
当代财经杂志社论文写作建议和模板

尊敬的作者：

您好！根据我刊审稿经验，为了提高审稿效率和审稿通过率，**强烈建议**您重视论文的规范性和美观性。在投稿前，希望您完成以下工作：

1. 仔细斟酌论文题目，论文题目精炼且含义清晰。
2. 仔细斟酌摘要和结论，做到通俗易懂，没有记流水账，没有出现公式、变量符号以及离开上下文就毫无意义的数字。
3. 在论文的第一部分明确指出本文的学术贡献。
4. 确认理论、模型、实证分析、结论与政策建议是高度一致的。
5. 设置好各级标题（最多三级），便于快速阅读。
6. 确认所有图表都简洁美观，含义一目了然，图表数量在 10 个以内。
7. 确认表格均没有跨页，表中各名词都用中文不用英文，小数位数 3 位以内且全文统一。
8. 确认正文中引用文献与参考文献一致，避免漏列文献或张冠李戴。
9. 确认文中字体和字号是恰当和美观的。建议正文用五号字，表格中用小五号字，中文用宋体，英文和数字用 Times New Roma 字体，全文用 1.2~1.5 倍行距。
10. 按照上述字号和行距排版后，文章控制在 15~25 页为宜。
11. 确认待上传的文档中已无任何作者信息，包括基金信息、英文作者信息。
12. 打印文章，逐字逐句品读和检查至少一遍，保证文字表述通顺、清晰、简洁，没有低级错误，如病句、错别字、前后表述不一或矛盾等。

如您尚未进行以上工作，**强烈建议**您按照以上建议修改后再投稿，这样会提高审稿效率和匿名审稿通过率。

以下模板论文为发表于我刊 2020 年第 1 期的一篇文章。该论文在构思、文字表述、格式规范、排版等方面都做得非常好。供您参考。

当代财经杂志社
2020 年 10 月

互联网、人口规模与中国经济增长: 来自城市的视角

摘要: 基于中国 2001—2016 年城市级别数据, 将人口规模纳入互联网与经济增长的分析框架, 重新估计了互联网对中国经济增长的影响, 改善了网络效应研究, 并更进一步采用差分广义矩方法、工具变量及两阶段最小二乘法缓解了内生性问题。研究发现: 第一, 平均而言, 互联网能提高中国城市的经济增长率, 但结果并不稳健, 原因在于互联网对人口规模较小的城市影响不显著或者影响为负; 第二, 城市人口规模越大, 互联网对经济增长的促进作用越强; 第三, 互联网的网络效应可以解释这种强化作用, 门槛回归的结果显示存在两个门槛值, 分别为 7.72% 和 14.32%, 只有当渗透率超过 7.72% 时, 互联网才能显著地促进城市经济增长。结果表明, 即使在平均渗透率较低的中西部, 互联网对其大城市经济的促进作用仍大于平均渗透率较高的东部小城市。因此, 互联网基础设施的投资应在城市或者城市群层面上进行, 以兼顾效率和地区的平衡发展。

关键词: 互联网; 渗透率; 人口规模; 城市经济增长; 网络效应

中图分类号: F061.2 **文献标识码:** A

一、问题的提出

经过新中国七十年年的发展, 中国的电信基础设施已经通达全国, 互联网行业也开始大规模商业化。截至 2018 年第三季度, 中国固定宽带家庭普及率达到 85.4%; 移动宽带 (3G 和 4G) 用户普及率达到 93.1%, 新一代互联网几乎通达所有的城市和乡村, 提前两年多超过 “十三五” 规划 “移动宽带用户普及率 2020 年末达到 85%” 的目标 (宽带发展联盟, 第十期《中国宽带普及状况报告》)。光缆、互联网接入端口、移动通信基站和互联网数据中心等电信基础设施建设的稳步推进, 推动了互联网行业的发展和其他行业的信息化改造, 并促使移动支付、共享经济等新兴经济模式的出现和发展 (王可和李连燕, 2018)。^[1]

进入 2012 年后, 中国经济由 9% 以上的持续快速增长过渡到新常态的中高速增长阶段; 新常态下, 技术进步作为全要素生产率的重要组成部分, 已成为驱动中国经济持续健康发展的核心动力 (封永刚等, 2017)。^[2]而互联网的兴起与信息技术的大规模使用, 不仅能通过推动知识的扩散和应用, 促进技术进步和区域创新, 提高全要素生产率 (郭家堂和骆品亮, 2016; 张旭亮等, 2017), 还能通过加速人力资本积累, 促进劳动力由第一产业向第二、三产业转移和劳动力的城镇化, 提高劳动生产率 (Dimaggio 和 Bonikowski, 2008), 并促进产业升级 (叶初升和任兆柯, 2018)。^[3-6]同时, 互联网通过降低交易成本, 推动了生产性服务业的发展 (卢福财和徐远彬, 2018), 信息通信能力的提高也改善了地区的公共服务水平 (刘成奎和徐啸, 2018)。^[7-8]因此, 在中国经济进入新常态的大背景下, 互联网已成为当今社会经济增长的 “助推器” (郑世林等, 2014)。^[9]

但是互联网与其他信息技术一样,存在网络效应,它对经济的助推作用会随用户数的增加而放大,对资源配置效率和技术进步的影响也会受到网络效应的调节(郭家堂和骆品亮,2016)。^[1]因此,用互联网宽带渗透率(每百人互联网宽带接入用户数)衡量其使用规模时,互联网对高渗透率城市或大城市(仅指人口规模)经济的促进作用理应更大。而以往中国的研究主要在省级层面进行,并且忽视了人口规模的作用,一旦本文将视角深入到城市层面并考虑人口规模,就发现既有研究不仅对网络效应的诠释不够,还存在一个逻辑矛盾的地方,并由此导致了这些研究在政策导向上的偏差。依照以往的研究结论,电信投资应优先投向东部或西部区域。但是如果互联网存在城市层面的网络效应,那么,虽然中西部地区的互联网渗透率平均而言低于东部,但中西部渗透率高的城市(一般为大城市),互联网对其经济的促进作用将大于东部地区渗透率低的城市;其次,如果考虑城市的人口规模,相同的渗透率在人口规模越大的城市意味着更多的网民,网络效应相应地也更强;因此,中西部的城市,比如武汉、重庆和成都等,互联网对其城市经济增长的边际促进作用将高于东部地区的中小城市。如果从效率的角度出发进行电信投资,中西部大城市应优先于东部中小城市。而仅从省级层面的研究结果出发,无论是优先投资东部还是西部,都将是不合理的。但是,在城市层面,“互联网是否能促进经济增长,是否人口规模越大的城市促进作用越强?”“是否存在网络效应?”就成了需要检验的重要命题。

