

互联网平台应用对产业结构转型的影响研究： 内在机理与实证检验

何大安, 周法法

(浙江工商大学经济学院, 浙江 杭州 310018)

摘要: 文章在数理模型分析基础上, 基于2013—2019年中国省级面板数据, 考察了互联网平台应用对产业结构转型的作用机制, 力图说明互联网平台是一种能够驱动产业结构转型的新型市场制度安排。文章概要分析了相关文献, 构建了理论模型, 通过对互联网平台应用影响产业结构转型的实证检验, 得出以下研究结论: (1) 互联网平台应用会显著提升产业结构高级化与合理化水平, 能有效推动产业结构转型; (2) 互联网平台应用对产业结构转型存在地区 and 市场化程度异质性影响; (3) 互联网平台应用可以通过增强技术创新能力和纠正资源错配促进产业结构转型, 但未能通过促进消费升级推动产业结构转型。这些研究结论在一定程度上揭示了互联网平台应用与产业结构转型之间的内在关联, 可为中国经济实现高质量发展提供一条分析路径。

关键词: 互联网平台应用; 产业结构转型; 中介效应

中图分类号: F062.9, F724.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2022)06-0051-17

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2022.06.005

Research on the Influence of Internet Platform Application on Industrial Structure Transformation: Internal Mechanism and Empirical Test

HE Daan, ZHOU Fafa

(School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the analysis of the mathematical model and based on China's provincial-level panel data from 2013 to 2019, this paper examines the mechanism of the application of the Internet platform on the transformation of the industrial structure, and tries to explain that the Internet platform is a new type of market institutional arrangement that can drive the transformation of the industrial structure. This paper briefly analyzes the relevant literature, constructs a theoretical model, and draws the following research conclusions through the empirical analysis and test of the application of the Internet platform in the industrial structure transformation: (1) The application of the Internet platform will significantly improve the level of advanced and rationalized industrial structure, it can effectively promote the transformation of the industrial structure; (2) The application of the Internet platform has a heterogeneous impact on the transformation of the industrial structure and the degree of marketization; (3) The application of the Internet platform can promote the transformation of the industrial structure by enhancing the ability of technological innovation and correcting the misallocation of resources, but it has not promoted the transformation of the industrial structure through consumption upgrading. To a certain extent, these research conclusions reveal the inherent relationship between the application of Internet plat-

收稿日期: 2022-01-10

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“互联网信息级联效应下木质林产品厂商的质量行为研究”(71503273)

作者简介: 何大安, 男, 人文社会科学资深教授, 教育部人文社科重点研究基地浙江工商大学现代商贸研究中心教授, 主要从事投资运行与产业结构调整、理性与非理性决策、大数据、互联网与经济学基础研究; 周法法(通讯作者), 男, 博士研究生, 主要从事互联网经济、产业经济研究。

forms and the transformation of industrial structure, and may provide an analytical path for the realization of high-quality development of China's economy.

Key words: Internet platform economy; industrial structure transformation; mechanism

一、引 论

大数据、互联网和人工智能等新一代信息技术相互融合正在改变工业化背景下生产、交换、消费、分配的基本格局,并在投资和消费交易过程中孕育出互联网平台这一新型市场组织形式。作为一种嵌入经济系统的新型市场制度安排,互联网平台可跨部门和跨区域进行贸易与分工的特征,颠覆性地改变了厂商生产方式和人类消费行为,并对资源整合、供需匹配、产业分工和效率提升起到了积极推动作用。据《中国电子商务报告(2020)》显示,2020年我国电子商务交易额达37.21万亿元,同比增长4.5%;全国网上零售额达11.76万亿元,同比增长10.9%^[1]。但问题的另一面是,自2008年国际金融危机以来,我国GDP增速总体呈下降趋势,出现了产能相对过剩、产业低端化和同质化等现象。针对这一宏观层面景象,人们或多或少对以互联网平台为主体的新经济是否能够摆脱产业结构不合理产生疑虑。其实,信息技术对经济运行的影响是一个渐进的过程,以产业结构变动而言,该过程在初中期和发展期是不同的。例如,一些大型成熟经济体的发展历程表明,信息技术在初中期对产业结构转型的调整效应通常并不明显,只有进入发展期才会出现明显的推动作用^[2-3]。互联网平台应用是信息技术由初中期向发展期的拓展和加深过程,其能否推动以及怎样推动中国产业结构转型,是一个涉及经济运行新旧信息技术系统转换和促进经济全面发展的问題,需要学术界从理论和实证层面展开讨论。

近年来,随着4G、5G通信技术的进步,网络信息技术作为一种重要的生产和应用工具取得了长足的发展。然而,互联网平台作为一种新型市场组织形式,却尚未引起学术界的足够重视,关于这方面的文献还相对较少。因此,目前关于互联网平台应用与产业结构转型的相关文献,主要通过互联网技术进步推动产业结构转型的关联研究来反映。概而言之,这方面的文献有以下两大类:一类是通过互联网技术进步对产业结构转型的直接影响来探讨。诸如,Reza(2014)^[4]从宏观层面把互联网作为一种重要的数据生产要素,探讨了互联网技术进步对产业结构转型问题的影响;Gallipoli和Makridis(2018)^[5]从中观层面把互联网作为一种通用型技术,研究了互联网技术进步如何对产业结构转型产生作用;Matthess和Kunkel(2020)^[6]从微观层面把互联网作为一种重要的连接载体,综合性地分析了互联网技术进步对产业结构转型的过程演变。不过,针对互联网技术进步与产业结构转型的事实,国内学者持有不同的观点。例如,段军山和余点点(2013)^[7]、郭朝晖和靳小越(2017)^[8]、叶初升和任兆柯(2018)^[9]大体上持有相近观点,认为互联网技术发展对产业结构合理化和高级化具有明显的正向促进作用;徐伟呈和范爱军(2018)^[10]对互联网技术发展推动产业结构转型却持怀疑态度,认为互联网技术进步不利于产业结构合理化;彭继增等(2018)^[11]指出在考虑金融发展因素条件下,互联网技术进步会抑制产业结构高级化;左鹏飞等(2020)^[12]则认为在考虑城镇化因素的情况下,互联网技术进步对产业结构高级化和合理化存在非线性关系。很明显,国内外学者的以上研究都从不同角度涉及了互联网平台应用与产业结构转型的直接关联问题。

另一类是通过互联网技术进步对产业结构转型的间接作用路径来探讨。这类研究是基于互联网技术可以消除信息不对称、降低交易成本、促进专业化分工、扩大市场需求、提升创新能力、改造传统产业、优化资源配置以及促进高技术产业发展等提出的。例如,互联网技术可通过渗透融合功能积极改造其他行业,推动传统产业向新兴产业转变^[13];互联网技术可通过降低交易成本和刺激需求规模来改造传统产业,诱发新兴产业,进而促进产业结构转型^[14];互联网技术可通过优化资源配置和改进生产组织方式来加速产业结构转型^[15];互联网技术可通过提升技术创新能力来促进产业结构转型^[16];互联网技术可通过影响制造业的制造模式和组织方式,实现价值链增值,进而推动产业结构升级^[17]。国外学者则从智能化角度探讨互联网技术进步对产业结构转型的作用,诸如,Giudice(2016)^[18]强调人工智能技术在制造业中的应用能

够实现价值创造和技术升级进而推动产业结构转型;Schlogl 和 Sumner(2020)^[19]则指出人工智能技术应用可以在农业和制造业领域提供无限的劳动力供应,从而引起产业结构转型。由此可见,上述文献从不同侧面反映出互联网平台应用与产业结构转型的间接关联具有很强的宽泛性,它散布于社会再生产过程的方方面面。

