

# 数字技术对长三角产业结构升级的影响研究<sup>\*</sup>

□ 方湖柳 潘 娴 马九杰

**内容提要** 产业结构升级是长三角区域经济高质量发展的重要路径。数字技术作为创新驱动发展的先导力量,深刻影响着产业结构升级。本文基于长三角地区41个城市2011—2019年的数据,运用中介效应模型、空间计量模型等多种计量方法研究数字技术对产业结构升级的影响。结果表明:(1)总体来看,数字技术有效推动了长三角产业结构升级,资源错配改善与企业创新是数字技术发挥作用的两个重要渠道;(2)从空间溢出来看,数字技术对周边城市的产业结构升级存在正向溢出效应;(3)进一步拓展分析发现,数字技术对长三角产业结构升级存在基于经济发展水平的门槛效应,具体表现为在经济发展水平低于门槛值的地区,数字技术对产业结构升级的推动作用更强。本文结论丰富了数字技术与产业结构升级的相关研究,也为推进长三角产业结构升级和区域经济高质量发展拓宽了政策思路。

**关键词** 数字技术 产业结构升级 长三角 数字经济

作者方湖柳,杭州师范大学经济学院教授;潘娴,杭州师范大学经济学院硕士研究生;(杭州 311121)马九杰,中国人民大学农业与农村发展学院教授。(北京 100872)

DOI:10.14167/j.zjss.2022.04.011

## 一、引言

当前中国经济正由高速增长阶段向高质量发展的新阶段迈进。在新阶段,中国面临着新冠疫情冲击、逆全球化、中美贸易战等来自国内外的多重挑战,传统低端锁定的产业结构与新阶段不相适应的矛盾日益凸显。为构建国内国际双循环经济新格局,中国迫切需要通过产业结构升级来增强供给体系韧性,优化经济结构。作为中国经济最为活跃、创新最具活力的区域之一,长三角地区具备率先实现高质量发展的优良条件和推动区域协调发展的辐射带动能力,在中国现代化建设大局中

具有至关重要的战略地位。2019年,《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》中明确提出了长三角“一极三区一高地”的新定位要求,并指明为实现区域高质量一体化,打造全国发展强劲活跃增长极,长三角需进一步加大传统产业升级改造力度,推动产业向中高端迈进。<sup>①</sup>2020年8月,习近平总书记在扎实推进长三角一体化发展座谈会上再次强调,长三角区域要勇当我国科技和产业创新的开路先锋,率先形成新发展格局。由此可见,推动长三角区域的产业结构升级不仅是实现长三角高质量发展战略目标的重要任务,更是带动其他地区实现经济高质量发展的关键。

\* 基金项目:2022年度浙江省哲学社会科学规划课题“浙江数字乡村发展助推乡村振兴的模式与机制研究”(22NDJC132YB)、国家社科基金重大项目“乡村振兴背景下数字乡村发展的理论、实践与政策研究”(20&ZD164)。

产业结构升级的核心在于技术升级与效率提升。值得注意的是,中国目前已步入数字经济时代,以新一代信息技术为核心的数字技术发展迅猛。作为创新驱动发展的先导力量,数字技术正从多个维度对社会生产方式进行升级与重塑,推动新产业、新业态、新模式不断涌现,深刻影响着产业结构。

在此背景下,部分学者针对数字技术如何推动产业结构升级展开讨论。现有研究主要集中于以下三个方面:一是对数字技术与产业结构升级的关系进行理论分析。学者们大多从产业本身出发阐述信息产业与其他产业之间的联动效应和溢出效应(Heo & Lee, 2019),或基于要素投入角度展开讨论,认为数字技术的出现会引发“关键生产要素”变迁,进而改变传统生产方式和商业逻辑(国务院发展研究中心课题组,2018; Nambisan et al., 2019)。二是从宏观视角出发,通过实证检验探究信息化对产业结构升级的作用。Lee et al.(2009)基于产业关联的研究认为信息化是产业结构升级的催化剂。左鹏飞等(2020)的实证结果也表明信息技术是驱动国内产业结构转型升级的新型生产力。三是基于微观视角,对数字经济背景下企业的转型路径进行定量分析或案例研究。如 Guler & Buyukozka(2019)通过构建评价模型,发现数字技术的融入将促使企业衍生出新的业务模式,以及戚聿东等(2021)选取国内数字化典型实践案例,重点分析了国有企业数字化战略变革发挥“提质降本”效应的模式选择。总体来看,现有研究从不同角度揭示了数字技术对产业结构升级的重要作用,极大丰富了相关理论,但仍存在拓展研究的空间。第一,现有针对数字技术作用于产业结构升级的机制讨论多为定性研究且视角相对分散,缺少系统的实证检验;第二,已有文献多立足于全国层面,忽视了数字经济发展先行区域的特殊性,聚焦国家战略发展区域的研究也相对缺失。长三角地区不仅是国家战略发展区域,也是中国数字化发展的前沿阵地,其能否发挥好数字技术助力供给体系质量提升的积极作用?背后的路径具体为何?这些问题仍有待回答。对此,本文将利用长三角地区2011—2019年41个地级以上城市的面板数据,围绕数字技术与产业结构升级开展针对性的区域研究。

与已有文献相比,本文可能的边际贡献在于以下三个方面:第一,本文基于区域视角,以长三角地区为研究对象,系统探究数字技术对产业结构升级的影响,是对已有研究的一种拓展;第二,本文从资源错配与企业创新两个方面出发进行理论分析,较为细致地揭示数字技术影响产业结构升级的内在机制;第三,本文进一步将区域间的空间相关性纳入考虑,探讨数字技术对产业结构升级的空间溢出效应,以期更加全面地认识数字技术对产业结构升级的影响。

## 二、理论分析

### (一)数字技术对产业结构升级的影响机制

数字技术的创新与运用推动数字产业化与产业数字化深入发展,改变了传统经济活动,是产业结构升级的重要引擎。一方面,数字技术促进了物联网产业、云计算产业、大数据产业等数字产业的出现。随着数字技术的成熟与进一步创新,这些新兴产业将会成为产业体系中的主导产业,促使产业结构向技术密集的高级化方向演进。另一方面,数字技术的变革为业态创新与产业融合创造了机遇。传统经济中各产业间均有着明显的界限,而数字技术能够推动传统产业数字化、智能化升级,创新形成智慧农业、工业物联网等多种新型业态。新业态的出现赋予了产业生态体系更多的灵活性与可能性,使得产业间的边界逐渐模糊,第一产业、第二产业不断向第三产业延伸与融合(Lee et al., 2009)。

不管是数字产业化还是产业数字化,除需要技术创新支撑外,都离不开投入端的要素配置优化。因此,本文认为数字技术将会通过改善资源错配与激发企业创新两条路径对产业结构升级产生影响。

