

互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验

黄群慧, 余泳泽, 张松林

[摘要] 本文重点关注互联网发展对制造业效率的影响这一现实问题。研究通过超边际与一般均衡分析,建立了互联网发展影响制造业效率的理论模型,揭示了互联网发展提升制造业效率的内在机制,并选取历史数据作为工具变量,在克服内生性的基础上,从城市、行业和企业三个维度全面检验了互联网发展对中国制造业效率的影响强度和内在机制。研究显示,互联网发展显著促进了城市整体和制造业整体生产率,且对制造业整体生产率的影响大于其对城市整体生产率的影响;互联网发展显著提高了制造业企业生产率。城市互联网发展指数每提高1%,制造业企业的生产率会提高0.3%。内在机制检验结果显示,互联网技术发展通过降低交易成本、减少资源错配以及促进创新提升了制造业生产率。以上研究结论为中国实施“互联网+”行动计划、建设网络强国和制造强国战略奠定了理论与事实基础。

[关键词] 互联网; 制造业生产率; 交易成本; 资源错配

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)08-0005-19

一、引言

进入21世纪以来,信息技术不仅融入人们的日常生活,更渗入产业变革的各个角落,新产业、新业态、新模式不断涌现,驱动了新一轮科技革命和产业变革。以互联网技术为代表的新一代信息技术被称为世界经济的第五次康德拉季耶夫周期(Kondratieff Cycle)的标志(Yushkova, 2014),互联网技术正在不断渗透到经济、社会和生活的各个方面。为了顺应这个发展大势,世界各国纷纷推进互联网技术的应用发展,以推进互联网与社会经济各个方面的深度融合。对于处于工业化后期的中国而言,已经进入经济增速趋缓、结构趋优、动能转换的经济新常态(黄群慧, 2014),互联网发展还被赋予经济增长新动能的角色。而积极推进“互联网+”战略又被认为是供给侧结构性改革的一项重要举措,有利于促进制造业的转型升级,同时也顺应党的十九大报告提出的构建网络强国和制造强国进而加快建设现代化经济体系的要求。

[收稿日期] 2019-01-15

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘中国制造2025’的技术路径、产业选择与战略规划研究”(批准号15ZDB149);教育部人文社会科学基金一般项目“经济增长目标约束对全要素生产率的影响机制及实证研究”(批准号18YJA790098)。

[作者简介] 黄群慧,中国社会科学院经济研究所研究员,中国社会科学院大学教授,博士生导师;余泳泽,南京财经大学国际经贸学院教授,经济学博士;张松林,绍兴文理学院商学院副教授,经济学博士。通讯作者:张松林,电子邮箱:zhslwxn300@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

互联网技术与经济发展深度融合的现实需要理论诠释,政府推动互联网发展的政策也需要相应的学术研究支撑。初步看,学术界认为互联网技术对经济活动中生产、交换和消费的影响可以概括为以下三个方面:一是互联网技术带来了商品交换方式的颠覆式变化,拓展了商品交换的地域与空间,降低了单位交易成本,提高了交易的效率(Brynjolfsson and Hitt,2000);二是互联网技术带来了生产方式和企业组织方式的变革,出现了实体经济与互联网虚拟经济相融合的“跨界经营”现象,并对传统产业和市场基础造成“创造性破坏”(赵振,2015);三是互联网技术带来了消费结构和个性化消费的改变,从消费端拉动了产业的转型升级。随着互联网技术创新步伐的加快,互联网技术对以上三个层面的影响会直接或者间接带动生产效率尤其是制造业效率的提升(Saunders and Brynjolfsson,2009),可能会因此重构全球经济生产投入结构以及价值链体系,制造和制造业的经济功能有可能被重新定义,全球产业竞争格局也可能会发生转变(黄群慧和贺俊,2013)。

那么,“互联网+”行动计划究竟对制造业转型升级起到了多大作用?这种作用背后的内在机制是什么?本文将重点关注互联网对制造业效率的影响,主要贡献包括三个方面:①通过基于超边际与一般均衡分析的新兴古典经济学模型框架,建立了互联网发展影响制造业效率的理论模型,进而揭示了互联网提升制造业效率的内在机制,为实施“互联网+”行动计划奠定了理论基础;②利用可得数据设定了一个综合性的城市互联网发展指数,选取了历史数据作为工具变量,在克服内生性的基础上,从城市、行业和企业三个维度全面检验了互联网发展对制造业效率的影响强度,从而为实施“互联网+”行动计划奠定了事实基础;③理论分析和实证检验了互联网发展提升制造业效率的传导路径,从而弥补了互联网发展提升制造业效率研究中机制检验方面的不足。

二、文献综述

1. 互联网对宏观经济影响的研究

互联网诞生是一场典型的技术革命,对经济社会发展产生巨大冲击。互联网的影响渗透到社会各个领域、各个层次,对宏观经济、中观产业、微观个体的经济行为均产生了显著影响。Harris(1998)研究认为,互联网作为一种通用技术(GPT),显著降低了经济活动中的交易成本以及消除特定类型服务的流动障碍,从而促进了信息、知识和观念的广泛传播。从宏观层面看,互联网对经济活动的影响涵盖经济增长、生产投资及消费行为、进出口贸易、技术进步等多个维度。

(1)互联网对经济增长的影响研究。国外关于互联网与经济增长的研究起步较早,从理论和实证角度分别就互联网发展的多个方面如电信技术设施、宽带投资、互联网渗透率等对经济增长的影响做了大量研究(Czernich et al.,2011;Choi and Yi,2009)。由此可见,电信及互联网基础设施在转型国家经济发展中发挥着极为重要的作用。国内的研究因互联网起步较晚而相对滞后,已有文献也集中于研究互联网、宽带、电信基础设施及信息化与经济增长的关系。多数研究基于中国整体或省份数据,分析认为互联网基础设施的建设推动了信息化水平的提升,而信息技术的广泛应用对经济增长存在显著的正向作用(刘生龙和胡鞍钢,2010)。然而,也有研究发现不同时期互联网发展对经济增长的贡献存在差异性(郑世林等,2014)。

(2)互联网对进出口贸易的影响研究。互联网影响进出口贸易的相关研究大多得出这样的结论:互联网的迅速发展能够通过减少贸易成本来提升国际贸易规模(Meijers,2014;Yushkova,2014)。理论研究发现贸易成本不仅包含了运输成本,还包含了搜寻成本(Fink et al.,2005)。由此可见,贸易成本广泛存在于国际经济活动中,其中搜寻成本和交流成本是两种重要组成部分。互联网的发展降低了国际贸易的搜寻成本和交流成本,进而促进贸易规模的提升和发展(Anderson and

Wincoop, 2003)。总之,互联网技术的完善拓宽了企业信息收集渠道,信息获取的便利性得以提升,即显著降低了企业的交流成本和搜寻成本,从而促进了国际贸易发展。从实证分析看,相关文献大多在国家层面上研究得出互联网与国际贸易间的正相关关系,也有少部分文献在企业层面上进行研究(Choi, 2010),还有一类文献将贸易成本分为固定成本和可变成本进行研究(Hellmanzik and Schmitz, 2015)。另外,相关文献在企业层面上也发现了互联网和出口之间的正相关性(Meijers, 2014;施炳展, 2016)。

(3)互联网对经济效率的影响研究。自Solow(1987)质疑计算机对生产率的影响并未在统计中显现以后,众多实证研究验证了大规模IT投资并未有效提高效率的“生产率悖论”(Strassman, 1990; Brynjolfsson and Hitt, 1996; Lin and Shao, 2006)。但是,随着互联网技术自身的不断创新,互联网技术与产业发展融合度日益深化,互联网对经济效率和劳动生产率的提升作用开始得到越来越多实证研究的证实(Jorgenson et al., 2008; Oliner et al., 2008; 郭家堂和骆品亮, 2016)。Shao and Lin(2001)也对IT投资和生产率的关系进行了实证分析,发现“索洛悖论”并不存在。Dewan and Kraemer(2000)利用1985—1993年36个国家的面板数据,研究得出投资结构回报率在发达国家和发展中国家存在显著异质性,对信息技术的投资显著促进了发达国家生产率的提升。郭家堂和骆品亮(2016)认为“索洛悖论”的误判源于忽视互联网对经济的作用问题,并通过实证分析发现互联网对中国全要素生产率有显著促进作用。

