

数字基础设施建设对出口产业升级的影响研究

沈和斌^{1,2}, 邓富华³

- (1. 安徽财经大学国际经济贸易学院, 安徽 蚌埠 233030;
2. 商务部国际贸易经济合作研究院, 北京 100710;
3. 西南财经大学国际商学院, 四川 成都 611130)

摘要:在逆全球化趋势上升的背景下,数字基础设施建设如何赋能出口产业升级,是推动中国经济高质量发展和实现中国式现代化的重要内容。基于2005—2013年中国285个城市面板数据,以中国3G网络建设为准自然实验,采用双重差分法评估数字基础设施建设对中国出口产业升级的影响。结论表明:(1)数字基础设施有效推动了中国出口产业升级,在开展严格的识别假设条件和稳健性检验后,实证结果仍然是稳健的。(2)从影响机制看,数字基础设施建设通过提升创新效率和资源配置效率推动出口产业升级。(3)数字基础设施建设对那些初始技术水平好、高等级地区以及政府执行效率高的城市的出口产业升级效应更为显著。研究结论从数字基础设施建设的角度为中国出口转型升级提供了路径选择和政策参考。

关键词:数字基础设施;出口产业升级;双重差分法;创新效率;资源配置效率

中图分类号:F752 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2023)12-0059-11

Research on the impact of digital infrastructure construction on export industry upgrading

SHEN Hebin^{1,2}, DENG Fuhua³

- (1. School of International Trade and Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;
2. Chinese Academy of International Trade and Economic Cooperation, Beijing 100710, China;
3. School of International Business, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: In the context of the rising trend of anti-globalization, how to enable the upgrading of export industries in the construction of digital infrastructure is an important part of promoting the high-quality development of China's economy and realizing Chinese path to modernization. Based on the Panel data of 285 cities in China from 2005 to 2013, and taking China's 3G network construction as a quasi-natural experiment, the impact of digital infrastructure construction on the upgrading of China's export industry is evaluated by using the double difference method. The conclusion indicates that: (1) digital infrastructure has effectively promoted the upgrading of China's export industry. After conducting strict identification assumptions and robustness tests, the empirical results are still robust. (2) From the perspective of impact mechanism, the construction of digital infrastructure promotes the upgrading of export industries by

收稿日期:2023-04-06 修回日期:2023-09-05

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71903161);教育部人文社科规划青年项目(18YJC790022);安徽省高校人文社科研究重点项目(2023AH050224);安徽省社会科学创新发展研究项目(2022CX512);安徽省高校哲学社会科学研究重点项目(2023AH050224)。

作者简介:沈和斌(1987—),男,安徽合肥人,博士,安徽财经大学国际经济贸易学院讲师,商务部国际贸易经济合作研究院博士后,研究方向为国际贸易理论与政策。

improving innovation efficiency and resource allocation efficiency. (3) The construction of digital infrastructure has a more significant upgrading effect on export industries in cities with good initial technological level, high-level areas, and high government execution efficiency. The research conclusion of this article provides a path and policy reference for China's export transformation and upgrading from the perspective of digital infrastructure construction.

Key words: digital infrastructure; export industry upgrading; double difference method; innovation efficiency; resource allocation efficiency

改革开放 40 年来,中国制造业凭借市场规模、后发模仿技术、低成本要素供给的比较优势,在对外贸易上实现了历史性的跨越,成为全球最大的出口国。然而,中国制造业处于价值链低端,附加值低的地位没有改变^[1],整体上与制造业强国的差距还十分明显^[2]。党的二十大报告提出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”,并将“实现高质量发展”作为中国式现代化的本质要求之一,我国正处在高速增长阶段转向高质量发展阶段的关键时期。一方面,依靠劳动力成本、人口红利等传统的资源禀赋的经济增长模式难以为继^[3],越来越多的制造企业迁移到东南亚或者其他要素成本较低的发展中国家。另一方面,以后发模仿技术的“快车道”式发展带来的产业基础能力积累不够的弊端逐步显现^[4],尚未形成一大批综合实力强、能够深度参与国际竞争的企业^[5],加之美国等发达国家忌惮中国的崛起,采取减税、贸易保护、高科技技术和产品出口限制等方式以及其他吸引制造业回流的政策,企图遏制中国制造业从全球价值链低端向价值链高端转化,中国的制造业在全球价值链上面临“高端回流”和“中低端锁定”的困局。

为了应对这些挑战,中国迫切需要通过转换增长动力和构建新的比较优势实现对外贸易高质量发展,跨越“低端锁定陷阱”。迫切需要通过增强自主创新和研发能力,优化资源配置来实现出口结构的持续优化,构筑国际竞争新优势。中国能否推动出口产业升级是突破这种“双向挤压”严峻挑战的重要前提,那么,转换增长动力、激发创新活力、优化资源配置,推动出口产业升级载体是什么?值得关注的是以知识和信息作为要素,以信息网络作为载体的数字经济,正引领新一轮技术革命与产业革命,为中国制造业出口产业升级

提供了难得的机遇。数字基础设施建设作为数字经济发展的硬件基础,成为驱动数字经济发展的关键力量,同时有效的数字基础设施建设是决定数字经济能否推动出口产业升级的直接因素。那么,在新的挑战和历史机遇下,数字基础设施能否促进中国出口产业升级?其作用机制是什么?本文旨在研究上述问题,这些经验总结对中国抓住数字化发展新机遇、实现经济增长动力转换,推动中国出口产业转型升级有着重要的借鉴意义。

