

互联网发展、城镇化与我国 产业结构转型升级^①

左鹏飞¹ 姜奇平¹ 陈 静²

(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所;

2. 中国社会科学院大学(研究生院))

研究目标: 对互联网发展、城镇化与产业结构转型升级的关系进行实证分析,并揭示城镇化在互联网推动产业结构转型升级过程中扮演的角色。**研究方法:** 基于2003~2018年我国31个省份的面板数据,利用系统GMM模型分析互联网发展以及互联网与城镇化融合发展对产业结构转型升级的动态效应与区域差异,进一步,以城镇化水平作为门限变量,运用门限效应模型实证考察了互联网发展与产业结构转型升级之间的非线性关系。研究发现:互联网发展对产业结构高度化和合理化具有显著正向促进作用;互联网发展持续性推进产业结构合理化,而与产业结构高度化之间呈现倒“U”形关系;互联网与城镇化的融合发展对推动产业结构转型升级具有更强效果,同时,互联网发展推动产业结构转型升级存在显著的城镇化门限效应;具体来说,互联网发展的产业结构高度化效应和产业结构合理化效应分别存在双重门限和单一门限。研究创新:从城镇化视角探讨了互联网发展对产业结构转型升级的影响效应。研究价值:从互联网和城镇化融合发展的角度为实现我国产业结构转型升级提供科学决策依据。

关键词 互联网发展 城镇化 产业结构转型升级 门限效应

中图分类号 F062.9 **文献标识码** A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2020.07.004

一、问题的提出

改革开放40多年来,中国经济以年均增长率超过9%的速度保持了高速增长,2019年中国GDP接近100万亿元,创造了人类经济发展史上前所未有的伟大奇迹。与此同时,产业结构不合理、城乡发展不平衡、区域经济发展不平衡等结构性问题也困扰着中国经济的发展质量与持续性。当前,从发展时期来看,中国经济处于从高速增长到高质量发展的嬗变过程;从外部环境来看,在境外疫情蔓延、全球经济面临衰退、逆全球化暗流涌动等不利影响下,中国经济发展面临更加严峻的外部挑战。在这一背景下,加快推进经济结构战略性调整、促进释放结构性潜能是中国经济发展的必然选择。中国经济发展过程中大量的农村剩余

^① 本文获得国家社科基金青年项目“人工智能、资本深化、技能溢价与区域不平衡研究”(18CJL033)、中国社会科学院创新工程项目“数字经济研究:微观经济分析”(IQTE2020-07)、中国社会科学院青年科研启动项目“信息化推动中国经济高质量发展的靶向路径与政策供给”的资助。

劳动力是驱动中国经济结构调整优化的重要动力，然而目前我国人口红利正在逐渐消失，同时，由工业化迅速发展所带来的“结构性加速”福利也不再明显。那么，中国经济结构转型升级的动力在哪？党的十九大报告提出“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”，这既是我国数字经济发展的超前谋划和战略预判，也是推动经济结构转型升级的重要途径和可靠手段。

自1994年全功能接入国际互联网以来，中国互联网实现了从无到有、从小到大、从弱到强的跨越式发展，以互联网、大数据和人工智能为代表的新一代信息技术与三次产业实现了从浅层联系到深度融合的转变，不断催生新产业、新业态、新模式，引发了移动支付、共享经济、直播经济等一系列新的产业发展方式变革，为我国经济社会发展提供了强有力的支撑。据国家工信部发布的数据显示，2018年，我国数字经济规模高达31.3万亿元，约占GDP比重的35%。互联网作为我国创新驱动发展的先导力量，已经成为优化升级经济结构、增强经济发展韧性、提升高质量发展能力的重要抓手。从我国经济发展实际来看，互联网是一种新兴的产业结构驱动力，发展的时间不算很长，推动经济结构转型升级还需要与传统动力相结合。城镇是现代产业和生产要素的聚集地，城镇化与产业结构演变有着密切关系。同时，城镇化为互联网发展提供了硬件基础设施和应用场景支撑，互联网为城镇化提供新的投资拉动和发展活力，两者是一种相互促进、相互配合的关系（Forman等，2005），因此本文认为，互联网发展与城镇化融合，是新兴产业结构驱动力与传统产业结构驱动力的融合，二者融合将更有利于推动我国产业结构的转型升级。

到目前为止，已有很多学者对互联网、城镇化和产业结构进行了研究，这些成果为研究三者之间内在的逻辑影响提供了有益参考，但已有研究基本为两两之间关系的研究，即互联网的结构调整效应、城镇化的结构调整效应以及互联网与城镇化之间的作用关系。很少有学者基于本土化的样本数据对三者之间的内在逻辑关系进行深刻刻画。

在互联网的产业结构调整效应方面，其观点主要体现在三方面。一是从宏观经济层面来看，互联网作为一种重要的生产工具和应用工具，其开放、协作、共享、连接等特征推动数据成为一种新的生产要素，蕴含着巨大的数字化新动能，有效促进传统生产要素资源的优化再配置，在驱动产业技术创新、拉动产业结构升级和促进形成新经济增长点方面发挥了巨大作用（Czernich等，2011；Forman等，2012；Ivus和Boland，2015）。二是从中观产业层面来看，互联网技术作为一种通用型技术兼具基础性和创新性，既能发挥融合平台效应推动高新技术产业发展，也能通过规模效应和竞争效应促进传统产业升级。互联网推动了产业技术的扩散、应用和创新，增强了产业技术效率（Miyazaki等，2012；Cardona等，2013），并以其强大的泛在连接能力，促进了跨行业跨领域的数据共享、信息交互和知识编码化，推动集成创新溢出，优化了传统的产业生产方式、管理模式和价值链，实现产业组织运行效率的整体提升（Jorgenson等，2008；Oliner等，2010；肖静华等，2015；郑湛等，2019）。三是从微观企业层面来看，企业作为产业的基本组成单元，是产业结构变迁的具体推动者和承载者。互联网具有的连通性和共享性两个基本特征（江小涓，2017），极大地降低了企业的信息搜集、内部协调和时间传递等交易成本，丰富和拓展传统交易场所、交易时间、交易种类等，扩大了企业边界（李海舰等，2014），增强了企业上下游产业链之间的信息分享意愿，推动传统业务流程和中间环节的优化和改善（王可和李连燕，2018），从整体上提升了企业生产效率、运行效率和创新效率。

在城镇化的产业结构调整效应方面，其观点主要体现在两方面。一方面，城镇化能够显

著促进产业结构转型升级。城镇化促进了专业化分工和现代产业集聚,并且推动了技术创新,为产业升级提供了有力支撑(王小鲁,2010;Michael等,2012);同时,伴随发展水平的提升,城镇化会产生“选择效应”对原有产业发展模式提出更高要求,倒逼部分粗放型企业退出而集约型、高附加值型企业则被筛选留下,进而优化产业结构(孙叶飞等,2016)。另一方面,少数学者认为城镇化发展不能促进产业结构优化,甚至存在负面影响,其原因主要是当前的国际分工体系容易导致发展中国家陷入全球价值链低端锁定的状态,盲目城镇化与“三高”产业共同导致粗放型经济发展模式的困局,因此城镇化的发展反而不利于产业结构转型升级(Farhana等,2012)。

关于互联网与城镇化之间的关系研究,研究也主要集中在两方面。一方面,城镇化为互联网发展提供必不可少的硬件基础设施和应用场景支撑。互联网本质上是一种连接、互动、共享的虚拟性网络,其能在经济发展中发挥结构调整作用离不开线下实体的支撑。根据城市领导理论(Urban Leadership Theory),城镇是承载互联网的空间载体,为互联网发展提供了必需的基础设施、应用场景和人才支撑(姜爱林,2004;蓝庆新和彭一然,2013),且在城镇化水平较高地区应用和推广互联网的成本较低,因此,Forman等(2012)研究发现,互联网的增长效应在城镇化水平较高地区更为显著;同时,城镇化形成的劳动力、资本等生产要素的集聚效应(关兴良等,2016),可以巩固增强互联网发展的现实基础(张家平等,2018),并伴随城镇化的辐射效应从实体维度拓展互联网对产业链条、产业规模、产业周期的影响。另一方面,互联网为城镇化提供新的投资拉动和发展活力。互联网打破了城镇间原有的分散孤立状态,弥补了因距离空间隔断的情感支持,增强了城镇间的协同合作能力(Dekker,2014),提升了城镇化进程中的市场效率和生产效率(Salahuddin等,2016),推动产业间形成更高质量的关联协作和跨界融合的发展格局。

既有研究为本文奠定了理论基础和逻辑起点,但无论是理论分析还是实证检验,鲜有文献基于城镇化背景深入讨论互联网发展与产业结构转型之间的内在逻辑联系。在已有研究成果的基础上,本文可能的边际贡献有以下三点:第一,现有文献关于互联网对产业结构影响的实证研究多以静态视角为主,鲜有从动态视角进行分析,本文从动态视角深入讨论互联网发展与产业结构转型升级之间的因应关系;第二,以“互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”的政策架构为研究导向,从城镇化视角以互联网发展为切入点,深入讨论了互联网发展与城镇化融合对产业结构转型升级的影响,为我国推动“新基建”提供了决策参考依据;第三,以城镇化作为门限变量,运用面板门限效应模型检验互联网发展与产业结构转型升级之间的关系,研究发现互联网发展的产业结构高度化效应和产业结构合理化效应分别存在双重门限和单一门限。

