数字基础设施发展对中国出口贸易的影响

——基于东盟国家的实证研究

申 韬[1]，张秀林[2]

（1.广西大学工商管理学院，南宁 530004；2.广西大学经济学院，南宁 530004）

摘要：基于2010—2021年东盟国家的面板数据，运用主成分分析法构建数字基础设施综合指标，并采用系统GMM（广义矩估计）评估其对中国出口贸易的影响及内在传导机制，进一步考察数字鸿沟的调节效应。研究发现，东盟地区数字基础设施的完善显著带动了中国对该区域的出口贸易，而数字鸿沟阻碍了数字基础设施发展对中国出口东盟的贸易。进一步的机制检验发现，数字基础设施能够通过提升物流绩效间接促进出口扩张。异质性分析显示，该促进作用在高收入东盟成员国表现得尤为明显。此外，拓展分析了东盟数字基础设施建设对出口贸易结构升级的影响。结果显示，东盟数字基础设施建设同样显著推动了中国对其出口贸易结构的升级。由此，中国在深化与东盟的数字合作时，应重点对接高收入国家的数字基建项目，同时帮助低收入国家提升物流效率，以差异化策略释放数字贸易潜能。

关键词：GMM（广义矩估计）；出口贸易；数字基础设施；物流绩效

中图分类号：F74 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)07－0290－10

数字经济凭借其核心的数字技术驱动力展现强劲增长势头，成为推动全球经济发展的重要引擎。中国与东盟分别是全球第二大数字经济体、数字经济发展最具潜力的地区，双方在数字基础设施建设上均取得较大进展。虽然东盟的数字化起步相对滞后，但近年来5G网络与数据中心等关键设施扩张迅猛。与此同时，中国积极协助越南、老挝、缅甸等国家建设跨境陆地光纤项目，并与东盟十余家电信运营商实现了互联互通。多家中国企业也深度参与东盟数字基础设施建设，进一步加快了东盟地区数字普惠服务的推进步伐。

全球数字化基础设施迅速扩展，围绕其经济影响的研究也日益增多，大量学者关注数字设施建设对经济扩张与出口提升的带动作用。从贸易视角看，Hagsten和Kotnik[1]指出数字基础设施能显著改善企业出口绩效；Marel[2]发现其推动了服务贸易的发展。从投资视角看，数字基础设施通过扩大对其直接投资规模[3]、提升投资效率[4]，从而对对外直接投资（outward foreign direct investment，OFDI）产生积极影响。和该研究相关，大量研究证实了数字基础设施水平对货物贸易增长存在普遍促进效应[5-8]，但针对中国-东盟场景的传导机制研究显得有所欠缺。Tang等[9]强调，数字基础设施具有克服地理限制的潜力，显著提高知识和数据的传输范围和普及程度，并降低了成本。此外，随着数字经济的发展，数字基础设施不仅体现在跨境网络互联等“硬联通”，也通过促进智能制造和仓储系统的发展，间接优化了物流流程，提升了资源配置效率，从而进一步推动双边贸易。Magazzino等[10]通过最小二乘法、广义矩估计法两种方法证实技术创新等数字化因素均能显著提高国际物流绩效，而较高水平的国际物流绩效更有利于促进国际贸易[11]。

综上所述，现有研究表明，物流绩效的提升是数字基础设施促进货物贸易增长的核心传导机制，其有效性在于能显著推动出口发展。然而，东盟内部数字基础设施发展水平存在显著异质性，这种基础设施的差异加上数字贸易规制壁垒，不仅会扩大数字鸿沟，更可能对中国面向不同东盟成员国的货物出口流量构成差异化制约。尽管数字基建对贸易的积极作用已被认识，但现有研究在系统量化评估东道国数字基础设施水平如何具体影响中国对其货物出口增长规模方面仍显不足，尤其缺乏对关

收稿日期：2025-11-15

作者简介：申韬（1975—），女，湖南邵东人，博士，教授，研究方向为区域金融理论与实践；通信作者张秀林（2000—），女，广西钦州人，硕士研究生，研究方向为东盟区域与国别经济。

键传导机制的实证检验,以及对成员国异质性的深入考量。因此,此项研究旨在实证检验东盟成员国数字基础设施水平的差异如何通过影响物流绩效,进而差异化地促进中国对其货物出口的增长。

相较既有研究,本文的边际贡献主要体现在以下两方面:①将数字基础设施建设与物流绩效两个变量纳入同一个分析框架,揭示二者在跨境贸易情境下的协同效应,进一步拓展"数字丝绸之路"议题的研究空间;②参考当前学界对数字基础设施水平的测度体系与分析方法,从异质性维度展开实证研究,为政策制定部门提供决策支持。

