

# 互联网对我国经济发展影响的区域差异比较研究

李晓钟,王 欢

(杭州电子科技大学 经济学院,浙江 杭州 310018)

**摘 要:**本文从基础设施、产业技术、知识支撑以及应用消费四个维度构建互联网发展水平评价的指标体系并估算我国各地区的互联网发展水平;利用省级面板数据实证分析互联网发展水平对区域经济发展的影响。研究发现,我国各地区互联网发展水平从 2006 年到 2016 年都呈上升态势,互联网发展水平对技术创新能力、经济增长水平都具有促进作用效应,且存在着区域差异。互联网发展水平对东部地区的促进作用效应明显高于中西部地区。互联网发展水平对东部和中西部地区技术能力和经济增长水平的影响都存在着门槛效应,且东部地区的门槛值和对应的影响系数都大于中西部地区。论文分析了原因并探讨了对策建议,以期为我国政府相关部门决策提供有益的思路。

**关键词:**互联网发展水平;技术创新;经济增长;网络效应;门槛效应

**中图分类号:**F49      **文献标识码:**A      **文章编号:**1005-0566(2020)12-0022-11

## A Comparative Study on the Regional Differences of the Effect of Internet on China's Economic Development

LI Xiao-zhong, WANG Huan

(School of Economics, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** This paper constructs the Internet development level index system from four dimensions of infrastructure, industrial technology, knowledge support and application consumption, and estimates the Internet development level of each region in China. It analyzes the impact of Internet development level on regional economic development by using of provincial panel data. The results show that the development level of internet in all regions of China is on the rise from 2006 to 2016. The development level of internet has a promoting effect on technological innovation ability and economic growth level, and there are regional differences. The promotion effect of internet development level on the eastern region is significantly higher than that of the central and western regions. The internet development level has a threshold effect on the technological innovation ability and economic growth level of the eastern and central western regions, and the threshold value and corresponding impact coefficient in the eastern region are greater than those in the central and western regions. Finally, the paper analyzes the reasons and discusses the countermeasures and suggestions, in order to provide useful ideas for the decision-making of the relevant departments of our government.

**Key words:** Internet development level; technological innovation; economic growth; network effect; threshold effect

收稿日期:2020-01-29      修回日期:2020-05-06

基金项目:国家社科基金重大项目“互联网融合产业经济理论与政策研究”(17ZDA054)。

作者简介:李晓钟(1964—),女,江苏无锡人,博士、博士后,杭州电子科技大学经济学院院长、教授、博士生导师,智慧产业研究所所长。研究方向:信息经济与产业发展。

## 一、引言

近年来,随着信息技术的快速发展,互联网已经成为新常态下驱动我国经济发展的新动能。我国互联网基础设施建设逐步完善,2006—2018年域名数、互联网宽带接入端口以及网络国际出口带宽的年均增长率分别为20.35%、34.74%和24.12%,年均增长率都超过20%。我国互联网人数从2006年的1.37亿人增加到2018年的8.29亿人,年均增长率为16.19%;互联网普及率从2006年10.42%增加到2018年的59.6%;网站数从2006年的84.3万个增加到2018年的543万个。互联网产业呈现井喷式扩张,2018年互联网和相关服务业企业法人数量12万户,全年营业收入1.7万亿元,互联网和相关服务业已成为国民经济发展中增长速度最快的行业之一<sup>①</sup>。可见,互联网的快速发展为我国经济增长提供了新动力、增添了新活力。

目前,互联网对区域经济发展的影响已成为国内外学者研究的主题,研究成果可以分为三个方面。其一,互联网能否促进经济发展。张旭亮等(2017)<sup>[1]</sup>、谭松涛等(2016)<sup>[2]</sup>、罗珉和李亮宇(2015)<sup>[3]</sup>、Bygstad(2010)<sup>[4]</sup>、Karsten Lensing等(2018)<sup>[5]</sup>认为互联网这一颠覆性技术,对生产系统带来新的变革,同时加快业务创新,使得企业能够在日益动荡的市场中保持竞争力。张娜娜等(2014)<sup>[6]</sup>、赵振(2015)<sup>[7]</sup>、杨德明和刘泳文(2018)<sup>[8]</sup>、王金杰等(2018)<sup>[9]</sup>、张伯旭和李辉(2017)<sup>[10]</sup>认为互联网带来技术创新,推动了互联网与实体经济的深度融合,从而具有更强的报酬递增效应和更强的创新能力。Massimo等(2012)<sup>[11]</sup>以人口样本实证分析了接入宽带互联网技术对中小型企业生产率的积极影响。Benjamin等(2016)<sup>[12]</sup>利用随机生产前沿(SFA)的方法,测算经合组织(OECD)中的12个国家的IT产出绩效,发现在2000年到2011年IT服务行业生产率增长了7.4%。Esteban Alfaró Cortes等(2011)<sup>[13]</sup>采用居民互联网技术、企业互联网技术

和电子交易三个变量作为信息技术的指标,发现互联网技术极大地促进了经济的增长。Jiménez等(2014)<sup>[14]</sup>将人口、人力资本、互联网技术纳入柯布一道格拉斯生产函数,结果表明互联网接入对经济增长有显著影响。Salahuddin等(2016)<sup>[15]</sup>研究了互联网使用率对经济增长的影响,结果表明长期来看互联网使用率对于经济增长有显著正向影响。侯汉坡等(2010)<sup>[16]</sup>、李立威等(2013)<sup>[17]</sup>、谢印成等(2015)<sup>[18]</sup>、戴德宝等(2016)<sup>[19]</sup>从不同的角度分析了互联网对经济增长的作用,基本认同互联网对经济发展存在促进作用效应。其二,互联网对经济发展的促进作用是否存在地区差异。张灿(2017)<sup>[20]</sup>认为由于区域间互联网发展水平的差异,互联网发展对东部地区经济增长的促进作用大于中西部地区。金春枝等(2016)<sup>[21]</sup>研究认为我国东中西部省份和城乡之间互联网使用者规模和普及率均存在着差异。汪明峰等(2011)<sup>[22]</sup>指出东、中、西三大区域互联网用户增长存在着较为显著的俱乐部收敛趋势,收敛速度则表现为东部慢于中部,中部慢于西部。邱娟等(2010)<sup>[23]</sup>认为互联网省际发展存在极大的地域集中性,同时,城乡之间也存在着明显的数字鸿沟。其三,互联网对经济发展的促进作用是否存在门槛效应。Roller等(2011)<sup>[24]</sup>进一步利用OECD国家面板数据研究了网络效应问题,发现固定电话普及率超过临界值后对经济增长的作用变得更大。郭家堂等(2016)<sup>[25]</sup>发现互联网对属于技术进步推动型的中国全要素生产率有着显著的促进作用,但由于存在显著的网络效应特征,互联网对中国全要素生产率的促进作用是非线性的。张家平等(2018)<sup>[26]</sup>提出ICT和经济增长的非线性关系。

综上所述,国内外学者围绕互联网对地区经济发展影响的研究已取得了一些有意义的研究结论,为后期的深入研究奠定了良好的基础。但是,我国互联网对经济发展的区域差异以及门槛效应等尚待进一步深入研究,本文拟对此进行深入探

① 文兼武:我国信息技术产业蓬勃发展,动力强劲。http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjtd/202001.

