

互联网的经济增长效应和结构调整效应^{* 1}

——基于地级市面板数据的实证研究

叶初升 任兆柯

摘 要 经济发展新常态下,中国面临着保持经济中高速增长、促进产业结构调整升级的双重任务。本文首先系统阐述了互联网对经济增长和产业结构调整的作用机制,然后采用2002–2014年地级市层面的面板数据进行了因果推断检验。工具变量估计结果显示:互联网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增长,从而促进产业结构向服务业调整。扩展分析表明,互联网的结构调整效应在教育发展程度好、城市化水平高的地区更为显著。我们的研究为“稳增长、调结构”政策提供了新的思路。

关键词 互联网;经济增长效应;结构调整效应;工具变量估计

中图分类号 F061.3 文献标识码 A 文章编号 1001–8263(2018)04–0018–12

DOI: 10.15937/j.cnki.issn 1001–8263.2018.04.003

作者简介 叶初升,武汉大学经济发展研究中心联席主任,武汉大学经济与管理学院教授、博导,武汉430072;任兆柯,武汉大学经济与管理学院博士生,武汉430072

一、引言

随着互联网应用越来越普及,针对互联网经济影响的研究也成为学界关注的热点,内容涉及经济增长(Ivus和Boland,2015)、就业(邵文波和盛丹,2017)、生产率(郭家堂和骆品亮,2016)以及国际贸易(施炳展,2016)等领域。然而,大多数研究只检验了互联网的总体经济效应,较少关注互联网对产业结构调整的影响。当下,中国经济发展进入新常态,面临着保持经济中高速增长、促进产业结构调整升级的双重任务。在此背景下,研究互联网的经济增长效应和结构调整效应具有重要现实意义。本文将在研究互联网经济增长效应的基础上,重点考察互联网引致的增长是否带有部门偏向,从而具有结构调整的效应。

虽然关于互联网增长效应的研究已有不少,

但研究结论不尽一致(Czernich et al.,2011;Forman et al.,2012;Kolko,2012;韩宝国和朱平芳,2014)。因此,还需要使用新数据来源的研究证据予以充实,而且国内关于互联网增长效应研究的因果推断质量也有待进一步提高。本文区别于已有文献的主要不同之处是重点研究了互联网的产业结构调整效应,我们首先从需求端和供给侧系统阐述了互联网促进产业结构调整的作用机制,然后借助工具变量方法实证检验了互联网的结构调整效应,并扩展分析了互联网结构调整效应的异质影响。

互联网经济效应研究的难点是处理内生性问题。互联网的投资和使用并不是随机的,而是与收入水平等社会经济因素密切相关,因此,作为核心解释变量的互联网渗透率就是内生的。为了减弱这种内生性,我们使用地理信息变量——地形

* 本文是国家社科基金重大项目“供给侧结构性改革与发展新动力研究”(16ZDA006)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“当代发展经济学前沿理论跟踪研究”(13JJD790020)的阶段性成果。

起伏度作为互联网渗透率的工具变量。我们从相关性、外生性和排他性方面论证了该工具变量的有效性。我们的工具变量估计结果不仅证实了互联网促进经济增长和结构调整的效应,而且发现结构调整效应在教育发展程度好、城市化水平高的地区更显著。

文章其余部分的安排是:第二部分在梳理相关文献的基础上阐述互联网促进经济增长和产业结构调整的作用机制;第三部分介绍实证方法、数据和变量说明;第四部分是实证结果分析,分别包括固定效应估计和工具变量估计的增长效应和结构调整效应结果分析;最后是结论和政策涵义。

二、文献综述与机制分析

互联网是信息通信技术的最新发展和典型代表,互联网经济效应的研究在更高的层次上从属于信息通信技术(information and communication technology, ICT)对经济绩效影响的研究,其文献的发展脉络如下:

早期关于 ICT 影响经济增长的研究,是把 ICT 理解为一种新型资本和基础设施,从资本深化的角度理解 ICT 影响经济增长的机制(Jorgenson 2005)。此文献认为,ICT 生产部门技术进步和生产效率提升迅速,使得 ICT 产品价格下降,促进 ICT 使用部门资本积累,并且通过 ICT 资本对其它资本的替代实现全社会的资本深化,进而促进经济增长。按照该研究思路的代表文献还有孙琳琳等(2012)、蔡跃洲和张钧南(2015)。

另一条研究思路则强调 ICT 的通用型技术特性,认为 ICT 产品具有使用广泛、持续改进、激发创新的特点,是典型的通用型技术(Jovanovic 和 Rousseau 2005)。ICT 生产部门的生产率提高将通过 ICT 使用部门渗透到整个经济系统,从而提高全要素生产率。Forman 和 van Zeebroeck (2010)认为,ICT 产品不仅发挥着储存和传播知识信息的功能,而且 ICT 产品通过使沟通更加便利,提高了协作的效率,从而促进了知识的创造,这一点在知识经济时代变得愈加重要。基于通用型技术的逻辑,郭家堂和骆品亮(2016)研究了互联网对中国全要素生产率的促进作用。

可见,无论是通过资本深化的渠道还是通过通用型技术渗透的渠道,在理论层面,互联网促进经济增长的机制是清晰明确的。但实证研究的结果却不尽一致。作为早期研究的代表,Czernich et al. (2011)使用 OECD 国家数据的研究发现,互联网对人均 GDP 增长具有显著促进作用。Forman et al. (2012)基于美国数据的研究虽然也证实了宽带网络投资对工资和就业增长的积极作用,但这种作用只在收入高、人口多、技能好的地区才显著。同样是针对美国的研究,Kolko(2012)却发现,宽带网络扩张对工资和就业没有影响。Ivus 和 Boland(2015)对加拿大的研究则发现,互联网促进工资和就业增长的效应只在服务业部门显著,对制造业部门并无影响。实证研究结论的不统一恰恰说明了来自新数据的研究证据的必要性和价值。虽然韩宝国和朱平芳(2014)也研究了互联网对中国经济增长的影响,但本文不同之处在于,首先我们使用的是更微观的地市级数据而不是省级数据,其次我们使用了更加外生的地理变量作为工具变量,有助于提高因果推断的质量。