综上所述,既有研究从不同层面和角度触及了互联网平台应用与产业结构转型之间的关联,对本文的研究具有重要借鉴意义,但仍存在以下三个方面的不足:首先,已有研究大都只关注互联网技术本身对产业结构转型的影响,忽略了互联网技术进步诱发的市场制度变迁如何影响产业结构转型。其次,已有研究大都从实证层面泛谈互联网技术进步对产业结构转型的影响,很少通过理论模型推导出互联网技术进步与产业结构转型之间的因应关系。最后,现有文献大都从生产端聚焦互联网技术进步对产业结构转型的作用效应,忽略了互联网技术进步如何在消费端对产业结构转型发挥作用。鉴于此,本文可能的边际贡献在于:第一,将互联网平台作为互联网技术进步诱发的一种新型市场制度安排引入产业结构转型分析框架,深入探讨互联网平台应用与产业结构转型之间的因果联系。第二,通过构建基于互联网平台应用的多部门一般均衡理论模型,系统考察互联网平台应用对产业结构转型的理论机制。第三,从生产端和消费端这一对称视角出发,基于中介效应模型深度挖掘互联网平台应用对产业结构高级化和合理化转型的传导路径。

二、理论分析与研究假说

网络信息技术主要是通过技术融合、渗透和溢出效应来推动产业结构转型的,它是后工业化时代信息技术革命引发产业变革的高级形态。相对而言,互联网平台作为技术层级更高的网络信息技术的运用,它对新兴经济业态的导引,以及由此引发产业结构形态的转变,要比传统网络信息技术具有更多的维度。具体地说,互联网平台作为厂商与厂商、厂商与消费者的交易中介,本质上是一个基于数字技术将人与人、人与物、物与物等连接的新型市场交易制度安排,其广泛应用不仅是厂商运用大数据和人工智能技术来挖掘、收集、储存、整合、分类、加工和处理大数据,进行投资经营的数据智能化的过程^[20-21],而且也是厂商与厂商、厂商和消费者在海量双边交易场景下的网络协同化过程^[22];数据智能化和网络协同化在凸显互联网平台作为新型市场制度安排克服信息不对称和消除产品服务交易中间化的同时,也为大量聚集在平台上的交易各方提供互动服务^[23-24],这种涉及平台各方的互动服务势必从产业间和产业内对产业结构转型产生助推作用。从产业间看,互联网平台应用通过交叉外部性打破了产业间的边界,促进了产业跨界融合,引发新兴产业不断涌现,从而使产业结构朝着高级化趋势演进。从产业内看,互联网平台应用通过整合买方、卖方、中间商和消费者等各利益方关系,改变了传统产业链直线式的运动轨迹,并将其重塑为以平台为核心的网状发散式生态圈,从而有效整合内部资源,提高整体经济运行效率,进而使产业结构趋于合理化。

基于上述情形,本文通过参考和借鉴 Ngai 和 Pissarides(2007)^[25]的多部门经济增长模型,构建出基于互联网平台应用的产业结构变迁理论模型。该理论模型的核心内涵是假定各部门存在技术进步水平差异,且这种差异会导致不同部门的产出和要素配置非平衡发展,从而会形成非平衡的产业结构。互联网平台应用作为一种新型市场制度安排的具体体现,其主要将通过降低市场摩擦成本来影响各部门技术进步水平,从而引发各部门产出比例变动,进而影响产业结构转型。

(一) 理论模型推导

1. 模型设定。假设一个地区的经济系统由 n 个行业组成,每个行业由一家只生产一种消费品的代表性厂商构成,且各行业代表性厂商均面临垄断竞争的产品市场和完全竞争的要素市场。在规模报酬不变的情况下各代表性厂商的产出函数为:

$$Y_u = A_u K_u^\alpha L_u^{1-\alpha}, i \in \{1, \dots, n\} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示行业 i 代表性厂商的产出; K_{it} 表示行业 i 代表性厂商的资本投入; L_{it} 表示行业 i 代表性厂商的劳动投入; A_{it} 表示行业 i 代表性厂商的技术进步水平。

考虑到地方保护主义、贸易壁垒、不完全竞争和政策偏向等体制机制障碍有可能造成代表性厂商的要素价格扭曲, 参照 Hsieh 和 Klenow (2009)^[26]、Brandt 和 Rawski (2008)^[27] 的做法, 把各行业代表性厂商面临的地区资本价格扭曲税设定为 τ_{Kt} 以及劳动价格扭曲税设定为 τ_{Lt} 。此时, 各行业代表性厂商的利润函数可表示为:

$$\pi_{it} = p_{it}Y_{it} - (1 + \tau_{Kt})r_tK_{it} - (1 + \tau_{Lt})w_tL_{it} \quad (2)$$

其中, P_{it} 表示各行业代表性厂商产品的价格; r_t 表示资本要素价格; w_t 表示劳动要素价格。

随着移动互联网、云计算、大数据、物联网、人工智能等新一代信息技术的快速发展, 以互联网平台为主体的新型市场组织形态业已形成。为此, 我们可考虑将互联网平台应用作为降低市场摩擦成本或增加各行业代表性厂商利润的因素, 则各行业代表性厂商的利润函数可修改为:

$$\pi_{it} = (1 + \varphi_t)p_{it}Y_{it} - (1 + \tau_{Kt})r_tK_{it} - (1 + \tau_{Lt})w_tL_{it} \quad (3)$$

其中, φ_t 表示互联网平台应用水平, 且其对各行业代表性厂商的影响程度相同。

最后, 假设地区经济系统中存在一个具有无限期寿命的代表性家庭, 其消费的产品由 n 个行业代表性厂商所提供, 且该家庭每期提供一个无弹性的单位劳动力。

当市场均衡时, 代表性家庭对所有产品消费获得的效用可参照 Comin 等 (2021)^[28] 的做法表示为:

$$U_t = C_t = \sum_{i=1}^n \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} C_{it}^{\frac{\varepsilon_i + \sigma}{\sigma}} C_{it}^{\sigma-1} \quad (4)$$

其中, C_{it} 表示代表性家庭对行业 i 产出品消费量; C_t 表示代表性家庭的组合消费量, 且满足 $C_t \geq 1$; ω_i 表示代表性家庭对行业 i 产出品的偏好程度, 且满足 $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$; ε_i 表示代表性家庭对行业 i 产出品需求收入弹性, 且满足 $\varepsilon_i > 0$, 即所有行业产出品为正常商品; σ 表示不同消费品的替代弹性, 且满足 $\sigma > 1$ 。

2. 模型求解。(1) 家庭最优化行为。假定代表性家庭对所有消费品的总支出为 E_t , 则代表性家庭效用最大化问题为:

$$\begin{aligned} \max U_t &= \sum_{i=1}^n \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} C_{it}^{\frac{\varepsilon_i + \sigma}{\sigma}} C_{it}^{\sigma-1} \\ \text{s. t.} \quad &\sum_{i=1}^n p_{it}C_{it} = P_t C_t = E_t \end{aligned} \quad (5)$$

进一步构造拉格朗日函数求解代表性家庭效用最大化条件, 则拉格朗日函数可表示为:

$$l_1 = P_t \sum_{i=1}^n \omega_i^{\frac{1}{\sigma}} C_{it}^{\frac{\varepsilon_i + \sigma}{\sigma}} C_{it}^{\sigma-1} - \lambda \left(\sum_{i=1}^n p_{it}C_{it} - E_t \right) \quad (6)$$

式(6) 分别对 C_{it} 和 C_{jt} 求一阶条件, 可得:

$$P_t = \left(\sum_{i=1}^n \omega_i C_{it}^{\varepsilon_i + \sigma - 1} p_{it}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (7)$$

$$\frac{p_{it}C_{it}}{P_t C_t} = \frac{p_{it}C_{it}}{E_t} = \frac{p_{it}C_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{it}C_{it}} = \omega_i \left(\frac{p_{it}}{P_t} \right)^{1-\sigma} C_{it}^{\varepsilon_i + \sigma - 1} \quad (8)$$

其中, P_t 表示组合消费品加总价格。

(2) 厂商最优化行为。当市场出清时, 代表性家庭对行业 i 产出品的消费量 C_{it} 等于行业 i 产出量 Y_{it} , 各部门代表性厂商利润最大化问题为:

$$\begin{aligned} \max \pi_{it} &= (1 + \varphi_t)p_{it}Y_{it} - TC_{it} \\ \text{s. t.} \quad &Y_{it} = A_{it}K_{it}^\alpha L_{it}^{1-\alpha} = \frac{\omega_i E_t P_{it}^{-\sigma} C_{it}^{\varepsilon_i + \sigma - 1}}{P_t^{1-\sigma}} \end{aligned} \quad (9)$$