1　理论分析

1.1　数字基础设施与出口贸易

数字基础设施,也称信息基础设施,是一种社会-技术结合的概念,指由技术要素与人力资源共同构成的网络体系及其运作流程。它是在传统信息设施基础上,通过创新与拓展等方式逐步演化而成[12]。通过这个过程,数字基础设施将转变为更复杂的形式。数字基础设施在促进贸易增长及拓展其空间方面的作用主要体现在两点:①数字化水平的提升能够明显削弱信息不对称对贸易造成的负面影响,确保信息传递的实时性、全球覆盖与互动特征。例如,智能翻译、精准营销等平台技术有效缓解了语言障碍与信息不对称,显著提高了贸易运作效率。通过推动贸易活动的数字化转型,不同贸易主体可以在更节约、更高效的市场环境下开展更平等的合作与竞争。既帮助贸易供需双方打破信息壁垒,以更高的市场透明度提高市场效率,也改善了跨境贸易管理机构与利益相关方之间的制度协调,从而降低了通关压力,缓解了人为因素带来的制度性障碍。潘家栋和肖文[13]基于中国视角分析互联网基础设施对中国出口贸易的影响,研究表明互联网基础设施通过降低信息搜寻成本,沟通成本及生产成本来促进出口贸易。②数字基础设施的完善为各国之间的经贸往来搭建了新的通道,扩大了全球贸易的市场范围,并强化了国家间的合作。按照传统比较优势理论,国际贸易的形成源于各经济体生产技术差异带来的成本差距。随着数字化基础设施不断发展,跨国信息传递渠道更加多元,信息的交流与处理促进了一些国家的技术提升,从而进一步推动了国际贸易的开展。韩晶等[14]指出,数据要素凭借高度流动性与累积溢出效应,削弱了地理空间对经济活动的限制,也就是说,技术革新及其广泛应用会对市场的形成与交易产生影响。

综合上述分析,研究推测进口国数字基础设施水平越高,越能吸引出口国对其开展出口活动。因此,提出如下假设。

H1:东盟国家数字基础设施对中国出口贸易具有正向影响。

1.2　数字基础设施与物流绩效

一国能否高效融入全球经济,很大程度上取决于其国际商务的综合成本,其中既包括运输费用,也涵盖其他相关支出。跨境物流业务跨越多国与地区,呈现运输距离长、空间跨度大、供应链环节复杂等特点,对信息化水平的要求尤为突出。数字基础设施的完善能够降低物流成本、提升服务品质,并增强各环节的信息共享,从而提升国际物流的整体绩效。在微观层面,跨境电商中的集运仓与分拨仓依托智能算法优化网络布局,从而显著降低物流成本。物流追踪技术在集装箱海运中的应用,也进一步提高了集装箱的使用效率并减少运输开支。具体而言,物流企业利用互联网技术,逐步构建起功能全面的信息系统,进而缓解车辆返程空载、仓储周期长等资源浪费问题,从而保障全物流流程顺畅并减少企业的运输成本,从而促进物流业发展[15-16]。此外有研究人员调查了数字技术如何提高物流服务水平,Evangelist 等[17]调查了与顾客接受和感知物流服务质量和满意度有关的新技术应用,研究结果表明,物流服务质量感知和满意度水平都与未来的购买意向和信息技术的使用显著相关。类似的,Murfield 等[18]围绕全渠道零售情境,分析了物流服务质量对消费者满意度及忠诚度的效应,研究结果显示,物流服务质量的 3 个方面,即条件、可得性和及时性,对顾客满意度与忠诚度的影响各不相同。

在宏观层面,多式联运的改善越来越依赖于云计算、无线/移动通信技术和物联网等智能技术的应用,这些技术的落地以数字基础设施为基础。Prajogo 和 Olhagerb[19]认为,信息共享程度对企业物流绩效具有重要影响,而信息共享的实现,其基础在于现代信息技术的应用。Moldabekova 等[20]提出,信息通信领域的专业人才队伍、可持续且可获取的互联网服务以及数字基础设施,这 3 类因素均能有效提升物流绩效。再者,从理论视角出发,数字基础设施对物流绩效的改善,同样可借助信息不对称理论进行阐释。较高水平的数字基础设施有助于促进供应链上下游企业间的信息充分交互,

缓解信息不对称现象[21]，使交易双方能够实时把控货物运输状态与轨迹，确保资金流、信息流和物流流通的顺畅性，最终提高运输过程的安全性与可靠性。通过区块链技术的不可篡改特性，数字基础设施能建立可信的供应链信息追溯系统，降低道德风险。综上，数字基础设施依托于信息通信技术，不仅让交易双方在沟通中摆脱了时空制约，在交易中提升了物流效率，而且也丰富了供需双方市场信息的获取渠道，扩大了信息流通的范围。因此，将物流绩效作为中介变量纳入分析框架，以实证检验其在数字基础设施与出口贸易之间的传导作用。

1.3 数字基础设施、数字鸿沟与出口贸易

东盟成员国之间经济发展水平不同，在数字基础设施发展方面也存在显著差距，这种差距也就是数字鸿沟。数字鸿沟扩大意味着成员国在网络覆盖、数字平台建设、电子支付系统与信息化应用等方面存在显著不均衡，这种差距会削弱数字基础设施改善本应产生的贸易促进效果。①当成员国数字化水平差距较大时，跨境通信、在线支付和物流协同的稳定性下降，信息搜寻成本、谈判成本和合同执行成本随之上升。数字化程度低的东盟国家无法有效支撑中国企业利用跨境电商或数字平台开展贸易，使数字基础设施带来的成本下降效应难以转化为实际的出口增长。②技术水平较低的国家在平台对接、数据处理与供应链协同方面能力有限，对中国的数字密集型产品、高技术设备和智能化服务的吸收能力较弱；同时，由于本地技术基础薄弱，中国企业需要投入额外成本进行适配，削弱了数字基础设施提升带来的效率收益。技术差距越大，东盟国家数字基础设施提升对中国出口的边际促进作用越弱。③数字技能不足的企业和消费者难以使用电子商务、线上营销和数字支付工具，限制了其参与跨境贸易的能力，导致信息不对称加剧、信任成本上升和市场透明度降低。数字基础设施改善本应促进信息流动，但在数字技能差异较大的情况下，其正向效应难以完全发挥。