回顾既有关于数字基础设施建设与产业升级的文献,大致可以分为 3 类。第一类是关于数字基础设施建设的经济增长效应展开,其视角主要集中在企业技术知识扩散^[6]、城市创新水平^[7]、企业劳动力需求^[8]、技术创新^[9]、金融包容性发展^[10]、企业投融资期限错配^[11]。第二类是对于中国产业升级的推动或制约因素给予关注,相关理论解释包括财政行为^[12]、开发区设立^[13]、财政支出的部门配置^[14]。上述两类文献虽然没有直接涉及数字基础设施建设对出口产业升级的影响,却为本文充分挖掘数字基础设施建设在推动出口产业升级的重要作用以及深刻厘清其作用机制提供了深厚的理论基础。第三类是围绕数字基础设施建设对产业升级的影响研究展开,这类研究与本文最为密切。何玉梅等^[15]基于利用 2007—2018 年中国 272 个地级市面板数据,认为数字基础设施建设能够通过促进技术进步,从而有效推动产业结构升级。袁航等^[16]利用 1994—2018 年的中国 285 个地市级面板数据,考察数字基础设施建设对产业结构转型升级的影响,研究结果表明数字基础设施建设促进了产业结构合理化,但并未促进产业结构高度化。李斯林等^[17]利用 2013—2020 年中国 30 个省份(不含港澳台和西藏)的数据,研究数字基础设施建设对产业升级的影响,相关结论表

明数字基础设施能够显著推动地区产业升级,且“恩格尔效应”和“鲍莫尔效应”是重要的影响中介。

综合上述文献,尽管对数字基础设施建设与出口产业升级的研究已经较为丰富,但遗憾之处在于:第一,已有研究大都采用 OLS 方法直接评估数字基础设施建设对产业升级的影响,如何玉梅等^[15]、李斯林等^[17],难以避免反向因果关系、遗漏变量等内生性问题,导致估计结果有偏。第二,既有文献涉及的中介效应包括“恩格尔效应”“鲍莫尔效应”以及信息不对称、交易效率和技术创新等,但鲜有文献从创新效率和资源配置效率角度考察数字基础设施建设与出口产业升级之间的关系。第三,尽管部分文献以“宽带中国”试点政策作为准自然实验,分析数字基础设施建设对产业升级的影响,但是“宽带中国”试点政策是分批次在不同城市进行,截至 2023 年 7 月,我国已分别于 2014 年、2015 年、2016 年分三次设立“宽带中国”试点城市,在一定程度上难以避免不同时段政策效应对实验组的异质性影响以及忽视了政策效应的动态变化。因此,采用渐进双重差分模型可能会夸大解释变量的显著性。

本文借助中国 3G 网络建设考察数字基础设施建设对出口产业升级的影响。首先,3G 网络相对于 2G 网络在传输速度上的提升十分巨大,是数字基础设施中的关键设施,是连接人工智能、工业互联网、物联网、数据中心的关键节点。其次,3G 网络建设不仅会带动 ICT 等产业的数字化投资,还会促进数字消费的扩大与升级。从数字经济增加值看,根据《中国数字经济规模测算与“十四”五展望研究报告》,2009 年加入 3G 网络成为中国数字经济发展的一个重要转折点,2005—2008 年数字经济增加值增长较为平缓,这 3 年的平均增长率为 12.6%,从 2009 年中国加入 3G 网络开始,数字经济增加值的规模有了较为明显的增幅,其中 2009 年的增长率为 34.7%。由此可见,中国 3G 网络建设对以信息网络为载体的数字经济发展具有显著的促进作用。此外,传统基础设施投资通常是根据国家统计局关于基础设施投资的年度数据进行

划分^[18],其中包括互联网等相关服务业。因此,为区别互联网等传统基础设施建设,本文从数字经济发展所依赖的关键的数字基础设施出发,借助中国 2009 年中国 3G 网络建设为准自然实验,更为准确地考察数字基础设施建设对中国出口产业升级的影响。

鉴于此,与既有文献相比,本文可能在以下几个方面具有较好的新颖性:第一,在研究方法上,首次借助 2009 年中国 3G 网络建设的外生政策冲击,采用双重差分法识别数字基础设施建设与出口产业升级之间的因果关系,相较于 OLS 回归,能够较好地解决研究过程中潜在的内生性问题。第二,在识别策略上,采取连续分组的思路,这种自然分组更为合理,同时也能识别出数字基础设施建设对出口产业升级的直接效应。第三,在作用机制上,从创新效率和资源配置效率视角探究数字基础设施建设影响出口产业升级的中介变量,力求扩展现有数字基础设施建设的机制研究。

一、理论模型

本文借鉴 Akcigit 等^[19]、沈国兵等^[20]的企业生产率异质性模型的理论框架,引入数字基础设施建设对出口产业升级的影响,为后文的经验研究提供理论基础。

(一)消费者

假设消费者满足以下 CES 效用函数:

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 0 \quad (1)$$

式中, Ω 、 ω 和 q 分别表示产品种类的集合、集合中的产品以及产品的需求。 σ 为替代弹性, $\sigma > 1$ 。给定收入预算线,可以得到价格指数和对产品种类 ω 的需求:

$$q(\omega) = \frac{R}{P} \left(\frac{p(\omega)}{P} \right)^{-\sigma},$$

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

(二)生产者

与 Melitz^[21]的研究相同,假设企业的边际成本为 $\frac{1}{\varphi}$,企业的固定成本为 f ,对于受到数字基础设施建设影响较低的企业,其总成本函数满足:

$$TC_h = \frac{q}{\varphi} + f \quad (3)$$

对于受到数字基础设施建设影响较高的企业,需要额外投入建立数字经济平台的成本,以便更好地连接数字基础设施。因此,其固定成本更高,为此,引入固定成本影响因子 $\eta, \eta > 1$,其总成本函数满足:

$$TC_h = \frac{q}{\varphi} + \eta f \quad (4)$$

进一步地,为了简化模型,我们设定工资 $w = 1$,则产品定价为: $p(\varphi) = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)\varphi}$ 。