索。本文与以往研究的不同至少有三:一是拟通过构建互联网发展水平评价的指标体系,估算我国各地区的互联网发展水平;二是拟构建模型比较研究互联网发展水平对我国经济发展影响的区域差异;三是拟通过构建门槛效应模型,研究互联网发展水平对区域经济发展的非线性影响效应,并探讨对策建议,以期政府相关部门决策提供依据。

## 二、互联网发展水平评价的指标体系构建与估算

### (一) 互联网发展水平评价的指标体系构建

互联网发展水平的评价是国内外学者关注的热点,但尚没有官方的统一标准。目前,国内学者对互联网发展水平衡量的指标大致可以分为三类,其一,用互联网普及率(如贺娅萍等 2019<sup>[27]</sup>;常青等 2018<sup>[28]</sup>;汪东芳等 2019<sup>[29]</sup>;刘姿均等 2016<sup>[30]</sup>;李立威等 2013<sup>[17]</sup>)或用互联网普及率和移动电话普及率两个指标(张灿,2017<sup>[20]</sup>;张家平等,2018<sup>[26]</sup>)来衡量互联网发展的水平。其二,以网站、网民等作为互联网发展水平的衡量指标,如张旭亮等(2017)<sup>[1]</sup>利用网页数来衡量互联网发展的水平;俞立平(2006)<sup>[31]</sup>利用网站和网民两个指标来衡量互联网发展的水平;孙中伟等(2010)<sup>[32]</sup>以 CN 域名和网民作为互联网资源的衡量指标;郭家堂等(2017)<sup>[25]</sup>、胡俊(2019)<sup>[33]</sup>将各地区的网站数量除以该地区的法人单位数量作为衡量地区互联网发展水平的指标。其三,构建互联网指标体系,如邱娟等(2010)<sup>[23]</sup>从区域经济发展水平、区域科技文化水平、区域对外开放程度、区域信息基础设施发展水平、区域非农化水平以及地理区位特征构建互联网时空差异指标体系;韩先锋等(2019)<sup>[34]</sup>从互联网普及、互联网基础设施、互联网信息资源、互联网商务应用以及互联网发展环境等五个方面构建互联网发展水平的指标体系;黄群慧等(2019)<sup>[35]</sup>则选择互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出和移动互联网用户数四个维度构建衡量互联网发展水平的指标体系。

为全面和客观地反映我国互联网发展的真实

水平,本文在学者们前期研究的基础上,参考《中国信息化发展指数统计监测年度报告》,并考虑到数据的可得性,构建包含基础设施、产业技术、知识支撑以及应用消费 4 个一级指标、7 个二级指标和 13 个三级指标组成的互联网发展水平评价指标体系,如表 1 所示。相关数据来源于《中国高技术产业统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

表 1 互联网发展水平评价的指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
基础设施	电信通信通信能力	每百人互联网宽带接入端口数 网站数/法人数量
	电信通信服务水平	移动电话普及率(部/百人) 互联网普及率(%)
	产业技术	产业规模 电子信息产业产值(万元) 软件和信息技术服务业占 GDP 比值(%)
知识支撑	技术水平	万人授权的专利数(件/万人)
	人力投入	每万人 R&D 人数(人/万人) 高中及以上平均受教育年限
	经费投入	研发经费占比(%)
应用消费	居民、企业消费情况	人均电信业务量(元/人) 人均邮政业务量(元/人) 技术市场成交额占 GDP 比重(%)

### (二) 互联网发展水平的估算

由于西藏、青海省部分数据缺失,本文选择我国除港、澳、台地区之外的 29 个省市自治区作为研究对象,利用 SPSS20.0 统计分析软件,对我国 29 个省市自治区 2006—2016 的互联网发展水平进行因子分析。为了消除由于量纲不同可能引起的不利影响,对原始数据进行标准化处理。为了检验数据是否适合进行主成分分析,本文对主成分分析的数据进行 KMO 检验和 Bartlett 球形检验,结果如表 2 所示,KMO 为 0.782,大于 0.7,且 Sig 小于 0.05,表明数据支持主成分分析。同时,按照特征值大于 1 的原则,提取 3 个公因子,累计方差贡献率为 84.970%,故提取 3 个公共因子,就可以反映原变量 84.970% 的方差,如表 3 所示。

表 2 KMO 检验和 Bartlett 检验

取样足够多的 Kaiser-Meyer-Olkin 度量	0.782
Bartlett 的球形度检验近似卡方	495.446
df	78
Sig	0.000



表3 解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	特征值	方差的 %	累计%	特征值	方差的 %	累计%	特征值	方差的 %	累计%
1	7.864	60.493	60.493	7.864	60.493	60.493	7.644	58.799	58.799
2	1.996	15.126	75.619	1.966	15.126	75.619	1.974	15.186	73.985
3	1.216	9.350	84.970	1.216	9.350	84.970	1.428	10.985	84.970
4	0.688	5.291	90.261						
5	0.433	3.333	93.594						
6	0.322	2.473	96.068						
7	0.180	1.381	97.449						
8	0.138	1.065	98.514						
9	0.100	0.769	99.283						
10	0.040	0.311	99.594						
11	0.022	0.173	99.766						
12	0.015	0.119	99.885						
13	0.015	0.115	100.00						

