

互联网发展如何助推中国制造业高水平“走出去”？

——基于出口技术升级的视角

卓乘风^{1,2} 邓峰^{1,2}

(1. 新疆大学 新疆创新管理研究中心, 新疆 乌鲁木齐 830000;

2. 新疆大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830000)

摘要: 将互联网技术的发展纳入异质性企业贸易模型,在理论分析的基础上,采用投影寻踪模型测算中国2004—2016年省级互联网发展水平,并运用多种计量模型分析互联网发展如何影响中国制造业高水平“走出去”。研究发现:首先,互联网发展能够显著提升中国制造业出口技术水平,进而助推制造业高水平“走出去”,而这一机制在相当程度上依赖于互联网技术对资源配置效率的改善作用;其次,互联网发展能在空间和时间的双重维度上促使制造业出口技术水平的区际差异收窄,从而在全国整体层面上推动制造业高水平“走出去”,且前者表现为加快区际制造业出口技术扩散、实现制造业出口技术升级的空间互动,后者则体现在促使地区制造业出口技术水平向技术前沿加速收敛;此外,上述机制在沿海地区和内陆地区表现出明显的区域异质性。研究结论从互联网发展视角,为探索中国制造业高水平“走出去”的有效途径提供了必要的理论和经验支持,同时对因地制宜地推进“互联网+”战略也有一定启发。

关键词: 互联网; 制造业; 走出去; 资源配置; 区际差异

中图分类号: F224; F424; F49 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)06-0102-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.06.009

一、问题的提出

改革开放四十年来,中国制造业依靠对先进技术的模仿与“反向工程”的开展,获得了劳动密集型制造业的国际竞争优势,但其仍以技术含量低、劳动密集度高的低端组装生产方式参与国际分工,使得“走出去”的大多是低附加值的产品。以中美贸易摩擦为代表的贸易争端充分体现了发达国家出于战略考虑而遏制中国高端制造业发展的态势。在此背景下,提升中国制造业国际竞争力、推动制造业高水平“走出去”^①就显得尤为迫切。随之而来的问题是,如何推动制造业高水平“走出去”?十九大报告提出,“推进互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”。《中国制造2025》中也指出,“新一代信息技术与制造业深度融合,正在引发影响深远的产业变革”。更有学者强调,“互联网+出口”已经成为拉动我国出口贸易持续发展的新增长极^[1]。那么,另一个自然而现实的问题是,互联网技术的发展能否促进中国制造业高水平“走出去”呢?倘若可以,其背后的机制如何?此外,制

收稿日期:2019-05-29; 修回日期:2019-10-11

作者简介: 卓乘风(1991—)男,湖北安陆人,新疆大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为西方经济学;邓峰(1970—),男,湖北武汉人,通信作者,新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师,研究方向为技术创新与经济增长。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(18BJL083); 国家社会科学基金一般项目(19BJL129); 新疆维吾尔自治区自然科学基金项目(2017D01C031); 新疆大学经济与管理学院研究生“丝路”创新基金项目(JGSL17002)

制造业作为国民经济的支柱,其区际发展差异的缩小将对改善地区发展不平衡的现状有重要意义,对此,互联网发展能否缩小制造业区际差异,进而从整体上推动制造业高水平“走出去”呢?

从现有研究来看,与本文相关的第一类文献集中讨论了互联网技术的经济效应。Jorgenson^[2]、黄卫东和岳中刚^[3]、Hwang and Shin^[4]等学者均从国家或地区层面肯定了信息技术对经济增长的促进作用,并且这一结论也在发展中国家、新兴经济体及发达国家中得到了不同程度的经验佐证^[5]。与此同时,信息技术的积极作用在企业层面也广泛存在,Mohnen *et al.*^[6]的研究表明,信息通信技术投资的平均预期收益率为9.7%,甚至超过了研发和组织创新的投资回报率。具体到特定产业,伴随着新一代信息技术与制造业的深度融合,越来越多的研究开始关注互联网等信息技术对制造业发展的影响。Asif *et al.*^[7]认为,推动制造业转型发展的关键挑战就在于建立信息技术基础设施、实现信息管理和共享,信息技术一旦得以发展,就会促使知识的跨行业流动,进而在工业行业间形成技术联动结构,这一观点在Kim and Park^[8]关于韩国工业的研究中得到证实。此外,卢福财和徐远彬^[9]、黄群慧等^[10]还深入讨论了互联网发展对制造业生产率的影响。

与本文相关的另一类文献则聚焦于制造业的“走出去”。培育制造业国际竞争力、推动中国制造业价值链攀升是建设制造强国的必要途径,越来越多的研究开始从基础设施水平^[11]、知识产权^[12]、双向FDI^[13]、互联网^[14-15]等方面集中讨论制造业高水平“走出去”的影响因素。其中,与本文关联尤为密切的是卢福财和金环^[14]、李金城和周咪咪^[15]的研究成果,二者均基于国别层面分析了互联网对一国制造业出口技术复杂度的影响,且都认为互联网技术能够通过促进进出口贸易、降低企业信息获取成本、提升劳动者知识和技能水平等渠道,提升一国制造业出口技术复杂度。然而,较为遗憾的是:第一,二者均是从国别层面展开研究,缺乏对中国制造业高水平“走出去”的足够关切,因而,相关结论是否适用于中国实际仍有待进一步验证;第二,前者对于作用机制的阐述缺乏经验检验,后者对出口贸易中介作用的考察,显然无法回答为什么改革开放以来中国制造业在实现贸易额激增的同时却面临着“低端锁定”和低水平“走出去”的困境;第三,二者的研究尚未涉及对中国特有的区际发展差异的考察;第四,关于互联网发展的衡量指标也较为单一,忽略了互联网平台建设的相关信息。

与现有研究相比,本文的边际贡献可能在于:(1)在研究视角上,本文聚焦于中国制造业高水平“走出去”,探讨互联网发展能否提升中国制造业国际竞争力,从而为“互联网+”战略与制造强国战略的有机结合提供了理论和经验支撑。(2)在研究设计上,本文不仅要回答互联网发展能否助推中国制造业高水平“走出去”,还尝试将互联网技术引入异质性企业贸易模型,进一步探寻其中的作用机制,从而深化对制造业出口技术升级的认识。(3)在研究内容上,本文将研究结论与中国实际深度融合,一方面,回答互联网发展能否促使制造业出口技术水平的区际差异收窄;另一方面,考察了互联网发展对我国不同地区制造业高水平“走出去”的异质性影响,从而为改善地区发展不平衡的现状提供更清晰的政策启示。

