

MANAGEMENT WORLD

国务院发展研究中心 主管 主办
国家社科基金资助期刊

MANAGEMENT WORLD

管理世界

沫雪

一九八五·十一



微信公众号

2018 第34卷 第2期
Vol. 34 No. 2

管理世界(月刊)

版权所有 未经许可 不得转载

中国民生调查2017综合研究报告

——经济企稳背景下的民生发展 课题组(1)

深入学习贯彻十九大精神

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 王如玉 梁琦 李广乾(13)

产业结构变迁与收入不平等 吴万宗 刘玉博 徐琳(22)

被动还是主动的社会行动者? 何轩 马骏(34)

金融与财政

中国地方政府财政支出乘数再评估 李明 李德刚(49)

特朗普税改的世界影响及我国对策 李敬等(59)

区域经济

基于空间经济学视角下的我国资本回报率影响因素

及其提升路径研究 赵善梅 吴士炜(68)

经济社会调查

管理提升了企业劳动生产率吗? 程虹(80)

公共管理

中国乡村干部的公共服务动机:定量测度与影响因素

..... 王亚华 舒全峰(93)

中国地方政府养老保险征缴是否存在逐底竞争?

..... 彭浩然 岳经纶 李晨烽(103)

工商管理理论

魅力领导的两面性 刘小禹 周爱钦 刘军(112)

通才还是专才:CEO的能力结构和公司创新

..... 赵子夜 杨庆 陈坚波(123)

工商管理案例

开放式创新网络中的价值独占机制:

打开“开放性”和“与狼共舞”悖论 应瑛 刘洋 魏江(144)

中国本土文化情境下的内部控制模式探索 张萍 杨雄胜(161)

(第2期)目录

2018年2月15日出版

叶楦平 郭军武:自然资源国家所有权收益共享的基本路径与制度保障	(176)
陈逢文 张沁怡 王鲜云:企业家精神、外资依存度与区域经济增长	(178)
马士远:“互联网+”时代文化产业发展新向度	(180)
赵光辉 李长健:交通强国战略视野下交通治理问题探析	(182)
郑 勇:完善公司治理视角下的股东法定知情权保护	(184)
英文目录摘要	(186)

本刊不以任何形式收取版面费 举报电话:全国哲学社会科学规划办公室010-63094651

《管理世界》十九大专题栏目征稿启事

为了深入学习贯彻党的十九大精神,本刊决定,自2018年第1期开始,开辟“深入学习贯彻十九大精神”专栏。从经济学和管理学的角度,围绕十九大报告中提出的新战略、新思想、新观点、新理论,组织刊发相关政策研究与学术研究论文。现就以下专题向广大学者征稿,热忱期望国内外专家学者不吝赐稿。

专题方向:

一、中国特色社会主义政治经济学

二、两个百年、两个阶段

三、贯彻新发展理念,建设现代化经济体系

(1)深化供给侧结构性改革;(2)加快建设创新型国家;(3)实施乡村振兴战略;(4)实施区域协调发展战略;(5)加快完善社会主义市场经济体制;(6)推动形成全面开放新格局。

四、深化机构和行政体制改革

五、提高保障和改善民生水平,加强和创新社会治理

(1)优先发展教育事业;(2)提高就业质量和人民收入水平;(3)加强社会保障体系建设;(4)坚决打赢脱贫攻坚战;(5)实施健康中国战略;(6)打造共建共治共享的社会治理格局。

六、加快生态文明体制改革,建设美丽中国

(1)推进绿色发展;(2)着力解决突出环境问题;(3)加大生态系统保护力度;(4)改革生态环境监管体制。

投稿须知:(1)本刊快速审稿,择优发表;(2)论文字数不少于8000字;(3)请作者通过管理世界网站作者在线投稿系统,选择“深入学习贯彻十九大精神专栏”投稿;(4)投稿请注明“十九大专栏”投稿字样;(5)论文格式规范、参考文献规范及其他注意事项参见本刊网站《投稿须知》。

管理提升了企业劳动生产率吗? *

——来自中国企业—劳动力匹配调查的经验证据

□程虹

摘要:与现有文献多从人力资本、技术进步等宏观结构性因素出发研究劳动生产率增长问题有所不同,本文基于2015~2016年“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,就管理效率这一重要的微观因素对我国企业劳动生产率增长的影响效应、影响机制进行了稳健地实证检验。运用OLS、PSM和IV等估计策略,本文研究发现:管理效率对劳动生产率增长具有显著的正向因果效应,管理效率每提升10%,其对劳动生产率增长的边际贡献约为14.2%。影响机制分析表明,与“低管理效率”分组企业相比,“高管理效率”分组企业在人力资本质量、物质资本质量、产品质量竞争力、内部知识分享等方面表现更优,上述4个因素是管理效率促进劳动生产率提升的重要渠道。本文的研究结论对于我国企业提升劳动生产率具有重要的政策启示。

关键词:管理效率 劳动生产率 中国企业—劳动力匹配调查 工具变量 倾向得分匹配

一、引言

近年来,我国的经济的发展正处于转型升级的关键时期,低劳动力成本的比较优势逐步丧失,市场化改革的资源重新配置效应逐渐减弱,而长期大规模投资的边际收益也趋于递减。随着经济增长动力的变化,生产率增长尤其是劳动生产率增长,已成为当前我国经济实现持续、稳健、中高速增长的重要驱动力(Wei et al., 2017; 蔡昉, 2013; Li et al., 2017; Brandt, 2016)。

然而,一个不容忽视的经济现实是,尽管劳动生产率对于我国经济增长的重要性日益凸显,近年来我国劳动生产率的增速却不断放缓。回顾过去20年,我国的劳动生产率增长经历了从迅速上升到逐渐下降的发展历程:1999~2007年间,我国劳动生产率增速逐渐上升,这一指标在2007年攀升至14.6%的历史峰值;2007年以来,我国劳动生产率增速则总体呈现出逐年放缓的趋势,2015年增速降至7.4%,接近20年来的最低点(图1)。近10年来,劳动生产率增速的持续下降,反映了现阶段我国劳动生产率增长的内生动能存在较大制约,这一问题已引起国内外学术界的广泛关注。

在上述背景下,我国如何通过提升劳动生产率来应对经济转型压力、促进经济持续稳定增长,成为学术界长期关



图1 1996~2015年中国劳动生产率增速变化情况^①

* 本研究得到教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(15JZD023)、国家科技支撑计划(2015BAH27F01)、国家重点研发计划课题(2016YFC0801906)、国家社科基金重大项目(16ZDA045)的资助。

注的一个重要研究问题。针对劳动生产率的影响因素、提升路径等问题,现有文献主要从人力资本、技术进步等几个角度进行了讨论。从人力资本角度出发,部分研究发现:在我国“人口红利”逐渐衰减的背景下,加强人力资本积累,实现“人口红利”向“人力资本红利”的转变,有利于促进我国劳动生产率的持续提升。一方面,运用宏观统计数据,部分文献的分析表明:随着我国劳动力部门间流动、重新配置效应的边际收益递减,人力资本积累及其质量升级对于单位有效劳动产出增长的边际贡献正不断提高(蔡昉,2013;Li et al.,2017)。在此基础上,促进现有劳动力群体的人力资本质量升级将对我国经济的劳动生产率增长起到重要的推动作用。另一方面,部分文献则从微观个体样本出发,就人力资本积累对现阶段我国微观个体劳动生产率增长的边际效应进行了稳健地实证检验。研究表明,选择单位小时工资作为衡量指标,以受教育程度为代表的人力资本质量对于个体劳动生产率增长的边际贡献约为8%~9%(Zhu,2011;Li et al.,2012)。这说明,以受教育程度为代表的认知能力对于劳动生产率提升具有重要的促进作用。不仅如此,较近的微观实证研究进一步发现:在控制个体受教育程度、技能水平等认知能力因素后,以“大五”人格为表征的非认知能力因素对于劳动生产率的增长也具有显著影响,并在大样本条件下稳健性地满足因果推断的统计要求(程虹、李唐,2016)。除此以外,从企业维度出发,部分研究还就人力资本质量升级对于企业生产率增长的促进效应进行了因果检验。运用工具变量法(IV),李唐等(2016)发现:人力资本质量升级对于现阶段我国企业劳动生产率的增长贡献约为12.32%。总体而言,现有研究发现:无论是从宏观时序性视角观察,还是从企业、劳动力的微观视角进行分析,以劳动力认知能力提高、非认知能力改善为代表的人力资本质量提升均有利于我国劳动生产率的增长。但是,上述文献从人力资本视角出发对劳动生产率的提升路径研究也存在一定的局限性:一方面,人力资本积累是一个长期性的过程,而我国正面对着由劳动生产率增速逐渐下滑所带来的短期挑战,长期性的人力资本积累或难以满足短期内实现劳动生产率提升的迫切需求;另一方面,人力资本对于劳动生产率