本文进一步以主成分的方差贡献率为权重,对该指标在各主成分线性组合中的系数的加权平均的归一化,利用主成分分析方法计算指标权重。

首先,计算线性组合中的系数,计算公式为:

$$U_i^j = \frac{F_i^j}{\mu^j} \quad (1)$$

上式中, $U_i^j$ 为第*i*个指标第*j*成分对应的线性组合中的系数, $F_i^j$ 为第*i*个指标第*j*成分对应的成分矩阵值, $\mu^j$ 为第*j*成分特征值的平方根; $i=1,2,3 \dots 13, j=1,2,3$ 。计算结果如下:

$$F1 = 0.2999X_1 + 0.3003X_2 + 0.0760X_3 + 0.3348X_4 + 0.3142X_5 + 0.3274X_6 + 0.3149X_7 + 0.2614X_8 + 0.3363X_9 + 0.0043X_{10} + 0.0528X_{11} + 0.3181X_{12} + 0.3338X_{13} \quad (2)$$

$$F2 = -0.0585X_1 + 0.0036X_2 - 0.0920X_3 - 0.0442X_4 + 0.0214X_5 + 0.0114X_6 - 0.0242X_7 - 0.0599X_8 - 0.0050X_9 + 0.7032X_{10} + 0.6975X_{11} + 0.0271X_{12} + 0.0128X_{13} \quad (3)$$

$$F3 = 0.2467X_1 + 0.0127X_2 + 0.8035X_3 + 0.1524X_4 + 0.0889X_5 - 0.2730X_6 + 0.2185X_7 - 0.2585X_8 - 0.1324X_9 + 0.0490X_{10} + 0.0825X_{11} - 0.2022X_{12} - 0.0762X_{13} \quad (4)$$

上式中, $X_1, X_2, \dots, X_{13}$ 分别表示表1的13个三级指标。

其次,根据线性组合中的系数以及主成分的方差计算综合得分模型中的系数,具体计算公式为:

$$Q_i = \frac{U_i^1 * R^1 + U_i^2 * R^2 + U_i^3 * R^3}{R^1 + R^2 + R^3} \quad (5)$$

上式中, $Q_i$ 为综合得分模型中的系数, $U_i^1, U_i^2$ 和 $U_i^3$ 分别为第*i*个指标在成分1、2和3中线性组合中的系数, $R^1, R^2$ 和 $R^3$ 分别为第1、2和3主成分的方差。

由此得到综合得分模型:

$$Y = 0.2302X_1 + 0.2158X_2 + 0.1261X_3 + 0.2473X_4 + 0.2373X_5 + 0.2051X_6 + 0.2439X_7 + 0.1470X_8 + 0.2239X_9 + 0.1336X_{10} + 0.1708X_{11} + 0.2090X_{12} + 0.2315X_{13} \quad (6)$$

最后,将各指标进行归一化处理,计算各个因子所占的权重( $W_i$ ):

$$W_i = \frac{Q_i}{\sum Q_i} \quad (7)$$

我国及各个地区的互联网发展水平的计算公式为:

$$HLW = \sum_{i=1}^n w_i y_i \quad (8)$$

上式中,HLW代表互联网发展水平, $w_i$ 代表第*i*个指标的权重, $y_i$ 代表第*i*个指标的标准化数值。

利用我国各地区的相关数据对式(8)进行估算,结果如表4所示。由表4可知,我国和各个地区总体上互联网发展水平都呈上升态势,在2016年互联网发展水平最快的6个地区分别是:北京、上海、浙江、广东、天津和江苏;总体上东部地区发展较快,中西部地区发展较慢。

### 三、互联网对我国经济发展影响的模型选择与数据说明

#### (一)模型选择

本文利用生产函数来估算互联网对我国区域经济发展的影响效应,如式(9)所示。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (9)$$

上式中, $Y_t$ 表示第*t*年的产出, $K_t$ 和 $L_t$ 分别表示第*t*年资本投入和劳动投入, $\alpha, \beta$ 分别表示资本和劳动的产出弹性, $A$ 为综合技术水平。由于综合技术水平受互联网发展水平和研发强度的影响,故将互联网发展水平和研发强度纳入模型中;考虑到民营经济活跃度、城镇化水平、对外贸易依存度对区域经济的发展也有一定的影响,故将其纳入模型中。为了全面分析互联网对我国地区经济

表 4 2006—2016 我国及 29 个省市自治区互联网发展水平

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
全国	0.1901	0.2584	0.2600	0.2600	0.2691	0.2742	0.2779	0.3062	0.3137	0.3228	0.3710
北京	0.7749	0.8253	0.8389	0.8402	0.8429	0.8509	0.8534	0.8596	0.8853	0.8865	0.9040
天津	0.2915	0.3029	0.3111	0.3129	0.3249	0.3283	0.3290	0.3391	0.3431	0.3579	0.3748
河北	0.0831	0.0869	0.0919	0.0932	0.1020	0.1104	0.1169	0.1173	0.1259	0.1261	0.1296
山西	0.0819	0.0927	0.0980	0.0984	0.0996	0.1075	0.1142	0.1206	0.1223	0.1238	0.1257
内蒙古	0.0677	0.0758	0.0829	0.1001	0.1009	0.1035	0.1086	0.1130	0.1157	0.1166	0.1323
辽宁	0.1663	0.1829	0.1854	0.1895	0.2039	0.2070	0.2159	0.2262	0.2266	0.2273	0.2460
吉林	0.0822	0.1017	0.1047	0.1058	0.1093	0.1198	0.1208	0.1236	0.1352	0.1366	0.1373
黑龙江	0.0723	0.0901	0.0925	0.0969	0.1013	0.1066	0.1078	0.1159	0.1185	0.1317	0.1325
上海	0.5425	0.5534	0.5882	0.5932	0.6033	0.6056	0.6138	0.6253	0.6386	0.6559	0.7130
江苏	0.2379	0.2450	0.2499	0.2803	0.3077	0.3377	0.3445	0.3463	0.3487	0.3637	0.3688
浙江	0.3382	0.3506	0.3578	0.3579	0.3644	0.3863	0.4175	0.4258	0.4606	0.4630	0.5077
安徽	0.0385	0.0418	0.0434	0.0577	0.0732	0.0747	0.0837	0.0873	0.0875	0.0901	0.1078
福建	0.2393	0.2470	0.2489	0.2662	0.2989	0.3113	0.3137	0.3224	0.3429	0.3452	0.3456
江西	0.0339	0.0355	0.0369	0.0384	0.0430	0.0526	0.0561	0.0566	0.0699	0.0712	0.0756
山东	0.1402	0.1511	0.1516	0.1517	0.1537	0.1584	0.1595	0.1624	0.1718	0.1733	0.1750
河南	0.0520	0.0541	0.0581	0.0592	0.0601	0.0604	0.0651	0.0697	0.0747	0.0826	0.0995
湖北	0.1041	0.1121	0.1144	0.1156	0.1168	0.1192	0.1281	0.1302	0.1344	0.1397	0.1503
湖南	0.0583	0.0635	0.0665	0.0667	0.0686	0.0700	0.0753	0.0795	0.0810	0.0844	0.0968
广东	0.3896	0.4043	0.4068	0.4136	0.4174	0.4257	0.4279	0.4492	0.4500	0.4650	0.4749
广西	0.0351	0.0371	0.0378	0.0445	0.0451	0.0456	0.0488	0.0548	0.0549	0.0562	0.0568
海南	0.0901	0.1005	0.1032	0.1088	0.1153	0.1299	0.1300	0.1457	0.1536	0.1559	0.1621
重庆	0.1199	0.1206	0.1229	0.1251	0.1259	0.1343	0.1408	0.1441	0.1503	0.1578	0.2019
四川	0.0808	0.0892	0.1041	0.1161	0.1207	0.1272	0.1272	0.1348	0.1378	0.1566	0.1798
贵州	0.0162	0.0183	0.0194	0.0219	0.0238	0.0279	0.0320	0.0345	0.0361	0.0362	0.0367
云南	0.0252	0.0296	0.0335	0.0364	0.0399	0.0420	0.0454	0.0515	0.0518	0.0547	0.0605
陕西	0.1463	0.1500	0.1566	0.1573	0.1612	0.1621	0.1677	0.1724	0.1740	0.1815	0.2082
甘肃	0.0369	0.0400	0.0416	0.0416	0.0422	0.0424	0.0479	0.0480	0.0495	0.0496	0.0556
宁夏	0.0773	0.0858	0.0881	0.0901	0.0934	0.0939	0.1129	0.1133	0.1181	0.1205	0.1339
新疆	0.0846	0.0849	0.0925	0.0980	0.1031	0.1379	0.1384	0.1448	0.1541	0.1576	0.1756