二、理论框架

企业作为微观经济单元,是地区经济活动的市场主体,因此,本文参考一般做法^[11],在Melitz^[16]异质性企业贸易模型的基础上,将互联网技术引入分析框架,从而在理论层面阐述了互联网发展影响制造业出口技术升级的微观机制,为后文的经验研究提供理论支撑。

(一) 需求

沿用Melitz^[16]关于异质性企业贸易模型的假定,消费者对差异化产品 x 的需求量为 $q(x)$,且有 $x \in X$, X 为差异化产品集合,则消费者的消费偏好满足CES函数:

$$U = \left[\int_{x \in X} q(x)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dx \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

式(1)中 σ 表示两种商品之间的替代弹性,且 $\sigma > 1$ 。依据消费者效用最大化原则,在DS分析

框架下构造出消费品的加总价格指数:

$$P = \left[\int_{x \in X} p(x)^{1-\sigma} dx \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (2)$$

进一步可以得到消费者最优消费数量及其总支出:

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

(二) 生产

按照 Melitz^[16] 的假设, 所有潜在的市场进入者在支付一定的进入成本后, 都会随机获得一个生产率, 我们假定代表性厂商的生产率为 φ_0 。同时, 借鉴 Levin and Tadelis^[17] 的做法, 将产品属性的种类视作产品的技术复杂度, 例如, 轮胎的花纹可以分为直沟花纹、泥雪地花纹和越野花纹等类型^[18], 花纹的种类数则代表轮胎的技术复杂度。我们假定在代表性厂商生产的产品中, 每一种属性都存在 m 种类型, 则该产品的技术复杂度为 m 。显然, 为生产出不同的属性, 所需投入的要素是不一样的。

假设原来生产的产品属性种类数为 m_0 , 现因市场需求结构变化, 需增加一种产品属性。为此, 在机器设备、技术水平不变的情况下, 劳动者不仅要花费原有的精力用于维持 m_0 种属性的生产, 还需要分散一部分精力用于生产第 $m_0 + 1$ 种产品属性, 进而使厂商单位生产率受到制约。在此情形下, 产品属性的种类数越多, 厂商的生产率越低。但是随着技术水平和能力的不断提高, 生产过程中各类要素的配置结构以及配置效率将得到改善, 厂商的生产率也会得到明显提高^[19-20]。例如, 轮胎制造企业在生产花纹轮胎时, 引进自动化水平更高的生产线, 并通过信息技术实现远程调控, 只需要小幅修改机器运行程序, 就能生产出由不同属性组合而成的轮胎, 此外, 再采用大数据技术快速获取市场信息, 从而及时调整轮胎生产规模和产品属性, 避免由市场信息反馈滞后引致的生产资源浪费, 使现有资源获得更为合理的配置, 并实现边际收益最大化。此时, 制造企业的生产率将得到显著提升。

综上所述, 我们假定代表性厂商的信息化水平为 I , 参考 Anwar and Sun^[21] 的设定形式, 假设厂商的资源配置效率 θ 为 I 的函数^②, 设 $\theta = e^I$, 显然 $\theta > 1$, 且有:

$$\frac{\partial \theta}{\partial I} > 0 \quad (4)$$

进一步, 我们假设在生产技术复杂度为 m 的产品时, 所需要的生产率 φ_m 满足如下形式:

$$\varphi_m(I) = \theta^m \varphi_0 = (e^I)^m \varphi_0 \quad (5)$$

这一设定的含义在于: 在不考虑产品技术复杂度时, 代表性厂商的初始生产率为 φ_0 , 现需生产技术复杂度为 m 的产品, 为规避生产率下降的风险, 厂商需要依靠互联网技术来提升资源配置效率、弥补生产率潜在缺口, 而效率提升的幅度又受到产品技术复杂度的影响。与 Melitz^[16] 类似, 我们也假定每个厂商均只有劳动 l 一种投入要素, 且劳动力的供给是无弹性的, 厂商进行生产需要投入一个固定的进入成本 f , 由此得出的企业生产成本函数类似于 Krugman^[22] 的研究:

$$l = f + q/\varphi_m \quad (6)$$

假定劳动力工资水平 w 为单位 1, 在垄断竞争条件下, 寻求利润最大化的厂商对产品实行加成定价策略, 加成的比例为 $\sigma/(\sigma-1) = 1/\rho$, 则产品价格、收益以及利润可表示为:

$$p(\varphi_m) = 1/\rho\varphi_m \quad (7)$$

$$r(\varphi_m) = p \cdot q = R [P\rho(e^I)^m]^{\sigma-1} \quad (8)$$

$$\pi(\varphi_m) = p \cdot q - w \cdot l = r(\varphi_m) / \sigma - f = R [P\rho(e^I)^m]^{\sigma-1} / \sigma - f \quad (9)$$

(三) 开放情形下的均衡

在零利润(ZCP)和自由进入(FE)条件下, 可以确定均衡时唯一的临界生产率 φ_m^* 。当企业生产

率达到 φ_m^* 时,企业才会进入国际市场。由此也可以确定唯一的最低互联网技术水平 I_{mx}^* 以及对应的资源配置效率 θ_{mx}^* 。对出口利润函数求产品技术复杂度的偏导,可得:

$$\frac{\partial \pi(\varphi_m)}{\partial m} = \frac{R}{\sigma} (P\rho\varphi_0)^{\sigma-1} \cdot \theta^{(\sigma-1)m} (\sigma-1) \ln\theta > 0 \quad (10)$$

这说明,厂商生产的产品技术复杂度越高,在国际市场上的获利能力就越强,厂商也越倾向于出口。与确定出口临界生产率类似,厂商从事出口业务也必然存在唯一的最低产品技术复杂度 m_x^* ,即出口临界技术复杂度,以及由 m_x^* 确定且高于 m_x^* 的产品平均技术复杂度。因而,国际市场良好的获利状况必然促使潜在进入者通过提升产品技术水平参与出口,从而使得经济体的临界技术复杂度 m_x^* 不断右移。这也意味着,经济体在参与国际市场的过程中,其出口技术复杂度会不断提升。对资源配置效率 θ 求偏导,可得:

$$\frac{\partial^2 \pi(\varphi_m)}{\partial m \partial \theta} = \frac{R}{\sigma} (P\rho\varphi_0)^{\sigma-1} (\sigma-1) [m(\sigma-1) + 1] \ln\theta \cdot \theta^{(\sigma-1)m} > 0 \quad (11)$$