二、文献综述及评论

有关互联网是否能促进经济增长的研究,早期主要集中在美国与欧洲,当时以分析信息通信技术(ICT)为主,但是学者普遍认为ICT技术对于劳动生产率的提升并不重要(Roach,1987),这种现象也被称为“索洛悖论”。^[10]然而随着ICT技术的进一步普及,其对生产率的促进作用逐渐显现,并为20世纪90年代中后期美国总生产率的复苏做出了重要贡献(Stiroh,2002)。^[11]21世纪以来,ICT技术迅猛发展,同时作用于消费与供给两侧,重新掀起了大家对互联网与经济增长的关注热潮。Röller和Waverman(2001)以及Czernich等(2011)分别利用经合组织国家(OECD)1971—1990年、1996—2007年的数据研究后发现,电信和宽带基础设施的发展能提高一个国家的经济增长速度。^[12-13]Niebel(2018)则利用包括发展中国家、新兴经济体和发达国家在内的59个国家的高质量样本,证实了ICT资本与经济增长之间的正相关关系。^[14]中国研究方面,学者们在省域尺度上,发现电信基础设施对经济增长存在显著的促进作用(陈亮等,2011;郑世林等,2014)。^[15]韩宝国和朱平芳(2014)的估计显示,宽带渗透率每增加10%可以使人均GDP增长率提高0.19个百分点。^[16]除基础设施外,研究还发现信息化和信息技术的应用,可以通过深化ICT资本和提高ICT制造业的全要素生产率促进经济增长(孙琳琳等,2012;韩宝国和李世奇,2018)。^[17-18]

信息通信技术(ICT)产品,如电话、传真机和互联网普遍具有网络效应,当这种产品使用的人数增多时,消费者能直接从使用的网络中获得额外的价值(Katz和Shapiro,1985)。^[19]对OECD国家的研究证实了信息通信技术的这一重要特征:当电信基础设施的渗透率跨过40%的门槛(相当于每个家庭至少一部电话)后,其对经济增长的影响可以增加一倍多(Röller和Waverman,2001);而当宽带渗透率超过10%之后,宽带对经济增长的影响会显著增加(Czernich等,2011)。^[12-13]这也为早期关于欧美国家的研究中,信息技术的作用不显著的现象提供了一种解释。为了验证互联网在中国省级层面是否存在网络效应,韩宝国和朱平芳(2014)也以10%的宽带渗透率为边界,发现跨过边界后,宽带渗透率每增加1%

对经济增长的带动作用将会从 0.0169 个百分点上升到 0.0234 个百分点。^[16]此后，郭家堂和骆品亮（2016）通过更为准确的门槛回归，发现互联网对全要素生产率的促进作用存在双重门槛的网络效应特征，但结果只在低于 10.85% 和高于 41.43% 的网民规模时才显著。^[3]韩宝国和李世奇（2018）也发现当信息技术服务业的比例超过 5.5% 时，其对经济增长的促进作用反而会减弱。^[18]

本文发现，尽管互联网对经济增长的影响及其网络效应的研究领域中不乏优秀文献，但仍存在以下不足：第一，网络效应的研究仅考虑了互联网渗透率维度，忽略了人口规模带来的影响。首先，在局域网中，观测单位（如城市）的人口规模越大，网络效应越强；在全局网中，即使网络使用者面对所有网民，仍有多种情况中，观测单位的人口规模会通过网络效应影响经济：（1）工业互联网和其他全局网络中明显偏向本地的沟通交流，如同事、同行之间的交流；（2）单向网络，如医院挂号系统和天气预报的发布，虽然发布者面对所有网民，但受众仍以本地用户居多。因此，即使增加相同数量的网民，大城市也更容易组织起更大规模的网络来分享网络效应的好处。但是以往的文献在估计网络效应时既没有对此做详细的区分，也没有考虑人口规模的效应。其次，网民与网络外的人和环境也存在互动，在一个人口规模更大的城市中，人们所处理的信息领域更广、层次更多，并且可以外溢给更多的人，信息交流和思想碰撞有助于人力资本积累和创新。因此，相同的渗透率增加将对大城市的经济增长起着更大的推动作用。第二，大部分学者选取的数据仍是国家级或者省级数据，没有深入到城市层面，既缺乏城市层面网络效应的考察，也缺乏互联网对城市经济增长影响的系统研究。

针对已有文献的不足，本文在对既有理论模型进行梳理的基础上，改进并构建了新的估计模型，使之更加符合中国国情；基于新模型，本文利用中国 2002—2015 年地市级面板数据、2001—2016 年截面数据、2000 年和 2010 年人口普查数据估计了互联网对中国城市经济增长的影响，以及不同人口规模的城市互联网影响的异质性，并且分析了互联网的网络效应。为了缓解内生性，本文利用初始电话网络的外生性和互联网扩散的非线性特征构造了工具变量。研究结果显示，互联网能提高中国城市的经济增长率，虽然结果并不稳健；但是其促进作用在人口规模更大的城市显著增强；同时互联网在城市层面存在网络效应，这为人口规模为何能加强互联网对经济增长的推动作用提供了重要解释。

从城市角度重新审视互联网对经济增长的影响，不仅仅是在城市层面重新验证并改进这一结果，它的一般意义在于，在城市层面上有规模经济的投资，都不适合基于区域甚至省份的“一刀切”投资政策，而应基于城市和城市群。国家确立了以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的格局，在信息化背景下，这一政策更能体现其重要性。

三、理论模型与计量模型设定

关于互联网与经济增长的实证分析，现有文献既有采用联立方程结构模型行估计的（罗雨泽等，2008；Koutroumpis，2009），也有采用简化模型进行估计的（Czernich 等，2011；韩宝国和朱平芳，2014）。^[20, 21, 13, 16]由于联立方程误差较大，现在多采用简化方程估计。因此，本文以简化方程为基础，对既有模型进行梳理和改进。

（一）基础模型

简化方程建立在 Mankiw 等（1992）扩展的索洛增长模型基础之上，可以推导出截面

数据模型与面板数据模型进行估计。^[22] 本文将对两类模型进行梳理，并构建更适合中国国情的模型。由于人力资本在经济增长中的重要性不可忽视（Mankiw 等，1992），且与互联网的发展高度相关，所以本文从含有人力资本的宏观生产函数出发。^{[22]1}

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

经过变换，可以从扩展的索洛经济增长模型中得到稳态方程：

$$\ln \frac{Y(t)}{L(t)} = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) \quad (2)$$

以及包含人力资本的收敛方程，这个方程也是本文后续部分采用截面数据估计互联网对经济增长的影响的理论基础：

$$\begin{aligned} \ln \frac{y(t)}{y(0)} = & (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) + gt + \frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln s_k^* - \frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \\ & + \frac{\beta(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln h^* - (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) \end{aligned} \quad (3)$$

（二）收敛方程：包含互联网影响的模型

互联网宽带能提高接入用户对大规模信息的处理能力，加快知识传播与区域创新，进而促进技术进步。因此，通常认为互联网宽带接入渗透率（以下简称为互联网渗透率）的增加将提高全要素生产率 $A(t)$ ，并进一步推动经济增长。如果将全要素生产率 $A(t)$ 设为由 $A(0)$ 与 g 表达的形式，则 $A(t) = A(0)e^{gt}$ 。文献一般认为互联网渗透率对全要素生产率的影响将通过全要素生产率的增长率 g 产生影响（韩宝国和朱平芳，2014；郭家堂和骆品亮，2016）^[16]。因此，提高互联网渗透率以促进全要素生产率增长的过程可以表示为：

$$g_{it} = \ln A_{it} - \ln A_{it-1} = \alpha_{1i} + \beta_1 \ln B_{it} \quad (4)$$

