

# 数字经济与区域产业布局\*

杨本建 唐金汶

**内容提要：**随着数字化的深入推进，数字经济能否提升地区产业专业化水平，进而推动形成优势互补的区域产业布局，已成为一个亟待回答的理论问题。本文基于数字经济所具有的低贸易成本、超地理空间和低搜寻成本特性，构建了一个数字经济影响地区产业专业化的理论框架。采用2013—2019年中国工商注册企业数据，本文在城市层面对这一理论框架进行了实证检验。研究发现，数字经济可以有效提升地区产业专业化水平。在机制上，数字经济主要通过三种渠道促进地区产业专业化：降低贸易成本、打破地方保护和增强地区风险分担能力。进一步研究发现：数字经济驱动的地区产业专业化增强了城市间的上下游关联，且这种效应在产业差异化程度更高的城市之间更强；数字经济对地区产业专业化的促进作用在规模更大、距离省会更近的城市中更显著；这种促进作用存在空间溢出效应，且这种溢出效应在交通基础设施更差的城市中更强。本文的研究表明，数字经济是促进地区产业专业化的重要推动力。这些发现不仅有助于深入认识数字经济影响产业空间布局的机理，而且对于推动形成主体功能明显、优势互补的区域经济布局有重要参考价值。

**关键词：**数字经济 地区产业专业化 贸易成本 地方保护 风险分担能力

## 一、引言

推动形成主体功能明显、优势互补、高质量发展的区域经济布局，一直是中国区域协调发展的主要目标之一。2019年，习近平总书记提出：“推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局。”<sup>①</sup>党的二十大报告提出“构建优势互补、高质量发展的区域经济布局 and 国土空间体系”。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》进一步提出“完善实施区域协调发展战略机制。构建优势互补的区域经济布局 and 国土空间体系”。党的二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》再次强调“构建优势互补、高质量发展的区域经济布局 and 国土空间体系”。实现这一

\* 杨本建，暨南大学经济学院、暨南大学中观经济学研究中心，电子信箱：jinanybj@163.com；唐金汶（通讯作者），暨南大学经济学院，电子信箱：jinwentangec@163.com。本文研究得到国家自然科学基金面上项目（72273055）的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见。当然，文责自负。

① 《习近平谈治国理政》（第三卷），外文出版社2020年版，第269页。

布局的关键在于形成高质量的产业空间布局。然而,长期以来我国地区产业同构现象严重,如何提高地区产业专业化水平是构建高质量产业空间布局面临的重要挑战。

中国地区产业专业化水平偏低主要源于三个方面:一是内部巨大的地理差异。中国幅员辽阔,各地区地理条件差异显著,这客观上不利于全国统一大市场形成,从而不利于地区之间开展专业化分工。二是地方竞争体制下的地方保护主义。地方政府为了竞争经济发展资源,有动力对本地市场实施保护,发展雷同的产业(Xu, 2011; Young, 2000; 周黎安, 2004, 2007)。三是各地区分担产业专业化风险的能力不足(Du et al., 2011; Du et al., 2022; 何青等, 2014)。研究发现,一个地区要实现专业化,需要具备相应的风险分担能力(Kalemli-Ozcan et al., 2003)。这是因为地区产业专业化带来收益的同时,也会给当地企业或家庭收入或消费带来不确定性,这种不确定性会对他们的福利水平产生负面影响,从而降低产业专业化的预期收益。如果地区没有分散这种风险的能力,家庭和企业会选择多样化的产业结构以降低这种不确定性(Esposito, 2022; Kalemli-Ozcan et al., 2003)。中国改革开放四十多年来,经济转型与发展虽已取得实质性进展,但地区的风险分担能力仍然较弱,从而制约了地区产业专业化。

数字经济是指以数据资源作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化重要推动力的一系列经济活动。它凭借低贸易成本、低搜寻成本和超地理空间等特性对经济活动产生了深远影响(Goldfarb & Tucker, 2019)。虽然部分文献发现数字经济对区域经济发展有重要影响,但它们集中于关注数字经济如何影响城市发展(赵涛等, 2020)、线下市场分割条件下的企业线上销售(马述忠和房超, 2020)、边界污染治理(余典范等, 2023),仅有少数文献关注数字经济如何影响产业空间布局。安同良和杨晨(2020)认为,互联网正在重塑中国经济空间格局,它增强了房价的分散力,从而导致产业空间扩散。姚常成和宋冬林(2023)发现,数字经济不同特性对产业空间分布的影响存在差异。程钦良等(2024)发现数字基础设施建设放大了本地市场效应,从而导致产业在空间上进一步集聚,而不是分散。这些文献集中于关注数字经济对产业空间集聚与扩散的影响。对于数字经济如何影响地区产业专业化这一重要问题,鲜有文献加以关注。

本文认为,数字经济不仅能突破地理与空间限制、促进区际贸易,还能改变地方政府实施地方保护的收益—成本结构。同时,它能降低居民收入对本地产业结构的依赖,增强区域风险分担能力。这些效应都将对地区产业专业化产生重要影响。为此,本文首先在理论上构建了一个数字经济影响地区产业专业化的理论框架,说明其中的机制。然后,通过构建2013—2019年城市面板数据,利用中国工商注册企业数据测算地区产业专业化水平,并根据国家统计局发布的数字经济分类标准,测度历年各城市的数字经济发展水平,实证检验数字经济发展对地区产业专业化的影响。结果显示,数字经济对地区产业专业化有显著促进作用,多种稳健性

分析表明这种促进关系是稳健的。本文进一步检验了其中的机制,发现数字经济主要通过三种机制促进地区产业专业化:一是降低信息和产品的贸易成本,从而增强城市之间的分工;二是改变地方政府实施市场分割的成本与收益,从而打破地方保护;三是促进劳动力空间流动,从而增强地区风险分担能力。进一步分析发现,这种数字经济驱动的地区产业专业化增强了城市之间的上下游联系,且这种效应在初始产业差异化程度更高的城市之间更为明显;在大城市和靠近省会的城市中,数字经济促进地区产业专业化的效果更加显著;数字经济促进地区产业专业化存在空间溢出效应,某一城市的数字经济发展可以提高邻近城市的产业专业化水平,且这种空间溢出效应在交通条件更差的地区更为显著。

本文的边际贡献主要有三个方面:一是在研究视角上,既有文献主要从地方政府角度考察中国地区产业专业化水平偏低的原因并从调整激励的角度提出提高地区产业专业化水平的政策思路。与这些文献不同的是,本文从技术的角度考察数字经济对中国地区产业专业化的影响及其作用机制,并提出提高地区产业专业化水平的思路,为推动形成主体功能明显、优势互补、高质量发展的区域经济布局提供了新的理论视角。二是在机制上,提出并实证检验了数字经济通过降低贸易成本、打破地方保护和增强区域风险分担能力三种机制促进地区产业专业化,推进了数字经济空间效应方面的研究。三是本文的研究对于推进区域协调发展战略有重要的政策启示。本文发现数字经济对地区产业专业化有促进作用,这种促进作用存在空间溢出效应,且这种溢出效应在交通基础设施更差的地区更强。这说明,加快落后地区数字经济发展,有助于增强其对周边地区的溢出效应,从而提高周边地区的产业专业化水平,推动高质量发展的区域经济布局形成。

## 二、理论框架和研究假说

本文从数字经济所具有的低贸易成本、超地理空间、低搜寻成本等特性(Goldfarb & Tucker, 2019)出发,将它们与城市经济理论、空间贸易理论、中国地方竞争理论和发展经济学理论结合起来,构建了一个数字经济影响地区产业专业化的分析框架,并在此基础上提出有待验证的理论假说。数字经济的低贸易成本特性是指数字经济的具体形态,如宽带互联网等,降低了地区之间的信息和产品的贸易成本,从而促进地区之间的信息交流和产品贸易。数字经济的超地理空间特性是指互联网平台等数字经济形态,将全国各地的产品都集中到线上虚拟市场,不同地区的消费者和生产者都可以在这一虚拟市场中交易,这突破了地理空间对市场的限制。数字经济的低搜寻成本是指在数字经济场景下,劳动力可以扩展搜寻的地理空间范围,提高工作岗位与劳动力之间的匹配程度,从而促进劳动力空间流动。

本文认为,数字经济的这些特性有助于克服前文提到的三种主要的地区产业专业化障碍。首先,从城市经济的理论出发,低信息成本特性使得数字经济发展降低了特定区位的重要性,这会促进不同产业空间再配置,从而促进地区产业专业化(Ioannides et al., 2008);其次,从空间贸易理论(Coşar & Fajgelbaum, 2016; Rossi-

Hansberg, 2005)出发,低产品贸易成本特性使得数字经济发展降低产品贸易成本,促进比较优势发挥,从而促进地区产业专业化;再次,从中国地方竞争的理论出发,数字经济改变了地方政府实施地方保护的收益与成本(马述忠和房超,2020),有助于突破地方保护导致的市场分割进而促进地区产业专业化;最后,基于发展经济学理论,数字经济促进了劳动力的空间流动(Horton, 2017; Kuhn & Mansour, 2014),增强了地区风险分担能力,从而促进地区产业专业化。基于此,本文提出假说1。

