

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.07.001

# 互联网如何驱动制造业结构升级：理论与证据<sup>①</sup>

于斌斌

(广东外语外贸大学经济贸易学院, 广州 510006)

**摘要:**本研究拓展了新兴古典-超边际经济学的理论分析框架,构建了一个关于互联网驱动制造业升级的理论模型,揭示了互联网驱动制造业结构升级的内在机制,并利用动态空间杜宾模型考察了互联网发展对制造业结构升级的影响及空间溢出效应。结果表明,互联网发展对本地区及周边地区的制造业结构升级均存在显著的促进作用,并且长期效应要大于短期效应。机制检验发现,互联网发展主要通过深化专业分工和提升生产效率驱动了制造业结构升级,并且专业分工的中介效应要明显大于生产效率。进一步研究发现,与拥有互联网资源相比,提高一个地区的互联网技术应用水平更能促进制造业结构升级;与中西部地区相比,东部地区因在“互联网+”方面的绝对优势,不仅加快了本地区的制造业结构升级,还对周边地区的制造业结构升级产生明显的空间溢出效应。以上研究结论为中国实施“互联网+制造业”行动计划提供了理论依据和经验证据。

**关键词:**互联网; 制造业结构升级; 超边际分析; 空间杜宾模型

**中图分类号:**F426; F49 **文献标识码:**A **文章编号:**1007-9807(2025)07-0001-21

## 0 引言

进入21世纪以来,以互联网为代表的新一代信息技术革命蓬勃兴起,被称为驱动产业变革和科技创新的“第五次康德拉季耶夫周期”<sup>[1]</sup>。目前,全球已有148个国家和地区推出了互联网战略计划,例如美国的“工业互联网”计划和德国的“工业4.0”战略计划,均尝试通过互联网技术实现制造业升级,进而重塑全球制造业分工格局。为此,中国政府颁布并实施了《中国制造2025》战略规划,强调加快推进互联网技术应用是实现制造业创新驱动和高质量发展的重要途径。随后,国务院分别于2016年和2017年印发《国务院关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》及《关于深化“互联网+先进制造业”发展工业互联网的指导意见》,不仅将“互联网+”战略作为供给

侧结构性改革的一项重要举措,更期望借助互联网技术推动制造业的转型升级。这也顺应了党的十九大报告提出的“加快建设制造强国,加快发展先进制造业,推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”的总体要求。

互联网产生的“创造性破坏”颠覆了人类的生产和生活方式,对整合经济资源、降低交易成本、优化产业分工、提升生产效率均起到了重要的促进作用<sup>[2,3]</sup>。随着互联网对制造业的渗透与融合,新产业、新业态、新模式不断涌现,正重塑制造业的组织形态和竞争格局,并成为驱动经济增长的新动能。相关统计数据显示(2019年)<sup>[2]</sup>,从供给侧看,全国数字经济增加值已达到35.8万亿元,占GDP比重为36.2%,同比增长15.6%,尤其是产业数字化增加值达到28.8万亿元,占GDP比

① 收稿日期:2022-04-13; 修订日期:2024-06-03。

基金项目:国家自然科学基金资助项目(72073122)。

作者简介:于斌斌(1986—),男,山东沂水人,博士,教授,博士生导师。Email:bxbybby@163.com

② 数据来源于商务部发布的《中国电子商务报告(2019)》和中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2020年)》。

重为 29.0%；从消费侧看，全国电子商务交易额已达到 34.8 万亿元，同比增长 6.7%，尤其是网上零售额达到 10.6 万亿元，同比增长 16.5%，并且实物商品网上零售额(8.52 万亿)占社会消费品零售总额的比重为 20.7%，已连续多年成为全球第一大网络零售国。虽然互联网技术已逐渐融入到企业的生产、运营、销售等各个环节，但目前中国“互联网+”的优势仍主要体现在消费侧，而在供给侧方面的嵌入、应用与发达国家尚存在较大差距<sup>[4]</sup>。那么，在此背景下，互联网如何深度融入并驱动制造业结构升级？其内在机制是什么？这需要更加科学、合理的理论阐释和证据支持，也正是本研究所要研究的核心问题。

与现有研究相比，本研究的边际贡献体现在：1)以新兴古典-超边际经济学的理论分析方法为基础，引入互联网技术与服务作为制造业中间产品与最终产品的中间投入，构建互联网驱动制造业结构升级的理论模型，进而剖析了其内在的作用机制及影响因素；2)考虑到制造业结构升级的时空双重滞后效应及互联网发展的空间溢出效应，运用动态空间杜宾模型对互联网驱动制造业结构升级的理论机制及空间效应进行了较为全面的识别和检验；3)使用中介效应模型对互联网驱动制造业结构升级的作用机制及传导路径进行了探讨和检验，并从互联网资源与应用两个维度及分地区对互联网驱动制造业结构升级的效应进行了异质性检验，从而为各地区深化“互联网+先进制造业”的政策调整提供了经验支持。

## 1 文献综述

互联网作为一种通用信息技术，已广泛渗透到社会的各个方面、各个层次、各个领域，对经济社会发展带来了巨大冲击。从宏观层面看，互联网的经济效应主要表现在如下几个方面：1)互联网对经济增长的影响效应。大多数研究从互联网普及率、互联网渗透率、互联网基础设施等多个方面证实，互联网能显著促进经济增长。例如，Czernich 等<sup>[5]</sup>利用 OECD 国家的统计数据发现，互联网普及率每提高 10%，能拉动 0.9%~1.5% 人均 GDP 增长率；Chu<sup>[6]</sup>则使用全球 201 个国家和地

区的统计数据研究发现，互联网渗透率每提高 10%，可以带动人均 GDP 增加 0.57%~0.63%；而韩宝国和朱平芳<sup>[7]</sup>采用中国省级面板数据分析发现，互联网渗透率每提高 10%，能带动约 0.19 个百分点的人均 GDP 增长率。2)互联网对国际贸易的影响效应。在理论研究方面，相关文献发现，互联网可以通过降低贸易成本（包括运输成本、搜寻成本和交流成本等）的方式来扩大国际贸易规模<sup>[8, 9]</sup>。在实证研究方面，既有文献发现互联网提高了企业的出口倾向，进而扩大了国家贸易的出口广延边际<sup>[10, 11]</sup>，也有文献佐证互联网提高了企业出口密集度，从而扩大了国际贸易的出口集约边际<sup>[12]</sup>；不仅如此，Choi<sup>[13]</sup>研究发现，互联网的商业化应用对进口贸易也存在显著的正向影响。3)互联网对就业结构的影响效应。一方面，互联网降低了劳动力的信息成本与搜寻成本，使劳动力市场的供需结构更加匹配；另一方面，互联网对经济活动的融入与渗透，加快了技术更新换代周期，并通过“机器换人”的方式重塑了劳动力就业结构<sup>[14]</sup>。随着互联网技术的普及与应用，美欧等国家的劳动力就业结构出现了高低技能就业岗位增加、中等技能岗位减少的“两极分化”现象<sup>[15]</sup>，而中国则出现了强化劳动要素、弱化资本要素的技术进步偏向<sup>[16]</sup>。4)互联网对收入差距的影响效应。Bauer<sup>[17]</sup>研究发现，导致收入不平等的原因并不是互联网普及，而是互联网与技术、经济、政治的融合程度。尹志超等<sup>[18]</sup>利用中国家庭金融调查数据(CHFS)研究发现，互联网金融促进了家庭总收入，但也同时大大增加了家庭收入的波动风险。

从微观层面看，关于互联网对企业个体的影响研究主要从组织结构、交易效率和创新能力三个方面展开。首先，互联网改变了企业的市场行为、生产经营、交易分配等运作方式，从而“倒逼”企业建立更加灵活、更具适应性的组织模式。Abouzeedan 等<sup>[19]</sup>指出，为了在经营、生产、创新等方面获取更多资源并有效降低成本，企业会增加服务化投入，并在组织管理上实现“互联网化”。其次，互联网有利于降低企业的搜寻成本和合约成本，进而提高企业的市场交易效率。一方面，互联网对企业搜寻成本的降低，提高了交易双方的信息匹配和沟通效率，加剧了相似产品的价格竞

争程度，使中间产品和最终产品的交易匹配质量更高<sup>[20]</sup>；另一方面，互联网增加了企业的信息透明度，降低了企业在签约与履约过程中的信息不对称，在更大程度上避免了机会主义行为和道德风险问题<sup>[21]</sup>。最后，互联网技术对企业生产经营活动的深度融合与嵌入，显著提升了企业的创新能力。与传统技术相比，互联网技术可以通过流程优化和产品创新实现企业绩效的快速提升<sup>[22]</sup>。Branstetter 等<sup>[23]</sup>也指出，互联网技术在制造业企业的应用，可以大幅度提高其创新能力。

与互联网的宏微观经济效应相比，本研究将重点关注互联网对产业部门的影响效应。就互联网与农业的关系而言，互联网+农业、农村电商平台及互联网技术对农业农村现代化尤其是增加农户收入、非农就业和精准扶贫工作等方面发挥了积极作用，并且成为优化城乡资源配置、改善城乡收入差距的一把“利器”<sup>[24]</sup>。就互联网与服务业之间的关系而言，互联网平台本身就属于服务业，不仅为生产要素和最终产品（服务）实现跨部门、跨时空的自由流动提供了条件和便利，而且还通过“互联网+”的产业融合模式催生出了很多新产业和新业态<sup>[25, 26]</sup>。由于金融、保险、通信、视听服务等信息密度较高的行业对知识信息的流动更敏感，互联网对传统金融部门的挑战及影响成为大多数研究关注的焦点。一方面，互联网打破了传统银行、保险等部门对客户资源信息的绝对垄断地位，并通过智能化管理、数据互联互通等方式为客户提供更为优质的服务<sup>[27]</sup>；另一方面，互联网技术对金融活动的影响并不局限于作为一种数字化技术平台或工具的辅助性作用，而是有效提升了金融系统的基本服务功能及社会资金配置效率<sup>[28]</sup>。

针对互联网与工业尤其制造业之间的关系，多数研究以下几个问题进行了讨论和分析：1) 互联网如何推动产业结构调整。互联网技术作为一种兼具基础性和创新性的通用型技术，既能通过竞争效应和规模效应驱动传统产业转型升级，也能通过平台效应加快高新技术产业发展<sup>[29]</sup>。另外，互联网的泛在连接能力推动了知识编码、数据共享和信息交互在跨行业、跨领域的集成创新溢出，持续优化了传统产业的管理模式、生产方式和产业链结构<sup>[30]</sup>。Szalavetz 等<sup>[31]</sup>也发现，互联网信息技术可以促进依赖于全球价值链分工的传统制

造业向知识密集型产业转型升级。2) 互联网如何深化产业专业分工。互联网技术的介入突破了产业发展的时空束缚，有利于延伸本地区优势产业链，加快淘汰劣势或落后产能，从而促进了制造业专业化水平提升<sup>[32]</sup>。一方面，互联网技术快速发展降低了产业间的协调成本，有助于企业专注于自己的核心业务，并倾向于从外部市场购买中间投入品或服务，进而深化了产业专业化分工<sup>[33]</sup>；另一方面，互联网技术改变了全球价值链的权力组织结构和价值分配格局，既有利于制造业中小企业参与全球产业链和价值链的分工体系，也有助于发展中国家参与高附加值的生产活动<sup>[34]</sup>。3) 互联网如何提升产业生产效率。大多数研究发现，互联网的技术溢出效应是产业生产率提升的重要来源。例如，Bloom 和 Reenen<sup>[35]</sup>研究发现，互联网应用扩大了技术知识的溢出范围，并在分享和交流过程中加速了企业创新，提高了相关产业生产率；郭家堂和骆品亮<sup>[36]</sup>则利用中国数据研究发现，互联网促进了全要素生产率提升，并对“索洛悖论”进行了回应。