2. 互联网对产业部门影响的研究

互联网与产业部门的关系研究多集中于行业就业、产业升级以及服务业三个重点话题。这类研究以产业或经济部门的数据为基础,讨论互联网对具体行业或部门的影响。就互联网与行业就业关系而言,研究认为互联网减弱劳动力市场信息不对称程度,增加失业者再就业的机会,以此提升劳动力市场的流动性(Kuhn and Skuterud, 2010)。就互联网与金融部门关系而言,互联网企业对传统银行的影响是多数研究的重点。互联网企业有可能打破银行、保险等传统金融部门对客户信息的垄断,通过互联网等数据智能管理技术为客户提供比传统金融部门更优质的服务(Sato and Hawkins, 2001)。理解互联网技术的发展对金融活动的影响,不能仅局限于一种技术平台或工具的辅助性作用,其与金融部门的融合发展会在短期内提升金融系统的基本服务功能,更会在长期内提高社会资金配置效率,进而促进宏观经济增长(李炳和赵阳, 2014; 谢平等, 2015)。

互联网发展对推动产业转型升级同样有着不可忽视的作用。Mathews and Cho(2000)以亚洲各国半导体产业为例进行研究,结果发现政策主导下的技术战略加速信息技术的转移、扩散与吸收,从而发挥推动科技进步的作用,促进了传统服务业的转型升级,实现了经济增长。Pisano et al.(2015)认为通过移动互联网技术,基于互联网平台的分享经济模式能够实现传统服务供需的瞬时精准匹配,提升传统服务业的个性化和精准化程度。就中国情形而言,金融危机以来全球知识技术密集型服务业竞争格局发生重大变革(王忠宏, 2013),新兴信息技术驱动下的传统服务业变革正在成为全球经济增长新动能,而中国当前仍存在着经济发展与现代服务业相对滞后并存的现象(谭洪波和郑江淮, 2012)。

3. 互联网对微观企业影响的研究

互联网的出现改变了现代社会的运行规则,企业在互联网时代受到了最直接、最优先的冲击影响。互联网经济下,企业主体的生产经营、交易分配、组织行为等活动越来越依赖于网络。具体而言,互联网不仅改变了交易活动的时空形式(改变交易场所和拓展交易时间),同时改变了交易活动的内容模式(丰富交易种类和减少中间环节),对商业企业、工业企业、金融企业乃至医疗企业、高等院

校、政府机构等均产生了广泛而深刻的影响(李海舰等,2014)。

有关互联网对企业的影响的分析多从企业边界、组织结构两个方面出发。从企业边界看,关于互联网对企业边界的影响有着截然不同的研究结论。Clemons and Row(1992)认为互联网信息技术的广泛使用对于企业来说大大减少了中间交易成本,企业能够并且也更愿意通过市场交易,从而使得企业边界缩小。Hitt(1999)则认为信息技术的应用微弱地促进了多元化,而不利于一体化,即横向边界扩展,纵向边界缩小。也有研究区分企业组织特征的异质性,认为不同组织特征的企业边界受互联网的影响不同。例如,Afuah(2003)研究得出信息技术的应用能够通过“协同效应”以及“效率效应”来减少企业内外部的交易费用和生产成本,而降低幅度则与企业自身的技术特征、信息处理特征等组织特征息息相关。周衍鲁和李峰(2006)研究则区分不同成本降低对企业边界带来的异质性作用,指出互联网的出现与普及显著降低企业管理协调成本和市场交易费用,呈现出“巨型化”和“小型化”两种分化并行趋势,也就是说,企业管理协调成本的降低扩展了企业的边界而与此同时市场交易费用的减少缩小了企业的边界。

从企业组织看,与互联网和企业组织密切相关的是关于信息技术对企业组织影响的研究。从组织内部出发,研究认为信息技术改变企业运作方式,增加企业有形和无形的价值,从而“倒逼”企业进行组织变革。从外部环境出发,随着信息技术的飞速发展,为了顺应经济活动的变化,建立更为灵活更具适应性的组织管理模式成为必然要求(Townsend,2001)。同时,也有研究从组织的协调机制出发,认为信息技术对组织的技术性嵌入改变了组织的协调机制,为了适应内外部环境、充分发挥组织信息化的最大效果,企业必须进行组织变革(尚玉钊,2001;何建佳等,2006)。可以看出,以上研究均认为信息技术决定着组织的变化,但是关于信息技术如何影响组织变革的观点却不一致。一种观点是信息技术导致了组织架构的集中。信息技术的应用和科学管理模式的设计引发企业责任的集中化趋势,使得高层管理人员的责任增大,减少了中层管理人员的数量,组织的控制权因此更加集中。另一种观点是信息技术导致组织结构扁平化。信息技术通过提高企业组织运行效率改变组织形态,组织结构和所有权单元趋向扁平化和分散化(王海光,2003)。也有学者认为信息技术和组织变革是相互影响的关系。谭建伟和武振业(1998)认为信息技术和组织结构之间是相互影响的关系,信息技术的发展对组织结构的影响占据主导地位。

总体来看,既有文献从宏观、产业和企业三个维度展开了互联网对经济活动影响的研究,但是仍存在一些不足之处:①大部分研究尤其是对于中国互联网对经济活动的影响研究仍停留在理论分析和现实总结层面,缺少足够的理论模型和实证检验,尤其是缺少互联网发展对企业层面生产率影响的实证检验;②少部分的实证研究中对于内生性问题关注不足,导致互联网发展对生产率影响的实证结论可信度不足;③目前的研究缺少从宏观、产业和企业三个维度的系统性研究,对互联网影响经济效率的内在机制的检验明显不足。基于以上研究不足,本研究通过超边际与一般均衡分析,建立了互联网发展影响制造业效率的理论模型,揭示了互联网提升制造业效率的内在机制,并选取历史数据作为工具变量,在克服内生性的基础上,从城市、行业和企业三个维度全面检验互联网发展对制造业效率的影响强度和内在机制。

三、理论模型

1. 基本模型^①

假定所有经济主体既是生产者又是消费者,可表述为生产者—消费者。经济系统中有两种制造

^① 基本模型的建模技术参考新兴古典经济学的相关基础模型,这些模型可参见杨小凯(2003)等文献。

产品 x 和 y 可供经济主体进行生产和消费。假定每个经济主体都需消费这两种制造产品。 x 和 y 的生产环节包括制造环节和互联网交易环节^①。其中,制造产品由制造环节生产出来,再通过互联网交易环节销售出去(互联网交易环节的作用是尽量减少产品市场交易过程中的信息不对称程度,进而减小单位交易成本,提高交易效率)。需指出的是,当经济主体的消费品 x 和 y 自给自足时,互联网交易环节就不需要。反之,如果由专业中间商提供互联网服务,就被认为经济主体向专业中间商购买互联网服务,则存在互联网交易环节。

用 x 和 $y(x, y \geq 0)$ 分别表示经济主体对两种消费品的自给量,用 x^s 和 $y^s(x^s, y^s \geq 0)$ 分别表示经济主体对两种制造产品的供给量,用 x^d 和 $y^d(x^d, y^d \geq 0)$ 分别表示经济主体对两种制造产品的需求量,对应地,用 I 表示互联网服务的自给量,用 I^s 表示互联网服务的供给量,用 I^d 表示互联网服务的需求量。生产函数分别设定为:

$$\begin{aligned} x+x^s &= L_x^a \\ y+y^s &= L_y^a \\ I+I^s &= L_I^b \end{aligned} \quad (1)$$

其中, a 和 $b(a > 1, b > 1)$ 分别表示制造产品和互联网服务在生产过程中的专业化程度参数。变量 L_x, L_y 和 L_I 分别代表经济主体用在制造产品 x 和 y , 以及互联网服务 I 上的劳动份额(在某种生产环节上投入的劳动份额越多意味着专业化水平越高)。每个经济主体的劳动禀赋设定为:

$$L_x + L_y + L_I = 1, L_x, L_y, L_I \in [0, 1] \quad (2)$$

市场交易过程中经济主体的预算约束设定为:

$$p_x(x^s - x^d) + p_y(y^s - y^d) + p_I(I^s - I^d) = 0 \quad (3)$$

(3)式中, p_x, p_y 和 p_I 分别表示制造产品 x 和 y 以及互联网服务 I 的价格。本文采用柯布—道格拉斯型效用函数来刻画经济主体的效用:

$$U = [x + k^*x^d]^\alpha [y + k^*y^d]^{1-\alpha} \quad (4)$$

(4)式的设定意味着经济主体必须消费两种制造产品。为了计算简便又不影响本文的基本研究结论,这里令 $\alpha = 0.5$ 。如果经济主体自己不自给互联网服务,就需要在市场上购买。假定市场交易会产生产交易成本。这里用 $1 - k^*(k^* \in (0, 1))$ 表示经济主体(包括制造产品 x 或 y 的生产者)在市场上供给制造产品 x 或 y 时所产生的单位交易成本。由此可知,在此交易过程中的交易效率为 k^* 。因此,这