二、模型设定与变量选取

1. 模型设定

(1) 静态面板数据模型。为了实证分析互联网发展对产业结构转型升级的影响,本文设定了如下静态面板数据模型:

$$ind_{i,t} = \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \beta_3 x_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 代表地区, t 代表时期, ind 为产业结构转型升级水平, $internet$ 为互联网发展水平, urb 为城镇化发展水平, x 为一系列控制变量, μ 为个体效应, ϵ 为随机扰动项。

(2) 动态面板数据模型。方程 (1) 给出了不同地区互联网发展对产业结构转型升级的影响, 但是仅考虑了当期影响, 尚未考察互联网对产业结构转型升级的动态影响效应, 即前期产业结构转型升级对当期产业结构转型升级的影响。由于产业结构转型升级是一个动态渐进过程, 具有发展惯性, 仅仅考虑当期互联网发展、城镇化等因素对其影响并不符合产业结构转型升级的实际情况。为此, 在静态面板数据模型中加入产业结构转型升级的滞后一期作为解释变量, 得到动态面板数据模型:

$$ind_{i,t} = \alpha ind_{i,t-1} + \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \beta x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

方程 (2) 中加入 $ind_{i,t-1}$ 表示第 i 个地区在 $t-1$ 时期的产业结构转型升级。其他变量解释同方程 (1)。为了检验互联网发展对产业结构转型升级的非线性影响, 在方程 (3) 中加入互联网发展的平方项 ($internet^2$) 作为解释变量, 得到:

$$ind_{i,t} = \alpha ind_{i,t-1} + \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \beta_3 internet_{i,t}^2 + \beta x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

方程 (3) 中, 如果 β_1 显著大于 0, β_3 显著小于 0, 则表明互联网发展与产业结构转型升级之间呈现倒“U”形关系; 反之, 则表明互联网发展与产业结构转型升级之间存在错配和时滞。为了考察互联网与城镇化融合发展对产业结构转型升级的影响, 本文在方程 (2) 基础上设定了融合效应面板模型:

$$ind_{i,t} = \alpha ind_{i,t-1} + \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \beta_3 internet_{i,t} \times urb_{i,t} + \beta x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $internet \times urb$ 为互联网发展与城镇化的乘积交叉项。在方程 (4) 中, 如果乘积交叉项系数 β_3 显著小于 0, 表明互联网发展与城镇化存在替代效应, 二者融合发展不利于产业结构转型升级; 如果乘积交叉项系数 β_3 显著大于 0, 则表明互联网发展与城镇化存在互补效应, 二者融合发展有利于促进产业结构转型升级。其他变量同方程 (1)。

(3) 面板门限模型设定。根据上文分析, 城镇化对互联网发展的产业结构转型升级效应存在区间差异, 为了避免因人为主观划分区间给估计结果带来的偏差, 本文采用 Hansen 发展的面板门限模型研究在不同城镇化水平区间内互联网发展对产业结构转型升级的异质性影响。首先考虑互联网对产业结构转型升级的城镇化水平下的门限效应, 并将基本方程设定如下:

$$ind_{i,t} = \beta_1 internet_{i,t} \times I(urb_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 internet_{i,t} \times I(urb_{i,t} \geq \gamma) + \beta x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, urb 为城镇化水平, γ 是待估计的门限值, $I(\cdot)$ 为示性函数, 当相应条件为真时, 取值 1; 反之, 取值 0。其他变量解释同方程 (1)。为了消去个体效应 μ , 求取参数估计值, 我们采取如下步骤: 首先, 对第 i 位个体, 将方程 (5) 等式两边对时间求平均可得方程 (6)。

$$\overline{ind}_i = \beta_1 \overline{internet}_i \times I(urb_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 \overline{internet}_i \times I(urb_{i,t} \geq \gamma) + \beta \bar{x}_i + \mu_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (6)$$

其中, $\overline{ind}_i \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T ind_{i,t}$, $\overline{internet}_i \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T internet_{i,t}$, $\bar{x}_i \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{i,t}$, $\bar{\varepsilon}_i \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t}$ 。其次, 将方程 (5) 减去方程 (6), 得到方程 (7)。

$$ind_{i,t}^* = \beta_1 internet_{i,t}^* \times I(urb_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 internet_{i,t}^* \times I(urb_{i,t} \geq \gamma) + \beta x_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t}^* \quad (7)$$

其中, $ind_{i,t}^* \equiv ind_{i,t} - \overline{ind}_i$, $internet_{i,t}^* \equiv internet_{i,t} - \overline{internet}_i$, $x_{i,t}^* \equiv x_{i,t} - \bar{x}_i$, $\varepsilon_{i,t}^* \equiv \varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_i$ 。

一般通过两阶段最小二乘法 (OLS) 估计面板门限模型。对于给定的门限值 γ , 可以采用 OLS 对方程 (7) 进行一致估计, 得到参数的估计值 $\hat{\beta}(\gamma)$, 以及相应的残差平方和 $SSR(\gamma)$ 。

$$\hat{\beta}(\gamma) = [internet^*(\gamma)'internet^*(\gamma)]^{-1}internet^*(\gamma)'indu^* \quad (8)$$

$$SSR(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)'\hat{e}^*(\gamma) \quad (9)$$

其中, $\hat{e}^*(\gamma) = indu^* - internet^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$ 。通过最小化残差平方和 $SSR(\gamma)$ 获得门限估计值 $\hat{\gamma}$, 即方程 (10) 所示。

$$\hat{\gamma} = argmin SSR(\gamma) \quad (10)$$

互联网对产业结构转型升级是否存在城镇化水平的门限效应, 原假设是不存在的, 即原假设是 $H_0: \beta_1 = \beta_2$, 备择假设是 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$, 对此, 根据似然比原理构造统计量 $F = [SSR^* - SSR(\hat{\gamma})] / \sigma_e^2$, 其中 SSR^* 、 $SSR(\hat{\gamma})$ 分别为原假设约束下和无约束下参数估计的残差平方和, σ_e^2 为备择假设前提下参数估计的残差方差。如果原假设成立 ($\beta_1 = \beta_2$), 则方程 (5) 变成单一线性方程, 不存在门限效应, 从而导致检验统计量 F 的渐进分布不是标准的 χ^2 分布, 因此, 原假设成立时, 无法估计门限参数 γ 。为解决这一问题, Hanse (1990) 建议通过自助法 (Bootstrap) 构造渐进有效的 p 值, 以基于此得到 γ 的临界值。

如果拒绝原假设, 则存在门限效应, 可以进一步对 γ 进行检验。此时, 需对第二个原假设 ($H_0: \gamma = \gamma_0$) 进行检验, 构造似然比统计量为 $LR(\gamma) = [SSR(\gamma) - SSR(\hat{\gamma})] / \sigma_e^2$ 。虽然 $LR(\gamma)$ 仍然是非标准渐进分布, 但可以通过其累积分布函数 $(1 - e^{-x/2})^2$ 计算其临界值。因此, 可以通过 $LR(\gamma)$ 计算 γ 的置信区间。Hanse (2000) 认为当显著性水平为 α 时, 若 $LR(\gamma) > -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时, 则拒绝原假设, 即得到的门限估计值并不等于其真实值。在现实研究中往往可能存在多门限, 但检验方法与单一门限检验法类似, 本文不再赘述。

2. 变量选取

(1) 被解释变量。本文以产业结构转型升级为被解释变量。产业结构高度化和合理化是产业结构转型升级不可或缺的两个过程, 两者相互联系、相互影响, 共同推动产业结构优化。本文通过构建产业结构高度化 ($indh$) 和产业结构合理化 ($indr$) 两个指标来衡量产业结构转型升级。

产业结构高度化是产业结构遵循经济发展的内在逻辑和资源配置路径从低级向高级的有序演变过程, 其关键在于各个产业劳动生产率由低水平向高水平跃升, 因此本文在产业结构层次系数法基础上, 借鉴刘伟和张辉 (2008) 的做法, 通过三次产业的比例关系与各产业的劳动生产率的乘积加权值来衡量地区产业结构高度化, 具体公式如下:

$$indh = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}} \cdot \frac{Y_{i,j,t}}{L_{i,j,t}} \quad (11)$$

$$j = 1, 2, 3$$

其中, $Y_{i,j,t}$ 表示 i 地区第 j 产业在 t 时期的产值增加值, $Y_{i,t}$ 表示地区生产总值, $L_{i,j,t}$ 表示第 j 产业的从业人员, $\frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}}$ 表示第 j 产业产值在总产值中占比, $\frac{Y_{i,j,t}}{L_{i,j,t}}$ 表示第 j 产业的劳动生产率。由于 $\frac{Y_{i,j,t}}{L_{i,j,t}}$ 项存在量纲, 本文通过均值化方法对其进行无量纲化。