要理解互联网影响产业结构调整的作用机制,我们首先需要在更高层次上明确主流文献中结构变迁的作用机制。概括而言,多数文献基本上是从需求端和供给侧两个方面展开研究的。从需求端研究结构变迁机制的文献认为,不同部门产品的需求收入弹性或效用等级不同,因而随着收入增加,消费者需求从低端必需品升级到高端产品和服务,进而在宏观上体现为产业结构从农业为主到工业和服务业为主的变迁。从需求端研究结构变迁机制的代表性文献,如 Kongsamut et al (2001)以及 Comin et al(2015)通过构建非位似偏好捕捉需求侧的收入效应。而 Foellmi 和 Zweimüller(2008)、Buera 和 Kaboski(2012)则通过构建等级偏好效应函数刻画产品品质升级对结构变迁的影响。从供给侧探讨结构变迁机制的文献认为,不同部门间的生产函数具有异质性,主要体现在部门间全要素生产率(Ngai 和 Pissarides, 2007)、要素密集度(Acemoglu 和 Guerrieri 2008)以及要素替代弹性方面(Alvarez - Cuadrado 和 Van Long 2017)的差异,由此,不同部门间产品相

对价格发生变化,进而引起要素和资源在部门间的重新配置,最终导致了结构变迁。

为了明确地表现互联网影响产业结构调整的作用机制,我们借鉴 Restuccia et al. (2008)、Duarte & Restuccia (2010) 的研究,构建一个既包含非位似偏好特征的效用函数,又包含部门生产率异质性特征的生产函数在内的结构变迁模型。

首先是模型中的生产部门,假设经济体有农业、工业、服务业三个部门,每个部门都只有劳动一种投入品,部门生产函数差异仅体现在劳动生产率(A_i)上,生产函数是规模报酬不变性质的:

$$Y_i = A_i L_i \quad i \in \{a, m, s\} \quad (1)$$

其中 $\{a, m, s\}$ 分别代表农业、工业和服务业部门, Y_i 是部门 i 的最终产出, L_i 是投入部门 i 的劳动,互联网对生产函数的影响主要体现在技术参数 A_i 中, A_i 代表部门 i 的劳动生产率。劳动生产率的提高既可以来自于网络基础设施投资带来的 ICT 资本深化,也可以来自互联网技术进步,因此我们可以把部门相对劳动生产率($\frac{A_s}{A_m}$) 看作是

互联网的函数 $\frac{A_s}{A_m} = g(\text{Internet})$ 。假设部门 i 中代表性厂商是在竞争性的产品和要素市场生产,面临的产品价格是 p_i ,要素价格是 w_i 。故厂商利润最大化问题可以表达为: $\max_{L_i \geq 0} \{p_i A_i L_i - w_i L_i\}$ 。

再其次是家户的消费行为,假设代表性家户从消费农产品($c_{a,t}$)、工业品($c_{m,t}$)和服务($c_{s,t}$)中获得效用。我们采用对数线性函数来刻画代表性家户的消费:

$$u(c_{a,t}, c_{t}) = a \log(c_{a,t} - a) + (1-a) \log(c_t) \quad a \in [0, 1] \quad (2)$$

其中非农产品和服务的组合 c_t 是 CES(常替代弹性)形式:

$$c_t = [bc_{m,t}^p + (1-b)(c_{s,t} + s_t)^p]^{1/p} \quad b, p \in (0, 1) \quad (3)$$

在代表性消费者的效用函数中,我们引入了维持生存所需的农产品最低消费额(a)以及消费者自我供给的服务消费额(s_t),这使得消费者偏好是非位似的,对农产品消费的收入弹性小于 1,而对服务消费的收入弹性大于 1。需要特别注意

的是,互联网对效用函数的影响体现在服务消费的非市场供给项(s_t)中。在 Kongsamut et al (2001)、Duarte & Restuccia (2010) 等文献中,并没有讨论自我供给服务(s_t)的内生决定。很显然, s_t 不是一成不变的,它取决于专业化分工水平,专业化分工水平越高,则自我供给服务额(s_t)越小。根据 Borghans 和 Weel (2006) 的研究,互联网可以通过减少协调和交易成本来提高专业化分工水平。因此,我们可以把自我供给服务(s_t)看作是互联网的函数 $s_t = S(\text{Internet}_t)$,互联网通过促进专业化分工降低了服务消费中的自我供给部分。

明确了效用函数的性质,我们就可以把代表性消费者的效用最大化问题表达为在给定 $p_a c_a + p_m c_m + p_s c_s = wL$ 预算约束下的最优化问题:

$$\max_{c_i \geq 0} \{a \log(c_{a,t} - a) + (1-a) \frac{1}{p} \log[bc_{m,t}^p + (1-b)(c_{s,t} + s_t)^p]\} \quad (4)$$

市场均衡时可得:

$$\frac{b}{1-b} \left(\frac{c_m}{c_s + s} \right)^{p-1} = \frac{p_m}{p_s} \quad (5)$$

根据市场出清条件, $c_i = Y_i$ 以及 $p_i = \frac{1}{A_i}$, 式

(5) 可以改写为:

$$\frac{Y_s}{Y_m} = \omega \left(\frac{A_s}{A_m} \right)^{\frac{1}{1-p}} - \frac{s}{A_m L_m} \quad \omega = \left(\frac{1-b}{b} \right)^{\frac{1}{1-p}} \quad (6)$$

又由 $\frac{A_s}{A_m} = g(\text{Internet}_t)$ 和 $s_t = S(\text{Internet}_t)$ 可得:

$$\frac{Y_s}{Y_m} = \omega g(\text{Internet})^{\frac{1}{1-p}} - \frac{s(\text{Internet})}{A_m L_m}, \quad \omega = \left(\frac{1-b}{b} \right)^{\frac{1}{1-p}} \quad (7)$$

由此可见,互联网对产业结构($\frac{Y_s}{Y_m}$)的影响既

可以通过作用于供给侧的部门生产率($\frac{A_s}{A_m}$)实现,也可以通过深化分工影响需求端的非市场服务消费(s)实现。在供给侧,互联网通过 ICT 资本深化和技术进步,影响部门相对生产效率($\frac{A_s}{A_m}$),带动生产要素更多地流向服务部门,从而促进产业结构($\frac{Y_s}{Y_m}$)的调整升级;在需求端,互联网通过

降低协调成本,促进了专业化分工,影响效用函数,促进服务消费更多地从自我供给型服务消费转向市场交易型服务消费,从而促进产业结构($\frac{Y_s}{Y_m}$)的调整升级。