为简化分析,把行业 i 代表性厂商的总成本函数进一步表示为 $TC_{it} = MC_{it}Y_{it}$,对价格 P_{it} 求导,可求得行业 i 代表性厂商利润最大化条件为 $P_{it} = \frac{\sigma}{(1 + \varphi_t)(\sigma - 1)}MC_{it}$ 。

基于现实的厂商边际成本较难统计,为此,我们依据戴魁早和刘友金(2016)^[29]的处理,用较易统计的要素价格对其进行替换,沿着既定产出 (Y_0) 下成本最小化进行推导,可以把行业 i 代表性厂商利润最大化问题转化为成本最小化问题,通过构建如下拉格朗日函数:

$$l_2 = (1 + \tau_{Kt})rK_{it} + (1 + \tau_{Lt})wL_{it} - \lambda(A_{it}K_{it}^\alpha L_{it}^{1-\alpha} - Y_0) \quad (10)$$

通过求解可得,行业 i 代表性厂商在既定产出 Y_0 水平下成本最小化的资本和劳动投入量分别为:

$$K_{it} = \left[\frac{\alpha(1 + \tau_{Kt})w}{(1 - \alpha)(1 + \tau_{Lt})r} \right]^{1-\alpha} \frac{Y_0}{A_{it}} \quad (11)$$

$$L_{it} = \left[\frac{(1 - \alpha)(1 + \tau_{Lt})r}{\alpha(1 + \tau_{Kt})w} \right]^\alpha \frac{Y_0}{A_{it}}$$

将 K_{it} 和 L_{it} 代入行业 i 代表性厂商的总成本函数 TC_{it} ,可解得行业 i 代表性厂商的边际成本为:

$$MC_{it} = \frac{1}{A_{it}} \left[\frac{(1 + \tau_{Kt})r}{\alpha} \right]^\alpha \left[\frac{(1 + \tau_{Lt})w}{1 - \alpha} \right]^{1-\alpha} \quad (12)$$

综合式(12)和代表性厂商利润最大化条件,可得出行业 i 代表性厂商利润最大化时的产品价格为:

$$P_{it} = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)A_{it}(1 + \varphi_t)} \left[\frac{(1 + \tau_{Kt})r}{\alpha} \right]^\alpha \left[\frac{(1 + \tau_{Lt})w}{1 - \alpha} \right]^{1-\alpha} \quad (13)$$

3. 模型结论。我们进一步借鉴 Ngai 和 Pissarides(2007)^[25]的研究思路,以各行业的产出值与所有行业总产出值之比来刻画产业结构水平,具体如下式:

$$SR_{it} = \frac{P_{it}Y_{it}}{Y_t} = \frac{P_{it}C_{it}}{Y_t} = \frac{P_{it}C_{it}E_t}{P_t C_t Y_t} = \omega_i \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{1-\sigma} C_t^{\varepsilon_i + \sigma - 1} \frac{E_t}{Y_t} \quad (14)$$

显然,在市场出清状态下,家庭的消费总支出 (E_t) 等于总产出水平 (Y_t):

$$SR_{it} = \omega_i \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{1-\sigma} C_t^{\varepsilon_i + \sigma - 1} \quad (15)$$

为简化分析,将组合消费量定义为单位计价物,则 $P_t = 1$ 。把式(13)代入式(15),可解得:

$$SR_{it} = \omega_i \left\{ \frac{\sigma}{(\sigma - 1)A_{it}(1 + \varphi_t)} \left[\frac{(1 + \tau_{Kt})r}{\alpha} \right]^\alpha \left[\frac{(1 + \tau_{Lt})w}{1 - \alpha} \right]^{1-\alpha} \right\}^{1-\sigma} C_t^{\varepsilon_i + \sigma - 1} \quad (16)$$

借鉴 Romer(1990)^[30]内生增长模型的设定,假定各生产部门的技术进步水平 (A_{it}) 取决于地区技术创新水平 (A_t),则 A_{it} 可进一步表示为:

$$A_{it} = A_{i0}A_t \xi_i \quad (17)$$

其中, A_{i0} 表示生产部门 i 的技术进步; A_t 表示地区技术创新水平; ξ_i 表示地区技术创新对部门 i 产出的外部溢出效应。

联立式(16)和式(17),可得出地区产业结构的函数式:

$$SR_{it} = \omega_i \left\{ \frac{\sigma}{(\sigma - 1)A_{i0}A_t \xi_i (1 + \varphi_t)} \left[\frac{(1 + \tau_{Kt})r}{\alpha} \right]^\alpha \left[\frac{(1 + \tau_{Lt})w}{1 - \alpha} \right]^{1-\alpha} \right\}^{1-\sigma} C_t^{\varepsilon_i + \sigma - 1} \quad (18)$$

分别对上式的互联网平台应用 (φ_t)、技术创新水平 (A_t)、要素错配程度 (τ_{Kt}, τ_{Lt}) 和需求收入弹性 (ε_i) 等求导,可得:

$$\frac{\partial SR_{it}}{\partial \varphi_t} > 0, \frac{\partial SR_{it}}{\partial A_t} > 0, \frac{\partial SR_{it}}{\partial \tau_{Kt}} < 0, \frac{\partial SR_{it}}{\partial \tau_{Lt}} < 0, \frac{\partial SR_{it}}{\partial \varepsilon_i} > 0 \quad (19)$$

进一步通过链式求导法则,可解出:

$$\frac{\partial A_t}{\partial \varphi_t} > 0, \frac{\partial \tau_{Kt}}{\partial \varphi_t} < 0, \frac{\partial \tau_{Lt}}{\partial \varphi_t} < 0, \frac{\partial \varepsilon_i}{\partial \varphi_t} > 0 \quad (20)$$

从式(19)和式(20)可发现,互联网平台应用可以通过诱致技术创新、优化资源配置和影响需求收入弹性等路径间接影响产业结构变动。其中,第*i*种产品的需求收入弹性(ϵ_i)刻画了代表性家庭收入水平变动对第*i*种产品的消费需求量的变动,且产品越高端意味着需求收入弹性就越大。相应地,当代表性家庭收入水平发生变动时,则高端产品部门的产出需求量变动就会更剧烈,消费需求结构变动就会更明显。综上,我们可以把互联网平台应用对产业结构转型间接影响进一步概括为三条路径:诱致技术创新、优化资源配置、促进消费升级。

(二) 作用路径分析

以上数理模型揭示,互联网平台之各利益方的频繁互动,将会不断降低包括搜索成本在内的市场摩擦成本,并通过资源匹配效率、市场竞争、专业分工等加速产业结构转型。为此,将互联网平台应用影响产业结构转型的具体路径(见图1)概括为:①技术创新效应;②资源配置效应;③消费升级效应。

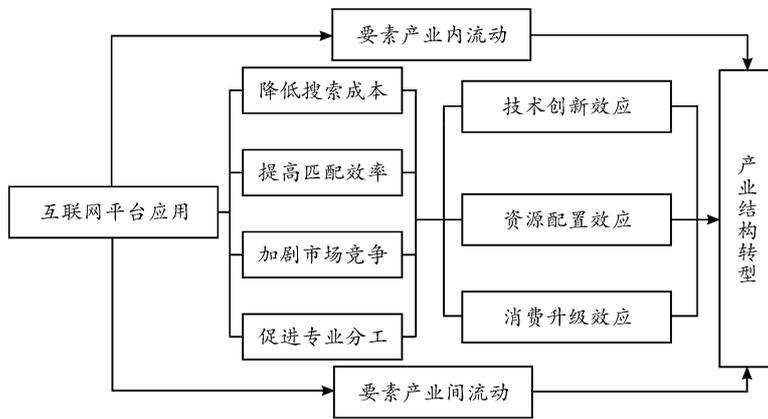


图1 互联网平台应用驱动产业结构转型的作用机理

首先,就技术创新效应而言。互联网平台作为市场交易双方的新媒介,会涉及厂商研发、生产、供应及销售各个环节,它能够集数据流、资金流、知识流和商贸流于一体,在摩尔定律的作用下会不断催生新技术、新工艺、新产品和新服务,从而推动产业结构高级化和合理化转型。这种作用路径可描述为:一是通过平台的模块化分工机制,降低各板块厂商之间的分工协作成本,提高相互间的创新协作能力,促进各产业实现工艺流程升级^[31],从而推动产业结构高级化;二是通过平台的开放式创新机制分散创新风险,降低产品研发成本,缩短研发周期,提升厂商创新能力,促进产品升级^[32],从而提升产业结构高度化质量;三是通过平台的竞争效应促使厂商主动进行生产技术革新和新产品研发,满足了消费者差异化需求,从而为细分市场的小规模厂商创造生存机会,进而不断完善产业链整合功能^[33],极大地推动产业结构朝合理化方向转型;四是平台的合作机制改变了产业分工与互动模式,加速了产业链创新的网络构成,促进了创新知识外溢,优化了创新资源配置,带动了产业结构合理化转型。

