

信息技术能力对企业全要素生产率的影响

——基于“增长效应”与“平滑效应”的比较视角

张 辽¹ 吴耸杰²

(1.杭州电子科技大学 经济学院,浙江 杭州 310018;2.山东师范大学 经济学院,山东 济南 250358)

摘要:本文从全要素生产率长期增长与短期波动视角,以国家信息化测评中心“中国企业信息化500强”中制造业企业为研究样本,理论阐释并实证检验了信息技术能力影响企业全要素生产率的“增长效应”和“平滑效应”。研究发现:我国制造业企业全要素生产率的持续增长与周期性波动均表现出明显的惯性特征,信息技术能力提升能够显著改善企业信息分析与决策水平,从而有利于全要素生产率绝对水平的提高,即表现出明显的“增长效应”,但也加剧了企业全要素生产率波动从而未形成明显的“平滑效应”。进一步分析发现,信息技术能力增强对高技术密集型制造业企业生产率的提升效果十分突出,但在中技术密集型制造业企业中却表现出显著的“平滑效应”。此外,信息技术能力的生产率“增长效应”在我国东部、中部和西部三大经济板块呈现出明显的空间分异特征,但均未表现出较为显著的生产率“平滑效应”。

关键词:信息技术能力;增长效应;平滑效应;全要素生产率

中图分类号:F270.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)02-0057-11

一、引言

当前,在以中高速、优结构、新动力、多挑战为主要特征的升级转型经济背景下,企业生产效率提升不仅是我国传统工业转型升级的突破口,也是着力打造新兴产业竞争新优势的引擎。回顾发展历程,不难发现我国制造业是在传统比较优势的驱动下实现持续快速发展,然而单纯依赖廉价劳动力等资源禀赋所决定的传统比较优势并不具有持续竞争优势。我国制造业在由“制造大国”迈向“制造强国”过程中所遭遇的诸多困难就足以印证这一观点。譬如生产模式“自我锁定”造成了我国制造业在全球价值链中的低端锁定,并且产业自主创新能力与发达国家的差距十分明显,以及不同行业间缺乏协同发展导致的产能过剩问题特别突出。任何试图破解以上发展障碍的努力均需要建立在生产效率有效提升的基础之上,或者说,唯有制造业企业全要素生产率的整体提升才能彻底扭转我国制造业在国际分工中的不利地

收稿日期:2019-06-06

基金项目:浙江省高校重大人文社科攻关计划青年重点项目“浙江装备制造业智能化发展的模式创新及实现路径研究”(2018QN036)

作者简介:张 辽(1984—),男,河南光山人,杭州电子科技大学经济学院副教授,博士;

吴耸杰(1983—),男,山东青岛人,山东师范大学经济学院讲师,博士。

位,进而实现资源配置效率的提高和核心竞争力的提升。事实上,我国制造业企业生产率在对外开放与充分市场竞争的双重作用下已经实现了较高水平增长,但是近年来制造业领域生产率增长速度下滑却也是不争事实。于是一些重要问题产生了,对于普遍处于升级转型阶段的中国制造业企业来说,哪些因素促进或者抑制了生产率提升?哪些因素对当前生产率下降乃至波动产生了影响?

毋庸置疑,技术创新在当前制造业转型升级过程中的作用日益凸显,尤其是新一代互联网信息技术冲击带来的传统技术结构转变也逐渐成为一种新常态。全要素生产率作为一种衡量技术创新水平的指标,从根本上体现了制造业核心竞争优势^[1]。在当前各种要素驱动生产率上升的红利逐渐消失之际,我国制造业企业全要素生产率提升正面临内外动力缺失的困境,信息技术冲击下的制造业技术结构升级必将成为驱动企业全要素生产率上升的显性因素。值得注意的是,由于发达国家不断强化其先进技术溢出的壁垒,依靠外部技术因素冲击驱动我国制造业生产率提升的动能势必会逐渐弱化。那么,我国制造业企业是否还有其他能够推动生产率持续上升的有效动能呢?遗憾的是,学术界对企业生产率持续改进的内生动因和运行机制尚未进行充分的研究。随着“互联网+”时代的来临,在新一代互联网信息技术与传统制造技术深度融合的影响下,无论是企业日常经营活动还是技术创新活动,对信息技术资源的依赖性均空前增大,从而企业对组织内外部信息资源开发和利用能力的增强会直接影响到产品或服务成本的降低、管理和决策效率的提升以及竞争新优势的打造。特别是这种信息技术开发利用能力得益于其稀缺性、无法复制及难以替代等优越性,有助于企业整合信息技术资源而持续改善组织绩效,并快速响应内外部环境变化从而显著增强企业的环境适应性^[2]。由此,学术研究的焦点也逐渐从信息技术资源转移到信息技术能力领域,普遍认识到动态环境中信息技术能力在企业敏捷性提高、核心竞争优势构建、创新性产品供给等诸多方面具有不可替代的作用。由此,本文针对制造业企业信息技术能力及其对生产率的影响开展研究,这对于凸显其在企业竞争和成长中的应用价值具有重要意义。

受上述研究的启发,本文将基于全要素生产率长期增长与短期波动视角对信息技术能力影响企业全要素生产率的微观机制进行解读。本文的可能贡献主要体现在两个方面:一是与其他研究相比,本文不仅分析了信息技术能力对制造业企业生产率水平的正向作用,也未回避信息技术“生产率悖论”这一敏感问题,从而对信息技术能力与企业全要素生产率之间的关系给出了一个更为全面的解释;二是将信息技术能力对制造业企业全要素生产率的影响区分为“增长效应”和“平滑效应”两个维度,并构建动态面板数据模型实证检验这两种效应。