三、实证方法与数据说明

(一) 实证方法和模型

检验互联网的经济影响需要克服内生性的实证难题。显然,网络基础设施的覆盖和互联网的使用不是随机的,而是受到收入水平等经济社会因素的影响。因此,作为本文核心解释变量的互联网渗透率就是一个内生变量。即便是添加控制变量后的面板固定效应回归结果仍有可能是有偏的。为克服内生性问题,需要寻找有效的工具变量,从内生变量中分离出外生变动的部分。本文借鉴 Kolko(2012)和 Ivus 和 Boland(2015)的做法,使用地理信息变量——地形起伏度(每个样本区域海拔的标准差)作为互联网渗透率的工具变量。

作为一种有效的工具变量,必须同时满足相关性和外生性。在工具相关性方面,有充分的证据表明,地形起伏度既影响网络基础设施建设成本,又会影响互联网的使用质量。如 Prieger(2003)在研究数字技术供给时特别提到,由于地形起伏复杂,在山地丘陵地区建设网络基础设施的成本要远大于平原地带。而且,复杂的地形地貌还会影响互联网信号质量。Corning(2005)的研究以无线宽带固定接入技术——微波多点分配系统(Microwave Multipoint Distribution Systems, MMDS)为例,在平原地带 MMDS 技术的信号覆盖范围是 100 公里,但在山地丘陵地区的信号覆盖范围会显著下降。在后文的回归结果中,所有工具变量回归都通过了弱工具检验,不存在弱工具变量的担忧。

在工具外生性方面,地形起伏度作为先定的地理信息变量自然是外生的,不会受经济社会因素的影响。但我们还要考虑地形变量通过互联网变量以外的其它渠道影响经济绩效的情形,可能的担忧是地形因素通过影响人口规模、交通成本等因素影响产业集聚(Rosenthal 和 Strange 2008)。为

此,我们将通过控制人口规模、交通成本等变量来排除该渠道的影响,从而满足排他性假设。

本文借鉴 Czernich et al.(2011)、Kolko(2012)、Ivus 和 Boland(2015)对互联网经济增长效应的研究,把分析互联网增长效应的实证模型设定如下:

固定效应回归模型:

$$\text{Growth}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{Internet}_{it} + \gamma_1 L \cdot \text{lrgdpc}_{it} + \gamma_2 \text{Invest}_{it} + \gamma_3 \text{Govout}_{it} + \gamma_4 \text{IFdi}_{it} + \gamma_5 \text{IR\&D}_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

工具变量回归模型:

$$\text{Growth}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \widehat{\text{Internet}}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 \text{IPop}_{it} + \delta_2 \text{infra}_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{Internet}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{Elevation}_i \times \text{yr}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 \text{IPop}_{it} + \delta_2 \text{infra}_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,下标 i 代表城市, t 代表年份。被解释变量 Growth_{it} 用人均实际 GDP 增长率衡量。核心解释变量 Internet_{it} 是每百人中互联网用户数。 $\text{Elevation}_i \times \text{yr}_{it}$ 是将每拔标准差与年度虚拟变量的交乘项作为 Internet_{it} 的工具变量。固定效应回归模型式(8)的控制变量包括人均 GDP 的滞后项($L \cdot \text{lrgdpc}_{it}$)、人均固定资产投资额(Invest_{it})、人均财政支出(Govout_{it})、人均外商直接投资额(IFdi_{it})、人均科研支出(IR\&D_{it})。工具变量回归模型式(9)和式(10)中的控制变量向量 X_{it} 包含与式(8)固定效应回归模型中相同的控制变量,此外,为了控制工具变量通过其他渠道影响被解释变量,工具变量回归模型还增加控制了人口规模(IPop_{it})以及道路密度(infra_{it})变量。 μ_i 和 τ_t 分别是城市固定效应和年份固定效应。

本文借鉴 Akerman et al(2015)对互联网技能偏向的研究,把分析互联网结构调整效应的实证模型设定如下:

固定效应回归模型:

$$\text{Structure}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{Internet}_{it} + \gamma_1 \text{lrgdpc}_{it} + \gamma_2 \text{lrgdpc}^2_{it} + \gamma_3 \text{Invest}_{it} + \gamma_4 \text{Govout}_{it} + \gamma_5 \text{IFdi}_{it} + \gamma_6 \text{IR\&D}_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

工具变量回归模型:

$$\text{Structure}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \widehat{\text{Internet}}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 \text{IPop}_{it} + \delta_2 \text{infra}_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$Internet_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 Elevation_i \times yr_{it} + \gamma X_{it} + \delta_1 lPop_{it} + \delta_2 infra_{it} + \mu_i + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

被解释变量产业结构($Structure_{it}$) 用第三产业产值与第二产业产值的比值衡量。核心解释变量 $Internet_{it}$ 是每百人中互联网用户数, $Elevation_i \times yr_{it}$ 是海拔标准差与年度虚拟变量的交乘项作为 $Internet_{it}$ 的工具变量。固定效应模型式(11) 中的控制变量包括人均 GDP 的水平值和二次项($lrgdpc_{it}$ 、 $lrgdpc2_{it}$)、人均固定资产投资额($lnvest_{it}$)、人均财政支出($lgovout_{it}$)、人均外商直接投资额($lfdi_{it}$)、人均科研支出($lR\&D_{it}$) 等。工具变量回归模型式(12) 和式(13) 中的控制变量除了包含式(11) 固定效应模型中所有的控制变量 X_{it} , 为了排除工具变量中混杂了通过互联网以外的其它渠道影响产业结构的可能情形, 还控制了人口规模($lPop_{it}$) 以及道路密度($infra_{it}$) 变量。 μ_i 和 τ_i 分别是城市固定效应和年份固定效应。

(二) 变量说明与描述性统计

被解释变量: 衡量经济增长的人均实际 GDP 增长率($growth_{it}$) 是将名义人均 GDP 以 2002 年不变价格为基期经 GDP 指数调整为实际人均 GDP 再计算得到。衡量产业结构的指标在文献中多使用三次产业占 GDP 的比重(安苑、王珺 2012) 或者突出服务业的重要性用服务业占 GDP 的比重代表。本文中我们研究互联网对工业部门和服务业部门的影响偏向, 更关注工业部门和服务业部门的相对变化, 因此我们采取第三产业产值与第二产业产值之比($structure_{it}$) 衡量产业结构。指标构建的原始数据来自《中国城市统计年鉴》。

