

互联网对制造业劳动生产率的影响研究

卢福财 徐远彬

(江西财经大学 产业经济研究院, 江西 南昌 330013)

摘要: 研究旨在考察我国不断发展的互联网对制造业劳动生产率提升是否存在驱动作用。以我国 2005—2013 年城市面板数据为研究样本, 实证分析互联网对制造业劳动生产率的影响。研究结果表明: 互联网正向促进制造业劳动生产率提升, 且该结果在经过稳健性检验后依然成立, 同时金融危机后互联网的驱动作用比金融危机前更强。进一步的机制分析结果表明, 互联网会通过降低生产成本和提高创新能力促进劳动生产率水平提高, 但在样本期内, 生产成本这一作用路径显著, 创新能力这一作用路径不显著, 且创新能力与劳动生产率之间呈“U”型关系。门槛分析发现互联网水平对制造业劳动生产率的影响存在双重门槛效应。最后, 在研究结论的基础上得出一些政策启示: 一是积极推动新一代移动通信网络基础设施建设; 二是加快搭建工业互联网平台。

关键词: 互联网; 劳动生产率; 创新能力; 生产成本; 门槛效应

中图分类号: F427 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2019)04-0001-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.04.001

一、引言

劳动生产率是反映制造业发展水平的重要指标, 劳动生产率的提高是制造业实现转型升级的重要引擎。改革开放以来, 我国传统制造业凭借劳动力成本、资源禀赋等优势积极融入全球化经济, 实现了“增长奇迹”, 制造业劳动生产率水平也得到了快速提升。但在融入过程中, 人口老龄化水平、生产要素成本显著提高, 我国制造业逐步显现出竞争优势不足和低端锁定的发展困境, 要继续保持原有的较高劳动生产率水平存在一定的困难。这就需要我国制造业突破原有产业模式以及产品边界, 找到提升劳动生产率的新模式^[1]。与此同时, 伴随着新一代信息技术的快速发展, 制造业成为数字经济领域的重要领域, 以智能制造、服务型制造、个性化定制以及网络化制造为代表的新型制造模式不断出现, 制造业创新生态正在形成^[2]。互联网与传统产业的融合也使互联网逐渐成为决定产业全球竞争力的重要因素^[3]。因此, 能否借助于互联网培育制造业创新发展新模式, 对于在互联网经济背景下实现制造业劳动生产率提升具有重要的理论和实践意义。

在已有研究中, 制造业劳动生产率问题一直是经济学领域的重要研究主题, 且随着互联网经济、数字化经济的兴起, 互联网对制造业发展的影响问题受到越来越多的关注。理论研究方面, 学者们更多关注的是互联网背景下制造业发展的新形态以及制造业实现转型升级的路径问题^[4-6]。在实证

收稿日期: 2019-04-06; 修回日期: 2019-06-07

作者简介: 卢福财(1963—), 男, 江西资溪人, 江西财经大学产业经济研究院教授、博士生导师, 研究方向为新型产业组织形态、产业发展与政策研究; 徐远彬(1990—), 男, 江西九江人, 通讯作者, 江西财经大学产业经济研究院博士研究生, 研究方向为互联网经济与产业创新发展。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71863015); 江西省自然科学基金重点项目(2018ACB29002); 江西省高校人文社会科学重点研究基地项目(JD18098); 江西省社会科学“十三五”规划项目(18GL16)

研究方面,较早的研究关注信息化对企业创新的影响和行业异质性问题^[7-8]以及互联网对制造业绩效、全要素生产率的促进效应^[9-10];随后,部分学者就互联网对制造企业进出口的影响进行了分析,发现互联网发展会促进制造业企业的进出口发展^[11-14],同时还探究了互联网与价值链的相关问题^[15-16]。可以看出有文献更多的是从转型路径和国际贸易等视角展开研究,对互联网与制造业劳动生产率之间关系的关注不多,并且更多的是使用企业层面的数据。各级地方政府是网络基础设施建设的重要参与者,且不同城市之间的网络基础设施差异明显。因此,制造业的发展受区域互联网发展差异的影响比较明显,有必要采用城市层面数据分析互联网对制造业劳动生产率的影响。

本研究的创新之处包括:第一,采用新数据测度互联网水平,比已有的互联网测度指标更加合理,已有文献多是考虑城市互联网水平,而缺少对制造业使用互联网情况的分析,本文将两者均考虑在内;第二,不仅引入互联网视角,而且将创新能力和生产成本等因素纳入研究范畴,分析互联网促进制造业劳动生产率水平提高的作用机制,已有文献更多的是关注制造业劳动生产率的影响因素。

二、理论分析

(一) 互联网对制造业劳动生产率水平的影响

互联网已成为制造业技术创新和技术进步的重要生态环境,对制造业升级具有显著的正向促进作用,并通过影响业务流程、制造技术、企业组织、产业集群的方式对制造业转型升级产生推动力^[17-18]。同时,互联网对制造业发展的作用逐步从被简单利用向作为制造业发展的重要驱动力转变。在工业4.0阶段,互联网将是制造业劳动生产率的关键影响因素。具体而言,互联网的使用推动了我国制造业的创新发展,提高了制造业供应链上下游企业之间的信息共享意愿,且其本身也作为一种高效的商品销售和营销渠道在制造业中发挥作用,并带来制造业绩效表现的提升^[19]。互联网与制造业正处于融合发展阶段,新一代信息技术正与实体经济往深度融合方向发展,并形成虚拟集聚^[5]。该融合发展有利于在价值链、组织链和空间链间形成倍增效应、协同效应和聚合效应^[20]。