其次,就资源配置效应而言。互联网平台应用使得厂商和消费者在数据智能化和网络协同化效应下进行在线平台交易并由此引发替代效应,最终倒逼线下高度扭曲的要素市场改善,减少产业结构不合理变动的摩擦,加快产业结构转型步伐。具体而言,一是互联网平台作为一种“虚拟产业集聚”的新形式,打破了长期以来生产要素流动的时空约束,提升了资本和劳动等传统要素的市场匹配效率,推动了产业结构高级化和合理化;二是互联网平台应用能够在很大程度上消除企业经营的地域界限,加剧企业间的跨区域竞争,使得资本和劳动得以重新配置^[34],进而加速产业结构合理化转型;三是互联网平台应用通过催生新兴产业,缓解了资本和劳动市场扭曲对产业结构转型的反向作用,从劳动力市场来看,互联网平台应用通过催生新兴产业,为社会提供了大量具有高薪和高影响力的工作岗位,为适配新岗位,劳动者往往会不断提高自身技能和知识素养,这在一定程度上会改善劳动市场错配,进而促进产业结构朝高级化发展;从资本市场来看,互联网平台应用可以通过直接催生金融交易平台,优化金融服务体系,提高资本利用效率,加速

产业结构合理转型。不仅如此,互联网平台应用也可以通过催生数字新兴产业^[35],加速社会闲置资本合理流动,进而为产业结构高级化和合理化转型创造良好的外部基础。

最后,就消费升级效应而言。与传统经济只强调价格与数量不同的单边市场模式不同,互联网平台是一个互动的具有网络效应特征的双边市场。互联网平台应用主要通过提高交易效率、满足多样化偏好和促进产业融合等路径来带动消费结构升级,进而推动产业结构转型。具体表现为:一是互联网平台应用通过强大的数据优势缓解外部市场信息的不对称,并引发规模经济和范围经济以满足消费者多样化的偏好和需求,进而促进产业结构高级化。概而言之,互联网平台通过大数据分析来匹配高端消费品供需,帮助消费者及时获悉高端消费品的最新价格、质量和类别等信息,扩大了消费者对高端消费品的个性化和多样化选择^[36],从而不断提高消费者剩余,进而推动产业结构高级化。二是互联网平台应用通过提高生产、流通和消费各环节效率,极大降低消费者搜寻成本和企业运营费用,推动产业结构转型。具体而言,就是互联网平台应用使供求双方通过线上交易,降低了需求方交通成本^[37]以及供给方的选址成本^[38],从而带来终端产品相对价格的下降,进而增加居民购买力,提升高端消费品需求量,最终实现产业结构高级化转型。三是互联网平台应用通过细化专业分工推动产业跨界融合,使得网络平台衍生出大量的新模式、新业态,从而增加居民收入来源渠道,并间接带动消费结构升级,进而推动产业结构朝高级化和合理化趋势演进。基于此,本文提出如下假设:

假设1:互联网平台应用对产业结构转型具有正向促进作用。

假设2:互联网平台应用主要通过技术创新、资源配置和消费升级影响产业结构转型。

三、模型构建、变量选取与数据来源

(一) 模型构建

根据前文的理论推演,为进一步验证互联网平台应用对产业结构转型升级的影响,具体构建如下计量模型:

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 platform_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份; SR_{it} 表示产业结构转型(产业结构的高级化和合理化趋势); $platform_{it}$ 表示互联网平台应用水平(经济主体参与互联网平台交易的活跃程度); $controls_{it}$ 表示一系列控制变量; λ_t 表示时间固定效应; μ_i 表示地区 i 的个体固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量。产业结构高级化(TS_{it})和合理化(TL_{it})是产业结构转型的两个维度,这两个维度之所以能作为被解释变量,是因为产业结构高级化反映地区各产业由低级形态向高级形态跃升水平,它包含各产业GDP占比与劳动生产率在内的产业结构^[39];产业结构合理化反映地区不同产业的结构偏离程度,用以反映产业结构合理化的泰尔指数可以揭示这种偏离^[40]。这两个被解释变量的函数构成如下:

$$TS_{it} = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times \frac{Y_{ijt}}{L_{ijt}}, j = 1, 2, 3 \quad (22)$$

$$TL_{it} = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times \ln\left(\frac{Y_{ijt}}{L_{ijt}} / \frac{Y_{it}}{L_{it}}\right), j = 1, 2, 3 \quad (23)$$

Y_{ijt} 表示在 t 时期 i 地区第 j 产业的产值, L_{ijt} 表示在 t 时期 i 地区第 j 产业的从业人数, Y_{it} 表示在 t 时期 i 地区的总产值, L_{it} 表示在 t 时期 i 地区的从业总人数。

2. 解释变量。关于互联网平台应用水平的衡量标准,现有文献或以互联网发展综合指数衡量^[41],或以参与电子商务交易活动的企业数来衡量^[42]。互联网平台作为一种新型市场制度安排,不仅是区域平台企业的数量反映,更是区域消费者或厂商借助互联网平台参与经济活动内涵的反映。考虑到已有指标难以客观全面地反映地区互联网平台应用成效,即本地区消费者或厂商借助互联网平台实现了多少交易金额。故

此,我们可采用各省人均电商贸易额 $platform_{it}$ 来表征地区互联网平台应用水平^[35]。

3. 控制变量。结合已有的研究成果,本文将对以下变量加以控制:(1)外商投资水平(fdi_{it}),采用地区外商直接投资额与GDP的比值来表示^[43];(2)基础设施水平($infra_{it}$),采用每平方公里的公路里程来衡量^[44];(3)人力资本水平($human_{it}$),采用人均受教育年限来衡量^[45];(4)政府干预(gov_{it}),采用地方政府财政支出与GDP的比值来衡量^[46];(5)金融发展($fiance_{it}$),采用金融机构存贷款余额与GDP的比值来衡量^[47]。

各变量的列表定义如表1所示。

表1 变量的定义及相关说明

变量类型	变量名	符号	定义及相关说明
被解释变量	产业结构高级化	TS	采用构造的产业结构高级化指数取对数衡量
	产业结构合理化	TL	采用泰尔指数衡量
解释变量	互联网平台应用水平	$platform$	采用地区人均电商贸易额取对数衡量
控制变量	外商投资水平	fdi	采用外商直接投资额与地区GDP比值衡量
	基础设施水平	$infra$	采用每平方公里的公路里程来衡量
	人力资本水平	$human$	采用人均受教育年限来衡量
	政府干预程度	gov	采用政府财政支出与地区GDP比值衡量
	金融发展水平	$fiance$	采用金融机构存贷款余额与地区GDP比值衡量

(三) 数据来源

基于样本数据的可得性,本文选取2013—2019年除港澳台外的全国31个省(区)市作为样本期间及研究对象,同时文中所涉及的原始数据分别来源于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国金融统计年鉴》《新中国60年统计年鉴》、各省《统计年鉴》和《中国电子商务发展报告》。表2给出了相关数据的描述性统计量,且部分变量已做过对数化处理。