式(11)表明,资源配置效率越高的企业,越能够依靠产品技术复杂度提升,进而在国际市场上获利。换言之,随着资源配置效率的持续提高,潜在进入者越来越倾向于通过提高产品技术水平参与出口。在这一过程中,由于潜在进入者的竞争型出口行为,临界技术水平 m_x^* 进一步右移,整个经济体参与出口的产品技术水平得以提升。结合式(4),可以得到如下命题:

互联网发展能通过改善资源配置效率,进而促进制造业出口技术升级、实现制造业高水平“走出去”。

三、变量说明与模型设定

(一) 数据来源

本文的数据来源于2005—2017年《中国统计年鉴》《中国科技年鉴》以及《新中国60年统计资料汇编》,部分数据在上述年鉴中并未完全报告,因此,本文还参考了考察期内各省、区、市的《统计年鉴》及《统计公报》。同时,由于西藏数据缺失较严重,本研究暂不予考虑,最终对中国大陆除西藏外的30个省级行政单位进行分析。

(二) 变量说明

1. 制造业高水平“走出去”(MET)

要实现高水平“走出去”,关键就在于“走出去”的产品和服务具有较高的附加值和较强的国际竞争力,技术水平的提升是经济体增强出口竞争力并进一步获取增加值的基本动力。因此,本文借鉴 Hausmann *et al.* [23]、邢彦和张慧颖 [24] 的做法,采用制造业出口技术复杂度来衡量出口产品的技术水平,进而表征制造业高水平“走出去”,具体计算过程如下:

$$RTV_h = \sum_i \left[\frac{(e_{iht}/E_{it})}{\sum_i (e_{iht}/E_{it})} \times PGDP_{it} \right] \quad (12)$$

$$MET_{it} = \sum_h \left(\frac{e_{iht}}{E_{it}} \times RTV_h \right) \quad (13)$$

式(12)和式(13)中 e_{iht} 表示 t 时期 i 地区制造业产品 h 的出口额, E_{it} 为 t 时期 i 地区制造业产品总出口额, $PGDP_{it}$ 为 t 时期 i 地区的人均GDP, RTV_h 为制造业产品 h 的出口技术复杂度。根据式(13)可计算考察期内各地区制造业出口技术复杂度 MET_{it} , 即制造业高水平“走出去”。

2. 互联网发展(INTER)

为尽可能地刻画出地区互联网发展水平,本文尝试纳入更多的互联网发展指标,以体现地区互联网技术和平台建设的相关信息,规避主观选择性偏差。为此,本文选取地区邮政业务总量、互联网普及率、光缆线路长度以及移动电话交换机容量这四个指标,运用投影寻踪模型进行综合评估,从而

构造出地区信息化发展的综合指标,具体步骤如下:

(1) 评价指标的无量纲化:

$$x'_{ijt} = \frac{x_{ijt}^* - \min(x_{ijt}^*)}{\max(x_{ijt}^*) - \min(x_{ijt}^*)} \quad (14)$$

式(14)中 x_{ijt}^* 表示第 t 年第 i 个地区第 j 个变量值, $\max(x_{ijt}^*)$ 、 $\min(x_{ijt}^*)$ 分别表示第 t 年第 i 个地区第 j 个变量中的最大值和最小值。无量纲化后的数据会出现 0,在后期的计算中为消除这一影响,这里对无量纲化后的数据进行平移:

$$x_{ijt} = x'_{ijt} + \alpha \quad (15)$$

其中 α 为平移幅度,为尽可能减少平移数据的影响,选取 $\alpha = 0.01$ 。

(2) 构造投影指标函数 $Q(a)$:

$$Q(a) = S_z \times D_z \quad (16)$$

式(16)中 S_z 为 z_{it} 的标准差 D_z 为 z_{it} 的局部密度函数,如下:

$$S_z = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z_{it} - E_z)^2}{n-1}} \quad (17)$$

$$D_z = \sum_{i=1}^{30} \sum_{j=1}^4 (R - r_{ij}) \mu(R - r_{ij}) \quad (18)$$

计算最优投影方向上的最优投影值 z_{it} :

$$z_{it} = \sum_{j=1}^4 a_{jt} \times x_{ijt} \quad (19)$$

式(17)至式(19)中 E_z 为序列 z_{it} 的均值 R 为局部密度的窗口半径 $r_{ij} = |z_{it} - z_{jt}|$ 表示样本之间的距离 $\mu(R - r_{ij})$ 为单位阶跃函数,当 $R \geq r_{ij}$ 时,函数值为 1,反之则为 0 a_{jt} 表示第 t 年各地区的第 j 个变量的投影方向。

(3) 优化投影指标函数:

$$\max Q(a) = S_z \times D_z \quad \text{s. t.} \quad \sum_{j=1}^4 a_{jt}^2 = 1 \quad (20)$$

由于传统逼近方法难以解决这一复杂的非线性优化问题,本文采用加速遗传算法(RAGA)来实现高维数据全局上的寻优,最终测算出四个指标的最佳投影方向 a ,再利用式(19)就可以计算出最佳投影值 z ,该投影值也就是互联网发展水平 *INTER*。

3. 资源配置效率(*ALLO*)

Hsieh and Klenow^[19]将中国和印度的制造业企业作为研究对象,系统地阐释了资源错配与全要素生产率的关系,可见,全要素生产率能在一定程度上反映经济体的资源配置效率。因此,本文参考徐升艳等^[25]的做法,采用全要素生产率来衡量地区资源配置效率,并引入索洛余值法进行生产率估算^[26]。具体而言,首先采用地区生产总值衡量总产出,并用 GDP 指数将其折算为 2004 年不变价;其次,选取各地区全社会固定资产投资衡量资本投入,并对固定资产投资价格指数平减后的固定资产投资额进行存量化处理;此外,采用各地区年末从业人员数衡量劳动力投入,最终计算得出地区资源配置效率 *ALLO*。

4. 控制变量

制造业出口技术升级可能会受到多种因素的影响,在进行经验分析时,需要对部分变量予以控制,以尽可能地规避不可观测因素对计量结果造成的偏误。为此,本文首先考虑了城镇化水平的影响,并采用城镇人口占地区总人口的比重对其予以衡量,记为 *URBAN*;其次,本文考虑了地方政府对经济活动的干预,并采用各地区政府财政支出占 GDP 的比重来衡量地方政府干预力度,记为 *GOV*;

