

贸易便利化与中国企业 创新:从国内研发到专利出海

赵忠秀 李泽鑫*

摘要: 本文构建指标体系测算了中国281个地级及以上城市的贸易便利化水平,并采用2000—2015年中国海关数据库、中国工业企业数据库以及国家知识产权局专利数据库的匹配数据,考察了贸易便利化对中国企业国内与国际专利申请的影响及作用机制。研究发现:2000年以来,中国贸易便利化水平稳步提升,城际间差距逐渐扩大,呈现出“东高西低”与“南高北低”的态势;贸易便利化显著提高了当地企业创新水平,在非国有企业、非中心城市和中高技术产业中更为突出,其影响路径主要通过技术溢出效应和门槛效应实现;扩展研究发现,贸易便利化具有显著的海外创新效应,且该创新效应因专利类型和行业创新强度的不同而异。研究结论为深入推进我国创新型国家建设、加快培育企业国际竞争新优势提供有益启示。

关键词: 贸易便利化;城际差距;企业创新;专利出海

中图分类号: F741.2

一、引言与文献回顾

技术创新是经济长期增长和企业获得持续竞争优势的关键驱动力,也是提高全球价值链分工地位、实现产业链供应链自主可控最为根本的解决之道。改革开放初期,中国凭借加工贸易和生产资料低成本优势参与全球生产分工。随着中国经济的高速增长与物质及人力资本的不断积累,中国企业通过引进前沿国家先进技术、消化吸收再创新的方式夯实创新实力(周浩、杨红蕾,2021),积极融入全球创新网络,专利申请量与授权量持续迅猛增长。根据国家知识产权局的统计数据,2020年中国发明专利申请量高达149.7万件,同比增长6.9%,专利申请授权量连续多年领跑全球知识产权领域。

在中国企业国际化发展和产品、技术、标准“走出去”的大背景下,越来越多的中国企业积极开拓海外市场、申请海外专利,由此开启了包括“专利出海”在内的多维度国际化之路。中国企业海外专利布局的动机主要有以下两点:一是可供借鉴的现成经验与技术越来越少,仅依靠“后发优势”轻松摘下发达国家科技树上“低垂果实”的传统创新方式难以为继,企业

*赵忠秀,山东财经大学国际经贸学院,邮政编码:250014,电子信箱:zhzhaoh@sdufe.edu.cn;李泽鑫(通讯作者),山东财经大学国际经贸学院,邮政编码:250014,电子信箱:lizexin0011@163.com。

本文得到国家社会科学基金重大项目“新冠肺炎疫情下全球价值链与中美全面‘脱钩’风险评估研究”(项目编号:20VMO020)、山东省社会科学规划研究项目“数据要素市场化配置体制机制研究”(项目编号:20CSDJ30)的资助。非常感谢匿名评审专家及编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

需要在国际合作与竞争中不断提高自主创新能力(石丽静、洪俊杰,2017);二是国际知识产权竞争因素,中国企业要走进国际市场、具备持续竞争优势,必须构筑严密的海外专利保护网络,做到专利先于产品“出海”。因此,在当前我国经济由高速增长转向高质量发展的新阶段,不仅需要企业加快转变创新方式、提高自主创新能力,还要求企业在掌握前沿核心技术的基础上预先布局海外,拥有一定数量且布局合理的有效海外专利。这才是中国企业在海外拓展市场、突破专利壁垒掣肘的有效竞争策略。

在影响企业创新活动的众多因素中,贸易流通与开放的商业环境被认为是重要的影响因素(Bustos,2011)。过去几十年,自由贸易协定和关税减让一直是优化全球贸易环境的主要抓手。事实上,达成自由贸易协定和关税减让目标通常需要漫长的谈判,在中短期内,针对生产供应链条上不同阶段的贸易便利化措施的作用愈发凸显(Shepherd,2017)。一方面,作为货物、服务和生产要素跨境流动的复杂互联网络,全球价值链的有效性在很大程度上依赖于当地的贸易便利化水平(Arvis et al.,2016)。另一方面,贸易便利化的广义内涵亦包括降低运输成本、便利交通基础设施与提高物流服务质量等(Milner et al.,2008),贸易便利化可以大幅提高货物流通效率、节约企业贸易成本与产品交货时间。2019年11月《中共中央国务院关于推进贸易高质量发展的指导意见》中明确提出,深化改革开放,加快形成法治化国际化便利化的营商环境。2020年9月,习近平总书记在科学家座谈会上再次指出,“我们要更加主动地融入全球创新网络,在开放合作中提升自身科技创新能力”。由此可见,在当前全球关税削减空间受限的现状之下,如何通过提高我国贸易便利化水平激励企业自主创新与海外专利布局,是现阶段深入推进中国创新型国家建设、加快培育企业国际竞争新优势亟须高度关注的问题。

梳理贸易便利化与企业创新活动相关研究不难发现,贸易活动能够促进企业创新已经成为共识,诸多研究揭示了这一观点的经验相关性。例如,早期研究讨论了外国直接投资(Saggi,2002)、国际技术扩散(Keller,2004)及贸易自由化(Amiti and Konings,2007)对产品创新和企业生产率的影响。随着相关研究的不断深入,亦有证据表明贸易便利化也可以在创新方面发挥作用,Dennis和Shepherd(2011)、Beverelli等(2015)以及Shepherd等(2018)认为自由贸易协定、降低国际运输成本和减少货物通关时间等贸易便利化措施能够有效促进发展中国家的产品创新和企业研发绩效。在实际案例表现中,中国台湾企业集群所经历的工业化和技术进步过程,很好地体现了在开放的贸易政策与环境的帮助下,从由外国企业主导的层次型和俘获型价值链向本地企业主导的创新型价值链转变的成功路径(Lema et al.,2018)。

既有文献虽然强调了贸易行为与企业创新活动的内在联系,从多角度证实了贸易的创新效应,但在贸易便利化与企业创新方面仍存在以下亟待解决的问题。一是,在贸易便利化的测度方法上,国内外学界尚未形成统一的标准。长久以来,贸易便利化的主要目标是减少贸易成本,即除了与距离相关的运输成本、港口效率和监管费用之外,到岸费用(CIF)与船上交货费用(FOB)之间的差异是衡量贸易便利化的最佳综合指标(Pomfret and Sourdin,2010)。然而,上述方法缺乏数据一致性,很难在实际中应用。二是,在贸易便利化的研究层面上,贸易便利化测度大都停留在国家或地区层面,鲜有涉及经济体内部城际间差异的研究,无法捕捉到城际间贸易便利化差异对微观企业行为的影响。三是,在企业创新的现实特

征上,现有研究主要聚焦于企业国内研发创新,忽略了企业创新的国际化特征和知识产权的地域性特征,无法构成中国企业创新向“国际化”新形态演变的微观基础。鉴于此,本文在构建指标体系测算中国 281 个地级及以上城市贸易便利化水平的基础上,采用高度细化的微观企业数据,检验贸易便利化对当地企业国内外专利申请的影响与作用机制,以期从贸易便利化视角诠释中国企业创新的事实和路径,为如何实现企业技术创新的高质量引进来与高水平走出去相结合提供解决思路。

文章从三个方面深化和丰富了现有研究:首先,在拓展 Wilson 等(2003)经典框架的基础上,使用详尽的地市层面数据测算了中国 281 个地级及以上城市贸易便利化水平,厘清了中国贸易便利化发展的空间特征与城市差异。相较于使用城市到港口距离的倒数为权重,将省域指标转化至城市层面的做法,本文使用的综合评价方法更为科学合理,避免了因港口选择不合理、距港距离相同导致的指标偏误等缺陷,减少了潜在的内生性影响。其次,将中间品贸易和企业创新行为引入异质性企业贸易模型,从“技术溢出效应”和“出口门槛效应”两个角度梳理贸易便利化影响企业创新水平的作用机理,弥补了现有文献研究贸易环境影响企业创新机制的不足。最后,扩展研究中纳入了中国企业“专利出海”的典型事实,采用爬虫方法收集整理中国企业国际专利申请信息,从广延边际和集约边际两个角度,讨论了贸易便利化能否促成中国企业创新活动从国内研发向海外布局的转变。