表2 主要变量统计描述

变量名称	变量符合	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
产业结构高级化	TS	217	2.500	0.340	1.835	3.356
产业结构合理化	TL	217	0.115	0.075	0.001	0.307
平台经济发展水平	$platform$	217	7.834	1.394	3.656	10.860
外商投资水平	fdi	217	0.484	0.475	0.064	2.242
金融发展水平	$fiance$	217	2.859	1.626	1.687	8.131
人力资本水平	$human$	217	10.100	1.206	5.902	13.830
政府干预程度	gov	217	0.287	0.212	0.120	1.379
基础设施水平	$infra$	217	0.942	0.546	0.057	2.217

四、实证检验及结果分析

(一) 基准回归分析

在考察互联网平台应用对产业结构转型的基准效应之前,本文采用混合效应(OLS)、随机效应(RE)与固定效应(FE)对面板模型进行估计。具体回归结果如表3所示:

表3 基准模型回归结果

变量	产业结构高级化(TS)			产业结构合理化(TL)		
	模型(1)OLS	模型(2)RE	模型(3)FE	模型(4)OLS	模型(5)RE	模型(6)FE
<i>platform</i>	0.085*** (4.092)	0.097*** (4.921)	0.094*** (4.665)	-0.022*** (-3.610)	-0.018** (-2.250)	-0.016*** (-2.691)
<i>fdi</i>	0.306*** (4.961)	0.027 (0.540)	-0.014 (-0.297)	-0.015 (-1.550)	-0.045* (-1.840)	-0.042*** (-2.642)
<i>fiance</i>	0.008*** (4.207)	0.009** (2.313)	0.007** (2.545)	-0.003*** (3.321)	-0.008*** (-2.970)	-0.010* (-1.650)
<i>human</i>	0.105** (2.525)	0.088*** (3.157)	0.038*** (3.316)	0.019*** (2.689)	0.001*** (3.550)	0.002*** (4.730)
<i>gov</i>	1.046** (2.427)	0.311*** (3.061)	0.164*** (4.581)	-0.022* (-1.711)	-0.193 (-0.200)	-0.217 (-0.414)
<i>infra</i>	0.103* (1.892)	0.190** (2.267)	0.739*** (5.526)	-0.060** (-2.242)	-0.047** (-2.140)	-0.004** (-2.270)
<i>Constant</i>	1.859*** (13.268)	1.626*** (10.607)	1.141*** (6.606)	0.214*** (4.421)	0.178** (5.740)	0.245*** (5.200)
年份效应	—	—	控制	—	—	控制
个体效应	—	—	控制	—	—	控制
样本量	217	217	217	217	217	217
地区数	31	31	31	31	31	31
R ²	0.689	—	0.821	0.617	—	0.712
LM 检验(P 值)	$\chi^2(01) = [0.0000]393.75$			$\chi^2(01) = [0.0000]526.98$		
Hausman 检验(P 值)	Prob > $\chi^2 = 0.0013$			Prob > $\chi^2 = 0.0017$		

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著,小括号内为t值,方括号内为p值,下同

依据 LM 和 Hausman 检验结果可知,相较于随机效应和混合效应,固定效应具有更优的估计效果。进一步通过对固定效应的时间虚拟变量联合显著性检验显示,P 值为0.0000。为此,本文采用双向固定效应对互联网平台应用影响产业结构高级化和合理化展开基准回归估计。由模型(3)和模型(6)的结果可发现,互联网平台应用对产业结构高级化指数会产生显著的正向影响,对产业结构合理化指数产生显著负向影响,假设1得到验证。即互联网平台应用通过降低市场摩擦成本和实现供需有效匹配,一方面扩大了市场规模,加快了要素合理流动,促进了产业结构合理化转型;另一方面则加速了产业融合,重塑了价值链体系,推动了传统产业由生产制造型向现代服务型转变。进一步从相关控制变量的运行结果来看,人力资本、金融发展、基础设施等变量对产业结构高级化和合理化均产生积极促进作用,这表明产业结构转型升级离不开外部“人、财、物”的支持;政府干预对产业结构合理化影响不显著而对产业结构高级化影响显著,这表明当前各级地方政府倾向于通过支持高端产业发展来推动产业结构转型;外商投资水平对产业结构高级化不显著而对产业结构合理化影响显著,这表明当前我国所引入的外商投资项目多为发达国家向外转移的中低端产业,因而难以推动产业结构向高级化转型。

(二) 稳健性检验

为保证结果的稳健性,本文借鉴现有文献的处理方法^[48],选取各省市《统计年鉴》人均快递业务量(*pexp_{it}*)来替换互联网平台应用水平。之所以选取人均快递业务量作为稳健性检验的替代变量,是基于互联网平台应用与线下实体经济紧密联结,能够使线下实体交易逐步向线上虚拟交易过渡,而快递业具备联结桥梁的作用。为此,将人均快递业务量作为互联网平台应用的替代变量,通过以之替换互联网平台应用指标进行回归,其稳健性检验结果如表4中的模型(7)和模型(8)所示,替换解释变量后的互联网平台应用对产业结构高级化和合理化的回归系数值、显著性水平以及符号方向,与基准回归结果(表3第(3)列和第

(6)列)基本一致,这在很大程度上验证了研究结论的可靠性。

表4 稳健性检验结果

变量	产业结构高级化(TS)	产业结构合理化(TL)
	模型(7)	模型(8)
<i>pexp</i>	0.082 *** (5.398)	-0.021 *** (-5.466)
<i>fdi</i>	0.325 *** (5.693)	-0.035 ** (-2.406)
<i>fiance</i>	0.051 ** (2.511)	-0.007 ** (-2.287)
<i>human</i>	0.487 *** (5.721)	-0.019 *** (-3.882)
<i>gov</i>	0.153 *** (3.710)	-0.208 (-0.953)
<i>infra</i>	0.069 *** (3.813)	-0.007 * (-1.953)
<i>constant</i>	2.653 *** (16.055)	0.238 *** (5.611)
年份效应	控制	控制
个体效应	控制	控制
样本量	217	217
地区数	31	31
R^2	0.478	0.593

(三) 内生性检验

考虑到以下几种情况可能会导致内生性问题:(1)产业结构转型可能产生更复杂的分工,分工细化将引致更多的网络平台需求,这便要求我们关注可能存在的反向因果关系;(2)由于受到数据可得性的限制,虽然能够控制一些相关变量,但仍可能会遗漏一些同时影响互联网平台应用与产业结构转型的其他变量;(3)由于数据库提供的数据有限,模型中的所有变量都有可能存在测量误差。为此,本文采用两阶段最小二乘工具变量法进行内生性检验。由于工具变量必须具备完全的外生性,所以根据选取要求,本文采用解释变量的一阶滞后变量(*L. platform*)^[49]和人均电信业务量对数作为工具变量(*telecom*)^[14],这一方面是由于解释变量的一阶滞后与互联网平台经济发展直接相关而与产业结构转型不直接相关;另一方面是人均电信业务量可以反映各地区参与线上商务交流和人际交往等与平台经济发展密切相关的情况,但不能直接影响产业结构转型。

通过表5的两阶段最小二乘法估计结果可发现,第一阶段回归结果的两个工具变量均对互联网平台应用发展产生正向显著影响。为进一步验证工具变量的有效性,分别采用以下几种方法进行检验:(1)工具变量过度识别检验表明,在1%的显著性水平上均拒绝了所选工具变量识别不足的原假设;(2)弱工具变量检验表明,Cragg-Donald Wald *F*值均大于 Stock-Yogo 检验10%水平上的临界值,拒绝所选工具变量为弱工具变量的原假设;(3)Hansen-Sargan 检验表明,检验 *P*值均大于0.1,接受所选工具变量均为外生工具变量的假设。通过上述检验结果,说明本文所选的工具变量是合理和有效的。与此同时,通过第二阶段的回归结果可发现,互联网平台应用对产业结构高级化和合理化均存在显著影响,这与前文基准回归结果基本一致,进一步证实了研究结论的真实性和可靠性。

表5 工具变量回归结果

第二阶段		
变量	产业结构高级化 (TS)	产业结构合理化 (TL)
	模型 (9)	模型 (10)
<i>platform</i>	0.120 *** (4.970)	-0.021 *** (-3.090)
控制变量	控制	控制
第一阶段		
	<i>platform</i>	<i>platform</i>
<i>l. platform</i>	0.738 *** (5.180)	0.738 *** (5.240)
<i>telecom</i>	0.302 *** (4.370)	0.302 *** (4.390)
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i> 检验	48.080 [0.000]	48.683 [0.000]
<i>Cragg-Donald Wald F</i> 值	33.452	33.976
<i>Hansen-Sargan</i> 检验	2.264 [0.132]	2.315 [0.128]