产业结构合理化是指地区各个产业之间的耦合质量，既能反映不同产业的协调程度，也能反映劳动力等资源要素的有效利用程度。本文借鉴干春晖等（2011）的做法，通过改进的泰尔指数来衡量地区产业结构合理化，其公式如下：

$$indr = \sum_{j=1}^3 \frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}} \cdot \ln\left(\frac{Y_{i,j,t}}{Y_{i,t}} / \frac{L_{i,j,t}}{L_{i,t}}\right) \quad (12)$$

$j = 1, 2, 3$

其中， $\frac{L_{i,j,t}}{L_{i,t}}$ 表示第 j 产业就业人数在总就业人数中占比，其他指标解释同上式。 $indr$ 反映的是产业结构偏离均衡状态的程度， $indr$ 值越大则表示产业结构不合理的程度越高。

受篇幅限制，本文仅展示 2014~2018 年各地的产业结构高度化水平与产业结构合理化水平（见表 1）。

表 1 2014~2018 年中国各地区的产业结构高度化水平与产业结构合理化水平

地 区	产业结构高度化 (<i>indh</i>)					产业结构合理化 (<i>indr</i>)				
	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
北 京	2.35956	2.49568	2.70691	2.89175	3.15121	0.02703	0.02629	0.02891	0.02893	0.02919
天 津	2.07874	2.16131	2.35783	2.48284	2.51161	0.05556	0.05605	0.04813	0.05289	0.05110
河 北	1.02588	1.04717	1.12224	1.19431	1.27441	0.13251	0.12646	0.13155	0.15384	0.14717
山 西	1.05425	1.08854	1.09840	1.28476	1.38757	0.26493	0.24700	0.24329	0.28175	0.27719
内 蒙 古	2.20377	2.30523	2.33158	2.01666	2.27452	0.36771	0.38249	0.37713	0.30146	0.30142
辽 宁	1.59741	1.72187	1.45054	1.53947	1.68725	0.16684	0.15727	0.13520	0.16712	0.17614
吉 林	1.56065	1.53348	1.57842	1.59903	1.59552	0.25723	0.22775	0.22869	0.26199	0.22588
黑 龙 江	1.30053	1.29945	1.32531	1.42250	1.48067	0.13802	0.11153	0.10298	0.08448	0.08746
上 海	2.09431	2.29303	2.60405	2.76336	2.93162	0.01864	0.02293	0.02519	0.02066	0.01964
江 苏	1.81748	1.97695	2.18911	2.39065	2.57100	0.08075	0.07320	0.07421	0.07294	0.06988
浙 江	1.42110	1.51707	1.65231	1.80278	1.93377	0.05705	0.05678	0.05100	0.05296	0.05230
安 徽	0.73566	0.75548	0.82529	0.90019	0.96358	0.18293	0.15686	0.15279	0.15439	0.12518
福 建	1.20597	1.24642	1.37518	1.51693	1.68243	0.08583	0.08062	0.07795	0.08885	0.08854
江 西	0.86890	0.91554	1.00366	1.06529	1.17007	0.14136	0.12572	0.11597	0.12275	0.11836
山 东	1.29056	1.36683	1.47612	1.59749	1.69680	0.15236	0.14318	0.14848	0.15016	0.14754
河 南	0.84275	0.87163	0.93903	1.01446	1.08085	0.20900	0.19392	0.19907	0.20221	0.19721
湖 北	1.22392	1.30468	1.43029	1.53528	1.68978	0.24464	0.22490	0.20542	0.20162	0.19991
湖 南	1.09359	1.18760	1.31970	1.45859	1.59406	0.23507	0.22838	0.22250	0.25590	0.25261
广 东	1.52529	1.64749	1.82574	2.02547	2.11406	0.12679	0.12740	0.12502	0.13348	0.12540
广 西	1.06542	1.13572	1.23236	1.22365	1.33996	0.32942	0.32684	0.32453	0.28747	0.29197
海 南	1.27371	1.31505	1.44390	1.47610	1.53103	0.10558	0.09233	0.08442	0.09655	0.09334
重 庆	1.25126	1.34548	1.48356	1.61704	1.70875	0.19979	0.17885	0.16048	0.16508	0.15004
四 川	0.93898	0.98500	1.08244	1.21977	1.33734	0.20720	0.18140	0.16860	0.16403	0.16314
贵 州	1.11104	1.17855	1.23782	1.35522	1.43996	0.49837	0.42114	0.37881	0.36172	0.34045

(续)

地 区	产业结构高度化 (<i>indh</i>)					产业结构合理化 (<i>indr</i>)				
	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
云 南	0.91709	0.97452	1.01723	1.09692	1.17138	0.39284	0.38926	0.37212	0.35008	0.33291
西 藏	0.78944	0.80780	0.76575	0.82370	0.86602	0.32043	0.32202	0.24559	0.25209	0.24506
陕 西	2.03405	1.91889	1.99087	2.18217	2.38259	0.43335	0.57225	0.53334	0.51283	0.39424
甘 肃	0.96771	0.94301	0.98335	1.01924	1.10427	0.45711	0.40447	0.39208	0.41862	0.40910
青 海	1.20717	1.20577	1.26263	1.26102	1.37080	0.29582	0.26668	0.25591	0.22233	0.21248
宁 夏	1.42016	1.47977	1.60584	1.63488	1.66608	0.40298	0.38987	0.40336	0.36523	0.32638
新 疆	1.55467	1.45854	1.44568	1.54982	1.67444	0.27307	0.23943	0.23674	0.26644	0.26039

(2) 核心自变量。本文的核心自变量是地区互联网发展水平。现有评价地区互联网发展水平的方法主要有两类，一类是单一指标法，即以互联网普及率、移动终端占比、人均电信消费占比、宽带用户占比等单一指标来衡量；另一类是综合指数法，即通过构建指标评价体系，综合评价区域互联网发展水平。从目前互联网发展的客观实际来看，单一指标难以反映互联网发展整体水平，因此，本文选择综合指标法。借鉴黄群慧等(2019)的做法，综合现有对互联网发展的测评研究以及数据的可获得性，本文从应用和产出角度，选取了互联网接入情况、互联网连接设备情况、互联网资源情况、互联网站点数、互联网普及率、互联网相关基础设施、互联网相关从业人员和移动互联网用户数 8 个维度的指标。其中，互联网接入情况采用每百人宽带接入端口数代理，互联网连接设备情况采用每百人计算机拥有数代理、互联网资源情况采用每万人 CN 域名数代理，互联网站点数采用每万人网站数代理，互联网普及率采用每百人互联网用户数代理^①，互联网相关基础设施采用单位面积长途光缆线路长度代理，互联网相关从业人员采用信息传输、计算机服务和软件业从业人员占总单位从业人员比重代理，移动互联网用户数采用每百人拥有移动电话部数代理。本文通过客观性较强的熵权法赋予不同指标权重，经过计算综合成一个指标代理互联网综合发展指数(见表 2)。

表 2 2009~2018 年中国各地区的互联网综合发展指数^②

地 区	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
北 京	0.24987	0.24697	0.24999	0.26114	0.26723	0.27310	0.28438	0.28856	0.29297	0.30545
天 津	0.21189	0.21406	0.21685	0.22400	0.21879	0.22018	0.22411	0.23010	0.23579	0.24491
河 北	0.19174	0.19498	0.19904	0.20479	0.20882	0.21169	0.21578	0.22104	0.22150	0.22868
山 西	0.19379	0.19702	0.20043	0.20573	0.20939	0.21146	0.21654	0.21843	0.22347	0.23009
内 蒙 古	0.18951	0.19445	0.19818	0.20349	0.20818	0.21035	0.21266	0.21628	0.22199	0.23083
辽 宁	0.19961	0.20475	0.20782	0.21369	0.21853	0.22307	0.22970	0.23346	0.23653	0.24110
吉 林	0.19204	0.19587	0.19905	0.20356	0.20565	0.20920	0.21353	0.22070	0.22711	0.23199
黑 龙 江	0.18851	0.19190	0.19360	0.19775	0.20267	0.20663	0.20992	0.21577	0.21957	0.22484
上 海	0.24396	0.24455	0.24190	0.25634	0.26460	0.26739	0.26889	0.26792	0.27833	0.27915

^① 2016 年以后 CNNIC 上各省份互联网普及率，本文根据 2011~2016 年互联网上网人数的变化估算了 2017 年和 2018 年互联网上网人数，通过与地区年末总人口之比求取 2017 年、2018 年各地区互联网普及率。

^② 受篇幅限制，表 2 展示了本文计算的部分数据，感兴趣者请与作者联系。

(续)

