

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2021.11.001

互联网驱动中国区域经济增长:时空效应与复合机制^①

龚维进¹, 倪鹏飞², 徐海东², 徐春华^{3*}

(1. 首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院, 北京 100070; 2. 中国社会科学院财经战略研究院, 北京 100028; 3. 厦门大学经济学院, 厦门 361005)

摘要: 互联网运用为信息时代中国加速新旧动能转换提供了新的选择. 通过构建包含互联网运用及其空间外部性的区域经济增长理论和经验分析模型, 以中国 285 个区域为研究对象, 运用 2006 年~2016 年的有关数据, 分析了互联网运用促进中国区域经济增长的效果及机制. 研究表明, 互联网运用通过反馈效应放大直接促进区域经济增长效果, 兼有长期和短期效应, 且长期效应大于短期效应. 考虑并处理内生性问题后, 互联网运用驱动区域经济增长作用的效果是稳健的. 在促进区域经济增长的作用机制上, 互联网运用能够促进区域创新和提升区域知识存量, 利用直接效应、间接效应和中介效应等复合机制促进区域经济增长. 该发现对于推进互联网基础设施建设以及深入认识互联网驱动中国区域经济增长的作用机理均有重要的政策含义.

关键词: 互联网; 经济增长; 时空效应; 中介效应

中图分类号: F124 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2021)11-0001-25

0 引言

随着信息化时代到来, 以互联网运用为基础的信息技术成为当代社会发展的基石, 深刻影响和改变着人类的经济和社会发展空间. 互联网运用产生的信息作为新兴的生产要素, 既可以作为独立的生产要素进入生产、流通和消费等多个经济环节, 又可以通过扩散、渗透等途径与劳动和资本等传统要素融合、相互作用和相互补充, 改善传统要素的质量, 提升传统要素的生产效率. 特别是信息网络技术的迅速发展和广泛应用, 以及互联网传递信息特有的实时传播和距离无关等特性, 迅速放大了信息要素的效能, 不仅能够为区域经济发展提供新的增长动能, 还有助于加速区域经济增长的新旧动能转换.

2019 年 12 月, 习近平在《推动形成优势互补

高质量发展的区域经济布局》一文中指出, 当前我国区域发展出现了一些值得关注的新情况新问题, 主要包括区域经济发展分化态势明显, 发展动力极化现象日益突出, 部分区域发展面临较大困难等. 因此, 要实现区域协调发展就需要发挥各地区比较优势, 促进各类要素合理流动和高效集聚, 增强创新发展动力, 实现基本公共服务均等化, 推动基础设施通达程度均衡化. 那么, 互联网作为当今信息时代的基本公共服务和基础设施的重要组成部分, 它的快速发展及其产生的信息资本能否为推动中国区域协调发展和形成优势互补、高质量发展的区域经济布局注入新的发展动能?

鉴于此, 本文将系统考察互联网运用促进中国区域经济增长的效果, 探讨互联网运用促进区域经济增长的时空效应、内生效应和中介效应的

^① 收稿日期: 2019-06-19; 修订日期: 2020-11-19.

基金项目: 国家社会科学基金重点资助项目(17AJL11); 中央高校基本科研业务费资助项目(2072021121); 首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务专项资金资助项目(XRZ2021049); 广东省软科学研究计划资助项目(2019A101002056).

通讯作者: 徐春华(1986—), 男, 广东乐昌人, 博士, 助理教授, Email: xch@xmu.edu.cn

复合机制,以便为互联网运用促进我国区域经济增长及新旧动能转换提供理论和政策依据。

1 文献评述

随着信息时代的到来以及信息技术的广泛运用,信息技术对经济增长的多重影响受到日益关注,也成为现代经济增长理论的核心内容和长期热点。杨善林等^[1]认为信息技术传递的重要载体,互联网运用促进区域经济增长的效果及机制成为国内外学者的关注重点。基于 OECD 25 个国家的面板数据,Czemich 等^[2]研究发现宽带互联网使用率每增加 10 个百分点会促进经济增长 0.9 个百分点~1.5 个百分点。Jiménez 等^[3]把互联网运用作为生产要素,将其与劳动和人力资本等传统生产要素一并纳入 C-D 生产函数。实证分析发现互联网运用对于推动经济增长有显著的促进作用。蔡跃洲和张钧南^[4]则认为,ICT 在 1990 年之后对中国经济增长的贡献呈明显的上升趋势,在 2010 年~2012 年间的贡献高达 9.8%,成为促进中国经济增长的重要因素之一。Harb^[5]基于时间序列数据实证研究发现互联网的使用显著推动了南非的经济增长。以 93 个阿拉伯和中东国家为研究样本,Celbis 和 Crombrughe^[6]使用动态面板估计方法的经验研究发现,宽带互联网运用能够促进这些国家的整体经济增长,且其弹性值约为 0.03。Jung 和 López-Bazo^[7]利用土耳其 26 个 NUTS-2 地区 1999 年~2011 年的数据,探讨了区域互联网基础设施在减少区域人均收入差距中的作用,发现信息的传播对落后地区经济增长的促进作用大于发达区域,因此是有助于区域经济增长区域经济趋同的。Briglauer 和 Gugler^[8]分析了宽带互联网运用对巴西区域生产率的影响,结果表明宽带互联网运用对生产率的影响是积极的,尽管在不同区域之间并不一致。

关于宽带互联网基础设施投资影响的文献发现了积极的宏观经济影响。遗憾的是,它受到了严格的限制,因为迄今为止只能分析对基本宽带的投资或采用情况,而不能分析新一代混合光纤和基于端到端光纤的宽带的投资或采用情况。Briglauer 和 Gugler^[8]利用欧盟 27 个成员国在

2003 年~2015 年间的的多面板数据集,估算发现端到端基于光纤的宽带普及率对基础宽带对 GDP 的影响小而显著。他们发现采用率每提高 1%,国内生产总值就会增加 0.002%~0.005%,混合光纤宽带采用率对基本宽带的增量效应略低(0.002%~0.003%)。他们的成本效益分析还表明,按照欧盟委员会的设想,政策干预仅适用于约 50% 的覆盖率和采用率,而如果覆盖率达到 100%,则可能出现净损失。

在探讨互联网运用促进经济增长的同时,现有学者从多个视角探讨了互联网运用促进经济增长的作用机制。刘资均和陈文俊^[9]基于中国 31 个省市 2007 年~2015 年的面板数据,采用空间计量模型研究发现,互联网运用对于经济发展水平的外生交互效应是显著的,互联网普及率每提升 1%,实际人均 GDP 提高 0.742%。张家平等^[10]基于门槛回归模型并采用 2008 年~2014 年中国省级面板数据实证研究发现,随着人力资本和创新水平提高,ICT 对经济增长具有明显差异性。叶初升和任兆柯^[11]采用 2002 年~2014 年地级市层面的面板数据进行了因果推断检验,发现互联网运用不仅显著促进了经济增长,而且具有明显的结构效应—更有助于服务业部门的生长。史丹和白骏骄^[12]基于互联网式创新力视角,发现互联网运用使创新力具有异质性,其模式创新和科技创新深刻作用于服务业和制造业,对各国的产业结构变迁和经济增长产生不同影响。颜廷峰等^[13]实证考察了中国互联网金融在政府干预背景下对经济增长质量的影响,发现互联网金融与经济增长质量之间存在显著的门槛效应。郭家堂和骆品亮^[14]从互联网技术、互联网平台、互联网思维和网络效应 4 个维度探讨了互联网运用对中国全要素生产率的作用,采用 2002 年~2014 年中国省级面板数据实证分析发现,互联网运用对中国的技术进步具有显著促进作用。Koutroumpis^[15]以 2002 年~2016 年间的经合组织国家为研究样本,发现宽带的采用对国民经济产出产生的持续影响呈现规模报酬递减的特征。Jung 和 López-Bazo^[7]以巴西为研究对象,分析发现生产力较低的地区从宽带中受益更多,从而认为宽带互联网运用可以构成有利于巴西区域收敛的因素之一。

不仅如此,有学者认为,互联网运用从广义上

看是社会资本投入以及创新发展等方面的重要组成部分之一,是其促进经济增长的又一重要机制。在社会资本投入或创新发展对经济增长的作用方面,严成樑^[16]研究发现社会资本的重要性越强,家庭选择的社会资本投资力度越大,知识生产和经济增长速度越快。严成樑和龚六堂^[17]认为 R&D 规模越大则经济增长率越高,高等学校 R&D 支出对我国经济增长的促进作用更显著,且严成樑和胡志国^[18]还发现 R&D 部门劳动投入是经济增长最直接的決定因素。Paunov 和 Rollo^[19]基于 117 个发展中国家为样本,研究发现互联网运用能促进区域包容性创新,进而推动区域生产率提升和经济增长。张勋等^[20]分析了物质资本、人力资本及社会资本的异质性,发现数字金融特别有助于促进低物质资本或低社会资本家庭的创业行为,从而促进了中国的包容性增长。不仅如此,互联网运用还有利于技术水平投资和扩散。何小钢等^[21]研究发现互联网运用产生的信息知识与员工之间能够形成互补效应,是中国基尼系数增长至关重要的因素,在考虑内生性之后依然稳健。郭美晨和杜传忠^[22]将 ICT 资本投资、ICT 生产部门生产率增长以及 ICT 对传统部门的大规模信息化改造,会通过要素生产率的显著提升和产业结构优化促进区域经济增长。对中国而言,谢光华等^[23]指出是中央企业和民营企业的技术水平投资和扩散能够显著提升经济增长质量。正如郑世林和张美晨^[24]研究发现,科技进步对中国经济增长年均贡献率达 48.97%,成为中国经济增长最重要的动力源泉。从这一层面看,互联网运用有助于改善社会资本投入质量及推动创新发展,进而对经济增长产生促进作用。

事实上,互联网运用不仅会促进目标区域的经济增长,还会对邻居区域的经济增长产生重要影响,或者说互联网的空间外溢效应对经济增长的促进作用已经被越来越多的学者所重视。Athanasios^[25]将互联网因素纳入到经济增长模型,发现互联网运用表现出大量的外部性或溢出效应。Mack 和 Faggian^[26]认识到宽带互联网运用对区域经济生产率的空间关联作用,使用美国 3 046 个县域数据并采用空间计量回归模型发现,互联网运用不仅能够直接提高本区域的生产率,而且能通过空间外溢效应提升相邻区域乃至其他

空间关联区域的生产率。Peng 和 Zeng^[27]基于两部门模型研究了信息技术对信息部门和非信息部门的总生产率因子的扩散效应,发现信息技术是导致经济增长的格兰杰原因,对整个经济的增长率产生了积极影响,且具有明显的滞后效应和溢出效应。Celbis 和 Crombrughe^[6]的研究表明,互联网运用及其空间外溢效应是促进土耳其经济增长和区域经济趋同的重要源泉。基于消费视角,董晓松等^[28]对中国的研究表明互联网运用增强了区域之间的互动强度,通过空间外溢效应是其促进区域经济增长的重要机制。

由上不难发现,现有学者对互联网运用是推动现代经济增长的重要因素之一已经达成共识。随着经济全球化的不断深入,各国之间以及国家内部不同区域之间经济往来日益密切,区域之间的空间关联和空间依赖也快速增强。遗憾的是,有关互联网运用及其空间外溢效应促进区域经济增长的效果及机制研究仍有以下 3 个不足:一是既然互联网运用能够促进区域经济增长,那么这种促进作用是短期的,还是长期的,抑或两者均存在,以及两者关系如何?二是互联网具有与距离无关特性,若存在空间溢出效应,是否对所有区域而言均存在空间外溢效应?三是互联网运用促进区域经济增长是否存在以社会资本或区域创新为中介变量的中介效应?

鉴于此,本文拟构建同时包含互联网运用获得的信息资本及其 Arrow-Romer(AR)外部性的区域经济增长模型,采用中国 2006 年-2016 年 285 个地级市的面板数据,运用空间计量经济学的最新方法深入探讨互联网运用及其空间外溢效应促进中国区域经济增长的效果,及其促进作用的时空效应、内生效应和中介效应,以期丰富现有互联网运用与经济增长的相关研究。

2 模型构建及变量构造

2.1 包含信息资本及其 AR 外部性的区域经济增长模型的构建

如上所述,互联网运用与物质资本和人力资本类似,均是推动区域经济增长的重要因素之一。不同的是,蔡跃洲和张钧南^[4]与 Jorgenson 和

Khuong^[29]均认为互联网运用在促进区域经济增长的过程中是提供信息服务的资本. 鉴于此, 拟构建基于互联网运用的区域经济增长理论和经验分析模型, 深入探讨互联网运用产生的信息资本对中国区域经济增长的效果及作用机制.

在参考 Ertur 和 Koch^[30]与 Fischer^[31]对区域技术水平设定的基础上, 拟构建同时包含宽带互联网运用产生的信息资本和 AR 外部性的区域经济增长模型. 假设有一个包含 N 个子区域的区域系统, 子区域分别为 $i = 1, 2, \dots, N$, 子区域之间存在技术水平的相互依赖. 为了便于叙述, 将研究的对象区域 i 称为目标区域, 将与其存在邻居关系的区域 j 称为邻居区域. 假设目标区域 i 的总生产函数为

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha_K} H_{it}^{\alpha_H} M_{it}^{\alpha_S} L_{it}^{1-\alpha_K-\alpha_H-\alpha_S} \quad (1)$$

式中 i 表示区域, t 表示时间; Y_{it} 表示区域 i 在 t 时期的总产出; A_{it} 表示区域 i 在 t 时期的技术水平; K_{it} 表示区域 i 在 t 时期的总物质资本存量; H_{it} 表示区域 i 在 t 时期的总人力资本存量; M_{it} 表示区域 i 在 t 时期的总信息资本存量; L_{it} 表示区域 i 在 t 时期总劳动力数量. 假定 $0 < \alpha_K < 1$ 、 $0 < \alpha_H < 1$ 和 $0 < \alpha_S < 1$, 且 $0 < \alpha_K + \alpha_H + \alpha_S < 1$, 即区域 i 的物质资本、人力资本和信息资本均具有边际报酬递减的特征. 为了得到区域 i 在 t 时期上述参数的人均水平, 令 $y_{it} = Y_{it}/L_{it}$ 、 $k_{it} = K_{it}/L_{it}$ 、 $h_{it} = H_{it}/L_{it}$ 和 $m_{it} = M_{it}/L_{it}$, 因此式(1)可写成

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha_K} h_{it}^{\alpha_H} m_{it}^{\alpha_S} \quad (2)$$

式中 y_{it} 、 k_{it} 、 h_{it} 和 m_{it} 分别表示区域 i 在 t 时期人均产出水平 (*pergdp*)、人均物质资本 (*capital*)、人均人力资本 (*psacp*) 和人均信息资本 (*internet*). 参考 Ertur 和 Koch^[30]对区域技术水平的设定方法, 将区域 i 在 t 时期的技术水平 A_{it} 设定为

$$A_{it} = \Omega_i k_{it}^{\theta} h_{it}^{\phi} m_{it}^{\xi} \prod_{j \neq i}^N A_{jt}^{\rho w_{ij}} \quad (3)$$

式中 θ, ϕ, ξ 和 ρ 均为待估参数; w_{ij} 为空间权重矩阵的元素, 且 $0 \leq w_{ij} \leq 1$, 当 $i=j$ 时 $w_{ij}=0$, 且 $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1, i = 1, 2, \dots, N$.