2 实证模型

2.1 数据

研究样本时间跨度为2010—2021年。中国的出口贸易额数据来自《中国商务年鉴》。数字基础设施指标的原始数据源自世界银行世界发展指数(WDI)数据库与国际电信联盟(ITU)数据库，外商直接投资数据取自联合国贸发会数据库，对外开放度、人口规模、国内生产总值及国际物流绩效指标均来自世界银行数据库。此外，针对数据缺失值统一采用线性插值法进行补全，由于文莱存在较多的数据缺失，因此将其剔除。

2.2 模型

系统广义矩估计(generalized method of moments，GMM)模型是针对动态面板数据设计的估计技术，若在模型中引入被解释变量的一期滞后项后，仍使用普通最小二乘法、固定效应或随机效应进行估计，会导致估计结果产生偏误，针对以上情况Arellano[22]、Blundell[23]提出广义矩阵估计法(GMM)，该方法很好地解决了上述问题。借鉴Khan等[24]的研究，通过构建系统GMM模型对假设H1进行检验。依据研究假设，构建如下模型：

$$\begin{aligned}\ln exp_{it} = {} & C+\alpha_0 \ln exp_{it-1}+\alpha_1 DIDI_{it}+\alpha_2 \ln gdp_{it}+\\ & \alpha_3 \ln pop_{it}+\alpha_4 fdi_{it}+\alpha_5 open_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)\end{aligned}$$

式中：$\ln exp_{it}$为中国对i国第t年的出口贸易额取对数；$DIDI_{it}$为i国第t年的数字基础设施水平；$\ln gdp_{it}$、$\ln pop_{it}$分别为i国第t年的经济发展水平和人口总数取对数；fdi_{it}、$open_{it}$分别为i国第t年的外商直接投资和对外开放度；C为常数项；α为系数；ε_{it}为随机扰动项。

为检验东盟国家的数字基础设施是否通过提高物流绩效促进中国对其出口贸易的发展，构建中介效应模型(2)以检验物流绩效的中介效应：

$$\begin{aligned}lpi_{it} = {} & C+\beta_0 lpi_{it-1}+\beta_1 DIDI_{it}+\beta_2 \ln gdp_{it}+\\ & \beta_3 \ln pop_{it}+\beta_4 fdi_{it}+\beta_5 open_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)\end{aligned}$$

式中：lpi_{it}为i国第t年的物流绩效得分；β为系数。

2.3 被解释变量：中国对东盟各国的出口总额(exp)

中国对东盟各国的出口总额(exp)代表中国与东盟之间的出口贸易规模，相关数据来源于《中国商务年鉴》。新加坡、泰国、缅甸、柬埔寨等东盟成员国的发展环境和国际贸易水平存在明显差异，因此对该变量取自然对数处理，以提升数据的平稳性。

2.4 核心解释变量：数字基础设施(DIDI)

由于学术界尚未形成统一或现成的测度标准，已有研究多采用多种方法构建数字基础设施发展水平的综合指数。参考姜巍和宋晖[25]、Osei[26]的做法，结合东盟国家数据可得性，选取每100人的移动蜂窝订阅，使用互联网的个人占人口的百分比、每100人的固定电话订阅、每百万人的安全网络服务器数和每100人的固定宽带订阅等指标，利用主成分分析法对这些指标进行变换，生成数字基础设施

综合指数。所有数据均来自世界银行发展指标和国际电信联盟数据库。

2.5　中介变量:物流绩效(lpi)

在衡量国际物流绩效(lpi)方面,部分学者会自行构建评价体系,但更多研究倾向于使用世界银行发布的国际物流绩效指数。借鉴既有研究,同样选取该指数作为分析依据。按照世界银行的定义,该指标数值介于1～5,数值越高代表物流绩效水平越优。lpi指数自2007年开始发布,目前共有2007年、2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2022年共7年的统计数据。选取2010—2021年的面板数据进行分析。物流绩效指数的计算涉及国家基础设施、交通运输、信息技术等数据的采集与分析,加之不同国家及跨区域的物流环境具有一定稳定性,使得该指数的变化相对平缓。基于此,遵循时间连续性的假设推进,参考学者樊秀峰和余姗[27]、刘雨婷等[28]的做法,采用相邻年份的数值替代缺失值,即2015年、2017年、2019年物流绩效指数分别用2014年、2016年、2018年数值替代,2020年和2021年数值用2022年数据替代。

2.6　调节变量:数字鸿沟(gap)

数字鸿沟反映了不同国家间在信息通信技术获取与应用上的系统性差距。将其定义为东盟成员国数字基础设施发展水平的不均衡程度。数字鸿沟分为单指标测度和基于综合指标体系测度两类,这里采用的是综合评分比较法[29]。即基于前文构建的数字基础设施综合指标(DIDI),采用绝对差距法进行测度。具体而言,在每一年份,首先确定东盟区域内DIDI得分最高的国家作为该年的"数字前沿",随后计算其他国家与该前沿水平的绝对差值,以此作为各国数字鸿沟(gap)的度量。gap值越大,表明该国与区域最优实践之间的差距越大,即其所处的数字鸿沟越深。

2.7　控制变量

在回归模型中控制了经济规模(gdp)、人口规模(pop)、对外开放度(open)、外国直接投资(fdi)等变量。首先,国家整体经济规模能够反映其出口竞争力的高低,互联网对出口贸易的作用会受到出口目的国经济实力的制约[13]。其次,一个国家的经济规模越大,表明其消费潜力也越大,进而对国外市场的需求也就越多,这无疑有利于出口国对其的出口贸易。经济规模从多方面影响着出口贸易,而人口规模也扮演着重要角色。