(四) 异质性检验

1. 地区异质性检验。互联网平台应用对产业结构转型的影响存在空间约束,根据我国的地理位置和经济发展水平不同,结合2011年国家统计局官方的地区划分,本文将研究样本分为东部、中部、西部、东北四大板块,对这四组数据的回归结果如表6所示:

表6 地区异质性分析

变量	产业结构高级化 (TS)				产业结构合理化 (TL)			
	东部	中部	西部	东北	东部	中部	西部	东北
	模型 (11)	模型 (12)	模型 (13)	模型 (14)	模型 (15)	模型 (16)	模型 (17)	模型 (18)
<i>platform</i>	0.244 *** (4.932)	0.162 (1.234)	0.021 (1.083)	0.129 (1.127)	-0.029 *** (-3.904)	-0.018 ** (-2.693)	-0.001 (-0.065)	-0.007 (-0.190)
<i>Constant</i>	0.624 (1.343)	0.714 *** (2.487)	2.677 *** (13.469)	1.771 * (2.014)	0.162 (1.606)	0.470 *** (1.937)	0.255 * (1.899)	0.097 (0.221)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	70	42	84	21	70	42	84	21
地区数	10	6	12	3	10	6	12	3
<i>R</i> ²	0.727	0.668	0.747	0.851	0.848	0.612	0.728	0.610

从模型(11)至模型(18)的回归结果可发现,东部地区的互联网平台应用发展对产业结构高级化和合理化转型有显著的促进作用,这主要归功于东部地区产业基础好、商业模式成熟以及网络平台监管机制完善,互联网平台应用更易解决资源供需矛盾、打破产业间边界促进产业融合和产业链重塑,从而推动产业结构向高级化和合理化的方向发展;中部地区互联网平台应用对产业结构合理化转型的推动作用显著,但对产业结构高级化转型的作用不显著。这一差异来源于中部地区的低廉劳动力成本和庞大的市场规模,在

互联网平台应用场景下,中部地区更易承接东部地区的产业转移,使本区域内要素得以重新合理分配,进而促进产业结构朝合理化趋势发展。与此同时,互联网平台应用也加速了中部地区人力资本向东部经济发达地区集聚,因而不利于中部地区产业结构高级化的实现。西部和东北地区互联网平台应用对产业结构高级化和合理化转型的作用均不显著,这主要是由于西部和东北地区基础配套设施、营商环境、人力资源禀赋等欠佳,无法为互联网平台应用提供良好的外部条件,弱化了平台经济对资源整合和产业融合功能的发挥,从而限制了产业结构转型。

2. 市场化程度异质性检验。市场化程度是衡量经济转型的一个重要指标,一个地区市场化程度水平越高意味着该区域的市场发育程度、竞争程度、活跃程度和开放程度水平越高,这一方面会提高市场运行效率,加速互联网平台应用对知识共享、技术创新、人力资本积累和产业融合的促进作用,从而推动产业结构朝高级化方向演进;另一方面会破除制度壁垒,提升互联网平台应用对劳动、资本与技术等生产要素的配置效率,进而实现产业结构合理化转型。因此,在不同的市场化程度水平下互联网平台应用将对产业结构转型产生不同的强化作用。为验证市场化程度异质性影响,我们采用王小鲁等(2021)^[50]编制的《中国分省份市场化指数报告(2021)》中各地区市场化指数来衡量地区市场化程度($marindex_{it}$)。根据市场化指数中位数,我们将样本划分为高市场化程度地区和低市场化程度地区,回归分析结果如表7所示。由表7中模型(19)~(22)列可知,互联网平台应用对产业结构高级化在高市场化程度地区产生了显著推动作用,但在低市场化程度地区这种影响不显著。其中的可能原因是高市场化程度地区互联网平台企业集聚程度较高、外部营商环境较好、产业体系较为完善以及人力资本较为丰富,互联网平台应用使得供求双方更易借助数据智能化、网络协同化等新模式开展生产投资和消费交易活动,从而不断加速新旧产业融合,并催生出大量新模式、新产品和新业态,进而显著推动产业链向中高端迈进。反之,在低市场化程度地区则不利于产业结构高级化转型;在产业结构合理化方面,互联网平台应用对高、低市场化程度地区均产生了显著推动作用,且对低市场化程度地区推动作用更大。其中的可能解释是相对高市场化程度地区而言,信息不对称和不完全仍是阻碍低市场化程度地区生产要素自由流动,抑制产业结构合理化转型的主要问题。因此,互联网平台应用作为打破信息壁垒,促进要素跨时空自由流动的新型市场制度安排,将对低市场化程度地区产业结构合理化转型产生更明显的推动作用。

表7 市场化程度异质性分析

变量	产业结构高级化(TS)		产业结构合理化(TL)	
	高市场地区	低市场地区	高市场地区	低市场地区
	模型(19)	模型(20)	模型(21)	模型(22)
<i>platform</i>	0.128*** (5.241)	0.037 (1.371)	-0.012** (-4.405)	-0.015** (-2.503)
<i>Constant</i>	1.365*** (9.544)	1.365*** (9.544)	0.237*** (4.776)	0.280*** (9.645)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
样本量	98	119	98	119
地区数	14	17	14	17
R^2	0.955	0.926	0.967	0.934

五、作用机制检验

(一) 中介效应模型构建

本文借鉴温忠麟等(2004)^[51]采用的中介效应检验处理方法,按照以下步骤来展开中介效应检验:(1)以产业结构高级化和合理化作为被解释变量,互联网平台应用为解释变量进行回归分析;(2)分别以技术创新、资源配置和消费升级三个中介变量为被解释变量,以互联网平台应用发展为解释变量进行回归分析;(3)将互联网平台应用与中介变量(技术创新、资源配置、消费升级)同时纳入实证模型中进行回归分析,据此构建以下回归方程:

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 platform_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 platform_{it} + \beta_2 controls_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$SR_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 platform_{it} + \varphi_2 M_{it} + \varphi_3 controls_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

若模型(26)~(28)中系数 α_1 、 β_1 均显著,且系数 φ_1 较 α_1 变小或显著性水平下降,则表明中介效应存在。同时,以地区专利申请授权数与从业人员数量之比来表征地区技术创新水平($innov_{it}$)^[52];以人均非生存型消费支出与人均总消费支出之比来衡量地区消费升级水平(con_{it})^[53]。参考季书涵等(2016)^[54]的要素错配计算方法,测算各地区的资本错配指数绝对值($misk_{it}$)和劳动力错配指数绝对值($misl_{it}$),以表征地区资源配置水平:

$$misk_{it} = \left| \frac{1}{\gamma_{it}^K} - 1 \right| \text{ 和 } misl_{it} = \left| \frac{1}{\gamma_{it}^L} - 1 \right| \quad (27)$$

其中, γ_{it}^K 表示资本的相对扭曲系数, γ_{it}^L 表示劳动力的相对扭曲系数,要素错配指数的绝对值越大,表示资源错配程度越严重;要素错配指数的绝对值越小,表示资源错配程度在缓解,与此相对应的要素相对扭曲系数为:

$$\gamma_{it}^K = \left(\frac{K_{it}}{K_t} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{Ki}}{\beta_K} \right) \text{ 和 } \gamma_{it}^L = \left(\frac{L_{it}}{L_t} \right) / \left(\frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right) \quad (28)$$

其中, K_{it}/K_t 和 L_{it}/L_t 分别表示地区*i*所使用的资本和劳动要素在整个经济系统中的占比, $s_i = p_{it} Y_{it} / Y_t$ 表示地区*i*的总产值在所有地区总产值中的占比, β_{Ki} 和 β_{Li} 分别表示*i*地区资本和劳动的产出弹性, β_K 和 β_L 分别表示整个经济系统中资本和劳动的产出弹性,而 $s_i \beta_{Ki} / \beta_K$ 和 $s_i \beta_{Li} / \beta_L$ 分别表示要素有效配置时,地区*i*所使用资本和劳动要素在整个经济系统中的占比,各中介变量数据分别来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及各省《统计年鉴》。