二、文献综述和理论准备

早在 20 世纪 80 年代,有关制造业生产率增长及波动问题就引起国内外学者的重视,而且涌现了许多非常有价值的成果。随着研究的深入,学术界注意到企业获取、配置各类信息技术资源在实现生产效率提升方面具有十分重要的作用。令人困惑的是,倘若以信息技术为代表的技术供给因素是全要素生产率增进的唯一原因,那么在持续的研发投入和技术创新升级的共同作用下,也就不会出现现实中生产效率增长乏力乃至滑坡的事实,这也是所谓的信息技术“生产率悖论”产生的缘由之一。可见,在以信息技术为核心的研究框架中关于生产率异质性的探讨并没有得到令人满意的答案。因而,本文将从“增长效应”和“平滑效应”两个方面分别阐释信息技术能力影响企业全要素生产率的内在机理。

(一)信息技术能力对企业全要素生产率的“增长效应”辨析

就信息技术进步带来的全要素生产率增长效应而言,经济学家从来都毫不吝惜褒奖之词。尤其是随着新一代互联网信息技术的广泛运用及其与传统制造技术的深度融合,越来越多的制造业企业专注于信息技术资源的开发与应用,寄希望于信息技术能力的提升能够帮助企业再造生产率优势。国外学界从信息技术获取、信息技术共享、信息技术交流等视角,试图揭示信息技术能力与企业全要素生产率之间的逻辑相关性。如 Dedrick 和 Kraemer(2013)认为,信息技术能力对企业生产率的影响途径是降低信息技术相关成本,而这种效应大小取决于企业人力资源、技术特征和资产状态等因

素^[3]。也有学者区分了信息技术与信息技术能力的本质内涵,认为信息技术本身对企业生产率提升的作用十分有限,但是拥有信息技术能力的企业则能够充分搜集、获取、整合各类信息技术资源,从而显著提升企业全要素生产率^[4]。从这个角度看,导致企业之间生产率水平差异的一个重要原因就是企业信息技术能力的异同,但是在不同环境条件下,信息技术能力与企业生产效率之间的相关性却存在一定差异。不同于上述研究阐释了信息技术能力对生产率的直接作用机理,也有学者注意到企业加强自身信息技术能力建设可能会通过业务流程优化^[5]、改善服务水平^[6]、信息系统质量提升^[7]等间接途径影响到生产率水平。作为一种衡量企业开发和运用互联网信息技术的能力,企业信息技术能力高低不仅体现了职能层面配置和应用信息资源的能力,更反映出企业组织层面协同管理技术资源、显性知识以及诸多无形资源的能力。

事实上,已有的研究不仅将信息技术能力视为一个整体变量来探讨其对企业生产率的影响,还深入到微观机制层面分析不同类型信息技术能力的差异化影响。如 Stoel 和 Muhanna(2009)利用微观数据检验了价值型信息技术能力与竞争型信息技术能力对企业生产率的影响,发现只有竞争型信息技术能力提升才能够有效提升企业信息技术资源的配置^[8]。同样 Acemoglu 等(2015)认为信息技术“生产率悖论”至少在部分制造业部门依然存在,信息技术能力只有在被用于企业组织能力开发情形下才能改善企业生产率水平^[9]。可见,信息技术能力在塑造企业生产率优势的过程中存在对中介因素的依赖,或者说中介变量在一定程度上决定了信息技术能力的生产率增长水平。国内学者以中国制造业企业为研究对象,充分肯定了信息技术能力对企业全要素生产率的增长效应^[10],不仅认识到信息技术能力作为衡量企业软硬件实力、管理水平、技术状态的集合体,能够通过驱动供应链整合而实现生产效率的提升^[11],还发现信息技术能力的增强有利于组织结构柔性和竞争战略韧性提升进而间接影响企业生产效率^[2]。总之,信息技术能力衡量了企业整合信息技术资源与其他资源的能力,对企业生产率优势的获取与保持至关重要。

上述研究表明,国内外学者在大量理论与实证分析基础上,认为信息技术能力与企业生产率增长之间存在密切联系。由此引来一个问题,即企业信息技术能力诱发生产率水平增长的中介传导机制是什么?该问题的回答不仅关系到企业如何进行信息技术能力培育,更会影响到企业生产效率提升的路径选择。事实上,从创建企业核心竞争力不同阶段所开展的技术创新活动入手,将技术能力构件中的信息技术能力分离出来,便能据此分析信息技术能力对企业生产率优势的传导机制。一方面,信息技术能力通过强化企业内在潜力挖掘效率从而有助于企业生产率提升。理论上,企业借助内在潜力挖掘生产率优势需要经历潜力筛选、潜力发展、潜力激活等一系列过程,但是其中任何一个步骤或环节的目标实现均需要建立在较强的信息技术能力基础上。究其原因,信息技术能力能够帮助企业搜集、获取有用信息,进而协调各类生产要素以及整合各类资源。另一方面,由于信息技术能力强的企业在外部潜力的挖掘、使用、整合过程中,能从快速变化的外部环境中准确搜寻企业生产率提升所需要的知识,减少企业生产效率提升过程中的不确定性并满足其信息需求,所以信息技术能力通过增强企业外部潜力挖掘效率而有利于企业生产率优势的形成。因此,企业只有借助信息技术能力才能系统地开发和利用内外部潜力,进而培育并保持企业生产率优势。

(二)信息技术能力对企业全要素生产率的“平滑效应”辨析

从理论上而言,信息技术能力能够改善企业组织效率,降低生产与交易成本从而提升企业全要素生产率。但是在许多企业的经营实践中,大量信息化资源投入却并没有带来显著的生产率“增长效应”。信息技术应用的美好愿景与实际效果之间的差距不仅引起了企业界的广泛关注,也导致学界期待信息技术能力提升为企业创造生产率优势的美好愿望开始动摇,并将信息技术能力提升与企业生产率之间的不一致现象称为信息技术“生产率悖论”。事实上,信息技术“生产率悖论”问题自提出便引发国内外学界的广泛讨论。单就技术层面来讲,信息技术的广泛应用在提升劳动力生产效率方面的积极作用毋庸置疑,但是在促进企业生产效率提高的过程中却要受制于其他因素制约。譬如企业生产率水平提升需要对能力要素进行充分的整合与重构,并将企业各类其他要素与信息要素深度融合及协同管

理,甚至还需要考虑企业自身所处的经营环境以及能力匹配问题^[12]。可见,企业信息技术能力的生产率增长效应的实现是一个动态且复杂的系统过程,呈现出较为突出的路径依赖和不确定性特征。

