

数字化转型能否打破地理距离约束?*

——来自企业供应链地理分布的证据

耿勇¹ 向晓建¹ 徐飞²

(1. 云南大学经济学院, 云南 昆明 650500;
2. 安徽师范大学经济管理学院, 安徽 芜湖 241000)

内容提要:在数字经济背景下,地理距离对企业贸易的“引力效应”能否被打破? 本文基于企业供应链地理分布数据,重新审视了地理距离与企业贸易这一经典命题,考察数字化转型对企业贸易规模和贸易地理结构的影响。研究发现,数字化转型在扩大企业贸易规模的同时,并未改变企业本地根植性的贸易地理结构,数字化转型使距离效应得到弱化但未被完全打破。原因分析表明,数字化转型通过降低地理距离引致的交易成本扩大了企业贸易规模,但并未改变企业的交易成本地理结构,因而无法改变企业贸易地理结构,且数字化转型的“降成本”效果在异质性产品、重工业行业和西部地区企业中相对有限。进一步研究发现,数字化转型在加快要素流动速度的同时,并未改变要素区域流动结构,只有在高双边数字化交互模式中,企业才能进一步突破地理距离的约束。本文的发现回应了距离效应消亡的争议,对打造全国统一大市场 and 畅通经济双循环具有启示意义。

关键词:数字化转型 地理距离 贸易规模 贸易地理结构 交易成本

中图分类号:F727 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2024)03—0165—21

一、引言

地理距离对贸易的“引力效应”是传统贸易研究中最明确和稳健的发现之一(Blum 和 Goldfarb, 2006)^[1]。作为贸易比较优势的重要决定因素之一,地理距离所造成的贸易成本几乎是产品生产成本的两倍(Anderson 和 Van Wincoop, 2004)^[2]。一方面,地理距离增加所带来的直接影响就是运输成本增加;另一方面,地理距离增加还会导致信息扭曲,这大大抑制了企业的远距离贸易(Rauch, 1999)^[3]。而近年来,随着数字技术发展,地理距离导致的贸易壁垒似乎正在被逐步打破(Carballo 等, 2022)^[4]。

党的二十大报告强调,要“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。自数字化战略实施以来,我国数字经济发展迅速,2022年数字经济规模已达到50.2万亿元,占GDP的比重为41.5%^①。数字经济以知识和信息作为要素,以数字技术赋能企业生产发展变革,正在深刻改变

收稿日期:2023-07-24

* **基金项目:**国家自然科学基金青年项目“供应链视角下客户环境责任履行的绿色溢出效应:作用机理、价值实现与治理机制”(72303203);教育部人文社会科学研究青年项目“基于政府数字化平台的公众参与环境治理效应研究:效果评估、机制探析和政策优化”(23YJC790157);云南省科技厅基础研究专项项目“数字化转型、地理距离与企业贸易研究”(202401CF070168)。

作者简介:耿勇,男,讲师,经济学博士,研究领域是公司治理与供应链管理,电子邮箱:gyhzsd@126.com;向晓建,女(土家族),讲师,经济学博士,研究领域是公司治理与公司金融,电子邮箱:xiangxiaojian@ynu.edu.cn;徐飞,男,副教授,管理学博士,研究领域是公司财务与公司治理,电子邮箱:715243@ahnu.edu.cn。通讯作者:向晓建。

① 数据来源于中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展研究报告(2023年)》。

和重塑当下的商业活动。例如在中国,从企业出口方面来看,互联网技术通过降低企业的贸易成本和出口价格(施炳展,2016)^[5],帮助企业突破了地理距离的限制(马述忠等,2019^[6];鞠雪楠等,2020^[7]),进而促进出口规模的增长;从企业供应链分布视角来看,数字化转型帮助企业提升了其与贸易伙伴之间的地理距离,从而拓宽了企业的贸易边界(李万利等,2023)^[8]。国外既有研究指出,数字化转型过程中的数字技术应用使得沟通成本和搜寻成本几乎降低到接近为零(Cairncross, 1997^[9]; Bakos, 1997^[10])。众多的跨国研究也强调,互联网等数字技术的引入降低了地理距离的重要性(Freund和Weinhold, 2004^[11]; Lendle等, 2016^[12]; Carballo等, 2022^[4])。据此,越来越多的学者认为,数字化转型使得企业贸易摆脱了“引力法则”,地理距离的影响在数字时代正在消亡(the death of distance)。在这一观点流行的同时,一些学者提出了反对的声音。部分研究强调,地理距离对贸易的影响并没有随着时间的推移而减弱(Leamer和Levinsohn, 1995)^[13],即使是在科技飞速发展的现在,距离对贸易的负面影响仍居高不下(Disdier和Head, 2008)^[14]。进一步地,基于产品层面的研究发现,在贸易成本几乎为零的数字商品中(例如,音乐和游戏),地理距离的增加对贸易规模的降低仍然具有强大的解释力(Blum和Goldfarb, 2006)^[1]。此外,在企业层面, Akerman等(2022)^[15]指出,挪威企业接入宽带网络后,不仅没有加速地理距离效应的消亡,反而使得贸易对地理距离变得更加敏感。这些发现使得“数字技术导致地理距离效应消亡(ICT would be the death of distance)”的论点正在面临挑战。

以上研究争议促使本文重新审视地理距离与企业贸易这一传统命题,并尝试回答以下问题:在数字时代,数字化转型真的使距离效应消亡了吗?如果没有,其背后的原因又是什么?在不同的外部情境下数字化转型的影响效果是否存在差异?企业间的哪种数字化交互模式能帮助企业进一步突破地理距离的限制?尽管已有文献涉及了数字化转型与地理距离效应方面的研究,但大都是从企业出口角度展开分析,从供应链地理分布结构视角探讨数字时代距离效应的研究还相对有限,且仍有待于对以上问题展开系统性研究。鉴于此,本文通过对 Freund 和 Weinhold(2004)^[11]的理论模型进行扩展,并基于 2009—2021 年中国 A 股上市公司的供应链地理分布数据,研究了数字化转型对企业贸易规模与贸易地理结构的影响,以揭示数字化转型与地理距离之间的相互关系。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:首先,本文利用高度细分的微观供应链地理分布数据展开分析,揭示了数字时代背景下地理距离与企业贸易之间仍然具有“引力效应”。现有研究大都采用跨国双边贸易数据来研究数字化转型与距离效应消亡这一命题(Carballo等, 2022^[4]; 施炳展, 2016^[5]; 马述忠等, 2019^[6]),并发现数字化转型扩大了企业出口规模,据此认为距离效应正在消亡。不同于这些文献,本文使用企业供应链数据展开研究,不仅考察了数字化转型对贸易规模的影响,还进一步探究了企业贸易地理结构的变化,从地理结构层面揭示了企业贸易仍然存在的“引力效应”。其次,本文从贸易成本结构视角为数字化转型并未导致距离效应消亡这一论点提供了新的解释。现有研究从文化差异(Blum和Goldfarb, 2006)^[1]、贸易需求弹性(Akerman等, 2022)^[15]等角度发现,数字技术的应用并未使得距离效应消亡。不同于这些研究,本文在 Freund 和 Weinhold(2004)^[11]理论模型的基础上,引入企业数字化转型并进一步考虑距离异质性的影响,从成本地理结构角度解释了数字化转型未改变企业本地根植性贸易地理结构的原因,为回答距离效应消亡争议提供了新的经验证据。最后,本文还从实践层面发现,企业数字化转型在扩大要素流动规模的同时没有改变要素区域流动结构,而只有构建高双边数字化交互模式才能帮助企业进一步突破地理距离的约束。调查显示,当前企业数字化转型的失败率高达 80%,大量企业面临“不敢转、不愿转、不会转”的现实困境(余典范等, 2022)^[16],企业间普遍存在“数字鸿沟”。本文结论从突破地理约束视角为政府建设数字中国战略提供了理论支撑,也为深刻理解弥补“数字鸿沟”在助力全国统一大市场建设和畅通要素自由流动中的重要作用提供了启示。

二、理论分析

地理距离对企业供应链地理分布的影响,不仅与运输成本有关,还与因地地理距离增加而引致的信息壁垒有关(马述忠等,2019)^[6]。同地理距离较近的客户(供应商)展开贸易,不仅运输成本较低,因信息壁垒而导致的交易成本也相对较低(Huang,2007)^[17]。但随着地理距离的增加,企业面临的市场也会更加广阔,当同远距离的客户(供应商)开展贸易所获得的收益大于成本时,企业也会选择扩展其贸易边界(Carballo等,2022)^[4]。可见,企业供应链的地理分布最终取决于其同近距离与远距离客户(供应商)贸易成本和收益的权衡。企业数字化转型虽然无法直接改变地理距离增加导致的运输成本,但是可能削弱地理距离引致的信息壁垒,进而影响企业与不同距离客户(供应商)的贸易规模与贸易结构。因此,本文通过对 Freund 和 Weinhold(2004)^[11]的模型进行拓展,以分析企业数字化转型如何影响企业与不同距离供应商(客户)的贸易关系。