假说1:数字经济促进了地区产业专业化。

数字经济能够降低地区间信息的贸易成本(Goldfarb & Tucker, 2019),从而促进产业专业化。根据城市经济学的理论,知识和信息溢出、共享劳动力市场等机制导致人们选择集聚在特定区位(Duranton & Puga, 2004)。同时,人们竞争特定区位,从而导致住房、通勤等成本上升。这种集聚向心力与离心力的平衡决定了城市规模。借助互联网技术,人们可以通过线上交流传递信息和学习知识,从而信息和知识溢出的空间范围得到极大拓展,这降低了特定区位在信息和知识交换中的重要性。当特定的区位在信息和知识交换中的重要性下降时,部分企业和劳动力会选择离开成本高企的大城市,向中小城市迁移(Ioannides et al., 2008)。但是,数字经济的这种产业空间扩散效应对于不同产业有所不同,互联网传递的是那些更依赖图像、声音和文字等编码的信息和知识,那些依赖于一定场景和氛围的表情、动作等非编码的信息和知识扩散仍然依赖面对面交流。因此,那些更依赖非编码知识溢出的产业或生产功能仍将集聚在少数的核心城市,而那些更依赖编码知识溢出的产业和生产功能则因为数字经济发展而扩散到中小城市,这会促进不同的产业或生产功能在空间上专业化(Duranton & Puga, 2001)。换个角度看,这会促进中心城市与外围城市之间分工,从而实现地区产业专业化。

数字经济也会通过降低地区之间产品的贸易成本促进地区产业专业化。产品贸易成本下降导致地区产业专业化是经典的经济学命题(Coşar & Fajgelbaum, 2016; Rossi-Hansberg, 2005)。当消费者前往商店购买的商品因为体积和重量较大从而导致较高的运输成本时,他们会选择在线上购买这些商品(Brynjolfsson et al., 2009)。这是因为线上购买商品包含了运输服务,且这种运输服务是通过专门的物流公司来实现的(Pozzi, 2013)。物流行业是一个拥有巨大规模经济的行业,它运输的货物数量越多,单位货物的运输成本就越低。根据空间贸易理论,当一国内部各地区之间产品运输成本下降时,只要存在较小的生产率差异,距离更远的两个地区之间就会发生贸易,从而导致产业专业化(Rossi-Hansberg, 2005)。数字经济也会降低企业之间产品贸易成本,从而促进地区产业专业化。首先,电子商务等数字经济具体形态凭借扩大搜寻范围和非面对面交易的技术性质,能够显著地降低企业的跨地区交易成本(施炳展, 2016)。其次,电子商务不仅扩大了企业的搜寻范围,而且能够降低谈判成本(杨其静等, 2022)。最后,随着电子商务等数字经济形态出现,第三方平台、电子商务协会和商业信用环境治理等数字经济治理组织也会出现,它们降低了电子商务等虚拟市场交易的事后治理成本(唐跃恒等, 2025)。由于

各个地区的产业基础、资源禀赋等存在差异,随着产品贸易成本下降,不同的产业将在不同地区实现专业化。

数字经济这种通过降低产品的贸易成本从而促进地区产业专业化的效应对于那些偏远地区更加显著,它使得这些地区有机会参与到全国大市场中,从而促进了这些地区与中心地区的专业化分工。基于此,本文提出假说2。

假说2:数字经济通过降低贸易成本,促进地区产业专业化。

数字经济的超地理空间特性,对中国区域发展中长期存在的地区保护主义形成冲击,从而为推进全国统一大市场建设、深化地区产业专业化分工创造了制度性条件。传统理论认为,地方保护主义根植于中国式的财政分权与官员晋升激励下的地方政府行为模式(Xu, 2011; 周黎安, 2004, 2007),其本质是地方政府基于最大化本地经济增长、就业与社会稳定的考虑,通过行政手段干预要素与产品跨区域流动。数字经济能够通过重塑市场的地理边界与产业关联网络,从而改变地方政府实施地方保护的激励结构。从收益维度看,数字经济极大地拓展了市场可达性。线上平台与数字市场为本地企业提供了低成本接入全国乃至全球需求网络的渠道(Goldfarb & Tucker, 2019),这削弱了企业对本地市场的依赖。即使其他地区的地方政府提高保护力度,本地具备比较优势的企业仍可通过数字渠道在更广阔的市场中竞争与成长。因此,地方保护行为所能带来的边际收益显著下降。从成本维度看,数字经济深刻重构了区域间的产业关联与供应链韧性。一方面,数字技术促进产业链上下游信息实时同步与生产流程的跨区域协同,使得本地企业依赖于来自其他地区的专业化中间投入;另一方面,本地市场也能通过数字化链接,成为其他地区企业产品销售的重要目的地。这种以数字化技术为基础的“嵌套式”产业生态,意味着任何一个地区采取市场分割政策,都可能引发贸易伙伴的报复性措施,并损害本地依赖跨区域供应链的企业利益。由于地方政府之间的互动是一个近似无限期重复博弈,数字技术提高了地区间经济互动的频率与信息透明度,报复威胁变得高度可信,从而大幅提升了地方保护行为的预期长期成本。基于此,本文提出假说3。

假说3:数字经济通过打破地方保护,促进地区产业专业化。

产业专业化在促进地区经济增长、提高家庭收入的同时,也会增加家庭收入的波动。这是因为特定产业或区域的冲击会导致产业专业化地区的增长波动增大。比如,大庆是一个典型的专业化于石油生产和加工的城市,当宏观经济环境较好、市场对石油需求增加时,其经济增长速度也会加快,从而家庭收入会快速地增加;当宏观经济增长乏力、石油需求增长缓慢甚至下降时,其经济增长会大幅度下降,从而家庭收入增长缓慢甚至大幅下降。由于当地居民大多是厌恶风险的,如果缺乏相应的风险分担机制以降低石油产业波动对居民收入波动的影响,当地居民会选择发展多样化的产业结构,以减少收入波动。

收入空间多样化是降低家庭收入对当地产业结构依赖,从而平滑上述产业或区域冲击,进而增强地区风险分担能力的重要方式(Du et al., 2011)。当一个家庭有成员流动到其他地区获取收入时,家庭收入来源在空间上更加多样化,从而当地

经济波动给家庭收入带来的冲击会减少。既有文献将这种降低家庭收入来源对本地产业依赖的能力,称之为区域风险分担能力(Kalemli-Ozcan et al., 2003)。

数字经济的低搜寻成本特性有助于促进劳动力空间流动,从而实现家庭收入来源空间多样化。信息不对称是制约劳动力空间流动的重要因素。当无法较好地了解其他地区的用工需求信息时,劳动力不会轻易地流动。数字经济的低搜寻成本特性减少了地区之间的信息不对称,降低了劳动力搜寻工作的成本(Kuhn & Mansour, 2014),增强了劳动力与工作岗位的匹配程度(Horton, 2017)。借助互联网,劳动者通过线上搜寻就能了解到各个地区的工作岗位空缺情况。这不仅扩展了劳动者搜寻工作的地理范围,而且增强了劳动力与工作岗位的匹配程度,从而促进劳动力在空间上流动(李鑫洪和夏杰长, 2025)。这说明,数字经济通过促进劳动力空间流动,降低了家庭收入对当地产业结构的依赖,增强了风险分担能力,从而促进当地的产业专业化。基于此,本文提出假说4。

假说4:数字经济通过促进劳动力空间流动,从而增强风险分担能力,促进地区产业专业化。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文根据数字经济相关数据可得性和中国数字经济发展的现实进程两个方面选择研究样本期,构建数字经济指标体系,其中两个重要指标的数据年份存在限制:电子商务数据起始于2013年,信息传输、计算机服务和软件业就业人数统计截至2019年。阿里巴巴集团在2013年推出的新型互联网理财产品余额宝被认为开启了中国互联网金融元年。因此,本文选取2013—2019年中国地级以上城市作为研究样本。参考余典范等(2023)的做法,本文采用构建数字经济指数的做法来测量地级以上城市数字经济发展状况,具体方法后文介绍。这一指数的分项指标包括:(1)地区数字经济企业情况。本文参照柏培文和喻理(2021)的方法,使用中国工商注册企业信息进行判断和统计,设定“数字”“软件”“计算机”等二十多个关键词,<sup>①</sup>通过对企业经营范围信息做自然语言分词处理和模糊匹配处理,以识别企业数字经济属性。(2)数字金融发展情况。该指标数据来源于北京大学和蚂蚁集团联合测度的数字普惠金融指数。(3)电子政务发展情况。该指标数据来源于《中国政府网站绩效评估报告》(2013—2016年)中的政府门户网站绩效评估得分和《政府电子服务能力指数报告》(2017—2019年)中的政府政务网站服务能力指数。(4)电信业务收入、互联网宽带接入用户数、移动电话用户数和信息传输、计算机服务和软件业就业人数等。这些指标数据均来自《中国城市统计年鉴》(2014—2020年)。(5)电子商务销售额和采购额。数据来自《中国电子商务报告》(2013—2019年)。

<sup>①</sup> 具体关键词为22个,包括:数字、软件、计算机、区块链、移动通信、电商、网购、电子商务、通信技术、信息技术、微电脑、数字经济、数字金融、金融科技、信息通信、电脑、网上商城、互联网、电子信息、信息科技、线上购物、移动支付。

(6)域名、网民、网站数。数据来自中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的《中国互联网发展状况统计报告》(2013—2019年)。(7)数据交易所的设立地点和时间。数据在各大政府网站收集整理获得。

本文测算地区产业专业化所使用的数据来自中国工商注册企业数据库,参考李磊等(2023)的方法对数据进行处理。首先,剔除经营状态、日期、资本、所在行业及城市等关键指标缺失的样本;其次,根据经营状态识别新进企业和退出企业;最后,使用新进企业的注册年份作为新进时间,使用退出企业的核准年份作为退出时间,分行业计算各个城市每年新进和退出企业的注册资本和实缴资本总量,然后得到每年存续企业的资本总量。