(二) 中介效应分析

表8的模型(23)、(26)、(29)、(32)检验结果说明,互联网平台应用对技术创新、资本错配和劳动错配的回归系数均产生显著影响,但对消费升级的回归系数不显著。这表明互联网平台应用能提升技术创新能力和纠正资源错配,但未促进消费升级。模型(24)、(27)、(30)、(33)的估计结果表明,技术创新、消费升级对产业结构高级化的影响显著为正,资本错配和劳动错配对产业结构高级化的影响均显著为负。同时,模型(25)、(28)、(31)、(34)的估计结果表明,消费升级和技术创新对产业结构合理化的影响均显著为负,资本错配和劳动错配对产业结构合理化的影响均显著为正。上述结论表明技术创新和资源配置在互联网平台应用对产业结构高级化和合理化转型中起到中介作用,而消费升级在互联网平台应用对产业结构高级化和合理化转型中未产生中介效应。

为进一步验证各中介变量的显著性,通过Bootstrap法重复抽样1000次可发现,技术创新和资源配置在产业结构高级化和合理化转型上均通过中介显著性检验,但消费升级未通过中介显著性检验。也就是说,互联网平台应用可以通过提升技术创新能力和纠正资源错配间接推动产业结构转型,但不能通过消费升级促进产业结构转型。该结果可能的解释是:互联网平台应用虽大幅增加了我国居民消费需求规模,但也加速了消费结构向低端化演进,这不利于产业结构向高级化和合理化转型。

表8 中介效应检验结果

变量	技术创新效应			消费升级效应		
	innov	TS	TL	con	TS	TL
	模型(23)	模型(24)	模型(25)	模型(26)	模型(27)	模型(28)
platform	0.471*** (9.410)	0.075** (2.000)	-0.015*** (-3.070)	0.005 (1.069)	0.091*** (5.890)	-0.015 (-0.452)
innov		0.038*** (3.690)	-0.002*** (-6.040)			
con					0.583*** (3.330)	-0.242*** (5.810)
misk						
misl						
constant	5.765*** (10.076)	0.776*** (2.880)	0.119*** (2.980)	0.343*** (7.101)	1.484*** (6.850)	1.647*** (6.948)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	217	217	217	217	217	217
地区数	31	31	31	31	31	31
R ²	0.977	0.933	0.829	0.746	0.814	0.624
Bootstrap 检验		<i>indeff</i> = 0.018*** (3.130)	<i>indeff</i> = -0.001*** (-4.980)		<i>indeff</i> = 0.003 (1.271)	<i>indeff</i> = -0.001 (-0.747)
		<i>direff</i> = 0.075** (2.000)	<i>direff</i> = -0.015*** (-3.070)		<i>direff</i> = 0.091*** (3.392)	<i>direff</i> = -0.015 (-1.461)
中介效应值		<i>C_{medi}</i> = 19.15%	<i>C_{medi}</i> = 6.25%		—	—
变量	资本错配效应			劳动错配效应		
	misk	TS	TL	misl	TS	TL
	模型(29)	模型(30)	模型(31)	模型(32)	模型(33)	模型(34)
platform	-0.142* (-1.736)	0.090*** (3.737)	-0.010*** (-2.620)	-0.036* (-1.920)	0.083*** (4.890)	-0.013** (-2.290)
innov						
con						
misk		-0.024** (-2.410)	0.045*** (3.620)			
misl					-0.305*** (-5.140)	0.075*** (3.920)
constant	-0.839*** (-4.830)	0.129*** (2.970)	0.225*** (4.520)	-0.430** (-2.560)	0.232*** (3.831)	0.278*** (6.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	217	217	217	217	217	217
地区数	31	31	31	31	31	31
R ²	0.760	0.775	0.756	0.791	0.537	0.685
Bootstrap 检验		<i>indeff</i> = 0.003*** (5.408)	<i>indeff</i> = -0.006* (-1.683)		<i>indeff</i> = 0.011** (2.017)	<i>indeff</i> = -0.003** (-2.294)
		<i>direff</i> = 0.091*** (4.664)	<i>direff</i> = -0.010*** (2.690)		<i>direff</i> = 0.083*** (4.897)	<i>direff</i> = -0.013*** (-2.691)
中介效应值		<i>C_{medi}</i> = 3.19%	<i>C_{medi}</i> = 37.50%		<i>C_{medi}</i> = 11.70%	<i>C_{medi}</i> = 18.75%

六、研究结论与政策启示

互联网平台作为一种新型市场制度安排,是平衡供需和实现资源有效配置的重要形式,为产业结构转型提供了新动力。本文从理论与实证两个层面系统考察了互联网平台应用与产业结构转型之间的关系,并从技术创新、资源配置和消费升级三条路径重点探讨了互联网平台应用对产业结构转型的作用机制。研究表明:(1)互联网平台应用显著提升了产业结构高级化与合理化水平,有效地推动产业结构转型升级。(2)互联网平台应用对产业结构转型的影响存在明显的区域和市场化程度异质性。从区域异质角度看,相对于中、西和东北地区,我国东部地区互联网平台应用对产业结构高级化推动十分显著、相对于西部和东北地区,我国东、中部地区产业结构合理化显而易见;从市场化程度异质角度看,相对低市场化地区,我国高市场化地区互联网平台应用对产业结构高级化提升作用显著;相对高市场化地区,我国低市场化地区的产业结构合理化更为凸出。(3)进一步中介效应显示,技术创新和资源配置在互联网平台应用对产业结构高级化和合理化转型中均发挥了显著的中介效应,但消费升级未能在互联网平台应用对产业结构转型中产生中介作用。

互联网平台应用是推动产业结构转型的重要抓手,也是实现经济向高质量转变的重要载体。基于上述研究结论,本文提出如下几点政策启示:

(1)积极营造互联网平台应用的良好外部环境。一是强化网络基础设施建设。深入推进“宽带中国”战略和互联网数据中心服务平台建设,全力提升网络覆盖范围和数据信息服务水平,着力改善地区网络基础设施建设的不平衡,有效规避区域间存在的“数字鸿沟”。二是建立平台数据共享机制。依托国家公信力,构建不同互联网平台之间的信息共享机制,引导互联网平台向普惠化和大众化方向发展,打破现有“信息壁垒”模式,促进信息和知识的自由流动。三是完善互联网平台的外部服务体系。通过加大财税政策引导支持力度、改善平台企业融资环境、加强平台经济人才队伍建设、规范平台经济市场竞争行为、建立适应平台经济发展的现代物流服务体系和完善相关法律法规配套等措施,全面推动互联网平台规范、健康和持续发展。

(2)因地制宜探索互联网平台应用驱动产业结构转型的可行方案。各级地方政府应立足本区域产业发展特色和平台发展基础上,围绕商品交易和服务供给,通过发挥比较优势来探索形成地区产业转型的可行路径。具体而言,东部地区应充分依托高端优质产业集聚优势,重点开展互联网平台集聚区建设;中部地区应充分抓住产业梯级转移历史机遇,围绕产业链布局来大力推进网络交易服务平台建设;西部和东北地区应在培育壮大地方特色产业基础上主动参与互联网平台建设,进而实现对中、东部地区产业结构转型的追赶。

(3)充分发挥技术创新、资源配置和消费升级在互联网平台应用与产业结构转型之间的中介桥梁作用。一是借助共享机制,促进技术创新。各级政府要充分利用互联网平台的信息共享机制来整合各类创新要素,通过强化创新主体、创新成果转化、提高创新效率来推动产业结构转型。二是构建平台载体,改善资源配置。各级政府要根据互联网平台发展趋势,不断建立健全市场化运作体系,本着资源合理流动的原则建构劳动力和金融等要素服务平台,充分发挥平台在资源配置中的调节作用,进而通过要素配置效率提升来促进产业结构转型。三是细化服务平台,促进消费升级。各级政府应立足本地及放眼全国和世界,聚焦新兴消费领域,积极培育面向有效需求的细化服务平台,不断消除生产与消费的壁垒,充分激发消费潜能,有效拓展消费需求的广度和深度,进而通过消费升级来引领产业结构转型。