① 这里重点考察互联网在产品交易过程中的作用,主要表现为互联网通过减小产品市场中信息不对称程度来降低单位交易成本(即提高交易效率)。而互联网在交易过程中的专业化服务作用,反过来促进制造环节的专业化生产,进而提高制造环节的效率。这里需要特别指出的是,本文没有针对制造环节中智能制造技术,或者工业互联网技术,或者物理信息系统(CPS)对制造效率提升这个问题进行讨论。这三者本质内涵是相同的,《中国制造 2025》称之为智能制造,美国称之为工业互联网,德国工业 4.0 中称之为物理信息系统。所谓智能制造,就是以物联网为基础,投入数据与软件等关键要素,实现从生产设计、售后服务、回收利用全生命周期的个性化、社会化、绿色化、高效化制造过程(黄群慧,2016a)。智能制造技术本质也是互联网与制造业的深度融合的结果,智能制造技术之所以能够提高制造业效率,除了可能产生的生产成本降低效应外,其基本逻辑在于工业互联网提高了生产设备的柔性,极大提高了制造品种数,使得个性化制造成为可能,制造企业不仅有因专业化获得的规模经济,还因此获得了更大的范围经济。这意味着从制造环节看,互联网发展提高制造业效率的一个重要源泉是范围经济的扩大(黄群慧,2016b)。这个问题不是本文模型讨论的问题,将另外专门撰文讨论。

一交易完成后需求方实际所得交易量为 k^*x^d 或 k^*y^d ^①。为了聚焦本文的研究重点,假定影响交易效率的因素只有信息不对称性,且交易效率随着信息不对称程度的减小而提高。令信息不对称程度为 $\theta(0<\theta<1)$,则可设定 $k^*=\theta^{-\delta}(\delta>1)$ 。而互联网服务可有效减小信息不对称程度,所以设定 $\theta=(I+I^d)^{-\lambda}$ ($\lambda>0$)。因此,(4)式可转变为:

$$U=\{x+[(I+I^d)^{-\lambda}]^{-\delta} x^d\}^{\frac{1}{2}} \{y+[(I+I^d)^{-\lambda}]^{-\delta} y^d\}^{\frac{1}{2}} \quad (5)$$

2. 模型求解

对于每个经济主体来说,可供选择的决策有以下6种:第1种决策为 xy ,表示经济主体自给自足所有制造产品;第2种决策为 xI/y ^②;第3种决策为 yI/x ;第4种决策为 x/yI ;第5种决策为 y/xI ;第6种决策为 I/xy 。下面将基于这6种决策对不同的分工结构进行研究。

(1)结构A:自给自足结构。结构A中的所有经济主体都自给自足制造产品 x,y 。该结构由于不存在市场交易,所以每个经济主体不会自我提供或在市场上购买互联网服务。根据自给自足决策可得每个经济主体的决策问题^③如下:

$$\begin{aligned} \text{Max } U^A &= (xy)^{\frac{1}{2}} \\ \text{s.t. } x &= L_x^a \\ y &= L_y^a \\ L_x + L_y &= 1 \end{aligned} \quad (6)$$

通过求解这个决策问题,可得相应的均衡解为:

$$L_x = \frac{1}{2}, L_y = \frac{1}{2}, x = \left(\frac{1}{2}\right)^a, y = \left(\frac{1}{2}\right)^a, U^A = (4^{-a})^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

(2)结构B:部分分工结构。结构B中存在选择模式 xI/y 和 yI/x 的两类经济主体。同样,根据模型假定可得两类经济主体的决策问题,再根据具体的决策问题可求出相应均衡解。其中,模式 xI/y 的相应均衡解为:

$$\begin{aligned} L_x &= \frac{2a}{\delta\lambda b + 2a}, L_y = \frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}, I = \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^b, x = \frac{1}{2} e^{\ln(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a})^a}, \\ x^s &= \left(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a - \frac{1}{2} e^{\ln(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a})^a}, y^d = \frac{p_x}{2p_y} e^{\ln(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a})^a}, k^* = \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^{\delta\lambda b} \\ \theta &= \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^{-\lambda b}, U_{xI/y}^B = \frac{1}{2} \sqrt{e^{\ln(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a})^a}} \sqrt{\left(\left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^b\right)^{\delta\lambda} \frac{p_x}{p_y} e^{\ln(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a})^a}} \end{aligned} \quad (8)$$

模式 yI/x 的相应均衡解为:

① 为了简便又不失一般性,这里假定互联网服务的市场交易成本为零。

② 在分式表示的决策中,分子第一个字母表示经济主体生产该产品,一部分自己消费,其他用于出售;如果有第二个字母,则其表示经济主体自给自足该产品;分母中的字母表示经济主体从市场中购买该产品。如第2种决策为:经济主体生产 x 产品,一部分自己消费,其他用于出售;为了消费 y 产品,买入 y ,并自己提供互联网服务 I 。

③ 具体决策问题根据模型设定的相关式子得到。下面每种分工结构中各个经济主体的具体决策问题都是这样得到的,不再赘述。基于此,为了简化文章内容,本文将不再给出下面每种分工结构中的具体决策问题。

$$L_y = \frac{2a}{\delta\lambda b + 2a}, L_l = \frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}, I = \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^b, y = \frac{1}{2}e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a},$$

$$y^s = \left(2\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a - \frac{1}{2}e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a}, x^d = \frac{p_y}{2p_x}e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a}, k^* = \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^{\delta\lambda b}$$

$$\theta = \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^{-\lambda b}, U_{y/lx}^B = \frac{1}{2}\sqrt{e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a}}\sqrt{\left(\left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^b\frac{p_y}{p_x}e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a}\right)^{\delta\lambda}} \quad (9)$$

再利用效用均等条件 $U_{x/l y}^B = U_{y/l x}^B$ 可求得结构 B 中经济主体的均衡效用水平和两种制造产品的价格比为:

$$U^B = \frac{1}{2}\sqrt{e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a}}\sqrt{\left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^{b\delta\lambda}e^{\ln\left(\frac{a}{\delta\lambda b + 2a}\right)^a}}, \frac{p_y}{p_x} = 1 \quad (10)$$

(3)结构 C:完全分工结构。在结构 C 中,所有的经济主体都进行专业化生产。此时,经济系统中有三类经济主体:第一类选择模式 l/xy ,第二类选择模式 x/yI ,第三类选择模式 y/xI 。根据经济主体的决策问题可求出模式 l/xy 的相应均衡解为:

$$I = I^s = 1, x^d = \frac{p_l}{2p_x}, y^d = \frac{p_l}{2p_y}, \theta = 2^\lambda, k^* = 2^{-\lambda\delta}, U_{l/xy}^C = \frac{1}{2}\sqrt{\frac{(2^{-\delta\lambda})^2 p_l^2}{p_y p_x}} \quad (11)$$

同理,根据经济主体的决策问题可求出模式 x/yI 的相应均衡解为:

$$I^d = \frac{1}{2}, y^d = \frac{2p_x - p_l}{4p_y}, x = \frac{1}{2} - \frac{p_l}{4p_x}, x^s = \frac{1}{2} + \frac{p_l}{4p_x}, \theta = 2^\lambda, k^* = 2^{-\lambda\delta},$$

$$U_{x/yI}^C = \sqrt{\frac{\left(\frac{1}{2}p_x - \frac{1}{4}p_l\right)^2 2^{-\lambda\delta}}{p_x p_y}} \quad (12)$$

根据经济主体的决策问题可求出模式 y/xI 的相应均衡解为:

$$I^d = \frac{1}{2}, x^d = \frac{2p_y - p_l}{4p_x}, y = \frac{1}{2} - \frac{p_l}{4p_y}, y^s = \frac{1}{2} + \frac{p_l}{4p_y}, \theta = 2^\lambda, k^* = 2^{-\lambda\delta},$$

$$U_{y/xI}^C = \sqrt{\frac{\left(\frac{1}{2}p_y - \frac{1}{4}p_l\right)^2 2^{-\lambda\delta}}{p_x p_y}} \quad (13)$$