由上式可知区域 i 在 t 时期的技术水平 A_{it} 不仅取决于区域 i 在 t 时期物质资本积累而引起区域 i 累积技术水平的提高部分, 包括: AR 外部性

产生的空间外溢, 即 $N \times 1$ 阶的矩阵元素 k_{it}^{θ} ; 区域 i 在 t 时期人力资本积累而引起区域 i 累积技术水平产生的空间外溢, 即 h_{it}^{ϕ} ; 区域 i 在 t 时期信息资本积累而引起的区域 i 累积技术水平产生的空间外溢, 即 m_{it}^{ξ} , 还将取决于区域 j 技术水平的空间外溢部分 $A_{jt}^{\rho w_{ij}}$, 以及在 t 时期对所有区域而言均具有的外生技术进步, 即 $N \times 1$ 阶的矩阵元素 Ω_i . 在 t 时期将式(3)取对数并写成矩阵形式得

$$A = \Omega + \theta k + \phi h + \xi m + \rho W A \quad (4)$$

上式是个矩阵方程. 当 $\rho \neq 0$ 且 ρ^{-1} 不是 W 的特征值时, 将上式移项和合并同类项得

$$(I - \rho W) A = \Omega + \theta k + \phi h + \xi m$$

在上式两边同除 $(I - \rho W)$, 由此可以解出区域技术水平 A 的表达式为

$$A = \frac{\Omega}{I - \rho W} + \frac{\theta k}{I - \rho W} + \frac{\phi h}{I - \rho W} + \frac{\xi m}{I - \rho W} \quad (5)$$

由此可以更加清楚地看出, 区域 i 的技术水平不仅受到区域系统外生技术进步水平 Ω 的影响, 还将受到其邻居区域人均物质资本 k_j 、人均人力资本 h_j 和人均信息资本 m_j 的综合影响. 采用 Sherman-Morrison 方法将 $(I - \rho W)^{-1}$ 写成 Taylor 展开形式并合并同类项, 可得到区域 i 技术水平的表达式为

$$A_{it} = \Omega_i^{1/(1-\rho)} k_{it}^{\theta} h_{it}^{\phi} m_{it}^{\xi} \times \prod_{j \neq i}^N k_{jt}^{\theta \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r} h_{jt}^{\phi \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r} m_{jt}^{\xi \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r} \quad (6)$$

式中 w_{ij}^r 表示 W 中第 i 行第 j 列元素 w_{ij} 的 r 次幂. 将式(6)的区域技术水平表达式 A_{it} 代入人均产出方程式(2), 可得到扩展的空间 Mankiw-Romer-Weil (SMRW) 模型

$$y_{it} = \Omega_i^{1/(1-\rho)} k_{it}^{\alpha_K} h_{it}^{\alpha_H} m_{it}^{\alpha_S} \prod_{j \neq i}^N k_{jt}^{\alpha_K w_{ij}^r} h_{jt}^{\alpha_H w_{ij}^r} m_{jt}^{\alpha_S w_{ij}^r} \quad (7)$$

式中

$$u_{ii} = \alpha_K + \theta \left(1 + \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ii}^r \right),$$

$$u_{ij} = \theta \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r \quad \text{当 } i \neq j \quad (8)$$

$$v_{ii} = \alpha_H + \phi \left(1 + \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ii}^r \right),$$

$$v_{ij} = \phi \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r \quad \text{当 } i \neq j \quad (9)$$

$$z_{ii} = \alpha_S + \xi \left(1 + \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ii}^r \right),$$

$$z_{ij} = \xi \sum_{r=1}^{\infty} \rho^r w_{ij}^r \text{ 当 } i \neq j \quad (10)$$

式(7)即为区域包含空间外溢的人均产出方程。人均区域产出方程说明了不同区域之间存在空间外部性。若不存在物质资本的空间外部性,则有 $\theta = 0$ 。此时 $u_{ii} = \alpha_K$ 且 $u_{ij} = 0$ 。同理,若区域之间不存在人力资本和信息资本的空间外部性即 $\phi = 0$ 和 $\xi = 0$ 时,分别有 $v_{ii} = \alpha_H$ 且 $v_{ij} = 0, z_{ii} = \alpha_S$ 且 $z_{ij} = 0$ 。当然,上式中若 $\theta = \phi = \xi = 0$, 则 SMRW 模型将简化为式(2),即每个区域都是封闭的非空间扩展的 MRW 模型。事实上,正是由于区域之

$$\frac{\partial y_{iu}}{k_u} \frac{k_u}{y_u} + \sum_{j \neq i}^N \frac{\partial y_{iu}}{k_j} \frac{k_j}{y_u} + \frac{\partial y_{iu}}{h_u} \frac{h_u}{y_u} + \sum_{j \neq i}^N \frac{\partial y_{iu}}{h_j} \frac{h_j}{y_u} + \frac{\partial y_{iu}}{m_u} \frac{m_u}{y_u} + \sum_{j \neq i}^N \frac{\partial y_{iu}}{m_j} \frac{m_j}{y_u} = u_{ii} + \sum_{j \neq i}^N u_{ij} + v_{ii} + \sum_{j \neq i}^N v_{ij} + z_{ii} + \sum_{j \neq i}^N z_{ij} \quad (12)$$

式中 $\sum_{j \neq i}^N u_{ij}$ 、 $\sum_{j \neq i}^N v_{ij}$ 和 $\sum_{j \neq i}^N z_{ij}$ 分别为来自邻居区域物质资本 k_j 、人力资本 h_j 和信息资本 m_j 投入增加引起目标区域 i 产出弹性增加的部分。因此,如果不考虑区域之间存在的空间外部性,将低估物质资本、人力资本和信息资本要素的投入对区域经济增长的促进作用,这也为采用空间计量方法考察宽带互联网运用对中国经济的长期增长提供了理论基础。

下面将考察目标区域 i 的要素积累和稳态之间的关系。假设目标区域 i 产出中用于物质资本投资的份额为 s_i^K 、用于人力资本的投资的份额为 s_i^H 和用于信息资本投资的份额为 s_i^M ,假设区域 i 的人口增长率为 n_i ,为了简化起见假设所有的区域均具有一致的折旧率 δ ,则区域物质资本 k_i 、人力资本 h_i 和信息

$$y_{iu}^* = \Omega_i^{(1-\rho)(1-u_{ii}-v_{ii}-z_{ii})} \left[\frac{(s_i^K)^{u_{ii}} (s_i^H)^{v_{ii}} (s_i^M)^{z_{ii}}}{(n_i + g + \delta)^{u_{ii}+v_{ii}+z_{ii}}} \right]^{\frac{1}{1-u_{ii}-v_{ii}-z_{ii}}} \prod_{j \neq i}^N (k_j^{*u_{ij}} h_j^{*v_{ij}} m_j^{*z_{ij}})^{\frac{1}{1-u_{ii}-v_{ii}-z_{ii}}} \quad (17)$$

由式(17)可知,在稳态时目标区域 i 的产出水平不仅受到自身物质资本投资份额 s_i^K 、人力资本的投资的份额 s_i^H 和信息资本投资的份额 s_i^M 的影响,还将受到其邻居区域 j 的物质资本 k_j 、人力资本 h_j 和信息资本 m_j 的综合影响。下面将计算区域系统稳态时的经济增长率。在稳态条件下式(13)、式(14)和式(15)可以写成

间客观地存在空间外部性,使得区域要素产出弹性大于索洛模型中区域的产出弹性。具体而言,若仅考虑区域 i 自身物质资本 k_i 、人力资本 h_i 和信息资本 m_i 投入增加时,由式(7) ~ 式(10)可计算出区域 i 的产出弹性为

$$\frac{\partial y_{iu}}{k_u} \frac{k_u}{y_u} + \frac{\partial y_{iu}}{h_u} \frac{h_u}{y_u} + \frac{\partial y_{iu}}{m_u} \frac{m_u}{y_u} = u_{ii} + v_{ii} + z_{ii} \quad (11)$$

若同时考虑区域 i 和区域 j 物质资本 k_j 、人力资本 h_j 和信息资本 m_j 投入对区域 i 产出弹性的影响,区域 i 要素投入的产出弹性将由式(11)增加为

资本 m_i 的动态方程可由下列 3 个公式表示

$$\dot{k}_i = s_i^K y_{iu} - (n_i + \delta) k_i \quad (13)$$

$$\dot{h}_i = s_i^H y_{iu} - (n_i + \delta) h_i \quad (14)$$

$$\dot{m}_i = s_i^M y_{iu} - (n_i + \delta) m_i \quad (15)$$

同时,假设区域系统存在稳态和平衡增长路径,为了简化起见假设物质资本 k_i 、人力资本 h_i 和信息资本 m_i 具有相同的增长率 g ,即

$$\frac{\dot{k}_i(t)}{k_i(t)} = \frac{\dot{h}_i(t)}{h_i(t)} = \frac{\dot{m}_i(t)}{m_i(t)} = g \quad (16)$$

根据区域 i 人均产出方程式(7)以及物质资本 k_i 、人力资本 h_i 和信息资本 m_i 均具有规模报酬递减特征,对区域 $i = 1, 2, \dots, N$ 而言,结合式(13) ~ 式(15)可得到区域系统的稳态方程为

$$\begin{pmatrix} k_{iu}^* \\ y_{iu}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s_{iu}^K \\ n_i + g + \delta \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} h_{iu}^* \\ y_{iu}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s_{iu}^H \\ n_i + g + \delta \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} m_{iu}^* \\ y_{iu}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s_{iu}^M \\ n_i + g + \delta \end{pmatrix} \quad (18)$$

上式即为稳态条件的表达式,其中增长率 g 是内生的且未知。为了求解人均物质资本 k_{iu} 、人力资本 h_{iu} 和信息资本 m_{iu} 一致的增长速度 g ,采用人均产出方程即式(7)对时间 t 求偏导数,并将式(8) ~ 式(10)的 u_{ii} 、 u_{ij} 、 v_{ii} 、 v_{ij} 、 z_{ii} 和 z_{ij} 代入得

$$\begin{aligned} \dot{y}_i &= \frac{1}{1-\rho} \frac{\dot{\Omega}}{\Omega} + u_{ii} \frac{\dot{k}_i}{k_i} + \sum_{j \neq i}^N u_{ij} \frac{\dot{k}_j}{k_j} + v_{ii} \frac{\dot{h}_i}{h_i} + \\ &\sum_{j \neq i}^N v_{ij} \frac{\dot{h}_j}{h_j} + z_{ii} \frac{\dot{m}_i}{m_i} + \sum_{j \neq i}^N z_{ij} \frac{\dot{m}_j}{m_j} \end{aligned} \quad (19)$$

再将式(16)代入式(19),并假设区域*i*外生技术进步Ω的增长速度为μ,即可得到稳态时区域的平衡增长率*g*为

$$\begin{aligned} g &= \frac{1}{1-\rho} \mu + \left(u_{ii} + \sum_{j \neq i}^N u_{ij} \right) g + \\ &\left(v_{ii} + \sum_{j \neq i}^N v_{ij} \right) g + \left(z_{ii} + \sum_{j \neq i}^N z_{ij} \right) g \end{aligned}$$

将上式两边同时除以稳态时区域的平衡增长率*g*并化简得

$$\begin{aligned} \ln y_{ii}^* &= \frac{1}{1-\eta} \ln \Omega_i + \frac{\alpha_K + \theta}{1-\eta} \ln s_i^K + \frac{\alpha_H + \phi}{1-\eta} \ln s_i^H + \frac{\alpha_M + \xi}{1-\eta} \ln s_i^M - \frac{\eta}{1-\eta} \ln(n_i + g + \delta) - \frac{\alpha_K}{1-\eta} \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^K - \\ &\frac{\alpha_H}{1-\eta} \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^H - \frac{\alpha_M}{1-\eta} \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^M + \frac{\alpha_K + \alpha_H + \alpha_M}{1-\eta} \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \\ &\frac{1 - \alpha_K - \alpha_H - \alpha_M}{1 - \eta} \rho \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_{ji}^* \end{aligned} \quad (21)$$

式中 $\eta = \alpha_K + \alpha_H + \alpha_M + \theta + \phi + \xi$,与式(17)相比,式(21)更加明确地反映了目标区域*i*的人均产出与自身物质资本投资份额 s_i^K 、人力资本投资的份额 s_i^H 和信息资本投资份额 s_i^M 正相关,与邻居区域*j*的物质资本投资份额 s_j^K 、人力资本投资份额 s_j^H 和信息资本投资份额 s_j^M 负相关.同时,与目标区域*i*的有效折旧率($n_i + g + \delta$)负相关,与邻居区域*j*的有效折旧率($n_j + g + \delta$)正相关,且与邻居区域*j*的产出水平 y_{ji} 正

$$\begin{aligned} \ln y_i &= \beta_0 + \beta_1 \ln s_i^K + \beta_2 \ln s_i^H + \beta_3 \ln s_i^M + \beta_4 \ln(n_i + g + \delta) + \gamma_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^K + \gamma_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^H + \\ &\gamma_3 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j^M + \gamma_4 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \lambda \sum_{j \neq i}^N \ln y_j + u_i + v_i + \varepsilon_{ii} \end{aligned} \quad (22)$$

式中 β_0 为常数, $\beta_0 = \frac{\ln \Omega_0}{1-\eta} - u_i$, $i = 1, 2, \dots, N$; u_i 和 v_i 分别表示空间效应和时间效应,且均是服从独立同分布的; ε_{ii} 表示误差项.将式(22)写成矩阵形式

$$y = \alpha_N + X\beta + WX\gamma + \lambda Wy + u_i + v_i + \varepsilon_{ii} \quad (23)$$

式中X是 $N \times Q$ 阶的非常数的解释变量矩阵.