二、理论分析和研究假说

基于对现有研究文献的分析梳理,本文借鉴 Melitz(2003)的研究框架,将企业中间品贸易和创新行为引入异质性企业贸易模型,探讨贸易便利化对当地企业创新的影响,并进一步提出有待检验的研究假设。

(一) 消费者需求

假设经济中存在多个国家,每个国家生产并消费一系列连续产品,其中消费品可以由国内生产提供,也可以直接从国外采购。定义代表性消费者的效用函数 U 为:

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{1/\rho} \quad (1)$$

(1)式中: ω 与 Ω 分别表示产品种类和产品集合,消费产品 ω 的数量记为 $q(\omega)$,并遵循阿明顿假设,即任意两种产品间的替代弹性为 $\sigma = 1/(1-\rho)$ 。其中, ρ 表示消费者偏好的多样化程度,取值为 0 到 1,可知 $\sigma > 1$ 。由此可以得到产品价格的常数替代弹性公式:

$$P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

(2)式中: P 为价格指数, $p(\omega)$ 为产品 ω 的价格。在消费者约束条件下,解消费者效用最大化问题,可得需求函数为:

$$q(\omega) = \frac{R}{P} \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma} = RP^{\sigma-1} p(\omega)^{-\sigma} \quad (3)$$

(3)式中: R 为市场规模。消费者需求由产品价格、市场规模和价格指数共同决定。

(二) 生产者行为

借鉴 Halpern 等(2015)的思想,将中间产品作为准固定要素纳入传统柯布-道格拉斯生

产函数中:

$$q(\varphi) = \varphi K^{\alpha_K} L^{\alpha_L} M^{\alpha_M} \quad (4)$$

(4)式中: φ 表示全要素生产率, K 为资本要素, L 为劳动力, M 为中间产品, α_K 、 α_L 和 α_M 分别表示资本要素、劳动力和中间产品的弹性系数,有 $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$ 。企业中间产品投入可以由国内市场提供或者直接从国外采购,将中间产品划分为国内中间产品(M^D)和进口中间产品(M^I),假设二者是通过阿明顿假设区分的,即国内中间产品和进口中间产品是不完全替代品,则总中间产品投入量 M 可表示为:

$$M_{it} = (M_{it}^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (M_{it}^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (5)$$

根据异质性企业理论,假定企业面临相同的生产固定成本 F ,若进行国际贸易,则还需要承担相关的贸易成本,即企业进入出口市场的固定成本(f)和可变贸易成本。其中,假定可变贸易成本为“冰山运输成本”形式,以 τ_{ij} 表示从产地 i 到消费地 j 的冰山运输成本,当 $i=j$ 时, $\tau_{ij}=1$,当 $i \neq j$ 时, $\tau_{ij}>1$ 。贸易成本受口岸通关成本、法制环境和交通基础设施影响,因贸易便利化缺乏而放大,即贸易成本与贸易便利化水平成反比^①,与冰山运输成本成正比。与李波和杨先明(2018)类似,本文设定贸易成本系数为 τ_{ij}/T_{ij} ,其中, $T_{ij}=T_i \times T_j$, T_{ij} 表示从产地 i 到消费地 j 的贸易便利化水平,当 $i \neq j$ 时,有 $0 < T_{ij} < 1$,该系数的经济学直觉是,在其他条件不变的情况下,当买卖双方贸易便利化水平越高(T_i 和 T_j 数值越大)、冰山运输成本越低(τ_{ij} 数值越小)时,产品从产地运到消费地的贸易损耗越小。综上,可以得到企业生产所消耗的中间产品价格指数 P^M 和总成本函数 TC 为:

$$P^M = \left[(P^{MD})^{1-\sigma} + (P^{MI})^{1-\sigma} \left(\frac{\tau_{ij}}{T_{ij}} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (6)$$

$$TC = F + mcq(\varphi) + f \quad (7)$$

(6)、(7)式中:国内中间产品价格和进口中间产品价格分别用 P^{MD} 和 P^{MI} 表示。基于企业生产成本最小化问题,边际成本函数可表示为:

$$mc(\varphi, r, w, P^M) = \frac{1}{\varphi} \left(\frac{r}{\alpha_K} \right)^{\alpha_K} \left(\frac{w}{\alpha_L} \right)^{\alpha_L} \left(\frac{P^M}{\alpha_M} \right)^{\alpha_M} \quad (8)$$

结合消费者效用函数可知,在垄断竞争市场条件下,企业选择相同的利润最大化加成。在开放条件下,本土企业可以自由选择进出外贸市场。由消费者效用函数和垄断竞争市场条件可知,企业的产品定价为:

$$p(\varphi) = \frac{\sigma \cdot mc}{\sigma - 1} \quad (9)$$

$$p'(\varphi) = p(\varphi) \cdot \frac{\tau_{ij}}{T_{ij}}$$

(9)式中:与黄先海和卿陶(2020)一致, $p(\varphi)$ 和 $p'(\varphi)$ 分别表示在国内市场销售的产品定价

①感谢匿名审稿专家的宝贵意见,根据世界贸易组织《贸易便利化协定》和亚太经济合作组织(APEC)对于贸易便利化的定义,贸易便利化的主要目标是减少贸易成本。出于经济建模需要适度抽象与简化的考量,本文假设在其他条件不变的情况下,贸易成本与贸易便利化水平成反比。

和在国际市场销售的产品定价,并设 P^D 和 P^F 分别为国内市场 and 国外市场的价格指数。均衡时企业的总利润函数为①:

$$\pi(\varphi) = \frac{R}{\sigma} \left(P^D \frac{(\sigma-1)}{\sigma \cdot mc} \right)^{\sigma-1} + \frac{R}{\sigma} \left(P^F \frac{(\sigma-1)T_{ij}}{\sigma \cdot mc \cdot \tau_{ij}} \right)^{\sigma-1} - F - f \quad (10)$$

(三) 企业创新行为

借鉴 Atkeson 和 Burstein(2010)的思路,假定创新引致生产率的提高,即企业创新成功后,企业生产率从 φ_0 提升至 $\varphi(t)$,则企业第 t 期的生产率可表示为:

$$\frac{d\varphi(t)}{dt} = \lambda I(t), \varphi(t) = \varphi_0 e^{\lambda I(t)} \quad (11)$$

(11)式中: $I(t)$ 、 λ 分别表示企业研发投入程度和创新产出弹性,企业研发投入程度与企业创新产出成正比(即 $\lambda > 0$)。为描述企业研发的边际产出递减规律,假设每单位研发投入的成本为 $0.5I(t)^2$,因此,包含创新行为的企业利润函数为:

$$\pi(\varphi(t)) = \int \frac{R}{\sigma} \left(P^D \varphi_0 e^{\lambda I(t)} \frac{(\sigma-1)}{\sigma} \Gamma \right)^{\sigma-1} + \frac{R}{\sigma} \left(P^F \varphi_0 e^{\lambda I(t)} \frac{(\sigma-1)T_{ij}}{\sigma \tau_{ij}} \Gamma \right)^{\sigma-1} dt - F - f - \frac{1}{2} I(t)^2 \quad (12)$$

(12)式中: $\Gamma = \left(\frac{\alpha_K}{r} \right)^{\alpha_K} \left(\frac{\alpha_L}{w} \right)^{\alpha_L} \left(\frac{\alpha_M}{P^M} \right)^{\alpha_M}$,由此可以求得企业最优研发决策为:

$$I(t) = \frac{\Phi(\sigma-1) + \tau_{ij}^{1-\sigma} \Phi' \lambda(\sigma-1) T_{ij}^{\sigma-1}}{1 - \{ \Phi[\lambda(\sigma-1)]^2 + \tau_{ij}^{1-\sigma} \Phi'[\lambda(\sigma-1)]^2 \}} \quad (13)$$

(13)式中: $\Phi = \frac{R}{\sigma} \left(P^D \varphi_0 \frac{\sigma-1}{\sigma} \Gamma \right)^{\sigma-1}$, $\Phi' = \frac{R'}{\sigma} \left(P^F \varphi_0 \frac{\sigma-1}{\sigma} \Gamma \right)^{\sigma-1}$ 。从(13)式可以求得 $\frac{\partial I(t)}{\partial T} > 0$ 。

据此,本文提出如下假说:

假说1:除受市场规模、初期生产率和冰山运输成本等因素影响外,企业创新还会受到当地贸易便利化水平的影响,贸易便利化水平越高,企业的创新水平越高。

由(13)式可得: $\frac{\partial I(t)}{\partial P^M} = \frac{\partial I(t)}{\partial \Phi} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial \Gamma} \cdot \frac{\partial \Gamma}{\partial P^M} < 0$,由(6)式可以求得: $\frac{\partial P^M}{\partial T} < 0$,这意味着当地贸易便利化水平的提升有助于本土企业采购价格更低的进口原材料,极大地刺激了中间产品进口贸易,使得企业在生产过程中获得技术溢出的可能性大大增加,带动企业创新水平的提升。一方面,由于进口产品与国内产品存在不完全替代性,企业能够获得物化于进口中间产品中的前沿知识技术,进而提高当地企业的技术创新水平(杨继军等,2020)。另一方面,与封闭市场相比,当地企业通过进口中间产品参与全球生产分工,沿供应链网络吸收上游企业包含技术活动在内的生产经验,不断夯实企业创新潜力,对企业创新积累的速度和深度均具有显著的促进作用(Chen et al., 2017)。此外,由开放市场的均衡条件和企业出口利润函数可得:

$$\frac{R'}{\sigma} \left(P^F \varphi^* \frac{(\sigma-1)T_{ij}}{\sigma \tau_{ij}} \right)^{\sigma-1} = f \quad (14)$$

①限于篇幅,具体推导过程未完整报告,留存被索。

(14)式意味着,在其他条件不变的情况下,当地区贸易便利化水平提升时,当地出口市场的生产率准入门槛 φ^* 会随之降低,引致门槛效应,使得之前因无法承受高额固定成本而放弃出口的企业进入出口市场(Baldwin and Gu, 2004)。出口企业不再受国内市场消费需求基数的限制,可以通过向具有相似特征的外国市场出口以扩大产品创新的规模效益,获得更高的创新激励(Aghion et al., 2018),这有助于企业创新活动。此时,贸易便利化的出口市场准入门槛效应与雅各布·施穆克勒(Jacob Schmookler)提出的创新“需求拉动”理论是并行不悖的。据此,本文提出如下假说:

假说2:贸易便利化可以通过中间产品进口引致的技术溢出效应和出口市场准入门槛降低导致的出口门槛效应两个渠道影响企业的创新研发决策,进而影响企业的创新水平。

三、中国城市贸易便利化:指标构建与结果分析

当前,城市已经成为经济发展和社会进步的主要载体。大城市从世界各地吸引资金、技术与人才,产生城市“虹吸效应”,不同地区间的贸易便利化水平差异较大(崔鑫生等, 2019),城市间差距甚至超越了国家间差距。为此,本文使用详尽的城市层面数据构建综合评价指标体系,测度中国 281 个地级及以上城市贸易便利化水平。

(一) 指标体系构建

借鉴 Wilson 等(2003)的指标框架,从规制环境、口岸效率、交通基础设施、电子商务和外贸服务五个方面进行指标选取。在对数据指标进行归一化处理去除量纲后,运用主成分分析方法赋权^①,计算中国城市贸易便利化综合水平。

具体数据指标的选取有以下几点考虑。首先,贸易便利化研究基于 WTO 缔结的《贸易便利化协定》框架,其主要集中在海关监管环境和边境过境程序上。本文使用历年《中国市场化指数报告》中市场中介组织的发育和法律制度环境指数、每十万人律师事务所数量作为规制环境分指标的代理变量;将口岸效率划分为货物通关和人员通关两方面,使用口岸进出口贸易额比重和口岸进出境人员数量比重衡量。其次,李波和杨先明(2018)使用交通网络密度衡量省域交通基础设施,本文对其进行合理引申,使用公路里程数、交通货运量和交通客运量来度量城市层面交通基础设施。再次,电子商务指标的构建借鉴了中国信息化发展指数,由信息通信、宽带接入和企业电商参与三个子指标构成。最后,随着贸易便利化内涵的不断创新,金融服务与物流服务已展露其独特优势。因此,对中国城市贸易便利化水平的全面刻画不仅要包括传统的通关措施,还应该包括物流、仓储、企业融资与信用服务等服务业态。

鉴于各二级指标在计量单位和量纲方面存在差异,需要对其进行归一化处理,转化为无量纲表达式,以便不同单位或量级的指标能够进行比较和加权,本文采用的归一化公式为:

$$X_i^{norm} = \frac{X_i - \min(X_i)}{\max(X_i) - \min(X_i)} \quad (15)$$

指标计算时所涉及的原始数据均来自官方权威数据库或各城市统计年鉴。具体贸易便

^①本文主要使用主成分分析方法估计指标权重,亦采用了等权重法、专家打分法和熵值法等方法计算指标权重,与主成分分析方法比对后发现综合指标结果差异较小。

利化综合指标体系与数据来源及说明,如表1所示。

表1 中国城市贸易便利化综合指标体系

指标含义	指标名称	指标衡量方法	数据来源
规制环境	法制环境 司法质量	市场中介组织的发育和法律制度环境 每十万人律师事务所数量	《中国市场化指数报告》 天眼查平台
口岸效率	货物通关效率 人员通关效率	口岸进出口贸易额/当地进出口总额 口岸进出境人数/当地人口总量	《中国口岸年鉴》 《中国口岸年鉴》
交通基础设施	交通网络密度	城市公路里程数×1000/城市面积	CEIC 中国经济数据库
	交通货运量	人均铁路、公路、水运和民用航空货运量	EPS(Economy Prediction System)中国城市数据库
	交通客运量	人均铁路、公路、水运和民用航空客运量	EPS 中国城市数据库
电子商务	信息通信	中国信息化发展指数	《国家统计局中国信息化发展指数统计监测报告》
	宽带接入	每万人宽带接入用户数	CEIC 中国经济数据库
	企业电商参与	阿里巴巴电商平台会员数量	阿里巴巴采购批发网
外贸服务	金融服务	每万人金融业从业人员	《中国城市统计年鉴》
	融资规模	城市年末金融机构贷款余额/GDP	EPS 中国城市数据库
	物流服务	每万人交通运输仓储邮政业从业人员	《中国城市统计年鉴》

(二) 中国城市贸易便利化水平测算结果分析

1. 中国城市贸易便利化水平整体发展趋势

中国 281 个地级及以上城市的贸易便利化综合水平逐年平均值和中位值如图 1 所示。可以看出,2000 年以来,中国的贸易便利化综合水平得到了稳步发展,其中,世界金融危机时期是中国贸易便利化发展的重要转折点,2008 年之后贸易便利化增速迎来了快速发展时期。从城市贸易便利化的整体水平来看,2000 年各城市贸易便利化综合指标的中位数值为 0.8026,到 2015 年则增长到 1.8390,年平均增长率达 5.68%。

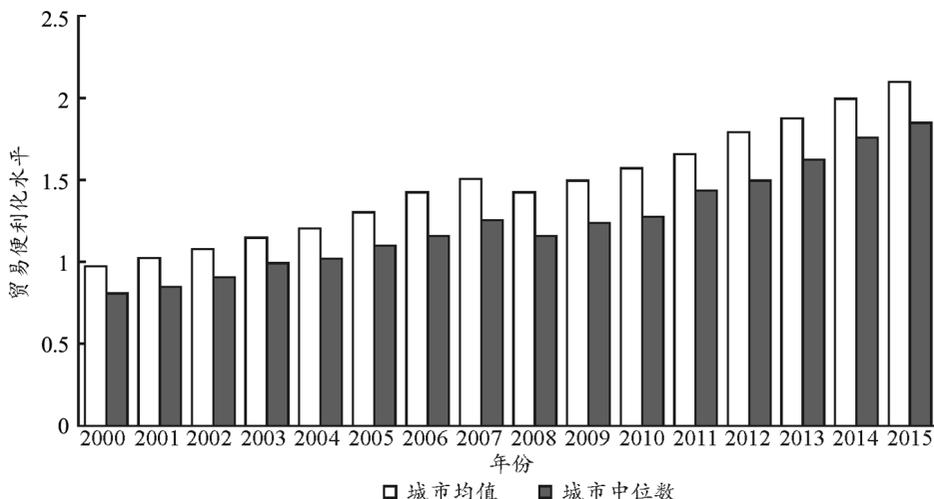


图 1 2000—2015 年中国城市贸易便利化水平趋势图

2. 中国贸易便利化发展的地域差异与城市特征

通过比较不同城市贸易便利化水平发现,中国地级及以上城市贸易便利化发展的地域

差距逐渐扩大,呈现出“东高西低”与“南高北低”的态势。^① 贸易便利化深度不断加强,除内蒙古自治区部分城市外,中国贸易便利化的发展基本以“胡焕庸线”为界,从东部沿海地区到中西部内陆地区逐渐递减,符合中国经济发展不平衡的现实国情,东西部地区贸易便利化差距呈逐年递增趋势。近几年来,陆续有学者指出了南北分化的趋势,基于南北各省赋税净上缴差异的事实,认为中国经济走势分化的现状从“东西差距”转变为“南北差距”。本文以“秦岭-淮河”为界将中国 281 个地级及以上城市划分南北城市,发现贸易便利化水平呈现出“南高北低”的局面,南方城市与北方城市贸易便利化综合指标均值差距从 2000 年的 0.1564,扩大到 2015 年的 0.4858^②。