的促进作用建立在“知识自动实现”的假设上,虽然现有研究已经表明人力资本与劳动生产率之间具有正向相关性,但同时也有研究发现:由于中介机制、影响渠道的限制,人力资本积累未必能够“简单而必然”地引致劳动生产率的提升(Syverson,2011),人力资本对劳动生产率提升的促进作用需要其他因素支撑。

除人力资本之外,现有文献还重点从技术进步的角度研究了我国劳动生产率的提升问题。根据宇泽定理,在稳态均衡条件下,长期技术进步的方向是劳动节约和效率提升(Uzawa,1965)。在此基础上,更多的经验证据也发现:技术进步是劳动生产率提升的重要驱动力。一方面,现有文献发现:作为一个发展中大国,我国与技术前沿面存在较大差距,“后发优势”所引致的技术吸收、技术追赶对于劳动生产率提升具有重要的促进作用(Gerschenkron,1962)。运用企业微观数据,部分研究表明,从技术引进、技术吸收等过程中获得的技术外溢效应,对保持现阶段我国劳动生产率的持续增长具有不容忽视的重要作用(何兴强等,2014)。另一方面,从增长理论视角出发,由集聚效应所引致的技术外溢与规模收益递增,也是技术进步对劳动生产率增长促进作用的重要源泉。以微观企业样本为基础,部分实证研究发现:在产业集聚和大规模投资的前提下,培训效应、示范效应和竞争效应使得技术前沿企业对同一产业和区域内其他企业的劳动生产率增长具有显著的促进效应。当前,我国劳动生产率增长之所以存在较大的下行压力,一个重要的原因就在于产业集聚对于优化资源配置结构、实现技术进步正外部性的推动作用并未得到有效释放(赵永亮等,2014)。此外,根据比较优势的动态演化理论,随着我国经济发展水平与技术前沿面的快速收敛,与技术引进、技术吸收相比,自主研发创新将更具比较优势。基于上述理论视角,部分实证研究表明:除外生技术引进之外,自主创新对于当前我国企业的劳动生产率增长具有显著的促进作用;从大样本、长时段的微观数据角度观察,技术创新、技术引进、技术吸收均是我国劳动生产率提升不可或缺的必要条件之一(吴延兵,2008;唐未兵等,2014)。然而,现有研究从技术进步视角出发研究劳动生产率的提升路径也存在一定的局限性:首

先,我国的经济已迈入中上等收入国家水平,通过后发优势而获得的技术引进、技术吸收的空间正逐渐缩小,技术追赶对劳动生产率提升的边际收益趋于缩小;其次,产业集聚依托于大规模的基础设施投资和城市化进程,而我国的基础设施投资、城市化发展正处于中后期阶段,产业集聚对劳动生产率增长虽仍能产生重要作用,但其边际收益也不断下降。最后,虽然我国现阶段的自主创新已取得重要进步,研发投入已达到OECD国家的平均水平,但我国的创新质量仍与发达国家存在较大差距(Fan et al., 2013)。因此,单纯通过研发创新推动劳动生产率增长,有可能难以在短期内达到如现有文献所预期的结果。

综上所述,通过对现有文献的分析,我们可以发现:现有关于我国劳动生产率增长问题的研究,大多是从内生增长理论视角出发,就影响劳动生产率增长的要素投入质量、技术进步等宏观结构性因素所进行的分析,而对影响劳动生产率增长的微观内部因素却关注不足。运用美国、印度和中国等国家的企业微观数据,部分研究发现:在人力资本、技术水平相同的前提下,美国制造业企业最高10%分位企业的平均劳动生产率是最低10%企业分组的2倍之多,而对于印度、中国这样的发展中经济体而言,上述生产率差距则高达4~5倍。并且,上述生产率差异不能被人力资本、技术水平等因素所充分解释(Syversen, 2004; Syversen, 2011)。上述研究表明,现有关于劳动生产率影响因素、提升路径的研究或难以回答如下疑问:在人力资本积累、技术进步等宏观结构性因素相同或相近的前提下,微观企业之间为什么仍然会存在持续而显著的劳动生产率差异?为此,为进一步研究现阶段我国劳动生产率的增长问题,我们必须打破企业内部生产实践的“黑箱”,围绕企业自身的资源配置、考核监督、绩效激励等微观因素展开更为深入的理论和实证研究。

值得注意的是,从企业内部实践视角尤其是管理特征出发研究生产率增长问题,已成为近年来经济学研究发展的一个重要热点。学者们逐渐认识到:在企业内部生产实践过程中,管理特征的异质性是造成不同企业在资源配置、考核监督、绩效激励等微观层面存在较大差异的重要原因,而上述因素则是影响劳动生产率增长的一个重要方面。从

理论上,管理与生产率之间的关系是一个“古老”的命题(Taylor, 1911; Lucas, 1978),不同企业之间物质资本、人力资本与生产技术的配置组合之所以存在显著差异,其重要的原因在于管理水平存在较大差距,而后者正是企业进行资源配置的重要工具(Acemoglu et al., 2013)。因此,从微观机理上分析,管理是影响企业劳动生产率的重要因素。近年来,随着微观调查数据可获性的提高以及对劳动生产率增长的微观机制研究的不断深入,更多文献发现:企业管理特征和管理实践的差异,是造成企业之间劳动生产率存在异质性的主要原因。一部分学者研究发现,企业的管理团队特征对于创新绩效、劳动生产率具有显著影响(Jones & Weinkerg, 2011; Acemoglu et al., 2013)。运用来自巴西、美国等地的企业—劳动力匹配调查数据,另一部分学者则以管理层开放性人格特征、管理层与企业创办者年龄等作为代理变量,就管理层特征对于企业创新质量、劳动生产率等方面的影响效应进行了更为细致的实证分析(Sarada & Tocioian, 2013; Bertrand & Schoar, 2003)。上述研究发现,作为影响企业内部组织实践的重要微观因素,管理对企业资源配置、生产率增长起到了重要的促进作用。但是,由于调查指标的制约,上述文献并未对企业的管理特征进行完整的关注,也并未实现对企业管理效率的全面测度,而多采用管理层教育水平、年龄结构、人格特征及其他自我评价类的高效能团队指标(High Performance Workplace System, HPW)作为代理变量。因此,上述研究仅能部分地反映企业管理效率对于劳动生产率的影响效应,而难以充分规避遗漏变量、测度误差等问题对实证分析结果的潜在干扰。

为解决上述问题,以Bloom、Reenen为代表的学者围绕企业管理效率测度、管理效率对劳动生产率的影响效应、影响机制等问题展开了长期的研究。一方面,Bloom和Van Reenen(2007)创造性地设计了能够对企业内部管理特征进行全面测度的管理效率调查问卷(World Management Survey, 简称WMS调查)。WMS调查采用严格的随机抽样和双盲调查方法,从目标规划(Targets)、绩效激励(Incentives)、考核监督(Monitoring)和管理实施(Operation)等维度全面地衡量了企业的管理效率状况,成功打破了企业内部的“管理黑箱”,从而使管理效率对于企业劳