其中， B 为互联网宽带接入渗透率；下标 i 表示个体；下标 t 表示时间。

将互联网渗透率对全要素生产率的影响引入方程（3），得到互联网渗透率影响经济增长的理论模型：

$$\begin{aligned} \ln \frac{y(t)}{y(0)} = & (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) + \alpha_1 t + \beta_1 t \ln B + \frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln s_k^* - \frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) \\ & + \frac{\beta(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln h^* - (1 - e^{-\lambda t}) \ln y(0) \end{aligned} \quad (5)$$

（三）收敛方程：包含互联网影响的动态增长方程

Czernich 等（2011）与韩宝国和朱平芳（2014）认为宽带渗透率增加会促进全要素生产率增长。^[13, 16] 假设该过程为 $g_{it} = \alpha_{1i} + \beta_1 \ln B_{it}$ ，将其引入稳态方程²，并进行一阶差分，

¹ 因为本文理论部分所用的变量符号均为宏观经济学通用的符号，所以为了节省篇幅，文中不再详细标注。 Y 表示总产出； y 表示人均产出； K 表示物质资本存量； L 表示劳动力数量； H 表示人力资本存量； A 表示技术水平； t 表示时间序列上的第 t 期， 0 则表示初始期； α 和 β 分别表示物质资本和人力资本的产出弹性；相应地， δ 、 n 、 g 分别表示物质资本的折旧率、人口增长率和技术进步率； s_k 表示物质资本的储蓄率； h 表示人均人力资本拥有量；符号后面加*则表示是稳态水平下的值； λ 为收敛速度； \hat{y} 是每效率单位人的产出， $\hat{y} = Y/AL$ 。公式（4）中的 α_1 和 β_1 为设定的参数，不是弹性；公式（6）中的 Δ 表示差分值， u 是随机误差项。

² Czernich 等（2011）将互联网对全要素生产率增长的影响设定为 $g = \alpha + \beta B$ ，由于本文之前的设定为

再加入初始年份的人均 GDP 与外生变化趋势项 T^B ，得到面板数据模型的计量方程：

$$\Delta \log y_{it} = \alpha_{1i} + \beta_1 \ln B_{it} + \delta_1 \Delta \log s_{it} + \delta_2 \Delta \log h_{it} + \delta_3 \Delta n_{it} + \delta_4 \log y_{i0} + \delta_5 T_{it}^B + u_{it} \quad (6)$$

由于 Czernich 等（2011）与韩宝国和朱平芳（2014）的模型是在稳态方程的基础上进行一阶差分，模型背后暗含了一个假设，即每个时期都是稳态，两年间的变化实质上是从一个稳态过渡到另一个稳态。^[13, 16]这种假设，用于分析 Czernich 等（2011）研究的经合组织国家（OECD）还相对合理，但如果用于分析中国的经济增长，则会造成较大误差。^[13]尤其是中国早期互联网发展相对滞后，宽带的引入改变了技术进步的速度和稳态水平，使每年都是稳态的假设更不合理。因此，使用收敛方程和截面数据进行实证检验反而更准确，因为收敛方程假设个体每年的经济水平都处于脱离稳态并向稳态收敛的状态。但使用收敛方程和截面数据进行估计也存在一些缺陷，比如模型暗含了假设，认为所有个体所面临的生产函数和初始技术水平 $A(0)$ 都是相同的，估计时就会损失大量个体特征信息，并且截面数据模型也不能很好地检验城市层面的网络效应。所以，本文需要寻找每期经济发展水平不完全依赖于稳态，又可以将个体特征考虑进来的模型进行实证检验。为此，本文参考了 Islam（1995）的宏观经济增长模型，并加以改进，计量上则采用面板数据进行估计。^[23]

经济的收敛速度为：

$$\ln(\hat{y}(t_2)) - \ln(\hat{y}(t_1)) = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln(\hat{y}^*) - (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln(\hat{y}(t_1)) \quad (7)$$

其中， $\tau = (t_2 - t_1)$ 。将稳态方程（2）式代入方程（7）得到：

$$\begin{aligned} \ln \frac{y(t_2)}{y(t_1)} &= (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A(0) + g(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1) + \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - \alpha} \ln(s_k) \\ &\quad - \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\beta(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - \alpha} \ln(h^*) - (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln(y(t_1)) \end{aligned} \quad (8)$$

将互联网对全要素生产率增长率的影响引入上式，可以得到新的模型³：

$$\begin{aligned} \ln \frac{y(t_2)}{y(t_1)} &= (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln A(0) + (\alpha_1 + \beta_1 \ln B)(t_2 - e^{-\lambda\tau} t_1) + \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - \alpha} \ln(s_k) \\ &\quad - \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\beta(1 - e^{-\lambda\tau})}{1 - \alpha} \ln(h^*) - (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln(y(t_1)) \end{aligned} \quad (9)$$

该模型更符合中国实际，估计时也可通过控制个体和时间固定效应考虑更多个体特征。

（四）包含人口规模的增长方程

由于互联网在城市层面也可能存在网络效应，其对经济增长的影响在不同人口规模的城市中并不相同。因此，本文考虑了城市人口规模对互联网影响的强化作用：

$$\ln A(t) = \ln A(0) + gt = \ln A(0) + at + \ln B(1 + \ln L)t \quad (10)$$

将方程（10）代入方程（2）和方程（8），分别得到含有人口规模且基于截面数据模型的收敛方程：

$$\ln \frac{y(t)}{y(0)} = (1 - e^{-\lambda t}) \ln A(0) + \alpha_1 t + \beta_1 t \ln B + \beta_2 t \ln B \ln L + \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda t})}{1 - \alpha} \ln(s_k^*)$$

$g = \alpha + \beta \ln B$ ，与韩宝国和朱平芳（2014）相同，故在这里仅列了韩宝国和朱平芳（2014）的设定方式，有利于后文分析。^[13, 16]

³ 因为等式中的 s 、 n 、 h 为稳态时的值，为了方便分析，本文使用每一时间跨度最后时期的值作为稳态值，即 t_2 期对应的 s 、 n 、 h 值。

$$-\frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln(h^*) - (1-e^{-\lambda t}) \ln y(0) \quad (11)$$

以及基于具有人口规模的面板数据模型的宏观增长方程：

$$\ln \frac{y(t_2)}{y(t_1)} = (1-e^{-\lambda \tau}) \ln A(0) + (\alpha_1 + \beta_1 \ln B + \beta_2 \ln B \ln L)(t_2 - e^{-\lambda \tau} t_1) + \frac{\alpha(1-e^{-\lambda \tau})}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha(1-e^{-\lambda \tau})}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta(1-e^{-\lambda \tau})}{1-\alpha} \ln(h) - (1-e^{-\lambda \tau}) \ln(y(t_1)) \quad (12)$$

并用计量经济学进行估计。

（五）计量模型设定及数据说明

根据理论模型的（12）式，本文构建了如下基于面板数据的计量方程：

$$\begin{aligned} growth_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln B_{it} + \beta_2 \ln B_{it} L_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 \ln s_{it} + \beta_5 \ln(n_{it} + g + \delta) \\ & + \beta_6 \ln H_{it} + \beta_7 \ln y_{it-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