#### 1. 数字技术、资源错配与产业结构升级

资源错配给产业结构升级带来了诸多负面影响,是我国产业结构升级进程中亟待解决的问题。资源错配的其中一个典型表现是大量资本要素长期流向国有企业、大型企业与热门企业(Hsieh & Klenow, 2009)。由于无法准确评估企业信用风险,金融机构往往会根据财务数据与抵押资产做出决策,导致重资产行业成为资本要素的主要获得者,而具有创新活力的中小企业面临严重的融资约束。

(刘锡良和文书洋,2019)。这将制约企业生产效率提升,阻碍企业实施创新项目,进而对新兴产业发展与传统产业转型产生负面影响。同样,劳动力错配也是资源错配的典型表现之一。与产业适配的劳动力结构是产业结构升级的重要基础,但当劳动力市场存在摩擦时,劳动要素将无法配置在效率最高的部门,也无法满足产业结构升级对人力资本的需求(汪伟等,2015)。因此从总体看,改善资源错配是推进我国产业结构升级的重要途径。

数字技术能够从微观层面与宏观层面改善资源错配。从微观层面来看,数字技术的广泛应用改变了企业的组织管理方式与生产管理模式,有助于企业借助数字化调配实现资源在部门间的合理分配,以优化生产要素组合、提升生产决策合理性。这对于实现资源要素浪费最小化、提升企业生产效率均具有重要意义(Banalieva & Dhanaraj, 2019)。从宏观层面来看,数字技术能够对区域间的信息数据进行整合、编码与传递,缓解要素供求双方的信息不对称,进而促进各类要素以更低成本、更高效率的方式配置到合理的地区、产业与部门(Kuhn & Skuterud, 2004)。具体来说,数字技术打破了劳动力市场的信息壁垒,不仅有利于提升劳动力与工作岗位的匹配效率,还推动了高技能劳动力对低技能劳动力的替代(黄海清和魏航,2022)。此外,随着数字技术的充分运用,资产定价与信用风险评估精准度进一步提升,这能够减轻金融摩擦与融资约束,进而推动资本的有效配置(陈廉等,2021)。

综上所述,本文得到假设1:数字技术会改善资源错配,进而推动产业结构升级。

## 2. 数字技术、企业创新与产业结构升级

数字技术的发展促使海量数据要素渗入产业生产中。不同于传统要素,数据具有非稀缺性、非排他性、非损耗性等特点,边际成本极低。因此,数字技术变革极有可能会逆转原有的要素结构优势,进而激发企业创新活力,推动企业开展整合式创新与开放式创新(Nambisan et al., 2019)。具体地,数字技术赋能整合式创新指的是企业借助数字技术的动态性、可延展性等优势,加强对创新过程的管理,通过整合创新要素与创新能力,重塑内部创新体系、激发自主创新活力(戚聿东等,2021)。数字技术赋能开放式创新则主要体现在帮助企业克服空间与资源上的限制。数字技术促使知识趋

于标准化、显性化,提高了知识的流动性与共享性(魏江等,2021),能够有效降低企业间的交流成本、提升交流效率。这有利于企业推进与不同地区、不同部门企业之间的合作创新。

与此同时,企业创新是影响产业结构升级的关键因素。整合式创新的实现对企业转变粗放的生产经营模式具有重要的促进作用,特别是由数字技术推动的整合式创新有利于发挥企业创新的自生长性,助推企业实现数字产品或服务的迭代升级(刘洋等,2020),进而为数字产业化与产业数字化提供重要支撑。此外,随着开放式创新水平的提升,企业研发合作不断深化,更多的外部创新资源融入生产过程并持续为生产技术改进提供助力(刘人怀和张镒,2019)。这不仅能够提升产品质量,使产品由低附加值转向高附加值,还有利于促进后续的产品衍生,从微观视角延伸价值链,为产业结构升级提供动力。

综上所述,本文得到假设2:数字技术会激发企业创新,进而推动产业结构升级。

## (二)数字技术对产业结构升级的空间溢出效应

在数字技术的支持下,传递成本低、扩散速度快的信息流不断压缩时空距离,打破了地理位置对经济活动的空间约束(Yilmaz et al., 2002)。一方面,数字技术弱化了地理距离与行政壁垒对要素流动的束缚,使得资金、劳动力等在更广区域范围内快速流动、交换(黄群慧等,2019);另一方面,数字技术推动着不同地区主体间的交流合作不断深化,其中不仅包括企业间的技术交流与业务合作,也包括企业与其他创新主体的跨区域互动(Keller, 2002)。因此,除直接作用于本地外,数字技术的发展能够促进要素跨区域重组、优化其他地区的要素配置、提供跨地区技术支持、实现知识技术外溢,进而对周边地区的产业结构升级产生正向协同效应。

综上所述,本文得到假设3:数字技术对产业结构升级的影响存在正向空间溢出。

# 三、研究设计

## (一)研究区概况

长三角地区位于亚太经济区的中心地带,是我国东部沿海地区与长江流域的交汇区,具有优

越的地理区位条件与优良的自然资源禀赋。《长三角洲区域一体化发展规划纲要》中指出长三角一体化规划范围包括上海、江苏、浙江和安徽三省一市全域,整体面积为35.8万平方公里。<sup>②</sup>自上升为国家战略以来,长三角一体化成效显著,经济发展与数字化转型均走在全国前列。2020年,长三角地区生产总值为24.47万亿元,约占全国总量的24.09%,其中数字经济总量高达10.83万亿元,在数字中国建设中具有举足轻重的作用。<sup>③</sup>然而,长三角内部不同城市间仍存在明显的发展不平衡,需要继续探索区域协调发展的新路径、新模式。因此,本文以长三角全域为研究对象,具体包括上海市、江苏省、浙江省与安徽省所辖的41个地级以上城市。

## (二)模型构建

为检验数字技术对长三角产业结构升级的影响及其内在机制,本文根据前文理论分析得到的假设1与假设2,构建中介效应模型,将资源错配与企业创新作为中介变量加入模型中进行中介效应检验。第一阶段检验长三角地区数字技术对产业结构升级的影响,构建基准模型如下:

$$ind_i = \alpha_0 + \alpha_1 dig_i + \alpha_c Z_i + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