国内学者对于信息技术“生产率悖论”产生的原因进行了多方面归纳总结。如李丫丫等(2018)基于省域层面的实证分析发现,互联网信息技术仅在汽车制造、电子信息等资本或技术密集型行业表现出明显的生产率增长效应,在信息技术吸收能力弱的劳动密集型行业中并没有显现^[13]。受限于企业技术创新模式较强的组织惯性,技术资源分配模式在制度化组织惯性约束下降低了外部信息技术的吸收能力^[14],导致信息技术能力的提升往往伴随着对外部技术的抵制从而不利于企业生产效率的增进。尤其是行业自主创新能力的提升在信息技术能力大幅提升后会发生潜移默化的提高,从而会对制造业企业信息技术的生产率增长效应造成一定程度的“替代”^[15]。此外,考虑到信息技术能力的积极作用需要建立在企业组织变革以及适应性调整基础上,所以部分研究还发现信息技术能力的提升对全要素生产率的影响具有一定的“时滞”效应或“门槛”效应。

综上,信息技术能力对企业全要素生产率的影响不仅仅表现为单纯的“增长效应”或者“抑制作用”,在一定程度还具有平抑生产率波动的功能。不难理解,在互联网信息技术广泛渗透的网络经济环境中,当企业信息技术能力达到一个所谓的“临界值”后,企业所掌握的信息技术被模仿或者超越的概率减小。网络扩散的正反馈效应导致信息技术资源的稀缺性进一步被强化,从而信息技术能力通过网络化价值的指数增长、技术标准化、路径依赖等中介机制抑制了生产率波动。基于此,本文认为信息技术能力的增进,有利于企业信息分析与决策水平的改善以及产品或服务的创新能力增强,从而在业务过程不断优化中形成全要素生产率的“增长效应”。与此同时,信息技术能力上升也将平抑企业生产率波动从而表现出生产率“平滑效应”。为进一步识别信息技术能力对企业全要素生产率的动态驱动关系,本文基于相关理论分析可简单刻画出信息技术能力影响企业全要素生产率的内在机制(如图1所示)。考虑到各种因素的影响方向存在一定差异,二者之间是否为单纯的线性关系难以从理论上准确推断,故而需要对其进行实证检验。

据此,本文选取国家信息化测评中心“中国企业信息化500强”中部分制造业上市公司为研究样本,通过建立企业动态面板数据计量回归模型,探究信息技术能力与制造业企业生产率之间的动态关系。考虑到行业异质性下制造业企业信息技术能力增进的差异化动因,本文进一步细分行业面板数据来检验信息技术能力对企业全要素生产率的影响,以期回答信息技术能力提升所带来的全要素生产率“增长效应”抑或“平滑效应”这一问题。

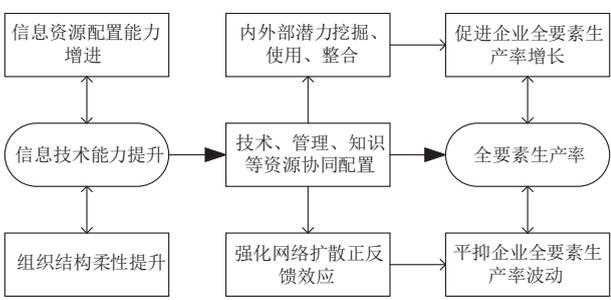


图1 信息技术能力影响企业全要素生产率的作用机制

三、研究设计

(一) 计量模型设定

上文的论述表明,企业信息技术能力对生产率的影响是一个复杂的不确定性过程。已有研究多侧重于对信息技术能力生产率“增长效应”与“抑制作用”的探讨,而缺乏对平抑企业生产率波动的关注。为了更加全面探析企业信息技术能力的全要素生产率效应,本文分别将信息技术能力的全要素生产率“增长效应”和“平滑效应”作为被解释变量,构建企业面板数据计量模型进行实证分析。考虑到制造业企业生产率演化从长期来看是一个动态发展过程,不仅受到当前相关因素的作用,也受制于历史生产率水平的影响。因此,本文在计量分析模型中分别引入企业全要素生产率“增长效应”和“平滑效应”的滞后项。此外,采用 Wooldridge 检验法对模型残差项是否存在序列相关进行了检验,结果卡方统计量伴随概率均很小。可见模型在各种情形中均存在序列相关问题,因而静态模型可能存在自回归和内生性问题。

题从而导致得不到无偏有效一致的估计结果。本文实证研究构建的计量模型如式(1)和式(2)所示。

$$TFP_{geit} = \beta_0 + \beta_1 TFP_{geit-1} + \beta_2 ITC_{it} + \beta_3 ITC_{it}^2 + \gamma X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$TFP_{seit} = \alpha_0 + \alpha_1 TFP_{seit-1} + \alpha_2 ITC_{it} + \alpha_3 ITC_{it}^2 + \eta X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, TFP_{geit} 为企业 i 在第 t 期的全要素生产率“增长效应”, TFP_{seit} 为企业 i 在第 t 期的全要素生产率“平滑效应”, ITC_{it} 为企业 i 在第 t 期的信息技术能力。为了考察两者的非线性关系, 本文在模型中加入了信息技术能力的平方项并期望二次项系数为负。 X_{it} 为控制变量, 包括: 企业规模(scale)、沉没成本(cost)、研发强度(rds)、盈利能力(ip)、所有制结构(ioc)、新兴产业的虚拟变量(emerging)。 μ 为不随时间变化的非观测个体效应; ϵ 为随机误差项。