互联网平台应用之于产业结构转型的研究,基础在于数据智能化和网络协同化过程,要点是解析政策体系或制度安排对两者的推动和制约作用。具体地说,就是厂商如何以互联网为交易平台,以大数据为基本分析要素,以人工智能为操作手段来决定投资什么、生产什么、投资多少、生产多少等;政府如何运用大数据分析和人工智能技术来进行宏观调控,让政策及执行政策的手段能够对产业结构转型升级保驾护航。很明显,互联网平台应用之于产业结构转型的研究,还有许多问题有待进一步探索。

参考文献:

- [1] 商务部电子商务和信息化司. 中国电子商务报告(2020)[R]. 北京: 中华人民共和国商务部, 2021.
- [2] PILAT D, LEE F. Productivity growth in ICT-producing and ICT-using industries[R]. Paris: The Organisation for Economic Co-operation and Development, 2001.
- [3] ZUHDI U, MORI S, KAMEGAI K. Statistical analysis of influences of ICT on industrial structure changes from 1985 through 2005: the case of Japan[J]. Journal of Computers, 2014, 9(6): 1291-1299.
- [4] REZA N, FARZAD R, MICHAEL R. Does the internet increase labor productivity? Evidence from a cross-country dynamic panel[J]. Journal of Policy Modeling, 2014, 36(6): 986-993.
- [5] GALLIPOLI G, MAKRIDIS C A. Structural transformation and the rise of information technology[J]. Journal of Monetary Economics, 2018, 97(5): 91-110.
- [6] MATTHESS M, KUNKEL S. Structural change and digitalization in developing countries: conceptually linking the two transformations[J]. Technology in Society, 2020, 63(1): 101-428.
- [7] 段军山, 余点点. 互联网发展、教育投入与产业升级——基于中国 68 个大中城市的面板数据[J]. 产经评论, 2013(5): 6-16.
- [8] 郭朝晖, 靳小越. “互联网+”行动驱动产业结构变迁的实证研究——基于 2005—2014 年长江经济带面板数据[J]. 产经评论, 2017(4): 14-23.
- [9] 叶初升, 任兆柯. 互联网的经济增长效应和结构调整效应——基于地级市面板数据的实证研究[J]. 南京社会科学, 2018(4): 18-29.
- [10] 徐伟呈, 范爱军. “互联网+”驱动下的中国产业结构优化升级[J]. 财经科学, 2018(3): 119-132.
- [11] 彭继增, 陶旭辉, 孙广鑫. 金融、互联网发展与产业结构优化——基于我国省级动态面板数据系统 GMM 模型分析[J]. 江西社会科学, 2018(4): 70-81.
- [12] 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[J]. 数量经济技术经济研究, 2020(7): 71-91.
- [13] 张伯伟, 任希丽, 李可爱. 信息技术是当前世界经济长期运行的基础创新技术吗?[J]. 南开经济研究, 2013(3): 5-22.
- [14] 赵立昌. 互联网经济与我国产业转型升级[J]. 当代经济管理, 2015(12): 54-59.
- [15] 周密, 盛玉雪. 互联网时代供给侧结构性改革的主导性动力: 工业化传统思路的局限[J]. 中国工业经济, 2018(4): 39-58.
- [16] 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[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [17] 吴瑶, 谢康, 肖静华. 互联网环境下的理论发展与创新——2014“中国·实践·管理”论坛观点综述[J]. 管理学报, 2015(3): 342-346.
- [18] GIUDICE M D. Discovering the Internet of Things (IoT) within the business process management a literature review on technological revitalization[J]. Business Process Management Journal, 2016, 22(2): 263-270.
- [19] SCHLOGL L, SUMNER A. Automation and structural transformation in developing countries[M]. New York: Palgrave Pivot, 2020: 51-78.
- [20] 何大安. 互联网应用扩张与微观经济学基础——基于未来“数据与数据对话”的理论解说[J]. 经济研究, 2018(8): 177-192.
- [21] 何大安. 大数据、人工智能与厂商竞争路径[J]. 商业经济与管理, 2020(7): 5-16.
- [22] 何大安. 互联网时代厂商投资经营的网络协同化[J]. 学术月刊, 2020(11): 32-40.
- [23] HERNANDEZ E, SHAVER J M. Network synergy[J]. Administrative Science Quarterly, 2019, 64(1): 171-202.
- [24] CODAGNONE C, KARATZOGIANNI A, MATTHEWS J. Platform economics: rhetoric and reality in the ‘Sharing Economy’[M]. Bradford: Emerald Group Publishing, 2018: 1-17.
- [25] NGAI L R, PISSARIDES C. Structural change in a multisector model of growth[J]. The American Economic Review, 2007, 97(1): 429-443.
- [26] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [27] BRANDT L, RAWSKI T G. China’s great economic transformation[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2008: 32-54.

- [28] COMIN D, LASHKARI D, MESTIERI M. Structural change with long-run income and price effects[J]. *Econometrica*, 2021, 89(1):311-374.
- [29] 戴魁早,刘友金.要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J]. *经济研究*, 2016(7):72-86.
- [30] ROMER P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5):71-102.
- [31] 彭诗言.平台经济视阈下制造业转型升级机制研究[J]. *社会科学战线*, 2017(7):258-261.
- [32] EVANS D S, SCHMALENSSEE R. The new economics of multi-sided platforms: a guide to the vocabulary[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2016, 9(16):1-7.
- [33] 曲振涛,周正,周方召.网络外部性下的电子商务平台竞争与规制——基于双边市场理论的研究[J]. *中国工业经济*, 2010(4):120-129.
- [34] 余文涛,吴士炜.互联网平台应用与正在缓解的市场扭曲[J]. *财贸经济*, 2020(5):146-160.
- [35] 阿里研究院.智慧之巅:DT时代的商业革命[M].北京:机械工业出版社,2016:140-188.
- [36] ZHANG J, LIU P W, YUNG L. The cultural revolution and returns to schooling in china: estimates based on twins[J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 84(2):631-639.
- [37] DOLFEN P, EINAIV L, KLENOW P J, et al. Assessing the gains from e-commerce[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2019.
- [38] COUTURE V, FABER B, GU Y, et al. E-commerce integration and economic development: evidence from China[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2018.
- [39] 刘伟,张辉.中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. *经济研究*, 2008(11):4-15.
- [40] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011(5):4-16.
- [41] 张俊英,郭凯歌,唐红涛.电子商务发展、空间溢出与经济增长——基于中国地级市的经验证据[J]. *财经科学*, 2019(3):105-118.
- [42] 范玉贞,卓德保.我国电子商务对经济增长作用的实证研究[J]. *工业技术经济*, 2010(8):42-46.
- [43] 郭克莎.外商直接投资对中国产业结构的影响研究[J]. *管理世界*, 2000(2):34-45.
- [44] 刘秉镰,武鹏,刘玉海.交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. *中国工业经济*, 2010(3):54-64.
- [45] 陈钊,陆铭,金煜.中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算[J]. *世界经济*, 2004(12):25-31.
- [46] 褚敏,靳涛.为什么中国产业结构升级步履迟缓——基于地方政府行为与国有企业垄断双重影响的探究[J]. *财贸经济*, 2013(3):112-122.
- [47] 王立国,赵婉妤.我国金融发展与产业结构升级研究[J]. *财经问题研究*, 2015(1):22-29.
- [48] 张磊,韩雷.电商经济发展扩大了城乡居民收入差距吗?[J]. *经济与管理研究*, 2017(5):3-13.
- [49] 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.
- [50] 王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告(2021)[M].北京:社会科学文献出版社,2021:60-216.
- [51] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004(5):111-117.
- [52] 余泳泽,张少辉.城市房价、限购政策与技术创新[J]. *中国工业经济*, 2017(6):98-116.
- [53] 雷潇雨,龚六堂.城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析[J]. *经济研究*, 2014(6):44-57.
- [54] 季书涵,朱英明,张鑫.产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. *中国工业经济*, 2016(6):79-90.