再次,本文考虑了劳动力素质的影响,并采用地区人均受教育年限对其予以代替,记为 LAB ;最后,本文将对地区对外开放程度予以控制,并采用各地区历年外商直接投资额占该地区 GDP 的比重来核算该变量,记为 $OPEN$,其中,外商直接投资额是以美元为核算单位的,因此本文依据当年人民币兑换美元的汇率均值对其进行换算处理。

(三) 模型设定

在理论分析的基础上,本文尝试利用经验数据,检验互联网发展对制造业高水平“走出去”的影响,并进一步从资源配置效率视角探讨其影响机制。为此,本文参考相关研究^[27],将模型具体形式设定如下:

1. 从整体上检验互联网发展与制造业出口技术升级的关系:

$$MET_{it} = \beta_0 + \beta_1 INTER_{it} + \sum_{k=1}^4 \omega_k X_{kit} + \mu_{it} \quad (21)$$

2. 检验信息化是否能改善资源配置效率:

$$ALLO_{it} = \beta'_0 + \beta'_1 INTER_{it} + \sum_{k=1}^4 \omega'_k X_{kit} + \mu'_{it} \quad (22)$$

3. 检验资源配置效率的中介作用:

$$MET_{it} = \beta''_0 + \beta''_1 INTER_{it} + \beta''_2 ALLO_{it} + \sum_{k=1}^4 \omega''_k X_{kit} + \mu''_{it} \quad (23)$$

按照一般检验思路,若式(21)中 β_1 显著为正,则表明互联网发展能促进制造业出口技术升级、实现高水平“走出去”;若式(22)中 β'_1 显著为正,则表明互联网发展能改善地区资源配置效率;在此基础上,若式(23)中 β''_1 不显著或显著为正但 β''_1 小于 β_1 ,且 β''_2 显著为正,则说明资源配置效率的中介效应存在,互联网技术的发展能通过改善资源配置效率,进而助推制造业高水平“走出去”。

四、实证检验与结果分析

(一) 基准估计结果分析

1. 基本回归

为深入考察互联网发展对制造业出口技术升级的影响并兼顾结论的稳健性,本文不仅从整体上对上述模型进行参数估计,还尝试从区域异质性视角将样本分为沿海地区和内陆地区,并将考察期划分为金融危机前和金融危机后^③,分别进行检验。考虑到变量间的内生性关系及随机扰动项的相关性,本文借鉴采用 FMOLS 对上文中的式(23)进行估计,基本回归结果如表1所示。

表1 基本回归结果

	全样本		沿海		内地		2004—2008	2009—2016
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$INTER$	1.310 ** (2.43)	2.523 *** (4.73)	2.189 *** (2.59)	3.846 *** (6.47)	0.926 (1.44)	2.088 *** (3.83)	0.541 ** (2.29)	1.679 *** (4.10)
GOV		1.265 * (1.72)		7.524 *** (3.69)		3.733 *** (5.15)	-0.225 (-0.69)	0.620 (1.20)
LAB		0.987 *** (4.22)		0.457 ** (1.97)		2.559 *** (7.96)	0.025 (0.29)	0.820 *** (4.42)
$OPEN$		-2.123 *** (-4.19)		-2.904 *** (-5.95)		-0.619 (-1.03)	0.285 (1.40)	-1.479 *** (-2.92)
$URBAN$		0.764 (0.35)		4.607 ** (2.37)		-10.253 *** (-3.63)	0.645 (0.85)	-0.166 (-0.09)
$CONS$	2.811 *** (6.21)	-6.693 *** (-4.60)	2.302 *** (3.32)	-5.492 *** (-3.73)	3.035 *** (5.51)	-15.057 *** (-7.92)	1.219 ** (2.01)	-3.719 *** (-2.79)
N	359	359	167	167	191	191	149	209
R^2	0.136	0.327	0.070	0.469	0.074	0.274	0.362	0.122

注:括号内为 t 值;*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

表1中,由模型(1)和模型(2)的估计结果可以看出,无论是否添加控制变量,互联网发展(*INTER*)的系数均显著为正,说明互联网技术的发展能在整体上助推中国制造业高水平“走出去”。理论分析所提出的假设在一定程度上得到了验证,即互联网技术的发展能够改善资源配置效率,进而提升制造业企业的生产率,使得在位企业在国际上更具有竞争力。

模型(3)至模型(6)的估计结果进一步佐证了这一结论,即互联网技术的发展不仅能促进沿海地区制造业高水平“走出去”,对内陆地区制造业出口技术水平的提升也具有积极作用。然而,进一步对比模型(4)和模型(6)中*INTER*的估计系数,可以看出,互联网技术的发展对沿海地区制造业出口技术水平的提升效应更为显著,这也间接验证了戴魁早^[28]的研究结论。产生该地区差异的原因可能在于两方面:第一,相比于内陆制造业企业而言,沿海企业所在地区的开放程度较高、开放时间更早,在进行国际贸易过程中获得了更多先进的管理经验和先进技术,这些经验和优势能够在运用诸如互联网等新技术时更加有效地改善企业资源配置效率,进而促进企业“高水平”走出去;第二,互联网技术存在规模经济效应和长尾经济效应,沿海地区相对于内陆地区而言,其互联网技术发展水平较高、产业形态也更加丰富,“互联网+产业”正在此地进行更深层次、更大规模的融合,并积累出大量的技术范式和管理经验,对该地区制造业发展产生极其深入的影响。因此,相比之下,互联网技术对沿海地区制造业出口技术水平的积极影响更为明显,对内陆地区的影响则相对较弱。

模型(7)和模型(8)的估计结果表明,无论是金融危机前还是金融危机后,互联网发展对中国制造业高水平“走出去”的积极作用一直存在,且在金融危机后表现得尤为显著。事实上,在金融危机前,中国的制造业出口产品多以低附加值的加工品为主;在金融危机后,出口竞争力加大,从而倒逼中国制造业企业转型升级、产品国际竞争力提升。在后一阶段中,互联网等信息技术不仅降低了企业运营成本、提高了企业资源配置效率,还为企业产品生产提供了大量市场需求信息,对中国制造业产品走出去起到重要的积极影响。因此,在金融危机之后,互联网技术的发展对制造业高水平“走出去”的影响更为明显。

2. 传导机制检验

根据上文的理论分析,互联网发展通过优化资源配置效率进而助推制造业高水平“走出去”。下文将进一步检验资源配置效率的中介效应是否存在,从而验证理论分析的命题。同样地,考虑到变量间的内生性关系及随机扰动项的相关性,这里仍采用组间FMOLS对上文中的递归模型进行估计,估计结果如表2所示。