关于互联网经济效应的研究，一个被忽视的问题是空间距离。由于受运输成本、贸易成本等因素的约束较小，互联网突破了时空限制，改变了生产、流通、消费等经济活动的空间格局<sup>[37]</sup>。一方面，互联网提高了企业选址的自由度，有利于企业规避拥挤成本，从而降低了地理因素对产业空间布局的重要性，并创造出脱离实体空间的新信息地理；另一方面，互联网为企业跨区域竞争提供了条件和机会，促使不同区域的企业在超区域空间范围内竞争，从而提高了企业对于要素资源的整合能力，并有利于提升整个产业链和供应链的配置效率和生产效率。除此之外，互联网还突破了国家之间的地理距离限制，大幅提升了跨境电商企业出口的广延边际和集约边际<sup>[38]</sup>。但是，互联网的经济效应也并不能完全排除空间距离的影响。Blum 和 Goldfarb<sup>[39]</sup>研究发现，即便对无需运输成本的网络产品，空间距离仍存在显著的影响作用。由于经济发展会产生更多复杂的、无法编码的“非标准化信息”或“默示知识”，并且这些信息会存在响应与处理时间，因而地理因素的重要性并不能完全被忽视<sup>[40]</sup>。这意味着，互联网对经济发展可能存在明显的空间溢出效应，并且该效应会

因空间距离而出现“距离损耗”。

综上所述,既有文献对互联网经济效应进行了较多层面的关注和研究,但仍存在以下不足之处:其一,大多数研究虽然从宏观、中观和微观维度对互联网经济效应开展了研究,但关于互联网对制造业的嵌入与渗透,尤其是互联网与制造业结构升级之间的关系仍缺乏相应的理论模型和实证检验;其二,大多数研究对互联网经济效应进行实证分析时,并未充分考虑和识别互联网的空间溢出效应,从而导致相关的实证结果可能存在一定偏误;其三,虽然中国是具有全球重要影响力的互联网和制造业大国,但关于互联网与制造业之间关系的“中国经验”研究仍然较少。因此,本研究将以新兴古典-超边际经济学的分析框架为基础,构建互联网嵌入制造业产业链的理论模型,并剖析互联网促进制造业结构升级的内在机制,进而利用动态空间杜宾模型来识别和检验互联网对制造业结构升级的影响及空间溢出效应。

## 2 理论机制

### 2.1 基础模型

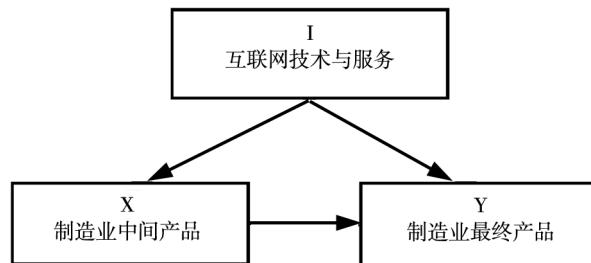


图 1 互联网驱动的制造业产业链

Fig. 1 Manufacturing industry chain driven by Internet

假设一个经济系统由  $M$  个生产者-消费者组成,并且存在一种制造业最终产品 Y 可供经济主体生产和消费。与庞春<sup>[41]</sup>、郑小碧等<sup>[42]</sup>等学者的模型设计思路不同的是,本研究假设制造业最终产品 Y 的生产除劳动投入 L 和中间产品投入 X 之外,还需要互联网技术与服务投入 I。同时,I 既是 Y 的中间产品,也是 X 的中间产品,见图1。假设经济主体对制造业最终产品 Y、中间产品投入 X 和互联网技术与服务投入 I 均存在自给、需求和供给 3 种选择方式。生产函数可分别设定为

$$y^p = y + y^s$$

$$x^p = x + x^s$$

$$i^p = i + i^s$$

(1)

其中  $y^p$ 、 $y$  和  $y^s$  分别表示制造业最终产品 Y 的生产量、自给量和供给量; $x^p$ 、 $x$ 、 $x^s$ 、 $i^p$ 、 $i$ 、 $i^s$  则分别表示中间产品 X 和互联网技术与服务 I 的生产量、自给量和供给量。设定  $l_y$ 、 $l_x$ 、 $l_i$  分别为经济主体在制造业最终产品 Y、中间产品 X 和互联网技术与服务 I 的劳动投入份额。因此,经济主体的劳动禀赋约束可设定为

$$l_y + l_x + l_i = 1, l_y, l_x, l_i \in [0,1] \quad (2)$$

经济主体在市场交易过程中的预算条件可设定为

$$p_y(y^s - y^d) + p_x(x^s - x^d) + p_i(i^s - i^d) = 0 \quad (3)$$

其中  $p_y$ 、 $p_x$  和  $p_i$  分别表示制造业最终产品 Y、中间产品 X 和互联网技术与服务 I 的市场交易价格。互联网技术与服务的引入提高了制造业产品在生产和消费过程中的信息匹配程度,降低了单位市场交易成本,进而提高了市场交易效率,设  $k \in (0,1)$  为市场交易效率系数。在新古典经济学模型中,需要把学习成本参数引入到生产函数,以刻画专业分工中的“干中学”活动<sup>[43]</sup>。因此,本研究分别用  $a$ 、 $b$ 、 $c$  表示制造业最终产品 Y、中间产品 X 和互联网技术与服务 I 的学习成本参数( $0 < a, b, c < 1$ )。最终,采用 C-D 生产函数将经济主体的效用函数设定为

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= y + ky^d \\ \text{s. t. } y^p &= [(x + kx^d)^\lambda (i + ki^d)^{1-\lambda}]^\gamma (l_y - a)^{1-\gamma} \\ x^p &= (i + k i^d)^\eta (l_x - b)^{1-\eta} \\ i^p &= l_i - c \\ l_y + l_x + l_i &= 1 \end{aligned}$$

$$p_y(y^s - y^d) + p_x(x^s - x^d) + p_i(i^s - i^d) = 0 \quad (4)$$

其中经济主体的效用由制造业最终产品 Y 的自给量  $y$  和需求量(购买量)  $y^d$  共同决定。但由于存在交易成本,经济主体从市场交易中实际获得的最终产品数量为  $ky^d$ 。在约束条件中, $\lambda$ 、 $1 - \lambda$  和  $1 - \gamma$  分别表示中间产品 X、互联网技术与服务 I 和劳动 L 在制造业最终产品 Y 生产过程中的相对贡献度,而  $\gamma$  反映了所有中间投入在制造业最终产品 Y 生产过程中的相对贡献度( $0 < \lambda, \gamma < 1$ ); $\eta$  和  $1 - \eta$  则表示互联网技术与服务 I 和劳动 L 在中间产品生产过程中的相对贡献度( $0 < \eta < 1$ )。需要

指出的是,由于中间产品 X 和互联网技术与服务 I 都属于制造业最终产品的中间投入,因而本研究假定,生产或提供中间产品 X 和互联网技术与服务 I 的经济主体要么全部自用来制造最终产品,要么全部出售给其他经济主体.

## 2.2 决策结构

根据新兴古典 - 超边际分析框架,以及图 1 展示的生产关系,可以排除一些不合理的决策模式.因此,每个经济主体可以选择如下 6 种决策模式:模式 1 为(IXY),即互联网技术与服务 I、中间产品 X 和最终产品 Y 均是自给自足;模式 2 为(XI/Y),即出售 X,自给 I,购买 Y;模式 3 为(YI/X),即出售 Y,自给 I,购买 X;模式 4 为(I/Y),即出售 I,购买 Y;模式 5 为(X/IY),即出售 X,购买 I 和 Y;模式 6 为(Y/IX),即出售 Y,购买 I 和 X.由于决策模式 1 并不参与生产分工,本研究根据经济主体对互联网技术与服务的选择方式,将后 5 种决策模式划分为 2 种不同的分工结构.

### 2.2.1 互联网自给自足结构

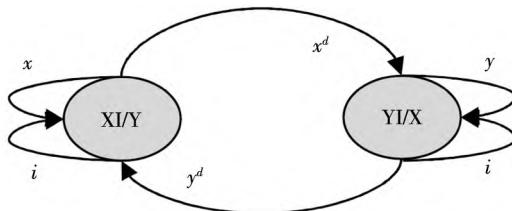


图 2 互联网自给自足结构(结构 A)

Fig. 2 Structure of Internet self-sufficiency (structure A)

在互联网发展初期,经济主体对互联网应用较少,其信息功能主要隐含在自身内部,并不会通过市场交易获得专业化的互联网技术与服务.由图 2 所示,互联网自给自足结构包括 2 种决策模式,即(XI/Y) 和 (YI/X). 其中,选择(XI/Y) 的经济主体将自我提供互联网技术与服务 I,同时专注于生产并向市场全部出售中间产品 X,并从市场中购买最终产品 Y. 根据新兴古典 - 超边际经济学的最优模式定理,经济主体的决策变量  $i$ 、 $x^s$ 、 $y^d$ 、 $l_x$  和  $l_y$  均大于 0,其他决策变量均为 0. 因此,经济主体的决策方程可表示为

$$\begin{aligned} \text{Max } U_A^{XI} &= ky^d \\ \text{s. t. } x^p &= x^s = i^\eta (l_x - b)^{1-\eta} \\ i^p &= l_i - c \end{aligned}$$

$$l_x + l_i = 1$$

$$p_x x^s = p_y y^d \quad (5)$$

通过求式(5) 的最大化问题,可得到如下角点解

$$\begin{aligned} l_i &= \eta(1-b) + c(1-\eta) \\ i^p &= \eta(1-b-c) \\ x^p &= x^s = \eta^\eta (1-\eta)^{\eta} \\ y^d &= (p_x/p_y) \eta^\eta (1-\eta)^{1-\eta} \\ U_A^{XI} &= k\eta^\eta (1-\eta)^{1-\eta} (p_x/p_y) \eta^\eta \quad (6) \end{aligned}$$

经济主体若选择(YI/X),则将自给互联网技术与服务 I,同时专注于生产并向市场出售最终产品 Y,并从市场中购买中间产品 X. 此时,经济主体的决策变量  $i$ 、 $y^d$ 、 $x^d$ 、 $l_y$  和  $l_i$  均大于 0,其他决策变量均为 0. 因此,经济主体的决策方程可表示为

$$\begin{aligned} \text{Max } U_A^{YI} &= y^p \\ \text{s. t. } y^p &= y + y^s = [(kx^d)^\lambda i^{1-\lambda}]^\gamma (l_y - a)^{1-\gamma} \\ i^p &= l_i - c \\ l_y + l_i &= 1 \\ p_x x^d &= p_y y^s \quad (7) \end{aligned}$$

通过求式(7) 的最大化问题,可得到如下角点解

$$\begin{aligned} l_i &= [\gamma(1-a)(1-\lambda) + c(1-\gamma)] / (1-\lambda\gamma) \\ y^s &= \lambda\gamma y^p = [\lambda\gamma(1-a-c) / (1-\lambda\gamma)] \times \\ &\quad [\phi(kp_y/p_x)^{\lambda\gamma}]^{1/(1-\lambda\gamma)} \\ x^d &= [\lambda\gamma(1-a-c) / (1-\lambda\gamma)] \times \\ &\quad [\phi(k^{\lambda\gamma} p_y/p_x)]^{1/(1-\lambda\gamma)} \\ i^p &= \gamma(1-a-c)(1-\lambda) / (1-\gamma\lambda) \\ U_A^{YI} &= (1-a-c)[\phi(kp_y/p_x)^{\lambda\gamma}]^{1/(1-\lambda\gamma)} \quad (8) \end{aligned}$$

其中  $\phi = [\gamma\lambda^\lambda (1-\lambda)^{1-\lambda}]^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma}$ .