第二阶段、第三阶段分别在式(1)基础上,构建数字技术对中介变量、数字技术与中介变量对产业结构升级的线性回归方程如下:

$$m_i = \beta_0 + \beta_1 dig_i + \beta_c Z_i + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$ind_i = \gamma_0 + \gamma_1 dig_i + \gamma_2 m_i + \gamma_c Z_i + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中,  $ind_i$  表示城市  $i$  在  $t$  期的产业结构升级情况,  $dig_i$  表示城市  $i$  在  $t$  期的数字技术水平,  $m_i$  代表各中介变量,  $Z_i$  为城市层面的控制变量组;  $\lambda_i$  和  $\mu_i$  分别表示时间效应与个体(地区)效应,  $\varepsilon_i$  为误差项。若式(1)中  $dig$  的系数  $\alpha_1$  显著为正, 式(2)与式(3)的  $\beta_1$ 、 $\gamma_1$  与  $\gamma_2$  也显著且符合预期, 则证明中介效应存在。

考虑到数字技术打破了地理距离限制, 为检验长三角城市间数字技术对产业结构升级的空间溢出效应, 本文在式(1)的基础上引入各变量的空间交互项, 构建空间杜宾模型如下:

$$ind_i = \alpha_0 + \alpha_1 dig_i + \alpha_c Z_i + \rho Wind_i + \theta_1 W dig_i + \theta_c W Z_i + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中,  $\rho$  为被解释变量空间滞后项的弹性系数,  $\theta_1$  和  $\theta_c$  为核心解释变量与控制变量的空间滞

后项弹性系数。 $W$  为空间权重矩阵, 现有研究通常采用反映地理位置特征的矩阵或反映经济社会特征的矩阵。考虑到空间不相邻但相近地区的互相影响, 同时避免经济距离内生于产业结构升级导致的偏误, 本文采用地理距离权重矩阵进行空间计量分析, 矩阵中要素  $w_{ij}$  具体设置如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

其中,  $d_{ij}$  代表城市  $i$  与城市  $j$  之间的直线距离, 用经纬度坐标计算。

## (三)指标选取与评价方法

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为产业结构升级。现有研究对产业结构升级的测度主要分为三种: 一是直接测算二产、三产占GDP的比重(侯新炼等, 2013); 二是用三产与二产的比值衡量产业结构高级化(李虹和邹庆, 2018); 三是将三次产业产值的占比赋予相应的权重并加权, 用以表示产业结构升级(汪伟等, 2015)。此外, 也有部分文献从产业结构的合理化出发对产业结构升级进行衡量(李虹和邹庆, 2018)。结合产业结构升级的内涵与当前经济发展的基本态势, 产业结构升级最显著的特点应表现为第三产业迅速壮大, 一产与二产占比下降。因此, 为全面反映产业结构的整体升级情况, 本文从三次产业全局出发, 借鉴汪伟等(2015)的方法, 通过测算三次产业产值占总产值比重的加权求和值对产业结构升级进行衡量, 具体计算方法如下:

$$ind = \sum i \times s_i = 1 \times s_1 + 2 \times s_2 + 3 \times s_3 \quad (6)$$

其中  $s_i$  表示城市中第  $i$  产业产值占生产总值的比重。

### 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字技术。数字技术的概念与测算目前尚未有统一的标准, 根据现有研究可知, 数字技术包含通信技术、信息技术及相关服务等多项内容(高敬峰和王彬, 2020), 难以用单一指标对其进行科学表征。因此, 本文基于城市层面相关数据可得性, 借鉴黄群慧等(2019)衡量互联网发展的思路, 构建包含通信技术发展、信息技术与相关服务发展的综合指标, 并通过主成分分析法获取数字技术水平。其中通信技术发展用

移动电话普及率与通信技术产出情况表示,信息技术发展与相关服务发展用互联网普及率与数字产业从业情况表示。具体地,互联网普及率与移动电话普及率分别用百人中的互联网宽带接入用户数与移动电话用户数衡量,通信技术产出情况用人均电信业务总量衡量,数字产业从业情况用计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员的比重衡量。

### 3. 中介变量

本文的中介变量分别为资源错配( $rs$ )与企业创新( $inno$ )。

对于资源错配,本文参考季书涵等(2016)的做法分别测算资本错配指数和劳动力错配指数,并取绝对值求和得到内涵型资源错配指数。具体计算步骤如下:

第一步,构建柯布道格拉斯生产函数  $Y_u = AK_u^{\beta} L_u^{1-\beta}$ ,计算资本与劳动的产出弹性  $\beta_{Ku}$  与  $\beta_{Lu}$ 。

第二步,根据产出弹性计算资本与劳动力的相对扭曲指数,即两种要素对理想使用状态的偏离程度,计算公式如下:

$$dis_{Ku} = \frac{\frac{K_u}{K_t}}{\frac{s_u \beta_{Ku}}{\beta_{Kt}}} \quad (7)$$

$$dis_{Lu} = \frac{\frac{L_u}{L_t}}{\frac{s_u \beta_{Lu}}{\beta_{Lt}}} \quad (8)$$

其中,  $K_u/K_t$  表示  $t$  时期城市  $i$  资本存量占总资本存量的比重,  $L_u/L_t$  表示  $t$  时期城市  $i$  就业人数占总就业人数的比重;  $s_u$  表示  $t$  时期城市  $i$  产出占总产出的比重;  $\beta_{Kt} = \sum_{i=1}^N s_i \beta_{Ku}$ , 表示产出加权后的资本存量占比;  $\beta_{Lt} = \sum_{i=1}^N s_i \beta_{Lu}$ , 表示产出加权后的就业人数占比。

第三步,根据相对扭曲指数计算资本错配指数  $\tau_{Ku}$  与劳动力错配指数  $\tau_{Lu}$ ,并对资本错配指数和劳动力错配指数取绝对值并求和,得到内涵型资源错配指数  $\tau_u$ ,具体计算公式如下:

$$\tau_{Ku} = \frac{1}{dis_{Ku}} - 1 \quad (9)$$

$$\tau_{Lu} = \frac{1}{dis_{Lu}} - 1 \quad (10)$$

$$\tau_u = |\tau_{Ku}| + |\tau_{Lu}| \quad (11)$$

对于企业创新的测度,目前存在两种常用指标:一是反映企业创新投入水平的研发投入(余明桂等,2016);二是反映企业创新产出能力的专利申请数或专利授权数(孔东民等,2017)。考虑到部分城市的专利申请或专利授权数据缺失,本文选用各城市每年企业研发投入与营业收入的比值对企业创新进行衡量。

### 4. 其他变量

为更客观地考察数字技术对产业结构升级的影响,本文参考已有文献(柏培文和张云,2021)添加如下控制变量:经济发展水平( $pgdp$ ),用地方人均生产总值表示;外商投资水平( $fdi$ ),用实际使用外资金额与地区生产总值的比值表示,并根据当年平均汇率将实际使用外资金额换算为人民币;政府参与程度( $gi$ ),用地方财政一般预算内支出占地方生产总值的比重表示;人力资本水平( $edu$ ),由于难以获取地级市层面的劳动力受教育情况相关数据,因此,本文参考陈强远等(2021)的做法,用每万人中普通高等学校在校生数衡量人力资本水平;固定资产投资水平( $fa$ ),用固定资产投资总额与地方生产总值的比值表示;外贸依存度( $ftd$ ),用进出口总额与地区生产总值的比值来表示,并根据当年平均汇率将进出口总额折算成人民币。

