0.693 3	0.384 8	0.076 8	0.907 4	-0.049 4	0.139 0	-0.028 7
psv	0.934 7	0.626 9	0.361 1	0.869 0	-0.225 2	0.230 1	0.084 2	0.060 8
ge	0.857 6	0.933 0	0.424 2	-0.289 6	-0.263 6	0.077 6	0.626 8	-0.517 5
rq	0.870 4	0.895 4	0.415 6	-0.378 0	-0.064 8	0.661 4	-0.189 6	0.454 8
rol	0.879 2	0.940 9	0.434 2	-0.050 2	-0.093 6	-0.189 3	-0.730 1	-0.480 9
coc	0.900 6	0.909 0	0.424 6	-0.098 0	-0.208 5	-0.682 2	0.108 4	0.538 1

表 9 中, 列 (1) 为国际创新合作与制度质量交互项的回归结果, 交互项系数显著为正, 验证了合作伙伴国的制度质量的正向调节作用。列 (2) 至列 (7) 为制度环境细分指标的回归结果, 各交互项系数也显著为正 (腐败控制不显著), 进

一步验证了制度质量的正向调节作用。这表明合作伙伴国的制度质量能够放大国际创新合作的出口产品质量提升效应。

表 9 制度质量的调节效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	制度质量	腐败控制	政府管制效率	政治稳定性	监管质量	法治环境	民主议政程度
$\ln Cooper$	0.005 9*** (0.000 7)	0.006 5*** (0.000 7)	0.006 0*** (0.000 7)	0.006 3*** (0.000 7)	0.005 8*** (0.000 7)	0.005 5*** (0.000 7)	0.006 1*** (0.000 7)
$\ln Cooper * IQ$	0.001 5*** (0.000 5)	-0.000 5 (0.001 7)	0.002 8** (0.001 3)	0.005 0*** (0.001 7)	0.008 7*** (0.001 5)	0.005 9*** (0.001 6)	0.003 8*** (0.001 1)
IQ	-0.003 9*** (0.000 9)	-0.010 5*** (0.003 3)	-0.013 4*** (0.002 6)	-0.018 6*** (0.003 3)	-0.007 4** (0.003 6)	-0.008 9*** (0.002 8)	-0.009 3*** (0.002 2)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	70 319	70 319	70 319	70 319	70 319	70 319	70 319
调整 R ²	0.252 7	0.252 6	0.252 8	0.252 9	0.252 9	0.252 7	0.252 7

注：根据祝树金等（2019）的做法，对 IQ 进行去中心化处理， $\ln Cooper$ 系数可解释为 IQ 取均值时国际创新合作对出口产品质量的偏效应。

五、拓展分析：国际创新合作的网络效应与出口产品质量

从复杂网络视角出发，创新合作关系与贸易伙伴关系均可被视为一种网络结构，由相互依赖、相互作用的国家节点构成，各国之间通过协调和互动促进整体网络的演化和进步。在这个网络中，各个国家不仅受到自身特征的影响，而且也会受到全球网络环境中的合作伙伴行为的影响（Leary 和 Roberts, 2014；石桂峰, 2015）。从提升出口产品质量的视角来看，国家创新合作伙伴的网络传导效应不容忽视。

合作伙伴的传导效应取决于个体在网络中的位置。在全球创新合作网络中居于中心地位的伙伴国，在复杂的网络格局中具有高度的信息联系度和技术辐射力。中心国家对网络中的创新知识和先发技术的传播起到关键作用（Conley 和 Udry, 2010；Alatas 等, 2016）。当新知识和新技术出现在网络中，将更有可能扩散到中心国家，因为它们在网络中具有更多的直接和间接联系。这种扩散会通过全球创新合作网络继续传递，与中心国家相联系的创新国家也更有可能处于新技术的传播路径上（Carvalho, 2014）。因此，企业与全球创新合作网络中更具中心地位的国家进行合作，越有可能接触到更多新技术溢出，进而有利于促进企业出口产品质量的提升。

基于此，本文认为国际创新合作伙伴的网络中心地位传导效应有助于中国企业出口产品质量的提升。

合作伙伴国的中心地位（*Centrality*）：本文选取全球创新指数排名前五十的国家为节点构建全球创新合作网络。在 incoPat 专利数据库中分别对专利申请人国籍

字段为相应国家的合作专利逐一进行检索。对申请人为三个及以上的专利,采取两两交叉的方式记作多条合作专利,并按照合作者国别对每一年的数据进行整理,构建2007—2015年全球创新合作多值网络,并借助UCINET6.0软件计算各国网络中心度。