### 2.2.2 互联网参与分工结构

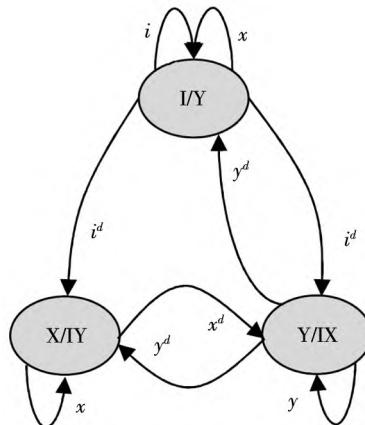


图 3 互联网参与分工结构(结构 B)

Fig. 3 Structure of Internet participation in division of labor (structure B)

随着互联网的快速发展及其对制造业的嵌入与渗透,制造业企业为了提高生产率,开始通过市场交易来获得专业化的互联网技术与服务,从而使互联网逐步参与到制造业的生产分工。尤其是互联网平台及其形成的信息生态系统大大提升了市场交易效率,并试图重构制造业的分工格局。由图 3 可知,互联网参与分工结构包括 3 种决策模式。接下来,本研究将分别讨论这 3 种决策模式的最优化问题。

经济主体若选择(I/Y),则将专注于生产并向市场全部出售互联网技术与服务 I,并从市场中购买最终产品 Y。此时,经济主体的决策变量  $i^s$  和  $y^d$  均大于 0 且  $l_i = 1$ ,其他决策变量均为 0。因此,经济主体的决策方程可表示为

$$\begin{aligned} \text{Max } U_B^I &= k y^d \\ \text{s. t. } i^s &= l_i - c \\ l_i &= 1 \\ p_i i^s &= p_y y^d \end{aligned} \quad (9)$$

通过求式(9)的最大化问题,可得到如下角点解

$$\begin{aligned} i^s &= 1 - c \\ y^d &= (1 - c) p_i / p_y \\ U_B^I &= k(1 - c) p_i / p_y \end{aligned} \quad (10)$$

经济主体若选择(X/IY),则将专注于生产并向市场全部出售中间产品 X,并从市场中购买互联网技术与服务 I 和最终产品 Y。此时,经济主体的决策变量  $i^d$ 、 $x^s$ 、 $y^d$  均大于 0 且  $l_x = 1$ ,其他决策变量均为 0。因此,经济主体决策方程可表示为

$$\begin{aligned} \text{Max } U_B^X &= k y^d \\ \text{s. t. } x^p &= x^s = (k i^d)^\eta (l_x - b)^{1-\eta} \\ l_x &= 1 \\ p_x x^s &= p_y y^d + p_i i^d \end{aligned} \quad (11)$$

通过求式(11)的最大化问题,可得到如下角点解

$$\begin{aligned} i^d &= (1 - b) (\eta k^\eta p_x / p_i)^{1/(1-\eta)} \\ x^s &= (1 - b) (\eta k p_x / p_i)^{1/(1-\eta)} \\ y^d &= [(1 - b) / p_y] [(\eta^\eta - \eta) k^\eta p_x / p_i^\eta]^{1/(1-\eta)} \\ U_B^X &= [(1 - b) / p_y] [(\eta^\eta - \eta) k p_x / p_i^\eta]^{1/(1-\eta)} \end{aligned} \quad (12)$$

经济主体若选择(Y/IX),则将专注于生产并

向市场出售最终产品 Y,并从市场中购买互联网技术与服务 I 和中间产品 X。此时,经济主体的决策变量  $y$ 、 $y^s$ 、 $i^d$  和  $x^d$  均大于 0 且  $l_y = 1$ ,其他决策变量均为 0。因此,经济主体的决策方程可表示为

$$\begin{aligned} \text{Max } U_B^Y &= y \\ \text{s. t. } y^p &= y + y^s = [(k x^d)^\lambda (i^d)^{1-\lambda}]^\gamma (l_y - a)^{1-\gamma} \\ l_y &= 1 \\ p_y y^s &= p_x x^d + p_i i^d \end{aligned} \quad (13)$$

通过求式(13)的最大化问题,可得到如下角点解

$$\begin{aligned} i^d &= \{\gamma(1 - \lambda)(1 - a) p_y / [(1 - \gamma) p_i]\} \times \\ &\quad [\phi(k p_y / p_i)^\gamma (p_i / p_x)^{\lambda\gamma}]^{1/(1-\gamma)} \\ x^d &= \{\lambda\gamma(1 - a) p_y / [(1 - \gamma) p_x]\} \times \\ &\quad [\phi(k p_y / p_i)^\gamma (p_i / p_x)^{\lambda\gamma}]^{1/(1-\gamma)} \\ y^s &= \gamma y^p = [\gamma(1 - a) / (1 - \gamma)] \times \\ &\quad [\phi(k p_y / p_i)^\gamma (p_i / p_x)^{\lambda\gamma}]^{1/(1-\gamma)} \\ U_B^Y &= (1 - a) [\phi(k p_y / p_i)^\gamma (p_i / p_x)^{\lambda\gamma}]^{1/(1-\gamma)} \end{aligned} \quad (14)$$

## 2.3 一般均衡

对于互联网自给自足结构(结构 A),根据效用均衡和市场出清的均衡条件,即  $U_A^{XI} = U_A^{YI}$  和  $M_A^{XI} y^d = M_A^{YI} y^s$ ,可以得到中间产品生产者与最终产品生产者的相对数量  $M_A^{XI} / M_A^{YI}$  和均等效用  $U_A$

$$M_A^{XI} / M_A^{YI} = k\lambda\gamma / (1 - \lambda\gamma) \\ U_A = \phi(1 - a - c)^{1-\lambda\gamma} [k^2 \eta^\eta (1 - \eta)^{1-\eta}]^{\lambda\gamma} \quad (15)$$

对于互联网参与分工结构(结构 B),根据均衡条件  $U_B^I = U_B^X = U_B^Y$ ,  $M_B^I i^s = M_B^X i^d + M_B^Y i^d$ ,  $M_B^X x^s = M_B^Y x^d$ ,  $M_B^Y y^s = M_B^I y^d + M_B^X y^d$ ,可以得到

$$\begin{aligned} M_B^I / M_B^X &= (k + 1) [\eta / (\eta^\eta - \eta)]^{1/(1-\eta)} \\ M_B^I &= [\lambda\gamma k^\eta (1 - b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta) / (1 - c)^{1-\eta} + \\ &\quad \gamma(1 - \lambda)] / (1 - \gamma) \\ M_B^X &= [\lambda\gamma k^\eta (1 - b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)}] / \\ &\quad [(1 - \gamma)(1 - c)^{1-\eta} \eta^{1/(1-\eta)}] \\ U_B &= \phi k^{\eta\lambda\gamma+2\gamma} (1 - a)^{1-\gamma} (1 - b)^{\lambda\gamma(1-\eta)} \times \\ &\quad (1 - c)^{\gamma(1+\eta\gamma-\lambda)} (\eta^\eta - \eta)^{\lambda\gamma} \end{aligned} \quad (16)$$

由式(15)和式(16)可知,结构 A 和结构 B 存在的超边际一般均衡条件分别为  $U_A > U_B$  和  $U_B > U_A$ 。具体而言,可以分两种情况进行讨论(见表

1). 当  $0 < a + c < 1$  时, 即制造业最终产品和互联网技术与服务生产的综合学习成本较低时, 结构 A 和结构 B 都有可能存在。那么, 哪一种结构会发生在均衡状态, 这将取决于两种结构的市场交易效率的相对高低。若市场交易效率  $k > k_0$ , 那么结构 B 是均衡结构; 若市场交易效率  $k < k_0$ , 那么结

构 A 是均衡结构。当  $a + c > 1$  时, 即制造业最终产品和互联网技术与服务生产的综合学习成本较高时, 只有结构 B 是均衡结构。这意味着, 与综合学习成本效应相比, 市场交易效率的提升可以有效推动互联网技术与服务参与制造业分工, 进而提高社会整体经济效益。

表1 超边际一般均衡结果

Table 1 Results of inframarginal general equilibrium

综合学习成本	$0 < a + c < 1$		$a + c > 1$
市场交易效率	$k < k_0$	$k > k_0$	互联网参与分工
一般均衡结构	互联网自给自足	互联网参与分工	

$$\text{注: } k_0 = \left\{ \left[ (1-a)^{(1-\gamma)/\gamma} (1-b)^{\lambda(1-\eta)} (1-c)^{1+\eta\gamma-\lambda} (\eta^\eta - \eta)^\lambda \right] / \left[ (1-a-c)^{(1-\lambda\gamma)/\gamma} \eta^{\eta\lambda} (1-\eta)^{\lambda(1-\eta)} \right] \right\}^{1/(2\lambda-\eta-2)}$$

## 2.4 机制分析

随着互联网对制造业的扩散和渗透, 制造业的研发、生产和销售模式均已发生了重大改变。针对上述超边际一般均衡结果, 本研究进一步从专业分工、效率增进和规模经济 3 个方面, 系统分析互联网技术与服务对制造业升级的影响机制及经济效应, 进而提出相应的研究命题。

### 2.4.1 深化分工效应

根据理论模型假设, 经济系统是由  $M$  个经济主体组成, 因此  $M = M_A^{XI} + M_A^{YI} = M_B^I + M_B^X + M_B^Y$ 。由式(15) 和式(16) 可以得到不同分工结构下经济主体参与人数占比为

$$\begin{aligned} M_A^{XI} &= k\lambda\gamma M / [1 - (1-k)\lambda\gamma] \\ M_A^{YI} &= (1-\lambda\gamma)M / [1 - (1-k)\lambda\gamma] \\ M_B^I &= \eta^{1/(1-\eta)} (k+1) [\lambda\gamma k^\eta (1-b)^{1-\eta} \times \\ &\quad (\eta^\eta - \eta) + \gamma(1-\lambda)(1-c)^{1-\eta}] M / \\ &\quad [\lambda\gamma k^\eta \eta^{1/(1-\eta)} (k+1)(1-b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta) + \\ &\quad \gamma \eta^{1/(1-\eta)} (k+1)(1-\lambda)(1-c)^{1-\eta} + \\ &\quad \eta^{1/(1-\eta)} (k+1)(1-\gamma)(1-c)^{1-\eta} + \\ &\quad \lambda\gamma k^\eta (1-b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)} + \\ &\quad \gamma(\eta^\eta - \eta)^{1/(1-\eta)} (1-\lambda)(1-c)^{1-\eta}] \\ M_B^X &= \lambda\gamma k^\eta (1-b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)} M / \\ &\quad [\lambda\gamma k^\eta (1-b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)} + \\ &\quad \lambda\gamma k^\eta \eta^{1/(1-\eta)} (k+1)(1-b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta) + \\ &\quad \eta^{1/(1-\eta)} (1-\gamma)(1-c)^{1-\eta}] \\ M_B^Y &= \eta^{1/(1-\eta)} / (1-\gamma) (1-c)^{1-\eta} [\lambda\gamma k^\eta (1-b)^{1-\eta} \times \\ &\quad (\eta^\eta - \eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)} + \lambda\gamma k^\eta \eta^{1/(1-\eta)} \times \\ &\quad (1-b)^{1-\eta} (\eta^\eta - \eta) + \gamma \eta^{1/(1-\eta)} (1-\lambda) \times \\ &\quad (1-c)^{1-\eta} + \eta^{1/(1-\eta)} (1-\gamma)(1-c)^{1-\eta}] \end{aligned} \quad (17)$$

由式(17) 可知, 市场交易效率  $k$  的改进推动了劳动力在互联网参与分工结构中实现了跨部门的优化配置。首先, 从互联网参与分工结构来看, 由  $dM_B^I/dk > 0$ 、 $dM_B^X/dk > 0$  和  $dM_B^Y/dk < 0$  可知, 随着市场交易效率的提升, 从事互联网技术与服务的劳动力数量在增加, 而生产制造业最终产品的劳动力数量在减少, 这反映了互联网参与分工推动了劳动力的跨部门转移。其次, 由  $\Delta M^Y = M_B^Y - M_A^{YI} < 0$  可知, 随着互联网自给自足结构向互联网参与分工结构的转变, 生产制造业最终产品的劳动力也会逐渐向互联网技术与服务和中间产品部门迁移。互联网技术与服务对于制造业产业链的深度融入, 推动了制造业专注于具有比较优势的产业, 并有助于淘汰效率低下的落后产能, 从而提升了制造业的专业化分工水平。不仅如此, 随着个性化、精准化和专业化服务能力的持续提升, 互联网作为跨区域分工和协作平台, 将制造商与制造商、制造商与消费者有效连接起来, 促进了区域内要素资源的顺畅流动与最优化配置, 从而加快了制造业转型升级。鉴于以上分析, 本研究提出以下命题。

**命题 1** 互联网技术与服务对制造业的嵌入, 深化了制造业的专业分工, 进而驱动了制造业结构升级。

### 2.4.2 效率增进效应

为了分析制造业最终产品和互联网技术与服务的生产率及这两种生产率之间的关系, 本研究选用平均劳动生产率, 并将其定义为产品或服务与劳动投入之比。因此, 由式(7)、式(8)、式(9)、式(10)、式(13)、式(14)、式(15) 和式(16) 可以

得到不同分工结构下制造业最终产品和互联网技术与服务的劳动生产率为

$$\begin{aligned} T_A^{YI} &= \varphi(1-a-c)^{1-\lambda\gamma}[k^2\eta^\gamma(1-\eta)^{1-\eta}]^{\lambda\gamma}/ \\ &\quad [(1-\lambda\gamma)-\gamma(1-a)(1-\lambda)-c(1-\gamma)] \\ T_B^I &= 1-c \\ T_B^Y &= \phi k^{\eta\lambda\gamma+2\gamma}(1-a)^{1-\gamma}(1-b)^{\lambda\gamma(1-\eta)} \times \\ &\quad (1-c)^{\gamma(1+\eta\gamma-\lambda)}(\eta^\gamma-\eta)^{\lambda\gamma}/(1-\gamma) \quad (18) \end{aligned}$$