首先,制造业能够借助互联网解决部分生产之外的问题进而提高劳动生产率,如提升生产过程机械化水平、通过互联网发布招聘信息、利用互联网平台销售部分消费类制造业商品。在这一阶段中,互联网实现了与制造业的初步融合,也参与了制造业部分价值链,形成对制造企业的初步带动与促进作用。此时,制造业生产水平有了一定提升,逐渐由因资源、技术等限制而实行的计划生产向规模化生产转变。

其次,随着网络平台的进一步发展成熟,消费类制造业、装备制造业的生产要素配置、销售以及售后服务等均可利用互联网平台开展,进而起到促进制造业劳动生产率提升的作用。基于互联网的产业链延伸、跨境电子商务、在线售后诊断服务也逐步出现。此时,制造业企业的生产过程信息化水平已普遍较高,可以借助互联网实现生产要素的高效配置,并开始通过互联网为销售的产品提供售后服务。如一些装备制造企业对其销售的装备实现了在线产品运行状况监测,实时收集产品的运行数据,当产品运行出现故障时,可进行在线实时处理。

此外,在大数据、云计算的快速发展下,互联网与制造业逐步实现深度融合,进一步推动制造业劳动生产率提升。深度融合是指互联网技术广泛应用到制造业生产的各个环节,成为企业经营管理的必要载体,且企业需求也影响着互联网技术的发展方向。互联网与制造业不再是简单的应用和带动关系,而是在制造业价值链的前端、中端以及后端均实现了交汇融合。根据以上分析,本文提出研究命题:

命题1: 互联网的发展有利于推动制造业实现劳动生产率提升,即互联网发展对制造业劳动生产率有正向促进作用。

(二) 创新能力、生产成本对互联网与制造业劳动生产率的传导机制

第一,互联网、创新能力与劳动生产率的关系。互联网本身就是一种创新^[21],其发展促使制造

企业通过制度创新和管理创新两个途径实现企业价值网络的创新,即通过构建利益分配机制、知识产权联盟、内部创业制度和网络研发基金项目等路径实施制度创新,通过大数据管理、物联网管理和网络文化理念构筑等路径实施管理创新^[22]。同时,互联网提升了客户参与企业生产活动的交互性、持久性、灵活性和覆盖范围,而制造企业正通过各种方式充分利用互联网的这些特性,让不同阶段(前端和后端)和不同级别的客户参与企业的产品协作创新,互联网正逐渐成为企业与客户实现价值共创的重要驱动力^[23]。换言之,客户是实现企业价值共创的重要主体,价值创造更多地通过客户和员工之间的协同工作得以实现^[24-25],客户作为价值提供者进入价值网络创新体系成为价值网络创新体系的重要特征^[22]。此外,互联网技术的使用与制造企业信息处理需求之间存在积极联系,互联网发展带来的互联网技术越来越多地被用于制造企业生产过程,特别是企业信息处理和信息传播扩散领域,影响着企业的产业链结构和信息技术创新扩散^[26]。根据以上分析,本文提出研究命题:

命题2:互联网不仅直接影响制造业劳动生产率,还通过创新能力的中介作用间接影响制造业劳动生产率。

第二,互联网、生产成本与劳动生产率的关系。互联网可以使各种分布式制造资源和能力以服务的形式进行逻辑聚合,实现制造服务的高效管理、优化配置和供需匹配^[27],进而改变了资源配置机制^[28]。也就是说,互联网能够推动制造业生产流程再造、资源配置方式转变与资源配置效率提高,而资源配置效率的提高则会带来成本的降低。同时,随着互联网与制造企业的融合加深,互联网更有力地驱动客户参与生产创新活动,催生了个性化定制生产服务、服务型制造、工业云以及协同式制造等新模式、新业态^[29]。在这一过程中,客户的积极参与大大降低了企业的生产成本。因此,互联网会通过降低生产成本促进制造业劳动生产率的提升。根据以上分析,本文提出研究命题:

命题3:互联网不仅直接影响制造业劳动生产率,还通过降低生产成本的间接作用影响制造业劳动生产率。

三、计量模型、变量与数据说明

(一) 计量模型与变量选择

1. 计量模型

本文采用2005—2013年我国230个地级及以上的城市面板数据,实证分析互联网对制造业劳动生产率的影响,设定如下计量模型:

$$VC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Internet_{it} + \sum_j \beta_j Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 为城市, t 为时间, VC_{it} 为制造业劳动生产率水平, $Internet_{it}$ 为互联网发展水平, $Control_{it}$ 为控制变量, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 变量的选取

(1) 核心解释变量:互联网发展水平($Internet$)。关于如何测度互联网发展水平,目前学术界的度量方法较多。鉴于研究目的的不同,学者从不同视角对互联网进行了测度,度量方法不尽相同。本研究是从城市层面研究互联网对制造业劳动生产率的影响,所以更加关注城市层面制造业对互联网的使用情况,而现有研究常常采用国际互联网网民数量、光缆长度以及人均电信业务收入水平等变量测度互联网水平,这些指标代表的是整个区域的互联网发展水平,没有考虑企业对互联网使用情况的区域差异性,因此,如何从城市层面度量制造业对互联网的使用情况是本研究首要解决的问题。

本文使用城市层面数据与《中国工业企业数据库》进行匹配以获取城市层面的制造业使用互联网的比例,再用城市层面总的互联网发展水平乘以制造业使用互联网的比例,得到的值代表城市层面制造业的互联网水平。其中,城市层面互联网发展水平使用人均电信业务收入水平、国际互联网用户数两个指标度量;制造业使用互联网的比例采用拥有邮箱的企业数占企业总数的比值和有网址