核心解释变量: 衡量互联网的指标是互联网渗透率, 该指标是根据《中国城市统计年鉴》中公布的“互联网宽带订购用户数”与“年末人口数”两项数据计算得出。

工具变量: 地形起伏度以海拔标准差表示。海拔标准差的计算来自于地理空间数据云提供的 DEM 数字高程数据, 结合 ArcGIS 软件可以计算出每个栅格的平均海拔, 再将 DEM 数据与地级市行政区划边界叠加相交, 最终可以计算出每个地级市边界范围内的海拔标准差。

其他控制变量: 人均 GDP、人均固定资产投

资额、人均财政支出、人均科研支出、人均外商直接投资额、人口规模以及道路密度的原始数据来自《中国城市统计年鉴》。

表 1 给出了上述变量的描述性统计, 包含样本量、均值、标准差、最小值和最大值信息。我们的样本覆盖 274 个地级市 2002 - 2014 年度的数据。

表 1 变量描述性统计

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
growth	人均实际 GDP 增长率	2717	0.130	0.030	0.050	0.200
structure	服务业产值/第二产业产值	2806	0.730	0.230	0.100	1.420
Internet	互联网渗透率	2802	0.060	0.050	0	0.220
elevation	地形起伏度	2839	202.3	170.3	1.293	1025
lrgdpc	人均 GDP 对数	2717	9.460	0.700	7.300	11.70
linvest	人均固定资产投资对数	2804	8.970	1.050	5.810	12.17
lgovout	人均财政支出对数	2804	7.460	1.010	4.520	10.42
lR&D	人均研发支出对数	2807	2.540	1.400	0	6.680
lfdi	人均 FDI 对数	2809	5.350	1.550	0.880	9.360
lpop	人口规模对数	2809	5.900	0.600	3.700	7.120
infra	道路密度	2806	1.060	1.350	0	19.47
lurban	建成区面积对数	2808	4.124	0.702	1.609	6.384
collage	每万人在校大学生数取对数	2735	4.256	1.086	1.109	7.057

四、实证分析结果

(一) 互联网的增长效应估计结果分析

首先来分析互联网的经济增长效应估计结果。表 2 是采用面板固定效应回归分析互联网经济增长效应的结果: 第(1) 栏是人均 GDP 增长率对互联网渗透率单一解释变量回归, 回归系数显著为正。然而单一解释变量回归的系数往往因遗漏相关协变量(covariate) 而导致遗漏变量偏误, 为了减弱这种偏误, 我们在第(2) - (6) 栏中相继增加了滞后一期的人均 GDP、人均固定资产投资、人均财政支出、人均研发支出和人均外商直接投资等控制变量。

随着控制变量的依次加入, 核心解释变量互联网渗透率的回归系数一直保持显著正向, 而且随着控制变量的加入, 核心解释变量系数和模型调整后 R^2 的大小趋于稳定, 说明增加控制变量后, 模型设定趋于完备。从第(6) 栏的回归结果来看, 互联网渗透率每提高 1 个单位, 人均 GDP 增长率提高 0.249 个单位, 可见互联网对经济增长的影响不仅是统计上显著, 而且经济上也是显著的。这与罗雨泽等(2007)、郑世林等(2014) 关

于电信基础设施经济增长效应的研究结论相似。再看其它控制变量的系数,人均 GDP 对经济增长的影响是显著负向的,这符合随着收入水平提高,经济增长减速的“增长收敛”机制。投资对经济增长的影响正向显著,这与张卫国等(2011)的研究结论一致,也再次验证了投资对中国经济增长的重要作用。财政支出的系数正向显著,这与严成樑和龚六堂(2009)的研究结果相似,一定程度上说明了政府行为对中国经济增长的重要影响

力。研发支出对经济增长的影响不显著,可能是由于中国现阶段的经济增长模式仍以粗放型为主,该结果再次佐证中国现阶段的经济增长动力距离创新驱动依然任重道远。外商直接投资正向显著影响经济增长,这与姚树洁等(2006)的研究结果相似,证实了外向型经济在中国经济增长中的重要作用。表 2 各栏的回归模型都控制了城市层面的固定效应和时间维度的年度固定效应,回归标准误是聚类在城市层面的稳健标准误。

表 2 互联网的经济增长效应:固定效应回归

解释变量	被解释变量: 人均 GDP 增长率(growth)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网	0.286*** (0.022)	0.180*** (0.043)	0.246*** (0.044)	0.252*** (0.044)	0.251*** (0.044)	0.249*** (0.044)
滞后一期人均 GDP		-0.023*** (0.007)	-0.174*** (0.064)	-0.197*** (0.060)	-0.200*** (0.060)	-0.207*** (0.060)
人均固定资产投资			0.031*** (0.004)	0.029*** (0.004)	0.029*** (0.004)	0.029*** (0.004)
人均财政支出				0.021*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.021*** (0.002)
人均研发投入					0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
人均外商直接投资						0.003*** (0.001)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年度虚拟变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.151*** (0.002)	0.097 (0.266)	0.981*** (0.296)	1.095*** (0.281)	1.125*** (0.279)	1.161*** (0.279)
调整的 R ²	0.176	0.196	0.252	0.253	0.254	0.256
样本量	2717	2717	2717	2717	2717	2717

注: 括号内是聚类在城市层面的稳健标准误, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 2 的分析虽然尽可能地控制了相关变量,但依然可能因为遗漏变量、反向因果等内生性问题,导致估计系数有偏。因此,为了进一步减弱内生性的影响,我们采用工具变量估计。表 3 展示了以人均 GDP 增长率为被解释变量,以地形起伏度(海拔的标准差)作为互联网渗透率工具变量的回归结果。在表 3 的(2) - (6)列我们依次加入了与表 2 固定效应回归相同的控制变量,从表 3 各列结果来看,工具变量回归估计的互联网渗透率对经济增长的系数依然是正向显著的,而且系数大小都有所增加。以第(6)列为例,互联网渗透率每提高 1 个单位,人均 GDP 增长率提高 0.787 个单位,系数大小是固定效应回归的 3 倍多,这说明减弱内生性的干扰后,互联网的经济增长效应估计更为显著。工具变量一阶段回归的 F 统计量的值都大于 10,排除了弱工具变量的担