式(23)是个包含时间效应和空间效应的

$$g = \frac{\mu}{(1-\rho)(1-\alpha_K - \alpha_H - \alpha_M) - \theta - \phi - \xi} \quad (20)$$

最后,为了得到稳态时的产出方程,在此将人均产出方程式(2)取对数并写成矩阵形式得

$$y = A + \alpha_K k + \alpha_H h + \alpha_M m$$

将区域技术水平A的表达式(5)代入,在区域产出方程两边乘以 $(I - \rho W)$ 并化简得

$$\begin{aligned} y &= \Omega + (\alpha_K + \theta)k + (\alpha_H + \phi)h + \\ &(\alpha_M + \xi)m - \alpha_K \rho Wk - \alpha_H \rho Wh - \\ &\alpha_M \rho Wm + \rho Wy \end{aligned}$$

上式即为区域人均产出水平的表达式.再将稳态条件下式(13)、式(14)和式(15)代入并化简,即可得到包含空间外部性的稳态时区域*i*在*t*时期的人均产出水平为

相关.

2.2 计量回归模型的构建、变量构造及空间相关性检验

2.2.1 计量回归模型的构建及变量构造

由式(21)可知目标区域*i*的经济增长主要受4个因素:人均信息资本、人均物质资本、人均人力资本和有效折旧率,以及目标区域*i*产出水平的综合影响.为了简化起见,在*t*=0时可将区域的人均产出水平式(21)写为

空间杜宾模型(SDM).Elhorst^[32]、Fischer和Lesage^[33]明确指出,在研究区域的经济增长问题时需要采用动态的空间杜宾模型(DSDM)来研究.因此,本文在考虑时间因素的基础上和基于数据的可得性,参考Ertur和Koch^[30]、Fischer^[31]的做法,在SDM的基础上将本文的经验分析模型设定为如下DSDM形式

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \tau_0 y_{i,t-1} + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln h_{it} + \beta_3 \ln m_{it} + \beta_4 \ln(n_{it} + g + \delta) + \gamma_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln k_{jt} + \gamma_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln h_{jt} + \gamma_3 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln m_{jt} + \gamma_4 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_{jt} + g + \delta) + \xi \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_{j,t-1} + \lambda \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_{jt} + u_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

式中 $y_{i,t-1}$ 和 $y_{j,t-1}$ 分别表示目标区域 i 和邻居区域 j 滞后 1 期的产出水平。本文重点关注的是信息资本 m_i 、物质资本 k_i 、人力资本 h_i 和有效折旧率 $(n_i + g + \delta)$ 共 4 个变量对中国区域经济增长的短期和长期影响。同时,参考 Darku 和 Yeboah^[34] 的做法,引入对外开放作为控制变量,具体包括人均利用外资 (FDI) 和人均进出口水平 ($export$)。因此,式(24)中的解释变量矩阵 X 可具体表示为

$$X = (m, k, h, n_i + g + \delta, FDI, export)'$$

同样可将式(24)写为如下矩阵形式

$$y_i = \tau y_{i-1} + \lambda W y_i + \xi W y_{i-1} + x_i \beta + W x_i \gamma + v_i \quad (25)$$

如上所述,被解释变量 y_i 为目标区域 i 的人均产出,用消费价格指数消除价格因素之后的区域实际人均 GDP 水平 ($pergdp$) 来衡量。解释变量共有 6 个:互联网运用(信息资本)、物质资本、人力资本、有效折旧率、利用外资和进出口总额。参考 Arvin 和 Pradhan^[5]、Celbis 和 Crombrughe^[35] 的做法,信息资本可用宽带互联网接入数作为替代变量。宽带互联网接入数采用人均家庭互联网用户数来衡量,具体是用通过 XDSL、FTTX + LAN、WLAN 等方式接入的中国互联网的用户,主要包括 XDSL 用户、LAN 专线用户、LAN 终端用户及无线接入用户数,除以区域的总人口得到区域的人均信息资本。由于统计资料中没有提供各地级市的固定资本形成总额数据,因此区域的人均物质资本存量 ($capital$) 参考张学良^[36] 的做法,用各地级市的 2006 年的固定资产投资额除以十分之一作为该城市的固定资本形成总额,再参考 Young^[37] 假设固定资产的折旧率为 9.6% 的方法,进而用永续盘存法即可计算城市的物质资本存量,再除以该城市的总人口估算该城市的人均物质资本。人均人力资本 ($psacp$) 参考覃成林和杨霞^[38] 的做法,以每万人中普通高校在校学生数为代理变量。为了准确得到每个城市的有效折旧

率,假设区域资本的折旧率依然为 9.6%^[36],再加入城市的人口增长率 n 和消除价格因素之后的实际经济增长率 g ,作为每个城市有效折旧率 ($depreci$) 的代理变量。同时,参考 Darku 和 Yeboah^[34] 的做法,引入城市的人均利用外资 (FDI) 和人均进出口水平 ($export$) 作为控制变量,其中,人均利用外资采用外商直接投资实际使用额,将其按照历年年平均汇率换算成人民币后,再除以区域总人口,得到人均利用外资额;人均进出口水平采用历年年平均汇率将区域的货物进出口总额换算成人民币,再除以区域总人口。本文样本的数据来自 2007 年 ~ 2017 年的《中国城市统计年鉴》和 2006 年 ~ 2016 年的《中国城市建设统计年鉴》,专利申请数、授权数的数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS),对于个别缺失数据,采用线性插值法进行补齐。需要说明的是,所有的数据均经过对数处理,不再单独说明。

基于数据的可得性,以《中国城市统计年鉴 2017》为基础,去掉西部地区吐鲁番市、哈密市、海东市、日喀则市、昌都市、林芝市、山南市以及海南的三沙市之后,以中国境内 285 个城市为研究对象。

2.2.2 变量描述及空间相关性检验

信息资本是在互联网运用中产生的,为了便于叙述,接下来仍然会使用互联网运用的说法。为了保证经验分析的结果是准确的和可信的,首先给出本文经验分析所使用被解释变量人均产出水平 ($perpgdp$),与解释变量人均信息资本 ($internet$)、人均物质资本 ($capital$)、人均人力资本 ($psacp$)、有效折旧率 ($depreci$)、人均利用外资水平 (FDI) 和人均进出口水平 ($export$)、每万人专利申请数 ($apply$)、每万人专利授权数 ($warr$) 和每万人专利申请与授权数之和 ($patent$) 的统计性描述,具体包括变量的均值、标准差、最小值和最大值,结果见表 1。

表 1 变量的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the variables

变量符号	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
<i>pergdp</i>	人均产出水平	10.106	0.669	7.926	12.810
<i>internet</i>	人均信息资本	-2.410	0.894	-7.151	0.692
<i>capital</i>	人均物质资本	9.511	0.901	4.900	12.259
<i>psacp</i>	人均人力资本	4.447	1.177	0.124	7.276
<i>depreci</i>	有效折旧率	-1.506	0.295	-6.908	1.125
<i>FDI</i>	人均利用外资	4.733	1.952	-2.779	9.892
<i>export</i>	人均进出口水平	6.051	2.878	-5.243	16.797
<i>apply</i>	每万人专利申请数	0.867	1.563	-4.107	5.847
<i>warr</i>	每万人专利授权数	0.511	1.570	-4.519	5.323
<i>patent</i>	每万人专利申请与授权数之和	1.409	1.556	-3.191	6.312

在表1中呈现经济增长的描述性统计量,可以看出不同地级市的被解释变量人均产出水平和人均信息资本等解释变量均存在明显的差异性,因此采用地级市的面板数据能够更加准确地定量分析互联网运用等要素投入对中国区域经济增长的促进作用。

为了考察变量之间的空间相关性,以及为本文采用空间计量经济学的方法探讨中国的区域经济增长提供现实基础,将对被解释变量和解释变量之间的空间相关性进行 Moran's I 检验。空间相关性检验的基础是构造空间权重矩阵。

从现有文献看,构造空间权重矩阵的方式可以分为4种:一是基于区域是否有公共边界的二进制权重(binary weights)的邻接矩阵;二是基于空间欧氏距离(Euclid distance)的距离矩阵,具体包括指数衰减矩阵,其矩阵元素 $w_{ij} = e^{-d_{ij}}$ 、反距离矩阵,其元素 $w_{ij} = d_{ij}^{-1}$ 以及引力矩阵,其元素 $w_{ij} = d_{ij}^{-2}$ 等,其中 d_{ij} 表示目标区域 i 与邻居区域 j 之间的欧氏距离,如 Fachin 和 Ciccarelli^[39] 与龚维进等^[40] 分别采用上述两种空间权重矩阵考察了空间依赖对意大利和中国集中连片贫困区区域经济增长的影响;三是鉴于区域之间经济发展水平存在空间相关性的事实,邵帅等^[41] 建议构造经济距离矩阵考察区域之间的空间相关性和空间外溢。假设目标区域 i 与邻居区域 j 的人均 GDP 分别为 GDP_i 和 GDP_j ,经济距离权重矩阵的元素可表示为 $w_{ij} = 1 / (|\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|)$,即采用目标区域 i 人均 GDP 均值与邻居区域 j 人均 GDP 均值差值的绝对值

的倒数来表示;四是考虑到单纯以地理距离矩阵或者经济距离矩阵均会存在一定的局限性,因此可以构造地理距离空间权重矩阵与经济距离空间权重矩阵的交互权重矩阵,其元素 $w_{ij} = w_{ij, distance} \times w_{ij, economic}$ ^[42]。值得一提的是,不同空间权重矩阵虽然从不同视角考察了区域之间不同的依赖关系,得到的参数估计结果也不尽相同,但是能够增强分析结果的稳健性,因此常被用作稳健性检验。接下来,首先对被解释变量和解释变量之间的空间相关性进行 Moran's I 检验。

采用二进制邻接矩阵^②,表2给出了被解释变量和解释变量之间空间相关性的检验结果,第1列是被解释变量人均产出水平对信息资本、物质资本、人力资本和有效折旧率4个变量的综合空间相关性的检验结果,第2列~第7列分别是人均产出水平对人均信息资本、物质资本、人力资本和有效折旧率、人均利用外资和进出口水平单个变量的空间相关性检验结果。

根据表2的 Moran's I 检验结果可知,无论是区域人均产出水平对所有解释变量综合的空间相关性,还是区域人均产出水平对单个变量的空间相关性,均在1%的显著性水平上是显著的,且具有随着时间的推移逐渐增强的趋势。对所有解释变量而言,区域人均产出水平对所有解释变量的综合空间相关性由2006年的0.075波动升高至2016年的0.222。对单个解释变量而言,人均产出水平对信息资本的空间相关性2008年最小为

② 限于篇幅,本节仅给出二进制邻接矩阵下的 Moran's I 检验结果,其他空间权重矩阵的检验 Moran's I 检验结果可与作者联系。

0.219, 其他年份均高于 0.254, 且从 2006 年的 0.279 波动上升至 2016 年的 0.303. 类似地, 区域人均产出水平对物质资本、人力资本、有效折旧率、实际利用外资以及进出口水平同样具有较强的空间相关性. 由此不难发现, 中国城市经

济增长之间客观地存在空间相关性, 且呈现出逐渐增强的趋势, 这也为接下来采用空间计量经济学的方法探讨互联网运用对中国区域的经济增长的时空效应及复合机制提供了客观依据.

表 2 在二进制空间权重下的 Moran's I 检验值
Table 2 Moran's I value under binary spatial weights

年份	解释变量						
	综合	<i>internet</i>	<i>capital</i>	<i>psacp</i>	<i>depreci</i>	<i>FDI</i>	<i>export</i>
	1	2	3	4	5	6	7
2006	0.075 ** (2.479)	0.279 *** (8.279)	0.209 *** (6.238)	0.377 *** (11.033)	0.376 *** (11.069)	0.301 *** (8.916)	0.270 *** (8.011)
2007	0.096 *** (3.096)	0.261 *** (7.743)	0.145 *** (4.385)	0.368 *** (10.797)	0.435 *** (12.757)	0.274 *** (8.137)	0.281 *** (8.327)
2008	0.123 *** (3.889)	0.219 *** (6.537)	0.198 *** (5.911)	0.366 *** (10.739)	0.440 *** (12.922)	0.303 *** (8.972)	0.298 *** (8.837)
2009	0.108 *** (3.459)	0.254 *** (7.547)	0.200 *** (5.973)	0.313 *** (9.189)	0.395 *** (11.572)	0.265 *** (7.869)	0.266 *** (7.897)
2010	0.145 *** (4.542)	0.255 *** (7.554)	0.308 *** (9.107)	0.331 *** (9.713)	0.423 *** (12.403)	0.266 *** (7.925)	0.293 *** (8.684)
2011	0.181 *** (5.576)	0.289 *** (8.555)	0.273 *** (8.086)	0.335 *** (9.816)	0.408 *** (11.964)	0.277 *** (8.222)	0.305 *** (9.017)
2012	0.161 *** (4.999)	0.279 *** (8.256)	0.286 *** (8.454)	0.338 *** (9.909)	0.389 *** (11.414)	0.294 *** (8.725)	0.337 *** (9.949)
2013	0.180 *** (5.576)	0.295 *** (8.739)	0.263 *** (7.796)	0.375 *** (10.965)	0.422 *** (12.401)	0.344 *** (10.191)	0.350 *** (10.347)
2014	0.124 *** (3.970)	0.303 *** (8.978)	0.333 *** (9.819)	0.324 *** (9.516)	0.394 *** (11.598)	0.273 *** (8.114)	0.279 *** (8.266)
2015	0.171 *** (5.341)	0.344 *** (10.141)	0.369 *** (10.882)	0.336 *** (9.848)	0.404 *** (11.885)	0.279 *** (8.290)	0.268 *** (7.923)
2016	0.222 *** (6.868)	0.303 *** (8.955)	0.363 *** (10.695)	0.335 *** (9.829)	0.396 *** (11.693)	0.283 *** (8.394)	0.227 *** (6.778)

注: *** 和 ** 分别表示在 1% 和 5% 的显著性水平上是显著的; 括号内是参数估计的 t 统计量.