的企业数占企业总数的比值两个指标度量。在数据处理的过程中,带有“www./net/.com”显著标识网址以及“有”等字样的说明企业有网址信息;带有“@”和明确说明邮箱名称以及“有”等信息的视为企业拥有邮箱;以邮政编码作为邮箱号码的均视为错误信息,并认为该企业无邮箱。因此,本研究核心解释变量的指标有以下四种度量方法: IE = 国际互联网用户数($INUS$) × 拥有邮箱企业占比(EMA); IW = 国际互联网用户数($INUS$) × 拥有网址企业占比(WEB); PE = 人均电信业务收入水平(PTR) × 拥有邮箱企业占比(EMA); PW = 人均电信业务收入水平(PTR) × 拥有网址企业占比(WEB)。

(2) 被解释变量与控制变量。被解释变量为制造业劳动生产率水平(VC)。参考邹薇^[30]用总产出比总就业人数测算劳动生产率的方法,这里采用人均工业总产值指标衡量劳动生产率水平,即用工业总产值除以就业总人数。在检验稳健性时,采用了人均利税总额(PCT)作为被解释变量的替代变量。控制变量则考虑了经济开放水平、土地资源投入水平、金融支持强度和环境规制强度。其中,经济开放水平(FDI)的测度指标参考现有研究的通常做法,选用外商直接投资占 GDP 的比重作为衡量指标;土地资源水平($LAND$)参考刘奕等^[31]的做法,采用国有新增建设用地面积度量;金融支持强度($FINAN$)参考万道侠等^[32]的做法,使用金融机构的贷存比度量;省级层面控制变量即环境规制强度($ENRE$)采用工业污染治理投资额占工业总产值的比重量度。此外,考虑到不同变量之间水平值数量级的差异,这里对劳动生产率、互联网水平以及土地资源投入水平变量分别取自然对数。在加入控制变量之后,计量模型由式(1)变为式(2):

$$\ln VC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Internet_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 \ln LAND_{it} + \beta_4 FINAN_{it} + \beta_5 ENRE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(二) 数据说明

本研究将样本区间定为2005—2013年,同时选取中国大陆地区30个省份的230个城市(西藏地区数据缺失严重,剔除)。数据来源于《城市统计年鉴》、《中国工业企业数据库》、《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》以及《中国电子信息产业统计年鉴》。

其中,在2005—2011年,统计年鉴报告了国际互联网用户数,2011年以后报告的是互联网宽带接入用户数,经过对这两个指标前后数据的分析比较,发现统计口径基本一致,同时,针对部分城市前后数据明显存在问题的异常值进行插值处理。其次,因2011—2013年工业企业数据库中缺少企业的网址和邮箱信息,这里假设2011—2013年制造业对网址和邮箱的使用水平不变,采用2010年的网址和邮箱数据作为2011—2013年的替代值,再用替代值乘以城市层面的互联网水平变量,此做法虽然会在一定程度上损失数据准确性,但与现有做法相比,依然更加合理地反映了城市间制造业利用互联网水平的差异性。同时,本文也单独以2005—2010年为样本进行了实证分析,结果与本文结论基本保持一致。此外,由于2010年以后制造业新产品收入数据缺失,该项数据只有1380个,在进行互联网通过创新能力影响制造业劳动生产率机制分析时,仅使用了2005—2010年的样本数据。

四、实证检验

(一) 基准回归结果分析

本文采用固定效应估计互联网对制造业劳动生产率的整体影响。表1第(1)~(4)列中的被解释变量均为劳动生产率水平(VC)。第(1)列和第(2)列是以互联网变量 IE (国际互联网数×拥有邮箱企业占比)为核心解释变量的估计结果,第(1)列报告了只考虑互联网变量、未加入控制变量的回归结果,互联网变量(IE)的系数是0.0971,在1%的水平上显著,第(2)列是加入控制变量后的回归结果,互联网变量(IE)的系数为0.0434,且显著性水平没有发生变化。第(3)~(4)列是以互联网变量 IW (国际互联网数×拥有网址企业占比)为核心解释变量的估计结果,第(3)列报告了只考虑互联网变量的回归结果,第(4)列在第(3)列基础上加入了控制变量。从第(3)和(4)列中的系数符号和显著性看,互联网变量(IW)的系数依然在1%的水平上显著为正。这表明在整体上,城市层面的

互联网发展对制造业劳动生产率具有正向促进作用,命题1得到了验证。

(二) 稳健性检验与内生性问题

前文重点对互联网驱动制造业劳动生产率提升的总体影响进行了分析,本节进一步对前文回归结果的稳健性进行分析,同时选取工具变量进行回归,进而确保回归结果的稳健性并缓解前文回归结果中潜在的内生性问题。

1. 稳健性检验

为了确保基准估计结果的可信性和有效性,本文首先采用替换核心变量的方法,其次也尝试将被解释变量进行替换。表2中的稳健性检验是将核心解释变量 IE (国际互联网数 \times 拥有邮箱企业占比)、 IW (国际互联网数 \times 拥有网址企业占比) 分别替换成 PE (人均电信业务收入 \times 拥有邮箱企业占比)、 PW (人均电信业务收入 \times 拥有网址企业占比),表3中的稳健性检验将原来的被解释变量劳动生产率替换成人均利税总额。从表2的(1)~(2)列中可以看出互联网变量(PE)的系数大小分别为0.0466和0.0242,在1%和10%的水平上显著;从表2的(3)~(4)列中可以看出,互联网变量(PW)的系数大小分别为0.0543和0.0255,显著性水平未发生变化。同时,表3报告了将被解释变量劳动生产率替换成人均利税总额之后的结果,结果表明互联网的驱动效应仍显著为正,且互联网变量的系数方向、显著性与前文基本一致,证明基准回归得到的结论具有稳健性。