(二) 变量与指标构建

1. 被解释变量

(1) 全要素生产率“增长效应”(TFP_{ge})。考虑到信息技术能力带来企业全要素生产率上升是其“增长效应”的最直接体现, 本文将采用企业全要素生产率的增长速度衡量“增长效应”。具体计算公式为:

$$TFP_{geit} = \frac{TFP_{it} - TFP_{it-1}}{TFP_{it-1}} \quad (3)$$

式(3)中, TFP_{it} 为企业 i 在第 t 期的全要素生产率, TFP_{it-1} 为企业 i 在第 $t-1$ 期的全要素生产率。这里首先需要解决的问题是企业全要素生产率水平的测度。事实上全要素生产率水平的估算关键在于如何处理好“估计方法”和“要素投入度量”这两大问题。截至目前, 诸多估算方法可以归结为参数法和非参数法两大类。其中, 参数法中的 OLS 法在估算宏观层面的全要素生产率时十分有效, 但是在测算企业全要素生产率水平过程中却无法解决索罗余值中存在的内生性与样本选择性偏差问题, 进而导致企业 TFP 出现高估^[16]。适用于微观企业生产率水平估算的方法主要有固定效应、半参数方法和 GMM 等计量方法, 但是国内绝大多数的研究都采用 OP 和 LP 两种半参数估计方法解决上述问题。

OP 法的主要特点是使用投资作为企业受到生产率冲击时的调整变量, 并强调企业投资函数满足严格的单调属性, 所以投资量为零的样本企业要被舍弃进而造成样本数据大量缺失。Levinsohn 和 Petrin(2003)在 OP 法的基础上提出了 LP 法, 将企业中间投入品作为代理投入变量^[17]。由于 LP 法大幅提高了数据的使用效率, 可避免数据截断问题, 而且中间投入的调整成本较小, 能更好地反映生产率的变化^[18]。因此, 为了更为精确地估计制造业企业生产率水平, 本文使用 LP 法计算全部样本企业的全要素生产率, 并将 OP 法测算的企业全要素生产率结果用于稳健性检验。

(2) 全要素生产率“平滑效应”(TFP_{se})。从理论上而言, 企业信息技术能力提升也可能产生平抑生产效率波动的作用, 从而表现为一定程度的“平滑效应”, 所以本文采用全要素生产率离散程度(TFPD)的倒数度量“平滑效应”。计算过程中首先参照杨光等(2015)的处理方法^[19], 基于上述企业全要素生产率(TFP)的测度结果, 按照式(4)和式(5)计算出企业全要素生产率离散程度。

$$TFPD_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (TFP_{it} - \overline{TFP}_t)^2}{n-1}} \quad (4)$$

$$TFP_{seit} = \frac{1}{TFPD_{it}} \quad (5)$$

式(4)和式(5)中, $TFPD_{it}$ 为企业 i 在第 t 期的全要素生产率离散程度, TFP_{it} 为企业 i 在第 t 期的全要素生产率, \overline{TFP}_t 为时期 t 全部样本企业全要素生产率的平均值, n 为全部样本企业的数量。

2. 核心解释变量(ITC)

目前国内外学界在企业信息技术能力测度方面, 无论是理论研究还是实证研究都未能形成完整体系。本文在吴金南等(2014)的方法基础上^[20], 利用国家信息化测评中心历年发布的信息化 500 强排名信息, 采取赋值加权的方法测度企业信息技术能力。为了有效总结我国企业信息化建设的经验和成就,

国家信息化测评中心于 2003 年开展企业信息化发展水平的调研工作,并于 2003~2008 年连续发布了“中国企业信息化 500 强”的调查和测评结果排名。“中国企业信息化 500 强”评价采取了定量分析和定性评价相结合的方法,具体评价指标不仅包括企业规模和投入,还涵盖了企业信息化战略、信息化应用、信息化效能、信息化决策支持能力等维度。相关指标计算采用了综合评分分析法,并经过多轮的专家评审后确定“中国企业信息化 500 强”名单。因此,本文采用该测评结果能够在一定程度上揭示我国现阶段制造业企业信息技术能力水平。具体处理方式,设定 $Number_i$ 为企业 i 在 2003~2008 年进入“中国企业信息化 500 强”榜单的次数,则任意企业 i 进入榜单次数的可能取值分别为 6、5、4、3、2、1,即:

$$Number_i = \{6, 5, 4, 3, 2, 1\} \tag{6}$$

运用赋值加权方法可得到样本企业 i 在第 t 期的信息技术能力 (ITC_{it}),计算公式如下:

$$ITC_{it} = \theta_{it} \times Number_i \tag{7}$$

式(7)中, θ_{it} 为企业 i 在第 t 期的权重,计算方法为企业 i 在第 t 期工业增加值占全部样本企业工业增加值总值的比重。

3.其他控制变量

本文在关注核心解释变量的基础上,还引入如下控制变量:(1)企业规模(scale)。不同规模的制造业企业不仅在创新资源配置效率方面存在差异,而且得到的社会认可度以及政府支持力度也存在较大差异,从而对企业的生产率水平产生显著影响。本文采用样本企业从业人员数量衡量企业规模。(2)沉没成本(cost)。较低的沉没成本意味着企业间竞争程度越发激烈,从而企业生产效率提升的内生动力十分强劲。本文参考孙浦阳等(2013)的方法^[21],以资本与劳动力的比率度量样本企业沉没成本的大小。(3)研发强度(rds)。作为企业升级生产工艺、节约要素投入和降低管理成本的基本手段,技术研发能够通过创新效应和学习效应显著提升企业的全要素生产效率。本文以研发经费与销售收入比值测度企业研发强度。(4)盈利能力(ip)。盈利能力的提高能够有助于企业扩大生产规模、增加新技术应用和研发创新投入,进而对其生产率提升有显著的影响。本文采用企业利润总额与企业资产总值的比值衡量企业盈利能力。(5)所有制结构(ioc)。理论上内部治理结构是影响企业生产率水平的重要因素。实践中亦发现,与国有企业相比,外资企业和民营企业具有明显的组织结构优势,而这种优势往往转化为更高水平的生产效率^[22]。本文引入所有制结构虚拟变量,企业股权结构若为国有企业则取值为 1,否则取 0。此外,为了对比分析新兴产业与传统制造业,在控制变量中加入衡量是否属于新兴产业的虚拟变量(emerging),若是取值为 1,否则取值为 0。