考虑一个不完全竞争的分割市场,市场上所有企业生产的产品是完全同质的,其中有一家代表性企业*i*,该企业生产的产品分别销往近距离地区和远距离地区,其中近距离客户*j*和远距离客户*r*对企业*i*产品的需求分别为:

$$Q_j = W_j - P \quad (1)$$

$$Q_r = W_r - P \quad (2)$$

其中,*P*表示价格,*W_j*和*W_r*为常数项,分别表示近距离企业*j*和远距离企业*r*的企业规模,规模越大,对企业*i*的产品需求越大。

假定企业*i*生产的边际成本不变为*c*。近距离客户*j*和远距离客户*r*购买这批产品还需要付出一定的贸易成本,贸易成本包含运输成本和交易成本两部分,且都是地理距离*d*的函数。首先,地理距离越远,企业间的直接运输成本越大。其次,交易成本和地理距离之间也呈正相关关系。地理距离引致的信息壁垒进而带来的交易成本主要体现在以下三个方面:(1)搜寻成本,企业为了寻找潜在的商业伙伴所需付出的成本。Allen(2014)^[18]研究发现,对于希望每年确保一个潜在客户的非出口公司来说,搜寻成本超过50000美元,且距离越远,该成本增长得越快。(2)合约成本,确定商业伙伴之后,签订交易合同时与交易对象就合同条款沟通协调时的相关成本,且随着地理距离的增加,制度和差异也会随之扩大,从而使得缔约时的合约成本被进一步放大(Felbermayr和Toubal,2010)^[19]。(3)管理及监督成本,签订合约之后,为了确保合约的顺利执行,交易双方还要保持实时沟通协作,并且对交易过程进行密切监督,当地理距离越远时,双方不仅沟通成本越高,监督成本也越高。此外,如果出现违约,企业还可能面临高昂的诉讼成本,以及由此延伸的生产相关成本,例如产能闲置成本和仓储管理成本(袁淳等,2021)^[20]。

在双边贸易中,地理距离带来的运输成本效应虽然无法避免,但随着数字技术的应用,数字化转型企业面临的交易成本却可能会降低。具体地,数字化转型能够从以下几个方面降低地理距离带来的交易成本:(1)随着数字技术的应用,特别是数字平台的接入,使得企业能够接触到更大范围的供应商与客户。通过用户画像等技术手段帮助企业对潜在交易对象进行比对和筛选,实现产品与消费的精准匹配,大幅缩减企业的客户搜寻时间,从而降低企业的搜寻成本(马述忠等,2019)^[6];Carballo等,2022^[4]。(2)在传统贸易中,地理距离带来的制度和差异使得合约的流程化水平与制式化程度较低,因而合约的订立往往面临较大的沟通与协调成本。信息传递中的数字技术应用不仅能够实时交流,也大大增加了企业的透明度,使得产品价格、质量等合约条款变得透明可比,通过降低企业的合约成本,提高交易效率(袁淳等,2021)^[20]。(3)数字技术下交易双方实时联系的建立,使得合约订立后企业对交易对象及合同标的的实时跟踪与动态监督成为可能,从而能有效降低企业面临的管理及监督成本(施炳展和李建桐,2020)^[21]。同时,数字时

代的信息扩散使得企业违约造成的声誉成本也会大幅提高,这也在一定程度上降低了交易对象的违约概率,抑制道德风险问题,有效避免由违约所延伸出来的生产相关成本(施炳展和李建桐, 2020)^[21]。综合上述分析,不难推断企业数字化水平同企业的交易成本之间呈现负相关关系。

因此,近距离企业 j 和远距离企业 r 的贸易成本可以分别写为:

$$c_j = \alpha d_{ij} + \beta(d_{ij}/e_i) \quad (3)$$

$$c_r = \alpha d_{ir} + \beta(d_{ir}/e_i) \quad (4)$$

其中, d_{ij} 与 d_{ir} 分别为代表性企业 i 与近距离企业 j 和远距离企业 r 之间的地理距离,且 $d_{ij} < \bar{d} < d_{ir}$, \bar{d} 为代表性企业 i 与交易对象之间的平均距离。 e_i 表示代表性企业 i 的数字化水平。和马述忠等(2019)^[6]的定义类似, α 和 β 分别表示运输成本系数与信息壁垒系数,数字化水平 e_i 越高,地理距离引致信息壁垒越弱,企业面临的交易成本越小。

此时,代表性企业 i 为了实现利润最大化,其面临的最优化问题可描述为:

$$\max_{q_j, q_r} q_{ij} [W_j - q_j^* - q_{ij} - c - \alpha d_{ij} - \beta \left(\frac{d_{ij}}{e_i} \right)] + q_{ir} [W_r - q_r^* - q_{ir} - c - \alpha d_{ir} - \beta \left(\frac{d_{ir}}{e_i} \right)] \quad (5)$$

其中, q_j 与 q_r 分别为近距离企业 j 和远距离企业 r 对代表性企业 i 的产品需求。 q_j^* 与 q_r^* 分别为企业 j 与企业 r 对其他企业的产品需求。不失一般性地,本文假设近距离企业 j 和远距离企业 r 的规模相同即 $W_j = W_r = W$,重点考虑代表性企业 i 与客户的地理距离 d 和数字化水平 e_i 如何影响其与企业 j 和企业 r 的贸易规模。通过求解式(5),可以得到企业 i 的销售数量分别如下:

$$q_{ij} = \frac{W - c - n_k \left(\alpha + \frac{\beta}{e_i} \right) d_{ij} + \left(\alpha + \frac{\beta}{e_i} \right) \sum_{k \neq i} d_{kj}}{n_k + 1} = \frac{W - c - \left(\alpha + \frac{\beta}{e_i} \right) [n_k d_{ij} - (n_k - 1) \bar{d}_k]}{n_k + 1} \quad (6)$$

$$q_{ir} = \frac{W - c - n_k \left(\alpha + \frac{\beta}{e_i} \right) d_{ir} + \left(\alpha + \frac{\beta}{e_i} \right) \sum_{k \neq i} d_{kr}}{n_k + 1} = \frac{W - c - \left(\alpha + \frac{\beta}{e_i} \right) [n_k d_{ir} - (n_k - 1) \bar{d}_k]}{n_k + 1} \quad (7)$$

其中, n_k 表示市场上参与竞争的企业总数,代表性企业 i 与交易对象之间的平均距离 $\bar{d} \approx \sum_{k \neq i} d_{kj(r)} / (n_k - 1)$ 。对比式(6)与式(7)可以看到,地理距离 d 越大,企业的销售额越小,且由于 $d_{ij} < d_{ir}$, $q_{ij} > q_{ir}$ 始终成立,即代表性企业 i 同近距离企业 j 的贸易规模始终大于远距离企业 r 。也就是说,地理距离对企业的负面影响使得企业的贸易地理结构具有本地根植性特征。

为了考察数字化转型对企业 i 贸易规模的影响,对式(6)与式(7)中的数字化水平 e_i 求偏导:

$$\frac{\partial q_{ij}}{\partial e_i} = \frac{\beta [n_k (d_{ij} - \bar{d}_k) + \bar{d}_k]}{(n_k + 1) e_i^2} \quad (8)$$

$$\frac{\partial q_{ir}}{\partial e_i} = \frac{\beta [n_k (d_{ir} - \bar{d}_k) + \bar{d}_k]}{(n_k + 1) e_i^2} \quad (9)$$

其中,由于 $d_{ir} > \bar{d}$, $\partial q_{ir} / \partial e_i > 0$ 始终成立。这意味着,企业 i 数字化水平 e_i 的提升,将扩大其与远距离企业 r 的贸易规模。在式(8)中,当 $d_{ij} > (1 - 1/n_k) \bar{d}_k$ 时, $\partial q_{ij} / \partial e_i > 0$,此时企业 i 数字化水平的提升能够增加其与近距离企业 j 的贸易规模。但是,当 $d_{ij} < (1 - 1/n_k) \bar{d}_k$ 时, $\partial q_{ij} / \partial e_i < 0$,此时企业 i 数字化水平的提升反而会导致其与近距离企业 j 的贸易规模降低。这是因为,当企业 i 和近距离企业 j 之间的距离过近时,企业 i 和企业 j 之间因地理距离所带来的交易成本本身就较低(例如,当企业 i 和企业 j 之间的地理距离为 0 时,可以合理地假设两企业间因地理距离所导致的交易成本也为 0),此时企业 i 数字化水平的提升会大幅增加企业的成本,反而导致其销量 q_{ij} 降低。也就是说,当企业和贸易伙伴之间的地理距离过近时,数字化的提高对企业而言只是一种成本。然而,在现实

世界中,企业仅和距离过近的企业展开交易的情况并不多见,即 $d_{ij} < (1 - 1/n_k) \bar{d}_k$ 的发生概率较低,后文的企业供应链分布数据为此提供了经验证据。因此,本文提出如下假设:

H₁:企业数字化水平的提升会削弱地理距离带来的信息壁垒,从而同时增加其与近距离企业和远距离企业的贸易规模。

为了进一步考察数字化转型对企业*i*贸易地理结构的影响,将贸易成本 c_j 与 c_r 对数字化水平 e_i 求偏导:

$$\frac{\partial C_j}{\partial e_i} = -\frac{\beta d_{ij}}{e_i^2} \quad (10)$$

$$\frac{\partial C_r}{\partial e_i} = -\frac{\beta d_{ir}}{e_i^2} \quad (11)$$

将式(11)与式(10)相除,可得:

$$\frac{\partial C_j / \partial e_i}{\partial C_r / \partial e_i} = \frac{d_{ir}}{d_{ij}} \quad (12)$$

显然,企业*i*同近距离企业*j*和远距离企业*r*的贸易成本结构与数字化水平无关,也就是说,企业*i*数字化水平 e_i 的提升,并不会改变企业*i*与不同距离企业的贸易成本结构。且由于 $d_{ij} < d_{ir}$,贸易成本 c_j 始终小于 c_r ,这意味着,数字化水平的提升也不会改变企业具有本地根植性特征的贸易地理结构。因此,本文提出如下假设:

H₂:数字化水平的提升无法改变企业与不同距离企业的贸易成本结构,从而无法改变企业具有本地根植性特征的贸易地理结构。

三、研究设计

1. 数据来源

本文选择中国沪深A股上市公司作为研究对象,为了避免2008年金融危机前后的阶段性差异,本文的研究窗口期为2009—2021年。所用上市公司供应链数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR),该数据库列示了上市公司前五大客户(供应商)的名称,并详细披露了上市公司与前五大客户(供应商)之间的贸易额,数据结构为企业—客户(供应商)—年度。本文通过地址转坐标工具识别了企业与供应商(客户)间的地理距离,按照地理距离中位数,将以上交易划分为近距离交易和远距离交易,并将其交易额在企业层面进行汇总,得到6926个观测值,数据结构为企业—年度,样本量和现有研究基本一致(李万利等,2023)^[8]。上市公司财务信息和治理数据主要来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。企业数字化转型数据来源于对企业年报关键词的挖掘与提取。根据研究需要,本文对以上数据进行了匹配,并参照现有文献(李云鹤等,2022^[22];陶锋等,2023^[23])的做法,对该原始数据进行如下处理:首先,剔除连续观测值少于三年的样本;其次,考虑到金融类企业的特殊性,剔除金融类行业样本;再次,鉴于数据可得性,剔除无法识别地理位置的样本;最后,剔除ST和PT类、数据异常以及关键变量缺失的样本。经过上述处理,本文最终得到了923家上市公司共计5483个观测值。为了避免极端值的干扰,本文对连续型变量进行了上下1%缩尾处理。

2. 指标构建

(1)被解释变量。本文的被解释变量包括企业与近距离客户(供应商)的贸易规模($\ln Close$)、远距离客户(供应商)的贸易规模($\ln Remote$)以及企业贸易地理结构($Structure$)。具体地,本文按照企业与客户(供应商)之间的地理距离中位数,将样本分为近距离贸易与远距离贸易两组,并分别将企业与近距离客户(供应商)的贸易总额和远距离客户(供应商)的贸易总额的对数值作为企业近

距离贸易规模和远距离贸易规模的代理变量;本文使用企业近距离贸易规模与远距离贸易规模的比值来衡量企业的贸易地理结构。该数值越大,则表明企业贸易地理结构的本地根植性特征越突出。

(2)核心解释变量。企业数字化转型(*Digital*),企业数字化转型是一项长期的系统性工程,精确度量企业的数字化水平极具挑战性,目前还没有统一指标。现有研究大都采用文本分析法,以上市公司年报披露的数字化关键词词频刻画企业的数字化水平(吴非等,2021^[24];李云鹤等,2022^[22])。该方法通过建立一个相对较为完备的数字化词库,并借助机器学习深度挖掘企业的数字化水平,从而构建出一个较为全面反映企业数字化水平的指标。具体地,本文利用Python工具对上市公司年报中“人工智能技术”“区块链技术”“云计算技术”“大数据技术”以及“数字技术应用”等数字化领域相关的关键词进行提取并进行词频统计(吴非等,2021^[24])。为了避免误判,在关键词前后识别“无”“否”“没有”等否定性表述,在人工核查的基础上,剔除该类统计。同时,为了避免数据“右偏”性特征带来的估计偏误,本文对计算得到的数字化词频进行对数处理(李云鹤等,2022^[22])。最后,为了确保文本分析法刻画的企业数字化转型指标的可靠性,后文还参考陶锋等(2023)^[23]的做法,以企业数字化无形资产占无形资产总额的比重作为企业数字化转型的替代性指标进行稳健性检验。

(3)控制变量。参考已有研究(李云鹤等,2022^[22];陶锋等,2023^[23]),本文选取的控制变量包括企业年龄(*Age*)、企业规模(*Size*)、企业性质(*SOE*)、盈利能力(*ROA*)、成长性(*Growth*)、资产负债率(*Lev*)、现金流比率(*Cashflow*)、企业固定资产占比(*Fixed*)等企业财务特征变量,以及第一大股东持股比例(*Top1*)、两职合一(*Dual*)、董事会规模(*Board*)、独立董事占比(*Indep*)等企业治理特征变量。变量定义及描述性统计见表1。其中,企业贸易地理结构均值为2.0711,说明企业的贸易地理结构总体上表现出本地根植性的特征。企业数字化转型均值为1.0499,且样本中有58.39%的企业数字化水平低于平均值,反映出当前我国企业的数字化进程仍较为缓慢。

表1 变量定义与描述性统计

变量符号	变量定义	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
<i>lnClose</i>	企业与近距离客户(供应商)的贸易规模	5483	19.1459	1.8761	6.7685	25.7988
<i>lnRemote</i>	企业与远距离客户(供应商)的贸易规模	5483	19.0838	1.7815	7.9124	24.6400
<i>Structure</i>	企业贸易地理结构,企业近距离贸易规模/远距离贸易规模	5483	2.0711	3.9089	0.0464	30.5659
<i>Digital</i>	数字化转型,数字化词频的对数值	5483	1.0499	1.3082	0.0000	6.0822
<i>Age</i>	企业年龄	5483	2.8893	0.3569	0.6931	3.7612
<i>Size</i>	企业规模,企业总资产的自然对数	5483	21.1319	1.6468	11.6176	26.7490
<i>SOE</i>	企业性质,国有企业取1,反之则取0	5483	0.4082	0.4915	0.0000	1.0000
<i>ROA</i>	盈利能力,总资产净利润率	5483	0.0298	0.0766	-0.3763	0.2191
<i>Growth</i>	成长性,企业主营业务收入增长率	5483	0.1725	0.4958	-0.6541	3.3835
<i>Lev</i>	资产负债率,年末总负债除以年末总资产	5483	0.4555	0.2226	0.0484	0.9347
<i>Cashflow</i>	现金流比率,经营活动现金流量净额/总资产	5483	0.0392	0.0810	-0.7482	0.6612
<i>Fixed</i>	企业固定资产占比,固定资产净额/总资产	5483	0.2341	0.1826	0.0003	0.8742
<i>Top1</i>	第一大股东持股比例	5483	0.3401	0.1528	0.0389	0.8999
<i>Dual</i>	两职合一,董事长兼任总经理为1,否则为0	5483	0.2258	0.4181	0.0000	1.0000
<i>Board</i>	董事会规模	5483	2.1532	0.1995	1.3863	2.8904
<i>Indep</i>	独立董事占比	5483	0.3682	0.0509	0.0000	0.7143

3. 实证模型设定

为验证研究假说,参考杨金玉等(2022)^[25]、范合君等(2023)^[26],本文构建如下基准模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{i,t} + \alpha_i \sum Controls_{i,t} + Year + Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中, i,t 分别表示企业和年份, $Y_{i,t}$ 为被解释变量,包括企业近距离贸易规模($lnClose$)、远距离贸易规模($lnRemote$)与企业贸易地理结构($Structure$); $Digital_{i,t}$ 为企业*i*在*t*年的数字化水平; $Controls_{i,t}$ 为一系列的控制变量; $Year$ 为时间固定效应; $Industry$ 为行业固定效应^①; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。所有回归均采用稳健标准误进行估计(马述忠等,2019^[6];杨金玉等,2022^[25])。

4. 特征事实分析

(1)企业贸易伙伴的地理距离分布。图1展示了企业与客户(供应商)之间的地理距离核密度分布图。首先,从整体上看,地理距离越远,企业的客户(供应商)数量越少。这一结果反映出,企业更愿意和近距离的客户(供应商)建立贸易关系,即企业的贸易地理结构具有本地根植性特征。其次,从地理结构上看,企业与客户(供应商)之间的地理距离主要分布于80~1000千米之间,地理距离过近和过远的客户(供应商)均相对较少。

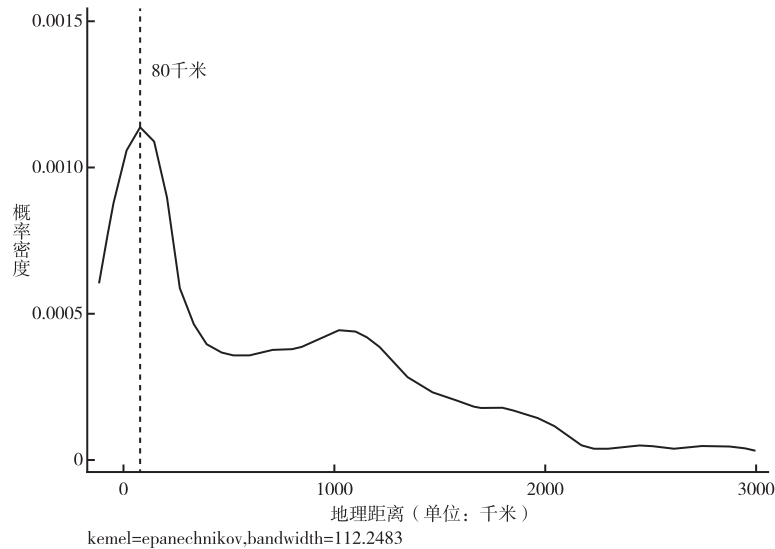


图1 样本企业贸易伙伴的地理距离分布核密度图

(2)数字化转型、地理距离与企业贸易。图2分别列示了2009年与2021年不同距离组别的企业贸易规模箱线图,以及数字化转型对企业贸易规模的潜在影响。首先,从整体上来看,地理距离与企业贸易规模成反比,地理距离越远,贸易规模越小。其次,从纵向上来看,2009~2021年企业的贸易规模总体上呈增长趋势,2009年绝大部分组别的企业贸易规模的中位数均小于18,而在2021年这些企业贸易规模的中位数均接近18,这反映出2009—2021年间企业的贸易规模实现了较快的增长。第三,从横向来看,在不同地理距离组别中,实现了数字化转型的企业的贸易规模中位数均大于未实现数字化转型的企业,也就是说,数字化转型能够同时提高企业与近距离和远距离客户(供应商)之间贸易规模,支持了假设H₁。但是,也可以看到,在距离较近的组别与距离较远的组别中,数字化转型对贸易规模的提升作用并没有表现出显著性差异。为了更直观地展示这一点,本文绘制了不同数字化水平下的企业贸易地理结构箱线图如图3所示。可以看出,在不同数字化水

^① 由于企业数字化转型与和企业贸易地理结构的变异主要来源于同一行业的不同企业,在样本区间内企业组内变异程度较小。因此,参考李万利等(2023)^[8]的做法,本文选择控制行业固定效应,而未控制企业固定效应。

平的组别中,企业的贸易地理结构并没有出现系统性差异,且贸易地理结构的均值在所有组别中均大于1,中位数在绝大部分组别中都大于1。这一结果表明,数字化转型并未改变企业贸易地理结构的本地根植性特征,从而支持了假设H₂。