表2 传导机制检验结果

	全样本			沿海			内地		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
被解释变量	<i>MET</i>	<i>ALLO</i>	<i>MET</i>	<i>MET</i>	<i>ALLO</i>	<i>MET</i>	<i>MET</i>	<i>ALLO</i>	<i>MET</i>
<i>INTER</i>	2.523 *** (4.73)	1.139 *** (6.33)	1.544 ** (2.51)	3.771 *** (5.86)	0.991 *** (6.62)	3.237 *** (4.44)	2.320 *** (4.61)	1.099 *** (4.78)	2.397 *** (4.14)
<i>ALLO</i>			0.689* (1.81)			0.230 (0.40)			-0.339 (-0.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>CONS</i>	-6.693 *** (-4.60)	-0.659 (-1.34)	-6.136 *** (-4.48)	-6.506 *** (-4.37)	-1.354 *** (-3.91)	-5.878 *** (-3.81)	-15.166 *** (-8.15)	-2.102 ** (-2.48)	-14.171 *** (-8.11)
N	359	359	359	179	179	179	179	179	179
R ²	0.327	0.149	0.327	0.483	0.155	0.423	0.256	0.244	0.167

注:括号内为*t*值;*、**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%。

在表2的全样本回归结果中,模型(2)的*INTER*系数显著为正,表明积极推动互联网技术的发展有助于改善资源配置效率。模型(3)中,*INTER*、*ALLO*的系数均显著为正,且*INTER*的*t*统计值和系数值均小于模型(1)中的回归系数,这意味着资源配置效率在互联网技术促进制造业高水平“走出去”的过程中存在中介作用,本文理论分析中的命题进一步得到了验证。然而,值得思考的是,分

区域回归的结果却表现出较大的差异:沿海地区递归模型的回归结果进一步佐证了资源配置效率的中介机制,但这一机制并未在内陆地区得到有效验证。其背后的原因可能源于中国资源配置状况存在的显著地区差异,东南沿海经济区发展外向型经济,有利于生产要素的自由流动,而内陆地区的资源错配状况较为严重,难以将互联网技术的积极影响传导至制造业层面。由此看来,疏解内陆地区资源错配现象,是充分发挥互联网积极作用的重要前提。

3. 内生性问题与稳健性检验

值得关注的是,本文的核心解释变量 *INTER* 可能存在内生性。一般来讲,出口技术水平较高的地区往往开放程度较高、经济发展水平较好,地方政府更有能力扩大信息技术设施投资,由此产生旺盛的消费需求可能会倒逼 ICT 行业发展,从而提高本地互联网发展水平,形成“反向因果关系”。为此,本文从两方面对这一可能的关系做出检验:一方面,参照 Aghion *et al.* [29] 的做法,通过反转原时点,对原方程中的因变量与控制变量均作滞后一期处理,以此来检验未来的解释变量变化是否能够预测现今的被解释变量;另一方面,采用基于面板数据的格兰杰因果关系检验,进一步加以佐证。

由表 3a 可以看出, *INTER* 的系数均不显著,表明在三种空间尺度下,制造业出口技术升级对互联网发展水平均未表现出反向因果关系。如表 3b 所示,基于面板格兰杰因果检验的结果也支持了这一结论。

由此可以基本认定,本文的核心解释变量与被解释变量之间不存在明显的内生性问题。

空间数据均具有空间依赖性或空间自相关的特征。在稳健性检验部分,本文纳入了空间效应,采用空间计量模型对基准回归进行重新估计。考虑到 SAC 模型和 SDM 模型能更好地捕捉变量之间存在的空间效应 [30], 本文便选用这两类模型进行估计。此外,考虑到不同的

空间权重矩阵能捕捉不同的空间依赖关系,本文还采用了邻接矩阵、地理距离矩阵以及经济距离矩阵这三种空间权重矩阵进行对比分析^④。具体结果如表 4 所示,可以看出,在不同权重矩阵和不同模型下, *INTER* 的系数均显著为正。这表明本文的研究结论具有稳健性,推动互联网技术的发展对制造业高水平“走出去”具有显著的促进作用。

表 3 内生性问题检验

表 3a: 反向因果关系回归检验			
	(1) 全样本	(2) 沿海	(3) 内陆
<i>MET</i> (滞后一期)	0.813 *** (15.06)	0.913 *** (12.58)	0.730 *** (8.58)
<i>INTER</i>	0.000 (0.03)	0.001 (1.14)	-0.001 (-0.57)
<i>GOV</i> (滞后一期)	-0.002* (-1.86)	-0.005 (-1.61)	-0.002* (-1.84)
<i>LAB</i> (滞后一期)	-0.000 (-0.23)	0.000 (0.78)	0.000 (0.45)
<i>OPEN</i> (滞后一期)	-0.000 (-0.13)	-0.002** (-2.22)	0.001 (0.55)
<i>URBAN</i> (滞后一期)	-0.000 (-0.12)	-0.002 (-0.35)	-0.000 (-0.03)
<i>Cons</i>	0.007 *** (3.53)	0.002 (0.50)	0.008 *** (3.06)
表 3b: 格兰杰因果检验			
HO: <i>INTER</i> does not	2.690 ***	3.738 ***	2.467 ***
Granger-cause <i>MET</i>	(0.007)	(0.000)	(0.013)
HO: <i>MET</i> does not	1.173	0.233	1.507
Granger-cause <i>INTER</i>	(0.241)	(0.815)	(0.131)
N	330	153	177

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

表 4 稳健性检验结果

	(1) 邻接矩阵 SAC	(2) 邻接矩阵 SDM	(3) 地理距离矩阵 SAC	(4) 地理距离矩阵 SDM	(5) 经济距离矩阵 SAC	(6) 经济距离矩阵 SDM
<i>INTER</i>	0.002 ** (2.56)	0.002 ** (1.99)	0.002 *** (2.70)	0.002 ** (2.37)	0.002 ** (2.48)	0.002* (1.79)
$W \times INTER$		-0.003 *** (-3.12)		-0.002 (-1.14)		-0.003 ** (-2.18)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
ρ	0.067 (1.11)	0.262 *** (4.42)	0.283 *** (3.23)	0.411 *** (5.72)	0.127 (1.40)	0.300 *** (3.47)
λ	0.193 ** (2.18)		0.190 (1.49)		0.144 (1.21)	
N	360	360	360	360	360	360
R ²	0.675	0.678	0.681	0.674	0.674	0.665