### (四)数据来源

为保证数据的科学性、客观性及可得性,本文选取2011—2019年长三角地区41个地级以上城市共9年的面板数据。企业创新变量的数据来源于国泰安数据库(CSMAR)的上市公司研发创新数据库。此外所有原始数据均来源于《中国城市统计年鉴》、《浙江省统计年鉴》、《江苏省统计年鉴》、《安徽省统计年鉴》与各市统计年鉴。各变量的描述性统计结果见表1。

## 四、实证结果

### (一)中介效应模型检验结果

根据构建的中介效应模型,本文对数字技术通过改善资源错配和促进企业创新两条路径作用于长三角产业结构升级的理论进行实证检验,结果如表2第(1)~(5)列所示。

具体地,列(1)报告了第一阶段基准模型的回归结果,其中核心解释变量数字技术的系数为0.064,且在1%水平显著。显然,数字技术能够有效推动

表 1

各变量描述性统计

变量名称	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
产业结构升级	<i>ind</i>	369	2.359	0.128	2.050	2.720
数字技术	<i>dig</i>	369	0.000	1.000	-1.708	3.425
资源错配	<i>rs</i>	369	7.541	5.489	1.041	28.890
企业创新	<i>inno</i>	369	0.027	0.020	0.000	0.209
经济发展水平	<i>pgdp</i>	369	6.936	3.636	2.061	14.610
外商投资水平	<i>fdi</i>	369	0.028	0.018	0.000	0.090
政府参与程度	<i>gi</i>	369	0.165	0.061	0.090	0.290
人力资本水平	<i>edu</i>	369	11.045	15.893	0.573	87.789
固定资产投资水平	<i>fa</i>	369	0.772	0.234	0.420	1.220
外贸依存度	<i>ftd</i>	369	0.297	0.279	0.030	1.040

表 2

数字技术作用于产业结构升级的中介效应回归结果

变量	(1) <i>ind</i>	(2) <i>rs</i>	(3) <i>ind</i>	(4) <i>inno</i>	(5) <i>ind</i>
<i>dig</i>	0.064*** (0.009)	-0.449*** (0.076)	0.041*** (0.009)	0.007** (0.003)	0.061*** (0.009)
<i>rs</i>			-0.052*** (0.006)		
<i>inno</i>					0.561*** (0.178)
<i>pgdp</i>	0.009*** (0.002)	0.086*** (0.019)	0.013*** (0.002)	0.000 (0.001)	0.008*** (0.002)
<i>fdi</i>	-0.336 (0.311)	18.253*** (2.550)	0.602** (0.304)	-0.327*** (0.097)	-0.172 (0.313)
<i>gi</i>	0.067*** (0.020)	-1.522*** (0.167)	0.013 (0.021)	-0.005 (0.006)	0.069*** (0.020)
<i>edu</i>	0.017 (0.011)	0.422*** (0.094)	0.039*** (0.011)	-0.019*** (0.004)	0.027** (0.012)
<i>fa</i>	0.140*** (0.022)	0.558*** (0.177)	0.169*** (0.020)	0.021*** (0.007)	0.128*** (0.022)
<i>ftd</i>	0.051*** (0.012)	-0.238** (0.096)	0.039*** (0.011)	0.014*** (0.004)	0.043*** (0.012)
常数项	2.403*** (0.128)	-7.686*** (1.044)	2.000*** (0.125)	0.272*** (0.040)	2.250*** (0.135)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验			4.829***		1.853*
F 值	48.280***	43.670***	59.250***	7.840***	48.860***
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.884	0.873	0.905	0.552	0.887
N	369	369	369	369	369

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; 括号内为稳健标准误, 下表同。

长三角地区的产业结构升级。列(2)与列(3)报告了资源错配改善在数字技术驱动产业结构升级过程中的中介作用。列(2)中数字技术对资源错配的影响系数显著为负, 说明数字技术发展有效改善了长三角地区的资源错配, 列(3)将资源错配引入到数字技术与产业结构升级的回归方程中, 结果显示资源错配系数显著为负, 数字技术系数显著为正且小于基准回归中的结果, 说明数字技术发展能够通过改善资源错配推动长三角产业结构升级, 假设 1 得到验证。列(4)与列(5)报告了企业创新在数字技术推动产业结构升级过程中的中介作用。结果显示, 在两个回归方程中, 数字技术与企业创新的影响系数均显著为正, 且第(5)列的数字技术系数相较于第(1)列中结果有所下降, 说明企业创新也是数字技术推动长三角产业结构升级

的重要路径之一, 假设 2 得到验证。

为进一步确保中介效应的显著性, 本文进行了 Sobel 检验。结果显示, 以资源错配和企业创新为中介变量时, 统计量 Z 值分别为 4.829 和 1.853 (均至少在 10% 置信水平下显著), 再次验证资源错配改善和企业创新是有效的中介变量。

## (二) 稳健性检验

### 1. 替换变量的稳健性检验

考虑到指标选取对研究结论的影响, 为保证研究结论的可靠性, 本文替换被解释变量与解释变量的衡量指标对模型进行重新估计, 具体如下: (1)将被解释变量替换为三产与二产总产值之比 (*ind2*); (2)将解释变量替换为北京大学数字普惠金融指数 (*dig2*), 该指数是由互联网金融、网络借贷与互联网支付等多类子指标计算出的综合指

表 3

替换被解释变量的稳健性检验

变量	(1)ind2	(2)rs	(3)ind2	(4)inno	(5)ind2
dig	0.092*** (0.022)	-0.449*** (0.076)	0.053** (0.022)	0.007** (0.003)	0.085*** (0.022)
rs			-0.088*** (0.016)		
inno					1.139*** (0.426)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验			4.060***		1.739*
F 值	23.620***	43.670***	25.990***	7.840***	23.740***
R <sup>2</sup>	0.788	0.873	0.807	0.552	0.793
N	369	369	369	369	369

表 4

替换解释变量的稳健性检验

变量	(1)ind	(2)rs	(3)ind	(4)inno	(5)ind
dig2	0.114*** (0.011)	-0.205** (0.099)	0.103*** (0.005)	0.009** (0.004)	0.110*** (0.011)
rs			-0.056*** (0.005)		
inno					0.510*** (0.163)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验			2.034**		1.888*
F 值	58.270***	39.840***	80.430***	7.740***	58.890***
R <sup>2</sup>	0.902	0.862	0.928	0.549	0.905
N	369	369	369	369	369