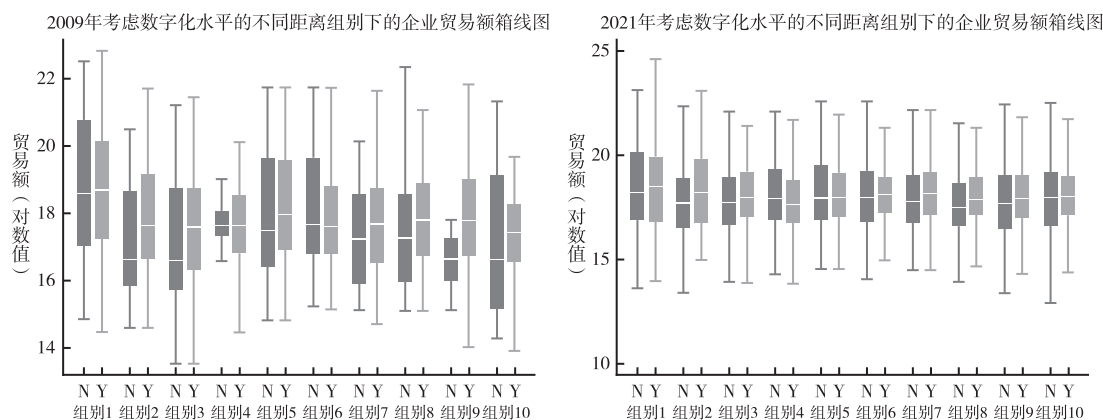


图2 考虑数字化水平的不同距离组别下的企业贸易额箱线图

注:从组别1到组别10,企业与客户(供应商)之间的地理距离依次增加。N表示未实现数字化转型,Y表示实现数字化转型

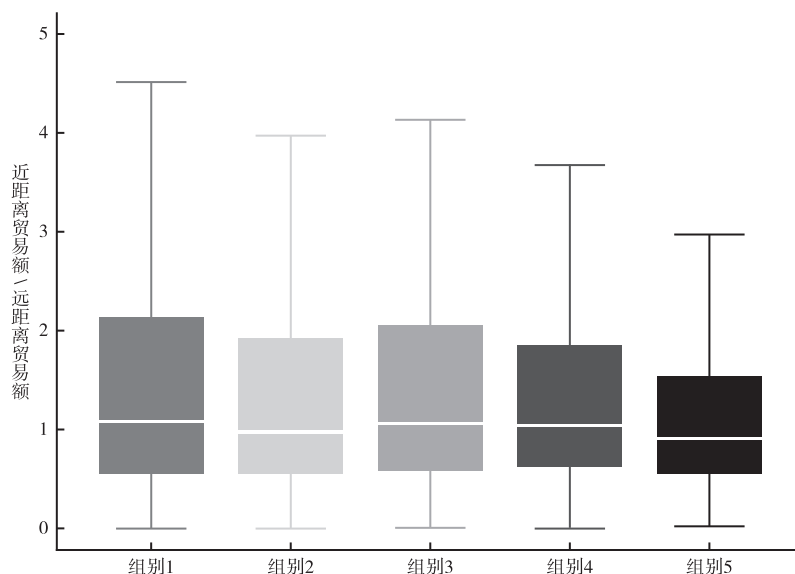


图3 不同数字化水平组别下的企业贸易地理结构箱线图

注:从组别1到组别5,企业的数字化水平依次增加

四、实证结果分析

1. 基准回归

表2列示了企业数字化转型与供应链分布特征的回归结果。其中,列(1)和列(2)分别列示了数字化转型对企业近距离贸易规模和远距离贸易规模的估计结果。可以看到,数字化转型的估计系数均在1%的水平上显著为正,这表明,数字化水平的提升能够同时增加企业与近距离、远距离客户(供应商)之间的贸易额,支持了假设H₁。这一发现与马述忠等(2019)^[6]、Carballo等(2022)^[4]的研究结论类似,即互联网等数字技术的应用能够增加企业的总出口额。列(3)进一步列示了数字化转型对企业贸易地理结构的估计结果。可以看到,数字化转型的估计系数并不显著,这表明,

数字化转型虽然能够增加企业的贸易规模,但是无法改变企业本地根植性的贸易地理结构。例如,Blum和Goldfarb(2006)^[1]研究发现,即使是在运输、配送、时间和其他贸易成本几乎为零的互联网商品(例如,音乐、游戏等),地理距离的增加也会减少交易。类似地,Akerman等(2022)^[15]也发现,互联网的运用并未加速距离效应消亡,反而可能增加贸易距离弹性。列(3)的结果支持了假设H₂。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>
<i>Digital</i>	0.0779*** (0.0193)	0.0511*** (0.0197)	0.0322 (0.0442)
<i>Age</i>	-0.2077*** (0.0645)	-0.3810*** (0.0621)	0.5722*** (0.1578)
<i>Size</i>	0.4848*** (0.0180)	0.4702*** (0.0179)	0.0435 (0.0447)
<i>SOE</i>	0.2362*** (0.0448)	0.1289*** (0.0431)	0.4837*** (0.1212)
<i>ROA</i>	2.9984*** (0.3144)	2.8684*** (0.2990)	-0.3724 (0.6620)
<i>Growth</i>	0.0897* (0.0499)	0.0957** (0.0461)	0.0807 (0.1401)
<i>Lev</i>	1.5133*** (0.1109)	1.5486*** (0.1097)	-0.5576* (0.3356)
<i>Cashflow</i>	0.0264 (0.2594)	0.1301 (0.2620)	0.4122 (0.6028)
<i>Fixed</i>	-0.6354*** (0.1599)	-0.8908*** (0.1620)	0.9742* (0.5249)
<i>Top1</i>	0.6540*** (0.1343)	0.6295*** (0.1309)	-0.1514 (0.4122)
<i>Dual</i>	-0.0684 (0.0430)	-0.1043** (0.0426)	0.1573 (0.1123)
<i>Board</i>	0.0472 (0.1149)	0.3414*** (0.1122)	-1.0434*** (0.3422)
<i>Indep</i>	-1.5508*** (0.4226)	-0.9393** (0.4148)	0.4646 (1.3139)
常数项	8.2651*** (0.5013)	7.9369*** (0.4926)	2.9227** (1.3282)
时间/行业固定效应	是	是	是
观测值	5483	5483	5483
R ²	0.5726	0.5277	0.1409

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同

2. 内生性问题

(1)工具变量检验。虽然数字化转型提高了企业同近距离与远距离客户(供应商)之间的贸易规模,但是贸易量的增加也可能驱使企业数字化转型。这种反向因果可能导致模型中的内生性问题。同时,基准结果中,数字化转型无法改变企业本地根植性的贸易地理结构也可能是内生性所导致的估计偏误。为了确保前文估计结果的可靠性,本文通过构建工具变量来缓解内生性问题的

潜在影响。

首先,借鉴 Chong 等(2013)^[27]的研究思路,本文选取与企业 *i* 同城市、同行业、同年份、规模最为接近且与企业 *i* 的供应商(客户)没有贸易关系的其他三个企业(简称相近企业)的数字化水平的平均值(*AverDig*)作为核心解释变量 *Digital* 的工具变量,进行 2SLS 估计。一方面,在数字时代,相近企业与企业 *i* 往往面临类似的数字化转型压力且具备相近的数字化转型能力,因此这些企业的数字化水平一般较为接近,因而满足相关性要求;另一方面,相近企业与企业 *i* 的客户(供应商)之间没有建立贸易关系,也就是说,这些企业之间并没有直接的业务往来和信息交流,因此相近企业的数字化并不会直接影响到企业 *i* 与供应商(客户)之间的贸易规模与贸易地理结构。当然,一个潜在的担忧是,相近企业的客户(供应商)与企业 *i* 的客户(供应商)可能位于同一城市的同一行业,因此,城市行业内的溢出效应可能破坏相近企业与企业 *i* 客户(供应商)之间的独立性。通过进一步核查数据,本文发现,在相同年份中出现相近企业与企业 *i* 的前五大客户(供应商)位于同一城市二分位行业内的情况相对较少,其中位于同一城市二分位行业的客户占比仅为 6.34%,且连续三年均位于同一城市二分位行业内的情况更少,也就是说,相近企业与企业 *i* 客户(供应商)的城市行业分布在同一年份中存在较大差异,因而 *AverDig* 可以满足外生性要求。其次,本文还参考赵涛等(2020)^[28]及李云鹤等(2022)^[22]的做法,使用上一年度全国网民规模与各城市 1984 年每万人邮电业务总量的交乘项(*Telecom*)作为企业数字化转型 *Digital* 的工具变量。从相关性来看,企业所在地早期的通信方式会从使用习惯和技术基础方面影响到后续发展过程中企业对信息技术的接受和应用程度。从外生性来看,邮电作为社会基础设施,主要为当地民众提供通讯服务,并不直接影响企业的供应链地理分布。

表 3 列示了工具变量回归结果。其中,第一阶段结果显示, *AverDig* 和 *Telecom* 的系数均显著为正,且 Kleibergen-Paap rk LM 检验结果在 1% 的水平上显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设; Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量 10% 水平下的临界值,表明不存在弱工具变量问题。第二阶段结果显示, *Digital* 的估计系数和基准回归一致,同时, Hansen J 过度识别检验 P 值大于 0.100,表明不存在过度识别问题,即工具变量是外生的,与模型残差项无关。总之,上述结果表明,在缓解了内生性问题后,本文结论具有稳健性。

表 3 工具变量检验结果

变量	第一阶段	第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Digital</i>	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>
<i>AverDig</i>	0.1926*** (0.0231)			
<i>Telecom</i>	0.0015** (0.0006)			
<i>Digital</i>		0.3153** (0.1364)	0.2879** (0.1373)	-0.1263 (0.3267)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 值	72.364***			
Cragg-Donald Wald F 值	53.526			
Hansen J 检验 P 值		0.3282	0.1629	0.2512
观测值	4713	4713	4713	4713
(Centered) R ²	0.5513	0.2978	0.2824	0.0107