地 区	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
江 苏	0.20270	0.20908	0.21352	0.22035	0.22577	0.22912	0.23324	0.23658	0.24435	0.25289
浙 江	0.21604	0.21947	0.22089	0.23096	0.23411	0.23882	0.24936	0.24848	0.25573	0.26604
安 徽	0.18386	0.18826	0.19144	0.19620	0.20020	0.20224	0.20765	0.21078	0.21614	0.22447
福 建	0.20792	0.21284	0.21707	0.22652	0.23060	0.23329	0.23877	0.24161	0.25063	0.25753
江 西	0.18364	0.18515	0.18919	0.19268	0.19663	0.19906	0.20640	0.20993	0.21358	0.22086
山 东	0.19502	0.19909	0.20212	0.20555	0.21275	0.21619	0.21841	0.22205	0.22744	0.23493
河 南	0.18662	0.18951	0.19144	0.19467	0.20105	0.20508	0.20826	0.21316	0.21720	0.22515
湖 北	0.19002	0.19367	0.19737	0.20217	0.20641	0.20923	0.21279	0.21635	0.21921	0.22751
湖 南	0.18668	0.18936	0.19239	0.19662	0.19976	0.20356	0.20542	0.20950	0.21345	0.22104
广 东	0.21809	0.21979	0.22170	0.22780	0.23431	0.23774	0.24197	0.24569	0.24870	0.26218
广 西	0.18759	0.19042	0.19332	0.19901	0.20229	0.20607	0.20789	0.21213	0.21632	0.22702
海 南	0.19050	0.19580	0.19842	0.20331	0.20748	0.21062	0.21803	0.22153	0.22856	0.23927
重 庆	0.19174	0.19592	0.19652	0.20173	0.20680	0.21119	0.21524	0.21934	0.22549	0.23535
四 川	0.18586	0.18831	0.19120	0.19571	0.20169	0.20574	0.20936	0.21302	0.21976	0.22940
贵 州	0.18230	0.18618	0.19022	0.19353	0.19764	0.20075	0.20345	0.20715	0.21438	0.22533
云 南	0.18333	0.18569	0.18801	0.19229	0.19702	0.19942	0.20165	0.20542	0.20959	0.21871
西 藏	0.18273	0.18672	0.18886	0.19418	0.19805	0.20049	0.19982	0.20435	0.20972	0.21721
陕 西	0.19321	0.19792	0.20159	0.20600	0.20993	0.21279	0.21685	0.22173	0.22541	0.23522
甘 肃	0.18305	0.18572	0.18857	0.19326	0.19695	0.19881	0.20360	0.20617	0.21197	0.21979
青 海	0.18752	0.19240	0.19494	0.20119	0.20469	0.20702	0.21265	0.21445	0.22162	0.23405
宁 夏	0.18949	0.19259	0.19606	0.20330	0.20714	0.21009	0.21290	0.21848	0.22814	0.24108
新 疆	0.18803	0.19356	0.19670	0.20288	0.20683	0.20839	0.21357	0.21645	0.21838	0.22731

(3) 门限变量。本文的门限变量是地区城镇化发展水平。由于城镇化率数据具有准确、完整、权威的特点,本文选择国际通行的城镇化率指标,即城镇常住人口占地区总人口的比重来反映城镇化发展水平。

(4) 控制变量。①经济发展水平。通过人均 GDP 衡量地区经济发展水平。②人力资本水平。通过人均受教育年限衡量地区人力资本水平。③市场化程度。通过樊纲市场化指数衡量地区市场化水平。本文采用樊纲市场化指数测度地区市场化情况,但是目前樊纲等《中国分省份市场化指数报告》的数据公布到 2016 年,本文通过数据拟合方法,计算了 2017 年和 2018 年数据以确保该指标具有较长的时序。④科技创新。通过国内专利申请授权数来衡量地区科技创新水平。⑤开放水平。按当年的美元与人民币中间价折算的进出口总额占 GDP 比重来衡量地区开放水平。⑥固定资产投资水平。通过全社会固定资产投资总额占 GDP 比重来衡量地区固定资产投资水平。

2003 年,由于“非典”疫情的暴发导致中国互联网应用领域逆势爆发,数字移动技术和互联网的有效性被高度认可,当下流行的京东商城、淘宝网、腾讯网和 QQ 游戏等大众化平台均诞生于这一年,因此 2003 年成为中国互联网发展的转折之年。基于此,本文选取的数据时间跨度为 2003~2018 年。原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国互联网络发展状况

统计报告》以及各省份统计年鉴和各类公开信息。为了消除价格的影响,对本文所涉及货币计量的变量全部用 GDP 平减指数折算为 2000 年的实际价格。同时由于部分年份个别省份的数据存在缺失,本文借鉴了陈雨露和马勇(2013)的数据处理方法。具体变量的描述性统计见表 3。在实证分析中,对原始数据进行了对数变换。

表 3 变量说明及统计性描述

变量类型	变量符号	指标名称	指标测算方法	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>indh</i>	产业结构高度化	三次产业的比例关系与各产业的劳动生产率的乘积加权值	496	1.0239	0.5744	0.1707	3.1512
	<i>indr</i>	产业结构合理化	改进的泰尔指数	496	0.2466	0.1369	0.0161	0.7572
核心变量	<i>internet</i>	互联网发展指数	综合指数法	496	0.2016	0.0251	0.1670	0.3054
门限变量	<i>urb</i>	城镇化水平	人口城镇化率	496	0.5138	0.1474	0.2261	0.8960
控制变量	<i>pgdp</i>	经济发展水平	人均 GDP	496	3.6704	2.5618	0.3603	14.0211
	<i>hum</i>	人力资本水平	人均受教育年限	496	8.5596	1.2265	3.7384	12.5550
	<i>market</i>	市场化水平	樊纲市场化指数	496	6.2603	2.0614	0.3127	11.1093
	<i>innov</i>	科技创新水平	国内专利申请授权数	496	2.8399	5.3855	0.0016	47.8082
	<i>open</i>	开放水平	进出口总额占 GDP 比重	496	0.2750	0.3397	0.0011	1.5888
	<i>invest</i>	固定资产投资水平	固定资产投资总额占 GDP 比重	496	0.6583	0.2719	0.0950	1.5070

三、估计结果及分析

1. 基本估计结果

本文通过普通面板数据估计所得结果见表 4。对方程(1)采用普通最小二乘估计(OLS)得到模型 1~模型 2 和模型 5~模型 6,其中模型 2 和模型 6 将城镇化纳入模型框架进行实证。根据模型 1 和模型 2 可知,互联网发展对产业结构高度化具有显著正向影响;根据模型 5 和模型 6 可知,互联网发展对改进的产业结构泰尔指数有显著负向影响,即互联网发展显著抑制产业结构偏离均衡状态,有利于产业结构合理化。城镇化对产业结构高度化和合理化也均有显著正向影响。此外,本文还采用固定效应模型对方程 1 进行了估计,所得结论与 OLS 估计一致。根据静态面板数据模型的 OLS 估计和 FE 估计,可以得出互联网发展能显著促进中国产业结构转型升级的结论,此结论也与众多学者的研究结论相一致(Miyazaki 等,2012; Cardona 等,2013; 叶初升和任兆柯,2018)。

从静态面板数据模型估计结果可知,控制变量中对产业结构高度化影响显著的有经济发展水平、市场化水平、科技创新水平和固定资产投资水平,人力资本水平和开放水平对产业结构高度化的影响并不显著。除市场化指标外,其他控制变量对产业结构合理化影响结果与对产业结构高度化相同。其中,经济发展水平系数显著为正,对产业结构合理化呈显著抑制作用,由于经济发展水平越高,其固有的产业结构就越难以偏离;市场化水平对产业结构合理化影响不显著,究其原因在于我国地区产业选择和投资上产势必受到地方政府政策的强力影响。地方政府更倾向选择具有更高生产效率和更强拉动作用的产业,这种政府干预行为在

一定程度上阻碍了市场的资源配置作用，导致市场化对区域产业结构合理化影响不显著（江飞涛和李晓萍，2010）。

表 4 方程（1）估计结果

解释变量	被解释变量							
	<i>indh</i>				<i>indr</i>			
	OLS		FE		OLS		FE	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>internet</i>	0.4346*** (2.64)	0.4225*** (2.85)	0.2762*** (3.58)	0.2908*** (3.66)	-2.6896*** (-8.40)	-2.7341*** (-8.51)	-2.8475*** (-9.12)	-2.7789*** (-8.88)
<i>urb</i>		0.0511*** (3.54)		0.0852*** (3.78)		-0.2161** (-2.14)		-0.3991** (-2.06)
<i>pgdp</i>	0.8623*** (24.70)	0.8726*** (22.35)	0.8805*** (24.19)	0.8675*** (21.68)	0.4316*** (6.38)	0.4710*** (6.32)	0.5072*** (7.79)	0.4463*** (6.26)
<i>hum</i>	0.0289 (0.22)	0.0413 (0.30)	-0.0835 (-0.50)	-0.0821 (-0.50)	-0.1336 (-0.47)	-0.0788 (-0.28)	0.3355 (1.13)	0.3423 (1.16)
<i>market</i>	0.0401* (1.73)	0.0458* (1.83)	0.0629*** (2.65)	0.0569** (2.29)	-0.0299 (-0.68)	-0.0092 (-0.20)	0.0328 (0.77)	0.0050 (0.11)
<i>innov</i>	0.0624*** (4.45)	0.0615*** (4.35)	0.0351* (1.93)	0.0383** (2.05)	-0.1216*** (-4.02)	-0.1179*** (-3.85)	-0.1493*** (-4.58)	-0.1643*** (-4.94)
<i>open</i>	-0.0042 (-0.48)	-0.0028 (-0.31)	0.0108 (1.20)	0.0103 (1.13)	-0.0277 (-1.64)	-0.0235 (-1.39)	0.0086 (0.53)	0.0061 (0.38)
<i>invest</i>	0.0502** (2.50)	0.0513** (2.55)	0.0879*** (4.25)	0.0902*** (4.31)	-0.1017*** (-2.63)	-0.1015*** (-2.67)	-0.1772*** (-4.79)	-0.1881*** (-5.05)
常数项	-0.5299*** (-5.32)	-0.6304*** (-4.40)	-0.5879*** (-4.23)	-0.4863*** (-4.98)	-6.1928*** (-7.49)	-6.6029*** (-7.44)	-7.6178*** (-8.93)	-7.1422*** (-8.11)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	496	496	496	496	496	496	496	496
R ²	0.9017	0.9575	0.9229	0.9584	0.4648	0.4912	0.5097	0.5442