忧。再看控制变量的系数也没有异常变化,大致与固定效应回归的结果一致。

此外,一个好的工具变量除了满足工具外生性和工具相关性条件外,还需要满足排他性,即在控制其他解释变量的情况下工具变量只通过内生变量作用于被解释变量。对于本文中工具变量的一点可能的担忧是地形起伏度通过互联网渗透率以外的其他渠道影响被解释变量,比如地形起伏度会通过人口规模和交通基础设施等因素影响产业集聚(Rosenthal 和 Strange, 2008),进而影响被解释变量。为了缓解对排他性的担忧,我们在表 3 第(7)列的回归中增加了人口规模和道路密度两个控制变量,结果显示互联网的回归系数依然正向显著,且系数大小变化不大,再次说明了我们采用的工具变量回归的稳健性。总之,无论是固定效应回归还是工具变量回归均验证了互联网

的经济增长效应。这对我们的启示是 ,为更好地 过程中要注意发挥互联网的作用。
引领经济发展新常态 ,在保持经济中高速增长的

表 3 互联网的经济增长效应: 工具变量回归

解释变量	被解释变量: 人均 GDP 增长率(growth)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
互联网	0. 881 *** (0. 129)	0. 803 *** (0. 122)	0. 850 *** (0. 111)	0. 843 *** (0. 106)	0. 802 *** (0. 100)	0. 787 *** (0. 101)	0. 771 *** (0. 255)
滞后一期人均 GDP		-0. 110 *** (0. 025)	-0. 213 *** (0. 039)	-0. 307 *** (0. 056)	-0. 297 *** (0. 055)	-0. 303 *** (0. 056)	-0. 308 *** (0. 054)
人均固定资产投资			0. 050 *** (0. 005)	0. 043 *** (0. 005)	0. 042 *** (0. 005)	0. 042 *** (0. 005)	0. 096 *** (0. 027)
人均财政支出				0. 022 *** (0. 008)	0. 018 *** (0. 008)	0. 019 *** (0. 008)	0. 026 *** (0. 012)
人均研发投入					0. 001 (0. 001)	0. 001 (0. 001)	0. 001 (0. 001)
人均外商直接投资						0. 002 *** (0. 001)	0. 008 *** (0. 002)
人口规模							0. 061 (0. 048)
交通基础设施							0. 198 *** (0. 096)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年度虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
工具变量估计一阶段的 F 值							
Robust F stat.	14. 930	16. 638	19. 431	15. 021	17. 587	17. 751	19. 221

注: 括号内是聚类在城市层面的稳健标准误, * p<0. 1, * * p<0. 05, * * * p<0. 01。

(二) 互联网的结构调整效应估计结果分析

接下来 ,我们检验互联网引致的增长是否有部门偏向 ,即互联网是否具有结构调整效应。表 4 是采用面板固定效应方法分析互联网结构调整效应的回归结果: 第(1) 栏是第三产业与第二产业增加值之比(以下简称产值比例) 对互联网渗透率单一解释变量回归 ,回归系数显著为正 ,说明提高互联网渗透率有利于产业结构向服务业调整。我们在第(2) 栏中加入人均 GDP 作为控制变量 ,考虑收入水平对产值结构的影响是非线性的 ,故我们同时控制了人均 GDP 的水平值和二次项 ,在第(3) -(6) 栏中又相继增加了人均固定资产投资、人均财政支出、人均研发支出和人均外商直接投资等可能影响结构变迁的控制变量。

随着控制变量的依次加入 ,核心解释变量互联网渗透率的回归系数一直保持正向显著 ,而且随着控制变量的加入 ,核心解释变量系数和模型调整后 R² 的大小趋于稳定 ,说明增加控制变量后 ,模型设定趋于完备。在所有模型设定中 ,互联网渗透率的回归系数都在 1% 的水平上显著为正 ,这说明互联网促进产业结构向服务业调整的效应确实存在。从第(6) 栏的回归结果来看 ,互

联网渗透率每提高 1 个单位 ,产值比例提高 0. 788 个单位 ,可见互联网对产业结构的影响不仅是统计上显著 ,而且经济上也是显著的。再看其它控制变量的系数 ,人均 GDP 一次项系数为负 ,二次项系数为正 ,都在 1% 水平显著 ,意味着人均 GDP 对产值比例的影响成先降后升的“U”型。人均固定资产投资的系数负向显著 ,可能的原因是 ,虽然固定资产投资对于制造业和服务业都很重要 ,但由于制造业的资本密集属性更突出 ,使得投资对制造业的影响更为显著 ,如此一来 ,固定资产投资对产值结构的影响就是负向的了。从回归系数看 ,人均财政支出显著促进了产值比例的提高 ,这反映了财政支出在淘汰“两高一低”产业、支持服务业发展上的成效 ,该结果也与张同斌、高铁梅(2012) 的研究相一致 ,再次验证了财政政策促进产业结构调整的作用。研发支出的系数为正 ,但在第(5) 栏中不显著 ,在第(6) 栏中仅为边际显著 ,说明中国研发支出的绩效还有待提高。外商直接投资的回归系数负向显著 ,这主要是由于当前中国在国际垂直价值链分工中优势主要集中在制造环节 ,外商直接投资更多地投向制造业领域 ,这造成了外商直接投资对产值结构的影响是负向的。

表 4 互联网的结构调整效应: 固定效应回归

解释变量	被解释变量: 产业结构(structure)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网	0.785*** (0.143)	0.800*** (0.175)	0.968*** (0.173)	0.799*** (0.161)	0.800*** (0.160)	0.788*** (0.160)
人均 GDP		-1.138*** (0.121)	-0.684*** (0.221)	-1.201*** (0.223)	-1.219*** (0.223)	-1.180*** (0.223)
人均 GDP 平方项		0.047*** (0.005)	0.029*** (0.009)	0.049*** (0.009)	0.050*** (0.009)	0.048*** (0.009)
人均固定资产投资			-0.068*** (0.023)	-0.102*** (0.026)	-0.102*** (0.026)	-0.099*** (0.025)
人均财政支出				0.116*** (0.026)	0.105*** (0.024)	0.102*** (0.024)
人均研发投入					0.007 (0.005)	0.009* (0.005)
人均外商直接投资						-0.009* (0.005)
常数项	0.776*** (0.011)	7.299*** (0.675)	5.221*** (1.099)	7.749*** (1.114)	7.929*** (1.132)	7.721*** (1.130)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年度虚拟变量	是	是	是	是	是	是
adj R ²	0.070	0.289	0.304	0.323	0.325	0.327
样本量	2802	2802	2802	2802	2802	2802