其中， i 为城市； t 为年份； $t-1$ 表示前一期； $growth$ 表示以2001年为基期的人均实际GDP增长率，根据价格平减指数换算为2001年人民币数值，其中“人均”为常住人口平均——在理论模型中， $growth$ 应为劳均GDP增长率，但是由于缺少城市级别的劳动力数据，本文以常住人口代替； B 表示互联网宽带接入渗透率，为常住人口中每百人互联网宽带接入用户数； L 表示人口规模，为城市的常住人口； s 表示以2001年为基期的实际固定资产投资额占实际GDP的比重； n 表示城市常住人口增长率； g 为全要素生产率增长率， δ 为折旧率，为简化处理，采用经济增长实证分析中常用的做法，该处设定 $g+\delta=0.05$ ； H 表示人力资本，为平均受教育年限； $y_{i,t-1}$ 表示人均GDP滞后项，为前一期以2001年为基期的人均实际GDP； μ_i 和 η_t 分别为城市固定效应和时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项。截面数据模型基于理论模型（11）式，构建方法与此类似，文本就不再赘述。

本文采用两组数据，其横截面数据与面板数据分别涵盖2001—2016年、2002—2015年中国289个地级市宏观经济和互联网发展水平数据。数据主要来自于《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》，其中城市常住人口数据由上海交通大学郑怡林通过各省市的统计年鉴和统计公报收集的城市常住人口数据和万德数据库（Wind）与中国经济数据库（CEIC）分别提供的中国城市常住人口数据匹配而成。

四、实证结果分析

（一）基本估计结果：互联网对城市经济的影响及人口规模的异质性

1. 面板数据模型结果。本文先利用面板数据分析了互联网渗透率对城市经济增长的影响。首先，本文利用双固定效应最小二乘法对计量方程式（13）进行估计，结果列于表1列（1）和列（2）。其次，由于本文的计量方程由宏观增长模型推导而来，增长模型中“储蓄率”（计量方程中的‘固定资产投资比率’项）和“人口增长率、技术进步率和折旧率”（计量方程中的‘人口增长率’项）的系数数值相同、符号相反。因此，表1列（3）和列（4）的方程限定这两项的系数互为相反数，重新估计结果。最后，为了缓解内生性以及考虑到经济增长的动态性，本文采用差分GMM方法对结果重新进行估计⁴。结果列于表1列

⁴ 由于修正的最小二乘虚拟变量法，仅在处理长面板数据，且所有解释变量严格外生时，才优于差分GMM和系统GMM，因此文本采用GMM的估计方法更为合适。系统GMM，由于包含水平GMM的处理，需要

(5) 和列 (6)。其中人口规模为常住人口。

表 1 互联网对经济增长的影响：面板数据模型估计结果（2002—2015）

	静态模型 (FE)		限定系数静态模型		动态模型 (差分 GMM)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
增长率滞后项					0.107*	0.160***
					(0.055)	(0.043)
渗透率	0.505**	-3.603***	0.324	-4.152***	3.286*	-5.918**
	(0.240)	(1.019)	(0.214)	(0.894)	(1.758)	(3.003)
人口规模		-25.10***		-25.34***		-26.45***
		(3.187)		(3.527)		(8.014)
渗透率×人口规模		0.639***		0.703***		1.388**
		(0.172)		(0.150)		(0.594)
人力资本	8.023*	9.906**	8.207**	10.19***	16.85**	18.09***
	(4.225)	(3.978)	(3.446)	(3.435)	(7.155)	(7.014)
人均GDP 滞后项	-6.257***	-16.12***	-7.750**	-17.61***	-12.12***	-8.701***
	(1.819)	(2.399)	(1.828)	(2.888)	(2.415)	(2.160)
固定资产投资比率	2.240***	1.455**	4.963***	4.039***	1.766	1.842
	(0.767)	(0.695)	(0.509)	(0.427)	(2.170)	(1.701)
人口增长率	-6.074***	-5.127***	-4.963***	-4.039***	-5.719***	-4.782***
	(0.714)	(0.596)	(0.509)	(0.427)	(1.161)	(0.829)
常数项	51.61***	284.7***	53.32***	330.8***	87.00***	207.6***
	(15.40)	(37.15)	(14.13)	(48.19)	(26.92)	(43.62)
城市固定效应	是	是	是	是	-	-
时间固定效应	是	是	是	是	-	-
样本量	2251	2251	2251	2251	1713	1713
调整后 R ²	0.388	0.438	-	-	-	-

注：括号内为稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

从列 (1) 和 (2) 列的结果来看，互联网显著地促进了中国城市的经济增长；加入人口规模后，尽管互联网渗透率的系数显著为负，但人口规模与渗透率交互项的系数显著为正。这表明互联网对小城市经济增长存在负向影响，但人口规模越大，互联网渗透率对经济增长的促进作用越强。通过简单地计算可以得到，在人口超过 281 万 ($\exp(3.603 \div 0.639)$) 的城市，互联网对经济增长的影响为正，即互联网渗透率越高，经济增长越快。从后面的结果来看，临界值并不稳定，但人口规模能加强互联网促进经济增长的效应却一直存在。

由列 (3) 和列 (4) 可知，限定系数的回归结果显示，渗透率对经济增长的影响并不显著，但城市人口规模可以显著地增强互联网对经济增长的促进作用。列 (5) 和列 (6) 显示，使用差分 GMM 方法缓解内生性后，互联网渗透率系数显著为正，并且加入人口规模后，渗透率与人口规模的交互项系数依然显著为正，进一步证实了互联网渗透率对经济增长率的促进作用依赖于人口规模。其余变量的系数相较于双固定效应的估计值，符号方向类似，系数值则更大。但是 GMM 统计检验的结果，拒绝了误差项不存在一阶和二阶自相关的原假设，

假设增长速度（以及经济收敛速度）与个体特征无关，更加适用于经济发展水平接近稳态的经济体，因此本文采用差分 GMM 进行稳健性检验。本文也采用系统 GMM 估计了结果，与差分 GMM 的结果类似。

即增长率的高阶滞后项可能与差分后的误差项相关，估计结果可能不具有一致性。因此，下文将运用更有效的工具变量对这个问题进行估计。此外，本文采用就业人口数据重新进行了估计，结果类似。

2. 截面数据模型结果。为了增加结果的可靠性，本文也使用基于截面数据的收敛方程重新估计了结果。与面板数据模型不同的是，截面数据模型中的“劳均”指标选用年末单位从业人数代替总劳动力人口进行平均。经推导证明与数据检验，中国年末单位从业人数占城市总就业人数的份额相对比较固定，即使采用年末单位从业人数代替总就业人数进入模型，也可以保证回归结果的准确性。此外，本文在估计时采用了五种人口规模指标：（1）“人口规模（户籍）”为2000—2016年户籍人口的平均值；（2）“人口规模（普查）”为2000年与2010年人口普查数据中常住人口的平均数；（3）“人口规模（常住）”为面板数据中所匹配的2000—2015年常住人口的平均值；（4）“人口规模（就业）”为2000—2016年年末单位从业人口的平均值；（5）“人口规模虚拟变量”为0-1变量，人口规模超过300万的城市为1，其余为0。回归结果见表2。