控制变量、机制识别使用的变量等所用到的数据来源于EPS数据平台、CSMAR数据库、各城市统计年鉴和统计公报、2010年人口普查年鉴、Zheng et al.(2022)构建的城市之间投入产出数据库。本文对样本进行了如下处理:使用插值法填补缺失值;对连续变量进行1%和99%的缩尾处理;剔除数据缺失的样本。样本最终包含2028个观测值(城市一年份组合)。

## (二)模型构建

参考余典范等(2023)、洪俊杰等(2024)的做法,本文构建以下回归模型:

$$spec_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \gamma controls_{it} + \mu_i + \theta_t + \tau_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 为城市, $t$ 为年份, $p$ 为省份。被解释变量 $spec_{it}$ 表示城市的产业专业化水平,核心解释变量 $digital_{it}$ 为城市数字经济发展水平, $controls_{it}$ 表示一系列控制变量, $\mu_i$ 表示城市固定效应, $\theta_t$ 表示年份固定效应, $\tau_{pt}$ 为省份与年份固定效应的交乘项,用以控制宏观冲击在不同省份的差异。所有回归的标准误在城市层面进行聚类。 $\beta_1$ 是本文主要关注的估计系数,根据前文的理论分析,预期为正。如果 $\beta_1$ 显著为正,说明在其他条件不变的情况下,城市数字经济对地区产业专业化水平有正向影响,即城市数字经济发展水平越高,地区产业专业化程度也越高;反之,说明数字经济对地区产业专业化有负向影响。

## (三)变量说明

### 1. 被解释变量

本文借鉴Kalemli-Ozcan et al.(2003)和Du et al.(2022)测算地区产业专业化的方法,基于中国工商注册企业数据,统计每一个城市各行业存续企业注册资本总额,将其作为产业规模的代理变量。为此,本文按照如下公式计算地区产业专业化指数,并使用基于实缴资本数和企业数计算的结果进行稳健性检验:

$$spec_i = \sum_{s=1}^S \left( \frac{output_i^s}{output_i^M} - \frac{1}{J-1} \sum_{j \neq i} \frac{output_j^s}{output_j^M} \right)^2 \quad (2)$$

其中, $S$ 表示行业数量, $J$ 表示城市数量; $output_i^s$ 表示 $i$ 城市 $s$ 行业的产业规模, $output_i^M$ 表示 $i$ 城市产业的总规模。这一指标衡量了地区行业份额与全国平均水平的差异,进而反映地区产业专业化水平。与现有文献(Du et al., 2022; Kalemli-Ozcan et al.,

2003)相一致,本文将行业限定于制造业内部,因为制造业生产的产品都是可贸易的,因而适用于比较优势理论进行分析。在中国工商注册企业信息的海量数据支持下,本文使用制造业全部的31个大类C13—C43进行地区产业专业化指标构建。

## 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是城市数字经济发展指数。参考柏培文和喻理(2021)、余典范等(2023)的做法,本文以国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》为依据,在现有测量方法基础上加入涉及数字经济相关业务的企业信息和政府电子政务建设情况,从数字产品制造业、数字产品服务业、数字化效率提升业、数字技术应用业、数字要素驱动业五个维度构建城市的综合指标。本文所选分指标如下:第一,数字产品制造业、数字产品服务业、数字化效率提升业部分内容,如计算机等数字产品制造与销售、产业数字化的发展等,以区域内数字经济企业的总数量和总注册资本衡量;第二,使用郭峰等(2020)测度的数字普惠金融指数以及《中国政府网站绩效评估报告》和《政府电子服务能力指数报告》中的数字政府发展指数,分别表示数字效率提升业中的数字金融和数字政府部分;第三,数字技术应用业中的软件开发部分用信息传输、计算机服务和软件业就业人数占比衡量,电信和互联网接入服务等用人均电信业务收入衡量;第四,数字要素驱动业中网络平台、线上交易、数字基建、数据要素交易等分别用以下指标表征:域名、网民和网站数对数、电子商务交易额对数、互联网宽带接入用户数占比、移动电话年末用户数占比、数据交易所数量。

整理得到上述分项指标后,本文参考柏培文和喻理(2021),使用主成分分析法处理得到地级以上城市数字经济发展指数。在构建过程中,以上指标的KMO检验系数大于0.8,Bartlett球形检验显著,说明所选指标适合用于因子分析。主成分分析过程包含对数据的标准化处理,最终的综合得分会出现负值,但城市得分越高仍可表示数字经济发展水平越好。本文也参考余典范等(2023)使用熵值法计算数字经济发展程度来进行稳健性检验。

## 3. 控制变量

本文选取一系列变量以控制其他可能影响地区产业专业化的因素。它们是:城市经济发展水平,用城市人均GDP对数表示;城市人口规模,用城市年末总人口数对数表示;城市人力资本状况,用2010年城市专科以上学历人口与总人口之比乘以时间趋势表示;城市政府规模,用城市财政支出与当地GDP之比表示;城市产业结构,用第三产业增加值与第二产业增加值之比表示;城市对外开放程度,用外商直接投资额对数表示;城市金融发展水平,用城市金融机构贷款余额与当地GDP之比表示;城市贸易水平,用城市货运量对数表示。<sup>①</sup>

# 四、实证结果与分析

## (一)基准回归

表1报告的是数字经济影响地区产业专业化的基准回归结果。列(1)(2)分别

<sup>①</sup> 因篇幅所限,相关内容详见本刊网站登载的附录。

展示了未加入和加入控制变量的结果。结果显示,未加入控制变量时,数字经济的系数为 0.014,在 10% 的水平上显著;当加入控制变量后,数字经济的系数略有下降,为 0.010,但在 5% 的水平上显著。列(3)(4)在列(1)(2)的基础上进一步控制了省份与年份固定效应的交互项,以控制宏观冲击在各省的差异。结果显示,数字经济的系数变小,但仍在 5% 的水平上显著。

这些结果说明,数字经济对城市产业专业化水平的影响为正,当一个城市数字经济发展水平提高时,城市产业专业化水平会上升,支持了前文提出的理论假说 1。

表 1 数字经济对地区产业专业化影响的基准回归结果

| 变量                 | 地区产业专业化           |                    |                    |                    |
|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                    | (1)               | (2)                | (3)                | (4)                |
| 数字经济               | 0.014*<br>(0.007) | 0.010**<br>(0.005) | 0.005**<br>(0.003) | 0.006**<br>(0.003) |
| 控制变量               | 否                 | 是                  | 否                  | 是                  |
| 年份、城市固定效应          | 是                 | 是                  | 是                  | 是                  |
| 省份—年份固定效应          | 否                 | 否                  | 是                  | 是                  |
| 观测值                | 2028              | 2028               | 2028               | 2028               |
| Adj.R <sup>2</sup> | 0.883             | 0.892              | 0.899              | 0.901              |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。下表同。

(二)内生性处理

基准回归结果表明,数字经济发展对地区产业专业化有正向作用,但这一结果可能受到内生性偏误影响。本文的数字经济可能存在测量误差,同时地区产业专业化也会影响数字经济发展。为了减少内生性偏误对估计结果的影响,本文采用份额转移法来构建工具变量,做进一步的因果推断(Goldsmith-Pinkham et al., 2020)。具体来说,借鉴赵涛等(2020)的做法,采用每一个城市 1984 年每千人固定电话数量作为份额转移工具变量的份额项,用上一年全国互联网端口数量作为转移项。使用电话历史数据构造工具变量,是因为基础设施会对当地居民生活习惯和新技术普及难度产生长期的影响,而在本文所选样本期内随着互联网高速发展,新技术更迭下固定电话普及已经不会直接对当地的产业分布产生影响。上一年全国互联网端口数量反映的是全国互联网发展状况,与某一城市互联网发展状况相关,但不会直接影响特定城市的产业发展,因此外生性得到满足。本文用上一年全国互联网端口数量与城市 1984 年每千人固定电话数量相乘(柏培文和喻理,2021),最终得到每一个城市数字经济发展水平的工具变量(历史工具变量)。

为了减小量纲误差,本文分别对转移项和份额项进行对数转换。除此之外,参考张勋等(2019)的做法,基于早期杭州在数字经济发展方面的引领地位,计算各城市到杭州的球面距离。本文将这一距离乘以全国上市公司与位于杭州的上市公司数字化转型程度之比来反映杭州数字经济辐射作用随时间的变化,并以这一变量作为城市数字经济发展的工具变量(地理工具变量)。其中,上市公司数字化转型

程度参考吴非等(2021)的方法计算而得。<sup>①</sup>在回归过程中,本文将其和历史工具变量一同放入方程中。

工具变量估计结果见表2。列(1)为第一阶段估计结果,历史工具变量系数为0.060,且通过1%的统计显著性检验,一阶段的F值大于10,说明以历史电话数据构造的工具变量与数字经济相关性强,不存在弱工具变量问题。列(2)为第二阶段的估计结果,结果显示使用工具变量后数字经济对地区产业专业化水平仍然显著为正。列(3)和列(4)表示同时加入城市到杭州距离构造的工具变量回归结果,数字经济的系数保持显著为正,同时汉森检验统计量大于0.1,通过了过度识别检验。在后文的回归中,本文将同时使用历史和地理两个工具变量。<sup>②</sup>