由式(18)可知,其一, $dT_A^{YI}/dk > 0$  和  $dT_B^Y/dk > 0$ ,这说明无论是互联网自给自足结构还是互联网参与分工结构,制造业最终产品生产率均是市场交易效率的递增函数。其二, $dT_A^{YI}/da < 0$  和  $dT_B^Y/da < 0$ ,这说明无论是互联网自给自足结构还是互联网参与分工结构,制造业最终产品的生产率都会随学习成本的降低而提高。同时, $dT_B^I/dc < 0$  和  $dT_B^Y/dc < 0$  表明,在互联网参与分工结构中,互联网技术与服务的学习成本降低不仅能提高互联网技术与服务的生产率,还能提升制造业最终产品的生产率。从中可以得到的启示是,制造业生产率的提升需要引入互联网的专业化服务,以此来降低互联网技术与服务学习成本对制造业生产率的制约。其三,从互联网技术与服务生产率与制造业最终产品生产率之间的关系来看,互联网技术与服务生产率的提升会显著提高制造业最终产品的生产率。其四, $T_B^Y > T_A^{YI}$  表明,互联网参与分工结构下的制造业最终产品生产率要显著高于互联网自给自足结构下的制造业最终产品生产率。这意味着,互联网技术与服务参与制造业生产分工是制造业生产率提升的重要来源。鉴于以上分析,本研究提出以下命题。

**命题 2** 互联网技术与服务对制造业的嵌入,提高了制造业的生产效率,进而驱动了制造业结构升级。

#### 2.4.3 规模经济效应

为了考察互联网参与分工后制造业最终产品的市场规模变化,本研究将市场规模定义为产品或服务的总需求量,即利用经济主体数与需求量的乘积来表示。因此,由式(6)、式(8)、式(12)、式(14)、式(15)和式(16)可以得到不同分工结构下制造业最终产品的市场规模为

$$S_A^Y = \phi\lambda\gamma k^{2\lambda\gamma}\eta^{\lambda\gamma}(1-a-c)^{1-\lambda\gamma}[(1-\eta)^{1-\eta}]^{\lambda\gamma}M/[1-(1-k)\lambda\gamma] \quad (19)$$

$$\begin{aligned} S_B^Y &= \varphi\lambda k^{\eta\lambda\gamma+2\gamma-1}(1-a)^{1-\gamma}(1-b)^{(\lambda\gamma+1)(1-\eta)} \times \\ &\quad (1-c)^{\gamma(1+\eta\gamma-\lambda)}(\eta^\gamma-\eta)^{\lambda\gamma} \times \\ &\quad [k^\eta(\eta^\gamma-\eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)} + \lambda k^\eta \eta^{1/(1-\eta)} \times \\ &\quad (\eta^\gamma-\eta) + \eta^{1/(1-\eta)}(1-\lambda)(1-b)^{1-\eta} \times \\ &\quad (1-c)^{1-\eta}]M/\lambda\gamma k^\eta(1-b)^{1-\eta} \times \\ &\quad (\eta^\gamma-\eta)^{(2-\eta)/(1-\eta)} + \lambda\gamma k^\eta \eta^{1/(1-\eta)} \times \\ &\quad (1-b)^{1-\eta}(\eta^\gamma-\eta) + \gamma\eta^{1/(1-\eta)}(1-\lambda) \times \\ &\quad (1-c)^{1-\eta} + \eta^{1/(1-\eta)}(1-\gamma)(1-c)^{1-\eta}] \quad (19) \end{aligned}$$

由式(19)可知,当  $k > k_0$  时,  $S_B^Y > S_A^Y$ , 这说明互联网技术与服务参与制造业生产分工, 可以有效提升制造业最终产品的市场规模。随着使用互联网技术与服务的企业数量增加, 互联网促进了信息和技术在企业中传播与扩散, 加速了企业技术进步和规模扩张。不仅如此, 互联网存在明显的技术溢出效应。互联网的技术溢出效应最早发生于 ICT 内部, 但随着互联网技术的进步与发展, 互联网的技术溢出效应开始由 ICT 部门向 ICT 的应用部门传播和扩散, 进而扩大了相关部门的生产规模和市场规模。韩先锋等<sup>[44]</sup>也发现, 信息化对 ICT 生产部门和 ICT 应用部门的创新溢出(前向和后向关联溢出)以及 ICT 两个部门之间的创新互动溢出共同推动了工业部门的结构演化、技术进步和生产率提升。这正是互联网推动制造业规模经济并促进产业结构升级的重要机制。鉴于以上分析, 本研究提出以下命题。

**命题 3** 互联网技术与服务对制造业的嵌入,促进了制造业的规模经济,进而驱动了制造业结构升级。

### 3 实证设计

#### 3.1 模型设定

互联网发展与制造业结构升级并非是一个地区独有的经济现象, 而是在地区之间存在明显的空间关联性或空间依赖性。这意味着, 在考察互联网对制造业升级的影响时, 忽视空间溢出效应很可能会导致实证结果出现偏误。因此, 本研究将利用空间杜宾模型(SDM)引入因变量和自变量的空间滞后项, 以识别变量的空间溢出效应, 其基准模型可设置为

$$\begin{aligned} UP_{it} = & \alpha + \rho_1 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} UP_{jt} + \beta_1 Internet_{it} + \\ & \rho_2 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} Internet_{jt} + \beta_2 CV_{it} + \\ & \rho_3 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (20) \end{aligned}$$

其中  $UP$  表示制造业结构升级,  $Internet$  表示互联网发展,  $CV$  表示控制变量;  $\mathbf{w}$  表示空间权重矩阵, 采用地区间地理距离的倒数来设置;  $\mu$ 、 $\nu$  和  $\varepsilon$  分别表示个体固定效应、时间固定效应和随机误差项。

在式(20)的基础上, 本研究进一步引入制造业结构升级的时间滞后项及其空间滞后项, 以控制一个地区制造业结构升级的路径依赖和时空效应。与静态 SDM 不同的是, 动态 SDM 可用于解决被解释变量空间滞后项、被解释变量时间滞后项、被解释变量时空滞后项以及由于遗漏变量所导致的内生性问题, 因而可将实证模型设置为

$$\begin{aligned} UP_{it} = & \alpha + \lambda UP_{it-1} + \gamma \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} UP_{jt-1} + \\ & \rho_1 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} UP_{jt} + \beta_1 Internet_{it} + \\ & \rho_2 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} Internet_{jt} + \beta_2 CV_{it} + \\ & \rho_3 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} CV_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (21) \end{aligned}$$

上述理论分析表明, 互联网发展能够通过深化专业分工、提高生产效率和促进规模经济来驱动制造业结构升级。为了进一步识别互联网驱动制造业升级的中介机制, 本研究将借鉴经典的中介效应模型<sup>[45]</sup>, 在动态 SDM 的基础上, 构建如下递归方程

$$\begin{aligned} O_{it} = & \alpha + \lambda O_{it-1} + \gamma \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} O_{jt-1} + \\ & \rho_1 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} O_{jt} + \beta_1 Internet_{it} + \\ & \rho_2 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} Internet_{jt} + \beta_2 CV_{it} + \\ & \rho_3 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} CV_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (22) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} UP_{it} = & \alpha + \lambda UP_{it-1} + \gamma \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} UP_{jt-1} + \\ & \rho_1 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} UP_{jt} + \beta_1 Internet_{it} + \\ & \rho_2 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} Internet_{jt} + \beta_2 O_{it} + \\ & \rho_3 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} O_{jt} + \beta_3 CV_{it} + \\ & \rho_4 \sum_{j \neq i, j=1}^n \mathbf{w}_{ij} CV_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (23) \end{aligned}$$

其中  $O$  表示中介变量, 包括制造业的专业分工、生产效率和规模经济。

### 3.2 变量选取

1) 制造业结构升级( $UP$ ). 本研究借鉴傅元海等<sup>[46]</sup>的处理方法, 根据技术创新水平将制造业分为低端技术行业、中端技术行业和高端技术行业<sup>②</sup>. 由于制造业结构升级是一个兼具动态性和方向性的指标, 其主要包括两方面的内容: 一是制造业行业之间结构比例的变化, 即产业层面不断提高; 二是制造业行业内部技术水平的提升, 即生产率效率不断提高. 因此, 本研究将采用高端技术行业产值与低端技术行业产值之比来衡量制造业结构升级水平, 并利用高端技术行业主营业务收入与低端技术行业主营业务收入之比进行稳健性分析. 进一步, 本研究还将从制造业结构变迁视角, 使用高端技术行业产值占制造业总产值的比重以及高端技术行业主营业务收入占制造业总主营业务收入的比重对制造业结构升级进行稳健性检验.

2) 互联网发展( $Internet$ ). 关于互联网发展水平的测度, 由于官方尚未统计和披露关于互联网、信息化、数字化等指标的综合指数, 而详细地测算又面临较大的挑战和困难, 导致很多学者采用互联网普及率、互联网用户数、互联网网页数、电子商务成交额、企业调查数据、企业邮箱数等单一指标来替代<sup>[4, 37]</sup>. 实际上, 互联网发展是一个复杂的、综合的系统工程, 而单一指标在一定程度上体现了互联网发展水平高低, 但仅能反映互联网发展的一些局部事实, 因

<sup>②</sup> 低端技术行业包括农副食品加工业、食品制造业、酒、饮料和精制茶制造业、烟草制品业、纺织业、纺织服装、服饰业、皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业、木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业、家具制造业、造纸和纸制品业、印刷和记录媒介复制业、文教、工美、体育和娱乐用品制造业、其他制造业 12 个行业; 中端技术行业包括石油加工、炼焦和核燃料加工业、橡胶和塑料制品业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业、金属制品业 6 个行业; 高端技术行业包括化学原料和化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、通用设备制造业、专用设备制造业、汽车制造业、铁路、船舶、航空航天和其他设备制造业、电气机械和器材制造业、计算机、通讯和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业 10 个行业.

而略显单薄且不够全面客观。为了尽可能结合中国互联网发展实际,体现区域之间互联网发展水平的可比性,并综合现有研究及数据可得性,本研究将从互联网资源和互联网应用两个维度对各地区的互联网发展水平进行测度,其评价指标体系见表 2。其中,互联网资源反映了互联网的基础设施、信息资源和发展环境,而互联网应用反映了企业和消费者对于互联网技术和服务的生活和商务应用情况。因此,从资源和应用两个维度构建互联网发展的评价指标体系可以比较全面的反映各地区互联网的综合发展水平。对于互联网发展的评价指标体系,本研究借鉴于斌斌和陈露<sup>[47]</sup>的处理方法,采用改进的熵权法来确定指标权重。

表 2 互联网发展的评价指标体系

Table 2 Evaluation index system of the Internet development

类型	指标(单位)
互联网资源	万人域名数/(个/万人)
	IPv4 地址比重/%
	每万人互联网接入端口数/(个/万人)
互联网应用	互联网普及率/%
	万人网站数/(个/万人)
	网页平均字节数/(KB)

3) 中介变量。① 专业分工(*Divi*)。深化制造业专业分工意味着,每个地区更专注于具有比较优势的制造业行业。因此,本研究利用每个地区制造业主导行业的区位商来衡量,其计算公式为

$$Divi_{ijt} = \left[ \frac{e_{ij}(t)}{\sum_j e_{ij}(t)} \right] / \left[ \frac{\sum_i e_{ij}(t)}{\sum_i \sum_j e_{ij}(t)} \right] \quad (24)$$

其中  $Divi_{ijt}$  为  $t$  时期  $i$  地区  $j$  行业的区位商,  $e_{ij}(t)$  为  $t$  时期  $j$  产业的产值,  $\sum_j e_{ij}(t)$  为  $t$  时期  $i$  地区所有制造业行业的产值,  $\sum_i e_{ij}(t)$  为  $t$  时期所有地区  $j$  行业的产值,  $\sum_i \sum_j e_{ij}(t)$  为  $t$  时期全部地区所有制造业行业的产值。需要指出的是,  $j$  行业是每个地区制造业中产值占比最大的主导行业。同时,本研究还将使用制造业行业主营业务收入来替换制造业行业产值来重新构建区位商对制造业专业分工进行稳健性检验。