动生产率的严格经验分析成为可能。另一方面,针对管理效率对企业劳动生产率的影响效应问题,Bloom等人还运用美国、欧盟等发达经济体以及墨西哥、印度等发展中国家的调查数据进行了大量的开拓性研究。结果表明,企业管理效率对于劳动生产率增长具有重要的因果效应,欧盟与美国的企业劳动生产率之所以存在较大差异,发展中国家之所以相较发达经济体在劳动生产率上存在重要短板,管理效率是重要的解释因素(Bloom & Van Reenen, 2007; Bloom et al., 2013; Bloom et al., 2017)。此外,Bloom等人还就管理效率影响劳动生产率的可能渠道进行了一定程度的研究探索。结果发现,企业管理效率提升能够通过促进企业产品质量升级而有效推动劳动生产率增长。在其他因素不变的前提下,管理效率较高的企业,其产品质量缺陷显著偏低10%左右,而劳动生产率则平均提升约17%(Bloom et al., 2013)。不仅于此,Bloom认为,管理是企业重要的资源配置工具,高管理效率的企业更倾向于雇佣高技能水平的员工、引进更为先进的IT技术和生产设备,从而对企业劳动生产率的提升产生重要的促进效应(Bender et al., 2018; Bloom, 2010a)。

尽管上述文献已从理论、实证两个角度就管理效率对于劳动生产率的影响效应、影响机制做出了一些初步的探讨,但面对管理效率与我国企业劳动生产率增长的现实问题,现有文献也存在一定程度的不足。首先,由于一手调查数据的缺乏,对于中国的劳动生产率增长问题,现有文献仍在实证研究上关注不够。Bloom、Van Reenen等人有关管理效率的现有研究,多运用美国、欧盟等发达经济体作为研究对象,或部分关注到墨西哥、印度等经济总量相对较小的发展中国家,对于中国企业的管理效率状况及其对劳动生产率的影响效应并未进行充分研究。其次,如何应对我国劳动生产率增速下滑、实现生产率增长是一个亟待破解的现实问题,而现有研究多仅从人力资本、技术进步等宏观结构性因素角度进行探讨,而缺乏从企业管理效率这一重要内部微观因素出发的政策解读。最后,管理效率对于劳动生产率的影响机制、影响渠道则需要更为充分的实证检验。尽管现有文献已从产品质量、高质量人力资本选择、引进IT技术等角度进行了一

些初步的理论分析和实证解释,但上述研究发现仍有待于通过更多大样本企业调查数据进行稳健性检验。

为准确判断我国企业在转型升级关键期的真实状况,同时弥补我国企业管理效率与劳动生产率增长问题研究中高质量一手调查数据缺乏的短板,笔者所在单位联合中国社科院、香港科技大学、清华大学等知名科研机构于2015年和2016年连续两年在广东和湖北进行了以随机分层抽样为基础的“中国企业—劳动力匹配调查”(China Employer-Employee Survey,简称CEES),为上述问题的研究提供了不可多得的数据库支持。首先,引入Bloom、Reenen等学者所设计的WMS调查规范量表,CEES首次大规模搜集了我国制造业企业的管理效率数据。运用该调查数据,本文不仅可就管理效率对于企业劳动生产率的影响效应进行稳健地因果推断,并可将实证结果与基于美国、印度等国数据的已有文献进行比较研究。其次,在管理效率指标基础上,CEES调查还匹配性地搜集了受访企业2013~2015年有关财务绩效、研发创新、生产销售、产品质量、人力资本等不同维度的500余项调查指标的数据;并以受访企业员工名录作为抽样库,按照中高层管理人员30%、一线员工70%的分层抽样原则,等距抽取了6~10名员工作为劳动力调查样本,调查内容涵盖员工受教育程度、工资、年龄、性别、工作经验、婚姻状况、工作历史、户籍状况、工作任务、人格特征、所在城市、劳动力户籍等300余项调查指标。匹配调查的科学方法,保障了企业、劳动力在关键行为特征、产出结果等方面的调查指标与管理效率指标之间具有内在的逻辑自洽性,从而避免了现有研究运用关联数据在因果效应推断上的缺陷。第三,CEES调查以“第三次经济普查企业清单”(2013年)作为抽样总体,选取我国中部地区的湖北省和东部地区的广东省作为调查重点,在企业、员工的抽样方法上严格遵循随机分层方法,这使得CEES调查的样本分布具有较强的代表性。CEES调查最终从26个地市(39个样本区县)中随机抽取了1208家不同规模、不同类型企业样本,并获得了10887名员工2013~2015连续3年的有效信息。基于该调查数据,本文的实证研究可较好地规避选择性偏误等问题对于实证研究的潜在干扰。

综上,为充分利用“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)的数据优势,并就管理效率对我国企业劳动生产率提升的影响效应、影响机制进行全面地实证分析。借鉴 Bloom 和 Van Reenen (2007、2010b) 的研究思路,在充分考虑人力资本、技术进步等宏观结构性因素的前提下,就管理效率对我国企业的劳动生产率提升问题进行实证研究。本文的主要贡献在于:第一,从企业内部实践视角出发,选择管理效率作为主要研究对象,就管理效率对我国企业劳动生产率提升的影响效应进行稳健地因果推断;第二,以一手调查数据为基础,测算了管理效率对劳动生产率增长的边际贡献,并就管理效率促进我国企业劳动生产率提升的可能途径进行了分析;第三,本文对如何促进我国现阶段劳动生产率持续增长从管理效率视角提供了新的政策启示。

本文剩余部分安排如下:第二部分是模型构建,对管理效率和劳动生产率等重要变量的测度方法进行介绍,在此基础上构建实证研究的基准模型及因果效应识别策略;第三部分是数据描述性统计,运用 CEES 调查数据就管理效率对于企业劳动生产率的影响效应进行初步地统计分析;第四部分是实证检验,就管理效率对我国企业劳动生产率提升的影响效应展开稳健地实证分析和因果效应检验;第五部分则从物质资本质量、人力资本质量、产品质量和知识分享等角度出发,就管理效率对企业劳动生产率的可能影响渠道进行进一步的讨论。最后是结论与政策建议。

二、模型构建

(一)指标选取

首先,本文参考 Bloom 和 Van Reenen (2007,

2017) 等文献的做法,基于 CEES 调查数据构造企业管理效率指标。参照世界管理效率标准量表 (WMS 调查) 的规范做法。CEES 引入了该量表的全部 16 个管理效率问项,具体而言包括企业管理在目标规划 (Targets)、绩效激励 (Incentives)、考核监督 (Monitoring) 和管理实施 (Operations) 4 个维度的问题。每一个具体问项均为一个由低到高的客观性选择指标,我们参考现有文献的通常做法,根据调查者对各客观性选择问项的选择情况,每一具体问题按管理执行程度由低到高进行 0~1 分的等距赋值,并按照算术平均值将 16 个问项合成 0~1 分的管理效率指标。考虑到管理本身是一个包含多个维度的概念 (Womack, Jones & Roos, 1990), 本文重点关注的是企业总体管理效率这一整体指标。因此,采用上述方法测算管理效率平均得分,我们可将目标规划、绩效激励、考核监督和管理实施等 4 个细分维度企业管理的具体状况综合反映进来,从而避免由于存在遗漏变量、测度误差而对实证研究结论的潜在干扰 (Sarada & Tocoian, 2013; Bertrand & Schoar, 2003)。采用 WMS 调查的标准化量表,“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES) 有效搜集了企业维度 2010 年、2015 年两年的管理效率得分值,全部有效样本为 898 和 1084 家,分别占总调查样本的 74.3% 和 89.7%。表 1 给出了管理效率分值各维度的统计定义及测度方法。

其次,参照现有经济学文献对企业劳动生产率的主流测算方法,本文采用微观企业层面的人均工业增加值作为企业劳动生产率的代理变量。得益于企业-劳动力匹配调查的科学方法,CEES 不仅调查了企业管理效率、劳动生产率等关键的投入、