发展的影响,本文分别从技术创新能力和经济增长水平两个方面进行分析。同时,为消除异方差的影响,对式(9)两边取对数处理,修正后的模型如式(10)和(11)所示。

$$\ln ZL_{i,t} = \beta_{10} + \beta_{11} \ln K_{i,t} + \beta_{12} \ln L_{i,t} + \beta_{13} \ln HLW_{i,t} + \beta_{14} \ln RDI_{i,t} + \beta_{15} \ln PE_{i,t} + \beta_{16} \ln UR_{i,t} + \beta_{17} \ln TRA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$\ln PGDP_{i,t} = \beta_{20} + \beta_{21} \ln K_{i,t} + \beta_{22} \ln L_{i,t} + \beta_{23} \ln HLW_{i,t} + \beta_{24} \ln RDI_{i,t} + \beta_{25} \ln PE_{i,t} + \beta_{26} \ln UR_{i,t} + \beta_{27} \ln TRA_{i,t} - \beta_{28} \ln PEO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

上式中, $ZL_{i,t}$ 、 $PGDP_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年的创新产出和经济产出水平,分别用专利授权数和人均国内生产总值来表示。 $\beta_{10}$ 、 $\beta_{20}$ 为常数; $\beta_{11}$ 、 $\beta_{12}$ 、 $\dots$ 、 $\beta_{17}$ 、 $\beta_{21}$ 、 $\beta_{22}$ 、 $\dots$ 、 $\beta_{28}$ 为系数; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差;*i*为1、2、3、 $\dots$ 、29,分别表示我国29个省市自治区;*t*为2006年、2007年、 $\dots$ 、2016年。 $HLW_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年互联网发展水平,由互联网发展水平评价指标体系估算所得,如表4所示。 $L_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年的

劳动投入,鉴于并非所有的创新产出都只是由统计意义上的研发人员和研发经费创造的,且互联网又具有开放和共享的特质,故式(10)和(11)都用各地区的劳动从业人数来表示。 $RDI_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年的研发强度,即用研发支出占GDP的比重来表示。 $PE_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年民营经济活跃度,用私营企业工业销售总产值占规模以上工业销售产值的比重来表示。 $UR_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年的城镇化水平,用城镇人口占总人口数的比重来表示。 $TRA_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年对外贸易依存度,用进出口总额占GDP的比重来表示。 $PEO_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年总人数。 $K_{i,t}$ 为*i*地区第*t*年资本投入,采用永续盘存法进行估算,具体公式如式(12)所示。

$$K_{i,t} = K_{i,t-1} (1 - \delta_{i,t}) + I_{i,t} / P_{i,t} \quad (12)$$

上式中,*i*代表地区,*t*代表年份,*K*代表实际的资本存量,*I*代表固定资产投资总额(当年价),*P*为固定资产投资价格指数; $\delta$ 为折旧率,借鉴单豪杰(2008)<sup>[36]</sup>的做法,折旧率选取10.96%。

为进一步测算互联网发展水平对地区经济发展的网络效应,本文利用 Hansen(1999)<sup>[37]</sup>提出的非动态面板门槛模型,构造模型如式(13)和(14)所示。

$$\ln ZL_{i,t} = \beta_{30} + \beta_{31} \ln K_{i,t} + \beta_{32} \ln L_{i,t} + \beta_{33} \ln HLW_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \beta_{34} \ln HLW_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + \beta_{35} \ln RDI_{i,t} + \beta_{36} \ln PE_{i,t} + \beta_{37} \ln UR_{i,t} + \beta_{38} \ln TRA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$\ln PGDP_{i,t} = \beta_{40} + \beta_{41} \ln K_{i,t} + \beta_{42} \ln L_{i,t} + \beta_{43} \ln HLW_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \beta_{44} \ln HLW_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + \beta_{45} \ln RDI_{i,t} + \beta_{46} \ln PE_{i,t} + \beta_{47} \ln UR_{i,t} + \beta_{48} \ln TRA_{i,t} + \beta_{49} \ln PEO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

上式中, $I(\cdot)$ 为指示函数,当括号内的条件满足时取1,否则取0; $q_{i,t}$ 为门槛变量,本文选取互联网发展水平作为门槛变量, $\gamma$ 为特定的门槛值; $\beta_{30}$ 、 $\beta_{40}$ 为常数; $\beta_{31}$ 、 $\beta_{32}$ 、 $\dots$ 、 $\beta_{38}$ 、 $\beta_{41}$ 、 $\beta_{42}$ 、 $\dots$ 、 $\beta_{49}$ 为系数;其他控制变量的含义同上。式(13)和(14)仅假设存在一个门槛的模型,可根据实际情况扩展为双重或多重门槛模型。

## (二)数据说明

本文选取我国29个省市自治区2006—2016年的相关数据。其中,人均GDP、专利授权数、劳动力就业人数、民营经济活跃度和对外贸易依存度的数据来源于2005—2017年《中国统计年鉴》;互联网发展水平根据主成分分析法估算得到,如表4所示;研发强度数据来源于《中国科技统计年鉴》;城镇化水平来源于《中国人口和就业统计年鉴》。主要变量的描述性统计情况如表5所示。