② 生产效率(*Effe*)。对于制造业的生产效率,本研究将采用数据包络分析(DEA) 进行测度。在制造业生产效率测算中,投入要素为制造业各行业的平

均用工人数和固定资产合计数,并对固定资产利用永续盘存法折算(折旧率设定为 10.96%);产出要素为制造业各行业的工业产值。另外,本研究还将使用随机前沿模型(SFA) 重新对制造业生产效率进行测算,以此作为稳健性检验。

③ 规模经济(*Scale*)。在经济学理论中,规模经济是生产规模扩大导致长期平均成本持续下降的现象。因此,本研究将利用制造业行业产值与制造业行业成本之比来衡量规模经济。对于制造业行业成本,本研究借鉴韩峰和阳立高<sup>[48]</sup>的处理方法,采用制造业行业的主营业务成本、销售费用、管理费用和财务费用之和来衡量。同时,本研究还将利用制造业行业主营业务收入与制造业行业成本之比来重新衡量制造业行业的规模经济,以此作为稳健性检验。

4) 控制变量。① 经济发展水平(*Pgdp*)。一个地区的经济发展水平高低对产业结构和产业层次具有积极的推动作用,因此本研究采用各地区的人均 *GDP* 并取对数来表示。② 对外开放水平(*Open*)。随着开放程度的提高,中国在利用外资过程中,不断调整要素禀赋结构和制造业开放程度,进而推动本地区的制造业产业转移与结构重塑。因此,本研究采用各地区的外商直接投资占 *GDP* 的比重来表示。③ 政府干预程度(*Gove*)。地方政府是产业政策和营商环境的主导者,其行为将直接或间接影响当地制造业结构的变迁与演化,因此本研究采用各地区地方政府财政支出与财政收入之比来表示。④ 科技创新水平(*Pinno*)。科技创新是制造业结构升级的动力和源泉,本研究将采用每百人专利申请数来表示。⑤ 人力资本水平(*Hcap*)。人力资本不仅是制造业高质量发展的重要创新投入,还会通过提升创新效率和管理效率来推动制造业结构升级,因此本研究采用各地区的平均受教育年限来表示。

### 3.3 数据说明

本研究的研究样本为 2006 年—2016 年全国 31 个省份的面板数据。需要说明的是,由于中国互联网信息中心(CNNIC)公开披露的互联网指标和数据自 2006 年起才更全面、更丰富,因而本研究以 2006 年为基期进行实证研究;另外,关于制造业分行业数据主要来自《中国工业统计年鉴》,但该年鉴自 2018 年后停止发布。综上所述,本研究实证研究的数据主要来源于 2007 年—

2017年的《中国互联网发展状况统计报告》、《中国工业统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》及各省份统计年鉴。

## 4 计量结果分析

### 4.1 基本估计结果分析

本研究首先通过简单的散点图来观察互联网发展与制造业结构升级之间的关系,发现互联网发展与制造业结构升级之间存在较为明显的正相关关系,但到底关系如何仍需计量模型进行详细检验。随后,本研究依次对式(20)进行LM检验、LR检验和Hausman检验,以确定空间计量模型的具体形式。检验结果显示,应采用固定效应下的动态SDM对式(20)进行估计,并且所有模型均采用极大似然估计方法<sup>②</sup>。为了比较和检验动态SDM的可靠性和必要性,本研究同时列出了静态SDM和动态SDM的估计结果,见表3。不仅如此,本研究还分别在稳健检验(1)、稳健检验(2)和稳

健检验(3)中引入高端技术行业主营业务收入与低端技术行业主营业务收入之比、高端技术行业产值占制造业总产值的比重和高端技术行业主营业务收入占制造业总主营业务收入的比重作为制造业结构升级指标,以进一步考察互联网发展对制造业结构升级影响的稳健性。

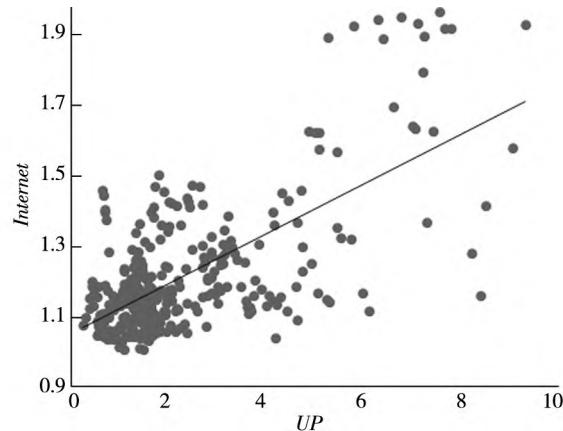


图4 互联网发展与制造业结构升级关系的散点图

Fig. 4 Scatter chart of the relationship between Internet development and the upgrading of the manufacturing structure

表3 静态SDM和动态SDM的估计结果及稳健性检验

Table 3 Estimation results and robustness test of static SDM and dynamic SDM

变量类型	基准估计		稳健检验(1)		稳健检验(2)		稳健检验(3)	
	静态SDM	动态SDM	静态SDM	动态SDM	静态SDM	动态SDM	静态SDM	动态SDM
UP <sub>-1</sub>		-0.2389 *** [-3.49]		-0.2519 ** [-3.63]		-0.5228 ** [-2.79]		-0.5297 *** [-2.97]
W × UP	-0.3804 *** [-3.83]	-0.2699 *** [-2.72]	-0.3529 *** [-3.58]	-0.2799 *** [-2.77]	-0.3845 *** [-3.04]	-0.5041 *** [-3.77]	-0.3969 *** [-3.42]	-0.4802 *** [-2.91]
Internet	6.3621 *** [9.72]	4.8437 *** [6.85]	6.1555 *** [9.42]	4.3452 *** [6.05]	0.1148 ** [1.97]	0.2272 *** [3.63]	0.1322 ** [2.27]	0.2350 *** [3.72]
Pgdp	0.0295 [0.15]	0.3119 [1.53]	0.0186 [0.09]	0.3290 [1.59]	0.0536 *** [3.04]	0.0349 * [1.90]	0.0515 *** [2.92]	0.0320 * [1.72]
Open	-0.1688 [-1.28]	0.1487 [1.07]	-0.1533 [-1.16]	0.2259 [1.61]	0.0033 [0.29]	-0.0099 [-0.79]	0.0045 [0.39]	-0.0063 [-0.49]
Gove	-0.0948 *** [-2.85]	-0.1041 *** [-2.75]	-0.0911 *** [-2.75]	-0.1001 *** [-2.61]	-0.0102 *** [-3.46]	-0.0119 *** [-3.55]	-0.0086 *** [-2.92]	-0.0110 *** [-3.25]
Pinno	3.0848 *** [3.94]	1.6316 ** [2.38]	2.9645 *** [3.80]	1.5118 ** [2.18]	0.5259 *** [7.60]	0.3744 *** [5.68]	0.5139 *** [7.43]	0.3586 *** [5.39]
Hcap	0.2893 [0.68]	-0.2448 [-0.68]	0.1586 [0.37]	-0.5046 [-0.98]	-0.0409 [-1.09]	-0.0994 ** [-2.16]	-0.0439 [-1.17]	-0.1130 ** [-2.39]

② 受篇幅所限,空间计量检验的详细结果备索。

续表 3

Table 3 Continues

变量类型	基准估计		稳健检验(1)		稳健检验(2)		稳健检验(3)	
	静态 SDM	动态 SDM						
$W \times Internet$	6.545 5 *** [4.60]	3.377 7 * [1.69]	6.809 4 *** [4.88]	2.861 2 * [1.75]	0.407 3 *** [3.57]	0.342 1 * [1.82]	0.408 4 *** [3.58]	0.313 9 * [1.65]
$W \times Pgdp$	-0.607 9 [-1.40]	-0.426 1 [-0.68]	-0.674 0 [-1.55]	-0.260 1 [-0.41]	-0.110 4 *** [-2.92]	-0.011 1 [-0.20]	-0.118 0 *** [-3.12]	0.005 2 [0.09]
$W \times Open$	-2.645 1 *** [-5.99]	-0.188 4 [-0.49]	-2.982 5 *** [-6.78]	-0.171 7 [-0.44]	0.017 5 [0.44]	0.010 0 [0.29]	-0.011 1 [-0.28]	0.010 5 [0.30]
$W \times Gove$	-0.141 0 [-0.90]	-0.007 6 [-0.08]	-0.170 9 [-1.10]	-0.005 4 [-0.05]	-0.092 8 *** [-6.56]	-0.003 5 [-0.39]	-0.102 1 *** [-7.20]	-0.003 5 [-0.39]
$W \times Pinno$	-1.936 6 [-1.21]	-1.291 0 [-0.64]	-2.039 1 [-1.28]	-1.055 4 [-0.52]	-0.165 9 [-1.18]	-0.240 2 [-1.23]	-0.176 1 [-1.25]	-0.178 0 [-0.90]
$W \times Hcap$	1.661 2 [1.58]	-1.668 8 [-1.18]	1.474 6 [1.41]	-1.974 4 [-1.38]	-0.225 9 ** [-2.39]	0.072 3 [0.57]	-0.234 2 ** [-2.48]	0.109 1 [0.86]
$R^2$	0.639 7	0.553 3	0.633 2	0.535 3	0.647 3	0.564 9	0.641 1	0.547 3
$\log L$	-485.461 4	-518.974 5	-594.364 9	-498.950 6	-672.932 3	-518.974 5	-423.970 1	-732.113 7
$n$	341	341	341	341	341	341	341	341

注: (1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性水平; (2) 方括号内为  $T$  值检验结果.

由表 3 可知,与静态 SDM 相比,动态 SDM 同时包括了制造业结构升级的时间滞后项和空间滞后项,从而兼顾了制造业结构升级的动态效应和空间溢出效应. 在基准模型和所有稳健性检验中,动态 SDM 中制造业升级的时间滞后项均显著为负,这与本研究的预期并不相符. 可能存在的原因有:其一,制造业产业结构升级本身就是一个长期的系统工程,容易受资源环境约束、要素成本变化、产业政策导向等多方面因素的波动性影响,导致上一年通过大力发展战略性新兴产业等来推进制造业结构变迁,而这一年可能会再次加强主导传统产业的发展. 该结论也与各地区普遍存在的同类制造业重复投资、低水平雷同与同质化竞争的现象相符. 其二,与制造业行业间的结构变迁相比,一个地区将更加注重制造业行业内的全要素生产率提升,这也可能是导致制造业结构升级出现动态波动的主要原因. 尤其是党的十八大以后,全要素生产率增长已取代产业间的结构变迁,成为中国区域经济增长的新动能<sup>[49]</sup>. 从所有模型的估计结果也可以看出,制造业结构升级的空间滞后项也均显著为负,表明制造业结构升级存在显著的负向空间关联效应,即周边地区的制造业结构升级并不利于本地区的制造业升级. 这也意味

着,制造业结构升级在区域之间并不存在“扩散效应”,而是具有明显的“极化效应”. 本地区在制定制造业结构升级政策时,往往倾向于向周边地区转移落后产能并吸引高技术产业,进而通过“腾龙换鸟”的方式形成“以邻为壑”的产业竞争模式. 但上述结论与韩峰和阳立高<sup>[47]</sup>的研究结论截然不同,究其原因可能在于制造业结构升级指标的构建存在较大差别,即与他们注重制造业行业间增长率差异不同的是,本研究则更关注制造业行业内部的结构变化.