再利用效用均等条件可求得结构 C 中经济主体的均衡效用水平及互联网服务和两种制造产品的价格比为:

$$U^C = \frac{2^{-\delta\lambda}}{1+2^{1-\frac{1}{2}\lambda\delta}}, p_l : p_x : p_y = \frac{1}{\frac{1}{2} + 2^{-\frac{1}{2}\lambda\delta}} : 1 : 1 \quad (14)$$

如果结构 A、B 或 C 在均衡中出现,则必须分别满足以下条件:

$$U^A > U^B, U^A > U^C; U^B > U^A, U^B > U^C; U^C > U^A, U^C > U^B \quad (15)$$

分别令结构 B 中的交易效率为 $k^* = \left(\frac{\delta\lambda b}{\delta\lambda b + 2a}\right)^{\delta\lambda b} = k^*_B$, 结构 C 中的交易效率为 $k^* = 2^{-\lambda\delta} = k^*_C$ 。把上文求出的相应均衡解代入(15)式进行求解,可得三种结构成为一般均衡结构的条件(如表 1 所示)。

表 1 内生分工的一般均衡结构

	$k_B^* \in (0, k_1)$	$k_B^* \in (k_1, 1)$	$k_C^* \in (k_2, 1)$
$k_C^* \in (0, k_2)$	结构 A	—	—
$k_C^* \in (0, k_3)$	—	结构 B	—
$k_C^* \in (k_3, 1)$	—	—	结构 C

其中, $k_1 = \frac{2^{2-2a}}{\left(\frac{2a}{\delta\lambda b+2a}\right)^{2a}}$, $k_2 = 2^{-a} + 2^{1-\frac{1}{2}\lambda\delta-a}$, $k_3 = \frac{1}{2} \left(\frac{2a}{\delta\lambda b+2a}\right)^a \left(1 + 2^{1-\frac{1}{2}\lambda\delta}\right) k_B^{*\frac{1}{2}}$ 。

由表 1 可知, 当 $k_B^* \in (0, k_1)$ 且 $k_C^* \in (0, k_2)$ 时, 一般均衡结构为结构 A; 在 $k_C^* \in (0, k_3)$ 的情况下, 随着结构 B 中的交易效率 k_B^* 提高得足够高, 从而使得 $k_B^* \in (k_1, 1)$, 一般均衡结构则由结构 A 演进到结构 B; 随着结构 C 中的交易效率提高得足够高, 从而使得 $k_C^* \in (\text{Max}\{k_2, k_3\}, 1)$, 一般均衡结构则由结构 B 演进到结构 C。

3. 互联网提高制造业生产率的内在机制

由于结构 A 中不存在互联网服务, 所以无法分析互联网对制造业生产率的影响。而在结构 B 和 C 中都出现了互联网服务, 因此, 接下来将重点通过研究结构 B 和 C 来解析互联网对制造业生产率的影响。首先分别计算结构 B 和 C 中制造产品的生产率。在结构 B 和 C 中, 制造产品 x 和 y 的生产具有对称性, 说明它们的生产率必定相等。为了简便又不失一般性, 这里只计算制造产品 x 的生产率。在结构 B 中, 生产制造产品 x 的经济主体选择模式 xI/y 。根据模式 xI/y 的相应均衡解可求出结构 B 中制造产品 x 的生产率为:

$$f_B = \frac{x+x^s}{L_x} = \left(\frac{2a}{\delta\lambda b+2a}\right)^{a-1} \quad (16)$$

在结构 C 中, 生产制造产品 x 的经济主体选择模式 $x/y/I$ 。根据模式 $x/y/I$ 的相应均衡解可求出结构 C 中制造产品 x 的生产率为:

$$f_C = \frac{x+x^s}{L_x} = 1 \quad (17)$$

已知 $a>1, b>1, \delta>0, \lambda>0$, 则结构 B 中制造产品 x 的生产率必定小于 1, 因此, 结构 B 中制造产品 x 的生产率小于结构 C。比较结构 B 和 C 中互联网服务的发展情况可发现, 结构 B 中两类经济主体都自给自足互联网服务, 而结构 C 中互联网服务实现了专业化发展, 制造产品的生产者都在市场上购买互联网服务, 自己则专门从事制造产品的生产。由于分工演进引起专业化经济, 结构 C 中制造产品的专业化生产提高了生产过程中的生产率。由此可见, 随着互联网交易环节的发展, 当其发展为专业化生产的阶段时, 制造业中的生产者就可直接在市场上购买自己所需的互联网服务, 以避免不得不自给自足, 从而提高在生产制造产品方面的专业化水平来提高制造业生产率。因此可得:

推论 1: 互联网服务的专业化生产为制造业中的生产者提供了购买便利, 进而避免自己从事互联网交易环节的活动, 从而通过提高其在制造业生产方面的专业化水平来提高自身制造业生产率。

由上述分析可知, 结构 B 中制造产品 x 的生产率小于结构 C。而结构 B 向结构 C 转变实质上就是制造产品的均衡分工结构由低水平向高水平演进。由上文的一般均衡分析可知, 这种均衡分工结构的演进需要制造产品的交易效率足够高。在模型框架中, 互联网服务的存在就是通过减小产品市

场中信息不对称程度来降低单位交易成本(即提高交易效率)。依据这一思路,互联网服务的发展必然促进结构 *B* 向结构 *C* 的转变。因而可得:

推论 2:互联网服务的发展通过减小产品市场中信息不对称程度来降低单位交易成本,进而促进制造业的分工,以此提高了制造业生产率水平。

四、研究设计

1. 模型设定

依据以上理论分析,为了检验互联网发展对制造业效率的影响,本文设定了如下基本检验模型:

$$TFP = \alpha_0 + \alpha_1 internet + \alpha_2 Z + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中,*i* 代表城市,*t* 代表时间,*TFP* 为制造业生产率,采用了宏观城市整体生产率和制造业企业生产率两个维度。*internet* 代表城市互联网发展指数,*Z* 代表一系列控制变量, μ_i 表示各个城市不随时间变化的未观察因素,用来控制地区固定效应; δ_t 则控制时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

2. 变量设置

本文通过搜集和整理 2003—2014 年(制造业企业数据为 2000—2007 年)的相关统计年鉴、工业企业数据库和各类公开信息,获得所需的数据,具体变量与数据处理方式如下:

(1)因变量。宏观制造业层面全要素生产率的计算采用了 SFA 方法,具体测算过程见本节第三部分。微观企业层面全要素生产率的计算方法主要采用了 OP 方法,具体测算过程与数据处理见本节第四部分。

(2)自变量。采用互联网综合发展指数进行度量。综合已有研究对互联网发展的相关测度指标以及城市数据的可得性,本文从互联网应用和产出角度,选择了互联网普及率、互联网相关从业人员、互联网相关产出和移动互联网用户数四个维度的指标。其中,互联网普及率采用每百人互联网人数代理,互联网相关从业人员采用计算机服务和软件业从业人员占单位从业人员比重代理,互联网相关产出采用人均电信业务总量代理,移动互联网用户数采用每百人移动电话数代理。所有数据均来自《中国城市统计年鉴》和各类公开信息。在具体计算过程上,本文先将四个指标进行了标准化处理,在此基础上采用主成分分析方法综合成一个指标代理互联网综合发展指数。

(3)控制变量。从城市层面的控制变量看,已有研究针对技术进步(*TFP*)影响因素的思路有以下三个角度:一是制度环境和政府行为角度(范子英和张军,2009;邓明,2013);二是创新基础设施角度(刘秉镰等,2010);三是创新模式角度(余泳泽和张先轶,2015)。根据以上三个角度并综合现有研究,本文选择了 FDI 比重代理 FDI 技术外溢效应;选择教育科技投入占 GDP 比重度量科技投入;选择财政自主权度量制度因素,采用一般预算内财政收入比上预算内财政支出。此外,本文还选择人均 GDP 作为控制变量,用以控制经济发展程度对全要素生产率的影响,并加入人均 GDP 的平方项用于考察其对生产率的非线性影响;还加入年份虚拟变量和城市虚拟变量。在企业层面的控制变量选择上,本文选择企业的年龄、规模以及相关财务指标,并且对企业的资本密度、新产品产值以及出口密度进行控制,在此基础上加入行业、地区和时间三个维度上的固定效应。以上变量的测度过程及相关的统计性描述见表 2。

3. 城市整体与制造业整体全要素生产率计算

在城市整体和制造业整体 *TFP* 计算上,本文采用随机前沿分析法(SFA)进行估算。限于数据的可得性与完整性,综合本文的核心变量互联网的发展情况,本文剔除了西藏、青海等西部互联网建设相对落后城市,最终选择了 230 个地级市数据为本文的测度样本。在采用 SFA 方法计算 *TFP* 的