3 互联网对经济增长的时空动态分析

3.1 最优模型选择及结果分析

根据本文的理论分析结果, 由式(21)可知, 分析信息资本对中国经济增长的影响需要采用 SDM 来进行分析. Vega 和 Elhorst^[42] 建议在使用 SDM 之前, 首先对 SDM 是否应该简化为 SAR 或者 SEM 模型, 以及对空间模型应该采用 ϕ^2 检验和 Hausman 检验进行固定效应抑或随机效应进行检验, 并根据参数检验结果选择最优的计量模型. 为了便于比较分析互联网运用对中国区域经济增长的促进作用, 本节将重点考察非动态面板情形下

互联网运用对中国区域经济增长产生的影响, 下一节再重点考察动态情形下的宽带互联网对中国区域经济增长的促进作用.

下面将根据 Vega 和 Elhorst^[42] 的建议, 首先进行最优模型的选择. 表 3 给出了二进制邻接矩阵下最优模型的估计结果. 具体而言, 第 1 列 ~ 第 4 列分别为既不固定时间效应, 也不固定空间效应的 OLS、SAR、SEM 和 SDM 的估计结果, 第 5 列和第 6 列分别为仅固定空间效应和仅固定时间效应的 SDM 估计结果. 第 7 列和第 8 列分别为同时固定时间和空间效应即时空双固定效应的 SDM 和 SDEM 的估计结果, 第 9 列为时间固定效应但空间随机效应的估计结果.

表 3 不同空间模型结果比较及最优模型选择
Table 3 Estimation results in different spatial models and optimal model selection

解释变量	模型								
	OLS	SAR	SEM	SDM	SDM	SDM	SDM	SDEM	SDM
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
常数项	6.385*** (58.267)	5.235*** (32.068)	3.682*** (17.687)	2.919*** (15.475)	—	—	—	—	—
<i>internet</i>	0.119*** (11.119)	0.096*** (8.975)	0.071*** (7.881)	0.178*** (15.535)	0.036*** (4.552)	0.182*** (16.048)	0.030*** (3.963)	0.030*** (3.763)	0.045*** (5.623)
<i>capital</i>	0.359*** (39.672)	0.033*** (34.707)	0.127*** (25.021)	0.416*** (39.700)	0.119*** (14.197)	0.425*** (41.056)	0.121*** (14.921)	0.121*** (14.205)	0.138*** (16.409)
<i>psacp</i>	0.033*** (6.403)	0.043*** (8.174)	0.027** (2.283)	0.008 (1.532)	0.019** (2.381)	0.001 (0.183)	0.018** (2.486)	0.018** (2.362)	0.040*** (5.624)
<i>depreci</i>	0.067*** (4.056)	0.079*** (4.904)	0.091*** (10.144)	0.035** (1.957)	0.074*** (8.299)	0.031* (1.730)	0.083*** (9.674)	0.083*** (9.199)	0.079*** (8.785)
<i>FDI</i>	0.035*** (7.986)	0.026*** (5.891)	0.012*** (3.128)	0.043*** (8.588)	0.014*** (3.441)	0.042*** (8.700)	0.011*** (2.812)	0.011*** (2.678)	0.018*** (4.692)
<i>export</i>	0.061*** (24.564)	0.059*** (24.266)	0.024*** (8.939)	0.053*** (20.967)	0.020*** (7.457)	0.052*** (20.294)	0.022*** (8.589)	0.022*** (8.189)	0.029*** (10.985)
$W \times internet$	—	—	—	-0.145*** (-8.614)	0.042*** (3.667)	-0.066*** (-3.621)	0.014 (0.942)	0.012 (0.829)	0.022 (1.523)
$W \times capital$	—	—	—	-0.245*** (-15.408)	-0.039*** (-3.063)	-0.133*** (-7.314)	-0.019 (-1.315)	-0.022 (-1.464)	-0.029** (-1.998)
$W \times psacp$	—	—	—	0.033*** (3.452)	0.009 (0.552)	0.002 (0.227)	0.005 (0.306)	0.004 (0.253)	0.019 (1.222)
$W \times depreci$	—	—	—	-0.025 (-0.993)	-0.043*** (-3.446)	-0.023 (-0.909)	-0.003 (-0.223)	-0.005 (-0.393)	-0.009 (-0.675)
$W \times FDI$	—	—	—	-0.029*** (-4.157)	0.009 (1.558)	-0.023*** (-3.124)	-0.003 (-0.447)	-0.003 (-0.451)	-0.004 (-0.608)
$W \times export$	—	—	—	-0.022*** (-5.383)	-0.021*** (-6.006)	-0.025*** (-5.463)	-0.010*** (-2.671)	-0.011*** (-2.468)	-0.014*** (-3.615)
ρ	—	0.137*** (9.109)	—	0.518*** (25.979)	0.599*** (33.499)	0.405*** (18.420)	0.509*** (25.229)	0.526*** (26.613)	0.506*** (25.038)
λ	—	—	0.544*** (28.041)	—	—	—	—	—	—
空间效应固定	否	否	否	否	是	是	是	是	随机
时间效应固定	否	否	否	否	否	是	是	是	是
R^2	0.848 5	0.853 2	0.872 5	0.887 0	0.978 5	0.890 4	0.978 7	0.978 8	0.970 7
调整 R^2	0.848 3	0.841 0	0.847 5	0.856 2	0.867 7	0.846 6	0.267 3	0.267 2	0.797 8
σ^2	0.067 9	0.065 6	0.067 2	0.050 5	0.010 6	0.049 2	0.009 5	0.010 5	0.010 6
Durbin-Watson 检验值	1.556 7	—	—	—	—	—	—	—	—
对数似然函数值	-227.731	-184.285	-273.775	135.883	2 689.086	219.984	2 753.396	2 753.310	1 937.56
ϕ^2	—	—	—	—	—	—	—	—	0.103*** (16.955)
空间 Hasuman 检验值	—	—	—	—	—	—	370.352 [0.000]	—	—
<i>LM-SAR</i>	633.184 [0.000]	—	—	—	—	—	10.779 [0.096]	11.269 [0.080]	22.494 [0.000]
稳健 <i>LM-SAR</i>	65.621 [0.000]	—	—	—	—	—	11.105 [0.085]	11.180 [0.083]	22.853 [0.000]
<i>LM-SER</i>	579.533 [0.000]	—	—	—	—	—	45.841 [0.000]	40.064 [0.000]	58.379 [0.000]
稳健 <i>LM-SER</i>	11.970 [0.001]	—	—	—	—	—	45.232 [0.000]	45.343 [0.000]	178.541 [0.000]

注：***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上是显著的；圆括号内是参数估计的 t 统计量，方括号内是参数的 p 值。

根据表 3 的估计结果,由第 9 列空间效应随机和时间效应固定 SDM 的 ϕ^2 检验结果为 0.103 接近于 0,第 7 列空间 Hausman 的检验值为 370.352, ϕ^2 在 1% 的显著性水平上显著,因此 ϕ^2 检验和空间 Hausman 检验均表明本文应该同时选择空间效应固定和时间效应固定即时空效应双固定的估计方法.相对于 SAR 和 SEM 而言,第 7 列时空效应双固定的 SDM 残差平方和 σ^2 较小,拟合优度 R^2 较大,LM-SAR 和稳健的 LM-SAR,以及 LM-SEM 和稳健的 LM-SEM 均在 1% 的显著性水平上拒绝了 SDM,应该退化为 SAR 或者 SEM 模型.同时,时空效应双固定的 SDM 的残差平方和 σ^2 小于 SDEM 的估计结果,因此时空效应双固定的 SDM 模型相对优于 SAR、SEM 和 SDEM.最后,时空效应双固定的空间杜宾模型 SDM 估计结果的残差平方和 σ^2 小于 SDEM 的估计结果,拟合优度调整 R^2 大于 SDEM 的估计结果,且对数似然函数值是所有模型中最大的,因此时空效应双固定的 SDM 的估计结果是最优的.

根据第 7 列空间杜宾模型的估计结果,影响目标区域 i 经济增长的因素可以分为 3 类:目标区域 i 自身要素投入、邻居区域 j 的要素投入以及邻居区域 j 的收入水平.首先考察目标区域 i 自身要素投入对其经济增长的影响.目标区域 i 互联网运用产生的信息资本对经济增长的弹性值为 0.030.且在 1% 的显著性水平上显著,由此可知互联网运用确实对中国区域经济增长产生了促进作用.本文从互联网运用的视角,与蔡跃洲和张钧南^[4]从投入视角认为信息资本可以通过对其他资本的替代,进而促进中国区域经济增长的结论是一致的.不同的是,本文得到的信息资本对经济增长的贡献值要小于其结论 3.4%,可能的原因有两个,一是本文同时考察了空间互联网运用产生信息资本的空间效应和时间效应,参考文献[4]仅仅考察了空间效应,因此其可能略微高估了信息资本对中国区域经济增长产生的促进作用.二是参考文献[4]采用的是 ICT 硬件和 ICT 软件作为信息资本的代理变量,但是现有学者如 Celbis 和 Crombrughe^[7]、Hofman 等^[43],建议采用互联网运用作为信息资本的代理变量是更加合理和科学的.正如 Jorgenson 和 Khuong^[29]所言,互联网运用及其产生的信息资本,是中国实现经

济快速发展的重要因素之一.

物质资本存量对中国经济增长促进作用的弹性值为 0.121,与金戈^[44]估算的经济基础设施对中国经济增长产出弹性为 13.1% 的结论较为接近.因此,大规模的物质资本投资,确实是促进中国区域经济快速增长一大动力源泉.人力资本对中国经济增长促进作用的贡献率为 0.018,与覃成林和杨霞^[39]估算的人力资本对中国区域经济增长的促进作用基本上一致,且在数值上略小于互联网运用产生的信息资本对经济增长的促进作用.有效折旧率对中国区域经济增长的弹性值为 0.083,大于信息资本和人力资本对经济增长的促进作用.作为控制变量的 FDI 和 $export$,对目标区域经济增长的弹性值分别为 0.011 和 0.022,且均在 1% 的显著性水平上显著.因此,对外开放同样是促进中国区域经济增长不可忽视的重要因素.

值得注意的是,物质资本投资对中国经济增长的贡献率远大于信息资本和人力资本对中国区域经济增长的促进作用.本文给出的解释是,一是如蔡跃洲和张钧南^[4]所言,改革开放以来我国经济增长主要是要素驱动型的,而要素投资是我国经济增长主要的驱动力,因此样本期内中国经济的快速增长主要得益于固定资产投资增加.二是中国自改革开放以来一直注重物质资本积累和投资,1999 年大学才开始扩招,2003 年以来互联网才逐步走向繁荣,因此信息资本和人力资本对中国经济增长的贡献小于物质资本的原因可能是互联网运用和大学扩招的红利并未完全释放,需要更长一段时间才能完全释放其促进中国区域经济增长的动力效应.

邻居区域互联网运用的增加对目标区域经济增长的影响虽然为正却不显著,从而未表现出促进目标区域经济增长的积极作用,原因有待于进一步研究.物质资本投入的增加将会减缓目标区域的经济增长,其弹性值为 -0.019 但是并不显著,这与覃成林和杨霞^[38]对中国区域经济增长的研究中得到邻居区域物质资本水平的提高对目标区域的估计系数为负的结论是一致的.类似地,邻居区域有效折旧率的提升有助于目标区域的经济增长,但同样不显著.与之不同的是,邻居区域人力资本水平的提高会促进目标区域的经济增长,

FDI的增加会阻碍目标区域的经济增长,但均不显著.仅有邻居区域进出口水平的增长对目标区域的经济增长产生显著的阻碍作用.这些不是本文关注的重点问题,在此不做详细讨论.

最后,目标区域的经济增长还受到邻居区域经济增长即空间滞后项 ρ 的综合影响,具体而言,邻居区域的产出水平对目标区域经济增长的弹性值为0.509,约为目标区域自身所有要素投入对其经济增长贡献的2倍,且在1%的显著性水平上显著.这也为促进目标区域的经济增长提供了新的思路,即通过提升其邻居区域的经济增长间接地促进目标区域的经济增长,因此在空间上表现出需要实现区域整体增长和协调发展,进而促进目标区域的经济增长.

3.2 基于多种空间权重矩阵非动态模型的稳健性检验

二进制邻接矩阵的检验结果表明,宽带互联网运用有助于促进中国区域经济增长.为了保证上述估计结果是稳健的,以及在不同空间权重矩阵下进一步识别出宽带互联网运用对区域经济增长的空间效应,将采用地理距离矩阵、经济距离矩阵以及不同矩阵与经济距离矩阵的交互矩阵探讨互联网运用对中国区域经济增长的空间效应作用,进行稳健性检验.表4给出了6种不同空间权重矩阵情形下的稳健性检验结果,其中,第1列~第3列分别为引力矩阵、阈值为截断距离200 km的地理距离矩阵和经济距离矩阵的估计结果,第4列~第6列分别为经济距离与二进制邻接矩阵、引力权重矩阵以及地理距离矩阵交互空间权重矩阵的估计结果.

由表4可知,6种不同类型空间权重矩阵下的 ϕ^2 值均不大于0.116,接近于0,空间Hausman检验值均不小于125.925,且均在1%的显著性水平上显著,表明需要对模型采用时空效应双固定的估计方法.进行时空效应双固定之后,6种不同空间权重矩阵SDM估计结果的调整 R^2 介于0.253 0~0.267 9之间,残差平方和 σ^2 均小于0.116,对数似然函数值均不小于2 484.289,因此SDM估计的结果是可信的和稳健的.

