

宽带对中国经济增长影响的实证分析

韩宝国 朱平芳

(上海社会科学院数量经济研究中心, 上海, 200025)

内容提要: 本文运用2000年至2011年中国宽带渗透省际面板数据, 研究了宽带与中国经济增长之间的关系, 发现宽带引入和渗透对中国经济增长起到了显著推动作用, 2000年到2011年的数据表明, 宽带渗透率每增长10%能带动人均GDP年增长率增加约0.19%。分析表明宽带渗透对经济增长的贡献存在一定的网络效应, 当宽带渗透率达到约10%后, 宽带渗透对人均GDP增长率的贡献弹性增加。此外, 宽带对中国经济增长的影响具有区域差异性, 宽带对于东部、中部经济发展的推动作用显著, 而对西部还不明显, 可能的原因是西部信息化应用水平与东、中部地区还有较大差距。截止2012年, 中国宽带渗透水平以及宽带传输速率与发达国家还有明显差距, 并有进一步加大的趋势, 实施宽带中国战略具有现实紧迫性。

关键词: 宽带 经济增长 网络效应 区域差异

Broadband and economic growth: Evidence from China

Abstract: In this paper we investigate how broadband affects economic growth in China. We use panel data from a sample of 31 Chinese provinces (including municipalities) throughout the 2000 to 2011 period to examine the impacts that broadband developments may have had. We find that 10% increase in broadband penetration raised annual per capita growth rate by ~0.19%, and the evidence of a positive causal link became more significant when broadband penetration rate reached above ~10%. We also find that the broadband's contributions to economic growth in China's east and mid regions are more evident than in the west region.

Key Words: Broadband Economic Growth Network Effects Regional Differences

引 言

经济增长一直是重要的研究领域, 在当前全球经济增长放缓的大背景下, 这个领域的研究受到更加广泛的关注。上世纪六十年代至今, 信息通信技术不断取得突破, 集成电路的计算和信息传输处理能力不断增强, 而价格持续下降。信息通信技术的广泛应用被认为是发达国家全要素生产率得以持续增长的重要因素之一。进入二十一世纪, 计算终端与通信终端加快融合, 基于视频的互联网应用迅速发展, 无线移动通信从以语音为主向数据应用转变, 这些应用的实现都要依靠高速的互联网骨干和接入网络, 也就是我们所说的宽带。作为重要的公共基础设施之一, 信息基础设施经历几次重要发展阶段, 从最早的电报, 到电话, 到二十世纪初的移动通信, 到现在的宽带互联网, 其对经济增长的影响关系, 国内外都有跟踪研究。近几年, 在全球经济增长面临挑战的形势下, 发达国家纷纷推出宽带战略, 把建设高速互联

网作为提升国家核心竞争力的重要举措。1999年,中国有了第一个家庭宽带用户,2000年以xDSL为主要接入方式的宽带开始商业化,至今,中国宽带发展已经经历了十几年时间,这为研究宽带对中国经济增长的影响提供了实证基础。

1 文献回顾

内生经济增长理论将以全社会知识积累为支撑的各领域创新作为经济增长的重要动力,而全社会知识积累又取决于信息的产生和有效传播。速度更快、价格更低的宽带互联网服务降低了信息扩散成本,能够提高知识传播效率,有助于提高劳动力的受教育水平、加速新技术的导入进程,而高素质的劳动力和新技术的迅速导入是经济发展的重要条件,也是经济欠发达地区追赶发达地区的重要途径。信息的分布式处理(decentralized information processing)对经济增长具有重要作用,每一个经济个体使用已存在的信息来创造新的信息,通过信息处理过程,个体会把自己的经验和理解加进来,使原有的信息更加丰富、有价值,在这个信息价值倍增过程中,参与其中的每个经济个体都会受益,而宽带互联网使不同空间位置间的大规模数据交换成为可能,可以有力支撑信息的分布式处理。在微观层面,宽带互联网使新的业务模式,新的企业间合作方式成为可能,从而有力推动竞争和创新,同样重要的是,宽带互联网能够增加市场透明度,从而促进市场竞争,达到提高经济效率的目的。

宽带的早期发展主要依托于电话及有线电视基础设施,电话等电信基础设施与经济增长关系的研究方法及结果具有直接借鉴意义。Röller和Wave(2001)基于上世纪70年代至80年代21个OECD国家的数据,分析了以语音通信为主的电信基础设施与经济增长的关系。他们通过建立联立方程模型把电信投资作了内生化处理,把电信基础设施微观层面的供求关系集成到宏观的总经济产出模型中,发现1971-1990年OECD国家1/3的经济增长可以直接或间接地归因于电信基础设施投资。Datta(2004)使用22个OECD国家的面板数据,应用动态面板方法来修正单截面回归带来的变量遗漏偏差,研究表明电信基础设施与经济增长正相关,电信投资存在远期回报下降的趋势。

Koutroumpis(2009)采用联立方程法,将宽带基础设施的供求关系做内生化处理,对2002年到2007年22个OECD国家作了分析,结果表明宽带基础设施对经济增长有显著影响,而且数据表明宽带渗透存在网络效应,当宽带渗透率达到30%后,也就是接近一半的人口有宽带接入时,宽带对经济增长的推动作用变得更加显著。Czernich(2011)使用25个OECD国家,1996-2007年的数据研究了宽带基础设施对经济增长的影响作用,研究表明宽带引入后OECD国家人均GDP平均提高了2.7-3.9%,宽带渗透率增加10个百分点,人均GDP年增长率增加0.9-1.5%,宽带渗透率达到10%后,宽带对OECD国家经济增长的影响有显著提高。