标,能够从侧面反映数字技术水平。估计结果如表 3、表 4 所示,核心解释变量和中介变量的系数符号及显著性与前文基本一致,且 Sobel 检验在统计意义上显著,证明研究结果相对稳健可靠。

## 2. 考虑内生性问题的再检验

数字技术能够推动产业结构升级,反之,产业结构升级的技术需求提升也可能拉动数字技术发展,由此,模型中可能存在双向因果关系导致的内生性问题。此外,模型还可能存在遗漏变量使得结果有偏。因此,本文借鉴黄群慧等(2019)的方法,选取各城市 1984 年每百万人固定电话数量作为工具变量。一方面,历史的电信基础会影响当地互联网的前期接入与普及,进而影响数字技术水平;另一方面,相对于当前数字技术的迅猛发展,传统的固定电话对产业结构升级的影响逐渐式微,可忽略不计。考虑到选取的固定电话数量为截面数据,无法进行面板分析,本文参考 Nunn & Qian(2014)的处理方法,引入上一年全国互联网用户数,与 1984 年每百万人固定电话数量形成交互项,作为最终的工具变量。<sup>④</sup>结果如表 5 第(1)~(3)列所示,核心解

释变量、中介变量的系数符号及显著性未出现较大变化,证明本文研究结论可信。<sup>⑤</sup>

## 表 5 考虑内生性问题的再检验

变量	工具变量法		
	(1)ind	(2)ind	(3)ind
dig	0.938*** (0.017)	0.928*** (0.018)	0.941*** (0.017)
rs		-0.003** (0.001)	
inno			0.133** (0.059)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	22.951***	16.686***	22.668***
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	16.736***	14.092***	16.431***
控制变量	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制
F 值	16875.570***	17421.220***	16098.540***
R <sup>2</sup>	0.999	0.999	0.999
N	333	333	333

## (三)空间计量模型检验结果

在进行空间计量检验前,首先应计算 2011—

2019 年的全局 Moran's I 指数来分别验证数字技术与产业结构升级的空间相关性,结果如表 6 所示。数字技术与产业结构升级的 Moran's I 指数均在 1% 的水平下显著为正,说明长三角城市间的数字技术与产业结构升级均存在正向空间依赖,考虑空间溢出效应才符合客观事实,有必要采用空间计量模型展开实证分析。再者,为确定空间计量模型的具体估计形式,本文分别进行拉格朗日乘数(LM)检验与似然比(LR)检验,见表 7。其中,LM 检验结果显示,空间误差(SEM)模型相较空间自回归(SAR)模型更为合适;LR 检验结果显示,空间杜宾(SDM)模型不能被弱化为 SEM 模型与 SAR 模型。因此,本文主要使用 SDM 模型对空间溢出效应进行检验。

表 6 数字技术和产业结构升级 Moran's I 指数检验结果

年份	ind	dig
2011	0.169*** (8.802)	0.202*** (10.299)
2012	0.174*** (9.025)	0.196*** (10.044)
2013	0.173*** (8.988)	0.156*** (8.363)
2014	0.176*** (9.108)	0.166*** (8.736)
2015	0.166*** (8.716)	0.158*** (8.361)
2016	0.155*** (8.244)	0.162*** (8.544)
2017	0.086*** (5.065)	0.114*** (6.370)
2018	0.132*** (7.171)	0.152*** (8.080)
2019	0.048*** (3.379)	0.153*** (8.178)

表 7 空间计量模型检验

检验内容	检验方法	地理距离权重矩阵	
		统计值	伴随概率
空间自回归模型与空间误差模型检验	LM-err 检验	310.674	0.000
	R-LM-err 检验	304.345	0.000
	LM-lag 检验	7.394	0.007
	R-LM-lag 检验	1.066	0.302
空间杜宾模型的简化检验	LR-lag 检验	27.890	0.000
	LR-err 检验	101.36	0.000

表 8 报告了空间杜宾模型的回归结果,结果显示数字技术对本地产业结构升级的推动作用依旧显著。在空间溢出部分,SDM 模型的数字技术空间滞后项系数显著为正,说明数字技术发展对周边地区的产业结构升级具有促进作用。空间项系数( $\rho$ )与 Moran's I 指数方向一致,在 1% 水平显著为正,同样验证了正向空间溢出效应的存在。考虑到空间交互项系数无法直接体现解释变量的边

际影响,为准确评估数字技术对产业结构升级的作用效果与空间溢出效应,本文测算了数字技术对长三角产业结构升级的直接效应、间接效应与总效应。从表 8 可以看出,三种效应均显著为正,并且相较于直接效应,间接效应的贡献更大。由此,不仅验证了假设 3,也发现在长三角地区,其他城市数字技术对某一城市产业结构升级的驱动作用要大于该城市自身数字技术的驱动作用。这可能是因为长三角各城市间的产业结构升级存在着明显的正向依赖,其他城市的数字技术不仅能够对该城市的产业结构升级产生溢出效应,也会通过推动自身产业结构升级对该城市的产业结构升级产生影响。此外,为验证 SDM 模型结果的可靠性,本文还进行了 SEM 回归,结果如表 8 第(2)列所示,核心解释变量与空间项系数( $\lambda$ )的结果与 SDM 模型基本一致。

表 8 数字技术对产业结构升级的空间溢出效应

变量	(1)SDM				(2)SEM
	ind	直接效应	间接效应	总效应	
dig	0.013* (0.007)	0.020** (0.008)	0.305** (0.119)	0.325*** (0.122)	0.017** (0.008)
Wdig	0.114** (0.045)				
$\rho / \lambda$	2.279*** (0.127)				2.511*** (0.062)
时间效应	控制				控制
城市效应	控制				控制
控制变量	控制				控制
N	369				369
$R^2$	0.581				0.496

#### (四) 基于经济发展差异的拓展分析

由于地理环境、资源禀赋、发展政策等条件存在差异,地区间不可避免地会出现经济发展不平衡问题,产业结构失衡就是其中的一个重要表现。而数字技术的出现打破了传统经济的地理限制与时间约束,为缓解地区间的产业结构失衡问题提供了新机遇。具体地,在数字技术对产业结构升级的推动作用上,经济欠发达地区具有一定的后发优势。一方面,经济欠发达地区具有知识技术学习的后发优势。由于数字技术存在外溢性与共享性,经济欠发达地区能够直接瞄准前沿技术,学习已有成功经验,通过完成数字技术的快速普及与融合,实现数字化、信息化追赶,加速推动当地产业结构升级(杨文溥,2021)。另一方面,经济欠发达