表 2 变量描述性统计

变量符号	变量符号	变量名称	变量指标测度方法	观测值数量	均值	最大值	最小值
因变量	<i>TFP1</i>	城市整体全要素生产率(%)	SFA 方法	2760	1.0792	62.9742	-59.4263
	<i>TFP2</i>	制造业整体全要素生产率(%)	SFA 方法	2760	8.8201	84.1753	-88.9422
	<i>TFP3</i>	制造业企业全要素生产率(%)	OP 方法	936183	4.7693	10.7362	-6.2813
核心变量	<i>internet</i>	互联网发展	主成分分析法	2760	0.8639	20.5449	0.0001
城市控制变量	<i>agdp</i>	经济发展程度	人均 GDP 取对数	2760	11.1054	47.3712	0.7733
	<i>fdi</i>	外商投资比重(%)	外商投资/GDP	2760	0.6302	6.6751	0.0000
	<i>fd</i>	财政自主权	一般公共预算内财政收入/一般公共预算内财政支出	2760	0.5138	1.5413	0.0555
	<i>scedu</i>	教育科技占比(%)	教育科技投入/GDP	2760	20.3631	49.7399	1.5814
企业控制变量	<i>exphshare</i>	出口密度	出口交货值/工业销售额	936183	0.2171	1.0000	0.0000
	<i>size</i>	企业规模	从业人员对数	936183	4.7062	11.9822	2.1972
	<i>finace</i>	财务状况	负债总计/资产总计	936183	0.5453	1.0000	0.0000
	<i>capinten</i>	资本密度	固定资产/从业人员	936183	135.4581	7986.3640	0.0021
	<i>newpro</i>	新产品比重	新产品销售收入/工业销售额	754900	0.0342	1.0000	0.0000
	<i>age</i>	企业年龄	企业成立的时间	936183	7.8541	148.0000	0.0000

过程中,本文选择了超越对数的生产函数形式,并进行了系数的显著性检验。在估算出生产函数的基础上,根据 Kumbhakar and Lovell(2000)的分解法计算得出整体 TFP。其中,城市整体 TFP 计算变量的处理上,产出指标选择以 2000 年不变价衡量的地级市 GDP,并采用其所在省份的 GDP 平减指数对地级市 GDP 指标进行平减。投入指标选择全社会从业人员作为劳动投入指标,采用永续盘存法计算了城市的资本存量。由于《中国城市统计年鉴》最早可得的数据为 1991 年,为此,本文选择以 1991 年为基期,利用张军等(2004)的方法计算得出各省份 1991 年的资本存量,并按照当年各市占所在省份的全社会固定资产投资的比重来确定城市层面的基期资本存量^①。在城市制造业整体 TFP 的计算处理上,产出指标采用限额以上工业总产值,并采用所在省份的 GDP 平减指数进行平减和不变价处理。投入指标中选择工业从业人员作为劳动力投入指标,采用工业固定资产净值年平均余额代理资本存量指标。固定资产净值采用所在省份固定资产投资价格指数进行平减。

按照以上变量处理,采用 SFA 方法估算的中国城市层面和制造业层面的生产函数形式如表 3 所示。

① 这里并没有采用一般的基期资本存量计算方法,主要原因在于城市层面数据并不像省级层面数据那么完善,能得到的比较早的城市数据为 1991 年数据,如果采用一般基期资本存量计算方法,由于基期年份较晚,可能会造成基期资本存量计算的偏差。本文采用较为准确的省级资本存量根据城市规模折算到市级层面,这样可以较为准确地确定城市层面的基期资本存量,并且本文估计的时间区间为 1998—2013 年,以 1991 年计算的市级基期资本存量对 1998 年资本存量的影响也会随之变小。

表3 SFA方法估计的中国城市与制造业生产函数

变量	制造业生产函数形式		城市生产函数形式	
	估计值	t 统计量	估计值	t 统计量
截距	0.5828***	3.6556	1.2393***	8.3177
lnK	0.8178***	10.9622	0.3065***	6.8781
lnL	0.2769***	4.4544	0.8119***	15.0661
T	0.2635***	16.5828	-0.0396***	-4.4109
(lnK) ²	0.0242***	3.1500	0.0437***	9.3156
(lnL) ²	-0.0268***	-2.5586		
T ²	-0.0044***	-5.6249	-0.0018***	-6.5993
lnL×lnK			-0.0715***	-8.3857
t×lnL	-0.0332***	-7.0907		
t×lnK	0.0158***	3.3681	0.0110***	5.2812
σ ²	0.5591***	27.4194	0.1740***	24.8003
γ	0.8881***	82.4052	0.6931***	27.2745
Log 似然函数值	-201.5621		954.8756	
技术无效率不存在的 LR 检验	319.7270		112.9490	

注:*** 代表在 1%的水平下通过了系数显著性检验。

4. 企业全要素生产率计算

在数据处理上,本文利用工业企业数据库进行企业层面的实证分析。通过计算工业企业全要素生产率,并将企业数据与城市互联网发展指数数据相匹配。工业企业数据库存在样本大、指标广和时间长等优点,也存在变量定义模糊、指标缺失与异常、测度误差明显等问题(聂辉华等,2012)。因此,本文按照已有研究的处理方式,对工业企业数据库作如下处理:针对企业关闭改组改制等可能导致统计样本存在不一致的问题,利用序贯识别匹配法,对企业代码、企业名称、邮政编码进行识别,确认是否为同一家企业;针对部分年份缺少“工业增加值”的问题,采用工业总产值(现价)加应缴增值税减去中间投入的方式进行处理^①。样本中的变量全部以 2000 年为基期,采用企业所在地区的工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和消费品价格指数分别对工业增加值、固定资本存量和工资收入进行指数平减处理。按照以上处理方法,本文共识别出 2000—2007 年 49130 家持续存活的企业。

在计算方法上,传统的 OLS 和 FE 方法不足以解决内生性问题,存在损失有效信息量等问题。根据现有文献对企业全要素生产率研究方法的总结(余淼杰,2010;Hsieh and Klenow,2009;Brandt et al.,2012),本文综合考虑 OP 方法和 LP、GMM 方法的优缺点,最终选择了 OP 方法来计算工业企业的 TFP。在采用 OP 方法估算企业层面全要素生产率的过程中,本文参照 Amit and Konings (2007)、Feenstra et al.(2011)和余淼杰(2011)的方法,同时加入了企业是否出口的虚拟变量以及加入 WTO 的虚拟变量,以此来控制企业的出口状况、中国加入 WTO 等内外部因素对企业 TFP 的影响。此外,本文采用 LP 和 FE 方法计算得出的企业 TFP 进行稳健性检验。

^① 聂辉华等(2012)用该式估算了 2005—2007 年的工业增加值,发现平均而言估算值略小于报告值,因此会低估生产率。

5. 内生性与工具变量

缓解内生性问题是经济学研究的一个不容忽视的重要问题。从本文关注的主题出发,一方面制造业生产率的快速提升离不开互联网技术的快速发展,同时互联网技术的发展也离不开制造业技术水平的提升,因此,互联网发展与制造业生产率存在一定的因果内生关系;另一方面,影响制造业生产率的因素较多,目前数据所涉及的控制变量难以防止遗漏变量的产生。由于可能存在潜在的反向因果和遗漏变量问题,本文试图通过工具变量法缓解内生性问题,识别互联网发展对制造业生产率影响的净效应。

从中国互联网接入技术的发展史看,互联网走进大众视野基本上是从电话线拨号接入(PSTN)开始的,接着才是ISDN、ADSL接入到目前的光纤宽带接入技术。所以,互联网技术的发展应该是从固定电话普及开始的。这样历史上固定电话普及率较高的地区也极有可能是互联网普及率较高的地区。同时,固定电话普及之前,人们的信息沟通方式主要是通过邮局系统,同时邮局也是铺设固定电话的执行部门,邮局布局分布也会在一定程度上影响固定电话的分布进而影响互联网的先期接入。邮局布局通过影响互联网的使用技术与习惯养成影响互联网的普及与发展,从这个意义上讲,选取固定电话数量和邮局数量作为地区互联网发展指数的工具变量满足了相关性要求。与此同时,相对于互联网技术的发展速度和信息技术的变革,历史上固定电话数量和邮局数量对于制造业企业生产率的影响正在消失,就目前来看,固定电话与邮局的数量也难以影响企业生产率。从这个意义上看,在控制了其他变量后,选取历史上固定电话数量和邮局数量作为工具变量在一定程度上满足排他性要求。基于以上逻辑,本文选取了历史上各城市1984年每百人固定电话数量和每百万人邮局数量作为地区互联网发展指数的工具变量。