注:括号内为 *t* 值;*、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

(二) 扩展分析: 考虑区际发展差异的研究

制造业作为国民经济的支柱,其区际差异的缩小将对改善地区发展不均衡的局面有重要意义。上文的研究已然表明,互联网技术的发展能通过优化区域资源配置效率进而提升制造业出口技术水平。那么,能否借助互联网技术与制造业的深度融合,一方面促进本地制造业出口技术升级,另一方面又缩小区际制造业出口技术差距,从而在整体上助推中国制造业高水平“走出去”?下文将分别从空间维度上的技术扩散与时间维度上的技术收敛两个层面,对这一问题予以回答。

1. 空间维度上互联网的技术扩散效应

经济活动具有普遍的空间关联性。在互联网技术的影响下,这种空间关联效应能否进一步酝酿为空间互动效应?为验证这一问题,本文构建如下空间计量模型:

$$MET_{it} = \beta_0 + \rho W \times MET_{it} + \sum_{k=1}^4 \delta_{ik} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$MET_{it} = \beta_0 + \rho W \times MET_{it} + \rho' INTER \times (W \times MET_{it}) + \sum_{k=1}^4 \delta_{ik} X_{kit} + \varepsilon'_{it} \quad (25)$$

式(24)与式(25)中, W 为空间权重矩阵, ρ 和 ρ' 均为空间效应系数,前者反映了区际制造业出口技术水平的空间关联效应,后者则用于捕捉互联网发展能否通过促进技术扩散进而推动制造业出口技术升级、在区际形成空间互动, ε 为服从独立同分布的随机扰动项。

如何更好地捕捉空间技术扩散效应呢?区际技术转移与扩散,在很大程度上源于研发要素的空间流动。而空间相关性主要是来自要素流动形成的空间交互效应^[31]。为此,本文借鉴卓乘风和邓峰^[11]的做法,采用基于研发要素(包括R&D人员和R&D经费)区际流动的引力模型来构建空间权重矩阵,具体步骤在此不作赘述。在进行一系列必要的检验后,本文将回归结果报告如下。

表5 技术扩散效应的回归结果

	研发人员流动下的空间权重矩阵(W^{FP})						研发资金流动下的空间权重矩阵(W^{FC})					
	全样本 (1)	全样本 (2)	沿海 (3)	沿海 (4)	内地 (5)	内地 (6)	全样本 (7)	全样本 (8)	沿海 (9)	沿海 (10)	内地 (11)	内地 (12)
ρ	0.917 *** (55.41)	0.873 *** (29.88)	0.870 *** (31.38)	0.739 *** (13.93)	0.909 *** (47.09)	0.825 *** (21.81)	0.918 *** (54.87)	0.872 *** (29.76)	0.870 *** (30.56)	0.761 *** (15.54)	0.909 *** (46.95)	0.826 *** (21.75)
ρ'		0.085 ** (2.34)		0.322 *** (4.05)		0.111 *** (3.49)		0.092 ** (2.48)		0.300 *** (4.07)		0.111 *** (3.41)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	360	360	180	180	180	180	360	360	180	180	180	180
R ²	0.819	0.891	0.730	0.856	0.904	0.947	0.811	0.886	0.711	0.832	0.903	0.946

注:括号内为t值;*、**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%。

表5中,模型(1)至模型(12)的空间效应系数 ρ 均显著为正,表明当前我国各地区制造业出口技术升级存在明显的空间相关性,这与卓乘风和邓峰^[11]的结论基本一致,同时也说明本文采用空间计量模型进行经验检验是合适的。此外,由于两类空间权重矩阵下核心变量的系数正负及其显著性基本一致,为便于分析,下文主要就 W^{FP} 空间矩阵下的估计结果进行说明。

在模型(1)中 ρ 显著为正的情况下,模型(2)中 ρ' 的值为0.085,且通过显著性检验,这表明互联网技术能在全中国整体层面上促进制造业出口技术的区际扩散、有效缩小地区间制造业出口技术差距,进而促进制造业高水平“走出去”。进一步比较沿海地区和内陆地区 ρ' 的大小及其t统计值发现,互联网技术的发展对沿海地区制造业出口技术升级的空间互动具有更为明显的促进作用,即互联网技术的发展更能够加快沿海地区技术扩散,从而促进关联省份的制造业高水平“走出去”。沿海地区相比中西部内陆地区而言,市场化指数更高^[32],各类要素在生产活动中的扭曲配置程度更低,

具有更为完善的基础设施以降低要素区际流动的成本。在此背景下,沿海地区高度发达的互联网技术与丰富的产业形态会进一步加速要素区际流动,促进区际技术扩散,进而推动制造业出口技术升级,实现空间互动。

2. 时间维度上互联网的加速收敛效应

上文的研究表明,互联网技术的发展能在空间维度上加快区际技术扩散,进而实现制造业出口技术升级的空间互动。在此基础上,本文试图在时间维度上进一步探讨互联网技术的发展能否加速制造业出口技术收敛,缩小区际制造业出口竞争力差距,进而在整体上促进中国制造业高水平“走出去”。收敛模型最初用于考察一国或地区收入差距随时间推移是收敛还是发散,其中最常用的方法是 β 收敛法。其中,条件 β 收敛能在考虑外界影响因素的情况下,分析不同地区之间的趋同趋势,因而,其相比于绝对 β 收敛更具实用性。为此,本文借鉴Rodrik^[33]、马大来等^[34]的做法,设定如下模型来考察互联网发展能否使区际制造业出口技术水平向技术前沿加速收敛:

$$\frac{\ln\left(\frac{MET_{i,t+T}}{MET_{i,t}}\right)}{T} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln MET_{i,t} + \alpha_2 \ln INTER_{i,t} + \alpha_3 \ln MET_{i,t} \times \ln INTER_{i,t} + \sum_{k=1}^4 \delta_{ik} X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\ln\left(\frac{MET_{i,t+T}}{MET_{i,t}}\right)}{T} = \alpha_0 + \rho W \times \ln\left(\frac{MET_{i,t+T}}{MET_{i,t}}\right) + \alpha_1 \ln MET_{i,t} + \alpha_2 \ln INTER_{i,t} \\ \quad + \alpha_3 \ln MET_{i,t} \times \ln INTER_{i,t} + \sum_{k=1}^4 \delta_{ik} X_{kit} + u_{it} \\ u_{it} = \lambda W \times \ln\left(\frac{MET_{i,t+T}}{MET_{i,t}}\right) + \varepsilon_{it} \end{array} \right. \quad (27)$$