表2 互联网对经济增长的影响：截面数据模型估计结果（2001—2016）

	(1)	(2) 户籍	(3) 普查	(4) 常住	(5) 就业	(6) 0-1
渗透率	-0.088 (0.062)	-1.168*** (0.310)	-0.922** (0.356)	-0.888** (0.356)	-0.102 (0.177)	-0.205*** (0.069)
人口规模		-0.509*** (0.143)	-0.419** (0.162)	-0.401** (0.160)	-0.105 (0.122)	-0.469** (0.219)
渗透率×人口规模		0.181*** (0.050)	0.138** (0.058)	0.131** (0.057)	0.006 (0.045)	0.149* (0.089)
样本量	259	259	259	259	259	259
调整后 R ²	0.692	0.708	0.703	0.702	0.702	0.703

注：括号内为稳健标准误；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。控制变量为人均GDP滞后项、固定资产投资比率、人口增长率、人力资本。由于篇幅限制，控制变量的估计结果未列出。

从表2列（1）来看，控制其他变量后，互联网渗透率对中国城市经济增长率的影响并不显著，与表1列（3）的结果类似，与以往省级层面的结果并不一致。列（2）至列（6）显示，引入代表人口规模的五种变量后，同样发现渗透率和人口规模的交互项基本上显著为正，说明互联网对人口规模越大的城市影响越大。而渗透率与就业人口规模交互项的系数不显著则从某种程度上反映出网民与非网民之间交流的重要性。但是计算结果显示，人口规模的临界值比面板数据的结果更大。

由于截面数据模型中的变量均由就业人口计算，但渗透率为常住人口中每百人互联网宽带接入用户数，为了进一步验证结果，本文在其他数据保持不变的情况下，将“互联网渗透率”换为“就业人口中每百人互联网宽带接入用户数”进行回归，结果与表2中的结果相似。另外，在数值上，面板数据模型的结果大于横截面数据模型。本文采用“就业人口数据+面板数据模型”进行估计时，结果也显示渗透率及渗透率与人口规模交互项的系数与采用“常住人口数据+面板数据模型”估计的结果接近，且均比截面数据模型的估计结果大，因此本文考虑这种系数上的差异来自于模型和估计方法，而非人口规模数据的选取。

在模型设定上，截面数据模型未加入人均GDP滞后项，且无法像面板数据模型那样通过固定效应控制收敛方程中A(0)所代表的技术、制度等因素对经济增长的影响。在计量方法

上,采用截面数据进行回归,其估计量无法体现时间序列上的相关关系。本文对面板数据模型进行回归发现,不控制固定效应时,互联网渗透率的系数为-0.52 (P 值为0.10);仅控制个体固定效应时,系数为0.53 (P 值为0.04),与表1中双固定效应系数接近;而仅控制时间固定效应时,系数为-0.09 (P 值为0.68),相对小很多,并且接近截面模型的估计结果。表明渗透率与经济增长率在时间维度上的相关关系所占的权重要比横截面维度大很多。利用了时间序列上的信息,是面板数据模型中渗透率系数相对较大的重要原因。

3.对虹吸效应与网络效应的讨论。值得注意的是,无论采用哪种估计方法,结果均显示人口规模越大的城市,互联网对经济增长的促进作用越大。由于互联网的使用价值与其使用规模密切相关,本文认为网络效应是人口规模强化作用的一个重要原因。

但是互联网在提高大城市经济增长速度的同时,减缓了小城市的增长速度,大家可能会质疑,这两个结果是虹吸效应同时带来的。为此,在资本流动方面,本文计算了19个产业的区位熵代替经济增长率进行回归。交互项的结果显示,在人口规模更大的城市,互联网对产业聚集的作用为负,意味着互联网促进产业往中小城市集聚,这个结果可以排除资本方面的虹吸效应。在人口流动方面,高技能和低技能的劳动力往往同时流入大城市(梁文泉和陆铭,2015)。^[24]因此,只有互联网促进人口往大城市集中,并且人力资本外部性等方面带来的规模经济足够强,才会出现以上结果。但是,人口往大城市集中本身也可能由网络效应引起大城市经济增长提速所导致;并且虹吸效应和网络效应可以同时存在,两者并不矛盾。只要互联网在城市层面存在网络效应,本文的逻辑依然成立。下文将检验城市层面是否存在网络效应,以及网络效应能否为人口规模的加强效应提供解释。

(二) 网络效应

为了防止人为设定阈值导致的估计偏误,本文采用门槛回归模型来检验城市层面的网络效应。即如果互联网渗透率跨过某个阈值,其对经济的促进作用显著地增强,那么就可以认为存在网络效应。门槛回归的模型可以简单地表示为:

$$y_{it} = \alpha_1' + \beta_1' x_{it} \cdot I(q_{it} < \gamma) + \beta_2' x_{it} \cdot I(q_{it} \geq \gamma) + \varepsilon_{it}' \quad (14)$$

其中, i 为个体; t 为时间; q_{it} 为阈值变量; $I(\cdot)$ 为示性函数,括号内条件为真则函数取1,否则取0; γ 为阈值; x 为受阈值变量影响的核心解释变量。该模型可以类推到多个门槛效应的模型。在本文中,被解释变量 y 为人均实际GDP增长率,阈值变量及核心解释变量均为互联网渗透率,控制变量为人均GDP滞后项、固定资产投资比率、人力资本和人口增长率。由于检验的统计量为非标准的 χ^2 分布,需要用bootstrap抽样得到统计量的渐进分布并计算 p 值。

门槛回归模型的检验主要分为两步:

第一步,检验是否存在显著的门槛效应。原假设为 $H_0: \beta_1' = \beta_2'$,如果拒绝原假设,则表明存在门槛效应。本文依次展开单个门槛值、双重门槛和三重门槛的检验。结果显示单个门槛及双重门槛均在5%的水平上显著(bootstrap P 值分别为0.01与0.02),而三重门槛不显著(bootstrap P 值为0.66),即不存在显著的三重门槛效应。

第二步,在门槛效应存在的前提下,检验门槛估计值是否是其真实值的一致估计量。并且,由于第一步检验并非传统的假设检验,计算临界值的同时无法得到置信区间,因此需要单独通过计算渐进置信区间来确定门槛值的精确度。该检验的原假设为: $H_0: \gamma = \gamma_0$,通过

似然比统计量 $LR(\gamma)$ ($[SSR(\gamma) - SSR(\hat{\gamma})]/\sigma^2$) 进行检验。 $LR(\gamma)$ 的累积分布函数可以计算其临界值, 当 $LR(\gamma) \leq -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时不能拒绝原假设, 本文取 $\alpha=5\%$ 的显著性水平, 对应的 LR 临界值为 7.35。对单个阈值与双重阈值模型进行似然比检验统计量的检验, 其似然比函数图如图 1 所示, 估计得到的阈值 $\hat{\gamma}_1=2.66$ ($\ln 14.32$) 与 $\hat{\gamma}_2=2.04$ ($\ln 7.72$) 能够使 $LR(\gamma)$ 最小, 即位于图形的 0 点。第一个阈值的置信区间相对较窄, 而第二个阈值中, 虽低于阈值部分的统计量离临界值较近, 但高于阈值部分的统计量离临界值较远。因此, 本文仍选取双重阈值进行后续部分的分析。