对于数字基础设施建设影响较低的企业,其利润函数可表示为:

$$\pi_l(\varphi) = r(\varphi) - TC_l(\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - f = \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma} - f \quad (5)$$

而对于数字基础设施建设影响较高的企业,其利润函数可表示为:

$$\pi_h(\varphi) = r(\varphi) - TC_h(\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - \eta f = \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma} - \eta f \quad (6)$$

(三) 数字基础设施建设对企业创新效率和资源配置效率的影响

本文引入创新效率影响因子 γ 和资源配置效率因子 ξ 。假设企业创新效率的提高可以提升生产率水平,即生产率水平从 φ 提高到 $\gamma\varphi$ 。同时假设企业资源配置效率的提高也可以推动生产率水平提升,即生产率水平从 φ 提高到 $\xi\varphi$ 。此时,企业的利润函数可表示为: $\pi(\varphi) = R(P\rho\gamma\xi\varphi)^{\sigma-1} - f$ 。由于企业增加创新投入和资源配置的投入,会带来创新效率和资源配置效率的提升,因此,理论上企业创新投入和资源配置投入越多,创新效率与资源配置效率提升越明显。不妨设企业创新投入为 $\lambda = \gamma^{\sigma-1}$,企业资源配置投入为 $\mu = \xi^{\sigma-1}$ 。但实际上,企业创新投入和资源配置投入不仅要考虑企业利润最大化条件的限制,还要考虑创新和资源配置的投入系数的异质性,企业间投入系

数的差异与数字基础设施密切相关。具体而言,数字基础设施建设包含 5G 通信技术网络、工业互联网、数据中心等,极大地促进了信息获取效率。对于企业而言,一方面企业提高创新效率,依赖于对竞争对手产品技术的信息获取。另一方面,企业提高资源配置效率,取决于生产要素市场资源匹配信息的获取,也就是说数字基础设施建设能够帮助企业降低企业信息搜寻成本和匹配成本、提高企业信息获取效率,进而促进创新效率和资源配置效率的共同提高。因此,受到数字基础设施建设影响较大的企业,能够以更少的投入,达到同样的效果,即投入系数较低。

采用函数方式表达即 $g = m\theta, k = m\kappa$ 。其中, g 表示创新对生产率增长的贡献率; m 表示信息获取效率; θ 表示创新的边际投入成本; k 表示资源配置对生产率增长的贡献率; κ 表示资源配置的边际投入成本。假定创新对生产率增长的贡献率和资源配置对生产率的贡献率是外生因素决定,即 $g = \lambda, k = \mu$ 。因此,创新投入和资源配置投入的成本差异系数(投入系数) c 为:

$$\theta = \frac{\lambda}{m} = c\lambda, \kappa = \frac{\mu}{m} = c\mu, c = \frac{1}{m} \quad (7)$$

由于数字基础设施建设能够促进信息获取效率,可得 $m_h > m_l$ 。其中, h 代表受到数字基础设施建设影响较高的企业; l 代表受到数字基础设施建设影响较低的企业。结合式(7)可得: $c_h < c_l$

由此,企业的边际成本分别为:

$$MC_h(\lambda, \mu) = MC_h(\lambda) + MC_h(\mu) = \theta_h + \kappa_h = c_h(\lambda + \mu) = \frac{\lambda + \mu}{m_h} \quad (8)$$

$$MC_l(\lambda, \mu) = MC_l(\lambda) + MC_l(\mu) = \theta_l + \kappa_l = c_l(\lambda + \mu) = \frac{\lambda + \mu}{m_l} \quad (9)$$

那么,由边际成本函数可以得出企业创新和资源配置的成本函数:

$$C_h(\lambda, \xi) = \frac{1}{2}c_h\lambda^2 + \frac{1}{2}c_h\xi^2, C_l(\lambda, \xi) = \frac{1}{2}c_l\lambda^2 + \frac{1}{2}c_l\xi^2 \quad (10)$$

结合式(5)和式(6)可以得到出口企业的利润

函数:

$$\pi_l^x(\varphi) = \frac{(1 + n\tau^{1-\sigma})R(P\sigma\varphi)^{\sigma-1}\lambda\mu}{\sigma} - f - \frac{1}{2}c_l\lambda^2 - \frac{1}{2}c_l\mu^2 - f_e \quad (11)$$

$$\pi_h^x(\varphi) = \frac{(1 + n\tau^{1-\sigma})R(P\sigma\varphi)^{\sigma-1}\lambda\mu}{\sigma} - \eta f - \frac{1}{2}c_h\lambda^2 - \frac{1}{2}c_h\mu^2 - f_e \quad (12)$$

式中, x 代表出口, f_e 表示出口固定成本, τ 表示冰山成本。

对受到数字基础设施建设影响较低的企业, 其创新投入和资源配置投入的一阶条件满足:

$$\begin{aligned} \lambda_l &= \frac{(1 + n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_l}, \\ \mu_l &= \frac{(1 + n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_l} \end{aligned} \quad (13)$$

对于受数字基础设施建设影响较高的企业, 其创新投入和资源配置投入的一阶条件满足:

$$\begin{aligned} \lambda_h &= \frac{(1 + n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_h}, \\ \mu_h &= \frac{(1 + n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_h} \end{aligned} \quad (14)$$

式(14)除以式(13)并代入企业创新和资源配置投入函数可得:

$$\frac{\lambda_h}{\lambda_l} = \frac{\mu_h}{\mu_l} = \left(\frac{\gamma_h}{\gamma_l}\right)^{\sigma-1} = \left(\frac{\xi_h}{\xi_l}\right)^{\sigma-1} = \frac{c_l}{c_h} > 1 \quad (15)$$

由于 $\gamma_h > \gamma_l$, $\xi_h > \xi_l$, 相对于受到数字基础设施建设影响较低的企业, 影响较高的企业更有利于促进其创新效率和资源配置效率的提高。