(三)样本选择与数据来源

1.样本企业选取。本文的研究对象是 2003~2018 年中国制造业企业,在样本企业选取过程中,一方面为了与本文确立的信息技术能力测度方法匹配,从国家信息化测评中心发布的“中国企业信息化 500 强”(2003~2008 年)全部上榜企业中选取制造业企业,共计 293 家。另一方面,结合企业全要素生产率水平测算的需要,本文对这 293 家样本企业进行筛选:(1)剔除从业人员数量、研发经费、销售收入、资产利润等相关数据不完整企业 19 家;(2)剔除财务状况恶化的 ST 公司 7 家;(3)剔除销售收入低于 500 万、企业固定资产净值年平均余额低于 1000 万的样本企业 11 家。最终保留样本企业 256 家。

2.数据来源与处理方法。本文使用的基础数据一部分来源于《中国工业企业数据库》(2003~2011 年),并按照 2011 年我国实施的《国民经济行业分类与代码》为标准进行归类。另一方面,针对其他控制变量测算所需数据在《中国工业企业数据库》不够完全或者准确这一问题,特别是涉及部分上市企业的财务数据,本文采用了 WIND 数据库、国泰安数据库以及“巨潮资讯”(www.cninfo.com.cn)提供的上市公司年报信息进行核准。

在测算企业全要素生产率过程中,需要利用《中国工业企业数据库》整理得到样本企业的总产值、工业增加值、资本投入、企业从业人员数量和企业中间投入等数据。首先,分别用以 2003 年为基期的工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和原材料、燃料、动力购进价格指数对以上数据进行平

减,该三类价格指数均来源于历年《中国统计年鉴》。其次,由于该数据库存在 2008 年前后样本匹配不一致、指标存在缺失和异常以及测量误差等问题^[23],本文将参考龚关和胡光亮(2013)的方法^[18],利用企业名称、企业法人代码、省地县码、电话号码等企业基本信息对样本企业进行匹配。此外,企业资本存量则是将资本账面价值以 2003 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减后得到的实际资本存量。实际投资额的计算是根据相邻两年的固定资产原值的差额进行价格指数平减后得出,企业的折旧额直接采用《中国工业企业数据库》报告结果。最后,利用整理出的数据估计各个企业的生产函数,进而计算出各个企业的全要素生产率。

四、实证过程与结果分析

(一)基准估计

由于模型中引入被解释变量的滞后一期作为解释变量,常规估计方法不能保证参数回归结果的一致和无偏,因此本文采用系统 GMM 方法进行估计,并以 OLS 估计结果作为对照,如表 1 所示。基准估计结果表明:滞后一期的全要素生产率增长效应(TFP_ge)和滞后一期的全要素生产率平滑效应(TFP_se)的系数均在 5%水平上显著大于零,说明制造业企业全要素生产率水平的持续增长和周期性波动均表现出明显的惯性特征。但是企业全要素生产率增长效应要显著弱于平滑效应,表明当期全要素生产率水平受到滞后期的影响所呈现出的正向促进作用要低于平滑抑制作用,或者说企业全要素生产率水平持续提高所表现出的惯性特征并不能持久存在。由“增长效应”(TFP_ge)的回归方程估计结果可以看出,无论是在静态 OLS 回归还是在动态面板数据的系统 GMM 回归结果中信息技术能力都显著为正,表明信息技术能力增强能够显著提升企业全要素生产率水平。实证结果进一步验证了上文的理论观点,信息技术能力增长有利于增强企业的产品或服务的创新能力,并产生了明显的全要素生产率增长效应。“平滑效应”(TFP_se)回归方程的估计结果显示了信息技术能力与生产率波动之间的正向关系,即信息技术能力提升在一定程度上加剧了企业全要素生产率波动从而未形成明显的“平滑效应”。可见,企业信息技术能力提升在有利于生产率绝对水平增进的同时却未能平滑生产率波动。该结论一方面在某种程度上解释了我国制造业企业近年来出现生产率增长速度普遍下滑的现象,另一方面也是对“信息技术生产率悖论”这一理论观点的支持和肯定。

基准回归结果同样反映了信息技术能力对企业全要素生产率存在非线性影响。具体表现在信息技术能力平方项(ITC²)在系统 GMM 估计下系数分别为 0.077 和 -0.014,且均通过了显著性检验,即信息技术能力与企业全要素生产率增长效应之间呈现“U”型关系。不难理解,当企业信息技术能力处于较低状态下,企业整合信息技术资源与其他资源的能力较弱,信息技术“生产率悖论”将普遍存在于制造业企业生产经营过程中。但随着企业信息技术能力的不断提升,企业的全要素生产率水平得益于信息资源优化配置、组织结构柔性提高以及供应链整合效率提高等好处,最终实现持续增长。相反,信息技术能力在平滑全要素生产率波动方面呈现倒“U”型变化规律。究其原因,信息技术能力在初期通过强化技术标准化、技术路径依赖等途径平抑了企业生产率的波动。但是随着互联网信息技术网络扩散的正反馈效应不断强化,企业信息技术能力提升反而助长了生产率的离散变动。

在控制变量方面,盈利能力(ip)、研发强度(rds)的提高不仅有利于企业全要素生产率绝对水平的上升,还能够缓和生产率波动而具有明显的“平滑效应”。可能的原因是,盈利能力较强的企业往往能够支撑较高的技术研发强度,而新产品或技术的研发周期较长,导致研发投入能够长时期积极作用于企业全要素生产率水平上升且抑制生产率的波动。但是企业规模(scale)扩大与企业全要素生产率增长之间的关系并不显著,或者说企业规模的扩张并不必然带来生产效率的持续提升,但在抑制生产率波动方面却有较好的表现。从虚拟变量所有制结构(ioc)的回归系数来看,一方面表明以国有资本占主导地位的所有制结构类型往往抑制了生产效率提升,另一方面却反映了国有资本比重高的企业在应对全要素生产率波动的挑战方面或许更有作为。虚拟变量(emerging)的回归结果意味着新兴产业领域制造企业相对于传统制造企业在全要素生产率持续改善及平滑波动方面优势明显。