地区相较于发达地区具有创新创业的后发优势。达维多定律指出,在数字经济时代,只有开发了新产品的企業能够长期占据市场主导地位,即存在马太效应(Arthur,1996)。那么随着数字技术的创新发展与深入运用,区域中的企业发展将会出现两极分化现象。经济发达地区的数字技术水平与数字化程度较高,已有数字龙头企业抢占了市场空间,为维持垄断地位,这些龙头企业将会大力打压新兴企业,使新兴企业难以积累资金,开展创新活动(王健和姜厚辰,2021)。相反,数字技术发展滞后的欠发达地区市场空间广阔,具有更强的创新创业活力,能够参考已有成熟经验,结合本地产业特色,发展新兴产业,延伸产业链。在此情况下,相较于市场结构逐渐趋于稳定的经济发达地区,数字技术对欠发达地区产业结构升级的推动作用可能更为明显。综上所述,数字技术对产业结构升级的影响可能呈现出基于经济发展水平的非线性门槛特征。为此,本文采用面板门槛模型进行检验,并将经济发展水平作为门槛变量引入模型中。考虑到可能存在多阶段的非线性影响,本文构建多门槛面板回归模型如下:

$$ind_u = \alpha_0 + \alpha_1 dig_u \times I(pgdp_u < \delta_1) + \alpha_2 dig_u \times I(\delta_1 < pgdp_u < \delta_2) + \alpha_3 dig_u \times I(pgdp_u \geq \delta_2) + \alpha_4 Z_u + \lambda_u + \mu_u + \varepsilon_u \quad (12)$$

其中,  $pgdp_u$  为门槛变量经济发展水平,  $\delta_1$  与  $\delta_2$  分别为不同的门槛值,  $I(\cdot)$  为指示函数, 用于根据门槛值对样本进行分段。

门槛效应检验的具体结果如表 9、表 10 所示。表 9 中的门槛效应自抽样检验显示,经济发展水平存在双重门槛。根据表 10 中的具体结果可知,在长三角地区,经济发展水平不同的城市数字技术对产业结构升级的影响存在较大差异。在经济发展欠发达 ( $pgdp_u < 2.947$ ) 的城市,数字技术对产业结构升级的影响系数为 0.174;在经济发展水平相对中等 ( $2.947 \leq pgdp_u < 5.739$ ) 的城市,数字技术对产业结构升级的影响系数为 0.089;在经济发展发达 ( $pgdp_u \geq 5.739$ ) 的城市,数字技术对产业结构升级的影响系数为 0.036。由此可知:在长三角地区,对于经济欠发达城市,数字技术对产业结构升级的推动作用更为明显。面对当前长三角城市间数字技术与产业结构升级差距不断拉大的现实情况,经济欠发达城市迫切需要加快提升数字技术水平,借助相对更强的数字技术驱动作用实

现对经济发达城市的追赶。

表 9 门槛效应检验结果

门槛个数	经济发展水平	
	F 值	门槛值
单门槛	101.600***	2.947
双门槛	26.330***	5.739

表 10 门槛效应回归结果

门槛区间	ind
$dig(pgdp_u < \delta_1)$	0.174*** (0.014)
$dig(\delta_1 \leq pgdp_u < \delta_2)$	0.089*** (0.015)
$dig(pgdp_u \geq \delta_2)$	0.036*** (0.012)
控制变量	控制
时间效应	控制
城市效应	控制
F 值	40.880***
N	369
$R^2$	0.783

## 五、结论与政策启示

本文基于长三角地区 41 个城市 2011—2019 年的面板数据,借助中介效应模型、空间计量模型与面板门槛模型实证检验了长三角地区数字技术对产业结构升级的影响程度、作用机制、空间溢出情况与非线性影响,得出以下主要结论:第一,通过改善资源错配和激发企业创新,数字技术有效推动了长三角地区的产业结构升级,已成为加快实现长三角一体化战略目标、推动中国经济高质量发展的重要力量。第二,在长三角地区,数字技术对产业结构升级的影响存在正向的空间溢出,且其他地区数字技术对本地的溢出效应大于本地数字技术的直接正向作用。第三,数字技术对产业结构升级存在非线性影响,具体表现为在经济发展水平低于门槛值的地区,数字技术对产业结构升级的推动作用更强。

根据以上研究结论,为推动长三角产业结构升级,加快实现长三角高质量发展并形成可全国推广的示范经验,本文提出以下三点建议:

第一,培育壮大数字经济新引擎。长三角各城市应加快发展数字技术,以数字化改革为引领,进一步拓展新型产业,并助推数字与传统产业深度融合。一方面,要驱动重点领域产学研创新向纵深推进,培养创新型人才与实践型人才,为数字技术驱动产业结构升级提供高端劳动力。另一方面,

要在加强关键基础产业建设的同时,借助“雏鹰计划”、“鲲鹏计划”扶持培育科技型中小型企业,通过激发市场活力,助推数字技术激发企业创新。

第二,发挥中心城市溢出作用。长三角中心城市特别是上海、南京、杭州与合肥应借助自身优势互相形成联动,以中心城区的澎湃动能,实现对周边城市的正向溢出效应,驱动周边城市产业结构升级。同时,深入挖掘周边城市数字技术发展的庞大潜力,一边助力周边地区发挥后发优势,一边推动周边城市成为副中心城市,进一步提升对外辐射范围与辐射强度。

第三,加强长三角城市间合作。长三角要牢牢把握一体化战略机遇,全面带动长三角欠发达地区数字技术发展,通过助推后发优势的发挥,缩小地区间产业结构差距。一方面,要推动城市间传统基础设施与新型基础设施并行发展,为数字技术发展与运用提供需求与支撑。另一方面,要积极打破省际行政壁垒和制度壁垒,在原有合作协议的基础上,全面深化改革,强化长三角城市规划衔接,打造知识互联共享一体化平台,加快实现长三角各地数字技术的协同发展。

#### 注释:

①2019年12月1日,中共中央、国务院印发《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》,并在第二章总体要求中写明:长三角“全国发展强劲活跃增长极、全国高质量发展样板区、率先基本实现现代化引领区、区域一体化发展示范区、新时代改革开放新高地”战略定位与“创新链与产业链深度融合,产业迈向中高端”发展目标。

②《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》的前言中指出:规划范围包括上海市、江苏省、浙江省、安徽省全域(面积35.8万平方公里)。以上海市,江苏省南京、无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、盐城、泰州,浙江省杭州、宁波、温州、湖州、嘉兴、绍兴、金华、舟山、台州,安徽省合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城27个城市为中心区(面积22.5万平方公里),辐射带动长三角地区高质量发展。