谢虹(2012)基于因子分析法,得出中国宽带发展对于经济增长的贡献率,当宽带发展水平提高1%时经济发展水平增长0.41%。何仲(2013)采用宽带投资联立方程法,运用中国2001年到2010年的整体数据,估算得出宽带渗透率每提高10%,将带动中国国民经济提升0.424%。上述实证分析工作在研究宽带对中国经济影响方面做了有益的尝试,但分析没有深入到省际层面,数据量相对偏少。

2 模型和数据

2.1 宽带对经济增长影响的分析框架

宽带基础设施对经济增长的作用可概括为以下三个主要方面，一是宽带基础设施投资本身会对经济增长有直接贡献；二是宽带基础设施直接影响的信息消费对经济增长有贡献；三是宽带基础设施使信息的传输和再加工效率提高，激发全社会知识创新过程，从而支撑经济的内生增长。我们在这里更为关心第三个具有通用技术特点的作用机制，因为它是经济增长的持续动力。我们从包括物质资本、人力资本及劳动力等三个输入项的宏观生产函数出发分析问题，采用 Mankiw (1992) 的扩展的索罗经济增长模型分析架构，增长稳态由下式表达：

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \beta_1 \log s_{it} + \beta_2 \log h_{it} + \beta_3 \log(n_{it} + g + \delta) \quad (1)$$

其中 y_{it} 为第 i 个省际单位在第 t 个年份的人均生产总值 (GDP)， A_{it} 是各省际单位的全要素生产率，代表了各省际单位的总体技术水平， s_{it} 是以固定资产投资比率表征的物质资本形成倾向， h_{it} 是以劳动力平均受教育年数表征的劳动力人力资本积累， n_{it} 为劳动力增长率， g 为全要素生产率增长率， δ 为折旧率，严格意义上 g 是随时间变化的，但在经济增长实证研究中，为简化分析通常将其作为常量处理，一般将 $g + \delta$ 的值定为 0.05。为了进一步简化分析框架，本文采用与 Czernich (2011) 相同的处理方式，将 $\log(n_{it} + g + \delta)$ 用 n_{it} 代替，这样式 (1) 简化为

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \beta_1 \log s_{it} + \beta_2 \log h_{it} + \beta_3 n_{it} \quad (2)$$

下面，我们分别推导宽带引入和宽带渗透对经济增长影响的分析框架。首先，宽带引入使大规模的信息分布式处理和知识的大范围扩散具备了可能性，我们有理由期待宽带引入会影响全要素生产率 A_{it} ，进而影响经济增长，为确定这个影响的大小，我们引入下面一个简单的识别式

$$\log A_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 D_{it} \quad (3)$$

这里， α_1 为与各省际单位相关的随机变量， α_2 为时间影响因素， D_{it} 为表征宽带引入的虚拟变量，宽带引入后其值为 1，将上式带入式 (2) 后，我们就得到分析宽带引入对经济增长影响的表达式

$$\log y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 D_{it} + \beta_1 \log s_{it} + \beta_2 \log h_{it} + \beta_3 n_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

这里， α_3 表征的是宽带引入对人均 GDP 水平的一次性影响， ε_{it} 是误差项。

在上面分析宽带引入作用时，考虑到宽带技术应用从无到有，我们推测其对人均 GDP 水平有一次永久性的提高作用，而宽带引入后宽带在整个经济社会中的持续渗透会进一步加速信息传输和增值过程，激发全社会知识创新活动，从而推动经济内生增长。在经济增长相关研究中，一般假定反映经济总体技术水平的全要素生产率呈指数型增长，即 $A_t = A_0 e^{g(t-t_0)}$ ，如前所述 g 为全要素生产率增长率。我们推测宽带导入后的持续渗透会对全要素生产率增长率有影响，即 g 是变化的^①。根据设定，第 i 个省际单位 t 年份的全要素生产率平均增长率 g_{it} 可表达为

$$g_{it} = \log A_{it} - \log A_{it-1} \quad (5)$$

模拟宽带渗透对知识创新过程的推动作用，我们假定

① 在式 (1) 总的宏观分析框架中，为了简化表达式，我们忽略了 g 的变化对 $\log(n_{it} + g + \delta)$ 这一项的影响，而把 g 的变化对经济增长的影响主要是通过 $\log A$ 这一项体现。

$$y_{it} = \mu_i + v_1 \log B_{it} \quad (6)$$

这里, B_{it} 是第 i 个省区第 t 年的宽带渗透率。对式 (2) 作一阶差分, 然后用式 (6) 替换一阶差分式中的 $\Delta \log A_{it}$ 项, 我们得到

$$\Delta \log y_{it} = \mu_i + v_1 \log B_{it} + \beta_1 \Delta \log s_{it} + \beta_2 \Delta \log h_{it} + \beta_3 \Delta m_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

我们主要关心的是宽带渗透对经济增长的影响, 为了控制其它因素引起的经济增长外生变化趋势, 采用与 (Röller and Wave 2001) 和 (Czernich 2011) 类似的处理方法, 在回归方程中我们把从宽带引入时开始计算的时间 T 作为外生变化趋势控制变量。考虑到宽带刚引入时的人均 GDP 水平对之后经济增长速度具有条件收敛影响, 我们加入了宽带刚引入时的 2000 年省际人均 GDP 作为经济增长条件收敛控制变量。 $\Delta \log y_{it}$ 的含义是人均 GDP 年增长率, 为直观起见, 我们将其记为 $GRTH_{it}$ 。最终, 我们得到研究宽带渗透对经济增长影响的回归分析模型:

$$GRTH_{it} = \mu_i + v_1 \log B_{it} + \beta_1 \Delta \log s_{it} + \beta_2 \Delta \log h_{it} + \beta_3 \Delta m_{it} + \beta_4 T + \beta_5 \log y_{i0} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