表4中,信息资本对区域经济增长的弹性值介于0.027~0.041之间,采用经济距离矩阵时达到最大值0.041,且均在1%的显著性水平上显

著.因此,互联网运用对中国区域经济增长具有较强的稳健性.相对于表3第7列二进制邻接矩阵估计结果中互联网运用对区域经济增长的弹性值0.030,地理距离矩阵和经济距离矩阵下互联网运用对区域经济增长的弹性值更大.本文认为其原因主要有两个:一是互联网运用本身具有“距离无关”的天然属性,即互联网运用不受距离远近的限制,空间上较远的距离,互联网传输也能瞬间到达.二是经济距离矩阵下目标区域的邻居区域数量更多,产生了较大的规模经济效益和网络效应,因此第3列给出的信息资本的弹性值是最大的.这也说明,中国的经济增长实现区域性整体增长的必要性.同时,经济距离矩阵与地理距离矩阵的交互空间权重矩阵给出了邻居区域互联网运用的增加将会产生负向的空间外溢和阻碍目标区域的经济增长,且在5%的显著性水平上显著.可能的原因是,表4的估计结果并没有考虑区域之间空间外溢的反馈效应,将在接下来的间接效应中给出解释.

目标区域物质资本存量增加、人力资本水平提升和有效折旧率提高对区域经济增长的弹性值分别介于0.118~0.147、0.014~0.021和0.080~0.121之间,作为控制变量的目标区域FDI和export对区域经济增长的弹性值分别介于0.010~0.017和0.022~0.027之间,在1%的显著性水平上显著.因此,中国区域经济快速增长得益于区域要素投入的增加,以及对外开放水平的提升.值得注意的是,邻居区域对外开放水平的提升会阻碍目标区域的经济增长.本文认为,区域开放水平提升有利于内嵌在资本和产品中技术水平的传播,因此邻居区域较高开放水平有利于其经济快速增长,进而对目标区域经济增长产生阻碍作用.

与要素投入对目标区域经济增长相比,邻居区域经济增长依然是影响目标区域经济增长最重要的因素.不同距离、经济以及距离和经济交互空间权重矩阵给出了邻居区域经济增长对目标区域经济增长的弹性值介于0.182~0.578之间,均在1%的显著性水平上显著.因此,要实现中国区域经济的快速增长,有必要采用区域性整体增长的战略,充分利用区域经济增长的空间外溢,带动所有区域经济的共同增长.

表 4 SDM 的不同空间权重矩阵的稳健性检验

Table 4 Robust test under different spatial weight matrixes in SDM

解释变量	空间权重矩阵					
	引力矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济距离与二进制邻接交互矩阵	经济距离与引力交互矩阵	经济距离与地理距离交互矩阵
	1	2	3	4	5	6
<i>internet</i>	0.033 *** (4.103)	0.037 *** (4.560)	0.041 *** (4.879)	0.033 *** (4.343)	0.027 *** (3.361)	0.037 *** (4.653)
<i>capital</i>	0.127 *** (15.368)	0.132 *** (15.622)	0.147 *** (17.169)	0.118 *** (14.336)	0.128 *** (15.397)	0.129 *** (15.499)
<i>psacp</i>	0.021 *** (2.670)	0.017 ** (2.096)	0.019 ** (2.401)	0.015 ** (2.047)	0.017 ** (2.174)	0.014 * (1.752)
<i>depreci</i>	0.080 *** (8.885)	0.091 *** (9.683)	0.121 *** (14.242)	0.087 *** (10.015)	0.078 *** (8.703)	0.093 *** (10.341)
<i>FDI</i>	0.017 *** (4.368)	0.016 *** (3.986)	0.013 *** (3.365)	0.010 *** (2.620)	0.016 *** (4.156)	0.017 *** (4.294)
<i>export</i>	0.026 *** (9.522)	0.026 *** (9.631)	0.026 *** (10.567)	0.022 *** (8.009)	0.027 *** (9.571)	0.024 *** (9.306)
$W \times internet$	0.003 (0.155)	-0.017 (-0.803)	0.021 (0.673)	0.009 (0.744)	0.020 (1.232)	-0.031 ** (-2.059)
$W \times capital$	-0.017 (-0.786)	-0.025 (-1.361)	0.002 (0.055)	0.001 (0.089)	-0.025 (-1.369)	-0.006 (-0.459)
$W \times psacp$	-0.043 * (-1.871)	0.003 (0.147)	0.017 (0.566)	0.008 (0.711)	0.009 (0.537)	0.035 ** (2.451)
$W \times depreci$	0.001 (0.025)	-0.001 (-0.055)	0.042 (1.320)	-0.007 (-0.630)	0.019 (1.206)	-0.006 (-0.464)
$W \times FDI$	-0.016 * (-1.781)	-0.015 ** (-2.009)	0.014 (1.079)	-0.001 (-0.195)	-0.015 ** (-1.953)	-0.014 ** (-2.308)
$W \times export$	-0.021 *** (-3.917)	-0.015 *** (-2.967)	-0.017 ** (-1.989)	-0.008 ** (-2.216)	-0.018 *** (-3.763)	-0.009 ** (-2.311)
ρ	0.578 *** (20.704)	0.474 *** (15.564)	0.182 *** (4.277)	0.425 *** (24.692)	0.496 *** (20.339)	0.399 *** (17.926)
空间效应固定	是	是	是	是	是	是
时间效应固定	是	是	是	是	是	是
R^2	0.977 0	0.957 5	0.973 2	0.978 6	0.977 2	0.976 7
调整 R^2	0.267 9	0.264 6	0.253 0	0.264 1	0.266 3	0.265 3
σ^2	0.010 3	0.010 9	0.0120	0.009 6	0.010 2	0.010 4
对数似然函数值	2 670.812	2 628.208	2 484.289	2 740.083	2 673.656	2 668.509
ϕ^2	0.101 [0.000]	0.104 [0.000]	0.109 [0.000]	0.110 [0.000]	0.109 [0.000]	0.116 [0.000]
空间 Hasuman 检验值	291.087 [0.000]	125.925 [0.000]	288.846 [0.000]	260.430 [0.000]	237.122 [0.000]	127.257 [0.000]

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 1% 的显著性水平上是显著的；圆括号内是参数估计的 t 统计量，方括号内是参数的 p 值；受篇幅限制，表 4 未给出 $LM-SAR$ 、稳健 $LM-SAR$ 、 $LM-SEM$ 和稳健 $LM-SEM$ 的估计结果，有需要的读者可与作者联系。

3.3 互联网运用促进经济增长的时空动态分析及稳健性检验

经验分析的结果表明,互联网运用对区域经济增长具有显著的促进作用.但是这种促进作用是短期的,还是长期的?抑或二者均存在?参考潘

文卿和范庆泉^[45]的做法,将从时间维度考察互联网运用对区域经济增长的时间效应,即互联网运用促进区域经济增长是短期效应还是长期效应.因此,需要对式(24)即 DSDM 进行估计,估计结果见表 5.

表 5 DSDM 模型的不同空间权重矩阵回归结果分析
Table 5 Estimation results under different spatial weight matrixes in DSDM

变量	空间权重矩阵						
	二进制邻接矩阵	引力矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济距离与二进制邻接交互矩阵	经济距离与引力交互矩阵	经济距离与地理距离交互矩阵
	1	2	3	4	5	6	7
<i>timelag pergdp</i>	0.551 *** (30.179)	0.526 *** (28.862)	0.497 *** (26.868)	0.552 *** (31.184)	0.544 *** (29.737)	0.575 *** (32.103)	0.544 *** (29.884)
<i>spacetimelag pergdp</i>	-0.361 *** (-10.465)	-0.348 *** (-7.003)	-0.169 *** (-3.562)	-0.561 *** (-9.532)	-0.283 *** (-9.737)	-0.472 *** (-12.119)	-0.315 *** (-9.436)
<i>internet</i>	0.013 * (1.669)	0.018 ** (2.138)	0.019 ** (2.319)	0.026 *** (2.907)	0.015 * (1.895)	0.013 * (1.672)	0.019 ** (2.303)
<i>capital</i>	0.058 *** (6.868)	0.058 *** (6.623)	0.060 *** (6.679)	0.059 *** (6.512)	0.053 *** (6.211)	0.048 *** (5.591)	0.053 *** (6.072)
<i>psacp</i>	0.009 (1.207)	0.010 (1.303)	0.009 (1.073)	0.011 (1.304)	0.009 (1.118)	0.008 (0.999)	0.008 (1.028)
<i>depreci</i>	0.081 *** (9.616)	0.079 *** (8.916)	0.089 *** (9.350)	0.118 *** (14.355)	0.085 *** (10.26)	0.078 *** (9.076)	0.089 *** (10.060)
<i>FDI</i>	0.008 * (1.907)	0.009 ** (2.097)	0.009 ** (2.058)	0.008 ** (1.967)	0.007 * (1.706)	0.007 * (1.798)	0.009 ** (2.094)
<i>export</i>	0.013 *** (4.935)	0.015 *** (5.386)	0.015 *** (5.561)	0.018 *** (7.389)	0.013 *** (4.818)	0.014 *** (4.943)	0.014 *** (5.317)
<i>W × internet</i>	0.016 (1.048)	0.014 (0.651)	0.006 (0.285)	0.045 (1.350)	0.012 (0.989)	0.023 (1.357)	-0.007 (-0.460)
<i>W × capital</i>	-0.028 * (-1.797)	-0.036 (-1.448)	-0.034 * (-1.670)	0.054 * (1.746)	-0.009 (-0.663)	0.009 (0.449)	0.011 (0.681)
<i>W × psacp</i>	0.001 (0.073)	-0.029 (-1.216)	-0.004 (-0.176)	0.028 (0.802)	0.001 (0.109)	0.005 (0.256)	0.012 (0.815)
<i>W × depreci</i>	-0.004 (-0.277)	0.002 (0.111)	-0.002 (-0.095)	0.024 (0.752)	-0.007 (-0.609)	0.009 (0.582)	-0.011 (-0.797)
<i>W × FDI</i>	-0.003 (-0.489)	-0.006 (-0.593)	-0.005 (-0.644)	0.015 (1.086)	-0.002 (-0.343)	-0.005 (-0.593)	-0.005 (-0.800)
<i>W × export</i>	-0.002 (-0.396)	-0.007 (-1.365)	-0.001 (-0.128)	-0.009 (-1.210)	-0.001 (-0.331)	-0.003 (-0.724)	0.001 (0.076)
ρ	0.555 *** (19.237)	0.621 *** (14.513)	0.455 *** (10.759)	0.354 *** (7.839)	0.457 *** (18.834)	0.576 *** (17.079)	0.453 *** (15.413)
空间效应固定	是	是	是	是	是	是	是
时间效应固定	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.981 6	0.980 0	0.978 1	0.977 3	0.981 5	0.981 2	0.980 0
调整 R^2	0.362 9	0.360 4	0.362 1	0.366 5	0.361 0	0.369	0.358 8
σ^2	0.007 7	0.008 4	0.009 1	0.009 5	0.007 7	0.007 9	0.008 3
对数似然函数值	2 799.793	2 715.361	2 628.325	2 580.789	2 784.882	2 778.575	2 714.738

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号内是参数估计的t统计量。

表 5 中第 1 列 ~ 第 4 列分别为二进制邻接矩阵、引力矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵的估计结果,第 5 列 ~ 第 7 列分别为经济距离矩阵与二进制邻接矩阵、引力矩阵和地理距离矩阵交互的交互空间权重矩阵的估计结果。

由表 5 可知无论是第 1 列二进制邻接矩阵的估计结果,还是第 2 列 ~ 第 7 列引力、地理距离、经济距离以及地理距离和经济距离交互空间权重矩阵的估计结果,调整 R^2 介于 0.358 8 ~ 0.369 之间,大于表 3 第 7 列的 0.267 3 和表 4 第 1 列 ~ 第 6 列的最大值 0.267 9; σ^2 介于 0.007 7 ~ 0.009 5 之间,不大于表 3 第 7 列的 0.009 5 和表 4 第 1 列 ~ 第 6 列的最小值 0.009 6。因此,考虑时间效应之后的表 5 第 1 列 ~ 第 7 列 DSDM 估计结果明显优于非动态 SDM 的估计结果。与表 3 和表 4 即 SDM 的估计结果相比,表 5 的估计结果表明目标区域经济增长受到自身要素投入、邻居区域要素投入以及邻居区域产出水平的影响,这与 SDM 中的影响是类似的,不同的是,目标区域的经济增长还将受到自身 $t-1$ 期收入水平以及邻居区域 $t-1$ 期产出水平的综合影响。

根据表 5 的估计结果,目标区域信息资本对区域经济增长的弹性值介于 0.013 ~ 0.026 之间,至少在 10% 的显著性水平上显著。就其大小而言,小于表 3 和表 4 中信息资本对区域经济增长的弹性值。邻居区域信息资本的增加会对目标区域的经济增长产生正向的促进作用但并不显著,同样小于表 3 和表 4 给出的估计结果,其原因是 SDM 估计忽视了目标区域的经济增长受到自身 $t-1$ 期产出水平以及邻居区域 $t-1$ 期产出水平的综合影响,因此 SDM 高估了目标区域互联网运用对区域经济增长的促进作用。值得一提的是,信息资本对区域经济增长的弹性值小于物质资本投资的促进作用,但是大于人均

人力资本和 FDI 对区域经济增长的促进作用,与 $export$ 对区域经济增长的促进作用相当,同样说明互联网运用是促进中国区域经济增长的重要因素。

在不同空间权重矩阵的 DSDM 估计结果中,目标区域 $t-1$ 期产出水平对其经济增长的弹性值介于 0.497 ~ 0.575 之间,邻居区域 t 期产出水平对目标区域经济增长的弹性值介于 0.354 ~ 0.621 之间,且均在 1% 的显著性水平上显著。因此,目标区域的 $t-1$ 收入水平和邻居区域 t 期产出水平也是决定目标区域经济增长的重要因素。不同的是,邻居区域 $t-1$ 期产出水平的增加会阻碍目标区域的经济增长,且弹性值介于 0.169 ~ 0.561 之间,且均在 1% 的显著性水平上显著,同样说明了实现区域性整体增长和区域协调发展的必要性。