注：括号内为 T 值，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平。

为了进一步研究动态视角下互联网发展对产业结构转型升级的影响，本文对方程（2）进行估计，得到模型 9 和模型 10、模型 13 和模型 14，估计结果如表 5 所示。其中，模型 9 和模型 13 采用一阶差分矩估计（DIF-GMM），模型 10 和模型 14 采用系统广义矩估计（SYS-GMM）。由于被解释变量 *ind* 的滞后一期作为解释变量（ $ind_{i,t-1}$ ）纳入模型，使得方程（2）可能因为反向因果而存在内生性问题。如果通过面板数据的 OLS 估计或者 FE 估计，将可能导致参数估计有偏非一致。消除模型内生性问题通常采用 DIF-GMM 与 SYS-GMM 两种方法，但在样本容量有限时，Che 等（2013）认为 DIF-GMM 估计存在弱工具变量问题，因此 SYS-GMM 估计会比 DIF-GMM 估计更有效率，本文通过 Sargan 检验也证明了这一观点，为此在下文分析中仅考虑用 SYS-GMM 估计的结果。同时，各模型的 Wald 检验值均在 1% 水平上显著，表明解释变量的影响在总体上是显著；AR（2）检验的 P 值均大

于 10%，表明不存在二阶自相关，说明本文所设定的模型合理有效。

从动态面板数据模型估计结果可知，互联网发展对产业结构高度化和合理化均有显著正向影响，即互联网对产业结构转型升级具有持续性正向显著影响。从方程（2）估计结果可知，核心解释变量城镇化对产业结构转型升级也具有持续性正向显著影响。产业结构高度化滞后一期系数显著为正，说明产业结构高度化存在显著时间连续性，受其前一期正向促进作用，然而，产业结构偏离度也会受前一期的显著影响，加深当期的偏离程度。在一系列控制变量中，科技创新水平和固定资产投资水平能同时推动我国产业结构高度化与合理化。人力资本水平与市场化水平能显著促进产业结构高度化，对外开放水平能够显著促进产业结构合理化。

方程（3）在方程（2）基础上加入了互联网发展指数的平方项，检验互联网发展对产业结构转型升级的非线性影响。本文对方程（3）进行估计，得到模型 11 和模型 12、模型 15 和模型 16，估计结果见表 5。从模型 12 可知，互联网发展对产业结构高度化的弹性系数为 0.1893，并且通过了 1% 的置信水平；互联网发展指数的平方项对产业结构高度化的弹性系数为 -0.0335，也通过了 5% 的置信水平，这说明互联网发展与产业结构高度化之间呈现显著的倒“U”形关系，并且倒“U”形曲线在拐点为 2.8254 达到最高点。从模型 16 可知，互联网发展对产业结构合理化的弹性系数为 -0.3696，并且通过了 1% 的置信水平，但互联网发展指数的平方项的系数不显著。因此，我们可以得出结论，互联网发展与我国产业结构高度化呈现显著的倒“U”形关系，在一定区间范围内互联网发展对产业结构高度化作用最显著，而当互联网发展水平在区间之外，互联网的促进作用则有所减弱。同时，互联网发展与产业结构合理化之间不呈现倒“U”形关系。

表 5 方程（2）和方程（3）估计结果

解释变量	被解释变量							
	<i>indh</i>				<i>indr</i>			
	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM
模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	
<i>L. indh</i>	0.1966*** (2.92)	0.4187*** (7.15)	0.2046*** (3.91)	0.4189*** (10.47)				
<i>L. indr</i>					0.2013*** (2.77)	0.8151*** (3.06)	0.2252 (0.68)	0.7932*** (5.32)
<i>internet</i>	0.1346*** (2.54)	0.4567*** (5.60)	0.2482** (2.16)	0.1893*** (3.10)	-0.6025*** (-3.38)	-0.6710*** (-5.20)	-0.3208*** (-3.12)	-0.3696*** (-3.16)
<i>urb</i>	0.3902** (2.50)	0.1415** (2.36)	0.4125** (2.42)	0.1478** (2.02)	-0.0858** (2.19)	-0.1018*** (-3.01)	-0.1136*** (-2.66)	-0.0787*** (-4.08)
<i>pgdp</i>	0.6915*** (7.87)	0.6166*** (33.01)	0.7253*** (3.83)	0.3004*** (25.43)	0.1594** (2.03)	0.2111*** (9.38)	0.1413** (2.28)	0.2695*** (7.33)
<i>hum</i>	0.2237 (1.12)	0.3127*** (4.44)	0.2341 (0.85)	0.3004*** (4.43)	0.4556 (1.00)	-0.0461 (-0.36)	0.4295 (1.08)	-0.0880* (-1.67)
<i>market</i>	0.0214 (0.76)	0.0366*** (3.04)	-0.0291 (-0.38)	0.0491*** (2.69)	0.0283 (1.15)	-0.0454 (-1.12)	0.0292 (0.41)	-0.0323* (-1.69)

(续)

解释变量	被解释变量							
	<i>indh</i>				<i>indr</i>			
	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
<i>immov</i>	0.1207 (0.71)	0.0243*** (4.55)	-0.0039 (-0.23)	0.0228*** (3.25)	-0.0675 (-1.40)	-0.0459*** (-2.82)	-0.0663* (-1.81)	-0.0456*** (-2.98)
<i>open</i>	0.0012 (0.28)	0.0053 (1.15)	0.0012 (0.29)	-0.0058 (-1.17)	0.0048 (0.11)	0.0047*** (2.60)	0.0044 (0.33)	0.0023 (1.00)
<i>invest</i>	0.1002*** (2.67)	0.0992*** (7.92)	-0.0875** (-2.14)	0.0798*** (6.19)	-0.1399*** (-3.31)	-0.0824*** (-4.89)	-0.1535** (-2.23)	-0.0529** (-2.47)
<i>internet</i> ²			-0.1029** (-2.24)	-0.0335** (-2.53)			0.0626 (1.06)	0.1194 (0.80)
常数项	-1.7349*** (-2.71)	-2.1957*** (-15.10)	-0.2451* (-1.76)	-0.5604 (-0.93)	-5.0059** (-2.11)	-1.7092*** (-3.45)	-5.9927 (-0.31)	0.6474 (0.71)
Wald	373.75***	373.7***	337.97***	390.50	200.82***	299.09***	231.54***	352.18***
AR1-p	0.0288	0.0039	0.0490	0.0049	0.0340	0.0008	0.0580	0.0009
AR2-p	0.3365	0.1944	0.5090	0.1759	0.2908	0.1549	0.2956	0.2610
Sargan-p	0.9008	0.9151	0.5578	0.9295	0.4584	0.9701	0.5829	0.9659
N	434	465	434	465	434	465	434	465

注：同表4。

方程(4)在方程(2)基础上加入了互联网与城镇化的交叉项,检验地区互联网与城镇化融合发展对产业结构转型升级的影响。本文对方程(4)进行估计,得到模型17~模型20,估计结果见表6。从模型18可知,互联网发展与城镇化交叉项的系数为0.4048,并且通过了1%的置信水平,说明互联网发展与城镇化之间的融合效应可以显著推动产业结构高度化。同理,从模型20可知,互联网发展与城镇化交叉项的系数为-0.6334,并且通过了1%的置信水平,说明互联网发展与城镇化之间的良性互动也可以显著推动产业结构合理化。因此,可以得出结论,互联网与城镇化融合发展可以显著推动我国产业结构转型升级。这一结果表明要在倡导利用以互联网为代表的新一代信息技术推进产业结构转型升级时,要密切重视互联网与城镇化的匹配情况,推动二者融合发展,才能发挥出“1+1>2”的推动效果。

表6 方程(4)估计结果

解释变量	被解释变量			
	<i>indh</i>		<i>indr</i>	
	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM
	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
<i>L. indh</i>	0.2249 (0.77)	0.4048*** (11.26)		
<i>L. indr</i>			0.1933 (0.63)	0.7979*** (44.83)

(续)

解释变量	被解释变量			
	<i>indh</i>		<i>indr</i>	
	DIF-GMM	SYS-GMM	DIF-GMM	SYS-GMM
	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20
<i>internet</i>	0.2403** (2.46)	0.4891*** (6.56)	-0.7264** (-2.11)	-0.5433*** (-6.25)
<i>urb</i>	0.2915** (2.41)	0.3385* (1.93)	-0.5256** (-2.15)	-0.4978*** (-3.47)
<i>internet</i> × <i>urb</i>	0.1462*** (3.39)	0.1126*** (4.57)	-0.8978** (-2.15)	-0.6334*** (-3.43)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Wald	541.57***	701.59***	164.57***	617.65***
AR1-p	0.0208	0.0063	0.0307	0.0126
AR2-p	0.5403	0.1805	0.3199	0.1448
Sargan-p	0.5511	0.9259	0.4662	0.9896
N	434	465	434	465