表 1 企业管理效率得分的统计含义

维度名称	统计含义
目标规划 (Targets)	企业管理过程中对于目标规划的设定与执行情况 (根据下列问项的评价选择进行 0-1 分等距赋值,包括考核业绩指标个数、长期与短期生产计划的关注情况、生产计划完成的难易程度、根据生产计划对一线员工和管理层职工绩效奖金的发放情况等 5 个问项)
绩效激励 (Incentives)	企业管理过程中对于一线和管理层员工的绩效激励力度 (根据下列问项的评价选择进行 0-1 分等距赋值,包括一线员工与管理层获得绩效奖金比例、工作业绩与一线员工与管理层晋升的关系等 4 个问项)
考核监督 (Monitoring)	企业管理过程中对于不同员工完成业绩情况的监督力度 (根据下列问项的评价选择进行 0-1 分等距赋值,包括企业不同员工对生产计划的了解程度、未完成业绩一线员工和管理层职工多长时间会被辞退、一线员工与管理层多长时间查看考核指标等 5 个问项)
管理实施 (Operations)	企业管理过程中对于高效率管理方法的推广程度 (根据下列问项的评价选择进行 0-1 分等距赋值,包括企业对精益制造管理方法的推广程度、企业生产目标展示板的布置情况等 2 个问项)

注:基于 Bloom 和 Van Reenen (2007) 附表 I.A, 根据“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES) WMS 量表的相关问卷信息进行整理。

产出指标,更匹配性地搜集了本文所用的其他企业特征、员工特征数据,从而为稳健地实证检验奠定了坚实的数据基础。

(二)基准回归模型设定

在对企业管理效率和劳动生产率进行准确测度的基础上,本文的基准回归模型重点考察管理效率对企业劳动生产率影响效应的估计策略。参照现有文献的模型设定思路(Bloom & Reenen, 2017),我们可将企业管理作为一种重要的投入要素和资源配置工具引入生产函数,具体而言,C-D形式的新古典生产函数设定如下:

$$Y_{ijdt} = A_{ijdt} K_{ijdt}^{\alpha} L_{ijdt}^{\beta} e^{\lambda X_{ijdt}} e^{\delta M_{ijdt}} \quad (1)$$

在上文(1)式中, Y_{ijdt} 为工业增加值, A_{ijdt} 为技术水平, K_{ijdt} 为企业期初的资本存量, L_{ijdt} 为劳动力投入, X_{it} 代表其他影响企业产出水平(Y_{ijdt})的因素; M_{ijdt} 则表示企业的管理特征,即本文运用CEES数据所测算的管理效率得分指标。下标*i*、*j*、*d*和*t*分别表示企业、行业、地区和时期。

为估计管理效率对企业劳动生产率的影响效应,我们对上述生产函数进行对数化处理,并对(1)式两边同时减去劳动力人数的自然对数值($\log(L_{ijdt})$),从而将(1)式改写为用于实证分析的估计方程(2)式:

$$\log\left(\frac{Y_{ijdt}}{L_{ijdt}}\right) = \alpha \log\left(\frac{K_{ijdt}}{L_{ijdt}}\right) + (\beta + \alpha - 1) \log(L_{ijdt}) + \lambda X_{ijdt} + \delta M_{ijdt} + \xi_j + \xi_d + \varepsilon_{ijdt} \quad (2)$$

其中,(2)式左边为企业人均工业增加值(Y_{ijdt}/L_{ijdt})的自然对数值;(2)式右边除行业固定效应(ξ_j)、地区固定效应(ξ_d)外,主要控制变量分别为人均资产总额(K_{ijdt}/L_{ijdt})、劳动力人数(L_{ijdt})、劳动力结构(大学以上学历员工占比, X_{ijdt}),除劳动力结构因素外,其他控制变量均取自然对数值。核心待估参数为 δ ,表示管理效率对劳动生产率的影响效应。根据本文的理论分析结果,如果在实证过程中该参数的估计值在至少10%的水平上统计显著为正,则可推断:在其他因素不变的前提下,管理效率对于企业劳动生产率具有显著的促进效应。 ε_{ijdt} 是随机误差项。值得说明的是,综合考虑变量之间的因果关系次序以及经济指标的渐进独立性,本文运用受访企业2015年的相关调查指标作为待估方程的观

测变量,就管理效率对于企业劳动生产率的影响效应进行横截面回归分析。基于上述方法,本文能够在模型设定上规避逆向因果效应、遗漏变量偏误等因素对参数估计值的潜在干扰,从而使基准回归得到尽可能稳健的实证结果。

(三)因果效应检验

1. 倾向得分匹配回归(Propensity Score Matching Regression)

运用上述基准计量模型,我们可就管理效率对企业劳动生产率的影响效应进行相关性检验。然而,从大样本、稳健性的因果推断角度出发,基准回归的OLS识别策略仍面临诸多挑战。其关键原因在于,由于不同企业个体在管理效率上的差异并非完全随机分配,其有可能与企业规模、要素禀赋状况等其他特征变量存在高度的相关性。因此,采用基准回归的OLS估计方法,仍然难以有效剔除“选择性偏误”对管理效率影响效应的干扰,从而难以剥离管理效率对于企业劳动生产率提升的因果效应。为此,考虑到基准计量模型的横截面估计特征,并鉴于“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)在调查指标上的多元性,本文进一步引入倾向得分匹配回归(PSM regression)方法,就管理效率对于企业劳动生产率提升的影响效应进行稳健地因果推断。

具体而言,我们首先根据受访企业2015年管理效率得分是否大于或等于中位值,将全部企业样本划分为“高管理效率”(M_high)、“低管理效率”(M_low)两组。在此基础上,分别选择人均固定资产净值、劳动力人数和研发人员占比作为“高管理效率”企业与“低管理效率”企业的匹配变量,对全部受访企业样本以劳动生产率(人均工业增加值)作为产出变量进行1:1的k近邻匹配。在此基础上,剔除找不到匹配对象的企业,最终分别得到300对(共600家)企业作为倾向得分匹配回归的子样本。表2报告了配对分组变量和企业维度匹配变量的统

表2 配对分组变量和匹配变量的统计结果

变量名称	统计定义	Obs.	Mean	Std.	Min	Max
2015年高管理效率(PSM配对)	基于2015年管理效率指标进行K近邻匹配(n=1)配对计算	600	0.5	0.5	0	1
人均固定资产净值	2015年企业人均固定资产净值(万元)	1075	20.59	37.31	0.3	625
劳动力人数	2015年劳动力人数(人)	1020	591.73	916.94	27	3500
研发人员占比	2015年企业研发人员占比	1054	0.06	0.09	0	0.79

注:根据“中国企业—劳动力匹配调查”相关指标进行整理。由于篇幅限制,本处仅报告了2015年PSM配对所用的匹配变量统计结果。

经济社会调查

计结果,表3则进一步报告了k近邻匹配($n=1$)估计的平衡性检验结果。从中可以看到,采用PSM配对之后,“高管理效率”分组与“低管理效率”分组在企业规模、研发人员占比等特征上的标准误差绝对值减少了82.5%~90.1%。这表明,采用配对样本回归,可在一定程度上有效剔除企业规模、要素禀赋状况等特征的组间差异,从而规避选择性偏误对管理效率影响效应估计值的潜在干扰。

2. 工具变量回归(IV Regression)

采用倾向得分匹配回归估计,本文可以在较大程度上剔除选择性偏误对管理效率影响效应的估计干扰。但是,由于CEES调查涵盖的问项指标毕竟有限,回归模型中仍可能存在许多不可观测因素难以得到有效控制,从而仍有可能遗漏同时影响管理效率与劳动生产率的共时性变量,致使计量模型存在内生性问题。因此,为进一步解决可能存在的内生性问题,本文采用工具变量回归(IV Regression),通过寻找与企业管理效率得分相关但不与企业劳动生产率存在直接影响的工具变量,运用两阶段最小二乘估计(2SLS)剔除逆向因果效应、遗漏变量偏误对管理效率影响效应的估计干扰。