这里, μ_i 是与各省际单位相关的随机变量, v_1 是宽带渗透对人均 GDP 年增长率的的作用系数, ε_{it} 为误差项。上式所表达的经济意义是, 经济增长达到平衡经济增长路径后, 人均 GDP 的增长率等于全要素增长率, 当宽带渗透率提高后, 随着信息传输效率的提高, 经济体的全要素生产率增长速度会提高, 在其它因素不变的情况下, 经济增长将向具有更高全要素增长率增长速度的新的平衡增长路径迈进, 式(8)是我们分析宽带渗透对经济增长的主要回归方程。

2.2 中国省际数据

在关于宽带的相关研究中, 通常将上网下载速率大于 256kb/s 的用户定义为宽带用户, 宽带接入方式主要有依托电话线的 xDSL, 依托有线电视网络的 cable modem, 以及光纤到楼或入户 (FTTB or FTTH) 等三种主要形式。1999 年, 中国家庭宽带开始试商用, 2000 年开始正式推广, 其主要接入形式是依托固定电话网络的 xDSL 接入方式, 上网速率相对拨号上网的 56kb/s 有了较大提高, ADSL 理论上行 (从用户到网络) 速率可达 640Kbits/s, 其下行 (从网络到用户) 速率可达到 8Mbits/s。目前, 宽带渗透率一般是用每 100 个居民拥有的宽带接入数来衡量, 本文采用同样方式。

自 2004 年, 中国通信年鉴开始全面公布各省区直辖市宽带接入数, 数据来自通信主管部门, 主要统计电信、联通等主要通信运营商的宽带业务发展情况, 这里面包括企事业单位的宽带用户, 其中大部分是中小企业, 平均约占 10%, 中小企业创新活动活跃, 对经济增长有重要影响, 在宽带用户统计中我们应将这部分宽带用户包括进来。除了基础运营商, 宽带业务代理商也就是驻地网厂商也在开展宽带业务, 但在通信年鉴中驻地网厂商的宽带业务数据统计不完全, 为了保证各省区直辖市数据统计口径的一致性和完整性, 本文统一采用中国通信年鉴中公布的宽带接入数作为计算宽带渗透率的基础数据。

各省区直辖市常住人口数来自于统计年鉴, 宽带接入数除以各省区直辖市常住人口数得到省际宽带渗透率。2000 年, 宽带业务开始正式商用, 各区域宽带渗透率小于 0.1%, 接近于 0。大部分省区 2001 年到 2003 年的宽带接入年度数据缺乏, 观察部分 2000 年到 2011 年数据完整的单位, 其初始阶段的宽带渗透率年变化趋势接近线性, 本文对 2001 年到 2003 年

数据缺失的省区直辖市,通过把2000年到2004年数据线性平均的方式对缺失数据做了补足,以保证足够的样本量。到2011年,中国平均宽带渗透率达到了11.26%,在共31个省、区、直辖市中,排在前三位的是北京(25.93%),上海(22.61%)及浙江(19.67%),排在后三位的是贵州(6.18%),甘肃(5.68%)和西藏(4.19%)。

2000年到2011年各省、区、直辖市劳动力数据根据中国人口和就业年鉴中的年度就业人数得到。2000年到2011年人均GDP数据来自各省区直辖市统计年鉴,并根据价格平减指数换算为2000年人民币数值。 s 为物质资本形成倾向,由固定资产投资比率表征,数据来自各省区直辖市统计年鉴。 h 为劳动力的人力资本积累,用劳动力的平均受教育年限来表征,数据主要来自中国人口和就业年鉴。如前文所述,中国各省、区、直辖市宽带正式商业化的时间都起于2000年,是本文计算宽带导入时间 T 的起始点, T 的单位为年。

随着智能终端的普及以及相关信息服务的快速发展,2011年以来依托3G和无线局域网(WiFi)的无线宽带上网也迅速普及,本文的重点是通过较长的时间段来研究宽带渗透对经济增长的影响,为了保持研究对象的相对稳定性,本文分析的时间段主要是从依托电话网络发展起来的固定宽带业务正式商业化开始的2000年到2011年。

表1 主要变量统计描述

变量	含义	观测数	均值	方差	最小值	最大值
y	人均GDP(2000年人民币)	372	16018	11662	2759	66299
GRTH	人均GDP年平均增长率	341	0.11	0.02	0.04	0.21
s	固定资产投资比率	372	0.48	0.14	0.06	0.89
n	劳动力年增长率	372	0.02	0.03	-0.12	0.19
h	劳动力平均受教育年限	372	10.00	1.36	4.52	14.35
B	宽带渗透率	372	0.05	0.05	0.00	0.28

3 结果和分析

3.1 初步回归结果

首先,我们分析宽带引入对经济增长的影响。在对OECD国家的类似分析中把宽带渗透率达到约1%时作为标识宽带引入的阈值,我们采取接近的设定作为标识中国宽带引入的阈值,根据分析宽带引入对经济增长影响的式(4),设置省际单位虚拟变量以及年份虚拟变量,使用LSDV(least square dummy variable)方法进行了面板数据回归分析,包含和不包含其它控制变量的结果分别见表二列1和列2,人均GDP分别增加了2.39%,2.62%,在10%水平下统计结果显著。为了进一步说明宽带引入的作用,作为对比,我们把临界点设置降低为0.5%,结果见表二列3和列4,包含和不包含其它控制变量的结果分别为0.48%和0.59%,在10%水平下统计结果不显著。省际单位及年份虚拟变量回归结果,由于篇幅原因没有列出,大部分省区、年份,在5%水平下统计显著。需要指出的,尽管中国各省、区、直辖市宽带的正式推广基本都是从2000年开始的,但各区域达到1%的宽带渗透率的时间是有差异的,从分区域宽带渗透率年度平均值来看,东部地区是2002年达到,而中、西部地区是2004年。