因为本研究样本为均衡面板数据,只采用1984年城市层面每百人固定电话数量和每百万人邮局数量作为工具变量会因为固定效应模型的应用出现难以度量的问题。为此,借鉴Nunn and Qian(2014)的设置方法,本文构造了各城市1984年每百人固定电话数量和每百万人邮局的数量(与个体变化有关)分别与上一年全国互联网投资额(与时间有关)的交互项,作为城市互联网发展指数的工具变量。实证中将给出第一阶段排他性F统计值检验工具变量和内生变量强相关性。

五、回归结果与分析

1. 基本回归结果

表4呈现了OLS和工具变量的2SLS回归结果。RKF检验值结果显示不存在弱工具变量问题。从互联网发展指数对城市整体全要素生产率的影响系数看,系数为7.1764,且通过了1%的显著性检验。从互联网发展指数对制造业全要素生产率的影响系数看,系数为37.2015,且通过了5%的显著性检验。互联网的发展显著促进了城市整体和制造业整体生产率,且对制造业整体生产率的影响大于城市整体生产率的影响。

从表4的互联网发展对制造业企业生产率的影响结果看,RKF检验结果也显示不存在弱工具变量问题。在控制了时间、地区、行业和企业固定效应以及企业和城市层面相关控制变量的基础上,互联网回归系数通过了1%的显著性检验,这说明互联网发展有助于制造业企业生产率的提升。城市互联网发展指数每提高1%,制造业企业的生产率会提高0.3021%。其他控制变量中,企业仍存在“生产率悖论”的现象。此外,企业规模越大、资本密度越高,则生产率越低。

2. 内在机制检验

以上基本回归结果揭示了互联网发展可以显著提升整体经济效率、制造业产业生产率和制造

表 4 互联网发展对城市整体、制造业与制造业企业生产率的影响结果

变量	TFP1		TFP2		TFP3	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
<i>internet</i>	-1.6357*** (-7.7430)	7.1764*** (2.6612)	3.4306*** (12.4979)	37.2015** (2.1809)	0.2512*** (7.6110)	0.3021*** (5.6672)
<i>agdp</i>	0.5093*** (3.3846)	0.2139 (1.0318)	0.0052 (0.0266)	-1.7792 (-1.3567)		
<i>agdp</i> ²	-0.0141*** (-3.2466)	-0.0018 (-0.2761)	0.0075 (1.3351)	0.0336 (0.8081)		
<i>fdi</i>	-0.1244 (-0.3934)	-1.5208*** (-2.6274)	1.0427** (2.5371)	-9.4885*** (-2.5916)		
<i>fd</i>	-1.1568 (-0.6089)	0.6771 (0.2794)	0.6864 (0.2780)	-22.6295 (-1.4761)		
<i>scedu</i>	-0.0365 (-0.7129)	0.0422 (0.6210)	-0.1117* (-1.6797)	0.1851 (0.4309)		
<i>exphshare</i>					-0.0051*** (-37.2710)	-0.0052*** (-35.3520)
<i>size</i>					-0.0180*** (-2.735)	-0.0121* (-1.8030)
<i>finance</i>					-0.0651*** (-6.9690)	-0.0612*** (-6.2221)
<i>capintensity</i>					0.0001** (2.2161)	-0.0001 (-0.1190)
<i>newpro</i>					0.0501** (2.5102)	0.0432** (2.0832)
年份固定	是	是	是	是		
城市固定	是	是	是	是		
城市控制变量					是	是
时间固定					是	是
地区固定					是	是
行业固定					是	是
企业固定					是	是
聚类到城市					是	是
第一阶段回归结果						
IV1		1.50e-07*** 3.4621		1.50e-07*** 3.4621		1.52e-07*** 3.0902
IV2		7.51e-06** 2.0621		7.51e-06** 2.0621		7.50e-06** 1.9231
控制变量		是		是		是
RKF 检验		9.124		9.124		287.268
Observations	2760	2760	2760	2760	105443	102981
R-squared	0.1465	0.0032	0.3289	0.2240	0.124	0.040
Number of id	230	230	230	230	34184	31722

注：*、**、*** 分别代表通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。括号内为 z 值。以下各表同。

业企业生产率,接下来本文将验证互联网发展提升生产率的内在机制。根据本文及既有研究的一些分析,互联网可以通过降低交易成本、减少资源错配以及促进创新要素流动等途径提升经济效率和制造业生产率。为此,本文将验证互联网发展是否降低了交易成本、减少资源错配以及促进创新进而提升制造业生产率。根据数据的可得性,以上三个指标的选取与数据如理如下:

(1)交易成本度量。交易成本可以分为隐性成本和显性成本,限于数据的可得性,本文选取了销售费用率、管理费用率作为企业显性交易成本的代理变量,检验互联网的发展能否降低以上企业交易费用。

(2)资源错配度量。借鉴 Olley and Pakes(1996)的方法与 Duranton et al.(2015)相关研究,本文通过企业资源配置效率方法度量了中国城市层面资源错配情况。具体方法计算如下:

$$\Omega_{cj} = \sum_i \theta_{cji} \omega_{cji} - \overline{\omega}_{cj} + \sum_i (\theta_{cji} - \overline{\theta}_{cj}) (\omega_{cji} - \overline{\omega}_{cj}) \quad (19)$$

其中, Ω_{cj} 为加权生产率, ω_{cji} 为城市 c 行业 j 企业 i 的生产率, θ_{cji} 是城市 c 行业 j 企业 i 所占的要素份额, $\overline{\omega}_{cj}$ 为城市 c 行业 j 平均生产率, $\overline{\theta}_{cj}$ 为城市 c 行业 j 平均要素份额。本文行业按照两位数行业分类进行划分。上式等式右侧两项分别反映城市 c 行业 j 平均生产率以及企业要素份额和生产率间协方差(OP协方差)。其中,协方差值越大说明高生产率企业所获得的要素份额更高,企业间的资源配置效率也越高,按照 Bartelsman et al.(2013)的方法,可以反映一个城市中各行业内企业间的资源配置效率。在此基础上,通过下式得到本文城市—行业层面的资源配置效率指标 Y_{cj} :

$$Y_{cj} = \sum_i (\theta_{cji} - \overline{\theta}_{cj}) (\omega_{cji} - \overline{\omega}_{cj}) \quad (20)$$

为了度量城市层面资源配置效率,本文以城市行业劳动力份额为权重加权到城市层面,得到城市的资源配置效率 $Y_c = \sum_j \phi_{cj} Y_{cj}$,其中,权重 ϕ_{cj} 是城市 c 行业 j 员工人数占城市 c 所有工业企业员工总人数的比重。

(3)技术创新的度量。城市层面的创新采用人均授权专利数据,企业层面的技术创新采用人均研发经费代理。

以上三个层面的内在机制检验结果如表5所示。在控制了时间、地区、行业固定效应之后,实证结果显示一个城市互联网的发展对企业管理费用率和销售费用率影响显著为负,对资源配置效率和企业创新投入产出影响显著为正。这种显著性和系数的变化在加入控制变量后并未出现明显变化。实证检验结果证实了互联网发展可以通过减低销售费用、管理费用等隐性交易成本,减少资源错配和加大创新力度等途径提升制造业效率。

六、结论与政策建议

本文从“互联网+”行动计划对制造业转型升级的作用效果以及这种作用产生背后的内在机制这一现实问题出发,重点关注互联网技术发展对制造业效率的影响。理论分析上,通过超边际与一般均衡分析,建立了互联网技术影响制造业效率的理论模型,进而揭示了互联网提升制造业效率的内在机制。理论机制表明,当互联网服务发展到专业化生产阶段时,制造业中的生产者通过直接在市场上购买互联网服务来避免自己从事互联网交易环节的生产,从而提高在制造业生产方面的专业化水平进而提高制造业生产率。同时,互联网服务的发展通过提高交易效率来提高制造业分工水