(2) Heckman 两步法。上市公司与前五大客户(供应商)之间的贸易数据来源于上市公司年报中披露的供应链信息,是否选择披露该信息由公司自行决定,因而前文结论可能面临样本偏差问题的挑战。对此,本文参考杨金玉等(2022)^[25]的做法,采用 Heckman 模型来缓解前文结果中可能的选择性偏误。具体地,在第一阶段选择方程中,以“上市公司是否披露前五大客户(供应商)”作为被解释变量(*Disclosure*),同时选择企业是否由国际四大会计师事务所审计(*BIG4*)作为外生变量,并纳入所有控制变量进行 Probit 回归(杨金玉等,2022)^[25]。四大会计师事务所具有较高的专业性与独立性(Fan 和 Wong, 2005)^[29],有助于提高企业的供应链信息透明度,但其不太可能直接影响企业的贸易活动。在第二阶段估计方程中,纳入第一阶段估计得到的逆米尔斯比率(*IMR*)来检验核心解释变量 *Digital* 的稳健性。估计结果如表 4 所示。列(1)第一阶段结果显示,*BIG4* 的估计系数在 1% 的水平上显著为正,符合理论预期。列(2)~列(4)第二阶段结果显示,在控制样本选择偏差后,*Digital* 的估计系数与基准回归结果基本一致。

表 4 Heckman 两阶段模型检验结果

变量	选择方程	结果方程		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Disclosure</i>	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>
<i>BIG4</i>	0.2441*** (0.0370)			
<i>Digital</i>		0.0772*** (0.0195)	0.0508** (0.0198)	0.0310 (0.0446)
<i>IMR</i>		0.2852 (0.4273)	0.8043* (0.4519)	0.1863 (1.6751)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	46524	5444	5444	5444
伪 R ²	0.1392	0.5716	0.5265	0.1422

(3) 倾向得分匹配检验。考虑到数字化水平较高的企业与较低的企业可能本身存在一定的差异(李云鹤等,2022)^[22],从而导致估计结果产生偏误。对此,本文采用倾向得分匹配法来缓解这一担忧。具体而言,依据企业数字化水平是否高于样本均值将样本划分为两组,并参照已有研究(李云鹤等,2022^[22];范合君等,2023^[26]),选择前文公司财务特征和治理结构变量作为匹配协变量,为了尽可能地提高匹配精度获得相似的对照企业,采用 1:1 最邻近匹配法对样本进行逐期匹配。匹配后,两组样本的协变量不存在显著差异,满足平衡性假设条件,表明倾向得分匹配结果有效。表 5 列示了基于匹配后样本的实证检验结果,该结果进一步支持了前文结论。

表 5 倾向得分匹配检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>
<i>Digital</i>	0.0534** (0.0270)	0.0403* (0.0239)	-0.0217 (0.0529)
控制变量	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是
观测值	2466	2466	2466
R ²	0.5640	0.4951	0.1186

3. 稳健性检验

(1) 更换变量度量方式。首先,改变地理距离远近的衡量方式。基准回归以企业与客户(供应商)之间的地理距离中位数测算企业与近、远距离客户(供应商)的贸易规模与贸易地理结构。为了确保前文结论的可靠性,本文还按照企业与客户(供应商)所处城市的差异来定义双方地理距离的远近。具体地,当企业与客户(供应商)位于同一城市时,将其认定为近距离贸易;反之,为远距离贸易。依据上述新的地理距离划分方式重新计算了企业的近、远距离贸易规模以及贸易地理结构,并将其作为被解释变量进行重新回归,估计结果见表6的列(1)~列(3)。其次,改变数字化转型的衡量方式。第一,鉴于企业数字化转型关键词词频可能受到企业年报长度差异的影响,参考李万利等(2023)^[8]的做法,使用企业数字化转型词频与企业年报总词量之比(*Digital_ratio*)作为企业数字化转型的替代性指标,估计结果见表6的(4)~列(6)。第二,考虑到企业可能出于迎合资本市场和产业政策等动机而操纵企业年报中的数字化转型关键词频度,从而夸大其数字化转型信息披露,参考陶锋等(2023)^[23]的做法,使用企业数字化无形资产占无形资产总额之比(*Digital_asset*)构建新的数字化转型指标,相关结果见表6的列(7)~列(9)。表6结果显示,无论采用何种变量衡量方法,本文结论具有稳健性。

表6 更换变量度量方式

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lnClose_city</i>	<i>lnRemote_city</i>	<i>Structure_city</i>	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>
<i>Digital</i>	0.0792*** (0.0266)	0.0543*** (0.0211)	0.0257 (0.1196)						
<i>Digital_ratio</i>				1.7550*** (0.5698)	1.2792** (0.5898)	1.3748 (1.1285)			
<i>Digital_asset</i>							0.0444*** (0.0108)	0.0510*** (0.0088)	0.0057 (0.0157)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3121	5249	2888	5436	5436	5436	5274	5274	5274
R ²	0.5921	0.5344	0.1354	0.5715	0.5278	0.1407	0.5794	0.5355	0.1430

(2) 排除关联交易的影响。在纵向一体化成为大型企业集团重要战略方向的情况下,关联交易正变得越来越普遍(魏志华等,2017)^[30]。与关联方的交易本就是为寻求成本降低和效率优化,如果前五大客户(供应商)中存在关联方,此时被计算的贸易额以及相关地理距离便未必遵从数字化转型削弱距离效应的逻辑,可能导致估计结果存在偏差。本文进行了如下检验:首先,剔除企业集团内部的交易。当企业的客户或供应商为同一集团内部的兄弟企业时,显然这笔交易属于关联交易。通过核查数据,本文发现,样本中共有563笔交易属于集团内部交易。本文通过剔除这部分样本进行重新检验。其次,剔除供应链共同股权网络下的交易。供应链共同股权是指由一个或多个股东同时持股上下游企业所形成的股东权利(杜勇等,2023)^[31],显然,供应链共同股权包含上下游企业属于同一集团的情况。参考杜勇等(2023)^[31],本文将企业的前十大股东与其上下游企业的前十大股东进行匹配,若存在共同股东则将该交易标记为供应链共同股权交易。在本文原始样本中,共有1580笔交易属于供应链共同股权网络下的交易。为了避免供应链共同股权交易的干扰,本文对该部分样本进行了剔除。再次,剔除供应链交叉持股情况下的交易。供应链交叉持股是指上下游企业单方面或相互持有股权(于左等,2021)^[32],因交叉持股而产生的交易也属于关联交易。具体地,若企业为其上下游企业的前十大股东或上下游企业

为该企业的前十大股东则将其标记为供应链交叉持股交易。研究数据显示,在剔除供应链共同股权交易后,样本中还有75笔交叉持股交易,为了确保结果稳健,本文通过剔除该部分样本进行重新估计。最后,直接控制企业的关联交易规模。在实践中,企业的关联交易种类繁多(魏志华等,2017)^[30],尽管前文已经控制了几种主要且可识别的关联交易形式,但仍然可能存在遗漏。对此,本文参考现有研究(刘慧龙等,2022)^[33],直接控制企业的关联交易规模来进行稳健性检验。从关联交易的频率和重要性来看,关联购销最为普遍(刘慧龙等,2022)^[33]。现有研究大都使用企业关联购销商品和劳务交易规模之和占总资产的比重衡量企业的关联交易规模(魏志华等,2017^[30];刘慧龙等,2022^[33])。对此,本文在基准模型中纳入企业关联交易规模变量 Prt 重新进行检验。表7列示了相应的估计结果,可以看到,在排除关联交易的影响后,本文估计结果依然稳健。

表7 排除关联交易的影响

变量	剔除集团公司内部的交易			剔除供应链共同股权网络下的交易		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$lnClose$	$lnRemote$	$Structure$	$lnClose$	$lnRemote$	$Structure$
<i>Digital</i>	0.0778*** (0.0194)	0.0532*** (0.0196)	0.0166 (0.0381)	0.0839*** (0.0196)	0.0465** (0.0199)	0.0614 (0.0400)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5428	5428	5428	5374	5374	5374
R ²	0.5731	0.5313	0.1493	0.5690	0.5242	0.1468
变量	剔除供应链交叉持股交易			控制企业关联交易规模		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	$lnClose$	$lnClose$	$Structure$	$lnClose$	$lnRemote$	$Structure$
<i>Digital</i>	0.0852*** (0.0196)	0.0481** (0.0199)	0.0601 (0.0400)	0.0793*** (0.0191)	0.0521*** (0.0195)	0.0338 (0.0443)
<i>Prt</i>				1.8712*** (0.1497)	1.3329*** (0.1426)	2.1135*** (0.6030)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5367	5367	5367	5483	5483	5483
R ²	0.5692	0.5247	0.1475	0.5875	0.5360	0.1453

(3)其他稳健性检验。为进一步增强本文结论的可信度,本文还从以下几个方面进行了稳健性检验:首先,剔除策略性披露样本。为了排除样本中可能存在的蹭热点和策略性炒作行为,参考赵璨等(2020)^[34]的研究,通过模型估计企业年报中数字化转型关键词的正常披露次数,剔除残差值大于80%分位数的蹭热点和炒作嫌疑较大的样本。其次,控制行业层面的变化趋势。不同行业企业的数字化水平和供应链地理分布及其变化趋势存在较大差异。为了排除行业变化趋势对实证结果的干扰,参考Li等(2016)^[35]的做法,进一步纳入各个行业期初数字化水平与时间的高阶时变项。最后,控制企业固定效应。考虑到企业不随时间变化的固定特征(比如企业文化)对企业贸易会有重要影响,参考范合君等(2023)^[26]研究,本文在工具变量回归的基础上提高固定效应的控制层级来进一步缓解因遗漏变量而导致的内生性问题。上述处理的检验结果见表8,可以发现,结果依旧稳健。