为了系统地探究国际创新合作的网络传导效应,本文分别考察了合作伙伴国的特征向量中心度(*Eigenvector*)、度数中心度(*Degree*)、强度中心度(*Point*)、中介中心度(*Betweenness*)和接近中心度(*Closeness*)对中国企业出口产品质量的影响。中心度的计算方法如下:

$$Eigenvector_i = c \sum_{j=1}^n a_{ij} Eigenvector_j \quad (14)$$

式(14)中, $Eigenvector_i$ 为*i*国的特征向量中心度, a_{ij} 表示邻接关系。如果*i*国和*j*国之间存在创新合作关系,则 a_{ij} 等于1,否则为0, c 是比例常数。

$$Degree_i = \frac{\sum_j a_{ij}}{n-1} \quad (15)$$

式(15)中, $Degree_i$ 为*i*国的度数中心度, $\sum_j a_{ij}$ 表示*i*国的绝对中心度。

$$Point_i = \sum_j a_{ij} w_{ij} \quad (16)$$

式(16)中, $Point_i$ 为*i*国的强度中心度, w_{ij} 表示*i*国和*j*国的创新合作规模。

$$Betweenness_i = \frac{2 \sum_j \sum_k g_{jk}(i) / g_{jk}}{(n-1)(n-2)} \quad (17)$$

式(17)中, $Betweenness_i$ 为*i*国的中介中心度; g_{jk} 表示*j*国和*k*国之间存在的捷径数; $g_{jk}(i)$ 表示*i*国在对应捷径上,两者比值表示*i*国对*j*国和*k*国之间关系的控制能力。

$$Closeness_i = (n-1) / \sum_j d_{ij} \quad (18)$$

式(18)中, $Closeness_i$ 为*i*国的接近中心度, d_{ij} 为*i*国和*j*国之间的最短路径。

在全球创新合作网络中,特征向量中心度强调一个国家的重要性取决于其邻接国家的关系数和邻接国家的重要性,代表了一国在全球创新合作网络中的综合中心地位。度数中心度测度了一国国际创新合作伙伴的相对数量,描述了国际创新合作的广度。强度中心度测度了一国在全球创新合作网络中的强度地位,描述了国际创新合作的深度。中介中心度测度了一国在全球创新合作网络中的资源控制能力。接近中心度测度了一国在全球创新合作网络中不受其他国家控制的能力。结果如表10所示,合作伙伴国的网络中心地位对中国企业出口产品质量的影响显著为正,说明企业与全球创新合作网络中的更具中心地位的国家进行合作,有利于促进企业出口产品质量的提升。

表 10 国际创新合作的网络效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Eigenvector</i>	0.002 3*** (0.000 2)	—	—	—	—
<i>Degree</i>	—	0.000 8*** (0.000 1)	—	—	—
<i>Point</i>	—	—	0.007 7*** (0.000 8)	—	—
<i>Betweenness</i>	—	—	—	0.002 4*** (0.000 2)	—
<i>Closeness</i>	—	—	—	—	0.007 2*** (0.000 7)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	70 319	70 319	70 319	70 319	70 319
调整 R ²	0.252 7	0.253 2	0.252 5	0.252 7	0.252 7

六、结论与启示

提升出口产品质量是中国推动质量变革和打造贸易强国的重要内容。在中国着眼于更好地利用国内国际两种资源，又面临开放型经济“低端锁定”的背景下，如何通过国际创新合作推动中国企业出口贸易的高质量发展，具有重要的现实意义。

本文系统地考察了国际创新合作对中国企业出口产品质量的影响及作用机制。研究表明，国际创新合作对中国企业出口产品质量具有显著的促进作用，在考虑内生性和稳健性后，结论依然成立。异质性分析发现，中欧创新合作、医药制造业创新合作、低效率创新企业和连续出口企业的创新合作对出口产品质量的提升作用更明显。机制检验表明，国际创新合作通过提升创新质量和降低贸易成本进而影响中国企业出口产品质量提升。进一步地，合作伙伴国的制度质量对国际创新合作的出口产品质量提升效应具有正向调节作用。此外，拓展分析发现，国际创新合作伙伴的网络中心地位传导效应有助于提升中国企业出口产品质量。

本文从国际创新合作的视角，对如何提升中国企业出口产品质量提供了有益启示。中国当前正处于经济高质量发展阶段，应通过积极参与国际创新合作，更好地整合国内国际创新资源，提升出口产品质量，打造贸易强国。中国不仅应鼓励更多创新主体走出国门，提高中国国际创新合作的广度和深度，而且要综合考虑不同类型的创新主体在国际合作中的异质性，发挥医药制造业和电子设备制造业等技术密集型行业的创新优势，挖掘连续出口企业的创新动力，鼓励和引导低效率创新企业积极扩展创新边界，使不同类型的创新主体能够优势互补和共同进步，充分发挥国际创新合作的驱动效应，不断提高中国企业的创新能力和产品质量。