表 3 中各模型的估计结果均显示,互联网发展及其空间滞后项都显著为正. 这意味,互联网发展对制造业结构升级不仅存在显著的促进效应,而且对周边地区的制造业结构升级也具有正向的空间溢出效应. 一方面,“互联网 +”对制造业的深度嵌入尤其是工业化联网的快速发展,是推动制造业结构变迁与优化升级的重要动力来源;另一方面,互联网突破时空限制的天然属性,不仅解决了制造业企业之间、行业之间的信息不对称和交易成本问题,还可以对制造业结构升级实现跨区域服务. 为了识别互联网发展对制造业结构升级的影响及空间溢出效应,表 4 给出了动态 SDM 估计结果的短期和长期直接及间接效应. 从表 4

中可以看出,互联网发展对制造业结构升级均存在显著的短期和长期直接及间接效应,并且直接效应要大于间接效应及长期效应要大于短期效应。这表明:一方面,与互联网发展对周边地区的

空间溢出效应相比,互联网发展对本地区制造业结构升级的促进作用更大;另一方面,从长期来看,互联网发展对制造业结构升级的正向影响及空间溢出效应会更加显著、效果也更为明显。

表4 动态SDM估计的相关效应检验

Table 4 Results of correlation effect test for dynamic SDM estimation

变量类型	短期直接效应	短期间接效应	长期直接效应	长期间接效应
Internet	4.435 9 *** [3.68]	3.234 1 *** [3.61]	5.270 0 ** [2.66]	3.743 8 ** [2.60]
Pgdp	0.366 3 * [1.68]	-0.486 8 [-0.43]	0.406 6 * [1.66]	-0.508 4 [-0.64]
Open	0.113 9 [1.44]	-0.208 1 [-0.11]	0.153 1 [1.07]	-0.213 2 [-1.44]
Gove	-0.134 8 *** [-2.91]	-0.159 9 [-0.14]	-0.138 3 *** [-3.11]	-0.142 2 [-0.46]
Pinno	1.530 2 ** [2.36]	-1.369 4 [-0.76]	1.627 3 ** [2.34]	-1.311 2 [-1.74]
Hcap	-0.203 5 [-0.79]	-1.702 9 [-0.99]	-0.225 3 [-0.41]	-1.758 1 [-0.30]

注: (1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性水平; (2) 方括号内为 T 值检验结果。

控制变量的估计结果显示,经济发展水平和科技创新水平对制造业升级具有显著的正向直接效应,政府干预程度则对制造业结构升级存在明显的负向直接效应,而对外开放水平和人力资本水平并未通过显著性检验。究其原因在于:一是经济发展水平和科技创新水平决定了本地区制造业的投入-产出结构,也是推动制造业转型升级及高质量发展的主要动力;二是在经济增长和财政收入最大化的激励驱动下,地方政府往往会有出于“短视行为”而发展政绩型产业,并实施“以邻为壑”的地方保护主义政策,从而使制造业陷入低水平发展、重复建设的“路径依赖”陷阱,难以实现制造业的结构调整与优化升级,这也进一步验证了前文的研究结论;三是国内制造业产业链的逐渐完善与规模的快速扩张,降低了外商直接投资对本地区制造业结构调整与优化升级的影响程度,而且人力资本结构与产业结构不匹配成为制约制造业结构升级的重要原因。

#### 4.2 中介机制检验

根据理论分析和实证设计,本研究仍然运用动态SDM对互联网驱动制造业结构升级的中介机制进行检验,见表5。估计结果显示,专业分工和生产效率通过了中介机制检验,而规模经济并未通过检验。首先,互联网发展通过深化制造业专业分工促进了制造业结构升级,从而验证了本研究的研究命题1。专业分工的估计结果显示,互联网发展对制造业专业分工存在显著的正向影响,并且引入专业分工变量后,互联网发展与制造业

专业分工对制造业结构升级均具有明显的促进作用,并且互联网发展的系数出现了明显降低( $4.080\bar{7} < 4.843\bar{7}$ )。这说明,专业分工在互联网驱动制造业结构升级过程中具有部分中介效应。进一步观察发现,专业分工的空间滞后项显著为负,这说明周边地区制造业的专业分工并不利于本地区的制造业升级;同时,引入专业分工变量后,互联网发展的空间滞后项仍显著为正,但系数变大了( $3.869\bar{1} > 3.377\bar{7}$ ),这意味着深化制造业专业分工增强了周边地区互联网发展对本地区制造业结构升级的促进作用。其次,互联网发展通过提升制造业生产效率促进了制造业升级,从而验证了本研究的研究命题2。不仅如此,生产效率在互联网驱动制造业结构升级过程中也具有部分中介效应,但生产效率的中介效应要小于专业分工的中介效应( $4.086\bar{7} < 4.485\bar{5} < 4.843\bar{7}$ )。另外,通过比较互联网发展的空间滞后项系数变化发现,生产效率的引入也增强了周边地区互联网发展对本地区制造业结构升级的促进作用。最后,引入规模经济变量后,规模经济对制造业结构升级的影响并未通过显著性检验,从而研究命题3没有得到验证。但从规模经济的估计结果可以看出,互联网发展对制造业规模经济存在显著的抑制作用;同时,加快周边地区制造业规模经济的形成将有利于本地区制造业结构升级,而且规模经济的引入,也大大增强了周边地区互联网发展对本地区制造业结构升级的促进效应( $4.299\bar{7} > 3.377\bar{7}$ )。

表 5 互联网驱动制造业升级的中介机制检验结果

Table 5 Intermediary mechanism results of Internet driven manufacturing upgrading

变量类型	基准模型	专业分工		生产效率		规模经济	
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
$UP_{-1}$	- 0.238 9 *** [- 3.49]		- 0.258 4 *** [- 3.96]		- 0.184 3 ** [- 2.55]		- 0.226 9 *** [- 3.27]
$W \times UP$	- 0.269 9 *** [- 2.72]		- 0.234 2 *** [- 2.75]		- 0.211 9 *** [- 3.03]		- 0.220 1 *** [- 2.88]
$O_{-1}$		0.401 8 *** [5.28]		1.364 9 *** [37.03]		0.139 3 ** [1.97]	
$O$			0.211 6 * [1.71]		0.634 1 ** [2.10]		- 1.063 3 [- 1.51]
$W \times O$			- 1.742 1 *** [- 3.72]		- 4.102 1 [- 0.10]		4.612 3 ** [2.54]
<i>Internet</i>	4.843 7 *** [6.85]	0.518 1 ** [2.57]	4.080 7 *** [6.30]	0.004 1 * [1.75]	4.485 5 *** [6.75]	- 0.133 5 ** [- 2.25]	4.726 9 *** [6.69]
$W \times Internet$	3.377 7 * [1.69]	- 1.261 4 ** [- 2.04]	3.869 1 * [1.90]	0.007 2 [1.03]	3.535 3 * [1.68]	- 0.094 9 [- 0.53]	4.299 7 ** [2.05]
控制变量	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.553 3	0.682 4	0.425 3	0.622 4	0.582 3	0.488 1	0.390 3
$\log L$	- 518.974 5	- 704.928 3	- 690.922 4	- 833.006 5	- 812.876 4	- 584.442 7	- 577.823 0
$n$	341	341	341	341	341	341	341

注: (1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性水平; (2) 方括号内为  $T$  值检验结果.

为了进一步识别中介变量在互联网驱动制造业结构升级过程中的作用机制及空间溢出效应, 表 6 报告了中介机制检验的短期和长期直接及间接效应. 其一, 互联网发展对制造业专业分工存在显著的正向直接效应和负向间接效应, 而且引入专业分工以后, 互联网发展对制造业结构升级的直接效应有所降低, 但间接效应增强了, 同时长期效应明显大于短期效应. 一方面, 互联网技术与服务对制造业的嵌入和渗透, 有利于降低产业间的协调成本及区域间的转移成本, 使本地区专注于自己的主导产业, 从而深化了本地区的制造业专业分工水平, 加快了其产业结构升级; 另一方面, 伴随互联网发展和制造业专业分工水平的不断提升, 加快了本地区制造业优势产业链向周边地区的拓展和延伸, 进而抑制了周边地区制造业专业分工的构建与产业结构升级. 其二, 互联网发展对制造业生产效率存在明显的正向直接效应, 而且引入生产效率以后, 互联网发展促进制造业升级的长期效应也明显大于短期效应. 这意味着, 互联网作为一种兼顾基础性和创新性的通用型技术, 既能通过深化专业分工驱动传统制造业转型升级, 也能通过优化制造业的投入 - 产出

结构提升制造业生产率; 而且, 互联网技术在跨行业、跨领域的集成创新溢出, 持续优化了制造业的管理模式、生产方式和产业链结构, 加快了其由劳动密集型产业向技术密集型产业升级. 其三, 互联网发展对制造业规模经济具有显著的负向直接效应, 而且规模经济对制造业升级存在明显的正向间接效应. 可能的原因在于: 一方面, 互联网技术与服务在制造业中的深度嵌入和广泛应用, 加快了中小企业的成长与发展. 对于中小企业而言, 互联网技术与服务的使用尤其是利用双边网络市场, 虽然大幅降低了制造业企业的信息成本和交易成本, 但这必然也会导致企业增加对互联网基础设施的投入, 包括高昂的“接入成本”和“使用成本”, 从而抑制了制造业规模经济的形成<sup>[50]</sup>. 另一方面, 互联网技术与服务突破时空限制的典型特征, 决定了其具有较强的空间溢出效应. 本地区互联网发展水平的提高, 有利于周边地区制造业企业的模仿与学习, 进而降低其对互联网技术与服务的“接入成本”和“使用成本”. 这意味, 一个地区制造业规模经济的形成, 虽然不利于本地区的制造业结构升级, 但会对周边地区制造业结构升级产生明显的促进效应.

表6 中介机制检验的相关效应检验结果  
Table 6 Results of the correlation effect test for the mediation mechanism test

变量类型	效应类型	专业分工		生产效率		规模经济	
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>O</i>	短期直接效应		0.209 3 ** [2.83]		0.870 1 * [1.79]		-1.374 0 [-1.45]
	短期间接效应		-1.984 7 *** [-3.46]		-4.472 2 [-0.83]		5.193 8 *** [3.22]
	长期直接效应		0.247 7 ** [2.59]		0.919 9 ** [1.98]		-1.394 3 [-1.52]
	长期间接效应		-1.737 2 *** [-3.00]		-6.730 2 [-0.12]		6.823 2 ** [2.04]
Internet	短期直接效应	0.530 9 ** [2.87]	4.172 6 *** [3.09]	0.006 7 ** [2.10]	4.368 5 *** [3.21]	-1.847 5 ** [-2.19]	4.300 5 *** [3.13]
	短期间接效应	-1.475 3 ** [-1.92]	3.549 9 ** [2.44]	0.008 9 [1.13]	3.423 9 ** [2.66]	-0.193 3 [-0.72]	3.402 3 *** [2.99]
	长期直接效应	0.830 1 *** [3.04]	5.273 2 *** [3.16]	0.009 4 ** [2.35]	4.924 1 *** [2.89]	-2.100 4 ** [-2.09]	5.198 8 ** [2.24]
	长期间接效应	-1.764 8 * [-1.76]	3.837 4 ** [2.23]	0.010 1 [0.99]	3.773 4 ** [1.97]	-0.183 7 [-1.21]	3.928 3 ** [2.69]
控制变量	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：(1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性水平；(2) 方括号内为 *T* 值检验结果。

下面采用中介变量的替代变量对互联网驱动制造业结构升级的中介效应进行稳健性检验，估计结果见表7。其一，利用制造业行业主营业务收入来替换制造业行业产值来重新构建区位商，对制造业专业分工的中介效应检验发现，互联网发展对制造业专业分工的直接效应与间接效应，以及引入专业分工后互联网发展和制造业专业分工对制造业结构升级的直接效应与间接效应与表6基本的估计结果基本一致，仅是系数大小及显著性发生一些变化。其二，使用随机前沿模型

(SFA) 重新对制造业生产效率进行测算，对制造业生产效率的中介效应检验发现，互联网发展和制造业生产效率的直接效应与间接效应也并未发生明显变化。其三，采用制造业行业主营业务收入与制造业行业成本之比来重新衡量制造业行业的规模经济，对制造业规模经济的中介效应检验发现，互联网发展和制造业规模经济的直接效应与间接效应也没有发生显著变化。这意味着，互联网驱动制造业结构升级的中介效应是非常稳健可靠的。

表7 中介机制的稳健性检验结果

Table 7 Robustness testing results of the mediation mechanism test

变量类型	效应类型	专业分工		生产效率		规模经济	
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>O</i>	短期直接效应		0.279 7 * [1.73]		0.118 5 * [1.71]		-1.283 5 [-1.24]
	短期间接效应		-1.594 6 *** [-3.66]		-3.870 7 ** [-2.11]		3.287 4 * [1.70]
	长期直接效应		0.302 9 ** [2.19]		0.528 1 ** [2.74]		-2.678 7 [-1.62]
	长期间接效应		-1.649 0 *** [-3.74]		-4.260 9 ** [-2.65]		4.781 6 ** [2.17]

续表 7

Table 7 Continues

变量类型	效应类型	专业分工		生产效率		规模经济	
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
<i>Internet</i>	短期直接效应	0.352 7 *** [1.78]	4.356 2 *** [6.27]	0.150 0 *** [2.91]	4.729 3 *** [6.71]	-0.078 9 ** [-2.04]	4.805 0 *** [6.74]
	短期间接效应	-1.428 5 ** [-2.27]	3.899 2 * [1.92]	0.052 5 [0.36]	3.185 3 ** [2.53]	-0.127 5 [-1.08]	3.590 2 * [1.92]
	长期直接效应	0.401 7 ** [1.95]	5.579 8 *** [8.70]	0.171 4 *** [3.04]	6.080 9 *** [9.40]	-0.104 8 ** [-2.58]	6.292 7 *** [9.66]
	长期间接效应	-1.829 4 *** [-3.19]	6.418 1 ** [3.66]	0.095 21 [0.55]	5.625 7 *** [3.17]	-0.503 0 [-0.65]	6.019 7 *** [3.41]
控制变量	控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注: (1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过 10%、5%、1% 水平下的显著性水平; (2) 方括号内为 T 值检验结果.