2. 内生性讨论

进一步规避某些观测不到的因素对于本文回归结果的偏误影响,本文采用工具变量的方法解决这一问题,这里选取滞后一期和城市到省会城市的距离作为互联网的工具变量,其同时满足了工具变量的外生性与相关性要求。其中,到省会城市的距离与制造业的发展并无直接相关性,满足工具变量的外生性,而到省会城市的距离与互联网发展水平存在一定的相关性,如互联网设施建设往往是从省会城市逐步向周边城市覆盖,使互联网与工具变量之间存在相关性。表4报告了工具变量回归的结果,从表中结果可以看出,互联网变量的回归系数仍显著为正,且依然呈现较强的稳健性。

(三) 金融危机前后对比分析

在金融危机前后,人们对互联网与制造业发展关系的认识发生了重大变化。在2008年金融危机后,实体经济发展的的问题不断显现,人们逐渐开始思考如何解决这些问题,此时,伴随着互联网的

表1 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln IE$	0.0971*** (0.0235)	0.0434*** (0.0154)		
$\ln IW$			0.101*** (0.0256)	0.0436*** (0.0159)
FDI		17.20*** (4.449)		17.21*** (4.463)
$\ln LAND$		0.132*** (0.0142)		0.130*** (0.0146)
$FINAN$		-0.101*** (0.0242)		-0.0994*** (0.0241)
$ENRE$		-0.266*** (0.0160)		-0.265*** (0.0159)
Constant	13.23*** (0.228)	13.44*** (0.180)	13.21*** (0.244)	13.45*** (0.181)
Observations	2070	2070	2070	2070
R-squared	0.091	0.507	0.100	0.507
Number of city	230	230	230	230

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 括号内数字为标准误,下同。

表2 稳健性检验一

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln PE$	0.0466*** (0.0121)	0.0242* (0.0131)		
$\ln PW$			0.0543*** (0.0139)	0.0255* (0.0133)
FDI		17.21*** (4.469)		17.22*** (4.476)
$\ln LAND$		0.138*** (0.0145)		0.137*** (0.0147)
$FINAN$		-0.106*** (0.0247)		-0.105*** (0.0246)
$ENRE$		-0.278*** (0.0161)		-0.278*** (0.0160)
Constant	14.01*** (0.0423)	13.76*** (0.117)	13.99*** (0.0466)	13.76*** (0.116)
Observations	2070	2070	2070	2070
R-squared	0.019	0.495	0.025	0.495
Number of city	230	230	230	230

快速发展,企业开始对借助互联网驱动制造业发展的模式产生重视。因此,本文认为金融危机前后,互联网对制造业发展的驱动作用存在阶段异质性,且在2008年金融危机后更强。现以2008年金融危机为时间节点将研究样本划分为金融危机前和金融危机后,为保证稳健性,金融危机后的样本区间包括[2009,2010]和[2009,2013]两个。表5报告了金融危机前后对比分析的结果,其中表5的第(1)~(3)列是以 IE (国际互联网数×拥有邮箱企业占比)为互联网变量,第(4)~(6)列是以 IW (国际互联网数×拥有网址企业占比)为互联网变量,(1)、(4)列是金融危机前,(2)、(3)、(5)、(6)列是金融危机后。

从表5中第(1)、(2)、(3)列可以看出,金融危机后即[2009,2010]和[2009,2013]两个时间段内互联网变量(IE)的系数分别为0.0847、0.125,在1%水平上显著,金融危机前互联网变量(IE)的系数为0.0196,在5%水平上显著。对比分析发现,金融危机后互联网对制造业劳动生产率的驱动作用无论是大小还是显著性均要强于金融危机前。同时,从表5中第(4)、(5)、(6)列可以看出,在互联网变量的测度指标改变后,金融危机后互联网变量(IW)的系数为0.0937和0.150,均在1%水平上显著,金融危机前互联网变量(IW)的系数为0.0208,在5%水平上显著,金融危机后互联网对制造业劳动生产率的驱动作用无论是强度还是显著性仍然比金融危机前更高。

五、机制检验

由前文分析可知,互联网显著促进了制造业劳动生产率的提升,那么互联网是如何实现这一驱动作用的呢?对于这一作用机制进行研究有助于进一步了解互联网与制造业发展的内在联系。理论分析部分表明互联网可以通过创新能力($INNOVA$)和生产成本($COST$)对制造业劳动生产率产生间接作用。为此,本文选取创新能力和生产成本两个变量作为中介变量,通过构建中介效应模型来揭示这一驱动作用的内在影响机制。

(一) 模型设定与变量选择

本文参考中介效应经典三步检验方法(温忠麟等^[33]2004),具体步骤为:第一,验证核心解释变量与被解释变量之间的关系;第二,验证核心解释变量与中介变量之间的关系;第三,将核心解释变量与中介变量同时纳入模型,检验两者对被解释变量的作用。结合本文的研究情况,设定如下中介效应模型,具体见式(3)~(5)。在选取创新能力指标时,考虑到创新投入转化成创新产出的时滞性^[34],因此中介变量创新能力采用新产品收入与主营业务收入的比值度量。此外,生产成本采用主

表3 稳健性检验二

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln IE$	0.0871*** (0.0188)	0.0400*** (0.0126)		
$\ln IW$			0.0799*** (0.0238)	0.0290* (0.0155)
FDI		2.855*** (0.872)		2.851*** (0.884)
$\ln LAND$		0.102*** (0.0176)		0.103*** (0.0180)
$FINAN$		-0.116*** (0.0324)		-0.115*** (0.0329)
$ENRE$		-0.242*** (0.0228)		-0.245*** (0.0233)
Constant	10.82*** (0.182)	11.18*** (0.182)	10.90*** (0.227)	11.29*** (0.198)
Observations	2070	2070	2070	2070
R-squared	0.068	0.317	0.059	0.311
Number of city	230	230	230	230