一般而言,人口规模较大意味着拥有丰富的劳动力资源,这可能降低生产成本,使出口商品在价格上更具竞争力,进而推动出口贸易的发展。除此之外,一个国家的对外开放程度,通常在一定程度上能体现出该国在国际贸易领域的政策与机制[30]。对外开放与数字贸易的发展相辅相成,有助于企业提高出口产品质量[31]。此外,多数研究显示,外商直接投资对出口贸易具有积极推动作用,不仅能优化出口商品结构[32],同时也能增强本地企业的出口意愿和规模,进而推动出口贸易的增长。

3　实证结果与分析

表1展示了2010—2021年变量的描述性统计结果。数字基础设施的最小值与最大值分别为−1.763和5.370,标准差为1.379,区间差距较大,说明东盟国家整体数字基础设施水平差异明显,仍有较大提升潜力,也为研究提供了数据支持。物流绩效的均值为2.870,最小值为1.760,最大值为4.600,说明东盟各国家的物流发展水平参差不齐。控制变量的描述性统计结果与现有文献并无显著性差异。

表1　变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
lnexp	108	23.620	1.311	19.980	25.650
DIDI	108	0.000	1.379	−1.763	5.370
lpi	108	2.870	0.692	1.760	4.600
lngdp	108	25.800	1.362	22.690	27.800
lnpop	108	3.224	1.120	1.625	4.701
open	108	98.050	60.810	27.090	277.500
fdi	108	0.800	1.114	0.124	5.733

3.1　基础回归结果

采用动态面板系统GMM模型进行实证检验。首先开展模型有效性检验工作。系统GMM回归结果显示,AR(1)统计量对应的$P=0.084$(<0.1),AR(2)统计量的$P=0.101$(>0.1)。这一结果表明,样本存在一阶自相关但无二阶自相关,顺利通过Arellano-Bond自相关检验,说明模型设定具备稳健性;与此同时,Hansen检验的$P=0.426$(远高于0.1),证明模型不存在过度识别问题,且工具变量满足有效性要求。由此可见,研究变量存在内生性且伴随自相关特征,与系统GMM模型的适用条件相契合。为进一步提升估计结果的稳健性,额外采用面板固定效应模型进行对比验证。

表2列(1)为面板固定效应模型的估计结果,其结果可以表明东盟国家数字基础设施可以显著提升中国的出口贸易,且在1%的水平下显著。

表 2　基准回归结果

变量	(1)	(2)
	Fe	GMM
L. lnexp		0.840***
		(3.69)
DIDI	0.229**	0.253**
	(2.21)	(2.13)
lngdp	0.521*	−0.015
	(1.96)	(−0.07)
lnpop	3.346***	−0.034
	(2.97)	(−0.14)
open	0.004*	−0.001
	(1.76)	(−0.96)
fdi	−0.151	−0.278**
	(−1.17)	(−2.22)
常数项	−0.848	4.753
	(−0.18)	(0.93)
AR1		0.084
AR2		0.101
Hansen		0.426

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 统计量。

系统 GMM 的回归结果见第(2)列。在控制动态面板偏差和双向因果影响后，东盟国家的数字基础设施仍然对中国出口贸易产生显著正向影响，显著性水平达到 1%，且影响系数更高。这表明无论采用静态面板还是动态面板方法，东盟成员国数字基础设施与中国出口贸易额之间均呈正相关关系，假设 H1 成立。

3.2　内生性问题及处理

在尽可能控制出口贸易影响因素的基础上，充分考虑出口决定因素的复杂性和多维度特征可能导致的遗漏变量偏误问题。为有效解决模型潜在的内生性问题，采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行参数估计，并借鉴 Nunn 和 Gian[33] 的方法论框架，构建了基于东盟国家数字基础设施发展的工具变量。具体而言，以 2006 年东盟各国每百人固定电话订阅密度的截面数据为基准年，并结合滞后 1 期的互联网普及率构建交互项作为工具变量(IV)，所用数据均来源于世界银行《世界发展指标》(WDI)数据库。

该工具变量(IV)的构建具有双重理论依据：①固定电话网络作为数字基础设施的先导形态，其渗透率与互联网技术的扩散存在显著的正向关联机制。基准年固定电话的高普及度不仅反映了区域通信基础设施的成熟度，更预示着后续数字技术应用的路径依赖性发展。②该工具变量(IV)同时满足相关性和排他性约束条件。就外生性而言，在数字经济快速迭代的背景下，固定电话这一传统通信方式对当代社会经济活动的直接影响已呈现边际递减趋势，其作用更多体现为历史累积效应而非当期经济冲击。这种时序特征有效隔离了工具变量与扰动项之间的潜在关联，从而确保了估计结果的一致性。

基于表 3 呈现的 2SLS 检验结果，工具变量的有效性通过多重统计检验得到验证。①Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 10% 显著性水平下表现显著，有效排除工具变量不可识别的情形，证实所选工具变量兼具可靠性与可识别性；②Cragg-Donald Wald F 统计量取值为 57.954，该数值显著高于 Stock-Yogo 检验在 10% 显著性水平下设定的弱工具变量临界值 16.38，据此可拒绝弱工具变量假设，表明内生变量与工具变量间存在较强相关性，不存在弱工具变量导致的估计偏差问题。从具体回归结果看，表 3 列(1)的第 1 阶段回归结果显示，工具变量与核心解释变量呈现显著正相关关系，充分满足工具变量的相关性准则；列(2)的第 2 阶段回归结果中，数字基础设施对出口贸易的影响系数，除系数数值因估计方法不同存在细微差异外，其作用方向与显著性水平均未发生改变，即数字基础设施对出口贸易的显著促进效应依然成立，这一结果进一步佐证了基准回归结论的稳健性。