③资料来源:中国信息通信研究院和浙江清华长三角研究院于2021年9月29日联合发布的《长三角数字经济发展报告(2021)》。

④由于1984年至今安徽省与江苏省的行政区划存在较大变化,因此,本文在采取工具变量法时,删除了样本中的亳州、宣城、宿迁、池州四个城市。

⑤本文重点关注被解释变量与解释变量之间的内生性问题,选取的工具变量外生于被解释变量而与解释变量

相关。中介效应第二步重在讨论解释变量与中介变量之间的关系,因此,未呈现中介效应第二步的内生性检验结果。

#### 参考文献:

1. 柏培文、张云:《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》,《经济研究》2021年第5期。
2. 陈廉、易露、陈强:《数字金融、中小企业债务融资与债权人异质性》,《贵州财经大学学报》2021年第5期。
3. 陈强远、钱则一、陈羽、施贞怀:《FDI对东道国企业的生存促进效应——兼议产业安全与外资市场准入》,《中国工业经济》2021年第7期。
4. 高敬峰、王彬:《数字技术提升了中国全球价值链地位吗》,《国际经贸探索》2020年第11期。
5. 国务院发展研究中心“国际经济格局变化和中国战略选择”课题组:《未来15年国际经济格局变化和中国战略选择》,《管理世界》2018年第12期。
6. 侯新炼、张宗益、周靖祥:《中国经济结构的增长效应及作用路径研究》,《世界经济》2013年第5期。
7. 黄海清、魏航:《数字经济如何稳就业——机制与经验分析》,《贵州财经大学学报》2022年第1期。
8. 黄群慧、余泳泽、张松林:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》2019年第8期。
9. 季书涵、朱英明、张鑫:《产业集聚对资源错配的改善效果研究》,《中国工业经济》2016年第6期。
10. 孔东民、徐茗丽、孔高文:《企业内部薪酬差距与创新》,《经济研究》2017年第10期。
11. 李虹、邹庆:《环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析》,《经济研究》2018年第11期。
12. 刘人怀、张镒:《互补性资产对双元创新的影响及平台开放度的调节作用》,《管理学报》2019年第7期。
13. 刘锡良、文书洋:《中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验》,《经济研究》2019年第3期。
14. 刘洋、董久钰、魏江:《数字创新管理:理论框架与未来研究》,《管理世界》2020年第7期。
15. 戚聿东、杜博、温馨:《国有企业数字化战略变革:使命嵌入与模式选择——基于3家中央企业数字化典型实践的案例研究》,《管理世界》2021年第11期。
16. 王健、姜厚辰:《互联网平台经营者集中:风险、挑战与应对》,《江南大学学报(人文社会科学版)》2021年第5期。
17. 汪伟、刘玉飞、彭冬冬:《人口老龄化的产业结构升级效应研究》,《中国工业经济》2015年第11期。
18. 魏江、刘嘉玲、刘洋:《新组织情境下创新战略理论

- 新趋势和新问题》,《管理世界》2021年第7期。
19. 杨文溥:《数字经济与区域经济增长:后发优势还是后发劣势?》,《上海财经大学学报》2021年第3期。
20. 余明桂、范蕊、钟慧洁:《中国产业政策与企业技术创新》,《中国工业经济》2016年第12期。
21. 左鹏飞、姜奇平、陈静:《互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级》,《数量经济技术经济研究》2020年第7期。
22. Arthur W. B. Increasing returns and the new world of business[J]. *Harvard Business Review*, 1996, 74(4): 100~109.
23. Banalieva E. R. & Dhanaraj C. Internalization Theory for the Digital Economy[J]. *Journal of International Business Studies*, 2019, 50(8):1372~1387.
24. Guler M. & Buyukozka G. Analysis of Digital Transformation Strategies with an Integrated Fuzzy AHP-axiomatic Design Methodology[J]. *IFAC-PapersOnLine*, 2019, 52(13): 1186~1191.
25. Heo P. S. & Lee D. H. Evolution of the linkage structure of ICT industry and its role in the economic system: the case of Korea[J]. *Information Technology for Development*, 2019, 25(3): 424~454.

26. Hsieh C. T. & Klenow P. J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403~1448.
27. Keller W. Trade and the Transmission of Technology [J]. *Journal of Economic Growth*, 2002, 7(1):5~24.
28. Kuhn P. & Skuterud M. Internet Job Search and Unemployment Durations[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(1):218~232.
29. Lee S., Kim M. S. & Park Y. ICT Co-evolution and Korean ICT Strategy—An Analysis Based on Patent Data[J]. *Telecommunications Policy*, 2009, 33(5~6):253~271.
30. Nambisan S., Wright M. & Feldman M. The Digital Transformation of Innovation and Entrepreneurship: Progress, Challenges and Key Themes[J]. *Research Policy*, 2019, 48(8): 103~773.
31. Nunn N. & Qian N. US Food Aid and Civil Conflict [J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6):1630~1666.
32. Yilmaz S., Haynes K. E. & Dinc M. Geographic and Network Neighbors: Spillover Effects of Telecommunications Infrastructure[J]. *Journal of Regional Science*, 2002, 42(2): 339~360.

责任编辑 张翔宇

(上接第 24 页)

18. 张西征、刘志远、王静:《货币政策影响公司投资的双重效应研究》,《管理科学》2012年第5期。
19. 张学勇、廖理:《风险投资背景与公司 IPO:市场表现与内在机理》,《经济研究》2011年第6期。
20. Bernanke B., Gertler M. & Gilchrist S. Monetary Policy and Asset Price Volatility[J]. *Economic Review*, 1999, 84(4):17~51.
21. Cloyne J., Ferreira C., Froemel M. & Surico P. Monetary Policy, Corporate Finance and Investment [R]. *NBER Working Papers*, 2018, No.25366.
22. Davis S. J. & Haltiwanger J. C. Dynamism Diminished: The Role of Housing Markets and Credit Conditions [R]. *NBER Working Papers*, 2019, No.25466.
23. Gertler M. & Gilchrist S. Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(2):309~340.
24. Gertler M., Gilchrist S. & Natalucci F. M. External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39(2~3):

- 295~330.
25. Gulen H. & Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523~564.
26. Jeenas P. Monetary Policy Shocks, Financial Structure, and Firm Activity: A Panel Approach[R]. *SSRN Working Paper*, 2018, No.3043579.
27. Jensen M. C. & Meckling W. H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3(4):305~360.
28. Kiyotaki N. & Moore J. Credit Cycles[J]. *The Journal of Political Economy*, 1997, 105(2):211~248.
29. Manova K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 80(2):711~744.
30. Ottonello P. & Winberry T. Financial Heterogeneity and the Investment Channel of Monetary Policy[J]. *Econometrica*, 2020, 88(6):2473~2502.