式(26)为基本收敛模型,并采用FMOLS对其进行参数估计。此外,从稳健性角度出发,本文进一步考虑了空间效应可能造成的估计偏误,并为此构建了式(27)所示的空间交叉模型(SAC)。其中,空间权重矩阵 W 仍沿用上文的构建方式, $MET_{i,t}$ 、 $MET_{i,t+T}$ 分别表示 i 地区在 t 和 $t+T$ 时期的制造业出口技术水平,其他变量的含义同上。按照 β 收敛理论,若 α_1 显著为负,则表明区际制造业出口技术升级随时间推移呈现出收敛趋势;若 α_2 显著为正,则表明互联网技术的发展能够加快制造业出口技术的升级速度; α_3 作为我们重点关注的数值之一,若其显著为负,则表明互联网发展能加快制造业出口技术水平向技术前沿的收敛速度,从而实现制造业在整体上高水平“走出去”。模型的具体估计结果如表6所示。

表6中,除模型(7)中 α_3 在15%的置信水平下显著为负外,在其他各模型中, α_1 、 α_3 均不显著为负, α_2 则显著为正,这说明,随着时间推移,互联网发展不仅能促进制造业高水平“走出去”,还能加速制造业出口技术水平向技术前沿的收敛,从而在时间维度上缩小地区间制造业出口技术差距。参考茅锐^[35]的计算方式,本文进一步量化核算出各模型的收敛加速度。显然,SAC模型计算出的加速度明显偏小,这也间接佐证了本文考虑空间效应的必要性。此外,我们依然可以看到,沿海地区互联网发展的加速收敛效应明显强于内陆地区,这也源于沿海地区更为发达的信息基础设施和成熟的信息技术,为制造业与互联网技术的深度融合提供坚实的基础。因此,总的来看,互联网发展能在时间维度上使得制造业出口技术水平向技术前沿加速收敛,进而在整体上促进中国制造业高水平“走出去”,这对于改善地区发展不平衡的现状颇具现实意义。

表 6 技术收敛效应的检验结果

	全样本			沿海			内地		
	FMOLS (1)	W^{FP} (2)	W^{FC} (3)	FMOLS (4)	W^{FP} (5)	W^{FC} (6)	FMOLS (7)	W^{FP} (8)	W^{FC} (9)
α_1	-0.060 *** (-6.46)	-0.204 *** (-5.46)	-0.188 *** (-4.97)	-0.043 *** (-2.70)	-0.159 *** (-3.89)	-0.159 *** (-3.90)	-0.050 *** (-4.19)	-0.488 *** (-8.18)	-0.489 *** (-8.19)
α_2	0.089 *** (2.85)	0.133 *** (3.50)	0.149 *** (3.88)	0.166 *** (3.63)	0.227 *** (5.02)	0.225 *** (5.03)	0.049 (1.17)	0.084 (1.28)	0.083 (1.26)
α_3	-0.051 ** (-2.50)	-0.112 *** (-4.88)	-0.121 *** (-5.17)	-0.099 *** (-3.03)	-0.178 *** (-5.31)	-0.177 *** (-5.31)	-0.040 (-1.59)	-0.084 ** (-2.05)	-0.084 ** (-2.03)
ρ		-0.112 (-0.51)	-0.119 (-0.54)		0.153 (0.73)	0.111 (0.50)		-0.059 (-0.21)	-0.042 (-0.15)
λ		0.925 *** (42.85)	0.921 *** (37.72)		0.025 (0.12)	0.087 (0.45)		-0.067 (-0.32)	-0.062 (-0.31)
CONS	0.214 *** (5.54)			0.125 ** (2.22)			0.402 *** (6.17)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
收敛加速度	85.37%	34.03%	42.27%	231.50%	83.85%	83.30%	80.28%	1.24%	1.21%
N	329	330	330	164	165	165	164	165	165
R ²	0.423	0.333	0.338	0.449	0.321	0.323	0.424	0.313	0.313

注: 括号内为 t 值; *、**、*** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

五、结论与启示

本文在理论分析的基础上,采用多种方法进行实证研究,尝试从多个方面深入地考察互联网发展对制造业高水平“走出去”的影响。研究发现:首先,互联网技术的发展能通过改善资源配置效率,进而助推中国制造业高水平“走出去”;其次,互联网发展还能在空间维度上发挥技术扩散效应,强化区际制造业出口技术升级的空间互动,并在时间维度上发挥技术收敛效应,促使制造业出口技术水平向技术前沿加速收敛,从而在整体上助推中国制造业高水平“走出去”;此外,上述作用机制均在沿海地区表现得更为明显。

上述结论有助于我们从互联网发展视角探索推动制造强国建设的新途径,其政策启示也是明显的。从政府层面看,地方政府要积极响应“互联网+”战略,加强信息基础设施建设,通过协助融资、减税或补贴等方式,大力扶持 ICT 新创企业积极开发面向用户的信息技术;同时,也要积极推进相关法律法规修订和监管方式改革,以规范信息技术使用;除此之外,还要大力发展工业互联网,推动“两化融合”,特别是围绕智能制造、绿色制造、工业大数据等领域,深化信息技术在重点领域的融合应用,充分发挥互联网技术对制造业的资源配置效率改进作用,提升制造业产品附加值,推动制造业高水平“走出去”。从企业角度出发,一方面,要增加信息化投入,提升互联网技术在企业生产运营过程中的使用率,改善企业资源配置效率;另一方面,要抓住“一带一路”倡议和构建全面对外开放新格局的契机,加快企业“走出去”步伐,积极参与国际竞争。此外,互联网发展对内陆地区制造业出口技术升级的作用要明显弱于沿海地区,因此,在整体层面上推进“互联网+”战略实施的同时,也要充分兼顾中国地区发展差异,加大内陆地区互联网基础设施建设,提升该地区互联网技术普及率,从而充分发挥互联网发展对内陆地区制造业高水平“走出去”的推动作用。

注释:

- ①引自人民网 <http://finance.people.com.cn/n1/2018/0714/c1004-30147394.html>。
- ②这里我们假定资源配置效率为互联网发展的函数,仅仅是为了简化模型,在现实中,资源配置效率往往受到诸多因素的影响。
- ③2008年9月,雷曼兄弟破产和美林公司被收购标志着金融危机的全面爆发,此时各经济指标已经进入第四季度的统计范畴。考虑到危机爆发需要一定的扩散和发酵期,本文将考察期分为2004—2008年以及2009—2016年两个阶段。
- ④三种矩阵的测度方式已较为成熟,在此不作赘述。