注: 括号内是聚类在城市层面的稳健标准误, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

与对增长效应的分析一样,为了减弱内生性问题导致的估计偏误,我们进一步使用工具变量回归方法研究互联网的结构调整效应。表 5 展示的是以产业结构为被解释变量,以地形起伏度作为互联网渗透率工具变量的回归结果。在表 5 的(2)-(6)列我们依次加入了与表 4 固定效应回归相同的控制变量,从表 5 各列结果来看,工具变

量回归的互联网渗透率对产值结构的系数依然是正向显著的,而且系数大小有所增加。以第(6)列为例,工具变量方法估计的互联网系数在 1%的水平上显著,意味着互联网渗透率每提高 1 个单位,产值结构将提高 1.032 个单位。工具变量一阶段回归的 F 值都大于 10,拒绝了弱工具假设。

表 5 互联网的结构调整效应: 工具变量估计

解释变量	被解释变量: 产业结构(structure)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
互联网	0.954*** (0.349)	0.998*** (0.387)	1.253*** (0.447)	1.186*** (0.348)	1.118*** (0.346)	1.032*** (0.336)	0.973*** (0.324)
人均 GDP		-0.847*** (0.206)	-1.547*** (0.208)	-1.595*** (0.210)	-1.438*** (0.202)	-1.403*** (0.202)	-1.667*** (0.202)
人均 GDP 平方项		0.036*** (0.009)	0.051*** (0.009)	0.065*** (0.009)	0.058*** (0.008)	0.057*** (0.008)	0.067*** (0.008)
人均固定资产投资			-0.029 (0.024)	-0.083*** (0.025)	-0.097*** (0.026)	-0.091*** (0.026)	-0.087*** (0.024)
人均财政支出				0.155*** (0.025)	0.105*** (0.021)	0.103*** (0.021)	0.132*** (0.022)
人均研发投入					0.010*** (0.003)	0.012*** (0.004)	0.011*** (0.004)
人均外商直接投资						-0.009* (0.005)	-0.010** (0.005)
人口规模							0.032*** (0.005)
交通基础设施							0.011** (0.005)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年度虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
工具变量估计一阶段的 F 值							
Robust F stat.	15.137	15.834	19.153	15.534	18.257	18.041	19.861
样本量	2802	2802	2802	2802	2802	2802	2802

注: 括号内是聚类在城市层面的稳健标准误, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

为了控制工具变量通过人口规模、交通成本等互联网以外的因素影响被解释变量,我们在第(7)列中增加了人口规模和道路密度两个控制变量,核心解释变量的系数依然正向显著,且变化不大,表明了我们工具变量回归的稳健性。总之,无论是固定效应回归还是工具变量回归都验证了互联网的结构调整效应。该结论对于信息时代背景下中国经济结构调整升级具有重要的政策涵义。

(三) 互联网结构调整效应的扩展分析

现有文献在研究互联网的增长效应时,发现互联网与教育水平、劳动力技能水平存在明显的互补性,表现为在教育水平发达、高技能劳动力集聚的地区,互联网的增长效应更为显著(Forman et al. 2012; Akerman et al. 2015)。为此,我们将进一步检验互联网的结构调整效应在教育和技能水平不同的地区是否也存在差异。

我们以“每万人中在校大学生人数(college)”作为衡量地区教育和技能水平的指标,依据该变量的均值将样本划分为教育发达组和教育欠发达组,分组回归的结果见表6。表6第(1)、(2)列是固定效应回归估计的结果,第(3)、(4)列是工具变量估计的结果。从表6来看,无论是固定效应估计还是工具变量估计,在教育欠发达组,回归系数均不显著,而教育发达组的系数则都正向显著,且大于欠发达组系数。因此,互联网的结构调整效应在教育和技能维度确实存在异质影响,在教育发达、高学历劳动力集中的地区,互联网的结构调整效应更为显著。该结果具有重要的政策涵义,这意味着互联网技术和技能、教育水平存在互补性,为了充分发挥互联网促进经济增长、推动结构调整的作用,除了加大网络基础设施等硬件投资之外,还要注意对劳动者进行针对性的技能培训,努力提高劳动者的教育水平和人力资本积累。

除了在教育、技能水平上的差异,已有研究还发现互联网的增长效应在城乡之间也存在分野。比如同样是针对美国的研究,Forman et al. (2012)发现,互联网的增长效应在人口众多且密集的城市地区更为显著,而 Kolko(2012)则得出了相反的结论,他的研究发现,互联网的增长效应

只存在于人口稀少的偏远地区。针对互联网的增长效应在城乡之间的差异,Forman et al. (2005)甚至提出了两种相反的理论。城市领导理论(urban leadership theory)认为,由于城市地区可以提供很好的配套设施和支持资源,在城市供给和使用互联网的成本更低,因此城市地区将更快地从互联网技术中获得更大的收益。相反地,地球村理论(global village theory)则认为,尽管偏远乡村地区供给和使用互联网的成本高,但乡村地区使用互联网的边际收益高,因为互联网可以降低偏远地区经商的交流和协调成本,帮助偏远地区克服地理距离和经济规模方面的障碍。

表6 扩展分析:按教育发展水平分组回归

解释变量	被解释变量: 产业结构(structure)			
	固定效应估计		工具变量估计	
	教育欠发达组	教育发达组	教育欠发达组	教育发达组
互联网	0.359 (0.405)	1.259*** (0.419)	0.491 (0.559)	1.405** (0.603)
人均 GDP	-2.596*** (0.429)	-2.133*** (0.471)	-1.463*** (0.318)	-1.630*** (0.307)
人均 GDP 平方项	0.116*** (0.022)	0.096*** (0.022)	0.059*** (0.013)	0.066*** (0.012)
人均固定资产投资	-0.044 (0.030)	-0.058* (0.035)	-0.115*** (0.034)	-0.111*** (0.034)
人均财政支出	0.111*** (0.020)	0.072*** (0.022)	0.124** (0.049)	0.157*** (0.047)
人均研发投入	-0.000 (0.004)	-0.004 (0.005)	0.019*** (0.006)	0.019** (0.008)
人均外商直接投资	0.001 (0.006)	0.003 (0.007)	-0.013*** (0.005)	-0.012** (0.006)
人口规模	0.327* (0.163)	0.240*** (0.059)	0.159** (0.063)	0.082** (0.033)
交通基础设施	0.003 (0.008)	0.003 (0.005)	0.013 (0.247)	0.169 (0.172)
adj R ²	0.295	0.306	-	-
Robust F stat.	-	-	17.699	18.415
样本量	1425	1310	1425	1310