表 3　内生性检验结果

变量	(1)	(2)
DIDI		0.482 6***
		(2.66)
IV	0.001 6***	
	(3.58)	
lngdp	0.814 1**	0.274 7
	(2.24)	(0.70)
lnpop	−0.612 3	3.115 1*
	(−0.28)	(1.96)
open	0.002 0	0.003 5*
	(0.61)	(1.71)
fdi	0.618 4***	−0.355 7**
	(6.24)	(−2.23)
样本数	108	108
R^2	0.381	0.627
Kleibergen-Paaprk LM	3.074	
	[0.079 6]	
Cragg-DonaldWald F	57.954	
	[16.38]	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；圆括号内为 t 统计量；方括号内为 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值。

3.3　稳健性检验

采用 3 种方法验证结论的稳健性。

(1)对总体样本使用差分 GMM 方法重新估计,差分 GMM 通过对变量做差分,可消除不随时间变化的个体固定效应;同时,利用变量的滞后项作为工具变量,能缓解反向因果和部分遗漏变量带来的内生性偏误。结果见表 4 列(1)。无论采用差分 GMM 还是系统 GMM 模型,数字基础设施水平的回归系数均显著为正,表明基准回归结果具有稳健性。

(2)极端值可能会对回归结果产生影响,因此第 2 种稳健性方法对所有变量进行了上下 1%分位的缩尾处理后重新回归,以此减少极端值可能造成的偏差。结果见表 4 列(2),显示数字基础设施水平的回归系数依然显著为正,表明东盟国家数字基础设施的发展有助于提升中国出口贸易,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

(3)通过更换核心变量的测度方法以进一步检验结论的稳健性。尽管主成分分析法能有效降维并提取数据主要信息,但其赋权完全基于数据方差,导致各因素权重随样本波动,使得生成的综合指数在跨期比较时可能存在偏差。为解决上述问题并增强结论的可靠性,改用熵值法重新测度数字基础设施水平。熵值法根据各项指标的观测值所提供的有效信息量来确定权重,其权重不依赖于样本分布的特性,能够提供更具跨期可比性的综合指数。需要说明的是,由于主成分分析与熵值法内在的赋权逻辑与生成的指数量纲不同,其回归系数的具体数值不具有直接可比性。回归结果见表 4 列(3),采用熵值法构建的数字基础设施指标,其回归系数仍在 1%水平上高度显著为正。尽管系数绝对值(3.06)与基准回归结果(0.253)因上述方法差异而不同,但二者在统计显著性与经济意义一致。这强有力地表明,本文的核心结论并不依赖于特定的指标构建方法,结论稳健。

3.4　中介效应检验

前文研究了数字基础设施与出口贸易之间的关系,即数字基础设施水平越高,越能促进出口贸易的发展。借鉴江艇[34]的做法,构建以物流绩效为中介变量的中介效应回归模型,结果见表 5,数字基础设施的系数为 0.205,且在 10%的水平上显著,说明数字基础设施能有效提高国际物流绩效的水平,而较高水平的国际物流绩效更有利于促进国际贸易。且主流文献基本达成共识,即物流绩效会促进出口贸易。例如,Martí 等[35]研究发现物流绩效指数(logistics performance index,LPI)对非洲、南美和中东的发展中国家的贸易出口影响显著;同时,Hoekman 和 Nicita[36]在贸易引力模型中对 LPI 的分析发现,物流绩效与贸易强度之间存在显著的正相关关系。Gani[37]研究了物流绩效在国际贸易中的影响,结果表明总体物流绩效与出口和进口均存在显著正相关关系。还有学者发现,物流绩效影响出口贸易的过程中还存在异质性。例如,Korinek 和 Sourdin[38]分析了基础设施等贸易物流对低、中、高收入国家的差异化影响,结果显示基础设施改善对中等收入国家的出口影响最为显著。Puertas 等[39]使用两阶段 Heckman 模型对 26 个欧盟国家的

表 4　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
L. lnexp	0.855***	0.496*	0.800***
	(3.56)	(1.71)	(4.51)
DIDI	0.436*	0.312***	3.06***
	(1.66)	(10.21)	(2.97)
lngdp	0.353	0.263	0.631
	(0.32)	(0.75)	(0.79)
lnpop	0.312	0.077	−0.505
	(0.10)	(0.22)	(−1.13)
open	−0.012	−0.001	−0.008
	(−1.08)	(−0.64)	(−0.79)
fdi	−0.997*	−0.273***	−1.027*
	(−1.84)	(−9.51)	(−1.82)
常数项		5.227	−8.620
		(0.94)	(−0.57)
AR(1)	0.034	0.025	0.000
AR(2)	0.248	0.128	0.143
Hansen	0.457	0.989	0.997

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 统计量。

表 5　机制检验结果

变量	(1)	(2)
	lpi	lnexp
l. lpi	0.584***	
	(2.63)	
l. lnexp		1.419*
		(1.93)
DIDI	0.205*	0.783**
	(1.76)	(2.18)
gap		1.816**
		(2.07)
DIDI×gap		−0.649**
		(−1.98)
Controls	Yes	Yes
常数项	−72.348	17.104
	(−1.54)	(1.37)
AR(1)	0.004	0.032
AR(2)	0.103	0.963
Hansen	0.998	1.000

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内为 t 统计量。

引力模型进行估计，得出物流对出口国比对进口国更重要的结论，其中物流的跟踪与查询能力是影响商品出口的关键因素。由此可见，国际物流作为货物跨国流转的基础路径，其发展水平的提升是对外贸易增长的重要保障。