(四) 数字基础设施建设、创新效率、资源配置效率与出口产业升级

为了简化模型推导, 假设开放经济条件下消费者数量为 N_0 , 在企业利润最大化条件下, 结合式(1)、式(2)、式(3)、式(4)并再次引入创新效率和资源配置效率可以得出均衡状态下企业产出函数:

$$q_h(\varphi) = N_0 R P^{\sigma-1} \left(\gamma_h \xi_h \varphi \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\sigma} \quad (16)$$

$$q_l(\varphi) = N_0 R P^{\sigma-1} \left(\gamma_l \xi_l \varphi \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\sigma} \quad (17)$$

由式(16)除以式(17)可得:

$$\frac{q_h}{q_l} = \left(\frac{\gamma_h \xi_h}{\gamma_l \xi_l} \right)^{\sigma} \quad (18)$$

由式(15)可知, 由于 $\gamma_h > \gamma_l$, $\xi_h > \xi_l$, 此时 $\frac{q_h}{q_l} > 1$, 这说明创新效率和资源配置效率的提高可以促进受到数字基础设施建设影响较高的企业的相对产量。此外, 一般而言, 受数字基础设施建设影响较高的企业往往其出口的产品技术含量更高^[22], 这也意味着高技术含量产品比重的上升或低技术含量产品比重的下降。因此, 结合上述推理, 能够较为容易地推断出: 数字基础设施建设会通过提高创新效率和资源配置效率进而促进出口产业升级。

二、模型、变量和数据

(一) 模型设定

为了较为准确地评估数字基础设施建设对中国出口产业升级的影响, 本文构建双重差分法进行分析, 具体模型构建如下:

$$\ln ES_{c,t} = \alpha + \beta_1 DIF_{c,2008} \times Post_t + \sum \gamma X_{c,t} + \lambda_c + \lambda_t + \varepsilon_{c,t} \quad (19)$$

式中, 被解释变量 $\ln ES_{c,t}$ 表示第 t 年 c 城市的出口产业升级水平的对数形式。为了能够深入制造业内部, 更好地表征城市的出口升级, 本文借鉴 Hausmann 等^[23]提出的出口技术复杂度概念, 采用该城市的出口技术复杂度来测度。 $DIF_{c,2008}$ 用于识别实际政策冲击发生前一年, 即 2008 年各城市的数字基础设施建设水平, 该变量能很好地标识连续的分组, 以表示不同城市遭受的异质性的政策冲击。 $Post_t$ 用于识别中国 3G 网络建设时间的虚拟变量, 将 2009 年之前的年份赋值为 0, 2009 年之后 (含 2009 年) 的年份赋值为 1。 λ_c 和 λ_t 分别表示城市和年份固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 为误差项。其中, β_1 是本文核心解释变量, 衡量了中国建设 3G 网络前后不同城市的出口产业升级的平均差异。若 $\beta_1 > 0$, 则表示数字基础设施建设对出口产业升级具有正向的推动作用。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

被解释变量为出口产业升级水平,本文借助出口技术复杂度来表征出口产业升级水平,既有较多文献采用这种方法,如周茂等^[24]。具体计算方法如下:

$$ES_{ct} = \frac{\sum_f X_{f,c,t} \times Prody_{f,04}}{\sum_f X_{f,c,t}} \quad (20)$$

式中, $Prody_{f,04}$ 为 2004 年 HS6 位产品 f 的出口技术复杂度。之所以将 HS6 位产品的出口技术复杂度设置在样本期前,是为了尽可能保证出口产业升级的外生性,即出口产业升级是由出口结构变化而非产品本身的出口技术复杂度变化所引致。 $X_{f,c,t}$ 表示 t 年 c 城市 f 产品的出口额。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 。其中, $DIF_{c,2008}$ 为 2008 年数字基础设施建设水平; $Post_t$ 为识别 3G 网络建设的年份虚拟变量。本文参考沈坤荣等^[22],以 2008 年为基期,计算城市两位码行业层面的 ICT 投资权重指数,作为外生权重,将省份层面的数字基础设施建设水平分解到城市层面。具体而言:

$$DIF_{c,08} = \sum_{j=1}^n weight_{cj}^{08} netflow_c \quad (21)$$

式中, $weight$ 为各城市两位码行业层面的计算机使用数量占全省的比重; $netflow$ 为各省份移动互联网接入流量。

3. 控制变量

借鉴周茂等^[24]可能影响数字基础设施建设与出口产业升级的变量。本文的控制变量如下:资本密集度(kl)采用人均资本表示;金融发展水平($finance$)用金融从业人数占总人数的比重表示;基础设施建设($infra$)采用人均图书馆和医院拥有数;经济发展程度($pgdp$)为人均地区生产总值的对数值;外商投资比重(fdi)使用外商实际投资额与地区生产总值的比值。

(三) 数据说明

本文研究的问题涉及出口产业升级水平和数

字基础设施建设等数据,样本期为 2005—2013 年。首先,出口产业升级水平的计算中,CEPII 的 BACI 数据库已经包含可供下载的 1997 年产品层面出口技术复杂度,而 2004 年产品层面的出口技术复杂度与各城市的出口结构数据则来源于中国海关数据库;其次,数字基础设施建设指数的计算来源于各省份的统计年鉴。

三、实证结果及分析

(一) 基准模型检验

本文采用双重差分法检验数字基础设施建设对出口产业升级的净效应。表 1 第(1)列未控制任何城市层面控制变量。回归结果显示, $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 显著为正,表明数字基础设施建设对出口产业升级具有显著正向作用。在表 1 第(2)列中进一步加入城市层面控制变量,估计结果显示, $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 系数显著为正,说明数字基础设施建设对出口产业升级的促进作用仍然稳健,并未因加入控制变量而发生变化。