表5 变量的描述统计

变量	含义	观察个数	均值	标准偏差	最小值	最大值
PGDP	人均国内生产总值	319	2.6886	1.6716	0.1018	8.9392
ZL	专利授权数	319	30157.35	49475.83	248	269944
K	资本存量	319	47694.55	40570.41	2535.184	237765.2
L	劳动力	319	2566.392	1546.717	303.9	6726
HLW	互联网发展水平	319	0.1889	0.1856	0.0162	0.9040
RDI	研发强度	319	1.4493	1.0559	0.1971	6.0137
PE	民营经济活跃度	319	25.7582	12.2782	2.8594	56.7451
UR	城镇化水平	319	53.2102	13.9414	27.4526	89.6066
TRA	对外贸易依存度	319	0.4874	0.5456	0.0592	2.5424
PEO	人数	319	4586.922	2614.701	604	10999

数据来源:作者根据 Stata15.0 软件整理得到。

## 四、互联网对我国经济发展影响的实证结果与分析

### (一)基本影响结果分析

利用 Stata15.0 软件对模型(10)和(11)进行实证分析,同时考虑到互联网对地区影响存在差异,将全国29个省市自治区分为东、中西两个子样本分别进行分析<sup>①</sup>,实证结果如表6所示。根据豪斯曼检验的结果,两个模型的P值都近乎接近0,故选择固定效应模型(FE)。

表6 互联网发展水平对专利授权数和人均国内生产总值的影响

	专利授权数			人均国内生产总值		
	全国	东部	中西部	全国	东部	中西部
c	-16.34*** (-6.34)	-26.18*** (-6.15)	-12.73*** (-3.69)	-10.12*** (-5.86)	-13.61*** (-4.98)	5.38** (2.44)
lnK	0.41*** (5.13)	0.27** (1.77)	0.56*** (4.54)	0.17*** (4.98)	0.22*** (3.11)	0.35*** (10.29)
lnL	0.98*** (3.67)	2.26*** (5.57)	0.68* (1.85)	0.41*** (3.24)	0.65*** (2.66)	0.50*** (4.36)
lnHLW	4.40*** (4.84)	5.50*** (5.14)	2.78* (1.77)	0.80** (2.10)	1.76*** (3.38)	1.57*** (3.05)
lnRDI	0.13* (1.67)	0.82*** (3.30)	0.13 (0.88)	0.14*** (2.78)	0.38*** (6.25)	0.11*** (3.29)
lnPE	0.38*** (3.43)	0.45*** (2.41)	0.36*** (3.00)	0.27*** (8.00)	0.79*** (6.61)	0.07* (1.81)
lnUR	3.15*** (7.66)	4.61*** (6.37)	2.48*** (4.10)	1.16*** (6.63)	1.27*** (3.50)	0.69*** (4.15)
lnTRA	0.16*** (2.74)	0.24* (1.73)	0.18*** (2.85)	0.13*** (5.40)	0.16*** (2.29)	0.07*** (3.77)
lnPEO				0.08 (0.38)	0.63*** (1.99)	-1.87*** (5.78)
R <sup>2</sup>	0.9194	0.9217	0.9303	0.9233	0.8886	0.9726
F	44.12	47.17	35.09	529.90	549.01	333.25
Hausman	0.0000	0.0000	0.0000	0.0496	0.0500	0.0019

注:\*,\*\*、\*\*\*代表在10%、5%、1%水平上显著,FE代表固定效应模型,括号内为变量的T值。

由表6可知,互联网发展水平提高对专利授权数的促进作用存在着明显的区域差异,互联网发展水平对东部的作用效应系数为5.50,而对中西部的作用效应系数仅为2.78,原因在于中西部地区网络基础设施和互联网人才等较东部地区弱,互联网发展环境有待提高,从而在一定程度上削弱了互联网发展水平对中西部地区技术创新能力的积极影响。同时,研发强度、民营经济活跃度、城镇化水平以及对外贸易依存度等对东部地区技术创新能力提升的促进作用效应也都大于中西部,主要原因在于东部地区在地理位置、基础设施建设、经济发展水平、人力资本、教育水平等方面

① 东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省(市),中西部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆。



都显著强于中西部地区。

互联网发展水平提高对人均国内生产总值也具有显著的促进作用,但存在着明显的区域差异,如表 6 所示,互联网发展水平对东部的促进作用系数为 1.76,对中西部的系数为 1.57,故互联网发展水平对东部地区的促进作用效应大于中西部地区。研发强度、民营经济活跃度、城镇化水平和对外贸易依存度对东部、中西部地区的人均国内生产总值的影响也存在区域差异性,东部地区系数明显高于中西部地区。互联网发展水平对东部地区经济增长的促进作用效应高于中西部地区,究其主要原因就是互联网发展水平对东中西部地区技术创新能力提升促进作用效应的差异。

### (二) 门槛效应分析

门槛回归模型有两个基本的假设需要检验:一是门槛效果是否显著的检验,二是门槛估计值是否等于其真实值的检验。具体来讲,对于第一个检验依次按不存在门槛、存在一个门槛、存在两个门槛、存在 3 个门槛来展开;门槛效应存在性的原假设为  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ ,构造统计量:

$$F = \frac{[S_0 - S_n(\gamma)]}{\sigma^2} \quad (15)$$

上式中,  $S_0$ 、 $S_n(\gamma)$  分别是无门槛和有门槛情况下的残差平方和,  $\sigma^2$  为有门槛情况下的估计残差的方差。因为原假设的门槛值是暂未识别的,并且 F 具有非标准渐进分布的,所以在 F 统计量的临界值上使用 bootstrap 来测试阈值效应是十分重要的。

对于第二个检验的原假设是:  $\gamma = \gamma_0$ , 然后计算相应的似然比检验统计量  $LR(\gamma)$ , 当  $LR(\gamma) \leq -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$  时不能拒绝原假设, 其中,  $\alpha$  为显著性水平, 本文取 5%, 则对应的 LR 的临界值为 7.35。