3.5　调节效应检验

前文分析表明，数字鸿沟在数字基础设施与出口贸易之间呈负向调节关系，现从实证角度进一步检验数字鸿沟的调节效应，结果见表5列(2)，数字基础设施与数字鸿沟的交互项(DIDI×gap)系数显著为负，进一步表明东盟成员国数字鸿沟的扩大会抑制中国对其出口贸易的发展。

3.6　异质性分析

数字技术发展的优势在发达国家中更为显著，而不同收入水平也可能影响数字基础设施对中国出口的作用。为检验数字基础设施对出口贸易的影响是否存在区域特征依赖，按照世界银行对国家收入的分类标准，将9个样本国家划分为高收入组与低收入组(中高收入国家归入高收入组)，并通过分组回归分析，探究数字基础设施在不同收入水平国家对出口贸易的具体影响差异。

异质性分析结果见表6列(1)和列(2)。结果显示，东盟国家数字基础设施建设对中国出口贸易的影响因收入水平不同而存在显著差异。具体来说，高收入国家的数字基础设施建设能够显著促进中国对其出口，而低收入国家则未表现出统计显著性。造成这一情况的原因或许是，高收入国家的数字基础设施建设更为完备，对出口国贸易的带动作用更为突出；而低收入国家往往缺乏建设数字基础设施所需的资金与核心技术，因而其对中国出口的促进作用较为有限。

表6　异质性分析结果

变量	(1)	(2)
	高收入	低收入
DIDI	0.379***	0.201
	(6.53)	(1.19)
lngdp	0.564***	0.442**
	(3.24)	(2.14)
lnpop	0.080*	0.722***
	(1.73)	(3.33)
open	0.001	0.007***
	(1.32)	(3.75)
fdi	−0.251***	0.718***
	(−4.11)	(3.02)
常数项	8.863*	8.614*
	(1.81)	(1.89)
样本数	48	60
Empirical P	0.000	

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为t统计量。

4　拓展分析

在传统贸易规模效应之外，东盟国家数字基础设施的发展是否还可能推动中国对东盟出口贸易结构的升级？数字基础设施作为现代经济的关键支撑，与高技术产品的使用、传输、维护和协同高度相关，其发展水平直接影响一国的技术吸收能力与对高端产品的需求结构。因此，研究认为东盟数字基础设施的改善不仅扩大中国出口总量，还通过技术扩散与产业升级渠道推动出口结构由中低端向高技术领域转型。①完善的数字基础设施提升了东盟国家的技术吸纳能力和数字化应用场景。稳定的宽带网络、云计算平台、数据中心和电子政务系统能够为高技术产品的部署、维护与二次开发提供物理和技术基础，使东盟国家能够更好地引入中国的通信设备、智能制造装备及数字化解决方案。在这一过程中，东盟国家基于生产效率提升和产业升级的需求，会增加对中国高技术产品的进口，从而推动中国出口结构向高端化迈进。②数字基础设施的发展改善了当地企业和政府的数字能力，使其在生产组织、供应链管理和服务体系中更依赖数字化工具。③数字基础设施提高了东盟国家与中国之间的技术互动频率，加快了技术扩散速度。东盟企业在数字平台中与中国企业进行业务协作、技术学习和知识交流，有助于提升其生产标准和技术偏好，从而进一步增加对高技术产品的进口需求。

高技术产业出口比重的增加是贸易结构优化的体现，因此，用中国向东盟国家出口高科技产品占比表示贸易结构升级，对高科技产品的定义参照张誉夫和谢建国[40]的研究。由于该变量动态持续性较弱，系统GMM估计可能存在偏误。在正式进行回归之前进行Hausman检验，结果显示$P=0.422$，不能拒绝使用随机效应模型的原假设，实证结果见表7，在未加入一系列控制变量的情况下，数字基础设施与贸易结构升级系数显著为正，初步证明东盟国家的数字基础设施可以促进中国对其的出口贸易结构升级。进一步地，在加入相应的控制变量之后，列(2)结果显示，数字基础设施系数依然显著为正，再次验证了东盟国家数字基础设施发展提升了中国对其的出口贸易结构的结果。

表 7　数字基础设施与贸易结构升级

变量	(1)	(2)
	Re	Re
DIDI	0.027***	0.055***
	(4.26)	(5.25)
lngdp		−0.006
		(−1.31)
lnpop		−0.000
		(−0.06)
open		0.000*
		(1.76)
fdi		−0.041***
		(−4.57)
常数项	0.05***	0.160
	(2.91)	(1.52)
年份固定	Yes	Yes
样本数	108	108

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 统计量。

5　结论与建议

5.1　结论

当前,新一轮工业革命和科技革命正在不断优化各行业的生产组织模式,并重塑国际竞争格局。在这一过程中,信息化发挥着核心作用,新型数字基础设施作为信息化和数字化传递的重要载体,顺应数字经济的发展趋势,有助于推动经济与贸易增长,尤其对出口贸易具有重要影响。基于系统 GMM 模型,采用 2010—2021 东盟 9 个国家的面板数据实证检验了数字基础设施对中国与东盟成员国贸易的作用和影响机制,得出如下结论。

总效应方面,无论是采用系统 GMM 还是面板固定效应模型,均得出一致结论,即东盟国家数字基础设施的完善显著带动了中国对该区域的出口贸易,而数字鸿沟则对这一促进作用形成阻碍。进一步验证了数字基础设施可通过显著提升物流绩效间接促进中国对东盟出口的扩张,而主流文献已充分证实物流绩效对出口贸易的积极影响,共同构成了完整的作用机制链条。国家收入异质性方面,该促进作用存在明显分化,在高收入东盟成员国的数字基础设施建设对中国出口的推动效应尤为显著,而低收入国家的相关影响未表现出统计显著性。此外,拓展分析结果表明,东盟数字基础设施建设的积极作用不仅体现在出口规模扩张上,同样显著推动了中国对其出口贸易结构的升级。