表4 工具变量回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln IE$	0.164*** (0.0428)	0.0786*** (0.0253)		
$\ln IW$			0.180*** (0.0530)	0.0761** (0.0328)
FDI		17.02*** (4.043)		16.95*** (4.020)
$\ln LAND$		0.0971*** (0.0120)		0.0934*** (0.0137)
$FINAN$		-0.118*** (0.0282)		-0.111*** (0.0285)
$ENRE$		-0.250*** (0.0144)		-0.249*** (0.0165)
Observations	1840	1840	1840	1840
R-squared	0.054	0.450	0.013	0.446
Number of city	230	230	230	230

营业务成本与主营业务收入的比值来测度。

$$\ln VC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Internet_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Internet_{it} + \sum_j \beta_j Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln VC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Internet_{it} + \gamma_1 M_{it} + \sum_j \beta_j Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(二) 互联网影响制造业

劳动生产率的作用机制

表6报告了创新能力这一中介变量在互联网与制造业劳动生产率之间作用的结果。其中表7的第(1)~(3)列是以 IE 为互联网指标,第(4)~(6)列是以 IW 为互联网指标。从表6的第(2)列和第(5)列可以看出,互联网指标的回归系数分别为0.000303和0.000949,这说明互联网对制造业创新能力有正向促进作用,但显著性不强。该结果可能与本文研究样本的选择有关,由于数据的可得性限制,本部分选择的样本只截止到2010年,对近年来的现实情况反映不够。同时,从表6的第(3)列中可以看出,创新能力的一次项和二次项对制造业劳动生产率的回归系数分别为-2.728和4.835,且均在1%水平上显著,这说明创新能力对制造业劳动生产率的影响呈“U”型关系,即创新能力在达到一定水平之前会负向影响劳动生产率,在超过一定值之后会对劳动生产率产生正向影响。表6的第(6)列结果与第(3)列结果基本一致,保证了结论的稳健性。综上所述,在样本期内,互联网会通过促进创新能力提升制造业劳动生产率水平,但这一作用路径并不显著,且创新能力与制造业劳动生产率之间呈“U”型关系。

表5 金融危机前后对比分析结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	[2005 2008] 金融危机前	[2009 2010] 金融危机后	[2009 2013] 金融危机后	[2005 2008] 金融危机前	[2009 2010] 金融危机后	[2009 2013] 金融危机后
$\ln IE$	0.0196** (0.00788)	0.0847*** (0.0184)	0.125*** (0.0287)			
$\ln IW$				0.0208** (0.00913)	0.0937*** (0.0184)	0.150*** (0.0294)
FDI	17.90*** (5.243)	-6.043 (11.25)	-1.408 (10.58)	17.90*** (5.246)	-6.071 (11.13)	-2.699 (10.66)
$\ln LAND$	0.0379*** (0.0141)	-0.0724*** (0.0206)	0.0115 (0.0192)	0.0373** (0.0144)	-0.0709*** (0.0200)	0.00718 (0.0188)
$FINAN$	0.0808 (0.107)	-0.0781 (0.124)	-0.112*** (0.0168)	0.0822 (0.108)	-0.0724 (0.121)	-0.110*** (0.0167)
$ENRE$	-0.200*** (0.0253)	-0.240*** (0.0358)	-0.153*** (0.0245)	-0.200*** (0.0253)	-0.233*** (0.0355)	-0.144*** (0.0242)
Constant	13.54*** (0.221)	14.37*** (0.320)	13.48*** (0.332)	13.54*** (0.228)	14.27*** (0.321)	13.26*** (0.342)
Observations	920	460	1150	920	460	1150
R-squared	0.376	0.453	0.207	0.377	0.466	0.223
Number of city	230	230	230	230	230	230

表6 创新能力中介效应机制检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	VC	$INNOVA$	VC	VC	$INNOVA$	VC
$\ln IE$	0.0500*** (0.0134)	0.000303 (0.000492)	0.0308*** (0.0111)			
$\ln IW$				0.0573*** (0.0149)	0.000949 (0.000435)	0.0351*** (0.0116)
$INNOVA$			-2.728*** (0.641)			-2.708*** (0.645)
$(INNOVA)^2$			4.835*** (1.814)			4.838*** (1.836)
FDI		-0.145*** (0.0165)	16.96*** (4.709)		-0.146*** (0.0166)	16.98*** (4.717)
$\ln LAND$		0.000178 (0.000838)	0.0887*** (0.0128)		0.000174 (0.000836)	0.0876*** (0.0131)
$FINAN$		-0.000104 (0.00174)	0.0265 (0.0768)		-6.64e-05 (0.00175)	0.0273 (0.0774)
$ENRE$		0.00466*** (0.00136)	-0.263*** (0.0167)		0.00459*** (0.00135)	-0.261*** (0.0166)
Constant	13.48*** (0.125)	0.0566*** (0.00774)	13.63*** (0.196)	13.42*** (0.136)	0.0587*** (0.00723)	13.60*** (0.196)
Observations	1380	1380	1380	1380	1380	1380
R-squared	0.035	0.017	0.468	0.045	0.016	0.472
Number of city	230	230	230	230	230	230

表 7 报告了生产成本这一中介变量在互联网与制造业劳动生产率之间作用的结果。其中表 7 的第 (1) ~ (3) 列、第 (4) ~ (6) 列分别报告的是以互联网指标 IE 、 IW 为解释变量的中介效用检验结果。表 7 中第 (1) 和 (4) 列报告的是基准回归结果,系数分别为 0.097 1 和 0.101,且均在 1% 水平上显著。表 7 中第 (2) 和 (5) 列报告的是互联网变量对生产成本这一中介变量的作用,系数分别为 -0.002 48 和 -0.003 34,且均在 1% 水平上显著,这说明互联网会带来成本降低效应。