注：同表 4。

2. 区域差异性分析

由于各地区互联网发展水平、城镇化水平、经济发展水平等现实条件存在差异，使得不同地区产业结构的转型升级水平和层次呈现较大区域差异。为了考察不同区域互联网发展对产业结构转型升级影响的差异性，将 31 个省份划分为东部、中部和西部 3 个地区^①，基于各地区的面板数据使用 SYS-GMM 对方程 (2) ~ (4) 进行估计，结果如表 7 和表 8 所示。

表 7 反映的是不同地区产业结构高度化的回归结果。从各地区方程 (2) 的估计结果可知，互联网发展在不同地区均对产业结构高度化均有显著正向推动作用，但推动程度存在差异，东部地区互联网的推动作用要明显强于中西部地区；城镇化在不同地区对产业结构高度化均具有正向推动作用，但推动程度与互联网相反。从诺瑟姆 (Northam) 的城镇化 S 形曲线理论可知，当城镇化率超过 60%~70% 时将步入成熟阶段，对产业的推动力将有所减退，当前东部地区城镇化水平普遍要高于中西部地区。从各地区方程 (3) 的估计结果可知，由于东中部地区的互联网发展水平和产业结构高度化水平相对于西部地区要高，因此互联网与产业结构高度化的倒“U”形关系呈现在东部和中部地区，而在西部地区不成立。从各地区方程 (4) 的估计结果可知，互联网发展与城镇化的交互项系数均显著为正数，说明两者融合发展能够显著推动各地区产业结构高度化，同时，交互项的系数值伴随东中西部地区依次递减，表明互联网发展水平和城镇化水平较高的地区，二者融合推动地区产业结构高度化的作用更强。

表 8 反映的是不同地区产业结构合理化的回归结果。从各地区方程 (2) 的估计结果可

^① 根据国家统计局 2017 年划分，东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

知，互联网在不同地区对产业结构合理化均有显著正向推动作用，但推动程度也存在差异，东部地区互联网的推动作用要明显强于中西部地区；城镇化在不同地区对产业结构合理化也均具有正向推动作用，西部地区城镇化的推动作用要强于东部和中部地区。从各地区方程（3）的估计结果可知，互联网发展与产业结构合理化的倒“U”形关系在各个地区均不成立。根据各地区方程（4）的估计结果可知，交互项的系数值也按照东中西部地区依次递减，表明在互联网发展水平和城镇化水平较高的地区，二者融合推动地区产业结构合理化的作用更强。

表 7 产业结构高度化区域差异性回归结果

解释变量	被解释变量: <i>indh</i>								
	东部地区			中部地区			西部地区		
	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)
<i>L. lindh</i>	0.0458*** (2.71)	0.4062* (1.93)	0.0579*** (2.97)	0.1252*** (9.77)	0.1099*** (4.86)	0.1363*** (5.69)	0.0103** (2.30)	0.0070** (2.26)	0.0038** (2.11)
<i>internet</i>	0.4558*** (3.21)	0.0932*** (3.37)	0.0346*** (4.12)	0.1578** (2.18)	0.9769*** (4.54)	0.3028*** (3.00)	0.0932** (2.32)	0.5556*** (3.51)	0.1147*** (3.84)
<i>urb</i>	0.0682* (1.88)	0.0821* (1.86)	0.0731** (2.01)	0.4545*** (10.83)	0.4662*** (7.54)	0.9343*** (3.19)	0.5822*** (9.24)	0.7221*** (2.91)	0.5350** (2.14)
<i>invest</i>	0.0195*** (3.10)	0.0142** (2.44)	0.0216*** (4.54)	0.0830* (2.11)	0.0011** (2.04)	0.0119** (2.30)	0.1665*** (3.45)	0.0062** (2.15)	0.0286*** (2.87)
<i>internet</i> ²		-0.2772*** (3.45)			-0.9186** (2.20)			0.9303 (1.05)	
<i>internet</i> × <i>urb</i>			0.8215** (2.34)			0.7726*** (2.85)			0.5971*** (2.99)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald	249.34***	311.53***	244.95***	937.34***	988.45***	965.62***	146.14***	239.70***	100.92***
AR1-p	0.0760	0.0035	0.0978	0.0310	0.0086	0.0068	0.0004	0.0002	0.0002
AR2-p	0.3940	0.6335	0.4413	0.1653	0.1383	0.2895	0.1536	0.1772	0.1243
Sargan-p	0.9905	0.9959	0.9967	0.7575	0.8203	0.8782	0.9972	0.9971	0.9971
N	165	165	165	120	120	120	180	180	180

注：同表 4。

表 8 产业结构合理化区域差异性回归结果

解释变量	被解释变量: <i>indr</i>								
	东部地区			中部地区			西部地区		
	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)
<i>L. indr</i>	0.0881*** (3.61)	0.0441*** (2.93)	0.0667*** (2.85)	0.0053** (2.15)	0.0699*** (2.84)	0.1026** (2.44)	0.0192** (2.29)	0.0109*** (3.01)	0.0094*** (4.41)
<i>internet</i>	-1.8552*** (-5.51)	-0.9926*** (-7.68)	-1.2747*** (-8.35)	-1.6334*** (-5.97)	-0.9879*** (-5.30)	-0.9689*** (-5.42)	-1.4525*** (-9.45)	-0.6159*** (-3.63)	-0.8532*** (-6.10)
<i>urb</i>	-0.2502** (-2.40)	-0.0104** (-2.08)	0.2169*** (3.28)	-0.5635*** (-2.82)	-0.4009** (-2.29)	-3.7779*** (-2.98)	-0.8457** (-4.57)	-1.0798*** (-5.59)	-2.9400*** (-4.31)

(续)

解释变量	被解释变量: <i>indr</i>								
	东部地区			中部地区			西部地区		
	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)
<i>internet</i> ²		0.9803*** (4.29)			-1.4925 (-1.15)			-2.4389 (-0.47)	
<i>internet</i> × <i>urb</i>			-2.4707* (-1.72)			-1.8314*** (-2.92)			-1.3100** (-3.41)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald	101.57***	137.81***	105.86***	468.71***	133.04***	639.66***	190.81***	332.21***	243.23***
AR1-p	0.0833	0.0168	0.0522	0.0046	0.0274	0.0036	0.0031	0.0025	0.0035
AR2-p	0.2472	0.4670	0.1015	0.9600	0.9410	0.9903	0.2034	0.1391	0.1608
Sargan-p	0.9845	0.9865	0.9883	0.7814	0.8148	0.9687	0.9965	0.9971	0.9975
N	165	165	165	120	120	120	180	180	180

注: 同表 4。

3. 基于 LOWESS 方法的曲线拟合

为了进一步验证互联网发展与产业结构转型升级之间存在的非线性关系, 本文基于变量数据本身特点, 通过局部加权回归散点图修匀法 (LOWESS) 分别对互联网发展与产业结构高度化和合理化进行曲线拟合。LOWESS 是一种非参数统计方法, 通过对散点数据用权函数做加权多项式回归或者加权线性回归拟合出一条符合整体趋势的平滑曲线。LOWESS 方法具有稳健性高、拟合精度高、适应非线性问题等特点, 能够在变量之间关系或函数形式不确定的情况下对模型形式进行较好的检验。拟合结果 (如图 1) 显示: 第一, 从 *internet* 和 *indh* 拟合的 LOWESS 曲线可知, 互联网发展对产业结构高度化分三个区间产生影响, 总体上呈现倒“U”形特征; 第二, 从 *internet* 和 *indr* 拟合的 LOWESS 曲线可知, 互联网发展对产业结构合理化分两个区间产生影响, 超过一定的门限值后, 互联网持续推进产业结构合理化。这一拟合结果表明互联网发展对产业结构高度化和合理化存在门限效应。具体门限值有待进一步验证。

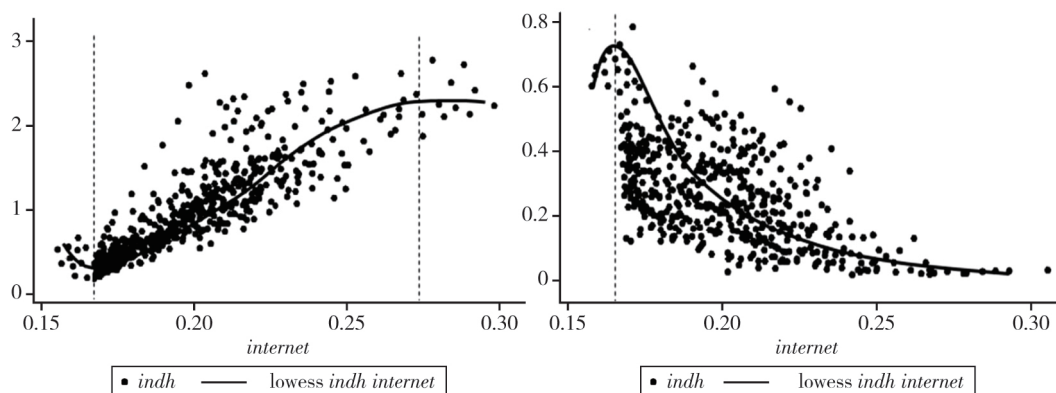


图 1 互联网发展和产业结构转型升级 LOWESS 曲线拟合

4. 面板门限模型的回归结果及分析

上文已经验证了联网发展对产业结构高度化和合理化存在门限效应,为进一步对门限效应进行检验。本文将城镇化设定为门限变量,以互联网发展为核心解释变量对式(5)进行估计。对变量关系进行门限效应分析主要包含两个关键步骤:一是确定合理的门限估计值;二是对确定的门限估计值的显著性进行检验。为了确定门限值,本文通过自举法(bootstrap)迭代500次来计算F统计量的值以及城镇化门限临界值,结果见表9。当被解释变量为产业结构高度化时,F检验值在1%的水平下拒绝“0个门限”和“1个门限”的原假设,表明互联网发展的产业结构高度化效应存在双重城镇化门限,门限值是0.5723和0.8596。当被解释变量为产业结构合理化时,互联网发展的产业结构合理化效应存在单一城镇化水平门限,门限值是0.4013。与LOWESS曲线拟合结果基本一致。