四、研究设计与结果分析

(一)数据来源与模型设定

本文所用样本数据的时间跨度为 2000—2015 年,企业层面数据来中国工业企业数据库与中国海关进出口数据库,专利层面数据来自中国国家知识产权局(SIPO)专利数据库检索系统。在此数据基础上,本文参照 Brandt 等(2012)的方法形成企业面板数据结构,详细步骤为:(1)数据匹配:去除不符合企业名称登记管理规定的字符并调整行业代码,随后采用企业名称(专利申请人)分年度匹配中国海关数据库、中国工业企业数据库以及国家知识产权局专利数据库。(2)指标处理:对于匹配成功的样本,借鉴 Ahn 等(2011)的思路,识别并剔除贸易中间商或代理商^③、剔除不符合企业会计准则的指标、剔除不符合国家专利法规的专利。

基于前述理论分析本文选用面板固定效应模型进行计量分析,构建如下基准回归模型:

$$Innovation_{ict} = \beta_0 + \beta_1 City_TF_{ct} + \beta_2 X_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16)式中: $Innovation_{ict}$ 表示第 t 年城市 c 中企业 i 的创新水平,采用企业当年申请的发明专利数量的对数衡量; $City_TF_{ct}$ 表示第 t 年城市 c 的贸易便利化综合水平的对数形式;基准模型中分别纳入时间固定效应 μ_t 和企业个体固定效应 γ_i , ε_{it} 表示随机误差项。本文企业层面控制变量主要包括:企业规模($Scale$),采用企业总资产(千元)的对数形式表示;企业年龄($Period$),根据企业开工时间起至样本时间计算,取对数表示;生产率($Labor$),使用企业劳动生产率的对数值表示,即企业工业总产值(千元)与从业人员数量(人)之比的对数值;外部融资约束(FC),使用企业利息率表示,即企业利息合计占企业固定资产合计的比重;政府补贴($Subsidy$),使用企业政府补贴收入占企业工业销售产值的比重表示。此外,遗漏城市与行业层面特征可能造成核心变量估计系数偏误,为消除城市发展变化、行业经济差异等因素干扰,基准回归模型中还考虑了行业和城市层面控制变量,如行业赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)、城市人均 GDP(元/人)的对数($Pgdp$)、常住人口(万人)对数值(Pop)和外商实际投资额(万美元)对数(FDI)。变量说明与描述性统计见表 2。

①限于篇幅,未报告中国各城市贸易便利化水平分布结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

②以秦岭-淮河为界将中国 281 个地级及以上城市划分南方城市与北方城市,“南北贸易便利化均值差距”根据本文计算的中国城市贸易便利化综合指标构造,公式为:南北贸易便利化均值差距=(南方城市贸易便利化综合指标均值-北方城市贸易便利化综合指标均值)。

③将企业名称中包含“进出口”“经贸”“贸易”“科贸”“外经”等字样的企业识别为贸易中间商或代理商。

表 2 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Innovation</i>	企业发明专利数量对数	285 699	0.355	0.776	0	9.165
<i>Oversea</i>	企业海外专利数量对数	285 699	0.0078	0.129	0	9.341
<i>City_TF</i>	城市贸易便利化水平	285 699	1.267	0.301	0.328	2.054
<i>Scale</i>	企业规模	285 699	10.59	3.404	0	20.67
<i>Period</i>	企业年龄	285 699	2.271	0.659	0	5.999
<i>Labor</i>	劳动生产率	285 699	5.911	1.013	2.763	11.52
<i>FC</i>	外部融资约束	285 699	0.064	0.130	-0.031	0.848
<i>Subsidy</i>	政府补贴	285 699	0.002	0.021	-0.450	3.872
<i>HHI</i>	行业集中度	285 699	0.079	0.097	0.0003	0.565
<i>Pgdp</i>	人均 GDP 对数	285 699	11.09	0.878	8.825	13.09
<i>Pop</i>	常住人口对数	285 699	6.296	0.628	2.833	9.315
<i>FDI</i>	外商实际投资额对数	285 699	11.89	1.549	7.403	14.76

(二) 基准结果与分析

理论假说部分指出,贸易便利化具有创新效应,即贸易便利化发展有助于当地企业加大研发创新活动的力度,进而有助于创新水平的提高。本文首先估计在未加入控制变量和固定效应的情况下,贸易便利化对企业创新水平的影响。表 3 第(1)列的估计结果显示,*City_TF* 的估计系数在 1%的水平上显著为正,这说明在其他条件不变时,贸易便利化对中国企业创新水平具有显著的正向影响,初步验证了研究假说 1。进一步地,第(2)、(3)列逐步加入了控制变量、时间和企业个体固定效应,*City_TF* 的估计系数符号不变且依然显著为正,这意味着在考虑其他因素的影响后,贸易便利化仍显著地提升了当地企业创新能力。此外,*Labor* 和 *Subsidy* 的估计系数均显著为正,这表明劳动生产率和政府补贴越高的企业,其技术转化水平越高,发明专利的申请数量越大。

(三) 稳健性检验

1. 核心变量替换

考虑到知识产权申请需要经过受理、审查、复审和授权等环节,为考察基准回归结果是否会随变量计算方法的调整而改变,本文采用发明专利授权数量的对数形式作为被解释变量的替代变量,采用李波和杨先明(2018)的方法计算我国各省域贸易便利化水平(*Province_TF*)作为解释变量的替代变量^①。表 3 第(4)、(5)列依次展示了变量变换的估计结果,显而易见,替代变量系数显著且符号未发生改变,说明贸易便利化对中国企业发明专利授权同样具有促进作用,研究结论稳健。

2. 样本调整

企业创新行为与其所处城市经济特征息息相关,大城市从全球吸引资金、技术与人才,拥有优越的商业环境和充足的发展资源,是科技企业创业孵化的“天然温床”。经济发展水平不同的城市中企业创新主动性与科技成果转化水平差异较大,贸易便利化的企业创新效

^①感谢审稿专家的宝贵意见,本文亦采用熵值法调整指标权重等多种方法进行核心变量替换,研究结果依旧稳健,篇幅原因未做汇报。

应是否是由于城市经济特质差异而导致的统计误判?为检验这一点,本文依据现行的中国行政区划进行样本调整,仅保留企业所在地为地级市的样本,即剔除直辖市、省会城市和副省级城市,以考察基准结果的可靠性。表3第(6)列结果显示,核心解释变量估计系数显著为正,进一步证明了贸易便利化所具有的企业创新效应。

3. 估计模型替换

进一步地,基准回归中为尽可能消除异方差问题并便于考察变量的弹性系数,对企业发明专利数量进行了对数化处理。但考虑到发明专利数量是一个非负整数,存在过度分散问题。^①因此,在选择替代估计方法时,借鉴刘慧和綦建红(2021)的处理方式,采用面板负二项回归(PNBR)法处理非负计数被解释变量过度分散问题。检验结果列于表3第(7)列,估计模型替换后变量系数符号与显著性均未发生改变,研究结论稳健。