目标区域物质资本、有效折旧率、 FDI 和 $export$ 的增加同样有助于自身经济增长,弹性值分别介于 0.048 ~ 0.059、0.007 ~ 0.009、0.007 ~ 0.009 和 0.013 ~ 0.015 之间,且至少在 10% 的显著性水平上显著。但邻居区域要素投入的增加对目标区域的经济增长并未表现出显著的促进作用。值得一提的是,无论目标区域人力资本水平的提升,抑或邻居区域人力资本水平的提升均未对区域经济增长产生显著促进作用,其原因可能有两个:一是单个区域人力资本水平的提升很难产生显著的促进作用,当所有区域的人力资本水平均提升时即可产生显著的促进作用;二是人力资本对区域经济增长的促进作用是通过区域之间的空间互动实现的,正如表 6 所示,人力资本具有显著的短期和长期的间接效应和总效应,也是能够显著促进区域经济增长的。

表 6 DSDM 的短期效应与长期效应估计结果
Table 6 Estimation results of short-term effect and long-term effect in DSDM

期限	效应	解释变量	空间权重矩阵						
			二进制邻接矩阵	引力矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济距离与二进制邻接交互矩阵	经济距离与引力交互矩阵	经济距离与地理距离交互矩阵
			1	2	3	4	5	6	7
短期效应	直接效应	<i>internet</i>	0.016 * (1.859)	0.019 ** (2.178)	0.021 ** (2.324)	0.026 *** (2.926)	0.017 ** (2.023)	0.015 * (1.757)	0.021 ** (2.293)
		<i>capital</i>	0.074 *** (8.108)	0.068 *** (7.468)	0.066 *** (7.191)	0.063 *** (6.981)	0.072 *** (7.549)	0.063 *** (6.629)	0.066 *** (7.254)
		<i>psacp</i>	0.011 (1.362)	0.012 (1.405)	0.010 (1.104)	0.011 (1.317)	0.010 (1.205)	0.009 (1.093)	0.009 (1.089)
		<i>depreci</i>	0.089 *** (10.075)	0.084 *** (8.820)	0.092 *** (9.336)	0.120 *** (13.808)	0.941 *** (10.582)	0.085 *** (8.881)	0.095 *** (10.113)
	间接效应	<i>internet</i>	0.035 * (1.942)	0.055 ** (2.097)	0.032 * (1.907)	0.031 ** (2.123)	0.025 * (1.791)	0.035 * (1.707)	0.029 * (1.818)
		<i>capital</i>	0.238 *** (9.265)	0.300 *** (5.844)	0.209 *** (7.598)	0.213 *** (9.316)	0.183 *** (10.114)	0.238 *** (7.236)	0.194 *** (9.485)
		<i>psacp</i>	0.027 ** (2.187)	0.040 ** (2.210)	0.023 ** (2.172)	0.018 ** (2.239)	0.018 ** (1.996)	0.026 * (1.877)	0.021 ** (2.193)
		<i>depreci</i>	0.123 *** (7.668)	0.167 *** (4.790)	0.099 *** (5.821)	0.093 *** (5.961)	0.087 *** (8.319)	0.132 *** (6.082)	0.093 *** (7.553)
	总效应	<i>internet</i>	0.051 ** (2.115)	0.074 ** (2.324)	0.053 ** (2.382)	0.057 *** (2.939)	0.042 ** (2.138)	0.049 * (1.905)	0.049 ** (2.274)
		<i>capital</i>	0.313 *** (10.003)	0.368 *** (6.646)	0.275 *** (8.769)	0.276 *** (10.529)	0.255 *** (10.276)	0.299 *** (7.800)	0.259 *** (10.174)
		<i>psacp</i>	0.038 ** (1.991)	0.521 ** (2.082)	0.033 * (1.883)	0.029 ** (1.972)	0.027 * (1.742)	0.036 * (1.678)	0.030 * (1.812)
		<i>depreci</i>	0.212 *** (9.277)	0.252 *** (6.248)	0.191 *** (8.118)	0.213 *** (10.538)	0.181 *** (10.217)	0.218 *** (7.641)	0.188 *** (9.680)
长期效应	直接效应	<i>internet</i>	0.034 * (1.817)	0.039 ** (2.175)	0.042 ** (2.360)	0.057 *** (2.843)	0.037 ** (1.997)	0.032 * (1.702)	0.044 ** (2.264)
		<i>capital</i>	0.153 *** (7.776)	0.141 *** (7.365)	0.138 *** (7.375)	0.124 *** (6.241)	0.148 *** (7.236)	0.122 *** (6.253)	0.133 *** (7.006)
		<i>psacp</i>	0.023 (1.318)	0.025 (1.391)	0.019 (1.123)	0.025 (1.251)	0.021 (1.176)	0.019 (1.032)	0.019 (1.048)
		<i>depreci</i>	0.192 *** (9.214)	0.177 *** (8.217)	0.186 *** (8.884)	0.268 *** (12.203)	0.201 *** (9.582)	0.187 *** (8.269)	0.202 *** (9.381)
	间接效应	<i>internet</i>	0.057 * (1.766)	0.106 * (1.692)	0.093 * (1.799)	-0.001 (-0.049)	0.045 * (1.645)	0.034 (1.331)	0.042 (1.569)
		<i>capital</i>	0.400 *** (5.809)	0.584 *** (3.028)	0.570 *** (3.759)	0.149 *** (4.913)	0.346 *** (7.219)	0.275 *** (5.452)	0.315 *** (6.773)
		<i>psacp</i>	0.044 ** (2.099)	0.079 * (1.772)	0.065 * (1.807)	0.005 (0.494)	0.033 * (1.921)	0.028 * (1.855)	0.033 ** (2.165)
		<i>depreci</i>	0.183 *** (4.050)	0.318 ** (2.398)	0.307 *** (2.892)	-0.058 ** (-2.306)	0.151 *** (4.791)	0.102 *** (2.910)	0.123 *** (3.923)
	总效应	<i>internet</i>	0.091 ** (2.062)	0.146 ** (2.019)	0.136 ** (2.188)	0.056 *** (2.875)	0.082 ** (2.098)	0.066 * (1.893)	0.086 ** (2.268)
		<i>capital</i>	0.553 *** (7.024)	0.725 *** (3.608)	0.709 *** (4.445)	0.723 *** (8.429)	0.494 *** (8.086)	0.037 *** (6.733)	0.448 *** (8.194)
		<i>psacp</i>	0.067 * (1.944)	0.103 * (1.818)	0.085 * (1.731)	0.029 * (1.951)	0.053 * (1.702)	0.047 * (1.656)	0.052 * (1.796)
		<i>depreci</i>	0.376 *** (6.539)	0.495 *** (3.519)	0.493 *** (4.289)	0.211 *** (8.323)	0.352 *** (7.797)	0.289 *** (6.532)	0.325 *** (7.588)

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著；括号内是参数估计的 *t* 统计量。

4 互联网运用促进区域经济增长复合机制的进一步讨论

4.1 互联网运用促进区域经济增长的时空机制

与非动态 SDM 中区域要素投入会产生直接效应和间接效应不同的是, DSDM 中要素投入的效应有短期直接效应、短期间接效应、短期总效应, 长期直接效应、长期间接效应和长期总效应之分^③。对于式(25)的动态空间杜宾模型, 其短期效应可表示为

$$\left[\frac{\partial E(y)}{\partial x_{1k}}, \dots, \frac{\partial E(y)}{\partial x_{4k}} \right]_t = (I - \lambda)^{-1} [\beta_k I_4 + \gamma_k W] \quad (26)$$

长期效应可以表示为

$$\left[\frac{\partial E(y)}{\partial x_{1k}}, \dots, \frac{\partial E(y)}{\partial x_{4k}} \right] = \left[(1 - \tau)I - (\lambda + \xi)W \right]^{-1} [\beta_k I_4 + \gamma_k W] \quad (27)$$

式(26)和式(27)均是矩阵形式, 其对角线上的元素之和分别是要素投入的短期直接效应和长期直接效应, 非对角线上的元素之和分别为要素投入的短期间接效应和长期间接效应。受篇幅限制, 表 6 仅给出了信息资本、物质资本、人力资本和有效折旧率增加对中国区域经济增长的短期效应和长期效应估计结果。具体而言, 第 1 列 ~ 第 4 列分别为二进制邻接矩阵、引力矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵情形下要素投入的短期和长期的直接、间接和总效应, 第 5 列 ~ 第 7 列分别为经济距离矩阵与二进制邻接矩阵、引力矩阵和地理距离矩阵的交互空间权重矩阵短期和长期的直接、间接效应和总效应估计结果。

由表 6 的结果可知, 信息资本的增加不仅会对中国区域经济增长产生直接和间接的促进作用, 还通过短期效应和长期直接效应促进中国区域经济增长。就短期效应而言, 目标区域信息资本的直接效应弹性值介于 0.015 ~ 0.026 之间, 间接效应弹性值介于 0.025 ~ 0.055 之间, 总效应的弹性值介于 0.042 ~ 0.074 之间, 至少在 10% 的显著性水平上显著。与表 3、表 4 和表 5 中邻居区域

信息资本的增加并未对目标区域的经济增长产生显著的促进作用相比, 表 6 中考虑了区域之间反馈效应之后, 信息资本对区域经济增长表现出显著的促进作用。由此可知互联网运用不仅可以直接促进目标区域的经济增长, 还通过空间外溢效应和反馈效应共同促进区域经济增长。不仅如此, 互联网运用的间接效应对区域经济增长的促进作用明显大于直接效应, 本文认为互联网运用对中国区域经济增长主要是通过邻居区域之间的空间外溢来实现的。事实上, 互联网运用不仅能够短期内促进中国区域经济增长, 其大小也超过了 Harb^[5] 对阿拉伯和中东国家对经济增长贡献的测度。

就互联网运用的长期效应而言, 目标区域互联网运用的增加还对中国区域经济增长产生显著的长期直接效应、间接效应和总效应。目标区域信息资本的增加对区域经济增长长期直接效应弹性值介于 0.032 ~ 0.057 之间、长期间接效应弹性值介于 0.045 ~ 0.106 之间, 长期总效应的弹性值介于 0.056 ~ 0.146 之间, 至少在 10% 的显著性水平上显著。就大小而言, 互联网运用的长期直接效应、长期间接效应和长期总效应均大于对应的短期直接、间接和总效应。由此可知, 互联网运用对中国区域经济增长的长期影响远大于短期影响。不仅如此, 互联网运用对中国区域经济增长的促进作用已经超过 Nibel^[46] 对发展中国家测度的弹性值(0.08)。因此从长期看, 发展互联网运用能够有效促进中国区域经济的长期增长^[47]。实际上, 截至 2016 年互联网运用对中国区域经济增长的促进作用, 已经实现了 2014 年麦肯锡全球研究院预测 2013 年 ~ 2015 年互联网运用将会对中国 GDP 总量增长贡献达到 7% ~ 22% 的预测。

另外, 目标区域物质资本和有效折旧率均表现出显著的短期直接、间接和总效应, 物质资本、人力资本和有效折旧率均表现出长期的直接、间接和总效应, 至少在 10% 的显著性水平上显著。这些不是本文关注的重点问题, 在此不做深入讨论。

4.2 互联网运用促进区域经济增长的内生问题处理

经济增长目标具有很强的持续性, 经济增长

③ 限于篇幅, 本文未给出 SDM 模型的直接、间接和总效应估计结果, 有需要的读者可与作者联系。

与互联网运用可能存在自相关问题,也可能存在反向因果关系.事实上,Pradhan等^[47]已经验证了互联网运用与经济增长之间存在双向格兰杰因果关系.鉴于此,参考Ciccarelli和Elhorst^[48]的做法,将区域的被解释变量人均产出水平均值 \bar{y}_i 及其时间滞后项均值 \bar{y}_{i-1} 作为共同因子(common factor),尝试解决区域的互联网运用与经济增长之间的内生性问题,进一步检验本文结果的稳健

性.表7给出了目标区域的 \bar{y}_i 和 \bar{y}_{i-1} 作为共同因子时DSDM的估计结果.作为对比,第1列~第4列为二进制邻接矩阵下分别控制 \bar{y}_i 、 \bar{y}_{i-1} 、 \bar{y}_i 和 \bar{X}_i ,以及 \bar{y}_i 和 \bar{y}_{i-1} 时的估计结果,第5列~第10列分别为控制 \bar{y}_i 和 \bar{y}_{i-1} 时,引力矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵和经济距离矩阵分别与二进制邻接矩阵、引力矩阵和地理距离矩阵的交互空间权重矩阵的估计结果^④.