责任编辑 张翔宇

## ABSTRACTS

### The Logical Generation and Civilization Narration of the Chinese Path to Modernization (4)

Lu Mingchuan

(School of Marxism, Zhejiang University City College, Hangzhou 310015)

**Abstracts:** The Chinese path to modernization is a significant manifestation of the Communist Party of China's creative application of Marxist theory in China, with distinctive Chinese characteristics and far-reaching civilized significance. It has gradually formed in the century-old civilization practice led by the Communist Party of China, and has the historical and practical characteristics of civilization. The Chinese path to modernization has determined the goal orientation of civilization in the period of the New Democratic Revolution, laid the institutional foundation of civilization in the period of Socialist Revolution and Construction, demonstrated the Chinese characteristics of civilization in the period of Reform and Opening up and Socialist Modernization, and is showing the world significance of civilization development in the New Era of Socialism with Chinese Characteristics. The new form of civilization created by the Communist Party of China is fundamentally different from the existing forms of Western civilization. It is a form of civilization with the coordinated development of material civilization, political civilization, spiritual civilization, social civilization and ecological civilization. The five-pronged civilization is not only the concrete expression of the Marxist Civilization View in contemporary China, but also the civilization performance and civilization direction of the Chinese-style modernization road.

**Key words:** Chinese path to modernization; historical materialism; new form of civilization

### How Can Monetary Policy Control Effectively Support the Real Economy?

—Microeconomic Effects of Quantity and Price Tools

(14)

Zhang Yanyan<sup>1</sup>, Ding Zhiguo<sup>1</sup>, Ren Haofeng<sup>2</sup>

(1. Center for Quantitative Economics; 2. School of Business and Management, Jilin University, Changchun 130012)

**Abstract:** Under the new development pattern, whether the monetary policy regulation can effectively promote enterprise investment and promote the development of the real economy is the key to high-quality economic development. Taking A-share listed companies from 2010 to 2020 as a sample, this paper uses the panel VAR model to test the micro effects of quantitative and price monetary policy, and identify the transmission path of monetary policy effectively supporting the development of real economy. The study found that price based monetary policy tools mainly affect enterprise fixed asset investment through the change of collateral value and alleviating enterprise financing constraints, while quantitative monetary policy tools play a role by alleviating enterprise financing constraints, and the impact range is three times that of price based tools. Further research shows that China's monetary policy transmission shows obvious heterogeneity. The existence of credit discrimination makes the impact of monetary policy on non-state-owned enterprises delayed, and young enterprises and enterprises in the western region are more sensitive to the impact of monetary policy. This study shows that to improve the transmission efficiency of monetary policy to the real economy, we must not ignore the difference in the regulation effect of quantitative and price tools, scientifically grasp the rhythm of "quantity and price conversion" and pay equal attention to the coordination of policy tools, so as to promote enterprise investment and achieve high-quality economic development.

**Key words:** quantitative monetary policy; price monetary policy; enterprise investment; financing constraints; collateral value

### The Impact of Digital Technologies on the Upgrading of Industrial Structure in Yangtze River Delta (25)

Fang Huliu<sup>1</sup>, Pan Xian<sup>1</sup>, Ma Jiujie<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Hangzhou Normal University, Hangzhou 311121; 2. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872)

**Abstract:** The upgrading of industrial structure is an important path for high-quality development of Yangtze River Delta. As the leading force of innovation-driven development, digital technologies have a profound impact on the upgrading of industrial structure. Based on the data of 41 cities in Yangtze River Delta from 2011 to 2019, this paper constructs mediating effect model, spatial econometric model and panel threshold model to research the relationship between digital technologies and industrial structure upgrading. The results show that: (1) The improvement of resource mismatch and enterprise innovation are the effective intermediary paths for digital technologies to promote the upgrading of industrial structure in the Yangtze River Delta; (2) There is a positive spatial spillover effect of digital technologies on the upgrading of industrial structure; (3) Due to the differences of economic development level, there is a double threshold effect of digital technologies affecting the upgrading of industrial structure: in areas with lower economic development level, digital technologies play a stronger role in promoting the upgrading of industrial structure. The conclusion of this paper not only enriches the achievements of related research fields, but also proposes the policy ideas for industrial structure upgrading and high-quality development of regional economy in the Yangtze River Delta.

**Key words:** digital technologies; industrial structure upgrading; Yangtze River Delta; digital economy

### From Basis to Reasons: Towards A Substantive Conception of “Treating Like Cases Alike” (36)

Zhu Zhen

(Law School, Jilin University, Changchun 130012)

**Abstract:** As a basic requirement of judicial activities, “treating like cases alike” has two different ways of understanding: one is “treating like cases alike” as a judicial policy; The second is “treating like cases alike” as a way of reasoning. The latter has independent conceptual value and will not only become a popular expression of judicial policy. The orientation of guiding cases in the judicial system not only shows that referring to guiding cases is a legal obligation; It also shows that the content of reference may be the abstract legal reasons embodied in the reasoning of the previous cases. The complexity of the guiding case itself provides the possibility of more abstract theoretical construction of the principle of “treating like cases alike”, that is, starting from the judicial judgment process as the rule of reasons, the substantive reasons are not only the basis for judging similar cases, but also the core reasons for the judgment of pending cases. The substantive concept of “treating like cases alike” not only has a solid theoretical foundation and deepens our understanding of the principle of equality, but also helps to guide the wider use of guiding cases in practice.

**Key words:** treating like cases alike; equality; reasons

### Does “Treating Like Cases Alike” Entails Stare Decisis?

#### —Conceptual Clarification of A Pair of Perplexing Ideas

(45)

Wang Linghao

(Guanghua Law School, Zhejiang University, Hangzhou 310008)

**Abstract:** “Treating like cases alike” in the literal or strict sense is a modal claim about normative legal judgments. The positive part of this claim is that a judge must make the same decision when deciding cases with the same facts; if a judge made different decisions when deciding cases with the same facts, the negative part of the claim entails that he must have been made one or several mistakes. “Treating like cases alike” in this sense is a claim about the supervenience relationship between facts of the cases on the one hand and the legal properties or legal judgments on the other. It has nothing to do with substantial values such as justice and equality. It is also neutral with respect to any theories of adjudication and makes no commitment to rationality or reasonableness. Against the background of statutory legal system, “treating like cases alike” is a mere epiphenomenon of deciding cases according to the statutory law. It does not incorporate stare decisis conceptually or entail it logically. It means that any successful justifications for stare decisis must be substantive ones.

**Key words:** treating like cases alike; stare decisis; supervenience; rule of law

### The Jurisprudence and Reasoning of Judge’s Deviation from Precedents

(56)

Sun Haibo

(College of Comparative Law, China University of Political Science and Law, Beijing 100088)

**Abstract:** The settled cases condense the experience and wisdom of law application and contain solu-