表 2 宽带引入对经济增长的影响

因变量: log (人均 GDP)	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
log (固定资产投资比率)	0.250*** (7.89)		0.249*** (6.22)	
log (劳动力平均受教育年限)	0.113 (0.95)		0.117 (0.75)	
劳动力年增长率	0.172 (0.76)		0.195 (0.75)	
宽带引入虚拟变量 (宽带渗透率≥ 1.1%)	0.0239* (1.85)	0.0262** (2.14)		
宽带引入虚拟变量 (宽带渗透率≥ 0.5%)			0.0048 (0.35)	0.0059 (0.41)
省际虚拟变量	包含	包含	包含	包含
年份虚拟变量	包含	包含	包含	包含
常数项	8.520*** (33.10)	8.479*** (557.94)	8.509*** (26.34)	8.478*** (418.29)
拟合优度	0.99	0.99	0.99	0.99
观测样本数	367	372	367	372

注 1: 通过自助法计算得到的系数估计值的 Z 统计量包括在括号中。

注 2: * p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

注 3: 个别劳动力增长率数据波动较大, 绝对值超过了 10%,

为保证分析可靠性, 本文共剔除 5 个数据异常点, 面板总样本从 372 降为 367。

下面我们分析宽带渗透对经济增长的影响作用。首先暂时忽略差异性, 即假定各省际单位的回归系数和截距都相同, 使用简单的混合最小二乘方法 (Pooled OLS) 对数据依式 (8) 作回归分析, 结果见表三的列 1, log (宽带渗透率) 的回归系数为 0.0151, 在 1% 水平下统计显著。我们知道, 中国各省、区、直辖市的经济情况是不同的, 如东部沿海与中西部地区在对外开放、产业结构等方面都存在较大差异, 如果不考虑这些差异, 得到的回归结果是有偏的, 为此, 我们进一步放松假定, 通过给每个省、区、直辖市设置虚拟变量的 LSDV (least square dummy variable) 方法, 允许截距项不同, 结果见表三的列 2, log (宽带渗透率) 的回归系数为 0.0203, 在 1% 水平下统计显著, 各省际单位虚拟变量的回归结果由于篇幅原因没有列出, 大部分区域在 5% 水平下统计显著, 这说明省际之间的差异性的确存在^②。

在所有面板单位都设置虚拟变量的情况下, LSDV 方法的回归系数结果与面板固定效应分析结果是相同的, 进一步的问题是, 此处我们讨论的个体效应与其它解释变量是相关, 还是无关, 如果相关我们应该采用面板固定效应分析结果, 如果无关, 采用面板随机效应分析

② 我们使用检验个体效应的 Breusch and Pagan LM test 做了进一步验证, 在原假定是不存在个体效应的设定下, P 值小于 0.1%, 明确拒绝不存在个体效应的假定。

结果更准确、效率更高, 面板随机效应结果见列 3, \log (宽带渗透率) 的回归系数为 0.0192, 在 1% 水平下统计显著。考虑到异方差的存在以及同一个单位不同时期之间的扰动项一般存在自相关, 在计算中如果采用默认和普通标准差, 即假定扰动项都是独立同分布的, 会出现结果显著高估的现象, 为提高分析的准确性, 在表三的计算中, 我们都采用聚类稳健标准差。通常采用 Hausman Test 来判断是采用面板固定效应或随机效应进行分析更合理, 但其应用的前提是扰动项独立同分布, 在普通标准差与聚类稳健标准差相差较大的情况下, 不能采用传统的 Hausman Test, 我们转而采用辅助回归的办法进行了分析。在原假设是选用随机效应合理的情况下, 得到的 P 值为 16%, 结论是应该选用面板随机效应进行分析。下述的分析, 如无特别指出, 我们都采用随机效应分析结果。从表三列 3 的结果来看, $\Delta\log$ (固定资产投资比率), $\Delta\log$ (劳动力平均受教育年限) 及 Δ (劳动力年增长率) 的回归系数分别为正, 正和负, 在 10% 水平下都不显著, 相对地, $\Delta\log$ (固定资产投资比率) 的统计结果检验 P 值为 12%, 最接近 10% 的统计显著水平^③。Czernich (2011) 对 OECD 国家所做的分析中, $\Delta\log$ (劳动力平均受教育年限) 及 Δ (劳动力年增长率) 的回归系数在 10% 水平下也不显著, 考虑到劳动力平均受教育年限、劳动力年增长率是与经济增长密切相关的因素, 本文分析中还是把其作为重要的控制变量加以保留。另外, 人均 GDP 年平均增长率 (GRTH) 与本文分析宽带对经济增长影响的起点 2000 年的人均 GDP, 以及时间趋势项都是显著负相关的, 这和条件收敛理论预期是一致的。

为直观说明上述结果的经济意义, 以中国 2010 年到 2011 年的宽带发展为例, 2010 年全国宽带平均渗透率为 9.62%, 2011 年增加到 11.26%, 宽带渗透率增长约 17%, 宽带渗透对人均 GDP 年增长率 (GRTH) 的贡献弹性为 0.0192, 则 2011 年宽带渗透的增长使人均 GDP 年增长率 (GRTH) 增加了约 0.3%, 这个增长不是一次性的人均 GDP 水平增长, 其作用是持续的, 从这个意义上看, 宽带对经济增长的推动意义还是较为显著的。