表7 人均产出水平及其时间滞后项为共同因子的估计结果

Table 7 Estimated results of average per capita income level and its time lag are the common factors

变量	空间权重矩阵									
	二进制邻接矩阵				引力矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济距离与二进制邻接交互矩阵	经济距离与引力交互矩阵	经济距离与地理距离交互矩阵
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$pergdp_{i-1}$	0.657*** (35.558)	0.633*** (34.321)	0.421*** (20.53)	0.398*** (19.35)	0.433*** (20.82)	0.443*** (19.60)	0.490*** (25.68)	0.428*** (20.63)	0.385*** (18.863)	0.447*** (20.374)
$W \times pergdp_{i-1}$	-0.273*** (-6.987)	-0.071 (-1.408)	0.092* (1.892)	-0.631* (-1.731)	-0.115*** (-3.721)	-0.146*** (-3.928)	-0.191*** (-4.797)	-0.079*** (-2.857)	-0.113*** (3.386)	-0.128*** (-4.217)
$internet$	0.014*** (2.889)	0.014*** (2.917)	0.014*** (2.926)	0.016*** (3.492)	0.015*** (3.259)	0.016*** (3.159)	0.019*** (3.913)	0.017*** (3.497)	0.016*** (3.422)	0.018*** (3.471)
$capit$	0.025*** (5.547)	0.026*** (6.028)	0.024*** (5.584)	0.032*** (6.499)	0.031*** (6.253)	0.034*** (6.283)	0.030*** (5.881)	0.032*** (6.433)	0.032*** (3.422)	0.032*** (5.927)
$psacp$	0.007 (1.386)	0.009* (1.889)	0.014*** (2.737)	0.001 (0.149)	0.002 (0.373)	0.003*** (0.575)	0.004 (0.762)	0.002 (0.387)	0.001 (0.031)	0.003 (0.649)
$depre$	0.061*** (15.271)	0.053*** (13.073)	0.045*** (11.80)	0.051*** (13.59)	0.053*** (14.35)	0.069*** (17.263)	0.057*** (14.43)	0.055*** (14.69)	0.053*** (14.27)	0.069*** (17.302)
FDI	0.009*** (4.235)	0.009*** (4.336)	0.011*** (5.342)	0.008*** (2.987)	0.008*** (2.839)	0.014*** (4.647)	0.013*** (4.381)	0.009*** (3.228)	0.009*** (3.521)	0.014*** (4.701)
$export$	-0.001 (-0.717)	-0.001 (-0.897)	-0.001 (-0.354)	0.002* (1.930)	0.002* (1.731)	0.003*** (2.829)	0.001 (0.901)	0.002* (1.663)	0.002** (2.048)	0.003*** (2.830)
$W \times internet$	-0.067*** (-6.717)	-0.053*** (-5.227)	-0.052*** (-5.431)	0.016*** (3.561)	0.011*** (3.223)	0.055*** (3.940)	0.014*** (4.192)	0.011*** (3.199)	0.014*** (3.444)	0.024** (2.545)
$W \times pergdp$	0.531*** (16.373)	0.548*** (17.192)	0.452*** (13.00)	0.449*** (13.42)	0.354*** (15.09)	0.259*** (5.670)	0.250*** (6.105)	0.273*** (13.57)	0.335*** (11.68)	0.240*** (0.753)
调整 R^2	0.972 5	0.971 9	0.981 1	0.987 7	0.987 7	0.987 5	0.988	0.988	0.987 8	0.987 5
σ^2	0.001 8	0.001 8	0.001 3	0.000 9	0.000 9	0.001 0	0.009	0.000 9	0.000 9	0.001 0
空间效应固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
仿时间效应固定	否	否	否	否	否	否	否	否	否	否
共同因子	\bar{y}_i	\bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{X}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}	\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}
CADF 检验值	-2.382	-0.460	-2.696	-2.715	-2.715	-2.174	-2.714	-2.157	-2.715	-2.715
$\hat{\tau} + \hat{\delta} + \hat{\eta} - 1$ 检验值	-0.086 (-3.162)	0.0197 (3.328)	-0.035 (-0.961)	-0.216 (-6.301)	-0.328 (-11.81)	-0.670 (-17.26)	-0.751 (-14.42)	-0.377 (-14.88)	-0.268 (-8.614)	-0.666 (-22.394)
CD 检验值	7.779	17.534	5.255	-2.427	-3.161	-2.820	-3.484	-3.723	-2.773	-2.697
α	0.845 [0.204]	0.789 [0.321]	0.921 [0.125]	0.163 [0.014]	0.412 [0.049]	0.435 [0.028]	0.213 [0.036]	0.492 [0.035]	0.328 [0.531]	0.613 [0.591]

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;圆括号内是参数估计的t统计量,方括号内是参数估计的p值.

④ 受篇幅限制,二进制邻接矩阵中不引入共同因子,以及引力矩阵等多种空间权重矩阵中引入不同共同因子的估计结果并未给出,有需要的读者可与作者联系.另, $\bar{X} = (1/N) \sum_{i=1}^N$.

表 7 第 1 列 ~ 第 4 列的估计结果表明,当 \bar{y}_i 和 \bar{y}_{i-1} 作为共同因子,即第 4 列, $\alpha \in (0, 0.75)$, $\hat{\tau} + \hat{\delta} + \hat{\eta} - 1 < 0$, 且 CADF 检验值为 -2.715 , CD 检验值为 -2.472 , 因此估计结果是最优的. 同时, 第 5 列 ~ 第 10 列 CADF 检验均不小于 -2.715 , 且 $\hat{\tau} + \hat{\delta} + \hat{\eta} - 1$ 检验值均小于 0, CD 检验值均不小于 -3.723 , 且 α 值在 $(0, 0.75)$ 的开区间内, 至少在 10% 的显著性水平上显著. 因此, 表 7 的估计结果是可信的和稳健的.

将互联网运用与区域经济增长之间的相互影响纳入分析框架, 估计结果与表 5 的结果类似. 表 7 表明, 目标区域信息资本对区域经济增长的弹性值介于 $0.015 \sim 0.019$ 之间, 邻居区域信息资本对区域经济增长的弹性值介于 $0.011 \sim 0.055$ 之间, 均与表 5 估计结果大小相当. 不同的是, 表 7 中邻居区域信息资本对目标区域经济增长的促进作用至少在 5% 的显著性水平上显著, 表 5 中却不显著. 因此, 同时考虑区域互联网运用与经济增长之间内生关系的结果表明, 互联网运用及其空间

外溢效应确实是促进区域经济增长的重要机制.

需要说明的是, 表 7 的估计结果同样没有考察互联网运用对区域经济增长的促进作用在不同区域之间的反馈效应. 参考 Ciccarelli 和 Elhorst^[48] 计算短期和长期直接、间接和总效应的方法, 受篇幅限制, 表 8 仅给出了区域互联网运用的短期和长期的直接、间接和总效应.

表 8 结果表明, 互联网运用对区域经济增长不仅具有短期效应即第 1 列 ~ 第 3 列, 还具有长期效应即第 4 列 ~ 第 6 列. 就短期效应而言, 区域互联网运用的短期直接效应弹性值介于 $0.015 \sim 0.019$ 之间, 间接效应弹性值介于 $0.013 \sim 0.041$ 之间, 总效应弹性值介于 $0.030 \sim 0.056$ 之间, 略小于表 6 给出的相关结果. 就长期效应而言, 互联网运用长期直接效应弹性值介于 $0.028 \sim 0.038$ 之间, 间接效应弹性值介于 $0.017 \sim 0.078$ 之间, 总效应弹性值介于 $0.048 \sim 0.107$ 之间, 且至少是在 10% 的显著性水平上显著, 同样略小于表 6 给出的结果. 因此, 不考虑互联网运用与区域经济增长之间的内生性, 可能会高估其对区域经济增长的促进作用.

表 8 短期和长期直接、间接和总效应估计结果

Table 8 Estimation results of direct effect, indirect effect and total effect in short-term and long-term

空间权重矩阵	效应					
	短期效应			长期效应		
	1	2	3	4	5	6
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
二进制邻接矩阵	0.017 *** (3.749)	0.024 * (1.734)	0.041 ** (2.201)	0.029 *** (3.773)	0.077 * (1.799)	0.107 ** (2.098)
引力矩阵	0.017 *** (3.607)	0.023 * (1.876)	0.039 *** (2.912)	0.030 *** (3.618)	0.049 * (1.924)	0.079 *** (2.798)
地理距离矩阵	0.015 *** (2.923)	0.041 *** (3.462)	0.056 *** (4.963)	0.028 *** (2.942)	0.078 *** (3.478)	0.106 *** (4.844)
经济距离矩阵	0.019 *** (3.975)	0.013 ** (2.174)	0.032 ** (2.246)	0.038 *** (3.816)	0.017 *** (2.266)	0.055 *** (3.243)
经济距离与二进制邻接交互矩阵	0.017 *** (3.449)	0.018 * (1.926)	0.035 ** (2.588)	0.030 *** (3.416)	0.017 ** (2.198)	0.048 ** (2.561)
经济距离与引力交互矩阵	0.017 *** (3.536)	0.014 * (1.823)	0.030 ** (2.416)	0.029 *** (3.557)	0.048 * (1.674)	0.077 ** (2.338)
经济距离与地理距离交互矩阵	0.017 *** (3.268)	0.017 ** (2.108)	0.034 *** (4.361)	0.031 *** (3.289)	0.032 ** (2.163)	0.063 *** (4.298)

注: ***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著; 括号内是参数估计的 t 统计量.

4.3 互联网运用促进区域经济增长的中介效应机制

为了进一步探讨互联网运用对区域经济增长的作用机制,参考张勋等^[49]的方法,将区域的创新能力和知识存量作为中介变量,以检验区域创新能力和知识存量对互联网运用促进区域经济增长的中介效应.具体而言,在参考杨海明等^[50]变量选取的基础上,分别采用每万人专利申请数 *apply*(专利申请数与年末总人口之比)、每万人专利申请与专利授权数之和 *patent*(专利申请与授权数之和与年末总人口之比)来测度区域的创新能

力,以每万人专利授权数 *warr*(专利授权数与年末总人口之比)来测度区域的知识存量.

表9给出了区域创新能力和知识存量分别作为中介变量,区域互联网运用促进经济增长的中介效应检验结果.在时空效应双固定下,第1列为区域人均产出水平对信息资本和控制变量的回归结果,第2列~第4列为人均产出水平分别对加入专利申请数、专利申请与专利授权数之和、专利授权数的回归结果,第5列~第7列分别为每万人专利申请数、专利申请与授权数之和、专利授权数作为被解释变量对信息资本及控制变量的回归结果.

表9 区域创新促进区域经济增长的中介效应检验结果

Table 9 Estimation results of regional innovation' intermediary effect on regional economic growth

解释变量	中介效应						
	<i>pergdp</i>				<i>apply</i>	<i>patent</i>	<i>warr</i>
	1	2	3	4	5	6	7
<i>internet</i>	0.045 *** (5.389)	0.039 *** (4.642)	0.041 *** (4.898)	0.039 *** (4.652)	0.164 *** (6.279)	0.171 *** (6.605)	0.194 *** (7.667)
<i>capital</i>	0.151 *** (17.839)	0.147 *** (17.405)	0.149 *** (17.643)	0.147 *** (17.371)	0.112 *** (4.235)	0.121 *** (4.628)	0.084 *** (3.278)
<i>psacp</i>	0.021 ** (2.586)	0.018 ** (2.166)	0.020 ** (2.423)	0.018 ** (2.182)	0.093 *** (3.602)	0.095 *** (3.710)	0.069 *** (2.762)
<i>depreci</i>	0.122 *** (14.302)	0.116 *** (13.702)	0.119 *** (13.939)	0.115 *** (13.557)	0.141 *** (5.306)	0.173 *** (6.603)	0.139 *** (5.404)
<i>FDI</i>	0.014 *** (3.694)	0.015 *** (3.879)	0.015 *** (3.789)	0.015 *** (3.859)	-0.016 (-1.324)	-0.015 (-1.281)	-0.018 (-1.520)
<i>export</i>	0.025 *** (10.315)	0.023 *** (9.364)	0.024 *** (9.853)	0.023 *** (9.386)	0.061 *** (8.013)	0.062 *** (8.289)	0.053 *** (7.284)
<i>apply</i>	—	0.038 *** (6.734)	—	—	—	—	—
<i>patent</i>	—	—	0.036 *** (6.244)	—	—	—	—
<i>warr</i>	—	—	—	0.019 *** (3.314)	—	—	—
空间效应固定	是	是	是	是	是	是	是
时间效应固定	是	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.972 9	0.973 1	0.973 0	0.973 2	0.951 5	0.952 8	0.954 9
σ^2	0.011 2	0.012 0	0.012 1	0.012 0	0.118 8	0.115 9	0.111 4
Durbin-Watson 检验值	1.754 0	1.762 2	1.754 4	1.761 3	1.802 0	1.815 5	1.722 3

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著.

表9时空效应双固定的中介效应估计结果表明,第1列~第7列的调整 R^2 最小值为0.951 5,残

差平方和 σ^2 均不大于0.118 8,Durbin-Watson 检验值均接近于2,因此表9的估计结果是可信的.

根据第 1 列的估计结果, 信息资本对中国区域经济增长的弹性值为 0.045, 大于分别加入路径变量即每万人专利申请数表示的创新能力的第 2 列) 的 0.039、每万人专利申请数与授权数之和表示的创新能力的第 3 列) 的 0.041, 以及每万人专利授权数表示的知识存量(第 4 列) 的 0.039, 且均在 1% 的显著性水平上显著。分别以每万人专利申请数、专利申请与授权数之和, 以及每万人专利授权数作为被解释变量(即第 5 列 ~ 第 7 列), 对互联网运用及控制变量回归结果表明, 信息资本的弹性值分别为 0.164、0.171 和 0.194, 均在 1% 的显著性水平上显著, 因此互联网运用对中介效应的路径变量即区域的创新能力和知识存量同样具有正向的促进作用。由此可知, 互联网运用通过增强区域的创新能力和知识存量, 进而促进了区域的经济增长, 同样是互联网运用促进区域经济增长的重要作用机制。

5 结束语

中国进入互联网和信息时代以来, 转换经济增长动能和保持中高速发展是我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段的迫切要求, 互联网的广泛运用有望成为我国经济增长的新动能和实现新旧动能转换。本文通过构建互联网运用促进区域经济增长的理论模型, 证明了互联网运用及其空间外溢效应能够促进中国区域经济增长。在此基础上设定了经验分析模型, 采用设置二进制邻接矩阵、引力矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵以及经济距离矩阵与其余三者的交互空间权重矩阵, 检验分析结果的稳健性。同时, 还进一步分析了互联网运用促进区域经济增长的时空机制、互联网运用与经济增长之间的内生效应机制,

以及互联网运用改进区域创新能力和知识存量进而促进经济增长的中介效应机制。

本文的研究结果表明: 1) 互联网运用不仅具有促进区域经济增长的短期直接效应和短期总效应, 还具有促进区域经济增长的长期直接效应、长期间接效应和长期总效应, 且具有较强的稳健性。即互联网运用既可在短期内促进中国的区域经济增长, 还会在长期内促进中国区域经济增长, 且长期效应大于短期效应。2) 区域经济增长之间存在较强的空间相关性, 空间外溢效应和反馈效应会放大互联网运用对区域经济增长的促进作用。忽略了区域之间的空间相关性, 会低估互联网运用对我国区域经济增长的促进作用。3) 互联网运用与区域经济增长具有反向因果关系, 区域经济增长使得互联网运用更加活跃, 互联网运用活跃进一步促进区域经济增长。4) 互联网运用有助于提升区域的创新水平和知识存量, 进而通过中介效应促进区域经济增长。