表 1

基准回归结果

| 被解释变量 | OLS 估计 | | 系统 GMM 估计 | | 2SLS 估计 | |
|------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | TFP_ge | TFP_se | TFP_ge | TFP_se | TFP_ge | TFP_se |
| 被解释变量一阶滞后 | | | 0.001 ** (2.36) | 0.053 ** (2.47) | 0.011 ** (2.66) | 0.071 ** (2.83) |
| ITC | 0.044 * (1.22) | 0.071 * (1.77) | 0.013 * (1.84) | 0.027 (0.57) | 0.002 ** (2.11) | 0.039 * (1.84) |
| ITC ² | 0.034 * (-1.96) | -0.012 ** (-2.07) | 0.077 ** (2.37) | -0.014 ** (-2.08) | 0.051 ** (2.47) | -0.015 ** (-2.64) |
| scale | 0.118 * (1.44) | -0.109 *** (-3.75) | 0.111 (0.61) | -0.115 ** (-2.35) | 0.116 (0.58) | -0.178 *** (-3.22) |
| cost | -0.003 ** (-2.58) | -0.455 *** (-4.11) | -0.011 * (-1.74) | -0.633 *** (-3.82) | -0.013 ** (-2.19) | -0.452 *** (-3.67) |
| rds | 0.318 *** (3.27) | -0.088 ** (-2.33) | 0.253 *** (3.32) | -0.069 * (-1.74) | 0.181 *** (3.51) | -0.071 ** (-2.22) |
| ip | 0.109 * (1.41) | -0.017 * (-1.79) | 0.138 ** (2.72) | -0.015 ** (-2.55) | 0.114 *** (3.28) | -0.009 ** (-2.77) |
| ioc | -0.055 * (-1.94) | 0.024 ** (2.74) | -0.022 ** (-2.69) | 0.043 * (1.49) | -0.015 ** (-2.86) | 0.026 * (1.71) |
| emerging | 0.114 *** (3.87) | -0.076 ** (-2.11) | 0.084 *** (3.64) | -0.029 ** (-2.18) | 0.044 *** (3.91) | -0.041 ** (-2.77) |
| 常数 | 0.116 *** (4.35) | 0.111 ** (2.38) | 0.086 *** (3.13) | 0.106 *** (3.69) | 0.173 ** (2.74) | 0.158 *** (3.36) |
| 时间/地区 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Sargan 检验 | | | 29.116 [1.0000] | 28.394 [1.0000] | | |
| AR(1)检验 | | | 0.0817 [0.0039] | 0.0593 [0.0077] | | |
| AR(2)检验 | | | 0.228 [0.188] | 0.153 [0.237] | | |
| 识别不足 | | | | | 286.117 | 271.087 |
| 弱工具变量 | | | | | 473.583 | 628.138 |

注:(1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;(2)OLS 回归和 2SLS 回归结果中,圆括号内的数值为对应估计值的 t 统计量,在系统 GMM 估计结果中,中括号内的数值为对应估计值的 Z 统计量。下表同。

(二)内生性考察

尽管在基准估计中运用了系统 GMM 方法并通过控制时间固定效应和地区固定效应,能够有效修正异方差及自相关并缓解了遗漏重要变量的内生性问题。但是基于两个方面因素的考虑仍然要继续讨论内生性问题:其一,滞后一期的生产率增长效应和滞后一期的生产率平滑效应与误差项倘若具有相关性,将会导致估计结果的非一致性;其二,企业生产率水平的增长与波动之间可能存在逻辑上的因果关系,从而上述的基准回归可能产生联立内生性。因此,本文进一步采用基于 OP 法测算出的 TFP_ge 和 TFP_se 作为滞后一期的工具变量,进行两阶段最小二乘估计(2SLS)以得到可信用度更高的估计结果。如表 1 所示,检验结果拒绝弱工具变量的原假设,说明选择 OP 法测算出的被解释变量作为工具变量是有效的。对比系统 GMM 估计结果可以发现,2SLS 估计得到的信息技术能力对企业全要素生产率增长效应与平滑效应的回归系数均显著为正,这与基准回归结果基本吻合,即信息技术能力增进能直接带来企业生产率水平提升,但同时也出现了加剧生产率波动的情形。此外,信息技术能力平方项(ITC²)的估计结果同样指出两者关系的复杂性,较低水平的信息技术能力有利于平抑企业全要素生产率的波动,但却不能显著提高企业生产率增长水平。

五、进一步讨论:信息技术能力的全要素生产率效应再考察

(一)行业效应的再考察

基准回归从样本企业总体角度考察了企业信息技术能力增进对企业生产率增长及波动的影响。

考虑到不同行业信息技术能力提升的差异化动机,本文将从行业异质性角度检验信息技术能力对制造业企业全要素生产率的影响是否存在明显的行业差别。按照低技术密集型、中技术密集型和高技术密集型三个类别将全部制造业企业细分为三个子样本。不同细分行业子样本回归结果如表2所示。从滞后变量的估计结果来看,全要素生产率增长效应(TFP_ge)的滞后期与当期生产率水平的增长呈显著正相关关系。从不同细分行业的比较来看,除高技术密集型行业外,其他行业滞后一期的平滑效应(TFP_se)对企业全要素生产率波动的当期影响并不显著。企业信息技术能力的全要素生产率增长效应在低技术密集型、中技术密集型和高技术密集型行业中分别为0.011、0.088和0.113。可见,高技术密集型制造业企业信息技术能力的增进对其生产率提升的效果远远高于其他行业。这是因为高技术密集型制造业企业生产率水平的提高从根本上源自持续不断的技术创新投入,而信息技术能力提升能够有助于企业利用信息技术整合信息资源,在优化知识资本结构的同时势必推动企业生产率水平提高。相比较而言,低技术密集型和中技术密集型行业多属于典型的资源消耗型行业,企业全要素生产率水平更加依赖劳动力素质、物质资本投入和人力资本积累等,而对企业自身信息技术能力高低并不敏感。该结果表明地区经济优先发展高技术密集型制造业在理论上能够提升全行业全要素生产率水平,而大规模应用新一代互联网信息技术以及增强信息技术能力则能够显著强化这一效应。另外,模型估计结果还显示,信息技术能力提升在中技术密集型行业表现出良好的“平滑效应”,即减缓了中技术密集型行业的生产率波动,但在高技术密集型行业 and 低技术密集型行业中,企业信息技术能力提升反而会加剧生产率水平的波动。从信息技术能力平方项(ITC²)的回归结果来看,高技术密集型企业信息技术能力与全要素生产率“增长效应”之间的非线性关系并不显著,表明信息技术“生产率悖论”在高技术密集型制造业行业中并没有得到有力的佐证。