表 3 回归分析结果

人均 GDP 年平均增长率	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\Delta\log$ (固定资产投资比率)	0.0524** (2.19)	0.0258 (1.34)	0.03 (1.54)	0.0247 (1.26)
$\Delta\log$ (劳动力平均受教育年限)	0.0110 (0.81)	0.0067 (0.49)	0.0074 (0.56)	0.0020 (0.16)
Δ (劳动力年增长率)	-0.0202 (-0.49)	-0.0218 (-0.60)	-0.0213 (-0.58)	-0.0193 (-0.51)
\log (2000 年人均 GDP)	-0.0268*** (-4.55)		-0.0325*** (-4.26)	-0.0267*** (-3.19)
宽带引入时间	-0.0031*** (-3.36)	-0.0048*** (-3.07)	-0.0044*** (-3.22)	-0.0032** (-2.21)
\log (宽带渗透率)	0.0151***	0.0203***	0.0192***	0.0169***

③ 作为比较, 如果计算中不采用聚类标准差而是采用普通标准差, $\Delta\log$ (固定资产投资比率) 的统计结果 P 值为 3%, 在 5% 水平下结果显著。

	(6.00)	(4.71)	(5.14)	(4.38)
虚拟变量* log(宽带渗透率)				0.0065***
				(3.21)
常数项	0.417***	0.209***	0.491***	0.425***
	(7.00)	(8.44)	(5.83)	(4.63)
拟合优度	0.2162	0.5520	0.2092	0.2250
观测样本数	333	333	333	333

注 1: 系数估计值的 t 统计量包括在括号中。

注 2: * p<0.10, **p<0.05,***p<0.01

3.2 双向因果关系、内生性问题讨论

如果说宽带渗透会影响经济增长,那么经济增长也可能会影响对宽带接入的需求,这个可能存在的双向因果关系所带来的宽带渗透变量内生性问题需要进行较为深入的分析,即双向因果关系中谁是主因,以及宽带渗透变量内生性的显著程度。在电信基础设施与经济增长研究中,分析双向因果关系,一般采用电信基础设施的滞后期代替当期来进行回归分析,因为当期的经济增长对前期的电信基础设施直接影响程度小,如果前期的电信基础设施与当期经济增长正相关,则说明在双向因果关系中,主因是电信基础设施,本文采用类似的方法来分析双向因果关系。在处理内生性问题方面,一般采用工具变量法。考虑到 OECD 国家的宽带主要是依托已经比较成熟的固定电话网络及有线电视网络发展起来的,Czernich (2011)采用这两个变量作为宽带渗透率的工具变量,意图是将市场需求对实际宽带渗透的影响剥离出去,仅考虑宽带的供给面,值得注意的是,其得到的宽带对经济增长影响的回归系数为 0.092,比简单最小二乘(OLS)回归分析得到的回归系数 0.065 还要大。电信基础设施作为基础设施的一种,也有将滞后期的变量作为工具变量来处理内生性问题,本文将采用类似的方法。

中国宽带的发展主要是采用 xDSL 技术依托固定电话网络发展起来的,由于固定电话网络已经成熟,依托电话的宽带建设总体投资较少,这为宽带服务厂商快速拓展业务提供了有利条件,从市场结构上来看,中国电信行业固网业务具有较强的垄断性,电信运营单位可以暂时摆脱价格因素的约束超前推进宽带业务,综合这两个因素,我们判断中国的宽带供给是超过需求的,这个判断可以从中国宽带接入端口数远高于宽带接入用户数得到印证,根据中国统计年鉴 2011 年数据,全国宽带接入端口数是宽带接入用户数的 1.55 倍,也就是说接近宽带用户总数一半的端口还没有利用,宽带的供给面远超于需求。另一方面,本文分析的重点是宽带作为创新活动的信息传输基础设施对经济增长的持续支撑推动作用,宽带建设投入本身属于投资,对 GDP 有一定贡献,但其贡献是暂时的,不是本文分析的重点。从这两方面分析,我们推测在本文的分析框架中宽带渗透内生性对回归结果的影响不显著。

因果关系问题分析结果见表四列 1、列 2,使用宽带渗透率滞后一期,二期的结果分别为 0.0121, 0.0043,滞后一期统计结果在 1%水平下显著,滞后二期统计结果的检验 P 值有所降低,为 28%,回归结果总体支持宽带渗透对经济增长的推动作用。分别使用宽带渗透率滞后一期,二期作为工具变量的回归结果见表四列 3、列 4,我们采用内生性检验方法对结

果做了检验，原假设是宽带渗透率在本文的分析框架中是外生的，滞后一期、滞后二期的检验 P 值分别为 89%，28%，检验结果明确支持宽带渗透率在本文分析框架中应该作为外生变量来处理，其内生性不显著，这与我们前面针对中国宽带市场结构的分析推测是一致的。

表 4 内生性问题分析结果

人均 GDP 年平均增长率	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\Delta \log(\text{固定资产投资比率})$	0.0107 (0.53)	0.0023 (0.11)	0.0111 (0.62)	0.0024 (0.10)
$\Delta \log(\text{劳动力平均受教育年限})$	0.0095 (0.71)	0.0175 (1.34)	0.0133 (0.79)	0.0175 (0.28)
$\Delta(\text{劳动力年增长率})$	-0.0105 (-0.33)	-0.0060 (-0.18)	-0.0240 (-0.61)	-0.0107 (-0.27)
$\log(2000 \text{ 年人均 GDP})$	-0.0035*** (-2.68)	-0.0019 (-1.29)	-0.0043*** (-3.16)	-0.0027 (-0.90)
宽带引入时间	-0.0263*** (-3.25)	-0.0194** (-2.30)	-0.0307*** (-3.55)	-0.0236* (-1.81)
L1.log(宽带渗透率)	0.0121*** (3.34)			
L2.log(宽带渗透率)		0.0043 (1.08)		
$\log(\text{宽带渗透率})$			0.0167*** (3.13)	0.0085 (0.61)
常数项	0.412*** (4.61)	0.315*** (3.30)	0.468*** (4.86)	0.368** (2.14)
拟合优度	0.1193	0.0956	0.1266	0.1124
观测样本数	303	273	303	273