表2 工具变量回归

| 变量                 | 数字经济发展水平            |                   | 地区产业专业化             |                    |
|--------------------|---------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
|                    | 一阶段                 | 二阶段               | 一阶段                 | 二阶段                |
|                    | (1)                 | (2)               | (3)                 | (4)                |
| 数字经济               |                     | 0.127*<br>(0.066) |                     | 0.100**<br>(0.050) |
| 历史工具变量             | 0.060***<br>(0.019) |                   | 0.063***<br>(0.019) |                    |
| 地理工具变量             |                     |                   | -0.226**<br>(0.103) |                    |
| 控制变量               | 是                   | 是                 | 是                   | 是                  |
| 年份、城市固定效应          | 是                   | 是                 | 是                   | 是                  |
| 省份—年份固定效应          | 是                   | 是                 | 是                   | 是                  |
| 所用工具变量             |                     | 历史工具变量            |                     | 历史工具变量,<br>地理工具变量  |
| 观测值                | 1811                | 1811              | 1811                | 1811               |
| Adj.R <sup>2</sup> | 0.967               |                   | 0.967               |                    |
| F值                 | 21.943              |                   | 14.171              |                    |
| 汉森检验(P值)           |                     |                   |                     | 0.1634             |

工具变量回归结果表明,数字经济对地区产业专业化产生了正向影响,在数字经济发展水平更高的地区,产业专业化水平更高。这支持了前文提出的理论假说1。

(三)稳健性检验<sup>③</sup>

为排除其他因素对本文基准结论的干扰,采用更换解释变量与被解释变量衡量方式、用外生冲击表示数字经济发展状况、剔除样本回归、排除其他政策的影响

① 具体计算方法请参考吴非等(2021)。限于篇幅,在此不再重复具体过程。  
② 同时,分别用上一年全国上网人数和上一年全国信息技术服务收入替换转移项,构造历史工具变量A和历史工具变量B,进行稳健性分析(余典范等,2023)。数字经济发展对地区产业专业化的正向影响仍然得到支持,具体结果详见本刊网站登载的附录。  
③ 因篇幅所限,相关内容详见本刊网站登载的附录。

等方法进行稳健性分析。

#### 1. 更换解释变量与被解释变量的衡量方式

首先,本文更换了数字经济的测量。考虑到统计数字经济企业数量和计算地区产业专业化所用的原始数据均来自中国工商注册企业信息,本文在数字经济指标构建中剔除数字经济企业数量和数字经济企业注册资本两个子指标,重新构建城市数字经济发展指数。其次,基准回归用的是主成分分析法构建的数字经济指数,本文也参考余典范等(2023),使用熵值法重新构建数字经济指数。本文也更换了地区产业专业化的测量方式,分别为用企业数量、企业的实缴资本计算产业专业化水平;分别用基尼系数和赫芬达尔—赫希曼指数计算产业专业化水平。针对被解释变量和解释变量都包含数字经济相关企业这一问题,本文分别剔除了被解释变量和解释变量中有关数字产业方面的数据。<sup>①</sup>回归结果均表明,数字经济对地区产业专业化的正效应仍然得到支持。

#### 2. 用外生冲击表示数字经济发展状况

在基准回归中,被解释变量是采用主成分分析方法合成的,这可能会带来过度相关或相互排斥等多种问题,从而影响变量测量的准确性。为了排除这些问题的影响,本文参考郭峰等(2023)的做法,用“宽带中国”试点这一外生冲击表示城市数字经济发展状况,通过准自然实验方法考察数字经济对地区产业专业化的影响。回归结果显示,“宽带中国”试点系数显著为正且事前平行趋势得到满足,数字经济对地区产业专业化的正向影响是可信的。

#### 3. 剔除样本回归

为了排除基准结果受样本选择的影响,本文分别按照以下四种办法做剔除样本的稳健性分析:第一,为排除行政级别的影响,剔除直辖市、省会城市、副省级城市样本;第二,对外贸易的地理优势可能使得沿海地区与内陆城市拥有不同的产业结构,因而剔除14个首批沿海城市样本;第三,考虑到杭州在中国数字经济发展中的核心作用,与杭州空间联系紧密城市的产业发展可能会受到杭州数字经济发展的影响,本文剔除环杭州湾城市群的6个城市样本;第四,北京、上海、粤港澳大湾区、成渝和武汉五大国家科技创新中心有高度集中的科技创新活动,这些区域的产业布局可能更多受全国战略定位影响,因此剔除这五大科技创新中心的城市样本。除此之外,本文进一步考虑了企业选址时间存在延续性的问题。具体来说,本文以地区样本期间未发生迁移的上市企业数量与期间在当地经营的所有上市企业数量之比衡量地区的企业选址稳定性,并以此为依据剔除最不稳定的25%样本,重新进行回归分析。在各种剔除样本方案下,数字经济对地区产业专业化水平的正向影响仍然得到支持。

#### 4. 排除其他政策的影响

基准结果也可能是样本期内其他政策实施导致的。为了排除这种可能,本文

<sup>①</sup> 在地区产业专业化指标计算中,本文剔除了属于“计算机、通信和其他电子设备制造业”行业的所有企业数据。在数字经济指标构造中,本文剔除了数字经济企业数量和资本、产业从业人员和电信业务收入三个维度。

剔除了四项与产业布局密切相关的政策影响:第一,“营改增”政策;第二,“去产能”政策;第三,对口帮扶政策;第四,行政审批中心设立。剔除上述政策干扰的回归结果显示,数字经济对地区产业专业化正向影响仍然得到支持。

## 五、机制分析

理论分析表明,降低贸易成本、打破地方保护和增强区域风险分担能力是数字经济提高地区产业专业化的三种重要机制。在本部分,将对这三种机制进行实证检验。

### (一)降低贸易成本

前文的理论分析表明,在其他条件不变的情况下,数字经济会通过降低贸易成本(包括信息贸易成本和产品贸易成本)促进城市之间贸易,从而提高城市的产业专业化水平。依据城市经济学的文献(Duranton & Puga, 2001; Ioannides et al., 2008),信息贸易成本下降会促进城市体系内部不同层级城市之间的专业化分工。根据空间贸易相关理论(Coşar & Fajgelbaum, 2016; Rossi-Hansberg, 2005),产品贸易成本下降会导致地理距离更远地区之间的专业化分工。由于无法得到信息贸易成本和产品贸易成本的数据,本文将采取以下思路进行。首先,检验数字经济是否增强了城市之间的上下游联系,如果是,进一步检验数字经济是否同时提高了城市之间的贸易水平。如果这两个证据同时存在,即数字经济在增强城市之间上下游关联的同时,提高城市之间贸易水平,那么可以认为数字经济降低了城市之间的贸易成本。

参考马鑫和黄涛(2023)的做法,本文测量任意两个城市之间上下游联系 $Forward_{ijt}$ ,它表示城市*i*分布上游产业、城市*j*分布下游产业的上下游联系。<sup>①</sup>该值越大,城市间上下游联系越紧密。本文将*i*和*j*位置互换,可计算出城市*i*分布下游产业、城市*j*分布上游产业的上下游联系。同时,本文还将两种上下游联系加总,得到两个城市双向联系。与前文一致,本文用中国工商注册企业信息计算行业份额,结合2012年投入产出表计算得到上下游联系变量。

在此基础上,本文构建以下回归模型:

$$Forward_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 gap_{ijt} + \beta_3 (digital_{it} \times gap_{ijt}) + \gamma controls_{it} + \delta controls_{jt} + \mu_{ij} + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, $Forward_{ijt}$ 表示城市*i*与*j*在年份*t*的上下游联系; $digital_{it}$ 表示城市*i*在年份*t*的数字经济发展水平; $gap_{ijt}$ 表示城市*i*与*j*在年份*t*数字经济发展水平的差距,用两个城市数字经济发展水平相减的绝对值表示; $controls_{it}$ 和 $controls_{jt}$ 分别为城市*i*和*j*的控制变量; $\mu_{ij}$ 表示城市对固定效应, $\theta_t$ 表示年份固定效应, $\varepsilon_{ijt}$ 为残差项。

回归结果如表3所示,列(1)—(3)是以中心城市与外围城市之间上下游联系为被解释变量的回归结果,中心城市定义为省会城市和计划单列市,外围城市为普通

<sup>①</sup> 具体测量方法请参考马鑫和黄涛(2023)。篇幅所限,在此不再赘述。

地级市；列(4)—(6)是以中心城市与偏远城市之间上下游联系为被解释变量的回归结果，这里的偏远城市定义为不属于省会城市和计划单列市的城市且到本省会距离较远的50%的城市。其中，列(1)和列(4)为城市*i*分布上游行业、城市*j*分布下游行业的情形，列(2)和列(5)为城市*i*分布下游行业、城市*j*分布上游行业的情形，列(3)和列(6)为双向关联的情形。结果显示，当中心城市分布上游行业、外围城市（偏远城市）分布下游行业时，两类城市数字经济发展差距缩小不会增加它们之间的上下游联系，而当中心城市分布下游行业、外围城市（偏远城市）分布上游行业时，两类城市之间数字经济发展差距缩小会提高它们之间的上下游联系。这与前文的理论分析是一致的。通常来说，下游行业更靠近消费者，其交易更依赖于那些非编码的知识，从而会更加集聚在中心城市。相对而言，制造环节通常更加标准化、更依赖于编码知识，通常分布在外围城市。同理，中心城市更靠近大市场，当那些生产的产品更偏向市场导向的产业（下游行业）分布在中心城市，而那些更偏向原材料导向的产业（上游行业）分布在偏远城市时，数字经济更能促进这类城市之间的上下游联系。