表 8 其他稳健性检验

变量	剔除策略性披露样本			控制行业变化趋势			控制企业固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>	<i>lnClose</i>	<i>lnRemote</i>	<i>Structure</i>
<i>Digital</i>	0.0889*** (0.0246)	0.0499** (0.0250)	0.0897 (0.0600)	0.0765*** (0.0193)	0.0487** (0.0198)	0.0204 (0.0441)	0.4564** (0.1776)	0.2769* (0.1676)	0.5559 (0.5512)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是	是
观测值	4386	4386	4386	5483	5483	5483	4676	4676	4676
Hansen J 检验 P 值							0.9865	0.7999	0.7485
居中 R ²	0.5777	0.5361	0.1590	0.5731	0.5280	0.1546	-0.0284	0.0280	-0.0047

五、进一步分析

1. 机制检验

前文实证分析结果表明,数字化转型增加了企业与不同距离客户(供应商)间的贸易规模,但是未改变企业本地根植性的贸易地理结构,从而没有得到与距离效应消亡论的一致性经验证据。是什么原因导致数字化企业在贸易扩张的同时却未能打破地理距离的约束?根据前文的理论模型,本文将从成本规模与成本结构视角展开分析。

(1)成本规模。根据前文理论分析,数字化转型能够降低地理距离引致的信息扭曲,从而增加企业与不同距离客户(供应商)间的贸易规模。在贸易实践中,信息扭曲所导致的交易成本主要包括搜寻成本、合约成本和管理及监督成本三个方面。首先,搜寻成本的降低意味着信息处理和检索能力的提高,尽管数字化转型能够提高企业的信息搜寻能力(Carballo等,2022)^[4],但是如何度量企业的搜寻成本存在一定的困难。本文认为,如果数字化转型能够降低企业面临的信息约束,那么可以推测,数字化企业应该能够接触到更大范围的供应商与客户。也就是说,数字化转型后,企业的中间品可以来自更多的地区,其生产的产品应该也可以销往更多的地区。具体地,本文使用客户(供应商)所分布的城市数量来反映企业的搜寻成本(*Search*),该值越大,表明企业挖掘潜在客户(供应商)的能力越强,搜寻成本越低。表9的列(1)结果显示,*Digital*与*Search*显著正相关,表明数字化转型能够增强企业的信息检索能力。其次,合约成本反映了交易的流程化水平。资产专用性较高的企业往往按照公开价格进行交易的比例较低(Nunn,2007)^[36],会承担更多被交易对手“敲竹杠”的风险,由此,具有契约不完全的特点(李俊青和苗二森,2018)^[37]。借鉴袁淳等(2021)^[20]的研究,本文使用无形资产占总资产比例(*Contract*)度量企业资产专用性,该值越大,表明企业资产专用性越高,面临的合约成本越大。表9的列(2)结果显示,*Digital*与*Contract*显著负相关,表明数字化转型能够削弱企业面临的契约不完全水平。最后,管理及监督成本涉及对交易过程的动态管理与实时监控。管理及监督成本的高低反映了企业的内部管控能力(林钟高等,2009)^[38],加强企业内部控制建设能够提高企业交易效率(李万福等,2011)^[39]。参考袁淳等(2021)^[20]的研究,本文使用管理费用占营业收入(*Management*)的比重来度量企业的管控成本,该值越大,管控成本越高,管理及监督成本也越高。表9的列(3)结果显示,*Digital*与*Management*显著负相关,表明数字化转型能够降低企业管理及监督成本,即通过削弱地理距离带来的信息扭曲是数字化转型提高贸易规模的潜在渠道。

(2)成本结构。贸易结构的变化是企业成本结构调整的结果。企业与不同距离客户(供应商)

之间的成本结构直接影响其与不同距离客户(供应商)之间进行贸易的收益(祝继高和梁晓琴, 2022)^[40]。因此,本节将从成本结构视角探究数字化转型未能改变企业贸易地理结构的原因。具体地,借鉴 Freund 和 Weinhold(2004)^[11]、马述忠等(2019)^[6]的研究,不妨假设地理距离增加所带来的交易成本增加是线型的从而计算得到单位距离的交易成本,然后按照交易伙伴之间的实际距离粗略测算得到企业与每家客户(供应商)展开贸易的交易成本额,进而按照地理距离分组计算得到企业的成本地理结构。按照以上方法,本文分别测算了企业的搜寻成本结构(*Search_stru*)、合约成本结构(*Contract_stru*)和管理及监督成本结构(*Management_stru*)。表 9 的列(4)~列(6)分别列示了数字化转型对企业不同交易成本结构的估计结果,可以发现 *Digital* 的估计系数均不显著,数字化水平的提升尽管降低了地理距离带来的交易成本,却没有改变企业的交易成本地理结构,因而也无法改变企业本地根植性的贸易地理结构。

表 9 机制分析:成本规模与成本结构

变量	成本规模			成本结构		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Search</i>	<i>Contract</i>	<i>Management</i>	<i>Search_stru</i>	<i>Contract_stru</i>	<i>Management_stru</i>
<i>Digital</i>	0.0608** (0.0296)	-0.0018** (0.0007)	-0.0105** (0.0052)	0.0057 (0.0050)	0.0059 (0.0048)	0.0055 (0.0048)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5483	5352	5483	5152	5315	5444
R ²	0.3553	0.2719	0.3833	0.0802	0.0949	0.0952

2. 异质性分析

正如前文理论分析指出,数字化转型主要通过改变地理距离带来的交易成本进而影响企业的贸易规模与贸易结构。对于那些受自身特征影响而导致外部交易成本较大的企业而言,数字化转型的“降成本”效果可能面临地理距离与自身特征的双重阻碍。与前文理论分析的逻辑相呼应,本节将进一步探究数字赋能效果在不同交易成本的企业中是否存在异质性。具体而言,在给定地理距离的条件下,当企业的外部信息约束较大时,数字化转型的“信息矫正”效应可能面临更多障碍,此时数字化转型的“降成本”效果会相对有限。为了对上述猜想进行验证,本文将分别从产品、行业与区域三个维度展开考察。

(1) 产品异质性:异质性产品与同质性产品。Rauch(1999)^[3]研究表明,异质性产品具有较高的搜索成本,因而相对于同质性产品而言,异质性产品面临更多的信息扭曲。类似地,Blum 和 Goldfarb(2006)^[1]也指出,异质性产品具有更高的地理距离弹性。由此本文推测,对于产品异质性程度更高的企业而言,数字化转型的“降成本”效果会相对有限。具体地,本文从企业年报中爬取了企业的产品收入构成数据,据此计算得到了企业产品首位度指标,并按照行业中位数,将企业分为异质性产品企业(*Diffpodu*)与同质性产品企业(*Homepodu*)两组进行产品异质性检验。本文按照 Amore 和 Bennesen(2016)^[41]的异质性检验方法进行检验,估计结果见表 10 的列(1)~列(3),与预期一致,在外部信息约束较小的同质性产品企业中,数字化转型的赋能效果更明显。

(2) 行业异质性:重工业与非重工业。企业所处的行业性质不同,数字化转型对其交易成本的降低效果可能存在明显差异。当企业属于重工业企业时,其生产的产品往往具有重量大和价值高的特点,不仅会面临更高的运输成本,也会需要签订更多讨价还价的契约确定交易(Berthelon 和 Freund, 2008)^[42]。由此,本文推测,对于重工业行业的企业,数字化转型对交易成本的降低效果可能会面临更高的门槛。具体地,本文根据企业所处行业差异,将样本分为重工业企业(*Heavy*)和非

重工业企业(*Nonheavy*)两组进行行业异质性检验。表10的列(4)~列(6)结果显示,当企业处于非重工业行业时,数字化转型更能有效地降低企业的交易成本。

(3)区域异质性:西部地区与中东部地区。相较于中东部地区而言,西部地区远离市场中心,不仅具有较高的运输成本,也面临更大的信息扭曲。此外,总体来看,西部地区的市场化水平也相对较低,这也导致西部地区的企业契约环境相对较差,具有较大的交易违约概率(张虎等,2023)^[43]。因此,本文预期西部地区企业的数字化转型对自身交易成本的降低效果相对有限。具体地,本文按照企业所处区域差异,将样本划分为西部地区企业(*West*)和中东部地区企业(*Nonwest*)两组进行区域异质性检验。表10的列(7)~列(9)报告的检验结果和推测一致,即中东部地区企业的数字化转型对交易成本的降低效果更为显著。

表10 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>Search</i>	<i>Contract</i>	<i>Management</i>	<i>Search</i>	<i>Contract</i>	<i>Management</i>	<i>Search</i>	<i>Contract</i>	<i>Management</i>
<i>Digital</i> × <i>Diffpodu</i>	0.0425 (0.0338)	-0.0006 (0.0007)	-0.0012 (0.0029)						
<i>Digital</i> × <i>Homepodu</i>	0.0628* (0.0357)	-0.0018** (0.0008)	-0.0056* (0.0030)						
<i>Digital</i> × <i>Heavy</i>				0.0025 (0.0391)	-0.0011 (0.0008)	-0.0012 (0.0033)			
<i>Digital</i> × <i>Nonheavy</i>				0.1368*** (0.0392)	-0.0027** (0.0012)	-0.0226** (0.0098)			
<i>Digital</i> × <i>West</i>							0.0135 (0.0564)	-0.0007 (0.0014)	0.0130 (0.0146)
<i>Digital</i> × <i>Nonwest</i>							0.0688** (0.0305)	-0.0020*** (0.0007)	-0.0145* (0.0079)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5246	5133	5246	5483	5352	5483	5483	5352	5483
R ²	0.3540	0.2840	0.4113	0.3561	0.2721	0.3835	0.3555	0.2720	0.3836