注 1：系数估计值的 t 统计量包括在括号中。

注 2：* p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

3.3 网络外部性讨论

随着宽带接入用户的增多，信息传输范围将不断扩大，信息资源的开发利用水平在宽带的支撑下也会持续提高，宽带对用户的使用价值将不断增加，从这个意义上来看，宽带与电话等其它电信基础设施一样也具有一定的网络外部性。在宏观经济分析层面，宽带的网络外部性特征可能表现为宽带对经济增长的贡献在宽带渗透的不同阶段具有非线性。如分析宽带渗透对经济增长影响的式（8）所示，在其它变量保持不变的情况下，人均 GDP 年增长率（GRTH）与宽带渗透率 B 变化的关系为， $\Delta \text{GRTH} = v_1 \Delta \log B \approx v_1 \frac{\Delta B}{B}$ ，在这里 v_1 可直观理解为宽带渗透对人均 GDP 年增长率的贡献弹性，研究宽带网络外部性可能引起的宽带对经济增长影响的非线性，主要是看 v_1 在宽带渗透的不同阶段是否有显著差异。Röller 和 Wave（2001）在研究电话对经济增长的网络效应影响时，把电话普及率按数值分成高、中、低区

段进行回归研究其弹性大小，这里我们采用类似的方法，参照针对 OECD 国家的研究结论，把宽带渗透率按照大于 10%，低于 10%分成高，低两个区间^④，回归分析结果见表三列 4，低区间的回归系数为 0.0169，在 1%水平下统计显著，高区间比低区间增加 0.0065，在 1%水平下统计显著，这个结果表明当宽带渗透率小于 10%时， β_1 为 0.0169，而大于 10%时为 0.0234，这说明 β_1 在宽带渗透的不同阶段的确存在显著差异，当宽带渗透高于 10%时，宽带渗透对人均 GDP 年增长率（GRTH）的贡献弹性增加。我们这里得出的宽带对中国经济增长具有一定的网络效应这个结论与针对 OECD 国家研究得出的结论是基本一致的。这里需要着重指出的是，本文的中心主要是研究宽带对经济总产出的影响，分析宽带网络外部性问题需要更有针对性的微观模型，本文基于宏观分析框架得到的结论是初步的、参考性的。

3.4 区域差异分析

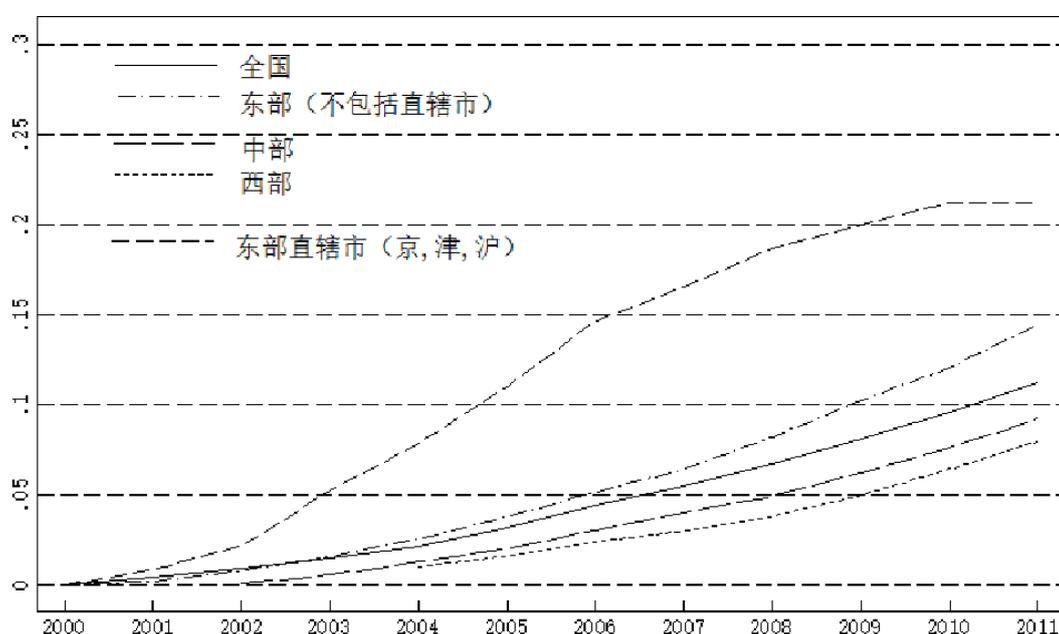


图 1 宽带渗透率分区域增长趋势

中国经济发展存在着区域不平衡，东部地区经济发展水平明显高于中西部地区，宽带渗透也呈现区域不平衡，如图一所示，东部三个直辖市的宽带渗透明显高于东部其它省区平均水平，东部省区明显高于中西部地区，中西部地区总体宽带渗透率比较接近，但都低于全国平均水平^⑤。研究宽带对经济增长的区域差异性影响，我们在前面的面板分析框架下，引入标识东、中、西部区域的虚拟变量，把区域虚拟变量与宽带渗透率交叉项，带到式（8）中进行分析，结果是东部地区宽带渗透率的回归系数为 0.0161，在 1%水平下统计显著，而中

④ 截止 2011 年，中国宽带渗透的平均水平低于 15%，为了保证一定的区间样本量，本文只把宽带渗透率分为高、低两个区间。

⑤ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省（市）；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 12 个省（市、自治区）。