#### 1. 互联网发展水平对技术创新能力的门槛效应

以互联网发展水平为门槛变量, 专利授权数为被解释变量, 利用我国东中西部地区相关数据对式(13)进行实证分析。由表 7 和表 8 可知, 不

论是东部地区还是中西部地区, 都通过了门槛的显著性检验, 东部地区存在单一门槛且在 1% 的水平上显著。中西部地区存在双重门槛, 双重门槛在 10% 是水平上显著。东部地区对应的门槛值为 0.8429, 中西部地区对应的门槛值分别为 0.0434 和 0.0634, 东部地区的门槛值远高于中西部地区。由表 9 可知, 对于东部地区而言, 存在单一门槛效应, 当  $\ln HLW \leq 0.8429$  时, 互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 4.52; 当  $\ln HLW > 0.8429$  时, 互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 5.35。对于中西部地区而言, 存在双重门槛效应, 当  $\ln HLW \leq 0.0434$  时, 互联网发展水平对专利授权数的影响不显著; 当  $0.0434 < \ln HLW \leq 0.0634$  时, 互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 2.31; 当  $\ln HLW > 0.0634$  时, 互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 3.27。东中西部地区的研究结论都表明, 互联网发展水平越高, 互联网发展水平对技术创新的作用效应越强。东部地区门槛值高于中西部, 对专利授权数的影响系数也高于中西部地区。由表 10 可知, 东部地区大部分地区还没有达到门槛值 (0.8429), 到 2016 年, 仅北京的互联网发展水平超过 0.8429, 东部其他地区尚需努力。中西部地区内部省市自治区发展也存在差异性, 如贵州互联网发展比较缓慢, 发展水平仅处于第一个门槛值 (0.0434) 以下, 难以发挥互联网的促进作用。广西、云南和甘肃的互联网发展水平介于第一个门槛值和第二个门槛值之间, 一定程度上制约了互联网对技术创新能力提升的促进作用效应的发挥。

表 7 对东部地区专利授权数的门槛效果检验

因变量	核心解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	10%	5%	1%
lnZL	lnHLW	lnHLW	单一门槛	39.62	0.0100	20.8820	24.5607	32.4270
			双重门槛	27.09	0.8633	89.2583	101.1132	123.9835
门槛估计值结果								
估计值				置信区间				
单一门槛值		0.8429		[0.7130, 0.8509]				

注: 本文面板数据处理采用 Stata15.0 软件, 门槛回归采用王群勇的 xtpm 命令, P 值为采用“自抽样法”(bootstrap)反复抽样 300 次得到的结果。

表 8 对中西部地区专利授权数的门槛效果检验

因变量	核心解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	10%	5%	1%
lnZL	lnHLW	lnHLW	单一门槛	29.34	0.0433	21.3910	28.1993	36.0645
			双重门槛	18.14	0.0833	17.5167	20.6368	30.7184
			三重门槛	7.30	0.7300	28.7541	34.4833	45.4408
门槛估计值结果								
估计值				置信区间				
单一门槛值		0.0515		[0.0463,0.0520]				
双重门槛值		0.0434		[0.0430,0.0581]				
		0.0634		[0.0634,0.0686]				

注:本文面板数据处理采用 Stata15.0 软件,门槛回归采用王群勇的 xtptm 命令,P 值为采用“自抽样法”(bootstrap)反复抽样 300 次得到的结果。

表 9 互联网发展水平对我国东中西部地区专利授权数的影响

变量	东部		变量	中西部	
	系数	T 值		系数	T 值
c	-22.70***	-6.12	c	-13.07***	-4.16
lnK	0.20	1.61	lnK	0.42***	3.75
lnL	0.18***	4.90	lnL	0.66**	1.99
lnRDI	0.92***	4.32	lnRDI	-0.15	-1.08
lnPE	0.13	1.18	lnPE	0.49***	4.41
lnUR	4.56***	7.32	lnUR	2.89***	5.24
lnTRA	0.24**	2.04	lnTRA	0.17***	2.92
lnHLW (lnHLW ≤ 0.8429)	4.52***	4.83	lnHLW (lnHLW ≤ 0.0434)	1.01	0.89
lnHLW (lnHLW > 0.8429)	5.35***	5.80	lnHLW (0.0434 < lnHLW ≤ 0.0634)	2.31*	1.97
			lnHLW (lnHLW > 0.0634)	3.27*	1.91
R <sup>2</sup>	0.9425		R <sup>2</sup>	0.9446	
F	65.90		F	46.22	

注:\*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 10 我国东、中西部不同门槛值的互联网发展水平分布 (对专利授权数)

	门限值	2006		2016	
		东部	中西部	东部	中西部
东部	lnHLW ≤ 0.8429	北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南		天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南	
	lnHLW > 0.8429	无		北京	
中西部	lnHLW ≤ 0.0434	安徽、江西、广西、贵州、云南、甘肃		贵州	
	0.0434 < lnHLW ≤ 0.0634	河南、湖南		广西、云南、甘肃	
	lnHLW > 0.0634	山西、内蒙古、吉林、黑龙江、湖北、重庆、四川、陕西、宁夏、新疆		山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、陕西、宁夏、新疆	

## 2. 互联网发展水平对区域经济增长的门槛效应

以互联网发展水平为门槛变量,人均国内生产总值为被解释变量,利用我国东中西部地区相关数据对式(14)进行实证分析。由表 11 和 12 可

知,不论是东部地区还是中西部地区,都通过了门槛的显著性检验,东部、中西部对应的门槛值分别为 0.2273、0.2006,东部地区的门槛值高于中西部地区。由表 13 可知,对于东部地区而言,当  $\lnHLW \leq 0.2273$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 2.33;当  $\lnHLW > 0.2273$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 6.18。对于中西部地区而言,当  $\lnHLW \leq 0.2006$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 0.68;当  $\lnHLW > 0.2006$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 3.63。可见,互联网发展水平越高,互联网发展水平对经济增长的促进作用效应越强;且东部地区门槛值高于中西部地区,对人均国内生产总值的影响系数也高于中西部地区。由表 14 可知,东部、中西部内部省市自治区之间互联网发展水平也存在差异性。东部地区在 2016 年,河北、山东、海南地区的互联网发展水平尚处于东部地区的门槛值以下;而中西部地区仅有陕西和重庆的互联网发展水平处于中西部地区的门槛值以上,因而互联网发展水平亟待提高。

表 11 对东部地区人均国内生产总值的门槛效果检验

因变量	核心解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	10%	5%	1%
lnPGDP	lnHLW	lnHLW	单一门槛	126.23	0.0000	33.5478	39.2744	57.6182
			双重门槛	-31.46	1.0000	29.1444	42.5270	77.8803
门槛的估计值结果								
估计值				95% 的置信区间				
单一门槛值		0.2273		[0.2266,0.2379]				

注:本文面板数据处理采用 Stata15.0 软件,门槛回归采用王群勇的 xtptm 命令,P 值为采用“自抽样法”(bootstrap)反复抽样 300 次得到的结果。