表 3 数字经济促进上下游联系的回归结果

| 变量                        | <i>i</i> 上 <i>j</i> 下              | <i>j</i> 上 <i>i</i> 下 | 双向                   | <i>i</i> 上 <i>j</i> 下              | <i>j</i> 上 <i>i</i> 下 | 双向                   |
|---------------------------|------------------------------------|-----------------------|----------------------|------------------------------------|-----------------------|----------------------|
|                           | 中心—外围城市对( <i>i</i> 中心 <i>j</i> 外围) |                       |                      | 中心—偏远城市对( <i>i</i> 中心 <i>j</i> 偏远) |                       |                      |
|                           | (1)                                | (2)                   | (3)                  | (4)                                | (5)                   | (6)                  |
| 城市 <i>i</i> 数字经济          | -0.010***<br>(0.001)               | 0.017***<br>(0.001)   | 0.007***<br>(0.002)  | -0.008***<br>(0.002)               | 0.024***<br>(0.002)   | 0.015***<br>(0.004)  |
| 两个城市数字经济差距                | -0.001<br>(0.001)                  | -0.001<br>(0.001)     | -0.002<br>(0.002)    | -0.003*<br>(0.002)                 | -0.002<br>(0.002)     | -0.005*<br>(0.003)   |
| 城市 <i>i</i> 数字经济×两城数字经济差距 | 0.001*<br>(0.000)                  | -0.003***<br>(0.000)  | -0.002***<br>(0.001) | 0.001<br>(0.001)                   | -0.005***<br>(0.001)  | -0.004***<br>(0.001) |
| 城市 <i>i,j</i> 控制变量        | 是                                  | 是                     | 是                    | 是                                  | 是                     | 是                    |
| 年份、城市对固定效应                | 是                                  | 是                     | 是                    | 是                                  | 是                     | 是                    |
| 观测值                       | 55685                              | 55685                 | 55685                | 28810                              | 28810                 | 28810                |
| Adj.R <sup>2</sup>        | 0.955                              | 0.966                 | 0.959                | 0.948                              | 0.958                 | 0.950                |

注：括号内为聚类到城市对层面的稳健标准误。

在此基础上，进一步检验数字经济是否提高了两类城市之间的贸易水平。为此，本文采用中国碳核算数据库(CEADs)发布的中国城市层面2015年、2017年的投入产出表，得到任意两个城市之间2015年、2017年投入产出数据，然后参考Zheng et al. (2022)和 Egger et al.(2024)的方法，计算任意两个城市之间的贸易水平。<sup>①</sup>本文用计算得到的任意两个城市之间的产业间中间品贸易量、产业内中间品贸易量和总的中间品贸易量作为被解释变量，运用式(3)进行回归。结果如表4所示，对于产业间中间品贸易，无论是中心城市与外围城市还是中心城市与偏远城市，城市*i*数字经济与两个城市数字经济差距交乘项的系数显著为负，说明两个城市数字经济发展水平差距越小，城市*i*的数字经济发展更能促进两个城市之间的产业间贸易水平。

① 具体做法详见本刊网站登载的附录。

表 4 数字经济促进城市之间贸易的回归结果

| 变量                            | 产业内<br>中心—外围城市对( <i>i</i> 中心 <i>j</i> 外围) | 产业间                 | 所有                  | 产业内<br>中心—偏远城市对( <i>i</i> 中心 <i>j</i> 偏远) | 产业间                 | 所有                |
|-------------------------------|-------------------------------------------|---------------------|---------------------|-------------------------------------------|---------------------|-------------------|
|                               | (1)                                       | (2)                 | (3)                 | (4)                                       | (5)                 | (6)               |
| 城市 <i>i</i> 数字经济              | -0.055***<br>(0.009)                      | 0.003<br>(0.004)    | -0.013**<br>(0.005) | -0.032**<br>(0.013)                       | 0.016***<br>(0.006) | 0.007<br>(0.007)  |
| 两个城市数字经济差距                    | 0.034***<br>(0.008)                       | 0.008**<br>(0.004)  | 0.012**<br>(0.005)  | 0.035***<br>(0.012)                       | 0.003<br>(0.006)    | 0.006<br>(0.007)  |
| 城市 <i>i</i> 数字经济×两城<br>数字经济差距 | -0.003<br>(0.003)                         | -0.003**<br>(0.001) | -0.002<br>(0.002)   | -0.007<br>(0.004)                         | -0.004*<br>(0.002)  | -0.004<br>(0.003) |
| 城市 <i>i,j</i> 控制变量            | 是                                         | 是                   | 是                   | 是                                         | 是                   | 是                 |
| 年份、城市对固定效应                    | 是                                         | 是                   | 是                   | 是                                         | 是                   | 是                 |
| 观测值                           | 13776                                     | 13776               | 13776               | 7112                                      | 7112                | 7112              |
| Adj.R <sup>2</sup>            | 0.616                                     | 0.696               | 0.694               | 0.615                                     | 0.691               | 0.698             |

注：括号内为在城市对层面聚类的稳健标准误。

综合表3和表4的结果可知,数字经济不仅促进了中心城市与外围城市之间、中心城市与偏远城市之间的产业上下游联系,而且同时促进了这两类城市之间的产业间贸易水平。这说明,数字经济确实降低了城市之间的信息贸易成本和产品贸易成本,从而提高了两类城市之间的产业专业化水平。前文提出的理论假说2得到了实证证据支持。

(二)打破地方保护

前文的理论分析表明,随着数字经济发展,区域间要素和商品以更快速度、更大范围、更新型的方式流动,地方政府主导的障碍和壁垒将会被突破,这会促进地区产业专业化。为此,本文进一步检验数字经济是否能够打破地方保护。

本文借鉴陆铭和陈钊(2009)的做法,测算各省市市场分割水平,用它刻画地方保护的程度。<sup>①</sup>本文也参考吕冰洋和贺颖(2020)的做法,运用城市层面的数据计算市场分割水平,以反映城市层面地方保护的程度。在此基础上,本文以地方保护作为依据进行分组回归,考察数字经济是否有助于打破地方保护,思路为如果在地方保护程度更高的城市样本中数字经济对地区产业专业化的促进作用更大,那么可以认为数字经济有助于打破地方保护。为此,本文按照2013年市场分割指数的中位数划分样本。考虑到消费结构变迁的影响,本文还将商品种类拓展到21种后测算出的市场分割水平作为分组依据进行稳健性分析。分组回归结果如表5所示,其中列(1)、(3)、(5)对应市场分割程度高的子样本回归结果,列(2)、(4)、(6)为市场分割程度低的子样本回归结果。工具变量回归结果显示,在分割程度高的样本中数字经济对地区产业专业化表现出显著的促进作用,而在分割程度低的样本中则不显著。这说明,数字经济确实有助于打破地方保护,从而促进地区产业专业化。前文提出的理论假说3得到支持。

为了进一步验证数字经济打破地方保护从而促进地区产业专业化,本文参考

① 具体做法详见本刊网站登载的附录。

杨继东和罗路宝(2018),采用国有企业工业销售产值占规模以上工业企业销售产值比值衡量地方保护程度。回归的结果如表5的列(7)(8)所示,列(7)为高地方保护程度子样本的结果,列(8)为低地方保护程度子样本的结果。结果显示,数字经济对地区产业专业化的促进作用在地方保护程度高的样本中显著为正,这再次说明数字经济确实通过打破地方保护,从而促进地区产业专业化。

表5 地方保护机制分析:按照期初市场分割指数分组

| 变量        | 地区产业专业化 |         |         |         |         |         |           |         |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|---------|
|           | 10类商品计算 |         | 21类商品计算 |         | 城市层面计算  |         | 地方保护:国有经济 |         |
|           | (1)     | (2)     | (3)     | (4)     | (5)     | (6)     | (7)       | (8)     |
| 数字经济      | 0.240*  | 0.011   | 0.065*  | 0.181   | 0.115*  | 0.036   | 0.140*    | 0.012   |
|           | (0.128) | (0.027) | (0.038) | (0.143) | (0.069) | (0.058) | (0.071)   | (0.020) |
| 控制变量      | 是       | 是       | 是       | 是       | 是       | 是       | 是         | 是       |
| 年份、城市固定效应 | 是       | 是       | 是       | 是       | 是       | 是       | 是         | 是       |
| 省份—年份固定效应 | 是       | 是       | 是       | 是       | 是       | 是       | 是         | 是       |
| 市场分割程度    | 高       | 低       | 高       | 低       | 高       | 低       | 高         | 低       |
| 观测值       | 964     | 847     | 950     | 861     | 847     | 840     | 922       | 889     |
| F值        | 6.639   | 6.340   | 13.597  | 2.469   | 8.053   | 5.044   | 10.055    | 7.495   |
| 汉森检验(p值)  | 0.7035  | 0.8704  | 0.5389  | 0.2810  | 0.0834  | 0.2453  | 0.0778    | 0.9320  |

(三)增强区域风险分担能力

本文进一步考察数字经济通过增强风险分担能力促进地区产业专业化这一机制。根据前文的理论分析,数字经济可以通过促进劳动力流动,从而促进家庭收入来源的空间多样化,这会增强区域风险分担能力。为此,本文首先考察数字经济是否促进了劳动力空间流动,从而导致收入来源的空间多样化。本文使用2015年的全国人口抽样调查微观数据计算了2015年城市间人口流动情况,定义居住地与户籍地不一致的受访者为流动人口,计算出户籍地前往居住地的流动人口占户籍地总人口的比例,以测量地区人口空间流动,同时也计算了户籍地流动到居住地人员从事工作的种类,作为该户籍地外出务工的工作种类多样性的度量。