3.要素流动速度与结构

数字技术渗透性强、覆盖范围广,有助于打破地区间的市场分割,畅通国内外经济双循环和建设全国统一大市场(王康等,2023)^[44]。前文研究表明,数字化转型在扩大企业与不同距离客户(供应商)贸易规模的同时并未改变企业的贸易地理结构。为此,本文将进一步考察数字化转型能否加快要素的流动速度与改变要素的区域流动结构。考虑到产品与资金是企业商品生产的两个重要投入要素,也是企业供应链管理的两个重要方面,因而本文将分别从产品与资本角度来考察企业的生产要素流动。

首先,要素流动速度。本文分别使用存货周转天数(*Ivtyday*)和应收、应付账款周转天数(*Actrcbday/Actpayday*)来反映企业的产品流动速度与资金流动速度,周转天数越短,表明企业的要素流动速度越快。表11的列(1)~列(3)列示了相应的估计结果,可以看到,*Digital*对*Ivtyday*和*Actpayday*的估计系数均显著为负。这一结果表明,数字化转型过程中伴随着贸易规模的扩大,确实是通过加快企业的存货周转效率和资金周转速度,提高了要素的流动速度。

其次,要素区域流动结构。借鉴李万利等(2023)^[8]的研究,本文使用企业市外客户(供应商)

与市内客户(供应商)之比(*TraStru*),来反映产品要素的区域流动结构;借鉴彭聪等(2020)^[45]的研究,使用企业市外并购活动次数与市内并购活动次数之比(*MergStru*),来反映资本要素的区域流动结构。上述两个指标越大,表明要素流动的跨区域特征越明显,反之,则表明要素流动具有本地根植性特点。估计结果见表 11 的列(4)与列(5),结果显示,*Digital*对 *TraStru* 和 *MergStru* 的估计系数均不显著,这一结果和贸易地理结构的结果一致,数字化转型虽然提高了要素流动速度,但是,由于制度环境以及地理条件的影响,数字化转型并没有改变本地根植性的要素区域流动结构。

表 11 要素流动速度与结构

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ivtyday</i>	<i>Actrcbday</i>	<i>Actpayday</i>	<i>TraStru</i>	<i>MergStru</i>
<i>Digital</i>	-23.5329*** (4.5868)	1.5732 (1.0845)	-6.0706*** (1.2594)	0.0198 (0.0458)	0.0043 (0.0029)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	5368	5411	5425	3122	4891
R ²	0.5451	0.4454	0.3160	0.2031	0.0221

4. 双边数字化交互模式与贸易地理结构

在前文分析中,本文主要从单边角度考察了企业数字化转型对贸易地理结构的影响,由于企业与其客户(供应商)的数字化转型决策可能存在差异,那么不同的双边数字化组合是否会导致数字化转型对贸易地理结构的影响也存在差异?为此,本文进一步考察了贸易双边数字化交互模式对企业间贸易地理结构的影响。同时,为了厘清本地根植性贸易地理结构变化的边界条件,本文将重点考察企业与远距离客户(供应商)之间的数字化交互模式。

表 12 企业双边数字化交互模式

模式		远距离客户(供应商)的数字化转型行为	
		实现数字化转型	未实现数字化转型
企业自身的数字化转型行为	实现数字化转型	组合 1:企业自身实现数字化转型,且其远距离的客户(供应商)至少有一个实现数字化转型时, <i>Digital^{N-Y}</i> 赋值为 1。此为高数字化交互模式。	组合 2:企业自身实现数字化转型,且其远距离的客户(供应商)均未实现数字化转型时, <i>Digital^{N-N}</i> 赋值为 1。此为第一类不对称数字化模式。
	未实现数字化转型	组合 3:企业自身未实现数字化转型,且其远距离的客户(供应商)至少有一个实现数字化转型时, <i>Digital^{N-Y}</i> 赋值为 1。此为第二类不对称数字化模式。	组合 4:企业自身未实现数字化转型,且其远距离的客户(供应商)也均未实现数字化转型时, <i>Digital^{N-N}</i> 赋值为 1。此为传统交互模式。

由于企业的数字化转型行为具有非对称的特点,即实现了数字化转型的企业其客户(供应商)可能还未做出数字化决策,因而双边数字化交互模式既包含对称数字化模式,例如企业与客户(供应商)均已实现数字化转型和均未实现数字化转型的情形,也包含非对称数字化模式,例如企业与客户(供应商)一方实现了数字化转型而另一方却未实现数字化转型的情形。对此,本文参照杨彬等(2021)^[46]的做法,将企业双边数字化交互模式划分为四种类型,具体组合方式见表 12。

表 13 列示了不同的双边数字化交互模式对企业贸易地理结构的估计结果。列(1)结果显示,*Digital^{N-Y}*对 *Structure* 的估计系数显著为负,列(2)和列(3)结果显示 *Digital^{N-N}*和 *Digital^{N-Y}*对 *Structure* 的估计系数均不显著,列(4)结果显示 *Digital^{N-N}*对 *Structure* 的估计系数显著为正。以上结果表明:当交易双方均未实现数字化转型,处于传统的贸易模式中时,受到地理距离的约束,企业本地根植性的贸易地理结构会被进一步强化;当只有其中一方实现数字化,而另一方未实现数字化时,贸易

地理结构并不会发生明显改变;只有当企业和远距离客户(供应商)均实现数字化时,企业才能进一步突破地理距离的约束,改变本地根植性的贸易地理结构。

表 13 双边数字化交互模式与企业贸易地理结构

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Structure</i>	<i>Structure</i>	<i>Structure</i>	<i>Structure</i>
$Digital^{Y-Y}$	-0.5849*** (0.1837)			
$Digital^{Y-N}$		0.2004 (0.2565)		
$Digital^{N-Y}$			-0.0611 (0.2086)	
$Digital^{N-N}$				0.8007*** (0.2483)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1420	1420	1420	1420
R ²	0.0900	0.0830	0.0826	0.0920

六、结论与启示

1. 研究结论

基于我国数字经济蓬勃发展的现实背景,本文重新审视了地理距离与企业贸易这一经典命题。借鉴 Freund 和 Weinhold(2004)^[11] 的理论模型并运用企业供应链地理分布数据,本文考察了数字化转型对企业贸易规模和贸易地理结构的影响及其作用机理。研究发现,数字化转型扩展了企业与不同距离客户(供应商)之间的贸易规模,但是并未改变企业本地根植性的贸易地理结构。在数字时代,距离效应得到弱化但未被完全打破。基于成本视角的原因分析表明,数字化转型通过矫正地理距离导致的信息扭曲进而扩大企业的贸易规模,但是数字化转型并未改变企业的交易成本地理结构因而也无法改变企业的贸易地理结构。并且,数字化转型对信息扭曲的矫正效果在异质性产品、重工业行业和西部地区企业中相对有限。与上述逻辑相呼应,本文还发现,数字化转型加快了要素流动速度,但是难以改变要素的区域流动结构。最后,本文考察了不同双边数字化交互模式的影响差异,发现只有在高数字化交互模式中,企业才能进一步突破地理距离的约束,加速距离效应消亡。

2. 政策建议

本文重新审视了数字时代背景下地理距离与企业贸易这一经典命题,所得结论回应了距离效应消亡争议,同时也具有一定的政策启示意义:

第一,高度重视数字化转型在重塑企业商业活动中的重要作用,加快推动企业实施数字化转型战略。本文研究发现,数字化转型有助于矫正地理距离引致的信息扭曲,帮助企业拓展与不同距离客户(供应商)的贸易规模,加快要素流动速度。因此,政府不仅应加强数字基础设施建设,还应加快制定支持和推动企业数字化转型的政策制度,为企业数字化转型提供技术支撑和政策服务,鼓励更多企业积极参与数字化转型。同时,企业也要重视数字技术的变革效应,明确数字化转型的目标和战略,加快进行数字化改造以在数字时代抢占先机,尤其是对于生产异质性产品、重工业行业以及位于西部地区的面临更强信息约束的企业,更应该增强自身的数字化转型意识,利用信息技术增强竞争力。

第二,要意识到数字化转型赋能效果的作用边界,在推进数字化战略的同时也要继续坚持交通强国战略。本文研究结论表明,企业数字化转型仍然无法完全克服地理距离的影响,企业的贸

易地理结构和要素区域流动结构仍然表现出本地根植性的特点。由此可见,在数字时代,距离效应仍未被打破,仍深刻地影响着企业的贸易流向和要素流向。以高铁为代表的交通基础设施建设具有明显的时空压缩效应,有助于改善市场分割、构建全国统一大市场,促进全国范围内的贸易和要素流动。因此,中央政府在加强数字基础设施建设的同时,应同步加快交通基础设施建设,推动交通强国、数字中国的有机结合,以畅通经济循环实现经济高质量发展。

第三,积极弥补企业间的数字鸿沟,切实有效推进企业双边数字化转型。本文发现双边数字化交互模式对企业间贸易流动的影响存在不对称的特点,只有缩小企业间的数字鸿沟,积极推进双边数字化转型才能帮助交易双方进一步突破地理距离约束。因此,交易双方都要积极推进数字化转型战略,特别是对于第一类和第二类不对称数字化交互模式的企业而言,在贸易往来合作中,未实现数字化转型的一方要加强与实现了数字化转型的一方在人员管理、业务模式和信息技术中的交流,积极学习其数字化知识和先进经验,这不仅有助于增强自身的数字化转型能力,还有助于交易双方建立长效稳定的深层次的互惠互利关系。

3. 研究局限与展望

当然,本文研究还存在一定的不足有待未来进一步研究:一是本文从贸易成本结构视角回应了数字时代的距离效应消亡争议,但由于企业贸易地理结构还可能受到交通条件和文化背景的影响,而不同地区的经济环境具有较大差异,因此仍有待于在不同情景中进一步探索数字时代的距离效应。同时,未来还可以采用案例分析方法,通过选择典型企业案例,进一步挖掘数字时代企业贸易地理结构仍然表现出本地根植性特征的内在原因,并系统研究企业突破地理距离限制的边界条件。二是本文采用文本分析方法构建了企业数字化转型指标,但企业数字化转型过程复杂且涉及面广,如何进一步刻画企业的数字化转型过程,从而更为细致地考察各环节的数字化转型过程影响企业搜寻成本、合约成本、监督及管理成本规模和结构的内在机理,有待未来继续探索。