表 7 中第 (3) 和 (6) 列报告结果显示,互联网变量的系数均为 0.042 9,且在 1% 水平上显著,生产成本变量的系数分别为 -0.217 和 -0.209,均在 1% 水平上显著。根据表 7 报告的回归结果,可以得出互联网会通过降低生产成本驱动制造业劳动生产率水平提高,且这一结论稳健显著。

六、进一步讨论:门槛效应分析

前文的研究结论表明,在整体上互联网对制造业劳动生产率有正向促进作用。然而,互联网作为影响制造业劳动生产率的重要因素,互联网水平是否会影响互联网对制造业劳动生产率的作用效果?如果会,那么互联网带来的影响是线性关系还是存在一定的门槛效应?为了消除这些疑问,本研究采用成熟的“门槛回归”方法进行检验。

(一) 门槛变量和模型

首先对互联网水平的门槛效应进行分析。网络外部性是 IT 技术在其他类型的基础设施中不存在的一个重要特征,且电信基础设施对经济增长的影响呈现非线性关系^[35]。同时,欧盟国家互联网对经济的作用效果会受到互联网普及率的影响,即互联网普及率存在门槛效应^[36],进而可以推断出,由于互联网的网络效应,互联网水平会影响互联网对制造业劳动生产率的作用效果。因此,本文借鉴 Hansen^[37]提出的门槛回归模型,建立以互联网水平为门槛变量、以劳动生产率为被解释变量的门槛回归模型。具体见式 (6) ~ (7):

$$\begin{aligned} \ln VC_{it} = & \beta_0 + \beta_{h1} \ln IE_{it} (\ln IE_{it} \leq \lambda_1) + \beta_{h2} \ln IE_{it} (\lambda_1 < \ln IE_{it} \leq \lambda_2) + \dots \\ & + \beta_{hn} \ln IE_{it} (\lambda_{n-1} < \ln IE_{it} \leq \lambda_n) + \beta_{h(n+1)} \ln IE_{it} (\lambda_n < \ln IE_{it}) + \delta_1 FDI_{it} \\ & + \delta_2 \ln LAND_{it} + \delta_3 FINAN_{it} + \delta_4 ENRE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln VC_{it} = & \beta_0 + \beta_{h1} \ln IW_{it} (\ln IW_{it} \leq \lambda_1) + \beta_{h2} \ln IW_{it} (\lambda_1 < \ln IW_{it} \leq \lambda_2) + \dots \\ & + \beta_{hn} \ln IW_{it} (\lambda_{n-1} < \ln IW_{it} \leq \lambda_n) + \beta_{h(n+1)} \ln IW_{it} (\lambda_n < \ln IW_{it} \leq \lambda_{n+1}) \\ & + \delta_1 FDI_{it} + \delta_2 \ln LAND_{it} + \delta_3 FINAN_{it} + \delta_4 ENRE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ 为 $n+1$ 个门槛区间下的 n 个门槛值, $\beta_{h1}, \beta_{h2}, \dots, \beta_{h(n+1)}$ 为不同门槛区间下的估计系数, $I(\cdot)$ 为显性函数,若满足门槛条件则为 1,否则为 0。

表 7 生产成本中介效应机制检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	VC	COST	VC	VC	COST	VC
$\ln IE$	0.097 1 *** (0.023 5)	-0.002 48 ** (0.001 01)	0.042 9 *** (0.015 4)			
$\ln IW$				0.101 *** (0.025 6)	-0.003 34 *** (0.001 05)	0.042 9 *** (0.015 9)
$COST$			-0.217 *** (0.075 5)			-0.209 *** (0.075 3)
FDI		0.174 (0.119)	17.24 *** (4.474)		0.172 (0.118)	17.25 *** (4.487)
$\ln LAND$		2.15e -05 (0.002 06)	0.132 *** (0.014 3)		0.000 297 (0.002 07)	0.130 *** (0.014 7)
$FINAN$		-0.013 9 (0.008 48)	-0.104 *** (0.024 5)		-0.014 0 (0.008 52)	-0.102 *** (0.024 4)
$ENRE$		0.007 77 *** (0.002 85)	-0.264 *** (0.015 8)		0.007 38 *** (0.002 82)	-0.264 *** (0.015 7)
Constant	13.23 *** (0.228)	0.861 *** (0.024 4)	13.63 *** (0.193)	13.21 *** (0.244)	0.868 *** (0.024 5)	13.63 *** (0.199)
Observations	2 070	2 070	2 070	2 070	2 070	2 070
R-squared	0.091	0.008	0.509	0.100	0.009	0.509
Number of city	230	230	230	230	230	230

(二) 门槛效应检验

根据 Hansen^[37] 的研究思路, 门槛效应显著性检验和门槛估计值检验是门槛模型检验的关键。为确定门槛模型的形式, 本文通过门槛效应显著性检验识别门槛数量, 对模型(6)~(7)进行不存在门槛、单一门槛、双重门槛以及三重门槛设定下的门槛估计。表8报告了六个模型门槛检验的F统计量以及通过自抽样

法(Bootstrap)模拟得到的门槛值和置信区间。从中可以看出, 当被解释变量为lnVC、互联网变量为lnIE时, 门槛变量lnIE的单一门槛和双重门槛均在1%水平下显著, 而三重门槛的估计结果不显著, 因此互联网变量的门槛为双重。为保证稳健性, 将互联网变量替换为lnIW, 双重门槛效应仍然成立。通过以上分析确立了各个门槛变量的门槛重数, 下文将对门槛回归模型的回归结果进行分析。