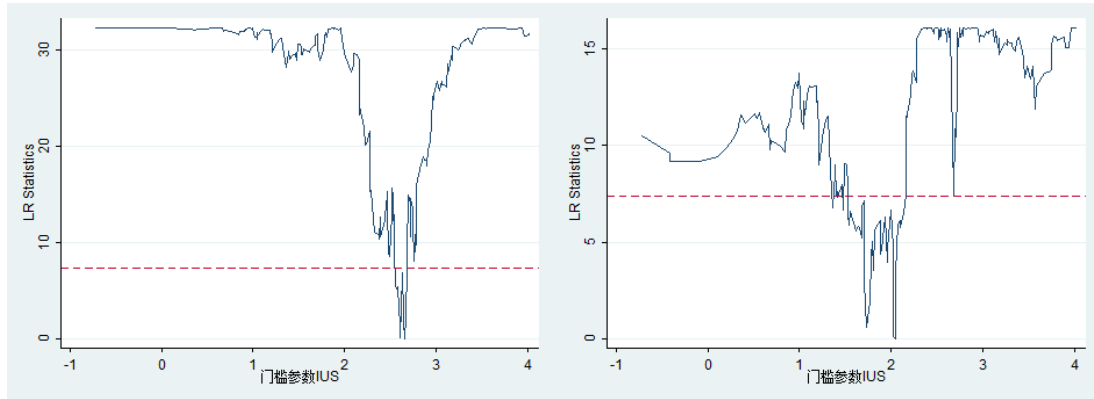


图 1 第一个阈值估计值和第二个阈值估计值的置信区间

更进一步, 本文使用阈值回归模型来估计互联网的影响。根据双重阈值模型估计得到的两个阈值, 即 7.72% 和 14.32% 的互联网渗透率, 将样本设定为低区间 ($B \leq 7.72\%$)、中区间 ($7.72\% < B \leq 14.32\%$) 和高区间 ($B > 14.32\%$) 三个组。估计结果显示, 低区间的系数为 0.40 (p 值为 0.30), 中区间的系数为 1.84 (p 值为 0.00), 高区间的系数为 0.54 (p 值为 0.13)。结果表明在城市层面, 互联网对经济增长的推动作用是非线性的, 存在网络效应, 但推动作用呈现出先小后大再减缓的趋势。在高区间, 与韩宝国和李世奇 (2018) 的发现相似, 出现了影响减弱的情况。^[18]郭家堂和骆品亮 (2016) 认为, 造成减缓的原因主要是互联网发展前期, 不仅容易造成垄断, 而且网络社群的出现以及产品的多样化需求也不利于规模经济的发挥, 从而影响全要素生产率的增长。^[3]

为了检验关于人口规模的猜想, 即互联网的网络效应是否来自于人口规模和互联网渗透率两个维度的叠加作用。本文根据阈值回归模型估计出的两个阈值 7.72% 和 14.32%, 将互联网渗透率划分为三个子样本进行估计, 结果见表 3。

表 3 分区间回归结果

	(1) $B < 7.72\%$	(2) $7.72\% \leq B < 14.32\%$	(3) $14.32\% \leq B$
渗透率	-0.531(1.209)	-3.960(2.936)	-9.001**(3.806)
人口规模	-30.77*** (3.888)	-20.47** (9.568)	-27.21*** (6.266)
渗透率 \times 人口规模	0.162(0.196)	0.571(0.493)	1.343** (0.558)
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	1591	335	648
调整后 R^2	0.613	0.520	0.312

注: 括号内为稳健标准误; **、*、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。控制变量为人均 GDP 滞后

项、固定资产投资比率、人口增长率、人力资本。由于篇幅限制，控制变量的估计结果未列出。

由低区间到高区间，交互项系数分别为 0.16、0.57 和 1.34，系数均为正且不断变大，但仅在渗透率大于 14.32% 的样本里才显著。这意味着在人口规模越大的城市，互联网的网络效应越强，但只有当渗透率跨过门槛（14.32%）后，其强化作用才能显现。

中国互联网渗透率存在区域差异，2002—2015 年间，西部地区互联网渗透率平均在 8% 左右，而东部地区在 15% 左右；同时信息产业的发展水平、互联网的利用率在不同区域也存在差异。如果对比东部和西部城市，一方面可以看到，西部地区平均渗透率处于中区间（ $7.72\% < B \leq 14.32\%$ ），此时互联网的促进作用最强，而东部地区平均渗透率则处于高区间（ $B > 14.32\%$ ），互联网在该区间的影响有所减弱；另一方面，虽然东部城市的人口规模普遍大于中西部，但西部大城市的人口规模，仍高于东部小城市，互联网对其经济的促进作用更强。因此可以推测，互联网对西部大城市经济的推动作用要高于东部小城市。以成都市为例，2014 年互联网渗透率达到了 20%，与北京、上海等东部大城市持平，虽然与大部分东部城市同处于高区间，但其渗透率更高，人口规模也更大。本文的研究发现互联网对西部地区城市经济的促进作用最大（渗透率系数为 1.01， P 值为 0.00；渗透率 \times 东部的交互项系数为 -0.42， P 值为 0.32；渗透率 \times 中部的交互项系数为 -1.47， P 值为 0.00），其中渗透率的平均影响在东部与西部并无显著差异。但西部大城市由于渗透率更高，人口规模更大，计算结果显示互联网对其经济的促进作用平均而言要高于东部小城市。

（三）稳健性检验：工具变量

1. 工具变量的选取。如前文所强调，互联网影响经济增长的估计结果可能受到内生性问题的影响，即使采用差分 GMM 进行估计，也不能很好地缓解。内生性的一个来源是互联网宽带的发展依赖于当地的经济水平和发展水平，经济水平更高的城市，不仅对宽带的需求更旺盛，而且更有实力进行投资和建设，导致估计存在反向因果关系。内生性的另一个来源是地方政府对电信部门的干预，导致结果同时受到反向因果效应和遗漏变量偏误的影响：首先，地方政府干预电信基础设施发展时，投资的能力取决于城市的经济水平；其次，政府对电信部门的干预往往与对交通等基础设施的干预同时进行，使得宽带的扩散范围与其他促进经济发展的基础设施发展水平相关。而差分并不能很好地消除由此带来的估计偏误，需要采用工具变量进行更准确的估计，本文选用了三个工具变量：logistic 曲线、周围城市平均渗透率和省内其他城市平均渗透率。