本文检验思路是考察某一个城市的劳动力是否流动到其他城市就业,从而减少家庭收入对当地产业结构的依赖,这会增强地区的风险分担能力,从而提高本地的产业专业化水平。<sup>①</sup>根据户籍所在地和居住地构建一个城市对截面数据,本文以户籍地流出人口占户籍人口的比例和户籍地流出人口从事的工作种类数量作为被解释变量进行回归。在回归过程中,控制了户籍地与迁移地的数字经济发展差距和迁移地的其他控制变量。回归结果如表6所示,列(1)是以户籍地前往居住地的流动人口占户籍地总人口比例作为被解释变量,户籍地数字经济的系数显著为正,说明户籍地数字经济发展促进了劳动力向外流动;列(2)是以流动人员从事工作种

<sup>①</sup> 需要指出的是,本文在这里只是检验数字经济发展是否促进本地劳动力流动到其他地区,但这并不意味着当地数字经济发展不会吸引其他劳动力流入。很可能当地数字经济发展在促进本地劳动力流入其他地区的同时也会吸引其他地区劳动力流入。换言之,在这里本文并不是检验当地数字经济发展对劳动力净流出的影响。

类数量作为被解释变量的回归结果,数字经济的系数也显著为正,说明户籍地数字经济发展促进了当地家庭收入来源多样化。这与前文的理论分析是一致的。

在此基础上,本文根据 Kalemli-Ozcan et al.(2003)设定风险分担回归模型,并将风险分担能力分为总体风险分担能力、事前风险分担能力和事后风险分担能力。<sup>①</sup>本文参照模型设定计算出总体风险分担能力 $\beta_1$ 、事前风险分担能力 $\beta_2$ 和事后风险分担能力 $\beta_3$ ,<sup>②</sup>作为被解释变量对样本期间数字经济均值进行回归。结果如表6列(3)―(5)所示,数字经济对总体风险分担能力和事前风险分担能力均有正向作用,但对事后风险分担能力则无显著影响,说明数字经济提高地区风险分担能力,前文的理论假说4得到了支持。本文也参考何青等(2014)的研究,通过在风险分担模型中添加交互项的做法考察数字经济对地区风险分担能力的影响。回归结果说明数字经济发展提高了总体和事前的风险分担能力,对事后风险分担能力没有影响,再次支持了前文的理论假说4。<sup>③</sup>

表6 劳动力流动和风险分担的结果

| 变量       | 户籍地中前往居住地的人口比例<br>(1) | 户籍地前往各地务工的工作多样性<br>(2) | 总体风险分担 $\beta_1$<br>(3) | 事前风险分担 $\beta_2$<br>(4) | 事后风险分担 $\beta_3$<br>(5) |
|----------|-----------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 户籍地数字经济  | 0.002*<br>(0.001)     | 24.790***<br>(2.665)   |                         |                         |                         |
| 数字经济发展差距 | 0.002***<br>(0.000)   | -3.175***<br>(0.578)   |                         |                         |                         |
| 数字经济均值   |                       |                        | 7.248*<br>(3.967)       | 2.596*<br>(1.543)       | 4.926<br>(3.293)        |
| 基准控制变量均值 | 否                     | 否                      | 是                       | 是                       | 是                       |
| 户籍地控制变量  | 是                     | 是                      | 否                       | 否                       | 否                       |
| 居住地控制变量  | 是                     | 是                      | 否                       | 否                       | 否                       |
| 观测值      | 12975                 | 7934                   | 251                     | 251                     | 251                     |
| 一阶段F值    | 229.644               | 113.614                | 4.659                   | 4.659                   | 4.659                   |
| 汉森检验(P值) | 0.0746                | 0.8185                 | 0.6647                  | 0.4765                  | 0.2670                  |

六、进一步分析

(一)城市产业专业化与城市之间上下游关联

本文进一步探讨数字经济导致的这种地区产业专业化是否促进地区之间的上下游关联,从而推动形成优势互补的产业分工布局。一种较为合理的预期是,如果

① 总体风险分担指居民的消费波动在多大程度上由GDP波动决定,越大风险分担程度越低。事前风险分担体现的是收入波动与GDP波动的关系,如果地区内居民实现了收入来源的空间多样化,特定区域或产业冲击对居民收入水平的影响将变小,从而事前的风险分担能力增强。事后风险分担是指个人消费与个人收入的协同性,反映的是消费水平随着收入水平变化而变化的幅度。

② 具体做法详见本刊网站登载的附录。

③ 相关内容详见本刊网站登载的附录。

两个城市期初的产业差异越大,产业专业化更可能促进它们之间的上下游关联。为此,本文首先计算了期初任意两个城市之间的产业差异化指数。<sup>①</sup>

在此基础上,将前文计算得到的城市之间的产业上下游关联程度,作为被解释变量,然后以城市*i*和*j*的产业专业化水平、城市*i*和*j*的产业专业化水平分别与2012年的产业差异化指数的交互项作为解释变量,构建回归模型。本文同时添加了城市*i*和*j*的控制变量和相关的固定效应。回归结果如表7所示,当城市*i*与*j*期初的产业差异化程度越大,城市*i*和*j*的产业专业化对两个城市之间的上下游关联的正效应也越大。这说明,当两个城市的产业结构差异越大时,一个城市的产业专业化对城市之间上下游联系的促进作用也越大。

表7 进一步分析:地区产业专业化对城市上下游联系的影响

| 变量                                 | 上下游联系_双向             |                      |                      | 上下游联系_下 <i>i</i> 上 <i>j</i> |                      |                      |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------------|----------------------|----------------------|
|                                    | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                         | (5)                  | (6)                  |
| 城市 <i>i</i> 专业化水平                  | -3.026***<br>(0.053) |                      | -3.059***<br>(0.056) | -1.778***<br>(0.030)        |                      | -1.783***<br>(0.032) |
| 城市 <i>i</i> 专业化水平×2012年<br>产业差异化指数 | 1.474***<br>(0.040)  |                      | 1.466***<br>(0.042)  | 0.861***<br>(0.022)         |                      | 0.861***<br>(0.023)  |
| 城市 <i>j</i> 专业化水平                  |                      | -3.066***<br>(0.050) | -3.029***<br>(0.056) |                             | -1.201***<br>(0.031) | -1.220***<br>(0.034) |
| 城市 <i>j</i> 专业化水平×2012年<br>产业差异化指数 |                      | 1.508***<br>(0.037)  | 1.466***<br>(0.042)  |                             | 0.558***<br>(0.023)  | 0.574***<br>(0.026)  |
| 城市 <i>i</i> 控制变量                   | 是                    | 否                    | 是                    | 是                           | 否                    | 是                    |
| 城市 <i>j</i> 控制变量                   | 否                    | 是                    | 是                    | 否                           | 是                    | 是                    |
| 年份、城市对固定效应                         | 是                    | 是                    | 是                    | 是                           | 是                    | 是                    |
| 观测值                                | 585514               | 585514               | 585514               | 585514                      | 585514               | 585514               |
| Adj.R <sup>2</sup>                 | 0.955                | 0.956                | 0.965                | 0.957                       | 0.952                | 0.962                |

注:括号内为聚类到城市对层面的稳健标准误。

(二)城市规模和区位的异质性

1.城市规模的差异

数字经济对区域经济的影响可能存在异质性。由于大城市基础设施更好,数字经济对大城市经济发展的促进作用可能更为显著。为了检验这种异质性,设定GDP高于省份中位数的城市为大城市,否则为小城市,并以2013年城市GDP作为划分依据。结果如表8中的列(1)(2)所示,数字经济对地区产业专业化水平的正向影响在大城市中更显著。这一结果与本文的判断相一致。

2.市场接近性的差异

促进偏远地区发展是中国区域协调发展战略的重要组成部分。既有的一些文

<sup>①</sup> 具体计算公式为: $diff_{ijt} = \sum_{l=1}^L |s_{ilt} - s_{jlt}|$ ,其中,*i*、*j*分别表示两个不同的城市,*l*表示行业,*t*表示年份。*s*<sub>ilt</sub>为年份*t*行业*l*在城市*i*的份额,*s*<sub>jlt</sub>为年份*t*行业*l*在城市*j*的行业份额。这一指数反映的是区域间产业结构的差异程度,数值越大,说明城市*i*与城市*j*的产业差异程度越大。本文基于2012年的中国工商注册企业数据中的存续企业注册资本计算行业份额得到该指数。

献将关注点放在数字化这一新技术上,认为数字经济发展有助于解决偏远地区发展难题(郭峰等,2023;马述忠等,2024)。在这些发现的基础上,本文将进一步考察数字经济对地区产业专业化的促进作用是否在距离省会城市更远的地区更为显著。为此,按照到省会距离将总体样本划分为距离远、近两组子样本,然后进行工具变量回归。结果如表8的列(3)(4)所示,在距离省会较近的城市样本中,数字经济对地区产业专业化水平的正向影响更加显著,而在距离较远的子样本中,数字经济发展水平的系数为正,但不显著。这或许是因为偏远地区的产业基础较弱,数字经济对这些地区的产业专业化的正向影响显现需要时间。