5.2　政策建议

(1)中国应以“中老泰数字物流通道”作为“数字丝绸之路”的优先示范项目,实现点上的突破。研究揭示了物流绩效是数字基础设施促进出口的关键渠道。因此,应选择条件成熟、效益显著的节点进行重点打造。具体而言,可依托已通车的中老铁路,率先推动中国(昆明)、老挝(万象)、泰国(曼谷)3 地口岸的物流数据标准统一与系统互联,实现报关单、转场单等关键数据的电子交换。在优先级上,该项目可直接验证数字基础设施通过提升物流绩效进而促进出口的核心机制,且拥有支持快速落地的物理基础。在成本收益上,项目主要投入为口岸系统优化与相关协议拟订,成本压力相对较小;其关键收益在于通过流程再造,能显著压缩货物通关时间,直接降低企业的时间成本与合规成本,提升供应链的可预测性。通过此试点,不仅能立即惠及沿线贸易,更能为在 RCEP 框架下推广《亚太跨境无纸贸易便利化框架协定》提供实践范本,将“数字丝绸之路”的战略蓝图转化为企业可感知的贸易便利。

(2)中国在分层推进“数字丝绸之路”建设时,应对不同国家设定清晰的投资重点与效益评估标准。异质性分析表明,合作策略必须有所侧重。对新加坡、马来西亚等高收入国家,“数字丝绸之路”的合作应超越基础联通,迈向高附加值领域。建议优先依托双方现有数字基建基础,共同投资基于区块链技术的国际贸易平台,将其打造为“创新之路”的标杆。此类项目可采用商业化合资模式,其优先级在于能解决贸易金融中的信任痛点,市场需求明确;尽管初期研发投入较高,但可通过系统服务费获得持续收益,具备可预期的商业回报,是“数字丝绸之路”实现可持续发展的重要探索。而对于老挝、柬埔寨等低收入国家,战略重点则应回归基础能力建设。建议充分利用“中国-东盟合作基金”等现有官方融资渠道,将合作与援助资源精准投向两个领域:①提升农村及偏远地区的移动网络覆盖率;②对中老铁路等标志性基础设施进行“数字孪生”建设,部署智能化的数字仓储管理系统。这类项目的成本效益分析更应侧重发展效益:数字仓储能直接提升物流周转效率,而农村网络覆盖则能孵化本地电商,其效益虽难以完全货币化,但在提升当地数字素养、巩固战略通道、实现民心相通方面具有不可替代的长期战略价值,符合“数字丝绸之路”共建共享的核心要义。通过上述“试点突破、分层施策”的策略,能够使“数字丝绸之路”战略在东盟的推进更加有的放矢,确保中国-东盟数字贸易合作潜能得到最大限度的释放。

参考文献

[1] HAGSTEN E，KOTNIK P. ICT as facilitator of internationalisation in small-and medium-sized firms[J]. Small Business Economics，2017，48(2)：431-446.

[2] MAREL E V D. Sources of comparative advantage in data-related services[J]. SSRN Electronic Journal，2020，30：1-48.

[3] 文东伟，曾湘棋，张兵. 东道国数字经济发展水平对中国对外直接投资的影响及机制[J]. 深圳社会科学，2023，6(5)：45-57.

[4] 徐毅，王梓. 数字经济发展对中国对外直接投资效率的影响：基于欧盟成员国的实证分析[J]. 华北水利水电大学学报(社会科学版)，2025，41(3)：12-22.

[5] 潘申彪，赵文雅. 数字基础设施水平对贸易增长空间的影响：基于RCEP国家面板数据的实证研究[J]. 价格月刊，2023(2)：46-54.

[6] 王海梅. 数字经济发展水平对进出口贸易和贸易效率的影响：基于江苏与RCEP协议国的数据分析[J]. 现代管理科学，2022(3)：145-153.

[7] 章秀琴，黄伶俐. 新型数字基础设施是否促进对外贸易发展？基于“一带一路”贸易视角的中介模型分析[J]. 西华大学学报(哲学社会科学版)，2022，41(2)：16-28.

[8] ABELIANSKY A L，HILBERT M. Digital technology and international trade：is it the quantity of subscriptions or the quality of data speed that matters? [J]. Telecommunications Policy，2017，41(1)：35-48.

[9] TANG C，XU Y，YU HAO，et al. What is the role of telecommunications infrastructure construction in green technology innovation? a firm-level analysis for China[J]. Energy Economics，2021，103：105576.

[10] MAGAZZINO C，ALOLA A A，SCHNEIDER N. The trilemma of innovation，logistics performance，and environmental quality in 25 topmost logistics countries：a quantile regression evidence[J]. Journal of Cleaner Production，2021，322：129050.

[11] 黄秀洪. “一带一路”沿线国家物流绩效对其进出口贸易影响的实证研究[J]. 物流科技，2016，39(9)：99-102.

[12] OSMUNDSEN K. Making sense of continuous development of digital infrastructures[J]. Journal of Information Technology，2022，37(2)：144-164.

[13] 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.

[14] 韩晶，孙雅雯，陈 曦. 后疫情时代中国数字经济发展的路径解析[J]. 经济社会体制比较，2020(5)：16-24.