(三) 门槛回归结果

表9报告了门槛回归模型(6)~(7)的回归结果。在表9的第(1)列中, 被解释变量为lnVC, 解释变量为lnIE, 门槛变量lnIE存在双重门槛。在互联网水平(lnIE)低于和高于7.739时, lnIE回归系数的显著性存在明显差异, 由原来的不显著向1%和5%显著水平转变。在互联网水平(lnIE)跨过第一个门槛之前, 回归系数为0.005 05, 虽然为正但是不显著, 这说明在制造业利用互联网水平不高的情况下, 互联网对制造业劳动生产率的促进作用需要达到一定水平才显著。同时, 比较第二门槛区间和第三门槛区间的系数大小可以发现, 第三门槛区间的回归系数小于第二门槛区间的回归系数。这里并不能简单地认为互联网对制造业的作用效果降低, 而可能是受本文选取的指标影响。本文选取的指标之一是企业是否使用网址和邮箱, 当网址和邮箱在企业中的普及度较高时, 尤其是一些生产水平低的企业也开始使用时, 这些企业并没有真正利用互联网, 而仅仅是简单地接入网络, 互联网并没有为其带来生产效率的改善, 反而使得促进效果不明显。在表9第(2)列中, 当门槛变量为lnIW时, 得到的结论与第(1)列结果在显著性上发生变化, 但结论基本一致。

七、研究结论和启示

以互联网对制造业劳动生产率提升的作用机理为切入点, 采用我国2005—2013年230个城市(共涉及30个省市)的面板数据, 通过构建计量模型实证检验了互联网对制造业劳动生产率的驱动作用。在此基础上, 探讨了创新能力和生产成本对这一驱动作用的影响机制。此外, 还考察了互联网水平对制造业劳动生产率的门槛效应。

研究结论如下: (1) 从整体上看, 互联网对制造业劳动生产率存在正向驱动效果, 且金融危机后的驱动作用比金融危机前更强。影响机制分析结果表明, 互联网通过降低生产成本和提高制造业创

表8 门槛效应检验结果

变量	门槛数	抽样次数	F值	门槛值	95%置信区间
被解释变量: lnVC 互联网变量: lnIE 门槛变量: lnIE	单一门槛	300	147.953***	7.589	[7.420, 7.589]
	双重门槛	300	20.349***	12.353	[12.038, 12.794]
被解释变量: lnVC 互联网变量: lnIW 门槛变量: lnIW	单一门槛	300	142.505***	6.659	[6.659, 8.484]
	双重门槛	300	13.480***	11.985	[9.899, 12.392]
	三重门槛	300	0.000	7.739	[7.109, 7.828]
	三重门槛	300	0.000	8.428	[7.980, 12.023]
	三重门槛	300	0.000	9.936	[7.590, 11.644]

表9 门槛回归结果

VARIABLES	(1)	(2)
	lnVC 门槛 lnIE	lnVC 门槛 lnIW
lnIE_1	0.005 05 (0.007 0)	
lnIE_2	0.040 8*** (0.006 4)	
lnIE_3	0.021 7** (0.006 9)	
lnIW_1		0.006 47 (0.007 6)
lnIW_2		0.025 8*** (0.007 0)
lnIW_3		0.010 7 (0.007 6)
FDI	16.38*** (1.226 0)	15.52*** (1.260 8)
lnLAND	0.099 4*** (0.010 7)	0.110*** (0.011 0)
FINAN	0.046 2* (0.025 2)	-0.016 7 (0.026 1)
ENRE	-0.279*** (0.012 9)	-0.279*** (0.013 2)
Constant	13.46*** (0.099 4)	13.65*** (0.103 7)
Observations	2 070	2 070
R-squared	0.401	0.379
Number of city	230	230

新能力促进制造业劳动生产率水平的提高,但在样本期内,生产成本这一作用路径显著,创新能力这一作用路径不显著,同时创新能力与制造业劳动生产率之间呈“U”型关系。(2) 门槛分析发现,互联网对制造业劳动生产率的作用效果存在双重门槛。互联网水平在跨越第一门槛值之前,互联网对劳动生产率存在正向作用但不显著;当跨越第一门槛值之后,作用提升且显著性增强;在跨越第二门槛值后,作用会有一定程度的下降。

基于上述研究结论,提供一些启示:(1) 积极推动新一代移动通信网络基础设施建设。互联网可以显著提升制造业劳动生产率。目前我国正处在新一代移动通信网络技术应用初级阶段,为充分发挥其对制造企业发展的促进作用,政府需要加快推动新一代移动通信网络基础设施建设。(2) 加快搭建工业互联网平台。随着智能制造时代的到来,制造企业需要将生产过程与互联网深度融合。而制造企业与互联网的深度融合需要基于工业互联网平台,工业互联网平台的搭建将极大提升制造业企业间的协作效率,有助于实现劳动生产率水平的进一步提高。

参考文献:

- [1]张伯旭,李辉. 推动互联网与制造业深度融合——基于“互联网+”创新的机制和路径[J]. 经济与管理研究, 2017(2): 87-96.
- [2]曹正勇. 数字经济背景下促进我国工业高质量发展的新制造模式研究[J]. 理论探讨, 2018(2): 99-104.
- [3]李晓华. “互联网+”改造传统产业的基础理论[J]. 经济纵横, 2016(3): 57-63.
- [4]余菲菲,高霞. 产业互联网下中国制造业战略转型路径探究[J]. 科学学研究, 2018(10): 1770-1778.
- [5]王如玉,梁琦,李广乾. 虚拟集聚: 新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J]. 管理世界, 2018(2): 13-21.
- [6]陈国亮,唐根年. 基于互联网视角的二三产业空间非一体化研究——来自长三角城市群的经验证据[J]. 中国工业经济, 2016(8): 76-92.
- [7]赵沂蒙. 制造业信息化的功能结构与知识创新促进机制[J]. 研究与发展管理, 2005(1): 1-6+27.
- [8]韩先锋,惠宁,宋文飞. 信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J]. 中国工业经济, 2014(12): 70-82.
- [9]杨德明,刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. 中国工业经济, 2018(5): 80-98.
- [10]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.
- [11]岳云嵩,李兵,李柔. 互联网对企业进口的影响——来自中国制造业企业的经验分析[J]. 国际经贸探索, 2017(3): 57-69.
- [12]李金城,周咪咪. 互联网能否提升一国制造业出口复杂度[J]. 国际经贸探索, 2017(4): 24-38.
- [13]岳云嵩,李兵. 电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 97-115.
- [14]孟祺. 互联网对国际贸易的影响: 集约边际抑或扩展边际[J]. 当代财经, 2017(9): 100-108.
- [15] RASHEED H S, RASHEED H. Performance implications of Internet-based information technology in value chain management[J]. International journal of information systems and supply chain management, 2015, 8(2): 1-13.
- [16]韩剑,冯帆,姜晓运. 互联网发展与全球价值链嵌入——基于 GVC 指数的跨国经验研究[J]. 南开经济研究, 2018(4): 21-35+52.
- [17]纪玉俊,张彦彦. 互联网+背景下的制造业升级: 机理及测度[J]. 中国科技论坛, 2017(3): 50-57.
- [18]李永红,王晟. 互联网驱动智能制造的机理与路径研究——对中国制造 2025 的思考[J]. 科技进步与对策, 2017(16): 56-61.
- [19]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.
- [20]熊磊,胡石其. 制造业与互联网融合发展的路径研究——基于产业链重构的视角[J]. 当代经济管理, 2018(9): 65-71.
- [21] PRESCOTT M B. Understanding the Internet as an innovation[J]. Industrial management & data systems, 1997, 97(3): 119-124.

- [22]程立茹. 互联网经济下企业价值网络创新研究[J]. 中国工业经济 2013(9):82-94.
- [23]SAWHNEY M ,VERONA G ,PRANDELLI E. Collaborating to create: the Internet as a platform for customer engagement in product innovation[J]. Journal of interactive marketing 2005 ,19(4):4-17.
- [24]YI Y ,GONG T. Customer value co-creation behavior: scale development and validation[J]. Journal of business research , 2013 ,66(9):1279-1284.
- [25]GRONROOS C ,VOIMA P. Critical service logic: making sense of value creation and co-creation [J]. Journal of the academy of marketing science 2013 ,41(2):133-150.
- [26]MELVILLE N ,RAMIREZ R. Information technology innovation diffusion: an information requirements paradigm [J]. Information systems journal 2008 ,18(3):247-273.
- [27]CHENG Y ,TAO F ,XU L ,et al. Advanced manufacturing systems: supply-demand matching of manufacturing resource based on complex networks and Internet of things[J]. Enterprise information systems 2018 ,12(7):780-797.
- [28]何大安. 互联网应用扩张与微观经济学基础——基于未来“数据与数据对话”的理论解说[J]. 经济研究 2018 (8):177-192.
- [29]陈昌鹤,姜伟. 互联网+工业:促进两化深度融合[J]. 世界电信 2015(5):34-39.
- [30]邹薇,袁飞兰. 劳动收入份额、总需求与劳动生产率[J]. 中国工业经济 2018(2):5-23.
- [31]刘奕,夏杰长,李焱. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济 2017(7):24-42.
- [32]万道侠,胡彬. 产业集聚、金融发展与企业的“创新惰性”[J]. 产业经济研究 2018(1):28-38.
- [33]温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报 2004(5):614-620.
- [34]耿晔强,郑超群. 中间品贸易自由化、进口多样性与企业创新[J]. 产业经济研究 2018(2):39-52.
- [35]ROLLER L H ,WAVERMAN L. Telecommunications infrastructure and economic development: a simultaneous approach [J]. American economic review 2001 ,91(4):909-923.
- [36]KOUTROUMPIS P. The economic impact of broadband on growth: a simultaneous approach [J]. Telecommunications policy 2009 ,33(9):471-485.
- [37]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation ,testing ,and inference [J]. Journal of econometrics , 1999 ,93(2):345-368.

(责任编辑:戴芬园)

Research on the influence of Internet on manufacturing labor productivity

LU Fucui , XU Yuanbin

(Institute of Industrial Economics , Jiangxi University of Finance and Economics , Nanchang 330013 , China)

Abstract: The study aims to test whether China's evolving Internet is driving the increase in manufacturing labor productivity. Taking the panel data of China's cities from 2005 to 2013 as a research sample , this paper empirically analyzes the impact of the Internet on labor productivity in manufacturing. The research results show that the Internet has promoted the improvement of labor productivity in the manufacturing industry. After the test of robustness , the results are still valid. At the same time , the Internet's driving role after the financial crisis is stronger than before the financial crisis. Further analysis of this mechanism shows that the Internet will promote labor productivity by reducing production costs and improving innovation capabilities. However , in the sample period , the role of production costs is significant , while the role of innovation capabilities is not significant , and there is a "U" relationship between innovation capability and labor productivity. Threshold analysis finds that the impact of Internet levels on manufacturing labor productivity has a double threshold effect. Finally , on the basis of the research conclusions , some policy implications are proposed: First , actively promoting the construction of a new generation of mobile communication network infrastructure; second , accelerating the construction of industrial Internet platforms.

Key words: Internet; labor productivity; innovation ability; cost of production; threshold effect