表9 互联网对产业结构转型升级的城镇化门限效应检验

产业结构高度化							
门限变量	H ₀	H ₁	F 统计量	p 值	结论	门限值	95%的置信空间
城镇化	0 个门限	1 个门限	48.19	0.0000	拒绝 H ₀	0.5723	(0.5308, 0.5760)
	1 个门限	2 个门限	41.66	0.0000	拒绝 H ₀	0.8596	(0.8580, 0.8620)
	2 个门限	3 个门限	18.56	0.2060	接受 H ₀	—	—
产业结构合理化							
门限变量	H ₀	H ₁	F 统计量	p 值	结论	门限值	95%的置信空间
城镇化	0 个门限	1 个门限	17.22	0.0040	拒绝 H ₀	0.4013	(0.3815, 0.4018)
	1 个门限	2 个门限	4.69	0.5580	接受 H ₀	—	—

基于上述检验结果,根据方程(7)得到门限效应的估计结果如表10所示。由模型21可知,互联网发展对产业结构高度化的影响系数存在三个区间的变化,总体呈现倒“U”形:当城镇化水平在门限值0.5723以下时,互联网发展对产业结构高度化的作用不显著;当城镇化水平在门限值0.5723和0.8596之间时,互联网发展对产业结构高度化的作用显著为正,系数为1.1588,促进作用最明显;当城镇化水平在门限值0.8596以上时,互联网发展对产业结构高度化的作用有所减弱,系数变为0.7247,仍显著为正。说明当城镇化水平低于一定门限值(0.5723)时,由于缺乏基本发挥条件,互联网发展对地区产业结构高度化的作用难以发挥。随着城镇化发展水平的提升,互联网发挥效用的配套条件不断被满足,所能配置的资源持续增多,城镇集聚产生的人口红利逐步向网络红利转化,网络效应和辐射范围不断扩大,互联网推动产业结构高度化的效果也日渐明显。而当城镇化水平超过一定门限值(0.8596)时,互联网虽然仍能显著促进产业结构向高度化发展,但由于城镇集聚产生的人口红利逐步消退导致互联网所发挥的效用也有所下降。这一结论进一步论证了互联网发展与产业结构高度化的倒“U”形关系。由模型22可知,互联网发展对产业结构合理化的影响系数存在两个区间的变化:当城镇化水平在门限值0.4013以下时,互联网发展对产业结构合理化的作用不显著;当城镇化水平在门限值0.4013以上时,互联网发展对产业结构泰尔指数的作用显著为负,影响系数为-1.4816,说明互联网发展能够显著推动产业结构合理化。第三产业发展水平已经成为地区产业结构合理化的重要标志,互联网对第三产业的发展具有显著推动作用,当城镇化水平超过一定门限值(0.4013)时,互联网能够持续推动第三产业的发展,进而促进地区产业结构合理化。

表 10 互联网发展对产业结构转型升级影响的面板门限效应回归结果

变量	被解释变量			
	<i>indh</i>		<i>indr</i>	
	模型 21		模型 22	
互联网发展	$urb \leq 0.5723$	-0.4302 (-1.34)	$urb \leq 0.4013$	-1.1883 (-1.61)
	$0.5723 < urb \leq 0.8596$	1.1588*** (5.61)	$urb > 0.4013$	-1.4816** (-2.02)
	$urb > 0.8596$	0.7247*** (6.85)	—	—
控制变量	控制		控制	
常数项	1.1110*** (3.71)		0.6531*** (4.35)	
拟合优度	0.9756		0.8782	
样本量	496		496	

5. 稳健性检验

为了进一步验证结果的稳健性,本文考虑模型的内生性问题,采用面板工具变量法进行了两阶段最小二乘回归。工具变量应对产业结构转型升级具有完全的外生性,仅通过影响内生变量作用于产业结构。根据选取要求,本文引入政府支持(IV1)和人均电信业务量(IV2)作为工具变量处理内生性问题。党和政府支持是中国互联网发展的前提和保障,2016年4月19日,习近平总书记主持召开网络安全和信息化工作座谈会并发表重要讲话,会议对我国互联网发展提出了总要求,提出要“让互联网更好造福国家和人民”发展目标。该会议直接对我国互联网发展产生巨大影响,但对产业结构转型升级不产生直接影响。本文赋值会议召开及之后年份取值为1,其他年份为0。人均电信业务量是互联网发展水平的常用工具变量,反映各省信息消费能力,不能直接影响产业结构。

两阶段最小二乘法的估计结果见表11。第一阶段回归结果显示,本文选取的两个工具变量对互联网发展都存在显著正向影响。为了对工具变量的有效性进行检验,本文采取了常见的几种检验方法。通过 Kleibergen-Paap rk LM 进行工具变量的识别不足检验,其原假设为所选工具变量识别不足,本文检验值在1%上拒绝了原假设。通过 Kleibergen-Paap Wald rk F 进行弱工具检验,其原假设为所选工具变量是弱工具变量,本文检验值为69.592,大于 Stock-Yogo 检验10%水平上的临界值19.93,拒绝原假设。通过 Sargan-Hansen 进行工具变量外生性检验,其原假设是所选工具变量都是外生的,本文检验 p 值均大于0.1,通过了原假设,表明工具变量是外生的。这些检验结果表明本文选择的工具变量是合理的、有效的。并且,第二阶段的回归结果显示,互联网发展、城镇化均对产业结构高度化和合理化有显著促进作用。因此,工具变量法回归结果与前文结果基本一致,说明本文实证结论是稳健的。

表 11 两阶段最小二乘法估计结果

第二阶段		
被解释变量	<i>indh</i>	<i>indr</i>
	模型 23	模型 24
<i>internet</i>	0.8856** (2.26)	-0.7246*** (-3.36)
<i>urb</i>	0.3586* (1.74)	-0.3934*** (-4.15)
控制变量	控制	控制

(续)

第一阶段		
被解释变量	<i>internet</i>	<i>internet</i>
IV1	0.0038** (2.41)	0.0038** (2.41)
IV2	0.0036*** (7.27)	0.0036*** (7.27)
Kleibergen-Paap rk LM 检验	108.740 [0.0000]	108.740 [0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk F 值	69.592	69.592
Sargan-Hansen 检验	2.261 [0.1326]	2.219 [0.1363]

注：方括号内为 p 值，其他同表 4。

四、主要结论及政策启示

在数字经济与实体经济加速双向融合的背景和发展趋势下，以互联网为代表的通用性信息技术与传统产业的融合逐步走向深入，互联网发展所引致的产业结构优化效应正在持续显现，一定程度的城镇化水平是互联网发挥产业结构促进作用的关键所在。本文基于 2003~2018 年我国 31 个省份的面板数据，利用系统 GMM 模型分析我国互联网发展对产业结构转型升级的动态效应与区域差异，选取城镇化水平作为门限变量，运用门限效应模型实证考察了互联网发展与产业结构转型升级之间存在的城镇化门限效应。研究表明：第一，互联网发展对产业结构高度化和合理化具有显著正向促进作用。第二，互联网发展与产业结构转型升级之间存在呈现非线性关系，具体来说，互联网发展与产业结构高度化之间呈现倒“U”形关系，但其与产业结构合理化不存在倒“U”形关系。第三，互联网与城镇化融合发展可以更好地推动我国产业结构高度化和合理化，表明互联网推动地区产业结构转型升级的一个重要途径是与城镇化发展相结合。第四，互联网的产业结构转型升级效应存在区域差异。互联网发展对不同地区产业结构高度化和合理化作用强度依次为东部、中部、西部；互联网发展与产业结构高度化的倒“U”形关系在东部和中部地区成立，而与产业结构合理化则所有区域均不存在倒“U”形关系；互联网与城镇化的融合发展对不同地区产业结构高度化和合理化均有显著促进作用，强度按照东部、中部、西部递减。第五，互联网推动产业结构转型升级存在显著的城镇化门限效应。互联网发展的产业结构高度化效应存在双重城镇化水平门限，门限值是 0.5723 和 0.8596，城镇化水平在两个门限值之间时，互联网发展对产业结构高度化的促进作用最强，大于第二门限值 0.8593 时，促进作用减弱，而当城镇化水平小于第一门限值 0.5723 时，互联网发展对产业结构高度化的促进作用不显著；互联网发展的产业结构合理化效应存在单一城镇化水平门限，门限值是 0.4013，超过这一门限值互联网能更好地推动产业结构合理化。