注: 括号内是聚类在城市层面的稳健标准误, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

为此,本文检验了互联网的结构调整效应是否也存在城乡间的差异。但由于样本局限,我们并不能直接将样本划分为城镇和乡村两个子样本。我们的处理方法是,在不同城市化水平上比较互联网结构调整效应的差异。为此,我们参照章泉(2009)、毛德凤(2016)等做法,用建成区面积(urban)作为衡量城市化的变量,并依据该指标的均值将样本分成高城市化组和低城市化组,分组回归的结果见表7。表7第(1)、(2)列是固定效应回归估计的结果,第(3)、(4)列是工具变量估计的结果。从表7来看,无论是固定效应估计

还是工具变量估计,低城市化子样本的核心解释变量回归系数都不显著,而高城市化组的核心解释变量回归系数至少在10%的水平上显著,这说明互联网的结构调整效应在城市化水平高的地区更明显。互联网的经济效应在区域间存在显著差异,这一结果的政策涵义也很重要,意味着互联网对经济绩效的影响可能存在区域间的收益分配效应。

表7 扩展分析:按城市化水平分组回归

解释变量	被解释变量:产业结构(structure)			
	固定效应估计		工具变量估计	
	低城市化组	高城市化组	低城市化组	高城市化组
互联网	0.564 (0.498)	1.471** (0.746)	0.740 (0.485)	2.406* (1.314)
人均GDP	-1.214*** (0.448)	-1.654** (0.637)	-1.853*** (0.383)	-1.732*** (0.645)
人均GDP平方项	0.049*** (0.018)	0.072** (0.034)	0.074*** (0.015)	0.071* (0.037)
人均固定资产投资	-0.056 (0.042)	-0.065** (0.028)	-0.012 (0.036)	-0.097*** (0.029)
人均财政支出	0.117** (0.047)	0.062*** (0.018)	0.131*** (0.040)	0.064*** (0.020)
人均研发投入	-0.002 (0.006)	0.006 (0.006)	0.002 (0.006)	0.005 (0.005)
人均外商直接投资	-0.002 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.006 (0.006)
人口规模	0.047 (0.137)	0.198*** (0.056)	0.064 (0.281)	0.251** (0.099)
交通基础设施	0.004 (0.005)	0.009** (0.004)	0.005 (0.006)	0.006 (0.005)
adj R ²	0.133	0.441	-	-
Robust F stat.	-	-	16.310	20.427
样本量	1480	1322	1480	1322

注:括号内是聚类在城市层面的稳健标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

五、结论和政策涵义

针对互联网经济效应的研究已成为近年来学界研究的热点,但大多数研究只考察了互联网的总体经济效应,较少关注互联网对产业结构调整的影响。在中国经济发展进入新常态,同时面临保持经济中高速增长、促进产业结构调整升级的双重任务的背景下,研究互联网的增长效应和结构调整效应具有重要现实意义。本文研究了互联网对经济发展的增长效应和结构调整效应。为减弱内生性问题,本文以地形起伏度作为互联网的工具变量。来自2002-2014年地级市层面的面板数据的工具变量估计发现,互联网不仅显著促进了经济增长,而且具有明显的结构调整效应——更有助于服务业部门的增长,从而提高了服务业的产值比重。扩展分析表明,互联网的结

构调整效应在教育发展程度好、城市化水平高的地区更为显著。

本文的研究表明,互联网不仅可以促进经济增长,而且还对产业结构调整具有积极作用,这为政府“稳增长、调结构”提供了新的角度和思路。2015年7月国务院印发了《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》,认为加快推进“互联网+”发展,有利于重塑创新体系、激发创新活力、培育新业态和创新公共服务模式,对主动适应和引领经济发展新常态、实现中国经济提质增效升级具有重要意义。因此,应该充分发挥中国互联网的规模优势和应用优势,推动互联网由消费领域向生产领域拓展,加速提升产业发展水平,增强各行业创新能力,构筑经济社会发展新优势和新动能。大力拓展互联网与经济社会各领域融合的广度和深度。

本文关于互联网结构调整效应异质性的分析也具有重要的政策涵义。互联网结构调整效应在教育发展程度高的地区更为显著,给我们的启示是:互联网技术与教育和技能水平具有互补性,政府要充分发挥互联网的经济效应,除了加大网络硬件设施投资,还应增加教育、技能培训等软件投入。互联网结构调整效应在城市化水平高的地区更为显著,给我们的启示是:在看到互联网能够提高效率的同时,也要警惕互联网对公平的影响,关注互联网经济效应的收益分配问题。这些重要的议题还有待进一步研究。

参考文献:

- (1) Acemoglu D., Guerrieri V. 2008, Capital deepening and non-balanced economic growth, *Journal of Political Economy*, 116 (3) 467-498.
- (2) Akerman A., Gaarder I., Mogstad M. 2015, The skill complementarity of broadband internet, *The Quarterly Journal of Economics*, 130(4) 781-1824.
- (3) Alvarez-Cuadrado F., Van Long N., Poschke M. 2017, Capital-labor substitution, structural change and growth, *Theoretical Economics*, 12(3) 1229-1266.
- (4) Borghans L., Weel B. 2006, The division of labour, worker organization and technological change, *The Economic Journal*, 116 (509) 45-72.
- (5) Buera F. J., Kaboski J. 2012, The rise of the service econo-