表2 行业效应回归结果^①

| 被解释变量 | 低技术密集型行业 | | 中技术密集型行业 | | 高技术密集型行业 | |
|------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | TFP_ge | TFP_se | TFP_ge | TFP_se | TFP_ge | TFP_se |
| 被解释变量一阶滞后 | 0.004* | 0.008 | 0.009*** | 0.012 | 0.019** | 0.005* |
| | (1.71) | (0.24) | (3.11) | (0.49) | (2.69) | (2.03) |
| ITC | 0.011* | 0.002** | 0.088** | -0.002* | 0.113*** | 0.003* |
| | (1.46) | (2.77) | (2.22) | (-1.38) | (4.16) | (1.55) |
| ITC ² | 0.044** | -0.012** | 0.044** | -0.024* | 0.032 | -0.019* |
| | (2.96) | (-2.47) | (2.37) | (-1.99) | (0.47) | (-1.04) |
| 常数 | 0.228*** | 0.207* | 0.277*** | 0.483*** | 0.144** | 0.173** |
| | (3.29) | (1.72) | (3.58) | (4.37) | (2.55) | (2.17) |
| Sargan 检验 | 29.036 | 27.774 | 25.175 | 27.489 | 28.033 | 24.663 |
| | [1.0000] | [1.0000] | [1.0000] | [1.0000] | [1.0000] | [1.0000] |
| AR(1)检验 | 0.0441 | 0.0529 | 0.0104 | 0.0429 | 0.0748 | 0.0508 |
| | [0.0762] | [0.0719] | [0.0773] | [0.0275] | [0.0833] | [0.0793] |
| AR(2)检验 | 0.2047 | 0.2185 | 0.1846 | 0.2033 | 0.3385 | 0.3195 |
| | [0.8346] | [0.8166] | [0.9546] | [0.8047] | [0.7374] | [0.8448] |

(二)空间效应的再考察

我国地区经济不平衡发展的现实,使得全国层面及东部、中部和西部不同区域制造业信息技术水平存在空间差异性。为了考察企业信息技术能力的全要素生产率“增长效应”与“平滑效应”的空间分异特征,本文进一步按照企业所在地区划分为东部、中部和西部三个子样本,具体的回归结果如表3所示。结果表明,企业信息技术能力增进能够显著推动东部、中部和西部地区制造业企业生产率水平的提升。该结论与全样本估计的结果高度一致,进一步表明了上文结论具有较好的稳健性。值得关注的是,信息技术能力的全要素生产率“增长效应”的绝对水平值在我国三大区域存在明显差异。譬如,东部地区制造业企业信息技术能力提高1%,带来全要素生产率水平显著提高0.071%,这一效应要远远高于中西部地区的0.031%和0.003%。联系当前各地区大力推动的互联网与制造业深度融合

的发展实践,经济发达的东部地区在工业互联网重构制造业价值链条、破解生产资源约束以及重塑工业竞争优势等方面无疑更加出色,进而信息技术能力提升在更好的“信息技术+制造技术”融合环境中能够更有效地驱动生产率提升。此外,与全样本估计结果基本一致的是,信息技术能力与全要素生产率波动之间的正相关关系,即企业信息技术能力在东部、中部和西部地区均助长了全要素生产率的波动,从而未能表现出明显的生产率“平滑效应”。

表 3 空间效应回归结果

| 被解释变量 | 东部地区 | | 中部地区 | | 西部地区 | |
|------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | TFP_ge | TFP_se | TFP_ge | TFP_se | TFP_ge | TFP_se |
| 被解释变量一阶滞后 | 0.021*** (3.36) | 0.013* (1.69) | 0.019** (2.72) | 0.019* (1.83) | 0.002 (0.77) | 0.004 (0.36) |
| ITC | 0.071*** (4.74) | 0.024** (2.66) | 0.031** (2.31) | 0.009* (1.88) | 0.003* (1.91) | 0.015** (2.38) |
| ITC ² | 0.025** (2.84) | -0.049** (-2.55) | 0.033* (1.77) | -0.057** (-2.49) | 0.015* (1.66) | -0.011** (-2.34) |
| 常数 | 0.179** (2.76) | 0.137** (2.11) | 0.312*** (4.59) | 0.284** (2.77) | 0.183 (0.72) | 0.134* (1.51) |
| Sargan 检验 | 17.543 [1.0000] | 18.009 [1.0000] | 18.436 [1.0000] | 17.992 [1.0000] | 17.136 [1.0000] | 18.124 [1.0000] |
| AR(1)检验 | 0.027 | 0.000 | 0.002 | 0.053 | 0.032 | 0.000 |
| AR(2)检验 | 0.171 | 0.357 | 0.379 | 0.484 | 0.223 | 0.355 |

六、结论与启示

在信息技术价值实现过程中,企业信息技术能力增进及其全要素生产率效应一直是学界关注的热点问题之一,这与信息技术在推动一国或地区制造业跨越式发展过程中提供崭新的路径不无关系。即使企业经营实践中表现出信息技术“生产率悖论”,仍然没能影响大量学者的研究热情。但是已有研究较多侧重于对信息技术能力生产率“增长效应”和“抑制作用”的探讨,而缺乏对信息技术能力生产率“平滑效应”研究。因此,本文从生产率的长期增长与短期波动的视角,从基础理论和经验分析两个方面探讨了信息技术能力对制造业生产率的“增长效应”和“平滑效应”。研究发现:(1)制造业企业全要素生产率的长期持续增长和短期波动均表现出明显的惯性特征,信息技术能力增长有利于改善企业信息分析与决策水平并产生明显的生产率“增长效应”,同时也加剧了企业全要素生产率波动从而未形成明显的“平滑效应”。(2)进一步考察行业效应可发现,高技术密集型制造业企业的信息技术能力增进对其生产率的提高效果十分明显,而低技术密集型和中技术密集型企业本质上具有资源消耗属性,其全要素生产率水平对企业自身信息技术能力的高低并不敏感,但在中技术密集型企业中表现出良好的“平滑效应”。(3)空间效应检验发现,信息技术能力的生产率“增长效应”在我国三大区域呈现出明显的空间分异特征,亦未能表现出明显的生产率“平滑效应”。