第一，logistic 曲线。改革开放后，原邮电部为改变中国长途通信线路的紧张状况，在“七五”到“九五”期间，建设了一张由 48 条光缆干线组成，总长近 8 万公里，覆盖全国直辖市、省会城市和近七成地级市的“八横八纵”光缆干线网。“八纵八横”网络于 1998 年提前两年完成计划，并在 2000 年之前追加了一些投资。该网络构成了中国信息网络的基本框架，根据中华人民共和国信息产业部综合规划司《中国信息产业“十五”发展规划（通信卷）》的资料显示，在“十五”期间，只需要进行扩容改造（或在原路由新建光缆）而不新增路由。虽然中国经历了数次电信改革（包括 1994 年成立中国联通，1998 年成立信息产业部，开始“三网融合、数网竞争”，1999 年将中国电信按业务纵向拆分），但是这一期间其他公司均没有能力挑战中国电信的地位（陈亮，2010）。^[25]原邮电部和中国电信主导的“八纵八横”网络是中国通信最主要的光缆干线网络。中国互联网宽带接入主要有 ADSL、CABLE

MODEM、LAN 等几种方式。其中，基于 xDSL 接入技术的 ADSL 与 HDSL/SHDSL 宽带传输介质是普通电话线，这使 ADSL 宽带的传输质量很大程度上要受到传统电话线路的制约。CABLE MODEM 是广播电视系统的常用接入方法，由于原来铺设的有线电视网光缆是个天然高速宽带网，所以仅对入户线路进行改造，就能提供高速网络。而 LAN 宽带接入方式则需要重新布线，用户的实际速率受制于城域网或与互联网相连的专线速率，实际开通率很低。所以宽带主要接入线路的铺设，在一定程度上受传统电视、电话线路网络的制约，也就是说，宽带网络很大程度上是在“八纵八横”的光缆干线网络基础上发展起来的。选取电话与电视网络的基础设施作为宽带网络的工具变量可以满足相关性。

进一步的，受 Geroski (2000) 与 Czernich 等 (2011) 关于 logistic 曲线论述的启发，本文也采用 logistic 曲线的函数形式构造工具变量。^[26, 13]他们认为一项新技术的扩散会遵从 logistic 曲线的形式：在前期，新技术的扩散会比较慢，因为人们还没接受或是没有能力使用该技术；而有一定规模的使用者后，技术的扩散将会加速；进入成熟期后，扩散速度将再次减缓。本文假设互联网宽带的最大覆盖范围受已存在的语音电话和有有线电视网络基础设施的限制，因此选用 2000 年固定和移动电话的总和作为顶值，得到每百人电话数 γ_i'' 。因缺少 2000 年移动电话数据，本文用 2001 年移动电话数代替，采用第五次人口普查常住人口计算。

$$\gamma_i'' = \beta_1'' \text{telephone}_{i0} \quad (15) \quad ^5$$

其中 i 表示城市； telephone_{i0} 表示起始年份（2000 年）固定电话与移动电话的总数。而估计互联网宽带接入渗透率的 logistic 曲线则如下所示：

$$B_{it} = \frac{\gamma_i''}{1 + \exp\{-\beta_2''(t - \beta_3'')\}} + \varepsilon_{it}'' \quad (16)$$

其中 β_2'' 代表扩散速度； β_3'' 为转折点。使用 logistic 函数形式，不仅可以满足相关性假定，还可以增加外生性来源，函数形式外生，不包含与研究时间段内经济增长相关的任何指标。

另一方面，初始通信网络相对外生也使工具变量相对外生。首先，铺设“八纵八横”光缆骨干网络的初衷主要是连接中国的各大城市和地区，因此包括所有直辖市和省会在内的 64 个城市都成为了网络的节点，从网络示意图上可以看到网络的密度与经济发展水平并不相关；其次，2000 年中国处于互联网商业化的早期阶段，有线电话与移动电话尚不普及，全国电话普及率仅为 20.2 部/百人，并且，截止到 2000 年底，中国共有 2.56 亿部电话，其中中央国有 1.26 亿部、地方国有 0.45 亿部，两者约占电话总数的 67%（2001 年《中国统计年鉴》），主要是中央主导，与经济发展水平不完全相关。

第二，周围城市平均渗透率（下文简称“周围城市”）。选用该城市相邻城市的渗透率平均值作为该城市渗透率的工具变量。

第三，同省其他城市平均渗透率（下文简称“同省城市”）。选用该城市所在省份中除自身以外的所有其他城市渗透率的平均值作为该城市渗透率的工具变量。

采用实证产业组织研究领域常用的选择工具变量的方式选用第二个和第三个工具变量，一方面因为城市的宽带渗透率与本省其他城市的渗透率相关：首先，由于互联网宽带的支线均从干线引出，离干线越近则铺设成本越低，而该城市到互联网干线的距离与周围城市以及

⁵ γ_i'' 的设定形式应该为 $\gamma_i'' = \beta_0'' + \beta_1'' \text{telephone}_{i0}$ ，但起始年份（2000 年）电话总数 telephone_{i0} 与互联网宽带接入数 γ_i'' 的拟合线指向原点，几乎不存在截距项，因此本文在设定形式时没有添加截距项。

同省城市到干线的距离相关；其次，由于电信改革采取先试点后展开的方式，一个城市的光缆铺设与周围城市和同省城市的电信市场相关，这会影响到互联网宽带接入的时间；而城市间的竞争和模仿也会使该城市渗透率与本省其他城市的渗透率相关（郑世林等，2014）。^[9]另一方面，其他城市的渗透率平均值有一定的外生性：由于周围城市或者同省其他城市与本市存在一定程度的行政分割，所以一个城市的互联网发展水平对自身经济增长有影响，但与其他城市的经济增长率相关性相对较弱。

2. 互联网渗透率对经济增长的影响及城市人口规模的异质性。工具变量回归结果见表4。从表4来看，三个工具变量一阶段的回归结果均显著，并且能通过 Stock-Yogo 弱工具变量检验。

表4 互联网对经济增长的影响及人口规模异质性（2002—2015）

A: 2SLS	logistic 曲线		周围城市		同省城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
渗透率	0.192 (1.756)	3.552 (3.120)	6.037** (2.487)	-3.424** (1.699)	-1.017 (1.029)	-8.190*** (1.983)
人口规模		-26.84*** (3.245)		-23.43*** (3.954)		-29.73*** (3.781)
渗透率×人口规模		1.376*** (0.328)		0.989*** (0.300)		1.038*** (0.216)
B: 第一阶段回归						
2000年电话总数 (β_1)	1.664** (0.706)	1.664** (0.706)				
扩散速度 (β_2)	0.151*** (0.025)	0.151*** (0.025)				
转折点 (β_3)	2016.8*** (5.012)	2016.8*** (5.012)				
工具变量			0.140*** (0.034)	0.616*** (0.153)	0.316*** (0.059)	0.202 (0.174)
工具变量×人口规模				0.269** (0.134)		1.035*** (0.151)
Stock-Yogo 检验			23.97	11.70	78.06	36.23
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2218	2218	2184	2184	2193	2193
调整后 R ²	0.381	0.429	0.168	0.397	0.366	0.401

注：括号内为稳健标准误；***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。控制变量为人均 GDP 滞后项、固定资产投资比率、人口增长率、人力资本。由于篇幅限制，控制变量的估计结果未列出。

从第（1）、（3）、（5）列结果来看，除工具变量“周围城市平均渗透率”外，互联网渗透率对城市经济增长率并不存在显著的促进作用，类似于横截面数据模型的估计结果。从第（2）、（4）、（6）列结果来看，交互项系数显著为正，且稳定在 1 左右，与前文的估计结果基本一致，证实人口规模确实能够提高互联网渗透率促进经济增长的单位效应，即人口规模越大的城市，互联网对其经济增长的促进作用越大。