表 1 数字基础设施建设对出口产业升级的作用

解释变量	(1)	(2)
$DIF_{c,2008} \times Post_t$	0.012 *** (3.01)	0.026 *** (3.65)
control	否	是
Year&City	是	是
N	2 637	2 637
R^2	0.382	0.877

(二) 稳健性检验

1. 共同趋势检验

使用双重差分法估计数字基础设施建设对出口产业升级的影响过程中,需要满足平行趋势的假设条件。为了保证检验结果的可信度,本文对共同趋势假设展开动态效应检验,具体模型设置如下:

$$\ln ES_{c,t} = a + \sum \beta_t DIF_{c,2008} \times ryear_t + \sum \gamma X_{c,t} + \lambda_c + \lambda_t + \varepsilon_{c,t} \quad (22)$$

式中, $ryear_t$ 为相对年份虚拟变量。参考 Fajgelbaum 等^[25]的研究,在式(22)方程的基础上,删除 2005 年避免产生多重共线,并引入 2006—2013 年份的虚拟变量,由此得到 2006—2013 年的 β 估计系数,并将实证结果绘制成平行趋势检验

图。从图1的结果显示,政策冲击前,系数 β 围绕在0附近,且95%置信区间包含0,说明系数 β 很小且不显著。因此,本文通过共同趋势检验。

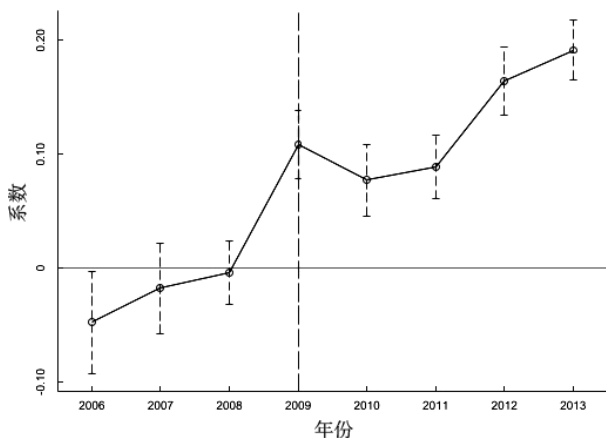


图1 平行趋势检验

2. 预期效应检验

为了保证政策实施的随机性,进一步检验在实际政策冲击前是否形成有效预期,本文在基准模型中加入 $DIF_{c,2008} \times D08$ 项, $D08$ 为2008年份虚拟变量。如表2第(1)列所示,该项系数很小为0.001,且 t 值为0.18不显著,另外控制了预期效应后,核心变量 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 系数并未产生本质变化,这意味着预期效应不存在。该结论与图2的相关检验结果保持一致。

3. 排除其他政策效应的影响

在开展数字基础设施建设对出口产业升级影响研究的同时,还要排除其他政策的干扰。由于受到金融危影响,中国在2009年同时实施了诸多促进经济发展的相关政策,因此需要对影响本文相关结论政策进行必要的控制,其中与本文最为密切的政策有两个。第一,2009年中国提出扩大政府公共投资,扩大公共投资对出口产业升级的影响是多方面的,表现为公共投资的对相关产业的带动,会促进消费升级和激发产业升级的内生动力,对推动企业出口转型升级具有重要意义。对此,本文在表2第(2)列的回归中加入城市一般预算内支出占GDP的比重,结果显示,核心解释变量 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 依旧显著为正。第二,2009年中国还提出推进税费改革,有学者认为税费改革

可以减轻企业负担,企业拥有更多的资金支持产业升级。为此,本文在表2第(3)列回归中加入了城市一般预算内收入占GDP的比重,结果发现关注的系数仍然显著为正。通过上述检验,可以认为控制2009年其他政策干扰后,本文的结论依旧较为稳健。

4. 安慰剂检验

借鉴La等^[26]、Liu等^[27]关于随机政策冲击的安慰剂检验文献,通过在样本期内随机抽取一个年份模拟政策冲击来进行安慰剂测试,以检查实证结果是否受到遗漏变量的影响。为此,本文将随机实验组的抽取次数设置为1000次,提取这1000次核心解释变量 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 的 $\hat{\beta}$ 值及其标准误,并将结果绘制成核密度分布图。如图2所示,在随机抽取实验组的策略下, $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 的 $\hat{\beta}$ 值以零为中心正态分布,并且文本基准模型估计值0.026远离大量集中在0附近的 $\hat{\beta}$ 值,表明数字基础设施建设 ($DIF_{c,2008} \times Post_t$) 对出口产业升级的影响并未受未观察到的因素驱动,进而可以反推出本文实证结果的可靠性。

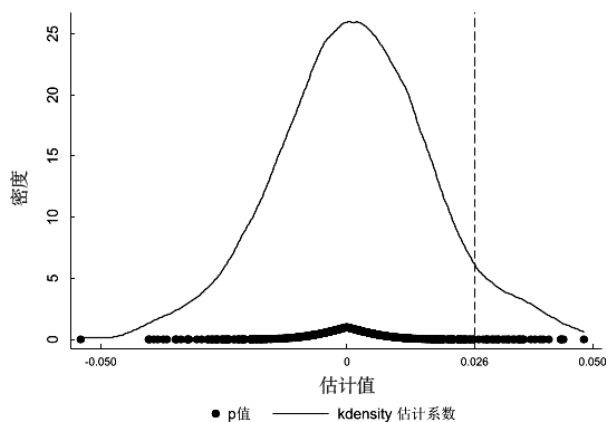


图2 估计值的分布

5. 其他稳健性检验

较多文献如Bertrand等^[28]、Lu等^[29]指出多期差分法可能因为存在序列相关,从而会夸大 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 的显著性。为此,本文将总样本以2009年中国3G网络建设为界,划分为2005—2008年和2010—2013年两个阶段,采取两期差分法对基准模型重新估计。如表2第(4)列所示, $DIF_{c,2008} \times$