### 4.3 进一步讨论

考虑到互联网发展与制造业结构升级可能存在的内生性问题,首先,本研究将借鉴 Vega 和 Elhorst<sup>[51]</sup>的处理方式,利用系统 GMM 方法及选择合适的工具变量对动态 SDM 进行估计. 其一,使用互联网发展及其空间滞后项的滞后一期、二期及制造业结构升级空间滞后项的滞后一期、二期作为工具变量进行估计;其二,为了控制互联

网发展在模型中的内生性,采用时间滞后项作为工具变量. 其次,采取“省会城市到杭州的距离”作为工具变量进行内生性处理. 表 8 的估计结果显示,利用系统 GMM 方法及选择合适的工具变量进行内生性处理是合适的. 互联网发展对制造业结构升级的影响及空间溢出效应与表 3 的估计结果基本一致,这进一步证实了上述研究结论的可信度.

表 8 内生性问题处理的估计结果

Table 8 Estimated results of endogeneity testing

效应类型	空间滞后项作为工具变量		时间滞后项作为工具变量		省会城市到杭州的距离作为工具变量	
	系数值	Z 值	系数值	Z 值	系数值	T 值
<i>UP</i> _1	-0.172 6 ***	-2.83	-0.236 1 ***	-3.05		
<i>W × UP</i>	-0.200 3 **	-2.14	-0.196 2 ***	-2.66		
<i>Internet</i>	3.196 3 ***	4.18	3.887 1 ***	5.00	5.105 4 ***	7.92
<i>W × Internet</i>	2.902 2 ***	3.75	3.243 8 ***	4.19		
控制变量	控制		控制		控制	
<i>Sargan</i>	66.98(0.653 2)		78.82(0.814 5)		省份固定	
<i>AR</i> (2)	0.66(0.724 1)		0.72(0.625 3)		年份固定	
<i>n</i>	341		341		341	

注: 括号内为 P 值.

为了考察互联网发展异质性对制造业结构升级的影响及空间溢出效应,本研究同样采用改进的熵权法测算互联网资源(*InternetR*)和互联网应用(*InternetA*)的综合指数,并运用动态 SDM 分别估计互联网资源与互联网应用对制造业结构升级的短期和长期直接及间接效应,见表 8. 估计结果显示,互联网资源和互联网应用对制造业结构升级都存在显著的直接效应和间接效应,并且长期效应都明显大于短期效应. 但不同的是,与互

联网资源对制造业结构升级的影响作用相比,互联网应用对制造业结构升级的短期直接效应、短期间接效应、长期直接效应和长期间接效应均更大. 这意味着,互联网技术应用要比互联网资源占有,更能促进制造业结构升级. 究其原因可能在于:一方面,互联网突破了时空限制,使每一个经济主体都可以通过互联网平台利用、处理和整合分布式信息,这对制造业企业而言,普遍存在“不求所有、但求所用”的互联网应用需求;另一方面,

面，无论是改进制造业供给侧的管理模式和生产方式，还是优化制造业需求侧的销售模式和配送体系，都是互联网技术在制造业结构升级中的深度嵌入和广泛应用。

由于中国各地区在互联网发展、产业结构、经济布局等方面存在明显的异质性特征，本研究进一步将分中西部和东部地区两组样本进行动态SDM估计<sup>④</sup>，以识别互联网发展对制造业结构升级的异质性影响及空间溢出效应，见表9。首先，对于中西部地区而言，互联网发展对制造业结构升级具有显著的直接效应，并且长期直接效应大于短期直接效应，但间接效应为负且并未通过显著性检验。从互联网资源和互联网应用的影响差异看，互联网资源对制造业结构升级的间接效应显著为负，而互联网应用对制造业结构升级的影响虽为负但没有通过显著性检验。这说明，本地区拥有互联网资源与发展互联网技术对制造业结构升级具有明显的促进效应，但周边地区的互联网发展并不利于本地区的制造业结构升级，尤其是互联网资源已成为各地区推动制造业结构升级所

要争夺的优质生产要素。其次，对于东部地区而言，互联网对制造业结构升级存在显著的直接效应和间接效应，并且长期效应也大于短期效应。自进入21世纪互联网时代以来，东部沿海地区一直是中国互联网发展水平最高、互联网经济活动最密集的地区，在全国占据绝对优势地位。前瞻产业研究院发布的《中国互联网行业市场前瞻与投资战略规划分析报告》指出，2020年，东部地区的互联网业务收入占全国比重达90%以上，并且5G基站建设投资占全国比重超过50%。这意味着，东部地区互联网发展对制造业结构升级存在明显的空间溢出效应，这也从互联网资源和互联网应用对制造业结构升级的短期和长期间接效应中得到验证。从东部地区与中西部地区的差异来看，东部地区互联网的间接效应要明显高于中西部地区，而直接效应则低于中西部地区。随着互联网的快速发展，东部地区制造业快速转型，不断向“互联网+”转变，但中西部地区由于基础设施不完善、政策扶持不够、人才不足、资本匮乏等原因正处于互联网技术应用的“自给自足”阶段，尚不能产生明显的空间溢出效应。

表9 地区分类估计的相关效应检验结果

Table 9 Results of the correlation effect test for regional classification estimation

变量类型	效应类型	全国地区	中西部地区	东部地区
<i>Internet</i>	短期直接效应	4.435 9 *** [3.68]	5.328 3 *** [2.92]	3.808 0 *** [2.85]
	短期间接效应	3.234 1 *** [3.61]	-2.304 2 [-1.27]	4.015 2 * [1.68]
	长期直接效应	5.270 0 ** [2.66]	6.352 0 *** [3.08]	5.083 7 *** [4.50]
	长期间接效应	3.743 8 ** [2.60]	-1.893 2 [-1.01]	4.553 0 ** [2.26]
<i>InternetR</i>	短期直接效应	3.997 2 *** [6.24]	4.230 2 *** [3.24]	3.511 2 ** [2.29]
	短期间接效应	2.132 1 ** [2.55]	-1.836 6 * [-1.75]	3.159 5 [0.35]
	长期直接效应	5.275 2 *** [8.58]	6.113 8 *** [2.99]	5.146 0 *** [3.85]
	长期间接效应	4.605 9 *** [2.89]	-1.524 3 * [-1.86]	4.467 7 [0.70]
<i>InternetA</i>	短期直接效应	4.223 9 *** [6.21]	4.828 6 *** [5.72]	2.403 7 *** [2.58]
	短期间接效应	2.407 4 ** [2.25]	-1.600 9 [-0.98]	5.629 5 *** [3.55]
	长期直接效应	5.510 5 *** [8.91]	6.211 3 *** [4.80]	3.255 1 *** [4.02]
	长期间接效应	4.835 2 *** [2.86]	-1.445 2 [-1.12]	5.834 1 *** [2.88]

注：(1) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示通过10%、5%、1% 水平下的显著性水平；(2) 方括号内为T值检验结果。

## 5 结束语

以互联网为代表的信息技术革命是驱动制造

业结构升级的重要动力来源。本研究利用新兴古典-超边际经济学的理论分析框架引入互联网技术与服务作为制造业中间产品与最终产品的中间投入，并建立了互联网驱动制造业结构升级的

<sup>④</sup> 本研究将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省(市)划分为东部地区，而把山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆20个省(市)划分为中西部地区。

理论模型,进而揭示了互联网驱动制造业升级的内在机制。理论机制表明,互联网技术与服务对制造业的嵌入,提高了市场交易效率,并通过深化专业分工、提高生产效率和促进规模经济来驱动制造业升级。随后,本研究利用动态空间杜宾模型和中国省级面板数据对理论机制进行了实证检验。结果显示,互联网对制造业结构升级存在显著的促进作用及空间溢出效应,并且长期效应要明显大于短期效应,这一结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验表明,互联网发展通过深化专业分工和提升生产效率驱动了制造业结构升级,并且专业分工的中介效应要显著大于生产效率的中介效应;虽然互联网发展并不利于制造业规模经济的形成,但周边地区的制造业规模经济可以有效促进本地区的制造业结构升级。进一步研究发现,互联网资源与互联网应用均能明显促进制造业结构升级,而且互联网技术应用要比互联网资源占有,更能促进制造业结构升级;互联网发展对制造业结构升级的影响存在显著的区域异质性,尤其是东部地区因在“互联网+”方面占据绝对优势地位,从而对周边地区的制造业结构升级存在明显的促进作用。需要指出的是,囿于互联网数据的有效性和可得性,本研究只能利用省级层面数据对互联网发展水平进行中观层面的评价,这在一定程度上并不能完全反映互联网技术与服务对制造业的嵌入和应用程度。接下来,将利用 Python 爬虫技术收集上市公司年报中与互联网技术资源相关的关键词出现的频次来构建企业互联网发展水平,尝试从微观层面检验互联网发展对制造业升级的影响机制,从而对本研究所构建的理论分析框架进行进一步回应。

以上研究结论蕴含的政策含义有:1) 加快互联网技术在制造业领域的普及与应用,推动“互

联网+制造业”的深度融合。目前,互联网对社会经济的渗透和应用步伐持续加快,其与制造业融合发展带来的“化学反应”和“鲶鱼效应”,不断变革着制造业的生产设计和营销模式,成为制造业升级的新动能。政府应以工业互联网建设为契机,加快在行政审批、资源共享、监管方式等方面行政体制改革,减少“互联网+制造业”融合的体制摩擦,建立一个可以转接和融合多种异构网络的工业互联网体系。2) 注重互联网在产业链、供应链、销售链中的连接作用,积极发展互联网平台企业,以提高市场交易效率并深化专业分工。充分发挥“互联网+”在制造业分工体系中的作用和功能,推动制造业从“制造”向“制造+服务”转型升级,构建上下游协作、产销协同的“共同制造”模式,从而实现制造业产业体系的网络化、智能化、数字化、平台化和生态化发展。一方面,要积极发展互联网平台企业,弱化企业边界并发挥互联网在降低制造业单位交易成本中的作用,提高市场交易效率,促进形成多样化的高效分工模式;另一方面,出台相关优惠政策,打造一批公共服务平台,推动互联网企业的专业化发展,以满足“互联网+制造业”生态体系的相关要求。3) 中西部地区应加大互联网基础设施建设,缩小与东部地区的“数字鸿沟”。在加强东部地区互联网发展优势的同时,应引导互联网资源和要素向中西部地区流动和扩散,以弥补中西部地区互联网发展的短板,优化互联网资源配置。由于互联网技术应用并不会受时空约束,5G 基站、高速宽带、大数据中心等“新基建”完全可以在中西部地区部署,充分发挥互联网资源和技术应用的空间溢出效应,进一步通过区域协作、城乡联动和资源互通构建制造业专业化分工的网络体系。例如,国家大数据灾备中心相继落户贵州贵安新区和内蒙古乌兰察布市。

## 参 考 文 献:

- [1] Yushkova E. Impact of ICT on trade in different technology groups: Analysis and implications[J]. International Economics and Economic Policy, 2014, 11(1): 165 – 177.
- [2] Yu B. The impact of the Internet on industrial green productivity: Evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 177: 121527.
- [3] Olomu M O, Binuyo G O, Oyebisi T O. The adoption and impact of Internet-based technological innovation on the performance of the industrial cluster firms[J]. Journal of Economy and Technology, 2023, (1): 164 – 178.
- [4] 沈国兵,袁征宇.企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J].经济研究,2020,(1): 33 – 48.