本文的研究具有如下启示:一是,信息技术能力存在显著的全要素生产率“增长效应”,这要求企业必须意识到在竞争优势再造中的信息技术价值,不仅要关注与企业核心能力相匹配的各类信息技术资源,还需最大限度培育更为稀缺、难以复制和无法替代的信息技术能力。但是企业信息技术能力的形成及其生产率增长效应难以依靠信息技术资源的简单开发与应用得以实现,而是根植于信息技术资源与企业经营战略、业务流程及管理决策的相互融合。二是,信息技术能力增进在一定程度上加剧了我国制造业企业全要素生产率的波动。这说明信息技术“生产率悖论”在我国制造业领域的现实存在使得企业应以更全面的角度看待信息技术能力的生产率效应。事实上,企业全要素生产率水平提升是众多要素、能力共同作用的结果,在企业信息化建设过程中需要包括信息技术能力在内的诸多能力协同发展才能得以实现。信息技术能力所能发挥的生产率效应强弱高度依赖于其他能力的协同作用,一旦信息技术能力与其他基础能力协同不足,产生的生产率增长效应必然较弱。总之,企业在

信息化建设过程中要科学、合理、有序地推进信息资源的开发利用,不仅要注重信息技术资源在产品
设计、生产、销售等业务流程中的嵌入,更需积极促进信息技术资源与知识管理、组织结构和企业战略
的深度融合。

注释:

①限于篇幅,文中表2和表3仅报告主要变量的估计结果,如对其他变量的估计结果感兴趣,欢迎向作者索取。

参考文献:

- [1] Syverson, C. Challenges to Mismeasurement Explanations for the US Productivity Slowdown[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(2): 165—186.
- [2] 王念新, 葛世伦, 苗虹. 信息技术资源和信息技术能力的互补性及其绩效影响[J]. *管理工程学报*, 2012, (3): 166—175.
- [3] Dedrick, J., Kraemer, K. L. Information Technology and Productivity in Developed and Developing Countries [J]. *Journal of Management Information Systems*, 2013, 30(1): 97—122.
- [4] Bharadwaj, A. S. A Resource-based Perspective on Information Technology Capability and Firm Performance: An Empirical Investigation[J]. *MIS Quarterly*, 2000, 24(1): 169—196.
- [5] Mc Afee, A., Brynjolfsson, E. Investing in the IT That Makes a Competitive Difference[J]. *Harvard Business Review*, 2008, 33(7): 98—167.
- [6] Chen, J. S., Tsou, H. T. Performance Effects of IT Capability, Service Process Innovation, and the Mediating Role of Customer Service[J]. *Journal of Engineering and Technology Management*, 2012, 29(1): 71—94.
- [7] Gu, J. W., Jung, H. W. The Effects of IS Resources, Capabilities, and Qualities on Organizational Performance: An Integrated Approach[J]. *Information & Management*, 2013, 50(2): 87—97.
- [8] Stoel, M. D., Muhanna, W. A. IT Capabilities and Firm Performance: A Contingency Analysis of the Role of Industry and IT Capability Type[J]. *Information & Management*, 2009, 46(3): 181—189.
- [9] Acemoglu, D., Autor, D. H., Dorn, D., Hanson, G. H., Brendan, P. Return of the Solow Paradox? IT, Productivity and Employment in U.S. Manufacturing[J]. *American Economic Review*, 2015, 104(5): 394—399.
- [10] 毛弘毅, 张金隆. 多层次信息技术能力与组织竞争优势的研究[J]. *管理学报*, 2014, (2): 288—292.
- [11] 曾敏刚, 林倩, 潘焕雯, 朱佳. 信息技术能力、信任与供应链整合的关系研究[J]. *管理评论*, 2017, (12): 217—257.
- [12] Brynjolfsson, E., Mc Afee, A. The Second Machine Age: Work, Progress, and Prosperity in a Time of Brilliant Technologies[J]. *Norton & Company*, 2014, 14(11): 125—189.
- [13] 李丫丫, 潘安, 彭永涛, 杨文斌. 工业机器人对省域制造业生产率的异质性影响[J]. *中国科技论坛*, 2018, (6): 121—126.
- [14] 闫泽斌, 杨治, 周南. 企业技术能力对外部技术利用的影响[J]. *管理评论*, 2017, (7): 46—60.
- [15] 蒋仁爱, 贾维晗. 信息通信技术对中国工业行业的技术外溢效应研究[J]. *财贸研究*, 2019, (2): 1—16.
- [16] 陈林, 朱沛华. 一种新的考虑全要素生产率的成本函数估计法[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, (5): 88—105.
- [17] Levinsohn, J., Petrin, A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317—341.
- [18] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. *经济研究*, 2013, (4): 4—15.
- [19] 杨光, 孙浦阳, 龚刚. 经济波动、成本约束与资源配置[J]. *经济研究*, 2015, (2): 47—60.
- [20] 吴金南, 李云龙, 杨亚达. 信息技术能力与内部控制绩效——来自沪深上市公司的经验证据[J]. *财政研究*, 2014, (1): 69—72.
- [21] 孙浦阳, 蒋为, 张龔. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证[J]. *经济研究*, 2013, (4): 30—42.
- [22] Song, H., Zhang, Y., Wang, C. Empirical Study of Coal Industry Circular Economy Park[J]. *Applied Economics*, 2011, 30(8): 353—358.
- [23] 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.

(责任编辑:胡浩志)