具体而言,参照Fisman和Svensson(2007)对内生性问题的处理思路,将内生解释变量企业管理效率得分的行业—地区平均值作为自身的工具变量,并通过第一阶段回归得到企业管理效率得分基于工具变量的预测值。在此基础上,将企业管理效率得分的预测值作为代理指标代入第二阶段回归,以

考察其对于企业劳动生产率的影响效应。在满足工具变量外生性、有效性的前提下,如果第二阶段回归过程中,管理效率对于企业劳动生产率的影响效应在至少10%的显著性水平上统计为正,则可推断:管理效率对于企业劳动生产率具有显著的正向因果效应。

此外,为了进一步研究管理效率对企业劳动生产率的可能影响渠道,本文参照现有文献的实证研究方法(Bloom et al., 2013; Bender et al., 2018),分别以企业人力资本质量(全体员工平均受教育年限、一线员工平均受教育年限)、物质资本质量(是否引入机器人设备、是否购买进口中间品)、产品质量(产品在主要销售地市场份额是否大于10%、企业是否出口)和知识分享(研发交流频次、质量改进交流频次)作为被解释变量,就管理效率对于上述变量的影响效应进行实证检验。考虑到上述变量均为企业劳动生产率提升的重要机制变量,如果回归结果发现管理效率对于上述变量均具有显著为正的影响效应,则可推断:管理效率有可能通过上述影响渠道对企业劳动生产率产生增进作用。最后,表4给出了上述影响渠道变量的统计结果。

三、统计分析

在进行实证检验之前,本部分拟从企业管理效率视角出发,就其对企业劳动生产率的影响效应进行统计分析。

首先,采用规范的管理效率量表,本文对于中国企业管理效率的实证研究与现有文献基于美国、欧盟等发达国家和地区以及印度、墨西哥等发展中国家微观调查数据的经验分析具有相同的测度标准^②。表5给出了中国管理效率与其他国家和地区相应指标的比较结果。我们发现:一方面,与发达国家

表3 倾向得分匹配的平衡性检验结果

变量符号	样本	均值		标准偏误(%)	标准误差绝对值减少(%)	T值	P值
		试验组	对照组				
人均固定资产净值	U	22.11	16.44	18.1		2.51	1.32*
	M	22.11	27.95	-18.6	-2.9	-2.13	0.49*
劳动力人数	U	726.92	299.92	52.6		7.15	2.70*
	M	726.92	652.24	9.2	82.5	1.16	1.07
研发人员占比	U	0.08	0.05	17.8		2.46	1.43*
	M	0.08	0.06	-1.8	90.1	-0.21	0.58*

注:根据2015年企业是否属于“高管理效率”分组进行1比1的k近邻匹配。*、**和***分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表4 主要影响渠道变量的统计结果

变量名称	统计定义	Obs.	Mean	Std.	Min	Max
全体员工受教育年限	2015年全体员工受教育年限(年)	1046	11.21	1.46	9	16
一线员工受教育年限	2015年全体员工受教育年限(年)	1029	10.48	1.26	9	16
出口状况	企业生产的产品是否出口(0~1)	1113	0.42	0.49	0	1
市场份额	企业的产品市场份额是否大于10%	1026	0.48	0.50	0	1
研发知识分享	企业研发每月交流频次	1206	2.50	5.86	0	7
质量改进知识分享	企业质量改进每周交流频次	1082	3.44	7.34	0	14
智能化投资	企业是否引进机器人设备(0~1)	1121	0.09	0.28	0	1
进口中间品	企业是否购买进口中间品(0~1)	1118	0.33	0.47	0	1

注:根据“中国企业—员工匹配调查”(CEES)数据进行统计整理。

表5 中国与世界其他国家管理效率得分的对比情况

国家和地区名称	管理效率得分
中国	0.539
美国	0.662
印度	0.522
其他发达国家	0.595
其他发展中国家	0.500

注:中国企业管理效率的平均得分情况,参见“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)。其他国家和地区企业管理效率的平均得分情况,参见Bloom、Sadun和Reenen(2015)。

相比,现阶段我国企业的管理效率显著偏低。根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES),2015年我国企业管理效率得分仅为0.539^③,这一指标相较管理效率得分最高的美国偏低约19.6%,同样也远低于其他发达国家的平均水平(0.595)。这表明,作为发展中国家,我国企业的管理效率仍有较大的提升空间。另一方面,与其他发展中国家相比,我国企业的管理效率得分则一定程度偏高。其得分不仅略高于同为发展中大国的印度(0.522),也高出除中国、印度以外其他发展中国家的管理效率平均值(0.5)约7.8%。这表明,随着中国经济迈入中上等收入国家行列,其企业的管理效率也较其他发展中国家具有一定优势。初步的统计分析表明,管理效率与劳动生产率指标有可能存在一定程度的正向关系,而这也得到了2016年官方统计报告的印证^④。

其次,统计分析表明,管理效率对于企业劳动生产率提升具有显著的促进效应。表6将全部受访样本企业按2015年管理效率得分由低到高进行5分位分组,并统计不同分组样本劳动生产率(人均工业增加值)的变化情况。结果发现,在不考虑其他因素的前提下,随着企业管理效率的提升,其劳动生产率也呈现出不断上升的趋势,管理效率与劳动生产率在统计层面呈现出了较为明显的正相关关系。对于管理效率最低的20%企业分组而言,其2013~2015年的平均劳动生产率约为11.8万元;而对于管理效率最高的20%企业分组而言,上述指标则为18.3万元,后者较前者高出54.9%。这表明,在不考虑要素禀赋、企业规模、行业和地区异质性等因素的前提下,提高企业管理效率或将有效推动劳动生产率增长。

进一步的,为了分析不同管理效率分组企业的劳动生产率是否存在显著差异,我们按2015年管理效率得分是否大于或等于中位值,将全部受访企业样本划分为“高管理效率”、“低管理效率”两组。结果表明,对于“高管理效率”分组企业而言,其2013~2015年的平均劳动生产率约为17.3万元;而对于“低管理效率”分组企业而言,上述指标则为14.4万元,前者较后者高出20%。并且,我们运

用分组T检验分析了上述两组企业的劳动生产率是否存在显著的组间差异。结果发现,相应T统计量为2.9,其在至少1%的显著性水平上拒绝不存在组间差异的原假设。这进一步表明,“高管理效率”分组企业在劳动生产率上明显更高。

综上所述,本部分的统计分析表明:运用“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,管理效率对于现阶段我国企业的劳动生产率增长或具有重要的促进效应。最后,从基准计量模型的设定要求出发,表7给出了基准回归主要变量的描述性统计结果。

四、实证检验

(一)基准回归估计结果

运用“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,本部分首先采用单方程的OLS估计方法,就管理效率对于企业劳动生产率的影响效应进行稳健地实证检验,待估方程为上文(2)式。

表8给出了基准回归模型的估计结果。一方面,横截性回归结果表明,以2015年企业管理效率得分作为核心解释变量,其对于2015年企业劳动生产率具有显著的正向效应,核心参数估计值(δ)均在至少10%显著性水平上统计为正。这表明,管理效率对于我国企业的劳动生产率具有显著的促进作用,管理效率或是现阶段我国劳动生产率增长的重要驱动力量之一。另一方面,基准回归的参数估

表6 不同管理效率分组企业的劳动生产率状况

企业分组	Obs.	劳动生产率均值	Std.
管理效率最低20%分组	401	11.80	18.32
管理效率21%~40%分组	500	16.56	23.16
管理效率41%~60%分组	519	15.46	19.95
管理效率61%~80%分组	491	16.93	21.56
管理效率最高20%分组	520	18.28	21.44
高管理效率分组(大于等于中位值)	1,662	17.33	21.33
低管理效率分组(小于中位值)	1,599	14.44	20.80