- my, *The American Economic Review* 102(6) 2540–2569.
- (6) Corning I. 2005 Broadband technology overview, Corning Inc. Working Paper No. WP6321.
- (7) Comin D. A., Lashkari D., Mestieri M. 2015, Structural change with long-run income and price effects, National Bureau of Economic Research Working Paper No. w21595.
- (8) Czernich N., Falck O., Kretschmer T. 2011, Broadband infrastructure and economic growth, *The Economic Journal* 121(552) 505–532.
- (9) Duarte M., Restuccia D. 2010, The role of the structural transformation in aggregate productivity, *The Quarterly Journal of Economics* 125(1) 129–173.
- (10) Foellmi R., Zweimüller J. 2008, Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth, *Journal of monetary Economics* 55(7) 1317–1328.
- (11) Forman C., Goldfarb A., Greenstein S. 2012, The Internet and local wages: A puzzle, *The American Economic Review* 102(1) 556–575.
- (12) Forman C., Zeebroeck N. 2012, From wires to partners: How the Internet has fostered R&D collaborations within firms, *Management Science* 58(8) 1549–1568.
- (13) Forman C., Goldfarb A., Greenstein S. 2005, How Did Location Affect Adoption of the Commercial Internet? Global Village versus Urban Leadership, *Journal of Urban Economics* 58(3) 389–420.
- (14) D. Jorgenson. 2005, Accounting for Growth in the Information Age. in Aghion P., Durlauf S. (eds.), *Handbook of Growth Economics*, Amsterdam: North Holland.
- (15) Jovanovic B., Rousseau P. L. 2005, General purpose technologies in Aghion P., Durlauf S. (eds.), *Handbook of Growth Economics*, Amsterdam: North Holland.
- (16) Kolko J. 2012, Broadband and local growth, *Journal of Urban Economics* 71(1) 100–113.
- (17) Kongsamut P., Rebelo S., Xie D. 2001, Beyond balanced growth, *The Review of Economic Studies* 68(4) 869–882.
- (18) Ngai L., Pissarides C. 2007, Structural Change in a Multi-sector Model of Growth, *American Economic Review* 97(1) 429–443.
- (19) Prieger J. E. 2003, The supply side of the digital divide: Is there equal availability in the broadband Internet access market? *Economic Inquiry* 41(2) 346–363.
- (20) Restuccia D., Yang D. T., Zhu X. 2008, Agriculture and aggregate productivity: A quantitative cross-country analysis, *Journal of Monetary Economics* 55(2) 234–250.
- (21) Rosenthal S. S., Strange W. C. 2008, The attenuation of human capital spillovers, *Journal of Urban Economics* 64(2) 373–389.
- (22) Ivus O., Boland M. 2015, The employment and wage impact of broadband deployment in Canada, *Canadian Journal of Economics* 48(5) 1803–1830.
- (23) 安苑、王珺 《财政行为波动影响产业结构升级了吗?——基于产业技术复杂度的考察》,《管理世界》2012年第9期。
- (24) 蔡跃洲、张钧南 《信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应》,《经济研究》2015年第12期。
- (25) 郭家堂、骆品亮 《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?》,《管理世界》2016年第10期。
- (26) 韩宝国、朱平芳 《宽带对中国经济增长影响的实证分析》,《统计研究》2014年第10期。
- (27) 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》,《经济研究》2008年第6期。
- (28) 毛德凤、彭飞、刘华 《城市扩张、财政分权与环境污染——基于263个地级市面板数据的实证分析》,《中南财经政法大学学报》2016年第5期。
- (29) 邵文波、盛丹 《信息化与中国企业就业吸纳下降之谜》,《经济研究》2017年第6期。
- (30) 施炳展 《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》,《经济研究》2016年第5期。
- (31) 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》,《世界经济》2012年第2期。
- (32) 严成樑、龚六堂 《财政支出、税收与长期经济增长》,《经济研究》2009年第6期。
- (33) 姚树洁、冯根福、韦开蕾 《外商直接投资和经济增长的关系研究》,《经济研究》2006年第12期。
- (34) 章泉 《中国城市化进程对环境质量的影响——基于中国地级城市数据的实证检验》,《教学与研究》2009年第3期。
- (35) 张同斌、高铁梅 《财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整》,《经济研究》2012年第5期。
- (36) 张卫国、任燕燕、花小安 《地方政府投资行为、地区性行政垄断与经济增长——基于转型期中国省级面板数据的分析》,《经济研究》2011年第8期。
- (37) 郑世林、周黎安、何维达 《电信基础设施与中国经济增长》,《经济研究》2014年第5期。

(责任编辑:清 菡)

The Economic Growth Effect and Structural Transformation Effect of Internet

Ye Chusheng & Ren Zhaoke

Abstract: Under the new normal state of economic development , China is facing the dual task of maintaining medium-high speed economic growth and promoting the transformation and upgrading of the industrial structure. This paper systematically expounds the mechanism of the Internet's impact on economic growth and industrial structure transformation , and then uses the prefectural city level panel data during 2002 – 2014 to conduct causal inference analysis. The result of instrumental variable estimation shows that Internet not only significantly promotes economic growth , but also has obvious structural effect , which is more conducive to the growth of service sector , thus promoting the transformation of industrial structure to service industry. The expansion analysis shows that the structure transformation effect of the Internet is more significant in the areas where education is better and urbanization is higher. Our research provides a new way of thinking for the policy to balance the “steady growth” and “structural adjustment”.

Key words: internet; economic growth effect; structural transformation effect; instrument variable estimation

(上接第 17 页)

The Basic Logic , Essence and Response of the Trump Trade War

Dai Xiang & Zhang Erzhen & Wang Yuanxue

Abstract: From the current development situation , China has faced the severe situation that Trump started a trade war. The fundamental logic of the Trump trade war , does not exclude the western political elite factors such as fear and anxiety about China's rise , but from the perspective of the economic interests , the main reasons can be summarized as cognitive differences , disequilibrium of interests , and China's growing pains. Due to Trump trade war is a kind of unilateralism and trade protectionism , so it seems to be a war between China and the United States , but from the division of global value chain characteristic , essentially is the destruction of the global production networks , as well as the blatant violation of international economic and trade rules system. Therefore , if the response is not correct , the global economy will be exposed to the potential and risks of the “Trump trap”. Therefore , although China does not want to play a trade war , but in the face of ferocious Trump trade war , China can neither fear nor hide. China should maintain strategic concentration and calmly response to the trade war. We should not overreact , but we should also take a limited response and strategic concessions , such as strategic concessions , to effectively deal with the trade war within a certain range. This is not just a need to protect their own interests , but also the need to avoid the “Trump trap” that most probably create a chaotic global economic order.

Key words: Trump; trade war; Trump trap