部地区比东部增加 0.0045, 统计显著, 西部比东部增加 0.0042, 统计结果在 10%水平下也不显著, 这个结果说明从 2000 年到 2011 年, 中部地区宽带对经济增长的平均贡献弹性要高于东部。这个结果与我们关于网络效应的分析结果似乎有矛盾之处, 中西部地区宽带的平均发展水平明显低于东部, 但其贡献弹性却高于东部。进一步分析, 我们认为在所有面板单位回归系数假定不变的情况下, 对平均宽带渗透率较低的分类大组, 会呈现一个更高的回归系数, 这是由模型设置本身导致的。我国东、中、西部地区存在较大差异, 中国区域信息化发展指数表明东部、中部地区的整体信息化应用水平明显高于西部, 而且这种差距从 2006 年到 2011 年呈现先扩大后缩小再扩大的趋势, 数字鸿沟指数从 2006 年的 0.5148 到 2011 年已经增加到 0.7273, 为了反映客观实际, 我们需要进一步放松回归系数相同的假定^⑥。分别对每个省际单位分别进行回归分析, 会大大降低样本量, 不可行。如果把全国样本分为东、中、西部三个区域独立进行回归分析, 样本量相对可以接受, 但会人为割裂东、中、西部组间扰动项可能存在的内在联系, 大幅度降低数据信息的利用程度, 影响分析准确性。综合考虑, 我们采用似不相关回归 SUR (seemingly unrelated regression) 方法, 在统一框架下, 把全国样本分成东、中、西部三个大组进行分析^⑦, 这样做的优点是, 一方面既允许三个大组的回归系数和常数项不同, 另一方面在扰动项部分又可以充分考虑三个大组的内在联系。分析结果见表五, 东部、中部、西部宽带渗透对经济增长的回归系数分别为 0.0221, 0.0219 和 0.0069, 其中东部、中部统计结果在 1%水平下统计显著, 而西部统计结果不显著。我们采用 Breusch and Pagan LM test 检验了组间扰动项无同期相关的原假设, 统计检验 P 值小于 0.1%, 强烈拒绝了原假设, 这表明组间扰动项存在客观联系, 采用 SUR 方法比独立分组分析更有效率。我们进一步检验了东部与西部, 中部与西部宽带渗透率回归系数的差异性, 在没有差异的原假设下, 得到的 P 值分别为 3.7%, 3.4%, 在 5%显著性水平下, 拒绝原假设, 即东部、西部宽带对经济增长的贡献弹性与西部显著不同。对东部与中部宽带对经济的贡献弹性, 我们做了同样检验, P 值为 97.6%, 二者无显著差异。

尽管中西部宽带渗透率总体比较接近, 但与中部地区相比宽带对西部地区经济的总体推动作用还不明显, 一个合理的解释是, 宽带作为一个基础设施, 充分发挥其对经济发展的推动作用还取决于信息化应用的水平, 而西部地区的总体信息化应用水平与东、中部地区有显著差距, 使得宽带对经济增长的推动作用不显著。东部宽带渗透率平均水平高于中部, 但宽带对其经济发展的推动作用与中部接近, 结合中国宽带发展实际, 我们认为这里的分析结果揭示了一个重要的问题, 东部发达地区宽带渗透速度领先全国, 到 2010 年, 北京、上海等直辖市的宽带渗透率已经接近饱和水平, 但另一方面, 到 2011 年即使是中国最发达省区的宽带速率与发达国家相比也有较大差距, 宽带服务价格占国民收入的比例也高于发达国家, 我们推测, 宽带渗透对经济增长的推动作用在其达到较高渗透率后, 如果整体宽带能级(包

⑥ 我们做了变系数模型分析, 分析结果强烈拒绝参数不变的假定。

⑦ 分析中, 为了最大程度利用样本数据, 平衡各组单位个数, 把重庆、陕西从西部调整到中部, 2010 年重庆、陕西的信息化指数全国排名分别为第 10 位, 第 11 位, 把二者归于中部具有一定合理性。分组做了调整后, 中、西部大组包括 10 个单位, 而东部为 11 个单位, 受算法对数据平衡性要求的限制, 东部大组多出的一个单位在计算中会被忽略掉, 具体省份是河北, 这个限制因素对结果没有显著影响, 特此说明。

括速率、服务水平，价格等因素）没有显著提升，新的信息技术应用就会受到抑制，前期宽带渗透的红利也会逐步被耗尽。这个推测可以从东、中部宽带渗透水平虽存在差异，但其对经济贡献平均弹性却较为接近的事实中得到部分验证。

表 5 区域差异性分析结果

人均 GDP 年平均增长率	东部	中部	西部
$\Delta \log(\text{固定资产投资比率})$	0.0270 (0.94)	-0.0026 (-0.11)	0.0485** (2.74)
$\Delta \log(\text{劳动力平均受教育年限})$	0.0192 (0.25)	-0.0163 (-0.29)	0.0031 (0.11)
$\Delta(\text{劳动力年增长率})$	0.0722 (0.84)	-0.0882 (-1.12)	-0.0182 (-0.33)
宽带引入时间	-0.0068*** (-4.54)	-0.0038** (-2.16)	0.0001 (0.06)
$\log(\text{宽带渗透率})$	0.0221*** (4.96)	0.0219*** (4.28)	0.0069 (1.13)
拟合优度	0.5454	0.4778	0.6465
观测样本数	102	102	102

注 1: 系数估计值的 t 统计量包括在括号中。

注 2: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4 结论、讨论及政策建议

本文根据 2000 年至 2011 年中国省际面板数据，对宽带与中国经济增长的关系进行了实证分析，研究表明宽带引入提高了人均 GDP 约 2.4%，2000 年到 2011 年宽带渗透率增长 10%，人均 GDP 年增长率提高约 0.19%。基于中国宽带渗透数据的分析表明，当宽带渗透率达到约 10% 后，宽带渗透对人均 GDP 年增长率的贡献弹性增加。