表 5 互联网发展对制造业企业生产率影响的中间机制检验结果

变量	管理费用率		销售费用率		资源配置效率		人均研发经费		人均专利授权量	
<i>internet</i>	-0.0891** (-2.2693)	-0.0901** (-2.2813)	-0.1162** (-2.4061)	-0.1113** (-2.3481)	0.0013*** (2.5942)	0.0013*** (2.5952)	0.1021** (2.3560)	0.0963** (2.2231)	24.4763*** (49.8501)	24.5002*** (49.8212)
<i>exphshare</i>		0.2632 (1.5863)		0.1592 (1.3770)		0.0012*** (3.2463)		0.0193 (0.0882)		0.5182 (1.3012)
<i>size</i>		-0.2811*** (-3.8130)		0.0431 (0.7963)		0.0001*** (2.6472)		-0.0443 (-0.4232)		0.9812*** (5.5463)
<i>finance</i>		0.4362*** (4.0933)		0.3040*** (2.7861)		0.0010*** (4.9862)		0.0671 (0.3232)		0.6952*** (2.7261)
<i>capintensity</i>		-0.0001 (-0.0292)		0.0001 (0.7871)		-0.0001 (-0.9760)		0.0011*** (9.0762)		0.0000 (0.3451)
城市控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是	否	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
聚类到城市	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
RKF 检验	114.123	109.932	132.123	128.923	334.523	330.822	228.632	225.042	307.424	305.323
Observations	115177	115177	84881	84881	1840	1840	76138	76138	1840	115177
Number of id	34312	34312	33216	33216	230	230	32943	32943	230	34312

平,以此促进制造业生产率的提高。实证研究上,本文从互联网应用和产出角度进行了指标选取,采用主成分分析方法综合成一个指标代理互联网综合发展指数,并选取了历史上城市层面每百人固定电话数量和每百万人邮局数量作为地区互联网发展指数的工具变量,在克服内生性的基础上,从城市、行业和企业三个维度全面检验了互联网发展对制造业效率的影响强度,从而为实施“互联网+”行动计划奠定了事实基础。实证结果表明:①宏观层面,互联网技术发展显著促进了城市整体和制造业整体生产率,且对制造业整体生产率的影响大于城市整体生产率的影响,系数分别通过了1%和5%的显著性检验。②微观层面,互联网技术发展显著提高了制造业企业生产率,系数通过了1%的显著性检验。城市互联网发展指数每提高1%,制造业企业的生产率会提高0.3021%。③内在机制检验上,本文选取了管理费用率和销售费用率作为企业交易费用的代理变量,选择资源配置效率作为交易效率的代理变量,选择人均研发经费和专利授权量作为创新投入产出变量。实证检验结果显示,互联网技术发展通过提高交易效率、减少资源错配以及促进创新提升了制造业生产率。

以上研究结论为中国实施“互联网+”行动计划奠定了理论与事实基础。根据以上研究结论,不论是互联网提高制造业的生产效率还是提高交易效率,都要求互联网技术与制造业有效融合。据此本文提出如下中国实施“互联网+”行动计划的政策建议:要大力发展互联网技术;支持并鼓励互联网企业和制造业之间的分工协作,激发制造业活力;实现“互联网+”和制造业的深度融合,以“互联网+”引领制造业创新。具体政策措施如下:

(1)从硬件和软件两个方面来发展互联网技术,特别是加强5G技术的推广和应用。硬件是指互联网运行过程中所依赖的各种互联网基础设施和网络设备。软件是指促进互联网技术发展的各种人才以及制度体系。随着5G时代即将到来,中国要想抢占互联网的制高点,必须要在硬件和软件两个方面下功夫,以推动互联网技术水平走在世界前列。具体来说,硬件方面需要加快实施“宽带中国”战略,增强北斗卫星全球服务能力,实施云计算工程,运用高尖技术高标准构建国家新一代信息基础设施体系,为5G时代的到来提供必要的硬件基础。软件方面需要加强企业和高校互联网应用能力的人才培训,鼓励高校将国内外前沿研究成果尽快引入互联网相关专业教学中,并充分利用全球智力资源来引进和培养一大批“互联网+”领域的高端人才。与此同时,软件方面还必须构建必要的制度体系配合其他软件和硬件来发展互联网技术。

(2)以促进互联网企业和制造业之间的分工协作来加强与拓展“互联网+”在制造业中的应用,特别要充分发挥“互联网+”在促进制造业分工体系实现网络化、数字化与智能化上的特殊作用,构建基于“互联网+”的制造业新分工模式。为此,一要构建互联网企业和制造业之间的交流平台,并制定两者交易过程中所涉及到的制度体系,提高它们之间的交易效率,促进形成形式多样的高效分工模式;二要出台相关优惠政策(包括税收政策、补贴政策 and 土地政策等)来推动互联网企业的专业化发展,从而尽量满足制造业在“互联网+”方面的各种需求;三要打造一批跨区域的公共服务平台,形成有利于制造业网络化分工不断形成并深化的制造业生态体系。

(3)全面推进并不断深化“互联网+”和制造业的融合,弱化企业边界,以互联网为载体重塑制造业创新体系,发挥互联网在降低制造业单位交易成本中的重要作用。随着制造业分工在生产环节上的不断深化以及在空间上的不断展开,许多产品在生产过程中分离出越来越多的生产环节,且这些生产环节在空间上不断分散开来。例如,美国波音公司的波音787就是一个典型案例,其零部件多达400多万个,生产过程中涉及到的设计环节和研发环节分布于全球30多个国家。为了实现高效的研发创新,波音公司将设计、制造测试、销售和售后服务等无缝连接到一个网络创新平台。由此可见,以互联网为载体是制造业在分工不断深化的背景下实现高效创新的必然选择。这样既可广泛汇聚全球智力资源,促使由单个创新向协同创新转变,又可使制造业由封闭式创新向开放式创新转变,从而形成跨环节与跨空间的一体化网络创新体系。实践中,不断推进制造业企业广泛与互联网企业深度融合,发挥互联网在降低制造业单位交易成本中的重要作用。

(4)以信息化和工业化深度融合为主线,提升互联网企业服务制造业企业的广度和深度。目前,互联网与各行各业融合创新步伐加快,其产生的化学反应和放大效应正不断变革制造业企业的研发设计、生产制造和营销服务模式,成为制造业转型升级的新引擎。为此,政府应该改革条块化的行业管理体制,避免在监管尺度、行政审批等方面对“互联网+制造业”产生阻碍,强化基础信息资源共享与监管方式的协同保障机制。同时,政府应该在工业互联网建设上统一标准,减少“互联网+制造业”发展的技术摩擦。工业互联网是实现设备、产品、人等互联互通的多种异构网络的集中组网,是网络的网络。不同异构网络间在网络架构、参考框架、数据结构、应答机制、寻址方式等通信协议内容方面具有较大差异。政府需要明确异构网络间网关的转接机制,建立一个能够融合不同异构网络的、统一的工业互联网架构体系。

[参考文献]

- [1] 邓明. 财政支出、支出竞争与中国地区经济增长效率[J]. 财贸经济, 2013, (10):27-37.
- [2] 范子英, 张军. 财政分权与中国经济增长的效率——基于非期望产出模型的分析[J]. 管理世界, 2009, (7):15-25.