表 12 对中西部地区人均国内生产总值的门槛效果检验

因变量	核心解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	10%	5%	1%
lnPGDP	lnHLW	lnHLW	单一门槛	142.61	0.0000	40.2630	51.1879	73.5090
			双重门槛	-72.13	1.0000	47.5433	80.6811	197.2700
门槛的估计值结果								
估计值				95% 的置信区间				
单一门槛值		0.2006		[0.1982,0.2193]				

注:本文面板数据处理采用 Stata15.0 软件,门槛回归采用王群勇的 xtptm 命令,P 值为采用“自抽样法”(bootstrap)反复抽样 300 次得到的结果。



表 13 互联网发展水平对东中西部地区

人均国内生产总值的影响

变量	东部地区		中西部地区	
	系数	T 值	系数	T 值
c	-10.58***	-5.59	c	-8.88***
lnK	0.17***	3.42	lnK	0.23***
lnL	0.16	0.96	lnL	0.09
lnRDI	0.71***	8.65	lnRDI	0.17***
lnPE	0.90***	3.58	lnPE	0.86***
lnUR	-0.03	-0.62	lnUR	0.08***
lnTRA	0.20***	4.50	lnTRA	0.07*
lnPEO	0.84***	3.86		0.31*
lnHLW (HLW ≤ 0.2273)	2.33***	6.20	lnHLW (lnHLW ≤ 0.2006)	0.68**
lnHLW (HLW > 0.2273)	6.18***	11.36	lnHLW (lnHLW > 0.2006)	3.63***
R <sup>2</sup>	0.9481		R <sup>2</sup>	0.9475
F	610.97		F	739.80

注：\*、\*\*、\*\*\* 代表在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 14 东、中西部不同门槛值的互联网发展水平分布

(对人均国内生产总值)

	门限值	2006	2016
东部	lnHLW ≤ 0.2273	河北、辽宁、山东、海南	河北、山东、海南
	lnHLW > 0.2273	北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、广东	北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、广东
中西部	lnHLW ≤ 0.2006	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、陕西、甘肃、宁夏、新疆	山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、甘肃、宁夏、新疆
	lnHLW > 0.2006	无	重庆、陕西

## 五、结论与对策建议

本文通过构建互联网发展水平指标体系,估算了我国互联网发展水平;通过构建模型,实证分析了互联网发展水平对我国技术创新能力和经济发展水平的影响。实证结果表明,(1)我国各地区互联网发展水平从 2006—2016 年都呈上升态势,在 2016 年互联网发展水平最快的 6 个地区分别是:北京、上海、浙江、广东、天津和江苏;总体上东部地区发展较快,中西部地区发展较慢。(2)互联网发展水平对技术创新能力、经济增长水平具有促进作用效应,且存在着区域差异。互联网发展水平对东部地区的促进作用效应明显高于中西部地区。(3)互联网发展水平对东部和中西部地区专利授权数的影响存在着门槛效用。东部地区对应的门槛值为 0.8429,即当  $\ln HLW \leq 0.8429$  时,互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 4.52;当  $\ln HLW > 0.8429$  时,互联网发展水平对专

利授权数的促进作用系数为 5.35。中西部地区对应的门槛值为 0.0434 和 0.0634,当  $\ln HLW \leq 0.0434$  时,互联网发展水平对专利授权数的影响不显著;当  $0.0434 < \ln HLW \leq 0.0634$  时,互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 2.31;当  $\ln HLW > 0.0634$  时,互联网发展水平对专利授权数的促进作用系数为 3.27。可见,互联网发展水平越高,互联网发展水平对技术创新能力的促进作用效应越强;东部地区门槛值高于中西部地区,对专利授权数的影响系数也高于中西部地区。(4)互联网发展水平对东部和中西部地区人均国内生产总值的影响存在门槛效应。东部、中西部对应的门槛值分别为 0.2273 和 0.2006,对于东部地区而言,当  $\ln HLW \leq 0.2273$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 2.33;当  $\ln HLW > 0.2273$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 6.18。对于中西部地区而言,当  $\ln HLW \leq 0.2006$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 0.68;当  $\ln HLW > 0.2006$  时,互联网发展水平对人均国内生产总值的促进作用系数为 3.63。即互联网发展水平越高,互联网对经济增长的促进作用越高,且东部地区的门槛值和对应的影响系数都大于中西部地区。而互联网发展水平对东部地区经济增长的促进作用效应高于中西部地区,究其主要原因就是互联网发展水平对东中西部地区技术创新能力提升促进作用效应的差异。(5)门槛模型实证结论表明,对于技术创新能力,东部地区存在单一门槛效应,但在 2016 年,仅北京互联网发展水平达到门槛值,东部地区其他地区还没有达到;中西部地区存在双重门槛效应,且区域间也存在较大差异性,贵州互联网发展水平仅处于第一个门槛值以下,广西、云南和甘肃的互联网发展水平介于第一个门槛值和第二个门槛值之间,一定程度上制约了互联网对技术创新能力提升的促进作用效应的发挥。对于经济增长水平,东中西部地区都存在单一门槛效应,在 2016 年,河北、山东、海南地区的互联网发展水平尚处于东部地区的门槛值以下;而中西部地区仅有陕西和重庆的互联网发展水平

处于中西部地区的门槛值以上,因而互联网发展水平亟待提高。

为了更好地发挥互联网作为经济新动能的重要作用,我国地方政府应进一步因地制宜,继续提高互联网发展水平,努力扩大互联网对区域经济发展的促进作用效应,从而推动区域经济更好更快地发展。具体来讲:(1)加大互联网基础设施的建设力度。加大对物联网、移动互联网、宽带等设施建设投入,提高互联网普及率,增加网络接入端口数量,进一步完善互联网基础设施建设,不断缩小东中西部地区互联网发展水平的差距。(2)不断提高互联网技术的自主创新能力。加大互联网核心技术创新投入的力度,发挥财政扶持资金的引导作用,积极引导和支持有条件的企业开展战略性关键技术和重点产品的研究开发,加强关键信息基础设施安全保障,不断完善网络治理体系。(3)加强互联网与传统产业的融合发展。互联网不仅是个新兴行业,而且“互联网+”传统产业,可带动生产模式和组织方式变革,催生网络化、智能化、服务化、协同化的产业发展新形态,从而推动传统产业转型升级,因而政府要积极引导和推进互联网的推广和应用,并使之成为各地区转变经济发展方式、实现产业结构优化升级的重要途径。(4)加强互联网人才的培养和引进。为弥补互联网人才的缺口,我国应多措并举,全方位构建互联网人才培养体系。一方面政府应积极鼓励高校根据“互联网+”融合发展需求和学校实际办学能力设置相关专业,加快互联网相关专业人才培养;另一方面,各级政府和相关企业也可采用购买服务等方式,聘请相关研究机构和专家开展“互联网+”基础知识和应用培训。此外,我国可通过进一步完善人才引进机制,聚天下英才而用之,为互联网发展提供有力的人才支撑。(5)实施动态化、差异化的区域互联网发展战略。研究结论表明,互联网对东部、中西部的门槛效应是不同的,且东中西部地区内部省市自治区的互联网发展水平也有所差异。因此,各地区政府应根据各地的资源禀赋和互联网发展的实际情况,采取切实有效的措施,不断提高互联网发展水平,并注重互联网与其他产