注:根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据进行统计整理。对于不同管理效率分组企业的劳动生产率,根据受访样本2013~2015年人均工业增加值(万元)求算术平均值。

表7 基准回归主要变量的统计结果

变量名称	统计定义	Obs.	Mean	Std.	Min	Max
被解释变量						
劳动生产率	2015年企业人均工业增加值(万元)	873	18.31	45.28	0.01	676.07
解释变量						
管理效率得分(2015)	2015年企业管理效率得分(0-1比值)	1084	0.54	0.16	0	0.95
工具变量						
管理效率得分(2010)	2010年企业管理效率得分(0-1比值)	898	0.54	0.10	0.33	0.71
控制变量						
劳动力结构	2015年企业大学以上员工占比	1054	0.02	0.07	0	1
劳动力人数	2015年劳动力人数(人)	1020	591.73	916.94	27	3500
人均资产总额	2015年企业人均资产总额(万元)	1075	20.59	37.31	0.03	625

注:根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据进行统计整理。

计结果表明,在逐渐引入人均资产总额、企业规模、劳动力结构等因素之后,管理效率对于劳动生产率的影响系数具有较强的经济显著性。表8模型4的回归结果表明,在充分控制上述变量并考虑到行业、地区固定效应的前提下,管理效率得分对于劳动生产率对数值的影响系数仍为1.421,其在10%显著性水平上统计为正。这表明,在其他因素充分控制的前提下,管理效率得分从0到1每提高10%,企业的劳动生产率平均将提高14.2%。考虑到2015年企业管理效率得分的标准差为0.95,则上述参数估计值表明:在其他因素不变的前提下,管理效率得分每增加一个单位标准差,企业的劳动生产率平均将提高1.3倍(1.412×0.95)。

因此,表8的基准回归结果表明,基于“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,管理效率是驱动现阶段我国企业劳动生产率增长的重要因素。

(二)因果效应检验估计结果

1.倾向得分匹配回归的估计结果

通过基准回归模型的实证分析,本文发现:运用“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据,管理效率对于现阶段我国企业的劳动生产率增长具有显著的边际贡献。然而,如前文所述,单方程OLS回归过程中,管理效率与劳动生产率两者之间有可能存在一定的选择性偏误问题。这是因为,不同微观个体企业在管理效率上的差异有可能并非是完全随机分配的,其或与某些企业特征如企业规模、要素禀赋状况等存在高度的相关性。因此,采用基准回归的OLS估计方法,仍难有效剔除“选择性偏误”对管理效率影响效应的干扰,从而仅能给出相

表8 管理效率与劳动生产率的OLS回归结果

变量名	被解释变量 劳动生产率(2015年人均工业增加值对数值)			
	模型1	模型2	模型3	模型4
管理效率得分	3.782*** (6.11)	2.550*** (3.72)	1.610** (2.29)	1.421* (1.93)
人均资产总额(对数值)		0.461*** (8.96)	0.468*** (9.28)	0.460*** (8.63)
劳动力人数(对数值)			0.144*** (3.36)	0.154*** (3.64)
劳动力结构(%)				0.496 (0.63)
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数量	833	815	815	787
R-squared	0.083	0.173	0.182	0.178

注:括号内数值为基于稳健标准误(robust standard error)计算的T统计量。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著。

关性检验的估计结果,而难以管理效率对于企业劳动生产率提升的因果效应。为此,考虑到基准计量模型的横截性估计特征,并鉴于“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)在调查指标上的多元性,本部分采用倾向得分匹配回归(PSM regression)的估计方法,就管理效率对于企业劳动生产率提升的影响效应进行稳健地因果推断。相关匹配变量选择、配对子样本构建方法均参照前文第二部分所给出的具体思路。

表9给出了基于1:1近邻匹配(k近邻匹配)所构造的子样本企业的回归估计结果。我们发现,在有效剔除企业规模、要素禀赋特征的组间差异之后,与对照组企业相比(“低管理效率”分组),试验组企业(“高管理效率”分组)在劳动生产率上仍显著偏高,参数估计值均在至少10%显著性水平上统计为正。进一步地,表9模型4的回归结果表明,在充分引入基准回归方程控制变量并考虑到行业、地区固定效应的前提下,与“低管理效率”企业分组相比,“高管理效率”分组企业的劳动生产率平均偏高23.3%。因此,倾向得分匹配回归估计结果表明,在有效控制不同管理效率分组企业之间选择性偏误的前提下,管理效率有可能是引致企业劳动生产率提升的重要原因。上述估计结果基本满足因果推断的统计要求。

2.工具变量回归的估计结果

如前文所述,在解决选择性偏误所引致的内生性问题中,倾向得分匹配回归的估计方法有可能存在一定的局限性。这是因为,由于CEES调查涵盖的问项指标毕竟有限,回归模型中仍可能存在若干

表9 管理效率与劳动生产率的OLS回归结果
(PSM配对子样本)

变量名	被解释变量 劳动生产率(2015年人均工业增加值对数)			
	模型1	模型2	模型3	模型4
高管理效率分组 (1:1配对)	0.449*** (3.12)	0.397*** (3.25)	0.237* (1.95)	0.233* (1.93)
资本强度(对数值)		0.013*** (3.77)	0.014*** (3.91)	0.014*** (3.92)
劳动力人数(对数值)			0.170 (0.80)	0.168 (0.83)
劳动力结构(%)				0.835 (1.01)
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数量	775	775	775	775
R-squared	0.069	0.099	0.110	0.111

注:括号内数值为基于稳健标准误(robust standard error)计算的T统计量。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著。

难以得到有效控制的不可观测因素,从而仍有可能遗漏同时影响管理效率、劳动生产率的共时性变量,致使计量模型无法完全消除内生性问题。因此,为进一步解决可能存在的内生性问题,本文采用工具变量回归(IV regression),通过寻找与企业管理效率得分相关、但不与企业劳动生产率存在直接影响的工具变量,基于两阶段最小二乘估计(2SLS)剔除逆向因果效应、遗漏变量偏误等问题对管理效率影响效应的估计干扰。依前文所述,我们参照Fisman和Svensson(2007)对内生性问题的处理方法,将内生解释变量自身的行业—地区平均值作为企业管理效率得分的工具变量,并通过第一阶段回归得到企业管理效率得分基于工具变量的预测值。在此基础上,将企业管理效率得分的预测值作为代理指标代入第二阶段回归,以考察其对于企业劳动生产率的影响效应。

表10报告了运用工具变量法所估计的管理效率对于企业劳动生产率的影响效应,即第二阶段回归方程的估计结果。结果发现,在采用工具变量法剔除逆向因果效应、遗漏变量偏误等内生性问题对参数估计值的潜在干扰后,企业管理效率得分对于劳动生产率仍具有显著的正向效应,参数估计值均在至少5%显著性水平上统计为正。此外,Hansen J检验和F检验表明,本文所选取的工具变量基本满足外生性、有效性的计量理论假设,不存在过度识别或弱工具变量问题。因此,与倾向得分匹配回归的估计结果相互印证,工具变量回归的结果表明:

表10 管理效率与企业劳动生产率的IV回归结果
(第二阶段方程)

变量名	被解释变量 劳动生产率(2015年人均工业增加值对数值)			
	模型1	模型2	模型3	模型4
管理效率	31.75*** (3.96)	21.22** (2.56)	4.151*** (2.80)	3.410*** (2.50)
人均资产总额(对数值)		0.311*** (9.06)	0.440*** (8.83)	0.471*** (9.49)
劳动力人数(对数值)			0.123** (2.52)	0.0984** (1.97)
劳动力结构(%)				0.620 (0.82)
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	833	787	787	787
R-squared	0.076	0.148	0.158	0.169
F检验	16.99***	13.08***	14.82***	10.94***
Hansen 检验	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号内数值为基于稳健标准误(robust standard error)计算的Z统计量。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著。