- [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]何建佳,葛玉辉,张光远. 信息化进程中的组织变革与IT治理[J]. 商业研究, 2006,(17):117-120.
- [5]黄群慧. “新常态”、工业化后期与工业增长新动力[J]. 中国工业经济, 2014,(10):5-19.
- [6]黄群慧. 论中国工业的供给侧结构性改革[J]. 中国工业经济, 2016a,(9):5-23.
- [7]黄群慧. “十三五”时期新一轮国有经济战略性调整研究[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2016b,(2):1-14.
- [8]黄群慧,贺俊. “第三次工业革命”与中国经济发展战略调整——技术经济范式转变的视角[J]. 中国工业经济, 2013,(1):5-18.
- [9]李海舰,田跃新,李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. 中国工业经济, 2014,(10):135-146.
- [10]李炳,赵阳. 互联网金融对宏观经济的影响[J]. 财经科学, 2014,(8):21-28.
- [11]刘秉镰,武鹏,刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010,(3):54-64.
- [12]刘生龙,胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007[J]. 经济研究, 2010,(3):4-15.
- [13]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-158.
- [14]尚玉钊. 基于信息流协调的组织和谐管理思考[J]. 中国软科学, 2001,(10):55-59.
- [15]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[J]. 经济研究, 2016,(5):172-187.
- [16]谭洪波,郑江淮. 中国经济高速增长与服务滞后并存之谜——基于部门全要素生产率的研究[J]. 中国工业经济, 2012,(9):5-17.
- [17]谭建伟,武振业. 基于信息技术的企业组织重构模式研究[J]. 西南交通大学学报, 1998,(4):95-99.
- [18]王海光. 论信息技术与组织演进[J]. 渤海大学学报(哲学社会科学版), 2003,(6):106-110.
- [19]王忠宏. 全球技术创新现状趋势及对中国的影响[J]. 发展研究, 2013,(9):4-8.
- [20]谢平,邹传伟,刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究, 2015,(8):1-12.
- [21]杨小凯. 经济学——新兴古典与新古典框架[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2003.
- [22]余森杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J]. 经济研究, 2010,(12):97-110.
- [23]余森杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. 经济学(季刊), 2011,(4):1251-1280.
- [24]余泳泽,张先轸. 要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升[J]. 管理世界, 2015,(9):13-31.
- [25]张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究, 2004,(10):35-44.
- [26]赵振. “互联网+”跨界经营:创造性破坏视角[J]. 中国工业经济, 2015,(10):146-160.
- [27]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.
- [28]周衍鲁,李峰. 互联网条件下企业边界的变化[J]. 华东经济管理, 2006,(1):86-88.
- [29]Afuah, A. Redefining Firm Boundaries in the Face of the Internet: Are Firms Really Shrinking[J]. *Academy of Management Review*, 2003,28(1):34-53.
- [30]Amiti, M., and J. Konings. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity:Evidence from Indonesia[J]. *American Economic Review*, 2007,97(5):1611-1638.
- [31]Anderson, J. E., and E. V. Wincoop. Trade Costs; Pricing-to-Market, and International Relative Prices[J]. *American Economic Review*, 2003,142(3):433-458.
- [32]Bartelsman, E., J. Haltiwanger, and S. Scarpitta. Cross-Country Differences in Productivity:The Role of Allocation and Selection[J]. *American Economic Review*, 2013,103(1):305-334.
- [33]Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. F. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [34]Brynjolfsson, E., and L. Hitt. Paradox lost? Firm-level Evidence on the Returns to Information Systems Spending[J]. *Management Science*, 1996,42(4):541-558.
- [35]Brynjolfsson, E., and L. M. Hitt. Beyond Computation:Information Technology, Organizational Transformation

- and Business Performance[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000,14(4):23–48.
- [36]Choi, C. The Effect of the Internet on Service Trade[J]. *Economics Letters*, 2010,109(2):102–104.
- [37]Choi, C., and M. H. Yi. The Effect of the Internet on Economic Growth: Evidence from Cross–country Panel Data[J]. *Economics Letters*, 2009,105(1):39–41.
- [38]Clemons, E. K., and M. C. Row. Information Technology and Industrial Cooperation: The Changing Nature of Coordination and Ownership[J]. *Journal of Management and Information Systems*, 1992,9(2):9–28.
- [39]Czernich, N., O. Falck, T. Kretschmer, and L. Woessmann. Broadband Infrastructure and Economic Growth[J]. *The Economic Journal*, 2011,121(552):505–532.
- [40]Dewan, S., and K. L. Kraemer. Information Technology and Productivity: Evidence from Country–Level Data[J]. *Management Science*, 2000, 46(4): 548–562.
- [41]Duranton, G., J. V. Henderson, and W. C. Strange. *Handbook of Regional and Urban Economics*[M]. London: Elsevier and Academic Press, 2015.
- [42]Feenstra, G., P. Allen, S. Hardesty, J. Ohmart, and J. Perez. Using a Supply Chain Analysis to Assess the Sustainability of Farm-to–institution Programs. *Journal of Agriculture [J]. Food Systems and Community Development*, 2011,1(4):69–84.
- [43]Fink, A., B. Marr, A. Siebe, and J. P. Kuhle. The Future Scorecard: Combining External and Internal Scenarios to Create Strategic Foresight[J]. *Management Decision*, 2005,43(3):360–381.
- [44]Harris, R. The Internet as a GPT: Factor Market Implications [A]. Helpman, E. *General Purpose Technologies and Economic Growth*[C]. Cambridge: MIT Press, 1998.
- [45]Hellmanzik, C., and M., Schmitz. Virtual Proximity and Audiovisual Services Trade [J]. *European Economic Review*, 2015,77(7):82–101.
- [46]Hitt, I. M. Information Technology and Firm Boundaries:Evidence from Panel Data [J]. *Information Systems Research*, 1999,10(2):134–149.
- [47]Hsieh, C., and P. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403–1448.
- [48]Jorgenson, D. W., M. S. Ho, and K. J. Stiroh. A Retrospective Look at the U.S. Productivity Growth Resurgence[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2008,22(1):3–24.
- [49]Kuhn, P., and M. Skuterud. Internet Job Search and Unemployment Durations [J]. *American Economic Review*, 2010,(94):218–232.
- [50]Kumbhakar, S. C., and C. A. K. Lovell. *Stochastic Frontier Analysis* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [51]Lin, W. T., and B. B. M. Shao. The Business Value of Information Technology and Inputs Substitution:The Productivity Paradox Revisited[J]. Elsevier Science Publishers B.V, 2006,42(2):493–507.
- [52]Mathews, J. A., and D. S. Cho. *Tiger Technology: The Creation of a Semiconductor Industry in East Asia*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [53]Meijers, H. Does the Internet Generate Economic Growth, International Trade, or Both [J]. *International Economics & Economic Policy*, 2014,11(1–2):137–163.
- [54]Nunn, N., and N. Qian. U.S. Food Aid and Civil Conflict [J]. *American Economic Review*, 2014,104(6): 1630–1666.
- [55]Oliner, S. D., D. E. Siechel, and K. J. Stiroh. Explaining a Productive Decade[J]. *Journal of Policy Modeling*, 2008,30(4):633–673.
- [56]Olley, G., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263–1297.

- [57]Pisano, P., M. Pironti, and A.Rieple. Identify Innovative Business Models: Can Innovative Business Models Enable Players to React to Ongoing Trends[J]. *Journal of Entrepreneurship Research*, 2015,5(3):181-199.
- [58]Sato, S., and J. Hawkins. Electronic Finance: An Overview of the Issues[J]. *Bis Papers Chapters*, 2001,7(1): 1-12.
- [59]Saunders, A., and E. Brynjolfsson. *Wired for Innovation:How Information Technology Is Reshaping the Economy*[M]. Cambridge: MIT Press, 2009.
- [60]Shao, B. B. M., and W. T. Lin. Measuring the Value of Information Technology in Technical Efficiency with Stochastic Production Frontiers[J]. *Information & Software Technology*, 2001,43(7):447-456.
- [61]Solow, R. We'd Better Watch Out[J]. *New York Times Book Review*, 1987,(7):12-36.
- [62]Strassman, J. K. *The Business Value of Computers*[M]. New Canaan, CT: Economics Press, 1990.
- [63]Townsend, A. M. The Internet and the Rise of the New Network Cities, 1969—1999 [J]. *Environment and Planning B-Planning & Design*, 2001,28(1):39-58.
- [64]Yushkova, E. Impact of ICT on Trade in Different Technology Groups: Analysis and Implications [J]. *International Economics and Economic Policy*, 2014,11(1):165-177.

Internet Development and Productivity Growth in Manufacturing Industry: Internal Mechanism and China Experiences

HUANG Qun-hui¹, YU Yong-ze², ZHANG Song-lin³

(1. Institute of Economics CASS, Beijing 100836, China;

2. Finance and Economics of Nanjing University, Nanjing 210023, China;

3. Business School of Shaoxing University, Shaoxing 312000, China)

Abstract: This paper focuses on the practical problem of the impact of internet development on the efficiency of manufacturing industry. Through the analysis of the hyper marginal and general equilibrium, the study establishes a theoretical model of internet development that influences the efficiency of manufacturing, and reveals the internal mechanism of the development of the internet to enhance manufacturing efficiency. And this paper selects the historical data as a tool variable, on the basis of overcoming the endogeneity, the impact strength and internal mechanism of the development of the internet on the efficiency of the manufacturing industry are fully examined from the three dimensions of the city, industry and enterprise. The research shows: internet development has significantly promoted the overall productivity of the whole city and the manufacturing industry, and the impact on the overall productivity of the manufacturing industry is greater than the overall productivity of the city. Internet development has significantly improved the productivity of manufacturing enterprises. With an increase of 1% in urban internet development index, the productivity of manufacturing enterprises will increase by 0.3%. The results of internal mechanism test show that internet technology development improves manufacturing productivity through reducing transaction costs, reducing resource mismatch and promoting innovation. The above conclusions laid a theoretical and practical foundation for China's implementation of the "Internet +" action plan, the construction of a network power and the strategy of manufacturing power.

Key Words: internet; manufacturing productivity; transaction cost; resource mismatch

JEL Classification: D24 R15 L63

[责任编辑:王燕梅]