基于上述研究结论，结合我国互联网和城镇化的发展实际，本文认为，为更好推动产业结构转型升级，应从以下四个方面进行调整与优化：

第一，深度挖掘超大规模市场优势和应用优势，推动互联网成为引导产业结构转型升级的持续性动力。加强高速宽带、5G 网络、大数据中心等“新基建”部署，加快下一代互联网发展部署，推动互联网相关基础设施迭代升级，提高网络接入覆盖范围和普及程度，加强公共信息服务平台建设，深化创新移动互联网应用，引导互联网产业从流量红利向技术红利

转变,继续培育和壮大数字化市场,增强实体经济内生韧性和增长潜力,充分发挥互联网的“产业发动机”作用。

第二,加速推动互联网由消费端向生产端拓展,提升互联网的产业结构调整效率和质量。推进互联网与经济社会各领域融合深度和广度,切实发挥互联网对医药健康、高端制造、新能源、新材料等高精尖产业的创新效率提升作用,优化科技创新体系、激发组织活力和重塑业务流程,促进新一代信息技术与先进制造业、高端服务业和现代农业深度融合,构筑以互联网为底层架构的新型产业数字生态,加快实现从信息互联向价值互联的发展跃升,形成各产业间畅通、内外部高效连接的高质量数字经济形态。

第三,创新互联网与城镇化融合体制机制,凝聚优势形成产业升级新动能。要提高认识水平,明确城镇化在互联网推动产业结构转型升级中的重要作用,细化落实促进互联网与城镇化融合发展的政策研究,避免互联网偏离与实体经济融合的轨道。一定水平的城镇化水平才能确保互联网发挥显著的促进效应,鼓励适度超前推进城乡信息基础设施建设,从我国智慧城市建设角度来看,智慧城市是互联网发展与城镇化互动发展的现阶段表现形式和实践产物,要借鉴智慧城市试点示范推进城镇治理的科学化、精细化、智能化,加快健全公共信息服务体系、城乡流通网络体系和科技金融服务体系,加速推进互联网与城镇各领域的渗透融合和应用创新,凝聚互联网的引擎动力作用和城镇的平台支撑作用,推动形成支撑经济高质量发展的现代产业体系。

第四,把握产业互联网发展新机遇,构建高质量发展的区域经济布局。各地区应切实把握以互联网为代表的新一代技术为产业结构转型升级带来的历史机遇,结合本地区互联网和城镇化发展实际,遵循区域经济协调发展规律,找准产业功能区战略定位,合理制定互联网及互联网产业集群促进产业优化升级的发展规划,拓宽发展渠道、增强产业联动,促进地区产业基础高级化、产业链现代化和经济智能化,推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局。

参 考 文 献

- [1] Cardona M., Kretschmer T., Strobel T., 2013, *ICT and Productivity: Conclusions From the Empirical Literature* [J], *Information Economics and Policy*, 25 (3), 109~125.
- [2] Che Y., Lu Y., Tao Z. G., Wang P., 2013, *The Impact of Income on Democracy Revisited* [J], *Journal of Comparative Economics*, 41 (1), 159~169.
- [3] Czernich, N., O. Falck, T. Kretschmer, and L. Woessmann, 2011, *Broadband Infrastructure and Economic Growth* [J], *The Economic Journal*, 121 (552), 505~532.
- [4] Dekker R., Engbersen G., 2014, *How Social Media Transform Migrant Networks and Facilitate Migration* [J], *Global Networks*, 14 (4): 401~418.
- [5] Farhana K. M., Rahman S. A., Rahman M., 2012, *Factors of Migration in Urban Bangladesh: An Empirical Study of Poor Migrants in Rajshahi City* [J], *Bangladesh e-Journal of Sociology*, 9 (1): 63~86.
- [6] Forman C., Goldfarb A., Greenstein S., 2005, *How Did Location Affect Adoption of the Commercial Internet? Global Village versus Urban Leadership* [J], *Journal of Urban Economics*, 58 (3), 389~420.
- [7] Forman C., Goldfarb A., Greenstein S., 2012, *The Internet and Local Wages: A Puzzle* [J], *The American Economic Review*, 102 (1), 556~575.

- [8] Ivus O., Boland M., 2015, *The Employment and Wage Impact of Broadband Deployment in Canada* [J], *Canadian Journal of Economics*, 48 (5), 1803~1830.
- [9] Jorgenson D. W., M. S. Ho, K. J. Stiroh, 2008, *A Retrospective Look at the U. S. Productivity Growth Resurgence* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 22 (1), 3~24.
- [10] Michaels G., Rauch F., Redding S. J., 2012, *Urbanization and Structural Transformation* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 127 (2): 535~586.
- [11] Miyazaki S., Idota H., Miyoshi H., 2012, *Corporate Productivity and the Stages of ICT Development* [J], *Information Technology and Management*, 13 (1), 17~26.
- [12] Oliner S. D., D. E. Siechel, and K. J. Stiroh, 2008, *Explaining A Productive Decade* [J], *Journal of Policy Modeling*, 30 (4), 633~673.
- [13] Salahuddin M., Alam K., 2016, *Information and Communication Technology, Electricity Consumption and Economic Growth in OECD Countries: A Panel Data Analysis* [J], *International Journal of Electricalpower & Energy Systems*, 76, 185~193.
- [14] 陈雨露、马勇:《金融体系结构、金融效率与金融稳定》[J],《金融监管研究》2013年第5期。
- [15] 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年第5期。
- [16] 关兴良、魏后凯、鲁莎莎、邓羽:《中国城镇化进程中的空间集聚、机理及其科学问题》[J],《地理研究》2016年第2期。
- [17] 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年第8期。
- [18] 江飞涛、李晓萍:《直接干预市场与限制竞争:中国产业政策的取向与根本缺陷》[J],《中国工业经济》2010年第9期。
- [19] 江小涓:《高度联通社会中的资源重组与服务业增长》[J],《经济研究》2017年第3期。
- [20] 姜爱林:《城镇化与信息化互动关系研究》[J],《经济学动态》2004年第8期。
- [21] 蓝庆新、彭一然:《论“工业化、信息化、城镇化、农业现代化”的关联机制和发展策略》[J],《理论学刊》2013年第5期。
- [22] 李海舰、田跃新、李文杰:《互联网思维与传统企业再造》[J],《中国工业经济》2014年第10期。
- [23] 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年第11期。
- [24] 孙叶飞、夏青、周敏:《新型城镇化发展与产业结构变迁的经济增长效应》[J],《数量经济技术经济研究》2016年第11期。
- [25] 王可、李连燕:《“互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究》[J],《数量经济技术经济研究》2018年第6期。
- [26] 王小鲁:《中国城市化路径与城市规模的经济学分析》[J],《经济研究》2010年第10期。
- [27] 肖静华、谢康、吴瑶、廖雪华:《从面向合作伙伴到面向消费者的供应链转型——电商企业供应链双案例研究》[J],《管理世界》2015年第4期。
- [28] 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年第4期。
- [29] 郑湛、徐绪松、赵伟、马海超、陈达:《面向互联网时代的组织架构、运行机制、运作模式研究》[J],《管理学报》2019年第1期。

Internet Development , Urbanization and the Upgrading of China's Industrial Structure

Zuo Pengfei¹ Jiang Qiping¹ Chen Jing²

(1. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

2. Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences)

Research Objectives : To conduct empirical analysis of the relationship between Internet development, urbanization and transformation and upgrading of industrial structure, and reveal the role of urbanization in the process of internet-driven industrial structure transformation and upgrading. **Research Methods** : Based on the panel data of 31 provinces in China from 2003 to 2018, use the system GMM model to analyze the dynamic effects and regional differences of the internet development on the industrial structure transformation and upgrading. Further, select the level of urbanization as the threshold variable and use the threshold effect model to demonstrate the non-linear relationship between the development of the Internet and the transformation and upgrading of the industrial structure. **Research Findings** : Internet development has a positive and sustainable role in promoting the transformation and upgrading of the industrial structure. The development of the internet continues to promote the rationalization of the industrial structure, but it has an inverted “U” relationship with the high degree of the industrial structure. The integrated development of the internet and urbanization can exert a stronger effect on promoting the transformation and upgrading of the industrial structure. At the same time, there is a significant urbanization threshold effect for the development of the internet to promote the transformation and upgrading of the industrial structure. Specifically, there is a double threshold for the high-level industrial structure effect of the internet development, and a single threshold for the rationalization effect of the industrial structure. **Research Innovations** : The impact of internet development on the transformation and upgrading of industrial structure is discussed from the perspective of urbanization. **Research Value** : Provide scientific decision-making basis for the realization of industrial structure transformation and upgrading from the perspective of internet development and urbanization.

Key Words : Internet Development; Urbanization; Transformation and Upgrading of Industrial Structure; Threshold Effect

JEL Classification : L16

(责任编辑: 王喜峰)