从大概率上说,管理效率是现阶段我国提升劳动生产率的重要途径,两者之间具有较为稳健的因果关系。

五、解释和进一步分析

上一部分的实证检验结果表明,管理效率对于企业的劳动生产率具有稳健的正向效应;在充分解决内生性问题对参数估计值的干扰后,我们发现:管理效率对于企业劳动生产率提升的促进效应基本满足因果推断的统计要求。然而,上述回归结果仅表明管理效率是现阶段我国企业实现劳动生产率增长的重要原因,却并未就管理效率对于企业劳动生产率提升的影响渠道、影响途径进行实证解释。

为此,本部分参照现有文献的实证研究方法(Bloom et al., 2013; Bender et al., 2018),选取人力资本质量、物质资本质量、产品质量和知识分享等角度,就管理效率对于企业劳动生产率提升的可能影响渠道进行实证分析。根据现有文献研究,管理效率提升不仅带来企业管理方法的改进,还将推动所在企业生产要素质量、产品竞争力、内部知识分享的一系列变化,而上述渠道或是管理效率促进企业劳动生产率提升的重要路径。因此,根据现有文献的通常做法,并考虑到“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)的数据可得性,分别采用全体员工平均受教育年限、一线员工受教育年限作为人力资本质量的代理变量,并采用企业是否引入机器人设备、企业是否购买进口中间品等指标作为物质资本质量的代理变量。对于产品质量而言,采用企业产品在主要销售地市场份额是否大于10%、企业是否出口两个虚拟变量作为测度指标。最后,采用企业每月研发交流频次、每周质量改进交流频次这两个指标作为内部知识分享的代理变量。由此,本部分选取人力资本质量、物质资本质量、产品质量和知识分享等角度,就管理效率对企业劳动生产率的影响渠道进行实证解释。

表11和表12给出了不同管理效率分组企业在上述指标方面的组间差异统计结果,表13和表14给出了管理效率得分对于企业上述4个维度指标影响效应的回归估计结果。具体而言,我们有如下3个方面的发现。

第一,管理效率提升将促进企业选择更高质量的人力资本、物质资本,并通过改善要素禀赋状况促进劳动生产率增长。表13的估计结果表明,在基准回归控制变量、行业和地区固定效应充分引入的前提下,企业管理效率得分对于全体员工平均受教育年限、一线员工平均受教育年限具有显著的正向效应,上述估计结果均在至少1%显著性水平上满足统计推断的要求。并且,对数-线性模型的参数估计结果表明,在其他因素不变的前提下,企业管理效率得分从0到1每提高10%,全体员工、一线员工的平均受教育年限将分别增长5.7%、1.4%。这表明,管理效率提升将促进企业选择更高质量的人力资本。此外,表13的回归结果进一步发现,管理效率提升不仅对人力资本质量具有正向的选择效应,其也将促进企业选择机器人设备、进口中间品以改善物质资本质量。在其他变量充分引入的前提下,管理效率对上述两个指标的影响系数均在1%显著

表11 不同管理效率分组企业的人力资本与生产性固定资本质量状况

企业分组	Obs.	Mean	Std.
1. 全体员工平均受教育年限			
高管理效率分组(大于等于中位值)	541	12.19	1.89
低管理效率分组(小于中位值)	540	11.07	1.96
2. 一线员工平均受教育年限			
高管理效率分组(大于等于中位值)	512	10.52	1.19
低管理效率分组(小于中位值)	509	10.18	1.06
3. 机器人设备引入的比例			
高管理效率分组(大于等于中位值)	534	0.13	0.34
低管理效率分组(小于中位值)	535	0.05	0.21
4. 引入进口中间品的比例			
高管理效率分组(大于等于中位值)	534	0.40	0.49
低管理效率分组(小于中位值)	534	0.27	0.45

注:根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据进行统计整理。对于不同管理效率分组企业,根据受访样本2015年的相关对应指标求算术平均值。

表12 不同管理效率分组企业的产品质量与知识分享状况

企业分组	Obs.	Mean	Std.
1. 主要产品市场份额高于10%的比例			
高管理效率分组(大于等于中位值)	498	0.54	0.50
低管理效率分组(小于中位值)	512	0.42	0.49
2. 出口企业占比			
高管理效率分组(大于等于中位值)	528	0.49	0.50
低管理效率分组(小于中位值)	533	0.37	0.48
3. 研发交流频次			
高管理效率分组(大于等于中位值)	540	3.30	6.49
低管理效率分组(小于中位值)	540	1.90	4.93
4. 质量改进交流频次			
高管理效率分组(大于等于中位值)	517	3.88	7.85
低管理效率分组(小于中位值)	515	2.85	4.22

注:根据“中国企业—劳动力匹配调查”(CEES)数据进行统计整理。对于不同管理效率分组企业,根据受访样本2015年的相关对应指标求算术平均值。

性水平上统计为正。因此,表13的回归结果表明,管理效率提升有可能通过促进企业改善自身的人力资本、物质资本质量从而实现劳动生产率增长。

第二,管理效率将促进企业的产品质量升级,并通过提升产品质量竞争力而引致劳动生产率增长。表14的回归结果发现,无论是采用企业产品在主要销售地市场份额是否大于10%作为代理变量,还是将企业产品是否出口作为衡量指标,管理效率的影响效应均在1%显著性水平上统计为正。这表明,管理效率能够帮助企业提升产品质量,获得更强的产品质量竞争力。因此,回归结果表明,管理效率提升有可能提高产品质量、增强产品质量竞争力,进而促进劳动生产率的增长。

第三,管理效率提升将促进企业的内部知识分享,并通过改善企业的研发创新、质量改进方式进而实现劳动生产率的增长。表14的回归结果表明,在其他因素充分引入的前提下,管理效率对于企业

表13 管理效率促进劳动生产率增长的影响渠道分析(人力资本与物质资本质量)

变量名	人力资本质量		物质资本质量	
	全体员工受教育年限(对数值)	一线员工受教育年限(对数值)	引入机器人设备	引入进口中间品
	OLS	OLS	Probit	Probit
	模型1	模型2	模型3	模型4
管理效率得分	0.566*** (9.95)	0.14*** (3.63)	0.49*** (2.48)	0.59*** (3.39)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	975	975	975	975
R-squared	0.285	0.374	0.184	0.130

注:OLS、Probit回归的括号内数值分别为基于稳健标准误(robust standard error)计算的T统计量和Z统计量对于Probit回归报告的系数,均为基于边际调整(margins)所计算的边际概率。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著。

表14 管理效率促进劳动生产率增长的影响渠道分析(产品质量与知识分享)

变量名	产品质量		知识分享	
	产品市场份额较高	产品是否出口	研发交流频次(对数值)	质量改进交流频次(对数值)
	Probit	Probit	OLS	OLS
	模型1	模型2	模型3	模型4
管理效率得分	0.612 *** (3.28)	0.552*** (3.17)	1.213** (2.21)	0.639* (1.69)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	935	973	974	950
R-squared	0.036	0.241	0.135	0.078

注:OLS、Probit回归的括号内数值分别为基于稳健标准误(robust standard error)计算的T统计量和Z统计量对于Probit回归报告的系数,均为基于边际调整(margins)所计算的边际概率。*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著。

每月研发交流频次、每周质量改进交流频次均具有显著的增进作用。这表明,对于管理效率更高的企业而言,其内部知识分享更为顺畅。考虑到企业内部知识分享对企业劳动生产率增长的重要推动作用,上述回归估计结果表明:除人力资本质量、物质资本质量、产品质量竞争力等因素外,优化企业内部的知识分享也是管理效率对劳动生产率增长产生影响的重要渠道。

六、结论与建议

与现有文献多从人力资本、技术进步等宏观结构性因素研究我国企业的劳动生产率增长问题有所不同,本文选择管理效率这一古老而又全新的微观视角,就管理效率对于微观个体劳动生产率的影响效应进行了较为细致而全面地实证研究。