3. 网络效应。本文主要采用工具变量“logistic 曲线”对不同区间内互联网的影响进行

回归。其中，低、中、高区间同样根据门槛回归模型得出的两个门槛值进行划分。与 OLS 回归结果不同的是，互联网渗透率对经济增长的促进作用，在跨过高区间门槛后并未减缓，而是呈现进一步放大的趋势。其次，工具变量回归结果表明不仅在高区间的组别，人口规模在低区间的组别同样能显著强化互联网对经济增长的促进作用。

五、结论和政策建议

本文从城市的视角出发，将人口规模纳入分析框架，重新考察了互联网对中国经济增长的影响。为缓解内生性，本文利用初始年份的电话数量和 logistic 曲线、周围城市平均渗透率以及同省其他城市的平均渗透率构造了三个工具变量，对结果进行检验。研究发现：人口规模越大的城市，互联网对经济增长的促进作用越强；互联网在城市层面存在网络效应，门槛值分别为 7.72% 和 14.32%，这为人口规模的强化作用提供了解释，也意味着在大城市进行互联网投资能带来更高收益。因此本文认为，相较于对东部、西部区域进行“一刀切”划分的投资政策，基于城市群并以城市为单位进行的投资更能兼顾效率与公平。

在效率方面，由于中国在东部（如长三角）、南部（如珠三角）、西部（如成渝）、北部（如京津冀）和中部（如长江中游）均有巨大的城市群。如果互联网资源的投资以城市群为基础，优先投向城市群中互联网密集使用的大城市，并改善其户籍政策，为外来人员提供更多生活保障，促进人口流动，那么大城市将因网络效应而获得更大的规模经济。

在公平方面，对于远离城市群的中小城市，人口流入大城市后，剩余人口则可以获得更高的人均资源拥有量，进而提高人均收入水平。同时，可以适当增加渗透率较低城市——往往是中西部的小城市的投资，使其渗透率跨过门槛，释放互联网对经济增长的影响，既保证未流出的人口能享受到互联网资源，又兼顾一定程度的效率。

最后，城市之间应该做好互联网相关行业的互联互通工作，制定科学的沟通机制，帮助互联网对大城市经济的促进作用更好地外溢到周围小城市。着眼国家整体，培养多个互联网骨干城市，进而带动整个国家的经济增长，更好助力“宽带中国”发展战略。

参考文献

- [1] 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, (6): 3-20.
- [2] 封永刚, 蒋雨彤, 彭珏. 中国经济增长动力分解: 有偏技术进步与要素投入增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, (9): 39-56.
- [3] 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.
- [4] 张旭亮, 史晋川, 李仙德, 张海霞. 互联网对中国区域创新的作用机理与效应[J]. 经济地理, 2017, (12): 129-137.
- [5] Dimaggio P., Bonikowski B.. Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on The Earnings of U.S. Workers[J]. American Sociological Review, 2008, 73(2): 227-250.
- [6] 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.

- [7] 卢福财, 徐远彬. 互联网对生产性服务业发展的影响——基于交易成本的视角[J]. 当代财经, 2018, (12): 92-101.
- [8] 刘成奎, 徐 啸. 信息通信能力能否增强地方财政民生回应——基于互联网等现代 ICT 的角度[J]. 当代财经, 2018, (6): 38-49.
- [9] 郑世林, 周黎安, 何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, (5): 77-90.
- [10] Roach S.. America's Technology Dilemma: a Profile of the Information Economy[R]. Morgan Stanley Special Economic Study, New York, 1987, April.
- [11] Stiroh K. J.. Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say?[J]. The American Economic Review, 2002, 92(5): 1559-1576.
- [12] Röller L. H., Waverman L.. Telecommunications Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach[J]. American Economic Review, 2001, 91(4): 909-923.
- [13] Czernich N., Falck O., Kretschmer T., Woessmann L.. Broadband Infrastructure and Economic Growth[J]. The Economic Journal, 2011, 121(552): 505-532.
- [14] Niebel T.. ICT and Economic Growth ——Comparing Developing, Emerging and Developed Countries[J]. World Development, 2018, 104: 197-211.
- [15] 陈 亮, 李杰伟, 徐长生. 信息基础设施与经济增长——基于中国省际数据分析[J]. 管理科学, 2011, (1): 98-107.
- [16] 韩宝国, 朱平芳. 宽带对中国经济增长影响的实证分析[J]. 统计研究, 2014, (10): 49-54.
- [17] 孙琳琳, 郑海涛, 任若恩. 信息化对中国经济增长的贡献: 行业面板数据的经验证据[J]. 世界经济, 2012, (2): 3-25.
- [18] 韩宝国, 李世奇. 软件和信息技术服务业与中国经济增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, (11): 128-141.
- [19] Katz M. L., Shapiro C.. Network Externalities, Competition, and Compatibility[J]. The American Economic Review, 1985, 75(3): 424-440.
- [20] 罗雨泽, 芮明杰, 罗来军, 朱善利. 中国电信投资经济效应的实证研究[J]. 经济研究, 2008, (6): 61-72.
- [21] Koutroumpis P.. The Economic Impact of Broadband on Growth: A Simultaneous Approach [J]. Telecommunications Policy, 2009, 33(9): 471-485.
- [22] Mankiw N. G., Romer D., Weil D. N.. A Contribution to the Empirics of Economic Growth [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2): 407-437.
- [23] Islam N.. Growth Empirics: A Panel Data Approach[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(4): 1127-1170.
- [24] 梁文泉, 陆 铭. 城市人力资本的分化: 探索不同技能劳动者的互补和空间集聚[J]. 经济社会体制比较, 2015, (3): 185-197.
- [25] 陈 亮. 中国电信业体制演进轨迹: 1949~2009[J]. 改革, 2010, (11): 43-49.
- [26] Geroski P. A.. Models of Technology Diffusion[J]. Research Policy, 2000, 29(4): 603-625.

Internet, Population Scale and China's Economic Growth: a Research from City Perspective

Abstract: Based on China's city-level data from 2001 to 2016, and incorporated the population scale into the analysis of Internet and economic growth, the influence of Internet on China's economic growth was re-estimated, so as the network effects. Moreover, differential GMM, instrumental variables and two-stage least square method were adopted to alleviate the endogenous problem. The study found, firstly, increasing in internet penetration could improve economic growth rate of Chinese cities on average, but the results were not robust, because the effects in small cities were negative or not significant. Secondly, the larger the population of a city, the greater the impact of Internet. Thirdly, network effect could explain this strengthening effect, the results of threshold regression showed that there were two threshold values, 7.72% and 14.32%, and only if the broadband penetration was higher than 7.72%, would Internet improve economic growth rate of a city. It was showed that in the Midwest of China, where the average penetration rate was relatively low, the influence of Internet on economic growth to the cities with large population would be greater than that of small cities in the East area with higher average penetration rates. Therefore, it will be benefit for both economic efficiency and balanced development of China's regions if the infrastructure of internet is invested based on city-clusters and migration of population is encouraged.

Key words: internet; penetration rate; population scale; economic growth of Chinese cities; network effects