表8 进一步分析:城市规模和区位的异质性分析及溢出效应分析

| 变量            | 地区产业专业化            |                  |                  |                    | 邻近地区产业专业化          |                  |                   |
|---------------|--------------------|------------------|------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|
|               | 大城市                | 小城市              | 距离省会远            | 距离省会近              | 全样本                | 交通条件好            | 交通条件差             |
|               | (1)                | (2)              | (3)              | (4)                | (5)                | (6)              | (7)               |
| 数字经济          | 0.088**<br>(0.041) | 0.033<br>(0.058) | 0.120<br>(0.120) | 0.099**<br>(0.047) | 0.087**<br>(0.044) | 0.003<br>(0.022) | 0.204*<br>(0.112) |
| 基准控制变量        | 是                  | 是                | 是                | 是                  | 是                  | 是                | 是                 |
| 年份、城市<br>固定效应 | 是                  | 是                | 是                | 是                  | 是                  | 是                | 是                 |
| 省份—年份<br>固定效应 | 是                  | 是                | 是                | 是                  | 是                  | 是                | 是                 |
| 观测值           | 945                | 861              | 798              | 805                | 1755               | 840              | 910               |
| 一阶段F值         | 9.611              | 5.968            | 1.459            | 14.567             | 16.710             | 10.313           | 5.445             |
| 汉森检验(P值)      | 0.1566             | 0.6606           | 0.1590           | 0.4161             | 0.0443             | 0.2909           | 0.2358            |

(三)溢出效应分析

由于具有技术溢出效应,数字经济会对周边城市的产业结构产生影响:一方面,率先进行数字化建设的企业会成为周边企业的学习对象,这样既能促进同一产业的企业之间商业模式的学习模仿,也可以通过信息技术的高渗透性促进其他传统产业的数字化转型。另一方面,如前文所述,数字经济具有更低的贸易成本特性和超地理空间特性,这些特性使得各地区在某种程度上能够克服地理和地方保护等障碍,从而借助其他地区的数字经济发挥自身的比较优势,促进产业专业化。

为了检验这一猜想,本文参考余典范等(2023),构建如下模型:

$$spec\_nbr_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \gamma controls_{it} + \mu_i + \theta_t + \tau_{pt} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

与基准模型相比,式(4)唯一不同的是被解释变量替换为相邻城市地区产业专业化水平的均值( $spec\_nbr_{it}$ )。如果 $\beta_1$ 为正数,说明本地数字经济发展可以提高相邻地区的产业专业化水平,存在空间溢出效应。全样本的回归结果如表8列(5)所示,数字经济的系数显著为正,说明存在溢出效应。接下来,以样本期初客运量与年末人口数之比作为交通条件的度量,按照中位数划分交通条件好与差两个子样本,回归结果如表8列(6)(7)所示,数字经济对邻近地区产业专业化水平的正向溢出效应在交通条件较差的子样本中更加显著。

## 七、结论与政策建议

本文首先在理论上构建了一个数字经济影响地区产业专业化的分析框架,说明了其中的机制,然后采用中国工商注册企业数据测算了城市的产业专业化水平,以2013—2019年为研究时段,在城市层面实证考察了数字经济对地区产业专业化的影响及其机制。研究发现:(1)数字经济发展可以有效提升地区产业专业化水平,在考虑内生性问题和进行一系列稳健性检验后,这一结论依然成立;(2)在机制方面,数字经济主要是通过降低贸易成本、打破地方保护和增强地区风险分担能力三种机制促进地区产业专业化;(3)进一步地,数字经济引致的地区产业专业化促进了城市间的上下游关联,且这种促进作用在初始产业差异化程度更高的城市之间更强;数字经济对地区产业专业化的促进作用在规模更大、距离省会城市更近的城市中更显著;这种促进作用存在空间溢出效应,在交通条件较差的城市这种溢出效应更强。基于这些结论,本文提出以下政策建议。

第一,实施差异化数字经济发展战略,构建“核心引领—梯度联动”的区域产业专业化新格局。本文发现,数字经济能增强城市间上下游关联,对产业专业化的促进作用在规模更大、距离省会更近的城市更大。这些发现揭示了数字经济能在新的技术范式下重塑地区的动态比较优势。政策制定应超越“普惠式”的数字化推广,转向构建一个引导区域特色化、深度化发展的战略性框架。首先,确立分类指导、功能互补的政策制定原则。对于京津冀、长三角、粤港澳大湾区等已形成强大集聚效应的地区,数字经济发展重心应放在强化其全球数字创新策源地与高端要素配置枢纽的功能上。这意味着这些地区的政策应侧重于支持前沿数字技术的原创性突破,以及利用工业互联网、人工智能赋能研发设计、供应链金融、品牌运营等高端服务环节,使其成为牵引全国产业链升级的枢纽。其次,对于广大中西部、东北及特色资源型地区,数字化的重点在于激活潜在比较优势,突破市场进入壁垒。政策应支持这些地区利用数字技术,构建覆盖特色产品全生命周期的数字化体系,并通过区域性电商平台、跨境电商等渠道,让它们走向全国乃至全球市场。最后,对于革命老区、边境地区等特殊类型区域,政策重点应放在将数字化与当前的乡村振兴、对口帮扶等政策相结合,发挥好协同效应,探索各具特色的发展路径,使这些地区能够凭借优美的自然环境、独特的文化资源,以数字化方式嵌入全国创新网络与消费市场,实现生态价值与文化价值的数字化转化。

第二,深化数据要素基础制度改革,破除区域分割的行政壁垒。本文研究发现,数字经济在市场分割程度更高的地区,对产业专业化的促进作用更强。这说明,数字技术具有打破地方保护的作用。因此,应该将数字化的推进作为全国统一大市场建设的重要手段,以数据要素市场化配置改革为突破口,通过建立全国统一的数字市场制度,破除阻碍要素自由流动的地方保护,为基于比较优势的区域专业化提供根本性的制度保障。首先,加快建立并完善数据产权、流通交易、收益分配和安全治理等基础性制度框架。这包括明确公共数据、企业数据、个人数据的权属边界与使

用规则,建设规范、高效、公平的国家级和区域性数据交易场所并建立基于贡献的数据价值“统计分算”体系等。其次,探索构建区域产业政策数字合规性监测平台,利用大数据技术实时追踪、对比分析各地出台的产业扶持、招商优惠政策,对可能引发同质化竞争、隐性市场分割的政策条款进行自动识别与预警。最后,探索建立基于数字价值链的利益共享与补偿机制。鼓励各地区之间通过协议,利用区块链等技术追溯价值创造环节,探索生产地在本地、研发销售在异地情形下的税收分享方案。

第三,加强区域风险分担能力建设,夯实区域专业化的社会基础。本文发现,数字经济通过促进劳动力空间流动,显著增强了地区风险分担能力,从而促进地区产业专业化。这一机制揭示了数字时代个体的流动性与适应性是区域经济韧性的微观基础。以稳定雇佣和本地化服务为核心的传统社会保障模式已难以完全适应平台就业、远程工作、跨区域兼职等新形态,需要进行政策创新。首先,要破除社会保障体系中的户籍与地域壁垒,加快推进基本养老保险全国统筹的实质化落地,并逐步将医疗保障、失业保险等纳入更高层次的统筹协调范围。其次,探索发展数字化、社会化的区域性风险共担产品。鼓励地方政府、行业协会与金融机构合作,基于大数据分析,开发面向特定产业集群的“区域产业波动保险”或设立“产业转型稳定基金”。当专业化地区遭遇行业冲击时,这些手段能快速提供过渡性就业支持、技能再培训或临时收入补助,平滑经济波动影响。最后,加快社会保障体系对灵活就业的适应性改革。全力推进基本养老保险全国统筹的实质化运行,利用区块链等技术确保社保关系转移无缝衔接。完善包括平台从业者在内的灵活就业人员相关职业安全和社保的制度,鼓励劳动力在数字时代跨区域、跨业态流动,落实“健全覆盖全民、统筹城乡、公平统一、安全规范、可持续的多层次社会保障体系”的要求。

第四,加快落后地区的数字经济发展,强化数字红利的空间溢出效应。本文研究表明,数字经济的正向溢出效应在交通基础设施更差的地区更强。这意味着,在这些地区适度超前布局数字基础设施,能获得更高的边际效益,是促进区域协调发展有效的政策手段。首先,在欠发达地区优先部署绿色算力基础设施,变地理劣势为算力优势。结合“东数西算”国家工程,支持在西部、北部地区建设绿色数据中心集群。创新产业发展模式,通过算力布局带动本地数据服务、数据标注等产业发展。其次,实施数字政府基础能力均衡化政策。中央财政可设立专项资金,支持中西部地区、东北地区的数字政府建设,以政府服务数字化带动当地营商环境和数字化生态整体改善。最后,开展大规模、针对性的数字素养普惠培训。加强对普通民众的数字素养培训,将数字技能培训纳入基本公共服务范畴,并作为东西部协作、对口支援的重点内容,确保不同地区、不同群体的劳动者都能融入数字经济发展进程,共享发展成果。

第五,实施数字人力资本战略,优化人力资本空间配置。本文揭示的数字经济→促进劳动力流动→增强地区风险分担能力→推动专业化的逻辑链条,解释了劳动力空间配置对于区域产业布局的重要意义。劳动力的空间再配置既是数字经济发展的结果,也反过来重塑区域竞争力。因此,系统性地优化数字人力资本的投资、

布局与价值实现,是数字时代区域发展战略的应有之义。首先,构建差异化的数字人才供给体系。在数字创新前沿地区,支持建设世界一流的数字科技学科,培养顶尖的科学家和战略企业家,而在特色产业承载区,则需要推动职业院校与本地主导产业、引入的数字平台企业深度融合。其次,营造吸引和承载数字人才的区域软环境。这包括:建设低生活成本、高品质的智慧社区与休闲空间;大力发展基于远程协作的柔性工作基础设施,支持企业设立分布式研发团队;营造开放、包容、活跃的社群氛围等。最后,建立人力资本流动与区域发展的良性互动机制。利用数字技术建立全国统一、开放共享的人力资源大数据平台,动态监测不同区域、不同产业的人才供需、流动轨迹与薪酬变化,为个人择业、企业招聘和政府决策提供精准指引。