表 3 基准回归结果

	基准回归			稳健性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	FE	FE	被解释变量变换	解释变量变换	样本调整	模型替换
<i>City_TF</i>	0.1881*** (19.15)	0.2369*** (6.72)	0.3044*** (6.89)	0.2854*** (6.97)		0.4447*** (7.11)	0.5436*** (13.22)
<i>Province_TF</i>					0.4931*** (12.11)		
<i>Scale</i>		-0.0073*** (-7.48)	-0.0074*** (-7.66)	-0.0083*** (-9.53)	-0.0077*** (-7.90)	-0.0085*** (-6.81)	0.0087*** (4.77)
<i>Period</i>		-0.0094 (-1.44)	-0.0103 (-1.58)	-0.0141** (-2.30)	-0.0103 (-1.59)	-0.0130 (-1.62)	0.3725*** (34.47)
<i>Labor</i>		0.0525*** (16.96)	0.0515*** (16.65)	0.0440*** (15.37)	0.0498*** (16.15)	0.0426*** (10.72)	0.1533*** (24.21)
<i>FC</i>		-0.0672*** (-5.17)	-0.0654*** (-5.04)	-0.0370*** (-3.13)	-0.0704*** (-5.42)	-0.0634*** (-3.88)	-0.3016*** (-7.00)
<i>Subsidy</i>		1.6116*** (4.12)	1.5402*** (3.95)	3.0340*** (8.40)	1.6099*** (4.13)	2.0775*** (3.80)	9.4826*** (13.17)
<i>HHI</i>			-0.0005 (-0.03)	-0.0430** (-2.26)	-0.0000 (-0.00)	-0.0249 (-0.84)	0.1012 (1.59)
<i>Pgdp</i>			0.1260*** (6.99)	0.1194*** (7.61)	0.1116*** (6.26)	0.1170*** (6.66)	0.0032 (0.18)
<i>Pop</i>			0.1607*** (8.99)	0.1650*** (10.55)	0.1237*** (6.92)	0.1556*** (8.65)	0.1178*** (7.94)
<i>FDI</i>			0.0078*** (4.08)	0.0057*** (3.25)	0.0062*** (3.23)	0.0028 (1.18)	-0.0363*** (-5.39)
<i>Constant</i>	0.1164*** (9.72)	-0.3448*** (-8.94)	-2.7113*** (-9.67)	-2.6452*** (-10.81)	-2.6766*** (-9.50)	-2.4907*** (-9.17)	-5.4508*** (-27.47)
时间固定效应	否	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	是	是	是	是	是	是
N	285 699	285 699	285 699	285 699	285 699	245 721	179 839
<i>Within R</i> ²	0.0053	0.0613	0.0622	0.1089	0.0632	0.0645	-

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著(双侧);括号内为企业层面聚类标准误的 *t* 统计量;负二项回归中 Wald Chi2 统计量为 14340.17, 对应 *P* 值为 0.0000。

^①企业发明专利数量的标准差为 50, 显著大于均值 2.297;混合负二项回归中的过度分散参数 α 为 8.718, 标准差为 0.044, 显著拒绝“过度分散参数等于 0”的原假设。

(四) 内生性分析^①

考虑到逆向因果可能对估计结果产生影响,因而有潜在的内生性担忧。具体而言,贸易便利化和企业创新可能受到某些共同因素的影响,例如地区经济发展和产业结构调整等。为进一步减少内生性对研究结论的干扰,本文选取企业所在省份其他城市(剔除企业所在城市)贸易便利化均值(*Exclu_mean*,工具变量 I)和企业所在城市到最近港口的距离与地区全年降水量的交互项(*Dis_Rain*,工具变量 II),作为企业贸易便利化水平的工具变量,并使用两阶段最小二乘法进行估计,各城市(质心)到最近港口的距离由作者通过高德地图测算^②,地区降水量数据来源于历年《中国统计年鉴》。

工具变量的构造主要基于以下两方面考量:一方面,企业所在省份其他城市贸易便利化均值与当地贸易便利化水平密切相关,但与本地企业专利申请并无直接关系,因此是外生的。另一方面,距港距离(即企业所在城市到最近港口的距离)、地区降水量属于自然地理变量,与企业运营、创新决策的异质性无关,满足工具变量的“排他性约束”,符合外生性假设。距港距离能客观反映企业所面临的贸易便利程度,离港口较远的企业需要承担更高的贸易成本,贸易越不便利;降水量越高(或雨天较多)的地区,越不具备高效物流运输的有利条件,会对贸易便利化产生负面影响(段文奇、景光正,2021)。因此,将距港距离与降水量的交互项作为贸易便利化的工具变量,符合工具变量的相关性假定。本文引入上述两个工具变量分别进行估计,两阶段最小二乘法估计结果列于表4,从中可以看出,考虑内生性因素后,贸易便利化的企业创新效应仍显著为正,证明贸易便利化水平提升有助于当地企业创新能力的提高。

表4 内生性分析结果

	工具变量 I		工具变量 II		同时引入	
	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段	(3) 第一阶段	(4) 第二阶段	(5) 第一阶段	(6) 第二阶段
<i>City_TF</i>		0.6187*** (15.37)		1.4666*** (3.19)		0.6206*** (15.42)
<i>Exclu_mean</i>	0.8695*** (543.06)				0.8681*** (541.37)	
<i>Dis_Rain</i>			-0.0005*** (-31.86)		-0.0001*** (-14.00)	
识别不足检验	1.3e+05***		1010.875***		1.3e+05***	
弱识别检验	2.9e+05***		1015.097***		1.5e+05***	
控制变量	是		是		是	
时间固定效应	是		是		是	
企业固定效应	是		是		是	
N	279 422		279 422		279 422	

注:工具变量检验中识别不足检验使用 Anderson canon.Corr.LM 统计量,弱识别检验使用 Cragg-Donald Wald F 统计量。

① 本文亦使用多重固定法与 Heckman 两步法控制因遗漏变量和样本选择偏误而引致的潜在内生性偏差,篇幅原因未做汇报。

② 港口数据来自历年《中国海洋年鉴》,具体港口包括:上海港、大连港、营口港、丹东港、锦州港、天津港、唐山港、秦皇岛港、黄骅港、青岛港、烟台港、威海港、日照港、宁波港、舟山港、温州港、台州港、嘉兴港、苏州港、南京港、连云港、南通港、镇江港、福州港、泉州港、厦门港、莆田港、漳州港、广州港、深圳港、珠海港、汕头港、惠州港、虎门港、中山港、阳江港、茂名港、湛江港、防城港、北海港、钦州港、海口港、洋浦港、三亚港、八所港。

五、异质性分析与机制检验

(一) 异质性分析

进一步地,本部分从企业所有制形式、城市禀赋差异和产业技术特征三个角度进行再分析,探讨贸易便利化对中国企业创新的异质性影响。

1. 区分企业所有制形式

考虑到企业所有制形式是企业创新的重要影响因素,贸易便利化的创新效应对不同所有制的企业可能具有异质性。鉴于此,本文将样本分为国有企业和非国有企业(包含外资企业和民营企业)两个子样本进行回归,具体结果列示于表5第(1)、(2)列。估计结果表明,贸易便利化显著提升了外资企业和民营企业等非国有企业的创新水平,在国有企业中上述促进作用并不明显。对此可能的解释是,国有企业主要集中于关系国家安全、国民经济命脉和国计民生的重要行业,在融资与补贴等方面享受诸多政策优待,其受到的贸易便利化约束相对较弱。相反,外资企业和民营企业等非国有企业依据利润最大化原则执行生产与销售活动,通关手续复杂、金融市场运作不良与基础设施不足而引致的贸易不便利性,极大地加剧了非国有企业的贸易成本与不确定性,因此,贸易便利条件的改善对非国有企业的创新活动影响较大。