参考文献

- [1] Blum, B.S., and A.Goldfarb. Does the Internet Defy the Law of Gravity? [J]. *Journal of International Economics*, 2006, 70, (2): 384-405.
- [2] Anderson, J., and E. Van Wincoop. Trade Costs [J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42, (3): 691-751.
- [3] Rauch, J.E. Networks Versus Markets in International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48, (1): 7-35.
- [4] Carballo, J., C.M. Rodriguez, S.C. Salas, and C. Volpe Martincus. Online Business Platforms and International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2022, 137.
- [5] 施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析[J]. *北京: 经济研究*, 2016, (5): 172-187.
- [6] 马述忠, 房超, 张洪胜. 跨境电商能否突破地理距离的限制[J]. *北京: 财贸经济*, 2019, (8): 116-131.
- [7] 鞠雪楠, 赵宣凯, 孙宝文. 跨境电商平台克服了哪些贸易成本? ——来自“敦煌网”数据的经验证据[J]. *北京: 经济研究*, 2020, (2): 181-196.
- [8] 李万利, 刘虎春, 龙志能, 孙磊. 企业数字化转型与供应链地理分布[J]. *北京: 数量经济技术经济研究*, 2023, (8): 90-110.
- [9] Cairncross, F. *The Death of Distance* [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1997.
- [10] Bakos, J.Y. Reducing Buyer Search Costs: Implications for Electronic Marketplaces [J]. *Management Science*, 1997, 43, (12): 1676-1692.
- [11] Freund, C.L., and D. Weinhold. The Effect of The Internet on International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62, (1): 171-189.
- [12] Lendle, A., M. Olarreaga, S. Schropp, and P.L. Vézina. There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance [J]. *Economic Journal*, 2016, 126: 406-441.
- [13] Leamer, E.E., and J. Levinsohn. *Handbook of International Economics* [M]. Amsterdam: Elsevier, 1995.
- [14] Disdier, A.C., and K. Head. The Puzzling Persistence of The Distance Effect on Bilateral Trade [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2008, 90, (1): 37-48.

- [15] Akerman, A., E. Leuven, and M. Mogstad. Information Frictions, Internet, and the Relationship between Distance and Trade [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2022, 14, (1): 133-163.
- [16] 余典范,王超,陈磊.政府补助、产业链协同与企业数字化[J].北京:经济管理,2022,(5):63-82.
- [17] Huang, R. R. Distance and Trade: Disentangling Unfamiliarity Effects and Transport Cost Effects [J]. *European Economic Review*, 2007, 51, (1): 161-181.
- [18] Allen, T. Information Frictions in Trade [J]. *Econometrica*, 2014, 82, (6): 2041-2083.
- [19] Felbermayr, G. J., and F. Toubal. Cultural Proximity and Trade [J]. *European Economic Review*, 2010, 54, (2): 279-293.
- [20] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].北京:中国工业经济,2021,(9):137-155.
- [21] 施炳展,李建桐.互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据[J].北京:管理世界,2020,(4):130-149.
- [22] 李云鹤,蓝齐芳,吴文锋.客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究[J].北京:中国工业经济,2022,(12):146-165.
- [23] 陶锋,王欣然,徐扬,朱盼.数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J].北京:中国工业经济,2023,(5):118-136.
- [24] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].北京:管理世界,2021,(7):130-144,10.
- [25] 杨金玉,彭秋萍,葛震霆.数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J].北京:中国工业经济,2022,(8):156-174.
- [26] 范合君,吴婷,何思锦.企业数字化的产业链联动效应研究[J].北京:中国工业经济,2023,(3):115-132.
- [27] Chong, T. T. L., L. Lu, and S. Ongena. Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small- and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37, (9): 3412-3424.
- [28] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].北京:管理世界,2020,(10):65-76.
- [29] Fan, J. P. H., and T. J. Wong. Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence From East Asia [J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43, (1): 35-72.
- [30] 魏志华,赵悦如,吴育辉.“双刃剑”的哪一面:关联交易如何影响公司价值[J].北京:世界经济,2017,(1):142-167.
- [31] 杜勇,娄靖,胡红燕.供应链共同股权网络下企业数字化转型同群效应研究[J].北京:中国工业经济,2023,(4):136-155.
- [32] 于左,张容嘉,付红艳.交叉持股、共同股东与竞争企业合谋[J].北京:经济研究,2021,(10):172-188.
- [33] 刘慧龙,张玲玲,谢婧.税收征管数字化升级与企业关联交易治理[J].北京:管理世界,2022,(6):158-176.
- [34] 赵璨,陈仕华,曹伟.“互联网+”信息披露:实质性陈述还是策略性炒作——基于股价崩盘风险的证据[J].北京:中国工业经济,2020,(3):174-192.
- [35] Li, P., Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [36] Nunn, N. Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122, (2): 569-600.
- [37] 李俊青,苗二森.不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度[J].北京:中国工业经济,2018,(12):115-133.
- [38] 林钟高,徐虹,吴玉莲.交易成本与内部控制治理逻辑——基于信任与不确定性的组织内合作视角[J].上海:财经研究,2009,(2):111-122.
- [39] 李万福,林斌,宋璐.内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制?[J].北京:管理世界,2011,(2):81-99,188.
- [40] 祝继高,梁晓琴.企业标准化建设与成本弹性研究——来自中国A股制造业上市公司的证据[J].北京:经济研究,2022,(12):31-50.
- [41] Amore, M. D., and M. Bennesen. Corporate Governance and Green Innovation [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016, 75: 54-72.
- [42] Berthelon, M., and C. Freund. On The Conservation of Distance in International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2008, 75, (2): 310-320.
- [43] 张虎,高子恒,韩爱华.企业数字化转型赋能产业链关联:理论与经验证据[J].北京:数量经济技术经济研究,2023,(5):46-67.
- [44] 王康,赵蕊,苏盖美.数字化如何助力全国统一大市场建设——基于企业资本跨地区流动视角[J].北京:中国经济学,2023,(2):46-72,352-353.
- [45] 彭聪,申宇,张宗益.高管校友圈降低了市场分割程度吗?——基于异地并购的视角[J].北京:管理世界,2020,(5):134-144,160,14.
- [46] 杨继彬,李善民,杨国超,吴文锋.省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角[J].北京:经济研究,2021,(4):41-59.

Can Digital Transformation Break the Constraint of Geographical Distance? Evidence from the Geographical Distribution of Firms' Supply Chains

GENG Yong¹, XIANG Xiao-jian¹, XU Fei²

(1.School of Economics,Yunnan University,Kunming,Yunnan,650500,China;

2.School of Economics and management,Anhui Normal University,Wuhu,Anhui,241000,China)

Abstract: The “gravitational effect” of geographical distance on trade is one of the most explicit and robust findings in traditional trade research. In recent years, as digital technology has developed, the trade barriers caused by geographical distance seem to be gradually broken down. Digital economy takes knowledge and information as elements, and empowers enterprises with digital technology to produce, develop and transform, which is profoundly changing and reshaping current business activities. More and more scholars argue that digital technology has enabled enterprises to get rid of the “law of gravity” in trade, and geographical distance is dying in the digital age. While this view is popular, some scholars have raised objections and pointed out that the impact of geographical distance on trade has not diminished over time. Contrary to intuition, the world is not getting dramatically smaller and distance is becoming more important.

The above research controversies prompt us to re-examine the traditional proposition of geographical distance and corporate trade, and try to answer the questions: In the digital age, does the digital transformation really perish the distance effect? If not, what are the reasons behind it? Are there differences in the effects of digital transformation in different external situations? Which digital interaction mode between enterprises can help them further break through the limitation of geographical distance?

In view of this, by extending the theoretical model of Freund and Weinhold (2004), and based on the geographical distribution data of firms' supply chain, this paper examines the impact of digital transformation on firms' trade scale and trade geographical structure to reveal the relationship between digital technology application and geographical distance. It is found that the digital transformation has not changed the locally rooted trade geography structure of firms while expanding their trade scale, and that the distance effect is weakened but not completely died out by digital technology. The analysis of the reasons shows that digital transformation expands the trade scale of firms by reducing the transaction costs caused by geographical distance, but it does not change the geographical structure of firms' transaction costs, so it cannot change the geographical structure of firms' trade. Moreover, the “cost reduction” effect of digital transformation is relatively limited in the heterogeneous products, the heavy industries and the western region. Further research finds that digital transformation accelerates the speed of factor mobility without changing the regional structure of factor mobility, and only in the high-bilateral digital interaction modes can firms further break through the constraints of geographical distance.

The possible contributions of this paper are as follows. First, this paper uses highly segmented micro-level supply chain geographical distribution data to carry out analysis, revealing that there is still a “gravitational effect” between geographical distance and enterprise trade in the digital era. Second, from the perspective of trade cost structure, this paper provides a new explanation for the argument that digital technology does not lead to the death of distance. Finally, this paper provides theoretical support for the government's strategy of building a digital China from the perspective of breaking through geographical constraints, and provides enlightenment for a deep understanding of the important role of bridging the “digital divide” in helping the construction of a unified national market and the free flow of factors.

According to the research conclusions, this paper puts forward the following policy recommendations. First, high emphasis should be placed on the important role of digital transformation in reshaping business activities to promote enterprises to implement digital transformation strategies. Second, to be aware of the boundaries of the role of digital enabling effects, it is important to continue to adhere to the strategy of transportation power while promoting the digital strategies. Third, to actively bridge the digital gap between enterprises and effectively advance the bilateral digital transformation of enterprises.

Key Words: digital transformation; geographic distance; trade scale; trade geographic structure; transaction cost

JEL Classification: L81, L86, O33

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2024.03.009

(责任编辑: 闫梅)