$Post_t$ 显著为正,由此本文的估计结果是稳健的。

为缓解数字基础设施建设指数构造方式可能带来的估计偏误,本文还借鉴 Goldsmith 等^[30]使用 Bartik 方法构造新的数字基础设施建设指数 $DIF2$:

$$DIF2_{c,08} = \sum_{j=1}^n \omega_{cj}^{08} netizen_grow_c \quad (23)$$

式中, ω 为 2008 年各城市两位码行业层面的计算机使用数量占全省的比重, $netizen_grow$ 为各省互联网用户数量增长率。

表 2 稳健性检验的计量结果

变量	预期效应	控制 公共投资	控制 税费改革	两期 差分法	$DIF2$	$\ln ES_2$	$\ln ES_3$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$DIF \times Post$	0.024 *** (3.48)	0.023 *** (3.62)	0.020 *** (3.10)	0.085 *** (3.60)	2.271 *** (12.84)	0.013 *** (3.29)	0.125 *** (13.68)
$DIF \times D08$	0.001 (0.18)	—	—	—	—	—	—
$public$	—	0.401 *** (7.16)	—	—	—	—	—
tax	—	—	1.033 *** (6.83)	—	—	—	—
$control$	是	是	是	是	是	是	是
$Year \& City$	是	是	是	是	是	是	是
N	2 637	2 637	2 637	538	2 637	2 637	2 637
R^2	0.877	0.880	0.879	0.916	0.885	0.879	0.886

表 2 第(5)列结果显示,核心解释变量 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 显著为正,表明更换数字基础设施建设指数的测算方法并未改变本文的结论。

观察式(20)容易发现城市出口技术复杂度的结果,会因产品层面的出口技术复杂度的计算方式不同而发生改变。那么,本文的研究结论是否会因产品技术复杂度计算方式的不同而发生实质性的改变呢?为此,本文采取其他两种方法重新计算城市层面出口技术复杂度。第一,在保证被解释变量外生性的情况下,将产品层面出口技术复杂度调整至距离样本期更远的 1997 年^①,采用 $Prody_{f,97}$ 替代 $Prody_{f,04}$,重新构造城市出口技术复杂度 $ES2$,如表 3 第(6)列所示,核心变量 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 依然显著为正。第二,Hausmann 等^[23]以及 Rodrik^[31]认为,人均 GDP 越高的国家,其产品出口技术复杂度越高,但该假设仍然存一定的局限性,因此,本文参考 Hidalgo 等^[32]采用各国的出口比较优势替代人均 GDP,构建另一种出口技术复杂度 $ES3$ 进行稳健性检验。如表 2 第(7)列所示,变量 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 依然显著为正。综合表 2 第(6)列

和第(7)列结果,说明更换出口技术复杂度的计算方法并未改变本文结论。

四、机制检验与分析

根据本文第一部分理论模型得出的结论,数字基础设施建设通过提升创新效率与资源配置效率促进中国出口产业升级。一方面,数字基础设施建设将促进互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合,新产业、新技术、新平台和新模式等技术加速创新,将是创新效率与中国出口产业升级有效结合点。另一方面,以人工智能、大数据、区块链、云计算的数字技术应用,提高了要素市场匹配的效率,极大地提升了资源的配置效率,进而加速推动出口产业升级。为此,本文将创新效率和资源配置效率纳入中介效应模型中以分析数字基础设施建设影响出口产业升级的机制。

(一)指标度量 and 模型设定

1. 指标度量

创新效率从创新投入和创新产出两方面来计算,为此本文参考韦东明等^[33]选取发明专利占地方科学技术支出的比重来衡量。考虑到申请发明专利存在 2 年左右的滞后期,本文将发明专利滞后 2 年。资源配置效率,遵循现有文献的做法,将各城市企业全要素生产率的方差来衡量城市资源配置效率,该值越小意味着行业资源配置效率越高。

2. 模型设定

本文对创新效率和资源配置效率这两个中介变量进行检验,中介效应模型设定如下:

$$Channel_{c,t} = \alpha_0 + \beta_1 DIF_{c,2008} \times Post_t + \sum \gamma X_{c,t} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{c,t} \quad (24)$$

$$\ln ES_{c,t} = \alpha_0 + \beta_1 DIF_{c,2008} \times Post_t + \beta_2 DIF_{c,2008} \times Post_t \times Channel_{c,t} + \beta_3 DIF_{c,2008} \times Channel_{c,t} + \beta_4 Post_t \times Channel_{c,t} + \beta_5 Channel_{c,t} + \sum \gamma X_{c,t} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{c,t} \quad (25)$$

式中, $Channel_{c,t}$ 为中介变量,控制变量 $X_{c,t}$ 与式(19)相同。

① 这样做的目的是距离样本期更远的产品层面出口技术复杂度,能够更好地保证城市出口技术复杂度的外生性。

表3 中介效应的检验结果

变量	Inno (1)	lnES (2)	Allocation (4)	lnES (5)
$DIF \times Post$	0.697 *** (3.25)	0.010 ** (2.50)	-0.012 *** (-2.75)	0.016 (0.91)
$DIF \times Post \times Channel$	—	0.195 *** (6.01)	—	-0.044 *** (-2.93)
$DIF \times Channel$	—	0.131 *** (5.99)	—	-0.079 *** (-2.78)
$Post_t \times Channel$	—	0.001 ** (2.08)	—	-0.175 *** (-12.37)
$Channel$	—	0.001 * (1.85)	—	-0.137 *** (-4.36)
control	是	是	是	是
Year&City	是	是	是	是
N	2 637	2 637	2 637	2 637
R ²	0.048	0.905	0.726	0.906