[15] WITKOWSKI K. Internet of things，big data，industry 4.0：innovative solutions in logistics and supply chains management[J]. Procedia Engineering，2017，182：763-769.

[16] 刘兰桂. 互联网技术基础下的物流信息系统的构建研究[J]. 中国商论，2018(13)：9-10.

[17] EVANGELISTA P，MOGRE R，PEREGO A，et al. A survey based analysis of IT adoption and 3PLs’ performance[J]. Supply Chain Management-an International Journal，2012，17(2)：172-186.

[18] MURFIELD M，BOONE C A，RUTNER P，et al. Investigating logistics service quality in omni-channel retailing[J]. International Journal of Physical Distribution & Logistics Management，2017，47(4)：263-296.

[19] PRAJOGO D，OLHAGER J. Supply chain integration and performance：the effects of long-term relationships，information technology and sharing，and logistics integration[J]. International Journal of Production Economics，2012，135(1)：514-522.

[20] MOLDABEKOVA A，PHILIPP R，REIMERS H E，et al. Digital technologies for improving logistics performance of countries[J]. Transport and Telecommunication Journal，2021，22(2)：207-216.

[21] BARRETO L，AMARAL A，PEREIRA T. Industry 4.0 implications in logistics：an overview[J]. Procedia Manufacturing，2017，13：1245-1252.

[22] ARELLANO M，BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of Econometrics，1995，68(1)：29-51.

[23] BLUNDELL R，BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics，1998，87(1)：115-143.

[24] KHAN S A R，JIAN C，ZHANG Y，et al. Environmental，social and economic growth indicators spur logistics performance：from the perspective of south asian association for regional cooperation countries[J]. Journal of Cleaner Production，2019，214：1011-1023.

[25] 姜巍，宋晖. RCEP伙伴国数字基础设施发展与中国OFDI区位选择[J]. 国际经济合作，2025，41(2)：76-88，92.

[26] OSEI D B. Digital infrastructure and innovation in Africa：does human capital mediates the effect? [J]. Telematics and Informatics，2024，89：102111.

[27] 樊秀峰，余姗. “海上丝绸之路”物流绩效及对中国进出口贸易影响实证[J]. 西安交通大学学报(社会科学版)，2015，35(3)：13-20.

[28] 刘宇婷，李旭琳，李晓洁，等. 物流绩效对我国出口贸易潜力的影响：以中、西亚国家为例[J]. 甘肃科学学报，2024，36(6)：89-96，128.

[29] 肖友国，邬晓鸥. 数字鸿沟测度方法述略[J]. 情报资料工作，2015(1)：71-75.

[30] 桑百川. 持续推进更高水平对外开放[J]. 红旗文稿，2021(20)：29-32.

[31] 张伟康. 数字贸易发展对我国出口产品质量的影响：基于对外开放度的中介效应[J]. 国际经贸，2024(2)：138-141.

[32] 郭凯，任儒. 我国出口商品结构影响因素及优化建议研究：基于1995—2017年季度数据[J]. 东岳论丛，2018，39(5)：148-157.

[33] NUNN N，QIAN N. US food aid and civil conflict[J].

American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.
[34] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
[35] MARTÍ L, PUERTAS R, GARCÍA L. The importance of the logistics performance index in international trade [J]. Applied Economics, 2014, 46(24): 2982-2992.
[36] HOEKMAN B, NICITA A. Assessing the Doha round: market access, transactions costs and aid for trade facilitation[J]. Journal of International Trade & Economic Development, 2010, 19(1): 65-79.
[37] GANI A. The logistics performance effect in international trade[J]. The Asian Journal of Shipping and Logistics, 2017, 33(4): 279-288.
[38] KORINEK J, SOURDIN P. To what extent are high-quality logistics services trade facilitating? [J]. OECD Trade Policy Papers, 2011, 108: 1-42.
[39] PUERTAS R, MARTi L, GARCiA L. Logistics performance and export competitiveness: european experience[J]. Empirica, 2014, 41(3): 467-480.
[40] 张誉夫, 谢建国. "一带一路"倡议与高技术产品贸易网络深化[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2024, 44(11): 111-129.

Impact of Digital Infrastructure Development on China's Export Trade: An Empirical Study Based on ASEAN Countries

SHEN Tao[1], ZHANG Xiulin[2]

(1. School of Business Administration, Guangxi University, Nanning 530004, China;
2. School of Economics, Guangxi University, Nanning 530004, China)

Abstract: Based on panel data from ASEAN countries spanning 2010-2021, principal component analysis was used to construct a composite index of digital infrastructure. The system GMM(generalized method of moments) method was employed to assess the index's impact on China's export trade to ASEAN, examine its underlying transmission mechanisms, further investigate the moderating effect of the digital divide. Findings reveal that enhanced digital infrastructure within ASEAN significantly stimulates China's exports to the region, whilst the digital divide impedes the contribution of digital infrastructure development to China's exports to ASEAN. Further mechanism testing indicates that digital infrastructure indirectly promotes export expansion by improving logistics performance. Heterogeneity analysis demonstrates that this promotional effect is particularly pronounced in high-income ASEAN member states. Moreover, the analysis was extended to investigate the impact on the upgrading of China's export trade structure. Results indicate that the development of ASEAN's digital infrastructure also significantly drives the upgrading of China's export trade structure to the region. Consequently, when deepening digital cooperation with ASEAN, China should prioritise aligning with digital infrastructure projects in high-income countries while assisting low-income nations in enhancing logistics efficiency. This differentiated strategy will unlock the potential of digital trade.

Keywords: GMM(generalized method of moments); export trade; digital infrastructure; logistics performance