2. 区分城市禀赋差异^①

中国城市贸易便利化发展存在典型的不平衡特征,东部沿海的平原地区经济发展条件优越,贸易便利化程度较高;与之相反,非沿海地区对外贸易活动大部分集中在内陆中心城市(省会城市、部分直辖市与计划单列市等),或先将货物集中至中心城市再转运到各大贸易口岸。鉴于此,本文按照企业地域分布将样本划分为中心城市企业与非中心城市企业,即将与海岸或陆地国界线接触的城市、省会城市、直辖市、计划单列市划分为中心城市,反之为非中心城市,分样本回归以考察贸易便利化的企业创新效应的城市禀赋异质性。表5第(3)、(4)列结果显示,贸易便利化的创新效应仅体现在非中心城市企业中。原因可能在于,相较于其他城市,中心城市作为对外贸易的“先行区”,当地企业本身享有更加开放的政策环境和贸易便利化条件,对进口中间品和海外技术转移的利用较为充分。因此,中心城市贸易便利化对当地企业技术创新的影响较不明显,而贸易便利化对非中心城市企业专利创新影响较为突出。

3. 区分行业技术特征

企业创新行为与其所处行业特征息息相关,考虑到技术含量不同的行业中企业创新主动性与科技成果转化水平差异较大,一般认为高新技术产业的企业创新活动更为活跃,这是因为高新技术产业具有利润回报高和技术开发周期短的特征,有着更高的创新激励(Aghion et al., 2018)。这也意味着高新技术产业企业在面临全球市场竞争时,更愿意借助贸易便利

^①感谢审稿专家的宝贵意见,本文进一步按照地域分布将样本划分为沿海地区企业和非沿海地区企业进行异质性检验,与区分城市禀赋差异结果一致,贸易便利化的创新效应在非沿海地区企业较为突出,篇幅原因未做汇报。

化措施改善贸易条件,从阻止新技术进入和联合定价等非生产性活动转向研发活动,通过不断更新生产设备、改进生产技术和优化组织管理等方式引导资源配置向创新活动重新分配,以保持行业前沿。鉴于此,本文依据《OECD 制造业技术划分标准》进行样本调整,按照行业技术水平将企业样本划分为低技术、中技术和高技术行业企业,分样本进行检验。表5第(5)、(6)、(7)列结果显示,贸易便利化的企业创新效应在中高技术行业显著为正,而在低技术行业不显著,即相对于食品加工业、纺织服装业和木材加工及家具制造业等低技术行业企业,贸易便利化对于医药化工行业、计算机和电子通信设备制造业等高技术行业企业的促进作用更加明显。

表5 异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	国有企业	非国有企业	中心城市	非中心城市	低技术行业	中技术行业	高技术行业
<i>City_TF</i>	0.0876 (0.39)	0.3688*** (8.64)	0.0781 (1.44)	0.4513*** (6.09)	0.1147 (1.33)	0.3214*** (5.11)	0.2891*** (3.31)
<i>Constant</i>	-3.9944*** (-3.39)	-2.4268*** (-8.98)	-2.0355*** (-5.31)	-3.8471*** (-8.77)	-2.1748*** (-5.13)	-2.5141*** (-6.04)	-3.3557*** (-5.35)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	24 933	260 766	155 473	130 226	51 619	171 800	62 280
<i>Within R</i> ²	0.1158	0.0584	0.0582	0.0687	0.0436	0.0650	0.0647

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著(双侧);括号内为企业层面聚类标准误的 *t* 统计量。

(二) 影响渠道检验

为深入了解贸易便利化影响当地企业创新的路径,依据理论分析与研究假设,本文将技术溢出效应和出口门槛效应作为中介变量,构建中介效应模型检验贸易便利化对当地企业创新水平的影响渠道。参考谢红军等(2021)的做法,使用中国海关进出口数据库的中间产品^①进口规模对数(*Inter*)衡量中间产品进口引致的技术溢出效应;由于出口市场准入门槛降低的直接表现是出口企业数目的增加,因此,与程凯和杨逢珉(2020)类似,本文使用城市-年份层面出口企业数量的对数形式(*Num*)表示出口市场准入门槛降低导致的门槛效应,据此,本文设定中介效应模型如下:

$$Inter_{it} = a_0 + a_1 City_TF_{it} + a_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$Num_{it} = b_0 + b_1 City_TF_{it} + b_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

$$Innovation_{ict} = c_0 + c_1 City_TF_{it} + c_2 Inter_{it} + c_3 Num_{it} + c_4 X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

(17)和(18)式分别考察了贸易便利化对企业中间产品进口规模和当地出口企业数目的影响。

从进口技术溢出渠道看,由于当地通关手续复杂、金融市场运作不良以及基础设施薄弱造成的贸易不便利性,增加了企业从国外进口中间产品的采购成本与不确定性,阻碍了企业

① 本文根据联合国贸易统计局提供的 HS-BEC 编码转化表识别中间产品。

通过引进国际先进技术和核心零配件获得国际技术溢出的机会。此时,贸易便利化水平的提升有助于缓解中间产品进口约束问题。为了验证这一点,表6第(1)列汇报了以企业中间产品进口规模对数(*Inter*)作为被解释变量的中介效应模型估计结果。结果显示,城市贸易便利化的估计系数在1%的水平上显著为正,表明当地贸易便利条件的改善能够显著促进企业的中间产品进口规模的扩大。与基准回归相比,第(2)列纳入了企业中间产品进口规模的中介变量,与前文假说一致,*City_TF*和*Inter*的估计系数均显著为正,这意味着贸易便利化通过中间产品进口引致的技术溢出效应对当地企业创新水平产生影响。

从门槛效应看,理论分析与研究假说部分已经论述了当地贸易便利条件的改善能够有效降低出口市场准入门槛,从而有更多的企业涌入出口市场,使得当地企业在更大的市场规模上运营,此时企业做出的应变是通过提高研发投入以扩大产品创新的规模效益,进而影响企业创新水平。为检验门槛效应机制,本文首先验证贸易便利化对中介变量出口企业数量的影响。表6第(3)列结果显示,贸易便利化的估计系数显著为正,即贸易便利化水平的提高整体上增加了当地出口企业的数量,降低了出口市场的准入门槛。第(4)列在同时控制了核心解释变量和中介变量(*Num*)后,中介效应模型结果显示,*City_TF*和*Num*的估计系数均在1%的水平上显著为正,表明当之前因高额的出口固定成本而放弃出口的企业进入出口市场时,当地企业在获得关于外国市场信息与技术扩散的同时将不再受国内市场需求的限制,有通过产品创新扩大出口规模赚取更大收益的激励,即门槛效应在贸易便利化的企业创新效应中起到了部分中介作用。出于严谨考虑,Sobel检验结果证明了中介变量系数乘积项(a_1c_2 和 b_1c_3)的显著性,也证实了中介效应的存在。至此,本文检验了中间产品进口引致的技术溢出效应和出口市场准入门槛降低导致的门槛效应是贸易便利化促进企业创新的重要途径,从而验证了研究假说2。

表6 中介效应模型结果

	技术溢出效应		门槛效应		总效应
	(1) <i>Inter</i>	(2) <i>Innovation</i>	(3) <i>Num</i>	(4) <i>Innovation</i>	(5) <i>Innovation</i>
<i>City_TF</i>	0.7941*** (3.14)	0.2992*** (6.79)	0.7126*** (8.90)	0.2986*** (6.75)	0.2934*** (6.65)
<i>Inter</i>		0.0065*** (15.31)			0.0065*** (15.35)
<i>Num</i>				0.0081*** (5.39)	0.0082*** (5.48)
<i>Constant</i>	6.5425*** (4.65)	-2.7539*** (-9.83)	-2.2514*** (-4.34)	-2.6931*** (-9.60)	-2.7356*** (-9.76)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
N	285 699	285 699	285 699	285 699	285 699
<i>Within R</i> ²	0.0082	0.0635	0.1341	0.0624	0.0637

六、扩展研究:贸易便利化有助于企业“专利出海”吗?