业的融合发展。同时,由于中西部的门槛值相较于东部地区的低,故中西部地区提升空间较大,并可从互联网发展水平提高中获得更多的红利。因此,中西部地区可以利用互联网开放平台整合全国乃至全球范围内的产业链资源,突破产业发展的资源瓶颈、路径依赖与成长周期,加快发展大数据、物联网、云计算、移动互联网等新兴产业,把中西部地区的后发优势尽快转化为产业优势和发展优势,从而更好地推动我国东中西部地区协调发展。

#### 参考文献:

- [1]张旭亮,史晋川,李仙德,等. 互联网对中国区域创新的作用机理与效应[J]. 经济地理,2017,37(12):129-137.
- [2]谭松涛,阚铎,崔小勇. 互联网沟通能够改善市场信息效率吗?——基于深交所“互动易”网络平台的研究[J]. 金融研究,2016(3):174-188.
- [3]罗珉,李亮宇. 互联网时代的商业模式创新:价值创造视角[J]. 中国工业经济,2015(1):95-107.
- [4]BYGSTAD B. Generative mechanisms for innovation in information infrastructures[J]. Information and Organization, 2010,20(4):156-168.
- [5]KARSTEN LENSING,JOACHIM FRIEDHOFF. Designing a curriculum for the Internet-of-Things-Laboratory to foster creativity and a maker mindset within varying target groups[J]. Procedia Manufacturing,2018,(23):231-236.
- [6]张娜娜,付清芬,王砚羽,等. 互联网企业创新子系统协同机制及关键成功因素[J]. 科学学与科学技术管理,2014,35(3):77-85.
- [7]赵振.“互联网+”跨界经营:创造性破坏视角[J]. 中国工业经济,2015(10):146-160.
- [8]杨德明,刘泳文.“互联网+”为什么加出了业绩[J]. 中国工业经济,2018(5):80-98.
- [9]王金杰,郭树龙,张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究,2018(6):170-190.
- [10]张伯旭,李辉. 推动互联网与制造业深度融合——基于“互联网+”创新的机制和路径[J]. 经济与管理研究,2017,38(2):87-96.
- [11]MASSIMO G. COLOMBO, ANNALISA CROCE. ICT services and small businesses' productivity gains: An analysis of the adoption of broadband Internet technology [J]. Information Economics and Policy,2013,25(3):171-189.
- [12]BENJAMIN B. M. SHAO, WINSTON T. Lin. Assessing

output performance of information technology service industries: Productivity, innovation and catch-up[J]. International Journal of Production Economics, 2016, 172: 43-53.

[13] ESTEBAN ALFARO CORTES, JOSE-LUIS ALFARO NAVARRO. Do ICT influence economic growth and human development in european union countries? [J]. Economic Research, 2011, 17: 28-44.

[14] JIMÉNEZ M, MATUS J A, MARTÍNEZ M A. Economic growth as a function of human capital, internet and work[J]. Applied Economics, 2014, 46(26): 3202-3210.

[15] SALAHUDDIN M, GOW J. The effects of internet usage, financial development and trade openness on economic growth in South Africa: A time series analysis [J]. Telematics and Informatics, 2016, 33(4): 1141-1154.

[16] 侯汉坡, 何明珂, 庞毅, 等. 互联网资源属性及经济影响分析[J]. 管理世界, 2010(3): 176-177.

[17] 李立威, 景峰. 互联网扩散与经济增长的关系研究——基于我国 31 个省份面板数据的实证检验[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2013, 28(3): 120-126.

[18] 谢印成, 高杰. 互联网发展对中国经济增长影响的实证研究[J]. 经济问题, 2015(7): 58~61.

[19] 戴德宝, 范体军, 刘小涛. 互联网技术发展与当前中国经济发展互动效能分析[J]. 中国软科学, 2016(8): 184-192.

[20] 张灿. 互联网发展与经济增长: 机理与实证研究[J]. 金融与经济, 2017(7): 32-36.

[21] 金春枝, 李伦. 我国互联网数字鸿沟空间分异格局研究[J]. 经济地理, 2016, 36(8): 106-112.

[22] 汪明峰, 邱娟. 中国互联网用户增长的省际差异及其收敛性分析[J]. 地理科学, 2011, 31(1): 42-48.

[23] 邱娟, 汪明峰. 进入 21 世纪以来中国互联网发展的时空差异及其影响因素分析[J]. 地域研究与开发, 2010, 29(5): 28-32.

[24] ROLLER L H, WAVERMAN L. Telecommunications infrastructure and economic development: A simultaneous

approach [J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 909-923.

[25] 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.

[26] 张家平, 程名望, 潘烜. 互联网对经济增长溢出的门槛效应研究[J]. 软科学, 2018, 32(9): 1-4.

[27] 贺娅萍, 徐康宁. 互联网对城乡收入差距的影响: 基于中国事实的检验[J]. 经济经纬, 2019, 36(2): 25-32.

[28] 常青青, 仲伟周. 互联网、人力资本和科技创新门槛效应的实证[J]. 统计与决策, 2018, 34(24): 101-104.

[29] 汪东芳, 曹建华. 互联网发展对中国全要素能源效率的影响及网络效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(1): 86-95.

[30] 刘姿均, 陈文俊. 中国互联网发展水平与经济增长关系实证研究[J]. 经济地理, 2017, 37(8): 108-113.

[31] 俞立平. 我国互联网数字鸿沟分析[J]. 情报科学, 2006(1): 29-34.

[32] 孙中伟, 张兵, 王杨, 等. 互联网资源与我国省域经济发展的关系研究[J]. 地理与地理信息科学, 2010, 26(3): 44-48.

[33] 胡俊. 地区互联网发展水平对制造业升级的影响研究[J]. 软科学, 2019, 33(5): 6-10.

[34] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(7): 119-136.

[35] 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.

[36] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17-31.

[37] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999(2): 345-368.

(本文责编: 王延芳)