(二) 数字基础设施建设与出口产业升级的作用机制分析

表3第(1)列交叉项 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 显著为正,表明数字基础设施建设对创新效率具有显著的促进作用,意味着中国加入3G网络后,实验组的创新效率比对照组的创新效率具有更大的增幅。第(2)列中三重交叉项 $DIF_{c,2008} \times Post_t \times Inno$ 显著为正,表明数字基础设施建设通过提高创新效率促进了出口产业升级。此外,在加入创新效率变量(Inno)之后, $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 的估计系数和显著性,与表1第(2)列基准回归结果相比均有所下降,可见创新效率确实是数字基础设施建设促进进出口产业升级的一个重要中介。类似地,表3第(3)列和第(4)列的回归结果表明,资源配置效率同样是数字基础设施建设推动出口产业升级的一个关键中介。

五、数字基础设施建设对出口产业升级的异质性分析

考虑到中国城市特征的多样性,不同城市在要素禀赋、城市等级以及政府效率等方面上存在较大差异,同时这些差异化的特征会影响数字基础设施作用的发挥,有必要对数字基础设施建设对出口产业升级的异质性影响展开深入研究。

(一) 考虑不同技术水平城市特征

数字技术应用需要建立在城市一定的技术水平之上。为此,本文利用政策实施的前4年(2005—2008年)的出口技术复杂度的算数平均值,将各城

市划分为高低两组,考察数字基础设施建设对技术异质性城市出口产业升级的影响。

表4 数字基础设施建设对出口产业升级的异质性检验

变量	高技术 水平城市 (1)	低技术 水平城市 (2)	高等级 地区 (3)	低等级 地区 (4)	政府 效率高 (5)	政府 效率低 (6)
$DIF \times Post$	0.042 *** (3.90)	0.015 * (1.69)	0.028 *** (2.90)	0.011 ** (2.38)	0.024 *** (3.01)	0.013 ** (2.32)
control	是	是	是	是	是	是
Year&City	是	是	是	是	是	是
N	1 332	1 305	1 115	1 522	1 413	1 224
R ²	0.888	0.886	0.875	0.893	0.874	0.886

根据模型表4第(1)列和第(2)列可知,其共同的交乘项 $DIF_{c,2008} \times Post_t$ 的系数均显著为正,表明数字基础设施建设对初始技术禀赋不同的城市的出口产业升级均具有显著的促进作用,但显然从回归系数上看,数字基础设施建设对高技术水平城市的促进作用更大。这是因为高新技术不仅对数字基础设施建设起到了重要的支撑作用,而且是数字基础设施建设的重要载体,更容易激发创新活力,有助于发挥促进进出口产业升级的中介效应。

(二) 区分城市等级差异

由于各城市之间存在城市行政等级差异的问题,一般而言,直辖市、副省级城市以及省会城市的城市等级较高,同时高等级城市往往伴随着经济发展水平、技术创新能力等方面的优势,这种等级差问题将会大大影响数字基础设施建设对出口产业升级的促进作用。本部分将直辖市、副省级城市以及省会城市的城市划分为高等级城市,其他城市定义为低等级城市,以检验数字基础设施建设对出口产业升级在城市等级上的异质性,结果见表4第(3)列和第(4)列。

根据表4第(3)列和第(4)列可知,对于高等级城市和低等级城市而言,数字基础设施建设对出口产业升级均具有显著促进作用,但高等级城市的数字基础设施建设对出口产业升级更具有推动作用,对此的解释是:一方面,由于经济发展水平的差异,一般而言直辖市、副省级城市以及省会城市的经济发展较好,能够更好地支持数字基础设施的建设;另一方面,技术创新能力是支撑数字技术的重要基础,也是推动出口产业的转型升级

的有效路径,高等级城市的技术创新能力通常更高。

(三)考虑政府效率的异质性

政府政策的实施效果和产业发展水平的提升依赖于政府能力,具体到数字基础设施建设如城市 3G 网络建设水平与覆盖率,往往取决于地方政府的执行效率。当政府没有执行效率较低时,就会产生政府政策执行不到位,数字基础设施建设不完善等问题。此外,良好的政府执行效率,还会对出口产业升级产生正向的外部性。参照 Tang 等^[34]的研究,将各省划分为高效率政府和低效率政府两组。表 4 的第(5)列和第(6)列结果表明,数字基础设施建设对执行效率高的城市的出口产业升级促进作用更大。

六、结论与政策建议

(一)结论

推进数字基础设施建设不仅是中国抓住数字化发展的重要举措,也是推动中国经济高质量发展和出口产业转型升级的关键点。基于 2005—2013 年中国 285 个城市面板数据,以中国 3G 网络建设为准自然实验,采用双重差分法评估数字基础设施建设对中国出口产业升级的影响。

(1)数字基础设施有效推动了中国出口产业升级,在开展严格的识别假设条件和稳健性检验后,实证结果仍然是稳健的。

(2)从影响机制看,数字基础设施建设通过提升创新效率和资源配置效率推动出口产业升级。

(3)数字基础设施建设对那些初始技术水平好、高等级地区以及政府执行效率高的城市的出口产业升级效应更为显著。

(二)政策建议

第一,加快数字基础设施建设,巩固数字经济发展的根基。当前新基础设施建设是数字经济发展的保证,政府应大力建设并保障投入 5G 基站、大数据中心、人工智能等数字基础设施,为出口产业转型升级注入新的动能。

第二,激活数字基础设施的技术创新潜能,推动数字技术与城市创新的有效融合,加快经济主

体的产品创新,提升数字相关产业的核心竞争力。尤其要在数字产业链的关键环节发力,加大政府对核心技术、前沿技术及“卡脖子”技术的研发支持,提升数字技术自主创新能力,突破芯片、工业软件等基础性技术“瓶颈”。政府还要发挥产业升级的领头羊作用,不断引领数字时代的新模式、新方向、新发展。