- Shen Guobing, Yuan Zhengyu. The effect of enterprise internetization on the innovation and export of Chinese enterprises [J]. Economic Research Journal, 2020, (1) : 33 – 48. (in Chinese)
- [5] Czernich N, Falck O, Kretschmer T, et al. Broadband infrastructure and economic growth [J]. The Economic Journal, 2011, 121(552) : 505 – 532.
- [6] Chu S Y. Internet, economic growth and recession [J]. Modern Economy, 2013, 4 : 209 – 213.
- [7] 韩宝国, 朱平芳. 宽带对中国经济增长影响的实证分析 [J]. 统计研究, 2014, (10) : 49 – 54.
- Han Baoguo, Zhu Pingfang. Empirical analysis on effect of Broadband on economic growth in China [J]. Statistical Research, 2014, (10) : 49 – 54. (in Chinese)
- [8] Meijers H. Does the Internet generate economic growth, international trade, or both [J]. International Economics & Economic Policy, 2014, 11(1 – 2) : 137 – 163.
- [9] Trpczyński P, Kawa A. Firm capabilities, use of Internet technologies and export performance: An empirical study of Polish exporters [J]. Journal of Organizational Change Management, 2023, 36(5) : 681 – 702.
- [10] Niru Y. The role of Internet use on international trade: Evidence from Asian and sub-Saharan African enterprises [J]. Global Economy Journal, 2014, 14(2) : 198 – 214.
- [11] Feng K, Guo Y, Ji Y, et al. Impact of the Internet on the exports in ocean-based manufacturing: Firm-level evidence from China [J]. Journal of Asian Economics, 2023, (84) : 101 – 572.
- [12] 李兵, 李柔. 互联网与企业出口: 来自中国工业企业的微观经验证据 [J]. 世界经济, 2017, (7) : 102 – 125.  
Li Bing, Li Rou. Internet and firms' exports: Empirical evidence from China's industrial enterprises [J]. The Journal of World Economy, 2017, (7) : 102 – 125. (in Chinese)
- [13] Choi C. The effect of the Internet on service trade [J]. Economics Letters, 2010, 109(2) : 102 – 104.
- [14] Hjort J, Poulsen J. The arrival of fast Internet and employment in Africa [J]. American Economic Review, 2019, 109(3) : 1032 – 1079.
- [15] Goos M, Manning A, Salomons A. Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring [J]. American Economic Review, 2014, 104(8) : 2509 – 2526.
- [16] 赵伟, 赵嘉华. 互联网应用与我国技术进步的要素偏向 [J]. 浙江社会科学, 2019, (7) : 4 – 13.  
Zhao Wei, Zhao Jiahua. Internet application and the factor bias of technological progress in China [J]. Zhejiang Social Sciences, 2019, (7) : 4 – 13. (in Chinese)
- [17] Bauer J M. The Internet and income inequality: Socio-economic challenges in a hyperconnected society [J]. Telecommunications Policy, 2018, 42(4) : 237 – 252.
- [18] 尹志超, 仇化, 沙叶舟. 互联网金融与收入波动: 来自中国家庭的证据 [J]. 管理科学学报, 2022, 25(9) : 66 – 89.  
Yin Zhichao, Qiu Hua, Sha Yezhou. Internet finance and income risk: Evidence from households in China [J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(9) : 66 – 89. (in Chinese)
- [19] Abouzeidan A, Klofsten M, Hedner T. Internetization management as a facilitator for managing innovation in high-technology smaller firms [J]. Global Business Review, 2013, 14(1) : 121 – 136.
- [20] Kuhn P, Mansour H. Is Internet job search still ineffective? [J]. The Economic Journal, 2014, 124(12) : 1213 – 1233.
- [21] Liu W, Long S, Wei S. Correlation mechanism between smart technology and smart supply chain innovation performance: A multi-case study from China's companies with physical Internet [J]. International Journal of Production Economics, 2022, 245 : 108 – 394.
- [22] Forman C, Goldfarb A, Greenstein S. The Internet and local wage: A puzzle [J]. American Economic Review, 2012, 102 (1) : 556 – 575.
- [23] Branstetter L, Drev M, Kwon N. Get with the program: Software-driven innovation in traditional manufacturing [J]. Management Science, 2018, 65(2) : 541 – 558.
- [24] Gao Y, Zang L, Sun J. Does computer penetration increase farmers' income? An empirical study from China [J]. Telecommunications Policy, 2018, 42(5) : 345 – 360.
- [25] Whitacre B, Gallardo R, Strover S. Broadband's contribution to economic growth in rural areas: Moving towards a causal relationship [J]. Telecommunications Policy, 2014, 38(11) : 1011 – 1023.
- [26] 鞠雪楠, 赵宜凯, 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]. 经济研究, 2020, (2) : 181 – 196.  
Ju Xuenan, Zhao Yikai, Sun Baowen. Internet and trade costs: An empirical analysis based on cross-border E-commerce

- data from China SME exports [J]. Economic Research Journal, 2020, (2) : 181 – 196. (in Chinese)
- [27] Hellmanzik C, Schmitz M. Virtual proximity and audiovisual services trade [J]. European Economic Review, 2015, 77 (7) : 82 – 101.
- [28] 谢 平, 邹传伟, 刘海二. 互联网金融的基础理论 [J]. 金融研究, 2015, (8) : 1 – 12.  
Xie Ping, Zou Chuanwei, Liu Haier. The fundamental theory of Internet finance [J]. Journal of Financial Research, 2015, (8) : 1 – 12. (in Chinese)
- [29] Ivus O, Boland M. The employment and wage impact of broadband development in Canada [J]. Canadian Journal of Economics, 2015, 48(5) : 1803 – 1830.
- [30] Miyazaki S, Idota H, Miyoshi H. Corporate productivity and the stages of ICT development [J]. Information Technology and Management, 2012, 127(2) : 535 – 586.
- [31] Szalavetz A. Digitalisation, automation and upgrading in global value chains-factory economy actors versus lead companies [J]. Post-Communist Economies, 2019, 31(5) : 646 – 670.
- [32] 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]. 管理世界, 2020, (4) : 130 – 148.  
Shi Bingzhan, Li Jiantong. Does the Internet promote division of labor? Evidences from Chinese manufacturing enterprises [J]. Journal of Management World, 2020, (4) : 130 – 148. (in Chinese)
- [33] Fort T C. Technology and production fragmentation: Domestic versus foreign sourcing [J]. The Review of Economic Studies, 2017, 82(2) : 650 – 687.
- [34] Foster C, Graham M, Mann L, et al. Digital control in value chains: Challenges of connectivity for East African firms [J]. Economic Geography, 2018, 94(1) : 68 – 86.
- [35] Bloom N, Reenen J V. Identifying technology spillovers and product market rivalry [J]. Econometrica, 2013, 81(4) : 1347 – 1393.
- [36] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016, (10) : 34 – 49.  
Guo Jiatang, Luo Pinliang. Does the Internet promote China's total factor productivity? [J]. Journal of Management World, 2016, (10) : 34 – 49. (in Chinese)
- [37] 安同良, 杨 晨. 互联网重塑中国经济地理格局: 微观机制与宏观效应 [J]. 经济研究, 2020, (2) : 4 – 19.  
An Tongliang, Yang Chen. How the Internet is reshaping China's economic geography: Micro mechanism and macro effects [J]. Economic Research Journal, 2020, (2) : 4 – 19. (in Chinese)
- [38] 马述忠, 房 超, 张洪胜. 跨境电商能否突破地理距离的限制 [J]. 财贸经济, 2019, (8) : 116 – 131.  
Ma Shuzhong, Fang Chao, Zhang Hongsheng. Can cross-border E-commerce declare the death of distance [J]. Finance & Trade Economics, 2019, (8) : 116 – 13. (in Chinese)
- [39] Blum B S, Goldfarb A. Does the Internet defy the law of gravity? [J]. Journal of International Economics, 2006, 70(2) : 384 – 405.
- [40] 龚维进, 倪鹏飞, 徐海东, 等. 互联网驱动中国区域经济增长: 时空效应与复合机制 [J]. 管理科学学报, 2021, 24 (11) : 1 – 25.  
Gong Weijin, Ni Pengfei, Xu Haidong, et al. Internet drives China's regional economic growth: Spatiotemporal effect and compound mechanism [J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(11) : 1 – 25. (in Chinese)
- [41] 庞 春. 一体化、外包与经济演进: 超边际 - 新古典一般均衡分析 [J]. 经济研究, 2010, (3) : 114 – 128.  
Pang Chun. Vertical integration outsourcing and economic progress: A new classical infra-marginal general equilibrium analysis [J]. Economic Research Journal, 2010, (3) : 114 – 128. (in Chinese)
- [42] 郑小碧, 庞 春, 刘俊哲. 数字经济时代的外包转型与经济高质量发展——分工演进的超边际分析 [J]. 中国工业经济, 2020, (7) : 117 – 135.  
Zheng Xiaobi, Pang Chun, Liu Junzhe. Structural changes in outsourcing and high-quality economic development in the digital era: An inframarginal analysis to the division of labor [J]. China Industrial Economics, 2020, (7) : 117 – 135. (in Chinese)
- [43] Yang X. Economics: New Classical versus Neoclassical Frameworks [M]. London: Blackwell, 2001.
- [44] 韩先锋, 惠 宁, 宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗? [J]. 中国工业经济, 2014, (12) : 70 – 82.  
Han Xianfeng, Hui Ning, Song Wenfei. Can information improve the technology innovation effect of Chinese industrial sectors [J]. China Industrial Economics, 2014, (12) : 70 – 82. (in Chinese)
- [45] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strate-

- gic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51: 1173–1182.
- [46] 傅元海, 叶祥松, 王展翔. 制造业结构优化的技术进步路径选择——基于动态面板的经验分析 [J]. 中国工业经济, 2014, (9): 78–89.  
Fu Yuanhai, Ye Xiangsong, Wang Zhanxiang. The selection of technology progress path of manufacturing structure optimization: An empirical analysis based on Dynamic Panel Data Model [J]. *China Industrial Economics*, 2014, (9): 78–89. (in Chinese)
- [47] 于斌斌, 陈 露. 新型城镇化能化解产能过剩吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (1): 22–41.  
Yu Binbin, Chen Lu. Can new-type urbanization resolve excess production capacity [J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 2019, (1): 22–41. (in Chinese)
- [48] 韩 峰, 阳立高. 生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级? ——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架 [J]. 管理世界, 2020, (2): 72–94.  
Han Feng, Yang Ligao. How does the agglomeration of producer services promote the upgrading of manufacturing structure: An integrated framework of agglomeration economies and schumpeter's endogenous growth theory [J]. *Journal of Management World*, 2020, (2): 72–94. (in Chinese)
- [49] 于斌斌. 生产性服务业集聚与能源效率提升 [J]. 统计研究, 2018, (4): 30–40.  
Yu Binbin. Agglomeration of productive service industry and improvement of energy efficiency [J]. *Statistical Research*, 2018, (4): 30–40. (in Chinese)
- [50] Couture V, Faber B, Gu Y, et al. Connecting the countryside via E-commerce: Evidence from China [J]. *American Economic Review: Insights*, 2021, 3(1): 35–50.
- [51] Vaga S H, Elhorst J P. Regional labour force participation across the European Union: A time-space recursive modeling approach with endogenous regressors [J]. *Spatial Economic Analysis*, 2017, 12(2–3): 138–160.

## How the Internet drives the upgrading of the manufacturing structure: Theory and evidence

YU Bin-bin

School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China

**Abstract:** This paper expands the theoretical analysis framework of new classical-inframarginal economics, constructs a theoretical model of Internet-driven manufacturing upgrades, reveals the internal mechanism of the Internet-driven manufacturing upgrades, and uses the dynamic spatial Durbin model to investigate the impact and spatial spillover effects of the Internet on the upgrading of the manufacturing industry. The results show that the Internet plays a significant role in promoting the upgrading of the manufacturing industry in this region and surrounding areas, with the long-term effect being greater than the short-term effect. The mechanism test found that the Internet has driven the upgrading of the manufacturing industry primarily by deepening the division of labor and improving production efficiency, with the mediating effect of the division of labor being significantly greater than that of production efficiency. Further research found that compared with having Internet resources, improving the level of Internet technology application in a region can promote the upgrading of the manufacturing industry. Compared with the central and western regions, the eastern region has an absolute advantage in “Internet +”, which not only accelerates the upgrading of manufacturing industry in the region, but also has obvious spatial spillover effects on the upgrading of the manufacturing industry in the surrounding areas. The above research conclusions provide theoretical basis and empirical evidence for China’s implementation of the “Internet + Manufacturing” action plan.

**Key words:** Internet; the upgrading of the manufacturing structure; inframarginal economics; spatial Durbin model