改革开放以来,伴随着“走出去”的战略性调整和国际专利体制的一体化,中国企业快速融入全球经济,由此开启了包括技术创新在内的多维度国际化之路。世界知识产权组织(WIPO)的统计数据显示,2000年中国通过《专利合作条约》(Patent Cooperation Treaty, PCT)途径提交的国际专利申请仅为784件,到2020年这一数字高达68720件,位列世界首位,年均增长率高达25.07%。中国国际专利申请数量激增,意味着中国企业知识产权保护意识的增强和国际竞争力的提高。

图2展示了2000年以来中国城市贸易便利化水平和海外专利申请数量的趋势演变。从图中可以明显的看出,随着时间的推移,二者一直在稳步增加,表明贸易便利化和海外创新的同时扩张,存在显著的统计相关性。鉴于此,贸易便利化是否以及在何种情况下为促进或深化企业“专利出海”创造了新的机会,这仍然是一个悬而未决的问题。本部分通过研究中国城市贸易便利化对当地企业国际专利申请的影响,从二元边际角度考察政策制定者如何通过贸易便利化措施促成中国企业“专利出海”。

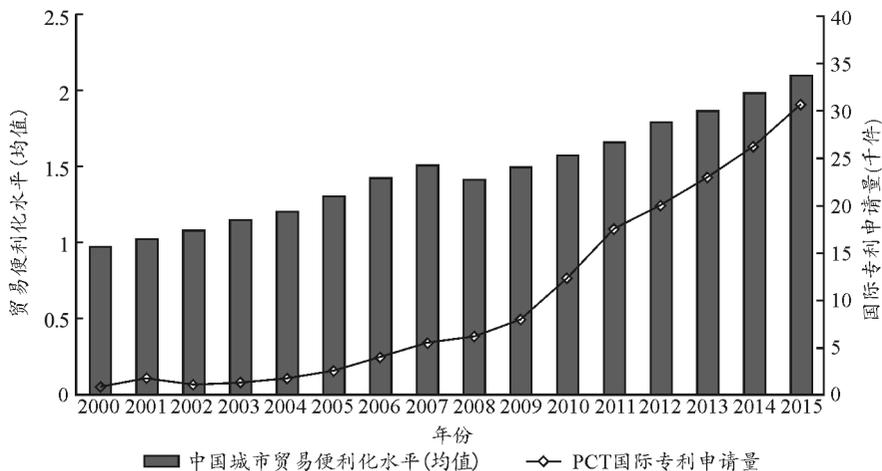


图2 中国城市贸易便利化水平与 PTC 国际专利申请量

(资料来源:中国 PCT 国际专利申请量为中国通过《专利合作条约》(PCT)途径提交的国际专利申请量,数据来自世界知识产权组织网站。)

本文采用爬虫方法收集整理中国国家知识产权局(SIPO)专利检索系统中 PCT 国际专利申请公布信息,并与大为专利数据库(Innojoy)进行比对,精准识别中国企业的国际专利申请,以企业为单位加总得到企业层面国际专利申请数^①。基于此,本文从广延边际和集约边际两个角度,检验贸易便利化对中国企业国际专利申请的影响:

$$Oversea_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 City_TF_{ict} + \alpha_2 X_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

^①感谢审稿专家的宝贵意见,拓展研究中仅采用了国际专利申请数据,并不能反映专利在海外被授权和引用的真实情况,本文亦采用国际专利授权数据进行替换,估计结果与拓展研究结果一致,篇幅原因未做汇报。

与基准回归相同,模型中加入相同控制变量、时间与企业个体固定效应; $Oversea_{ict}$ 表示第 t 年城市 c 中企业 i 的国际专利申请,分别以企业是否申请国际专利(广延边际)和申请的国际专利数量(集约边际)表示。为了更为灵活地考虑企业国际专利申请量为零的观测值的影响,借鉴谢红军等(2021)的方法,将国际专利申请集约边际定义为 $\ln(x+\sqrt{x^2+1})$,其中 x 表示企业国际专利申请数量。

表7第(1)和(2)列依次汇报了贸易便利化对企业国际专利申请广延边际和集约边际的影响。不难发现,核心解释变量的估计系数均在1%的水平上显著为正,表明中国城市贸易便利化对当地企业国际专利申请的“广度”与“深度”均具有显著的促进作用。这意味着,中国交通基础设施的完善、规制环境与口岸效率的提升以及电子商务与外贸服务的改进等贸易便利化措施,不仅有利于增加中国企业“专利出海”的成功率,还有助于促进中国企业海外有效专利的积累。不同类型的国际专利代表了企业不同层次的创新水平与海外竞争策略,一般认为,发明专利隐含的创新质量较高,实用新型专利次之。鉴于此,本文依次分析贸易便利化对中国企业国际发明专利和实用新型专利申请数量的影响。表7第(3)和(4)列结果显示,贸易便利化能够显著提高中国发明专利和实用新型专利的海外申请数量,且相对于实用新型专利,贸易便利化对发明专利海外申请量的影响更大。在当前国内外媒体和学者对中国“专利泡沫”与“创新假象”的关注和质疑下(张杰、郑文平,2018),本文的研究表明,贸易便利化在促进中国企业“专利出海”的同时,也有利于企业海外专利质量的提高,有助于推动企业高质量创新活动从国内研发向国际认证的转变。

目前,中国企业在海外面临的国际知识产权纠纷或国际专利壁垒主要由同行业竞争对手直接发起,其出发点往往不在于取得胜诉和侵权赔偿,而在于限制新的市场主体进入相关行业市场,甚至利用国际专利侵权案件诉讼周期长、立案条件低、诉讼费用高的特点逐渐拖垮成长期的中国企业,医药化工行业和电子通信行业等高创新强度行业尤其如此。鉴于此,本文参照吉赞和杨青(2020)的分类方法,将总样本分为高创新强度行业企业和低创新强度行业企业^①,分样本回归估计结果列示于表7第(5)—(8)列。在高创新强度分组中,贸易便利化的估计系数均在1%的水平上显著为正,说明城市贸易便利条件的改善对高创新强度企业的“专利出海”具有促进作用,且相较于实用新型专利,贸易便利化对高创新强度企业的发明专利申请的促进作用更大。而在低创新强度分组中,贸易便利化对不同类型企业的海外专利申请并未展现出明显的正向或负向作用。对此的解释可能是,在创新强度越高的行业中,国际知识产权竞争愈发激烈,更容易受到同行业竞争对手发起的知识产权纠纷或国际专利壁垒的针对,企业在享受贸易便利条件改善带来的海外创新效应的同时,倾向于采取“储备+谈判+合作”的国际竞争策略,即预先进行海外专利布局、储备竞争对手难以绕开的国际专利组合,争取实现竞争双方专利有效量的势均力敌,从而在面临专利纠纷和市场进入限制时有足够的谈判筹码,在确保自身知识产权的前提下寻求竞争双方的合作共赢。

^①高创新强度行业包括通信设备、计算机及其他电子设备制造业,电气机械及器材制造业,化学原料及化学制品制造业,专用设备制造业,通用设备制造业,医药制造业,交通运输设备制造业,有色金属冶炼及压延加工业,金属制品业,非金属矿物制品业,橡胶制品业,塑料制品业,黑色金属冶炼及压延加工业,饮料制造业;其余为低创新强度行业。

表 7 扩展研究回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	广延边际	集约边际	发明专利	实用新型专利	高创新强度		低创新强度	
					发明专利	实用新型专利	发明专利	实用新型专利
<i>City_TF</i>	0.0412*** (5.59)	0.0574*** (5.20)	0.0456*** (4.97)	0.0206*** (3.61)	0.0473*** (4.02)	0.0206*** (2.81)	0.0134 (1.33)	0.0047 (1.50)
<i>Constant</i>	0.1335*** (2.64)	0.1688** (2.30)	0.1064* (1.74)	0.0980** (2.13)	0.1851** (2.47)	0.1165** (2.06)	-0.0359 (-0.71)	0.0214 (0.84)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	285 699	285 699	285 699	285 699	205 094	205 094	80 605	80 605
R ²	0.0034	0.0022	0.0025	0.0011	0.0027	0.0011	0.0026	0.0006

七、结论与启示

近年来,中国逐步成长为具有全球影响力的科技大国,正确认识和理解经济体内部贸易便利化发展对当地企业创新的承接和促进作用,是中国经济高质量发展和向全球价值链高端攀升的内在要求。本文从不同角度研究了中国贸易便利化对中国企业主体创新行为的影响与作用机制,主要的结论有:(1)在2000—2015年间,中国地级及以上城市贸易便利化综合水平不断提升,地域差距逐渐扩大,呈现出“东高西低”与“南高北低”的态势。(2)从总体来看,贸易便利化有助于促进当地企业创新水平的提升,其创新效应在非国有企业、非中心城市和中高技术行业中更为突出;影响渠道分析表明,中间品进口产生的技术溢出效应和出口市场准入门槛降低引致的门槛效应是城市贸易便利化提高本地企业创新水平的重要作用机制。(3)进一步研究发现,贸易便利化显著促进了以PCT国际专利申请量衡量的中国企业海外创新,且具有显著的专利类型与行业异质性,即相较于实用新型专利和低创新强度行业,贸易便利化对发明专利和高创新强度行业的海外创新影响更大。文章研究结论不但从贸易便利化视角诠释了中国企业主体创新行为的事实和路径,同时也具有较强的现实意义与政策启示:

1.积极推动贸易便利化措施落地见效,激发外贸市场活力。随着经济全球化和区域经济一体化进程的深入,中国进出口贸易总规模不断扩大,贸易过程中存在的“非效率”问题日益受到社会各界的高度关注。经济体内部贸易便利化水平提升是当地对外贸易高质量发展的内在要求,也是促进中国对外贸易提质增效的关键推动因素。因此,中国内部亟须切实可行的贸易便利化措施促进当地企业融入全球生产分工体系,降低国内企业与货物贸易有关的交易成本。

2.推动中国专利申请从数量到质量、从国内研发向专利出海的转变。部分媒体和学者认为,中国在知识产权领域存在专利数量与质量不平衡的问题,部分反映了中国的“专利泡沫”与“创新假象”,这引发了国内外社会各界的高度关注。当地政府应关注本土企业自主创新能力的量质齐升,这不仅有助于提高中国企业的国际竞争力,也有利于实现以科技创新

助推中国经济高质量发展的宏伟蓝图。

3.深刻认识到全球竞争的法律风险,提高海外专利储备和自主创新能力。大部分企业在产品研发过程中都绕不开其他企业掌握的专利技术或核心零部件,以通信软件行业为最,即在设计、软件研发和装配生产等各个产品环节都存在着由专利侵权带来的不确定风险。此时,只有熟悉国际知识产权保护体制机制、实现竞争双方专利有效量的势均力敌才是中国企业应对突发性国际专利壁垒的有效途径。

参考文献:

- 1.程凯、杨逢珉,2020:《贸易便利化与中国企业进口中间品质量升级》,《经济评论》第5期。
- 2.崔鑫生、郭龙飞、李芳,2019:《贸易便利化能否通过贸易创造促进省际贸易——来自中国贸易便利化调研的证据》,《财贸经济》第4期。
- 3.段文奇、景光正,2021:《贸易便利化、全球价值链嵌入与供应链效率——基于出口企业库存的视角》,《中国工业经济》第2期。
- 4.黄先海、卿陶,2020:《出口贸易成本与企业创新:理论机理与实证检验》,《世界经济研究》第5期。
- 5.吉贇、杨青,2020:《高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究》,《世界经济》第2期。
- 6.李波、杨先明,2018:《贸易便利化与企业生产率:基于产业集聚的视角》,《世界经济》第3期。
- 7.刘慧、綦建红,2021:《FTA网络的企业创新效应:从被动嵌入到主动利用》,《世界经济》第3期。
- 8.石丽静、洪俊杰,2017:《开放式创新如何影响企业自主研发绩效?》,《经济评论》第6期。
- 9.谢红军、张禹、洪俊杰、郑晓佳,2021:《鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择》,《中国工业经济》第4期。
- 10.杨继军、刘依凡、李宏亮,2020:《贸易便利化、中间品进口与企业出口增加值》,《财贸经济》第4期。
- 11.张杰、郑文平,2018:《创新追赶战略抑制了中国专利质量么?》,《经济研究》第5期。
- 12.周浩、杨红蕾,2021:《出口、贸易成本和专利出海》,《财贸经济》第6期。
- 13.Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz. 2018. "The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports." NBER Working Paper 24600.
- 14.Ahn, J. B., A. K. Khandelwal, and S. J. Wei. 2011. "The Role of Intermediaries in Facilitating Trade." *Journal of International Economics* 84(1): 73-85.
- 15.Amiti, M., and J. Konings. 2007. "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia." *American Economic Review* 97(5): 1611-1638.
- 16.Arvis, J. F., Y. Duval, B. Shepherd, C. Utoktham, and A. Raj. 2016. "Trade Costs in the Developing World: 1996-2010." *World Trade Review* 15(3): 451-474.
- 17.Atkeson, A., and A. Burstein. 2010. "Innovation, Firm Dynamics, and International Trade." *Journal of Political Economy* 118(3): 433-484.
- 18.Baldwin, J. R., and W. L. Gu. 2004. "Trade Liberalization: Export-market Participation, Productivity Growth, and Innovation." *Oxford Review of Economic Policy* 20(3): 372-392.
- 19.Beverelli, C., S. Neumueller, and R. Teh. 2015. "Export Diversification Effects of the WTO Trade Facilitation Agreement." *World Development* 76(1): 293-310.
- 20.Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. 2012. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *Journal of Development Economics* 97(2): 339-351.
- 21.Bustos, P. 2011. "Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms." *American Economic Review* 101(1): 304-340.
- 22.Chen, Z., J. Zhang, and W. Zheng. 2017. "Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms." *European Economic Review* 94(1): 205-220.
- 23.Dennis, A., and B. Shepherd. 2011. "Trade Facilitation and Export Diversification." *World Economy* 34(1): 101-122.

24. Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl. 2015. "Imported Inputs and Productivity." *American Economic Review* 105(1): 3660–3703.
25. Keller, W. 2004. "International Technology Diffusion." *Journal of Economic Literature* 42(3): 752–782.
26. Lema, R., C. Pietrobelli, and R. Rabellotti. 2018. "Innovation in Global Value Chains." UNU-MERIT Working Papers, No. 2018–038.
27. Melitz, M. J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71(6): 1695–1725.
28. Milner, C., O. Morrissey, and E. Zgovu. 2008. "Trade Facilitation in Developing Countries." CREDIT Research Paper, No. 08/05.
29. Pomfret, R., and P. Sourdin. 2010. "Trade Facilitation and the Measurement of Trade Costs." *Journal of International Commerce, Economics and Policy* 1(1): 145–163.
30. Saggi, K. 2002. "Trade, Foreign Direct Investment, and International Technology Transfer: A Survey." *World Bank Research Observer* 17(2): 191–235.
31. Shepherd, B. 2017. "Infrastructure, Trade Facilitation, and Network Connectivity in Sub-Saharan Africa." *Journal of African Trade* 3(1): 1–22.
32. Shepherd, B., U. Kumar, and R. Dime. 2018. "Trade Facilitation and Innovation: Evidence from South Asia Sub-regional Economic Cooperation Countries." ADB South Asia Working Paper Series, No. 55.
33. Wilson, J. S., C. Mann, L. Messerlin, and T. Otsuki. 2003. "Trade Facilitation and Economic Development: A New Approach to Quantifying the Impact." *World Bank Economic Review* 17(3): 367–389.

Trade Facilitation and Chinese Enterprise Innovation: From Domestic R&D to Patenting Abroad

Zhao Zhongxiu and Li Zexin

(School of International Trade and Economics, Shandong University of Finance and Economics)

Abstract: This paper constructs an indicator system to measure the trade facilitation levels in 281 Chinese prefecture-level and above cities, and examines the impact and mechanism of trade facilitation on domestic and international patent applications of Chinese enterprises by using matched data from the China Customs Database, the Chinese Industrial Enterprises Database and the China National Intellectual Property Patent Database from 2000 to 2015. The study found that since 2000, the level of trade facilitation in Chinese has steadily improved, and the gap between cities has gradually expanded, showing a trend of "high in the east and low in the west" and "high in the south and low in the north". Trade facilitation has significantly improved the innovation level of local enterprises, especially in non-state-owned enterprises, non-central cities and medium and high-tech industries. Its impact path is mainly realized through the effect of technology spillover and the effect of threshold. Extended research found that trade facilitation has a significant overseas innovation effect, and the innovation effect varies with patent types and industrial innovation intensity. The research conclusions provide useful insights for further promoting the construction of an innovative country in China and accelerating the cultivation of new international competitive advantages of Chinese enterprises.

Keywords: Trade Facilitation, Inter-City Gap, Enterprise Innovation, Patenting Abroad

JEL Classification: F18, O31

(责任编辑:陈永清)