### 参考文献

- 安同良、杨晨,2020:《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》,《经济研究》第2期。
- 柏培文、喻理,2021:《数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实》,《中国工业经济》第11期。
- 程钦良、宋彦玲、张勋,2024:《数字基础设施建设、时空成本与制造业空间布局》,《经济学动态》第6期。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第4期。
- 郭峰、熊云军、石庆玲、王靖一,2023:《数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据》,《管理世界》第4期。
- 何青、杜巨澜、薛畅,2014:《中国消费风险分担偏低之谜》,《经济研究》第S1期。
- 洪俊杰、李研、杨曦,2024:《数字经济与收入差距:数字经济核心产业的视角》,《经济研究》第5期。
- 李磊、马欢,2023:《从“生产回岸”谈“稳外资”——基于发达国家机器人使用驱动的分析》,《管理世界》第10期。
- 李奎湜、夏杰长,2023:《数字技术如何影响劳动力跨境流动?:来自中国对外劳务输出的经验证据》,《世界经济研究》第12期。
- 陆铭、陈钊,2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 吕冰洋、贺颖,2020:《迈向统一市场:基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析》,《经济理论与经济管理》第4期。
- 马述忠、房超,2020:《线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释》,《经济研究》第7期。
- 马述忠、贺歌、郭继文,2024:《如何缓解跨境交易中的信息不对称?——来自跨境电商质量认证的经验证据》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 马鑫、黄涛,2023:《交通基础设施建设与区域间市场整合——以高速公路为例》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 施炳展,2016:《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》,《经济研究》第5期。
- 唐跃恒、黎静霖、杨其静,2025:《电子商务与企业跨地区交易:交易成本经济学的视角》,《经济研究》第1期。
- 吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡,2021:《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》,《管理世界》第7期。
- 杨继东、罗路宝,2018:《产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲》,《中国工业经济》第12期。
- 杨其静、唐跃恒、李秋芸,2022:《互联网赋能小微企业:绩效与机制——来自中国小微企业调查(CMES)的证据》,《经济学(季刊)》第5期。
- 姚常成、宋冬林,2023:《数字经济与产业空间布局重塑:均衡还是极化》,《财贸经济》第6期。
- 余典范、龙睿、王超,2023:《数字经济与边界地区污染治理》,《经济研究》第11期。

- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- 赵涛、张智、梁上坤, 2020:《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》,《管理世界》第10期。
- 周黎安, 2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- 周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- Brynjolfsson, E., Y. Hu, and M. S. Rahman, 2009, “Battle of the Retail Channels: How Product Selection and Geography Drive Cross-channel Competition”, *Management Science*, 55(11), 1755—1765.
- CEADs, 2025, China City-level MRIO Table 2015, Table 2017.
- Coşar, K., and P. D., Fajgelbaum, 2016, “Internal Geography, International Trade, and Regional Specialization”, *American Economic Journal: Microeconomics*, 8(1), 24—56.
- Du, J., Q. He, and C. Zhang, 2022, “Risk Sharing and Industrial Specialization in China”, *Journal of Comparative Economics*, 50(2), 599—626.
- Du, J., Q. He, and O. M. Rui, 2011, “Channels of Interprovincial Risk Sharing in China”, *Journal of Comparative Economics*, 39(3), 383—405.
- Duranton, G., and D. Puga, 2001, “Nursery cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products”, *American Economic Review*, 91(5), 1454—1477.
- Duranton, G., and D. Puga, 2004, “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, J. Vernon Henderson and Jacques-François Thisse (eds), Vol. 4, 2063—2117. Amsterdam (NL): Elsevier.
- Egger, P. H., J. Li, and J. Ouyang, 2024, “Taking Grubel and Lloyd to Dance in the City: Domestic Intra-industry Trade in China”, *Economics Letters*, 244, 111925.
- Esposito, F., 2022, “Demand Risk and Diversification Through International Trade”, *Journal of International Economics*, 135, 103562.
- Goldfarb, A., and C. Tucker, 2019, “Digital Economics”, *Journal of Economic Literature*, 57(1), 3—43.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, 2020, “Bartik Instruments: What, When, Why, and How”, *American Economic Review*, 110(8), 2586—2624.
- Horton, J. J., 2017, “The Effects of Algorithmic Labor Market Recommendations: Evidence from a Field Experiment”, *Journal of Labor Economics*, 35(2), 345—385.
- Ioannides, Y., H. D. Overman, E. Rossi-Hansberg, and K. Schmidheiny, 2008, “The Effect of Information and Communication Technologies on Urban Structure”, *Economic Policy*, 23, 201—242.
- Kalemli-Ozcan, S., B. E. Sørensen, and O. Yosha, 2003, “Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence”, *American Economic Review*, 93(3), 903—918.
- Kuhn, P., and H. Mansour, 2014, “Is Internet Job Search Still Ineffective?”, *Economic Journal*, 124(581), 1213—1233.
- Pozzi, A., 2013, “E-commerce as a Stockpiling Technology: Implications for Consumer Savings”, *International Journal of Industrial Organization*, 31(6), 677—689.
- Rossi-Hansberg, E., 2005, “A Spatial Theory of Trade”, *American Economic Review*, 95(5), 1464—1491.
- Xu, C., 2011, “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development”, *Journal of Economic Literature*, 49(4), 1076—1151.
- Young, A., 2000, “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China”, *Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1091—1135.
- Zheng, H., J. Többen, E. Dietzenbacher, D. Moran, J. Meng, D. Wang, and D. Guan, 2022, “Entropy-based Chinese City-Level MRIO Table Framework”, *Economic Systems Research*, 34(4), 519—544.

## Digital Economy and Regional Industrial Specialization

YANG Benjian<sup>a,b</sup> and TANG Jinwen<sup>a</sup>

(a: School of Economics, Jinan University;

b: Research Center for Mesoeconomics, Jinan University)

**Summary:** China has long sought to resolve regional industrial structural convergence, a phenomenon that has historically been attributed to various factors, including local protectionism. In this context, the emergence of the digital economy, characterized by low trade costs, the ability to transcend geographical boundaries, and diminished search costs, provides a transformative technological lens through which the spatial distribution of industries can be redefined. However, existing literature has primarily focused on the impact of the digital economy on industrial agglomeration or dispersion. This focus often overlooks a critical question: whether, and precisely how, the digital economy shapes regional industrial specialization. The absence of exploration into this fundamental question limits our understanding of the dynamics of the spatial distribution of industries in the digital era.

This paper aims to bridge this theoretical gap. To this end, we construct a multi-channel framework capable of systematically tracing the pathways through which the digital economy impacts specialization. Beyond enriching the theoretical foundations of digital economic geography, our study seeks to generate actionable empirical evidence that effectively informs regional policy formulation.

To empirically investigate the impact of the digital economy on regional industrial specialization and uncover its underlying mechanisms, we integrate core attributes of the digital economy with foundational theories of regional trade, intergovernmental competition, and risk-sharing. We propose an integrated theoretical framework that delineates three distinct, parallel transmission channels: (1) the deepening of inter-regional trade by reducing trade costs, (2) the promotion of market integration by mitigating local protectionist behaviors, and (3) the enhancement of regional risk-sharing capacity through greater labor mobility.

Utilizing panel data from Chinese cities spanning 2013-2019, we measure industrial specialization using enterprise registration records and construct a comprehensive digital economy development index based on standards set by the National Bureau of Statistics. To address potential endogeneity, we construct two instrumental variables leveraging historical communication infrastructure data and geographic distance to Hangzhou. We further conduct multiple robustness checks, including an assessment of the “Broadband China” pilot policy.

The findings indicate that the digital economy significantly enhances regional industrial specialization. Mechanistically, this enhancement occurs primarily through the three channels identified earlier: reducing trade costs, dismantling local protectionist barriers, and bolstering regional risk-sharing capacity. Further analysis shows that digital economy-driven specialization strengthens upstream-downstream industrial linkages between cities—an effect that is more pronounced in cities with higher initial industrial differentiation. The positive impact of the digital economy on regional industrial specialization is particularly significant in larger cities and those located in proximity to provincial capitals. Furthermore, this effect demonstrates positive spatial spillover characteristics, especially in cities where transportation infrastructure is less developed.

Based on these findings, we draw several policy implications. First, we recommend implementing a tiered digital strategy to foster a regional specialization model with clearly defined roles: leading regions drive innovation, while others collaborate within a structured ecosystem. Second, it is crucial to advance institutional reforms related to data governance to break down administrative barriers and build a fully integrated national market. Third, policy efforts should prioritize strengthening risk-sharing mechanisms enabled by digital tools, thereby reinforcing the social underpinnings of regional specialization. Fourth, accelerating digital economy development in less developed regions is essential to strengthen the spatial spillovers of digital dividends. Fifth, we propose a digital human capital strategy to optimize the spatial allocation of talent and harness labor mobility as a driver of regional specialization.

This paper makes three key contributions. First, it introduces a novel analytical perspective by investigating how digital technology reconfigures the spatial distribution of industries through the shift in technoeconomic paradigms. Second, it is the first to empirically identify and integrate three parallel transmission channels within a unified analytical framework. Third, the study offers significant policy implications, providing a new basis for designing coordinated regional policies and establishing a foundation for future research on the evolution of digitally driven regional division-of-labor networks.

**Keywords:** Digital Economy; Regional Industrial Specialization; Trade Costs; Local Protectionism; Risk-sharing Capacity

**JEL Classification:** R11, O33, H77

(责任编辑:昱 池)(校对:曹 帅)