第三,释放数字基础设施的资源配置价值,推动数字技术融入研发、生产、流通、服务和消费全流程,发挥数字技术的无边界优势,推动生产要素跨行业、跨区域、跨平台的企业协作新机制,以数字要素促进其他生产要素及创新要素的整合共享,加速资源配置的效率,促进产业转型升级。

第四,完善数字基础设施建设,营造良好的数字生态环境。培育良好的数字生态环境一个关键议题是要提升城市技术创新意识,缩小地区差异、发挥政府执行效率。针对那些低技术水平、低等级以及低效率的城市,政府应给予更多的政策倾斜,加大在技术创新,鼓励发育较差的地区抓住数字基础设施建设新机遇,努力缩小发育较好的地区的差别,同时要不断提高政府的运行效率。

参考文献:

- [1]吕越,盛斌,吕云龙.中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J].中国工业经济,2018(5):6-24.
- [2]倪红福,王海成.企业在全价值链中的位置及其结构变化[J].经济研究,2022(2):107-124.
- [3]蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究,2010(4):4-13.
- [4]NI H, TIAN Y. China's industrial upgrading and value chain restructuring under the new development pattern [J]. China economist, 2021, 16(5): 72-100.
- [5]柳思维.从贸易大国走向贸易强国的制度创新思考[J].大国经济研究,2011(3):154-164.
- [6]薛成,孟庆玺,何贤杰.网络基础设施建设与企业技术知识扩散:来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].财经研究,2020(4):48-62.
- [7]张杰,付奎.信息网络基础设施建设能驱动城市创新水平提升吗:基于“宽带中国”战略试点的准自然实验[J].

产业经济研究, 2021(5): 1-14.

[8]孙伟增, 郭冬梅. 信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响: 需求规模、结构变化及影响路径[J]. 中国工业经济, 2021(11): 78-96.

[9] WERNSDORF K, NAGLER M, WATZINGER M. ICT, collaboration, and innovation: evidence from Bitnet [J]. Journal of public economics, 2020(11): 1-33.

[10]王奇, 牛耕, 李涵. 数字基础设施建设与金融包容性发展: 中国经验[J]. 财贸经济, 2023(7): 1-17.

[11]叶永卫, 陶云清, 李鑫. 数字基础设施建设与企业投融资期限错配改善[J]. 经济评论, 2023(4): 123-137.

[12]安苑, 王珺. 财政行为波动影响产业结构升级了吗: 基于产业技术复杂度的考察[J]. 管理世界, 2012(9): 19-35.

[13]周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. 管理世界, 2019(5): 64-77.

[14]齐鹰飞, LI Y F. 财政支出的部门配置与中国产业结构升级: 基于生产网络模型的分析[J]. 经济研究, 2020(4): 86-100.

[15]何玉梅, 赵欣灏. 新型数字基础设施能够推动产业结构升级吗: 来自中国 272 个地级市的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2021(7): 79-86.

[16]袁航, 朱承亮. 数字基础设施建设加速中国产业结构转型升级了吗: 基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经济问题探索, 2022(10): 118-133.

[17]李斯林, 余红心, 武文博, 等. 数字基础设施对产业升级的影响机制研究[J]. 科技进步与对策, 2023(12): 99-107.

[18]郭凯明, 潘珊, 颜色. 新型基础设施投资与产业结构转型升级[J]. 中国工业经济, 2020(3): 63-80.

[19] AKCIGIT U, CAICEDO S, MIGUELEZ E, et al. Dancing with the stars: innovation through interactions [R]. NBER working paper, No. 24466, 2018: 1-45.

[20]沈国兵, 袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J]. 经济研究, 2020(1): 33-48.

[21] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695-1725.

[22]沈坤荣, 林剑威, 傅元海. 网络基础设施建设、信息可

得性与企业创新边界[J]. 中国工业经济, 2023(1): 57-75.

[23] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters [J]. Journal of economic growth, 2007, 12(1): 1-25.

[24]周茂, 陆毅, 杜艳, 等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济, 2018(3): 62-79.

[25] FAJGELBAUM P D, GOLDBERG P K, KENNEDY P J, et al. The return to protectionism [J]. The quarterly journal of economics, 2020, 135(1): 1-55.

[26] LA FERRARA E, CHONG A, DURYE S. Soap operas and fertility: evidence from Brazil [J]. American economic journal: applied economics, 2012, 4(4): 1-31.

[27] LIU Q, LU Y. Firm investment and exporting: evidence from China's value-added tax reform [J]. Journal of international economics, 2015, 97(2): 392-403.

[28] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates [J]. The quarterly journal of economics, 2004, 119(1): 249-275.

[29] LU Y, YU L. Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession [J]. American economic journal: applied economics, 2015, 7(4): 221-253.

[30] GOLDSMITH P, SORKIN P I, SWIFT H. Bartik instruments: what, when, why, and how [J]. American economic review, 2020, 110(8): 2586-2624.

[31] RODRIK D. What's so special about China's exports [J]. China & world economy, 2006, 14(5): 1-19.

[32] HIDALGO C, HAUSMANN R. The building blocks of economic complexity [J]. PNAS, 2009, 106(26): 10570-10575.

[33]韦东明, 徐扬, 岳林峰. 知识产权治理促进了区域创新效率提升吗: 基于国家知识产权示范城市的准实验[J]. 世界经济文汇, 2023(2): 14-30.

[34] TANG R, TANG T, LEE Z. The efficiency of provincial governments in China from 2001 to 2010: measurement and analysis [J]. Journal of public affairs, 2014, 14(2): 142-153.

(本文责编: 润 泽)