同时,在全球化发展的今天,创新已成为一种全球范围的分布式协同,各国之间通过跨区协调和互动促进整体创新网络的进步。中国应从全局出发,积极融入全球创新网络,充分利用国际创新合作网络的技术传导作用。一方面,应认真考察创新伙伴的制度环境,加大与制度质量较好的伙伴国的创新合作,降低跨国活动的风险,使创新企业能够更好地拓宽知识领域,加快技术进步。另一方面,应在全球范围内选择更具中心地位的创新合作伙伴,牢牢把握中心伙伴在信息传递中的关键作用,增加接触和学习新技术和新知识的机会,从而不断开拓中国在全球网络中的发展空间,提高中国国际创新合作的地位和水平,促进出口贸易的高质量发展。

[参考文献]

- [1]陈紫若,盛伟,张先锋.全球贸易协定网络对国际创新活动的不对称影响——基于制度环境的视角[J].中国工业经济,2022(4):80-98.
- [2]李坤望,王有鑫.FDI促进了中国出口产品质量升级吗——基于动态面板系统GMM方法的研究[J].世界经济研究,2013(5):60-66+89.
- [3]李玲.技术创新网络中企业间依赖、企业开放度对合作绩效的影响[J].南开管理评论,2011,14(4):16-24.
- [4]刘斌,潘彤.人工智能对制造业价值链分工的影响效应研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(10):24-44.
- [5]刘佳琪,孙浦阳.数字产品进口如何有效促进企业创新——基于中国微观企业的经验分析[J].国际贸易问题,2021(8):38-53.
- [6]刘思明,张世瑾,朱惠东.国家创新驱动力度及其经济高质量发展效应研究[J].数量经济技术经济研究,2019,36(4):3-23.
- [7]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.
- [8]刘洋,孟夏.专利国际化与国际标准对APEC区域内制造业产品出口的影响[J].国际经贸探索,2017(8):94-112.
- [9]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,2018,34(8):11-29.
- [10]马述忠,吴国杰.中间品进口、贸易类型与企业出口产品质量——基于中国企业微观数据的研究[J].数量经济技术经济研究,2016,33(11):77-93.
- [11]聂长飞,冯苑,宋丹丹.专利与中国经济增长质量——基于创新数量和质量的双重视角[J].宏观质量研究,2022,10(3):47-62.
- [12]潘镇,殷华方,鲁明泓.制度距离对于外资企业绩效的影响——一项基于生存分析的实证研究[J].管理世界,2008(7):103-115.
- [13]綦建红,李丽,杨丽.中国OFDI的区位选择:基于文化距离的门槛效应与检验[J].国际贸易问题,2012(12):137-147.
- [14]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.
- [15]曲如晓,刘霞,于晓宇.国际科技创新合作对中国出口贸易影响的实证研究[J].经济经纬,2019,36(4):48-55.
- [16]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.
- [17]施炳展,邵文波.中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J].管理世界,2014(9):90-106.