Matthews (1986) 在讨论经济增长因素时，深刻地指出解释那些有较强外部性影响的因素的定量分析结果时，要非常谨慎，因为在分析中我们很难穷尽研究对象所影响的所有相关要素。按照本文的分析框架，我们得到的宽带引入对经济增长的影响统计结果显著，绝对数值相对较大，尽管我们不能直接下结论完全是因为宽带引入提高了人均 GDP 2.4%，但分析结果表明宽带引入对人均 GDP 的一次性提高作用是明确的，通过因果关系及内生性的讨论和定量分析，宽带渗透对经济增长的持续推动作用也是确定的。

宽带区域差异性分析表明，中国东部地区宽带渗透快于中西部地区，宽带对东中部地区经济发展的推动作用显著的。尽管西部宽带渗透水平与中部接近，但宽带对西部地区经济发展的推动作用还不显著，可能的原因是其整体的信息化应用水平距离中部、东部地区有较大差距。

2000 年到 2011 年的数据分析肯定了宽带对中国经济发展的推动作用，但我们也要看到，到 2012 年末中国宽带的平均渗透率约为 13%，远低于发达国家 26% 的宽带渗透率，近 4 成用户仍使用 4Mbps 以下接入速率，也远低于发达国家 18Mbps 的主流接入速率。从这意义上，

中国还有很大的发展潜力，特别是西部地区，可以考虑实施宽带超前发展战略，把其作为缩小区域经济发展差距的一项重要战略，在推进宽带渗透的同时，大力推进信息化应用，只有宽带基础设施建设和信息化应用齐头并进，才能对经济增长有显著推动作用。

北京、上海等直辖市是中国宽带渗透率最高的地区，其宽带渗透在 2010 年已经接近饱和，2011 年开始推进城市光网建设，旨在建设百兆入户的城市宽带接入网络，截止 2013 年，大规模的光网改造已经基本完成。尽管现有数据还不足以支撑进行深入的计量分析，但从这两年一些需要高带宽传输的信息服务企业纷纷落户，基于视频的互联网应用迅速发展，可以进一步说明宽带对经济结构转型的重要意义。中国的宽带发展，除了通过光纤到户提供百兆级的宽带接入服务外，互联网骨干网络的优化升级以及国际出口带宽的升级也具有现实的紧迫性，最近几年发达国家宽带建设加快，基于高带宽的视频应用、云计算等新的信息技术应用迅速普及，如果中国不能尽快提高宽带设施的整体能级，那么最新的信息技术应用就会受到抑制，不利于产业结构的转型升级和经济发展，实施宽带中国战略具有现实紧迫性。

本文研究的不足之处，一是最近两年随着移动互联网的迅速发展，3G、WIFI 等无线宽带重要性凸显，为了保持分析对象的相对稳定性，本文的分析时间段集中在 2000 年到 2011 年的固定宽带领域，另外的考虑是，从应用的稳定性角度来看无线宽带还不能与固定宽带相比，固定宽带网络是 WIFI 等无线宽带的后台支撑；二是 2011 年至 2013 年，中国发达地区推进的城市光网建设意义重大，光纤入户、入楼涉及到大量投资，而且对宽带速率的提升是大幅度的，不同于依托电话网络发展的 xDSL 宽带渗透，由于时间段较短，也没有纳入分析。下一步，随着数据积累增多，无线宽带、城市光网等都是很有意义的研究专题，能够帮助我们进一步理解宽带信息传输对经济增长的作用机制。

参考文献

- 何伟, 马源. 2013. 凝聚共识, 推进宽带发展. 社会科学文献出版社: 138~152.
- 何仲, 吴梓栋, 陈霞, 等. 2013. 宽带对我国国民经济增长的影响. 北京邮电大学学报(社会科学版), (01): 82~86.
- 谢虹, 薛菁, 张静. 2012. 基于因子分析法的我国宽带发展与经济增长关系研究. 中国通信学会通信管理委员会第 30 次学术研讨会: 宽带中国战略与创新学术研讨会 (30) 论文集.
- 张彬, 陈思祁, 陆明霞. 2013. 中国信息化发展的区域研究. 社会科学文献出版社: 329~360.
- Barro R J. 1991. Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 407~443.
- Czernich N, Falck O, Kretschmer T, et al. 2011. Broadband Infrastructure and Economic Growth. *The Economic Journal*, 121(552): 505~532.
- Datta A, Agarwal S. 2004. Telecommunications and economic growth: a panel data approach. *Applied Economics*, 36(15): 1649~1654.
- Esfahani H S, Ramirez M A T. 2003. Institutions, infrastructure, and economic growth. *Journal of Development Economics*, 70(2): 443~477.
- Hayek F A. 1945. The Use of Knowledge in Society. *The American Economic Review*, 35(4): 519~530.
- Koutroumpis P. 2009. The economic impact of broadband on growth: A simultaneous approach.

- Telecommunications Policy, 33(9): 471~485.
- Mankiw N G, Romer D, Weil D N. 1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics, 107(2): 407~437.
- Matthews R C O. 1986. The Economics of Institutions and the Sources of Growth. The Economic Journal, 96(384): 903~918.
- Nelson R R, Phelps E S. 1966. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth. The American Economic Review, 56(1/2): 69~75.
- Röller L-H, Waverman L. 2001. Telecommunications Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach. The American Economic Review, 91(4): 909~923.
- Romer P M. 1990. Endogenous Technological Change. Journal of Political Economy, 98(5): S71~S102.
- Stiroh K J. 2002. Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say?. The American Economic Review, 92(5): 1559~1576.