参考文献:

- [1]潘家栋,肖文.互联网发展对我国出口贸易的影响研究[J].国际贸易问题,2018(12):16-26.
- [2]JORGENSEN D W. Information technology and the US economy[J]. American economic review, 2001, 91(1): 1-32.
- [3]黄卫东,岳中刚.信息技术应用、包容性创新与消费增长[J].中国软科学,2016(5):163-171.
- [4]HWANG W S, SHIN J. ICT-specific technological change and economic growth in Korea[J]. Telecommunications policy, 2017, 41(4): 282-294.
- [5]NIEBEL T. ICT and economic growth-comparing developing, emerging and developed countries[J]. World development, 2018, 104: 197-211.
- [6]MOHNEN P, POLDER M, VAN LEEUWEN G. ICT, R&D and organizational innovation: exploring complementarities in investment and production[R]. National bureau of economic research, 2018.
- [7]ASIF F M A, ROCI M, LIEDER M, et al. A practical ICT framework for transition to circular manufacturing systems[J]. Procedia CIRP, 2018, 72: 598-602.
- [8]KIM M S, PARK Y. The changing pattern of industrial technology linkage structure of Korea: did the ICT industry play a role in the 1980s and 1990s? [J]. Technological forecasting and social change, 2009, 76(5): 688-699.
- [9]卢福财,徐远彬.互联网对制造业劳动生产率的影响研究[J].产业经济研究,2019(4):1-11.
- [10]黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [11]卓乘风,邓峰.基础设施投资与制造业贸易强国建设——基于出口规模和出口技术复杂度的双重视角[J].国际贸易问题,2018(11):104-119.
- [12]林秀梅,孙海波.中国制造业出口产品质量升级研究——基于知识产权保护视角[J].产业经济研究,2016(3):21-30.
- [13]黄玖立,冼国明.金融发展、FDI与中国地区的制造业出口[J].管理世界,2010(7):8-17+187.
- [14]卢福财,金环.互联网对制造业价值链升级的影响研究——基于出口复杂度的分析[J].现代经济探讨,2019(2):89-97.
- [15]李金城,周咪咪.互联网能否提升一国制造业出口复杂度[J].国际经贸探索,2017(4):24-38.
- [16]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [17]LEVIN J, TADELIS S. Contracting for government services: theory and evidence from US cities[J]. The journal of industrial economics, 2010, 58(3): 507-541.
- [18]盛丹,包群,王永进.基础设施对中国企业出口行为的影响——“集约边际”还是“扩展边际”[J].世界经济,2011(1):17-36.
- [19]HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [20]龚关,胡关亮.中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J].经济研究,2013(4):4-15+29.
- [21]ANWAR S, SUN S. Foreign direct investment and export quality upgrading in China's manufacturing sector[J]. International review of economics & finance, 2018, 54: 289-298.
- [22]KRUGMAN P R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade[J]. Journal of international economics, 1979, 9(4): 469-479.
- [23]HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. Journal of economic growth, 2007, 12(1): 1-25.
- [24]邢彦,张慧颖.生产性服务业 FDI 与制造业出口技术进步——基于知识产权保护的门槛效应[J].科学与科学技术管理,2017(8):29-45.
- [25]徐升艳,陈杰,赵刚.土地出让市场化如何促进经济增长[J].中国工业经济,2018(3):44-61.
- [26]郭庆旺,贾俊雪.中国全要素生产率的估算:1979—2004[J].经济研究,2005(6):51-60.
- [27]杨向阳,潘妍.流动人口社会地位、教育观与子女教育获得——基于安全教育与心理健康教育视角[J].南京财经大学学报,2018(4):89-99.
- [28]戴魁早.技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制[J].中国工业经济,2018(7):117-135.

- [29] AGHION P, AKCIGIT U, CAGE J et al. Taxation, corruption, and growth [J]. *European economic review* 2016, 86: 24-51.
- [30] 白俊红, 王钺, 蒋伏心, 等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长 [J]. *经济研究* 2017(7): 109-123.
- [31] 才国伟, 钱金保. 解析空间相关的来源: 理论模型与经验证据 [J]. *经济学(季刊)* 2013(3): 869-894.
- [32] 张晓晶, 李成, 李育. 扭曲、赶超与可持续增长——对政府与市场关系的重新审视 [J]. *经济研究* 2018(1): 4-20.
- [33] RODRIK D. Unconditional convergence in manufacturing [J]. *The quarterly journal of economics* 2012, 128(1): 165-204.
- [34] 马大来, 陈仲常, 王玲. 中国区域创新效率的收敛性研究: 基于空间经济学视角 [J]. *管理工程学报* 2017(1): 71-78.
- [35] 茅锐. 企业创新、生产力进步与经济收敛: 产业集聚的效果 [J]. *金融研究* 2017(8): 83-99.

(责任编辑: 枫 远)

How does the Internet development promote China's manufacturing industry to “go out” at a high level? Based on the perspective of export technology upgrading

ZHUO Chengfeng^{1,2}, DENG Feng^{1,2}

- (1. Center for Innovation Management Research of Xinjiang, Xinjiang University, Urumqi 830000, China;
2. School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi 830000, China)

Abstract: This paper incorporates the development of Internet technology into a heterogeneous enterprise trade model, and based on a theoretical analysis, uses a projection pursuit model to measure and calculate China's provincial Internet development level from 2004 to 2016, as well as multiple econometric models to analyze how the Internet development affects the high-level “go-out” of China's manufacturing industry. The study shows that: firstly, the Internet development can significantly improve the export technology level of China's manufacturing industry, thus promoting the manufacturing to “go out” at a high level, and this mechanism relies on the improvement effect of Internet technology on resource allocation efficiency to a considerable extent. Secondly, the Internet development can narrow the inter-regional differences in manufacturing export technology level in both spatial and temporal dimensions, thus promoting the manufacturing to “go out” at a high level across the country. The former is manifested as accelerating the inter-regional manufacturing export technology diffusion and realizing the spatial interaction of manufacturing export technology upgrade, while the latter is manifested as accelerating the convergence of regional manufacturing export technology level to the technology frontier. In addition, the above mechanism shows significant regional heterogeneity in coastal areas and inland areas. The conclusions of the study provide necessary theoretical and empirical support for exploring the effective way for China's manufacturing industry to “go out” at a high level from the perspective of Internet development, and at the same time have certain inspiration for promoting the strategy of “Internet +” according to local conditions.

Key words: Internet; manufacturing; go out; resource allocation; inter-regional differences