本文的研究结论提供了一些有益的政策启示: 1) 增加互联网的基础设施建设, 特别是增加中西部落后地区网络基础设施建设, 扩大互联网的普及率和覆盖范围。2) 加快互联网研发和升级, 增强互联网的远距离传输能力和减少互联网的传输拥挤, 增加互联网的传输效率。3) 积极改善区域的相关要素条件, 如提升人力资本水平等消除限制互联网运用障碍, 增强互联网要素投入对区域经济增长的促进作用。4) 增强区域之间的空间互动, 产生区域经济增长的规模效应和关联效应, 充分利用空间外溢效应和反馈效应放大互联网运用等要素投入对区域经济增长的促进作用, 在更大空间范围内实现空间一揽子区域共同增长和实现区域经济协调发展。

参考文献:

- [1] 杨善林, 周开乐, 张强, 等. 互联网的资源观[J]. 管理科学学报, 2016, 19(1): 1 - 11.
Yang Shanlin, Zhou Kaile, Zhang Qiang, et al. A resource view of the internet[J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(1): 1 - 11. (in Chinese)
- [2] Czernich N, Falck O, Kretschmer T, et al. Broadband infrastructure and economic growth[J]. The Economic Journal,

- 2011, 121(552): 505 – 532.
- [3] 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.
- [4] 蔡跃洲, 张钧南. 信息技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. *经济研究*, 2015, 50(12): 100 – 114.
Cai Yuezhou, Zhang Junnan. Thesubstitution and pervasiveness effects of ICT on China's economic growth[J]. *Economic Research Journal*, 2015, 50(12): 100 – 114. (in Chinese)
- [5] Harb G. The economic impact of the internet penetration rate and telecom investments in arab and middle eastern countries[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2017, 56(12): 148 – 162.
- [6] Celbis M G, Crombrughe D D. Internet infrastructure and regional convergence: Evidence from Turkey[J]. *Papers in Regional Science*, 2018, 97(2): 1 – 23.
- [7] Jung J, López-Bazo E. On the regional impact of broadband on productivity: The case of Brazil[J]. *Telecommunications Policy*, 2020, 44(1): 1 – 14.
- [8] Briglauer W, Gugler K. Go for gigabit? First evidence on economic benefits of high-speed broadband technologies in Europe[J]. *Journal of Common Market Studies*, 2019, 57(5): 1071 – 1090.
- [9] 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.
Liu Zijun, Chen Wenjun. An empirical study on the relationship between internet development lever and economic growth in China[J]. *Economic Geography*, 2017, 37(8): 108 – 113. (in Chinese)
- [10] 张家平, 程名望, 潘 焯. 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.
Zhang Jiaping, Cheng Mingwang, Pan Xuan. Research on the threshold effect of internet's spillover effect on economic growth[J]. *Soft Science*, 2018, 32(9): 1 – 4. (in Chinese)
- [11] 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.
Ye Chusheng, Ren Zhaoke. Theeconomic growth effect and structure transformation effect of internet[J]. *Nanjing Journal of Social Sciences*, 2018, (4): 18 – 29. (in Chinese)
- [12] 史 丹, 白骏骄. 产业结构早熟对经济增长的影响及其内生性解释 —— 基于互联网式创新力视角[J]. *中央财经大学学报*, 2019, (6): 105 – 118.
Shi Dan, Bai Junjiao. The impact of structure precocity on economic growth and its endogenous explanation: From a view of internet innovation[J]. *Journal of Central University of Finance & Economics*, 2019, (6): 105 – 118. (in Chinese)
- [13] 颜廷峰, 袁安妮, 徐旭初. 互联网金融、政府干预与经济增长质量 —— 基于面板门限回归模型的实证检验[J]. *财政研究*, 2019, (9): 47 – 61.
Yan Tingfeng, Yuan Anni, Xu Xuchu. Internetfinance, government intervention and the quality of economic growth: Empirical test based on panel threshold regressive model[J]. *Public Finance Research*, 2019, (9): 47 – 61. (in Chinese)
- [14] 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, 32(10): 34 – 49.
Guo Jiatang, Luo Pinliang. Can theinternet promote the growth of China's total factor productivity?[J]. *Management World*, 2016, 32(10): 34 – 49. (in Chinese)
- [15] Koutroumpis P. The economic impact of broadband: Evidence from OECD countries[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 148: 1 – 8.
- [16] 严成樑. 社会资本、创新与长期经济增长[J]. *经济研究*, 2012, 47(11): 48 – 60.
Yan Chengliang. Social capital, innovation and long-run growth[J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(11): 48 – 60. (in Chinese)
- [17] 严成樑, 龚六堂. R&D 规模、R&D 结构与经济增长[J]. *南开经济研究*, 2013, (2): 3 – 19.

- Yan Chengliang, Gong Liutang. R&D ratio, R&D structure and economic growth[J]. Nankai Economic Studies, 2013, (2): 3 - 19. (in Chinese)
- [18] 严成樑, 胡志国. 创新驱动、税收扭曲与长期经济增长[J]. 经济研究, 2013, 48(12): 55 - 67.
Yan Chengliang, Hu Zhiguo. Innovation driven, tax distortion and long-run growth[J]. Economic Research Journal, 2013, 48(12): 55 - 67. (in Chinese)
- [19] Paunov C, Rollo V. Has the internet fostered inclusive innovation in the development world?[J]. World Development, 2016, 78(2): 587 - 609.
- [20] 张 勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71 - 86.
Zhang Xun, Wan Guanghua, Zhang Jiajia, et al. Digital economic, financial inclusion, and inclusive growth[J]. Economic Research Journal, 2019, 54(8): 71 - 86. (in Chinese)
- [21] 何小钢, 梁权熙, 王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜[J]. 管理世界, 2019, 35(9): 65 - 80. (in Chinese)
He Xiaogang, Liang Quanxi, Wang Shanliu. ICT, labor force structure and firm productivity: Solve the riddle of “IT productivity paradox”[J]. Management World, 2019, 35(9): 65 - 80. (in Chinese)
- [22] 郭美晨, 杜传忠. ICT 提升中国经济增长质量的机理与效应分析[J]. 统计研究, 2019, 36(3): 3 - 16.
Guo Meichen, Du Chuanzhong. Mechanism and effect of information and communication technology on enhancing the quality of China's economic growth[J]. Statistical Research, 2019, 36(3): 3 - 16. (in Chinese)
- [23] 谢光华, 韩丹妮, 郝 颖, 等. 政府补贴、资本投资与经济增长质量[J]. 管理科学学报, 2020, 23(5): 24 - 52.
Xie Guanghua, Han Danni, Hao Ying, et al. Government subsidy, capital investment and economic growth quality[J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(5): 24 - 52. (in Chinese)
- [24] 郑世林, 张美晨. 科技进步对中国经济增长的贡献估计: 1990 - 2017[J]. 世界经济, 2019, (10): 73 - 97.
Zheng Shilin, Zhang Meichen. Estimating the contribution of China's scientific and technological progress to economic growth: 1990 - 2017[J]. The Journal of World Economy, 2019, (10): 73 - 97. (in Chinese)
- [25] Athanassios A. Access link bandwidth externalities and endogenous internet growth: A long-run economic approach[J]. International Journal of Network Management, 2011, 21(1): 21 - 44.
- [26] Mack E, Faggian A. Productivity and broadband: The Human factor[J]. International Regional Science Review, 2013, 36(3): 392 - 432.
- [27] Peng X J, Zeng G P. An empirical analysis on the diffusion and lagging effects of information technology[J]. Journal of Information Hiding and Multimedia Signal Processing, 2018, 9(3): 733 - 742.
- [28] 董晓松, 尚会永, 姜旭平. 基于文化与地理双重互动的互联网消费增长空间计量研究[J]. 中国软科学, 2019, (4): 70 - 78.
Dong Xiaosong, Shang Huiyong, Jiang Xuping. An online consumption growth empirical study based on the culture and geography spatial multi-interaction[J]. China Soft Science, 2019, (4): 70 - 78. (in Chinese)
- [29] Jorgenson D W, Khuong M V. The ICT revolution, world economic growth, and policy issues[J]. Telecommunications Policy, 2016, 40(5): 383 - 397.
- [30] Ertur C, Koch W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: Theory and evidence[J]. Journal of Applied Economics, 2007, 22(6): 1033 - 1062.
- [31] Fischer M M. Spatial externalities and growth in a Mankiw-Romer-Weil world: Theory and evidence[J]. International Regional Science Review, 2016, 25(2): 1 - 17.
- [32] Elhorst J P. Spatial Economics: From Cross-Section Data to Spatial Panels[M]. Berlin Heidelberg: Springer, 2014.
- [33] Fischer M M, Lesage J P. A Bayesian space-time approach to identifying and interpreting regional convergence clubs in Europe[J]. Papers in Regional Science, 2015, 94(4): 677 - 702.
- [34] Darku A B, Yeboah R. Economic openness and income growth in developing countries: A regional comparative

- analysis[J]. *Applied Economic*, 2018, 50(8): 855 – 869.
- [35] Arvin B M, Pradhan R P. Broadband penetration and economic growth nexus: Evidence from cross-country panel data[J]. *Applied Economics*, 2014, 46(35): 4360 – 4369.
- [36] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. *中国社会科学*, 2012, (3): 60 – 77.
- Zhang Xueliang. Has transport infrastructure promoted regional economic growth? With analysis of the spatial spillover effects of transport infrastructure[J]. *Social Sciences in China*, 2012, (3): 60 – 77. (in Chinese)
- [37] Young A. Gold into base metals: Productivity growth in the People’s Republic of China during the reform period[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(1): 1220 – 1261.
- [38] 覃成林, 杨 霞. 先富地区带动了其他地区共同富裕吗——基于空间外溢效应的分析[J]. *中国工业经济*, 2017, (10): 44 – 61.
- Qin Chenglin, Yang Xia. Have the earlier prosperous regions driven the other regions to be rich: A perspective of spatial spillover effects[J]. *China Industrial Economics*, 2017, (10): 44 – 61. (in Chinese)
- [39] Fachin S, Ciccarelli C. Regional growth with spatial dependence: A case study on early Italian industrialization[J]. *Papers in Regional Science*, 2017, 96(4): 675 – 695.
- [40] 龚维进, 覃成林, 徐海东. 交通扶贫破解空间贫困陷阱的效果及机制分析——以滇桂黔石漠化区为例[J]. *中国人口科学*, 2019, (6): 113 – 125.
- Gong Weijin, Qin Chenglin, Xu Haidong. Analysis of the effect and mechanism of poverty alleviation through transport construction crack spatial poverty trap: Take the rocky desertification areas in Yunnan, Guangxi and Guizhou as an example[J]. *Chinese Journal of Population Science*, 2019, (6): 113 – 125. (in Chinese)
- [41] 邵 帅, 李 欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. *经济研究*, 2016, 51(9): 73 – 88.
- Shao Shuai, Li Xin, Cao Jianhua, et al. China’s economic policy choices for governing smog pollution based on spatial spillover effects[J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(9): 73 – 88. (in Chinese)
- [42] Vega S H, Elhorst J P. The SLX model[J]. *Journal of Regional Science*, 2015, 55(3): 339 – 363.
- [43] Hofman A, Aravena C, Aligaga V. Information and communication technologies and their impact in the economic growth of Latin America, 1990 – 2013[J]. *Telecommunications Policy*, 2016, 40(5): 485 – 501.
- [44] 金 戈. 中国基础设施与非基础设施资本存量及产出弹性估算[J]. *经济研究*, 2016, 51(5): 41 – 56.
- Jin Ge. Infrastructure and non-infrastructure capital stocks in China and their productivity: A new estimate[J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(5): 41 – 56. (in Chinese)
- [45] 潘文卿, 范庆泉. 生产性财政支出、经济增长与社会福利最大化[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(7): 1 – 19.
- Pan Wenqing, Fan Qingquan. Impact of optimal fiscal production expenditure on economic growth and social welfare[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(7): 1 – 19. (in Chinese)
- [46] Niebel T. ICT and economic growth-comparing developing, emerging and developed countries[J]. *World Development*, 2018, 104(4): 197 – 211.
- [47] Pradhan R P, Arvin M B, Norman N R, et al. Financial depth, internet penetration rates and economic growth: Country-Panel evidence[J]. *Applied Economics*, 2016, 48(4): 1 – 13.
- [48] Ciccarelli C, Elhorst J P. A dynamic spatial econometric diffusion model with common factors: The rise and spread of cigarette consumption in Italy[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2018, 72(4): 131 – 142.
- [49] 张 勋, 王 旭, 万广华, 等. 交通基础设施促进经济增长的一个综合分析框架[J]. *经济研究*, 2018, 53(1): 50 – 64.
- Zhang Xun, Wang Xu, Wan Guanghua, et al. A unified framework of road infrastructure’s growth effect[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(1): 50 – 64. (in Chinese)

[50] 杨海明, 张红霞, 孙亚男, 等. 中国八大综合经济区科技创新能力的区域差距及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, (4): 3 - 19.

Yang Haiming, Zhang Hongxia, Sun Yanan, et al. The study of the science and technology innovation ability in eight comprehensive economic areas of China[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2018, (4): 3 - 19. (in Chinese)

Internet drives China's regional economic growth: Spatiotemporal effect and compound mechanism

GONG Wei-jin¹, NI Peng-fei², XU Hai-dong², XU Chun-hua^{3}*

1. College of Urban Economics and Public Administration, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;
2. National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China;
3. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: The internet usage provides new options for China to accelerate the conversion of new and old kinetic energy in the information age. This paper constructs a regional economic growth model that includes regional internet usage and its spatial spillover effects. Then by using panel data of 285 cities in China from 2006 to 2016, the effect and mechanism of the internet usage to promote China's regional economic growth are analyzed. The results show that the effects of internet usage on promoting regional economic growth are amplified through feedback effects, and have both short-term and long-term effects, with the latter effect greater than the former one. After considering and solving the endogenous problem, the effect of internet applications in driving regional economic growth is found to be robust. In terms of the mechanism of promoting regional economic growth, internet usage could promote regional innovation and regional knowledge stock, and then promote regional economic growth through the direct effect, indirect effect and intermediary effect. These findings have important policy implications for both the construction of internet infrastructure and in-depth understanding of the internet usage' driving force on regional economic growth in China.

Key words: internet; economic growth; spatiotemporal effect; intermediary effect