- [18]施炳展, 王有鑫, 李坤望. 中国出口产品质量测度及其决定因素[J]. 世界经济, 2013, 36(9): 69-93.
- [19]石柱峰. 地方政府干预与企业投资的同伴效应[J]. 财经研究, 2015, 41(12): 84-94+106.
- [20]唐春. 基于国际专利制度的同族专利研究[J]. 情报杂志, 2012, 31(6): 19-23+29.
- [21]王建华. 地理距离、法律制度临近与国际知识扩散模式[J]. 科学学研究, 2015, 33(7): 1069-1080.
- [22]王思语, 郑乐凯. 制造业服务化是否促进了出口产品升级——基于出口产品质量和出口技术复杂度双重视角[J]. 国际贸易问题, 2019(11): 45-60.
- [23]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.
- [24]王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场——来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 159-175.
- [25]吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012, 47(3): 15-27.
- [26]许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究[J]. 世界经济, 2017, 40(3): 52-75.
- [27]杨逢珉, 程凯. 贸易便利化对出口产品质量的影响研究[J]. 世界经济研究, 2019(1): 93-104+137.
- [28]郑栋, 朱春奎, 陈玉龙. 中国在国际创新合作网络中的地位和角色——基于2011—2015年国际专利合作的实证研究[J]. 科技管理研究, 2019, 39(2): 194-202.
- [29]周玉泉, 李垣. 组织学习、能力与创新方式选择关系研究[J]. 科学学研究, 2005(4): 525-530.
- [30]祝树金, 段凡, 邵小快, 等. 出口目的地非正式制度、普遍道德水平与出口产品质量[J]. 世界经济, 2019, 42(8): 121-145.
- [31]ALATAS V, BANERJEE A, CHANDRASEKHAR A G, et al. Network Structure and the Aggregation of Information: Theory and Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review, 2016, 106(7): 1663-1704.
- [32]AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. The American Economic Review, 2007, 97(5): 1611-1638.
- [33]ANDERSON J E, WINCOOP E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle[J]. The American Economic Review, 2003, 93(1): 170-192.
- [34]CARVALHO V. From Micro to Macro via Production Networks[J]. Journal of Economic Perspectives, 2014, 28(4): 23-47.
- [35]CONLEY T, UDRY C. Learning about a New Technology: Pineapple in Ghana[J]. American Economic Review, 2010, 100(1): 35-69.
- [36]GROOT H, LINDERS G J, RIETVELD P, et al. The Institutional Determinants of Bilateral Trade Patterns[J]. Kyklos, 2004, 57(1): 103-123.
- [37]GUELLEC D, POTTELSBERGHE B V. Applications, Grants and the Value of Patent[J]. Economics Letters, 2000(1): 109-114.
- [38]GULATI R, MAXIM S. Dependence Asymmetry and Joint Dependence in Interorganizational Relationships: Effects of Embeddedness on a Manufacturer's Performance in Procurement Relationships[J]. Administrative Science Quarterly, 2007, 52(1): 32-69.
- [39]HAGEDOORN J, SCHAKENRAAD J. The Effect of Strategic Technology Alliances on Company Performance[J]. Strategic Management Journal, 1994, 15(4): 291-309.
- [40]HALLAK J C, SCHOTT P K. Estimating Cross-country Differences in Product Quality[J]. Quarterly Journal of Economics, 2011, 126(1): 417-474.
- [41]HARHOFF D, SCHERER F, VOPEL K. Citations, Family Size, Opposition and the Value of Patent Rights[J]. Research policy, 2003, 32(8): 1343-1363.
- [42]KHANDELWAL A. The Long and Short (of) Quality Ladders[J]. Review of Economic Studies, 2010, 77(4): 1450-1476.
- [43]KOGUT B, SINGH H. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode[J]. Journal of International Business Studies, 1988, 19(3): 411-432.

- [44] LEARY M T, ROBERTS M R. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy[J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 139-178.
- [45] NEVO A. Measuring Market Power in the Ready-to-eat Cereal Industry[J]. *Econometrica*, 2001, 69(2): 307-342.
- [46] NOVY D. Gravity Redux: Measuring International Trade Costs with Panel Data[J]. *Economic Inquiry*, 2013, 51(1): 101-121.
- [47] OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [48] SWENSON D L, CHEN H. Multinational Exposure and the Quality of New Chinese Exports[J]. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 2014, 76(1): 41-66.
- [49] ZITT M, BASSECOULARD E, OKUBO Y. Shadows of the Past in International Cooperation: Collaboration Profiles of the Top Five Producers of Science[J]. *Scientometrics*, 2000, 47(3): 627-657.

Has International Innovation Cooperation Improved the Quality of Export Products of Chinese Companies

QU Ruxiao, WANG Lujian

(School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University, Beijing, 100875)

Abstract: Improving the quality of export products is an important element for China to promote quality change and build a strong trade country. Based on international patent cooperation data from 2007-2015, this paper analysed the impact of international innovation cooperation on Chinese companies' export product quality and its action mechanism. The results show that international innovation cooperation has a significant role in promoting the export product quality of Chinese companies. The innovation cooperation between China and Europe, the innovation cooperation of pharmaceutical manufacturing industry, the innovation cooperation of low-efficiency innovation companies and continuous export companies have more obvious effects on the improvement of export product quality. International innovation cooperation influences the improvement of export product quality by improving innovation quality and reducing trade costs. The institutional quality of partner countries has a positive moderating effect on the quality improvement of export products in international innovation cooperation. From the perspective of complex networks, the transmission effect of the network centrality from the international innovation partner helps to improve the quality of Chinese companies' export products. This paper provides new ideas for innovation to promote the high-quality development of Chinese companies' export.

Keywords: International Innovation Cooperation; Export Product Quality; Innovation Quality; Trade Cost; Institutional Quality; Network Centrality

(责任编辑 刘建昌)