基于“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)数据,本文运用OLS估计、倾向得分匹配回归和工具变量回归等识别策略,就管理效率对于企业劳动生产率的影响效应进行了稳健地因果推断。基准回归结果表明,管理效率对于企业劳动生产率增长具有显著的正向效应。在其他因素不变的前提下,管理效率每提高1个单位标准差,我国企业的劳动生产率平均将提高1.3倍。在剔除选择性偏误、逆向因果效应、遗漏变量偏误所可能引致的内生性问题后,倾向得分匹配回归、工具变量回归的估计结果表明:与“低管理效率”企业分组相比,“高管理效率”企业分组的劳动生产率指标显著偏高,管理效率对于劳动生产率的增进效应在大样本条件下稳健地满足因果推断的统计要求。因此,基于“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)数据,本文发现:除现有研究所关注的人力资本、技术进步等因素外,管理效率提升也是现阶段促进我国劳动生产率长期、持续增长的一个重要手段。进一步地,影响渠道的估计结果表明:对于管理效率更高的企业而言,其人力资本质量、物质资本质量、产品质量竞争力和内部知识分享也普遍表现更好,而上述因素有可能是管理效率促进劳动生产率增长的重要渠道。

基于此,本文的政策建议是:

第一,政府应充分认识到促进企业管理效率提升对现阶段我国企业劳动生产率提高和宏观经济长期稳定增长的重要性,将提升企业管理水平纳入

为供给侧改革的重要内容。现阶段我国供给侧改革的核心是企业转型,而企业无论是要控制成本或是提高产品质量,直至最终提升绩效,都离不开良好的管理从中发挥作用。政府应明确管理效率提升在企业转型升级中的重要作用,并通过供给侧改革的政策引导,倒逼企业进行管理升级和管理创新。

第二,国家要从激发管理升级的政策角度,设计相关的产业政策体系,加强对企业的政策引导。首先,运用政府采购、财政专项补贴等方式,引导、鼓励企业家参加各类高质量管理培训,推动我国企业家构筑现代化管理能力。其次,政府应加快推动管理人才建设工程,吸引和培养一批具有卓越管理能力的职业经理人队伍,弥补我国高质量管理人力资本不足的短板。最后,通过政府引领设立面向企业的管理咨询服务平台,推动我国管理咨询服务业的发展和市场化,充分发挥专业管理咨询在促进企业发展中的作用。

第三,我国企业应加大对管理效率的投入,并充分利用人力资本吸引、固定资产升级、产品质量提升和知识分享优化四个重要渠道,发挥管理效率提升对企业劳动生产率增长的促进作用。现阶段我国企业整体的管理效率仍然偏低,应首先建立基础性管理规范,并全面实施管理效率评价体系,强调通过管理提升企业的内部要素配置效率。进一步地,企业应以管理改善为基础,吸引高质量人才,引入自动化和智能化生产设备,建立健全内部知识分享机制,提升企业产品质量,并从上述4个渠道充分释放由管理升级所带来的生产率提升效应。

(作者单位:武汉大学质量发展战略研究院、宏观质量管理湖北省协同创新中心;责任编辑:尚增健)

注释

①数据来源于国家统计局历年《全国年度统计公报》。

②N. Bloom and J. V. Reenen, 2007, "Measuring and Explaining Management Practices across Firms and Countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol.122, no 4, pp.1351~1408; N. Bloom and J. V. Reenen, 2010, "Why Do Management Practices Differ across Firms and Countries?" *Journal of Economic Perspectives*, vol.24, no 1, pp.203~224; N. Bloom et al., 2013, "Does Management Matter? Evidence From India", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 128, no. 1, pp. 1~51.

③根据已有的Bloom et.al 针对全球33个国家企业管理效率指标的统计结果,中国企业管理效率得分排名暂列第21

位。N. Bloom, R. Sadun and J. V. Reenen, "Management as a Technology?" NBER Working Paper, 2015, pp.1~41.

④国家统计局国际统计信息中心:《我国劳动生产率增长较快,提升空间较大》,《中国信息报》2016年9月2日。

参考文献

- (1) Acemoglu, D., U. Akcigit, N. Bloom and W. R. Kerr, 2013, "Innovation, Reallocation and Growth", NBER Working Paper, No.18993, pp.1~40.
- (2) Acemoglu D., Akcigit U., Celik M. A., 2014, Young, Restless and Creative: Openness to Disruption and Creative Innovations, NBER Working Paper, No.19894, pp.1~66.
- (3) Bloom N., Van Reenen J., 2007, "Measuring and Explaining Management Practices Across Firms and Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4), pp.1351~1408.
- (4) Bloom N., Sadun R., Van Reenen J., 2010a, "Recent Advances in the Empirics of Organizational Economics", *Annual Review of Economics*, 2(1), pp.105~137.
- (5) Bloom N., Reenen J. V., 2010b, "Why Do Management Practices Differ across Firms and Countries?", *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), pp.203~224.
- (6) Bloom N., Eifert B., Mahajan A. et al., 2013, "Does Management Matter? Evidence From India", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.128, Issue 1, pp.1~51.
- (7) Bloom N., Sadun R. and Van Reenen J., 2015, "Management as a Technology?", NBER Working Paper, NO.22327, pp.1~80.
- (8) Bloom N., Erik Brynjolfsson, Lucia Foster, Ron S. Jarmin, Megha Patnaik, Itay Saporta-Eksten, John Van Reenen, 2017, "What Drives Differences in Management?", NBER Working Paper, No.23300, pp.1~45.
- (9) Bender S., Bloom N., Card D. et al., 2018, "Management Practices, Workforce Selection and Productivity", *Journal of Labor Economics*, 36(S1), pp.S371~S409.
- (10) Bertrand M., Schoar A., 2003, "Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies", *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp.1169~1208.
- (11) Brandt L., 2016, "Policy Perspectives from the Bottom Up: What Do Firm-level Data Tell Us China Needs to Do?", *Policy Challenges in a Diverging Global Economy*, pp.151~172.
- (12) Fisman R., Svensson J., 2007, "Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence", *Journal of Development Economics*, 83(1), pp.63~75.
- (13) Gerschenkron, A., 1962, *Economic Backwardness in Historical Perspective*, The Belknap Press of Harvard University Press.
- (14) Jones B. F., Weinberg B. A., 2011, "Age Dynamics in Scientific Creativity", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(47), pp.18910~18914.
- (15) Lucas R. E., 1978, "On the Size Distribution of Business Firms", *Bell Journal of Economics*, 9(9), pp.508~523.
- (16) Li H., Liu P. W., Zhang J., 2012, "Estimating Returns to Education Using Twins in Urban China", *Journal of Development Economics*, 97(2), pp.494~504.
- (17) Li H., Loyalka P., Rozelle S., et al., 2017, "Human Capital and China's Future Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), pp.25~48.
- (18) Sarada, Tocoian O., 2010, "The Success of Entrepreneurial Networks: Evidence from Brazil", *Ssrn Electronic Journal*, NO.1690318.
- (19) Shenggen Fan, Ravi Kanbur, Shang-Jin Wei, Xiaobo Zhang, 2013, "The Economics of China: Successes and Challenges", NBER Working Paper, NO.19648, pp.1~52.
- (20) Syverson C., 2004, "Product Substitutability and Productivity Dispersion", *Review of Economics & Statistics*, 86(2), pp.534~550.
- (21) Syverson, C., 2011, "What Determines Productivity?", *Journal of Economic Literature*, Vol.49, Issue 2, pp.326~65.
- (22) Taylor, Frederick Winslow, 1911, *The Principles of Scientific Management*, Harper & Brothers.
- (23) Uzawa H., 1965, "Optimum Technical Change in An Aggregative Model of Economic Growth", *International Economic Review*, 6(1), pp.18~31.
- (24) Womack, James, Daniel Jones and Daniel Roos, 1991, *The Machine that Changed the World*, Simon and Schuster Inc: NY 10020-1393.
- (25) Wei S. J., Xie Z., Zhang X., 2017, "From 'Made in China' to 'Innovated in China': Necessity, Prospect and Challenges", *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), pp.49~70.
- (26) Zhu R., 2011, "Individual Heterogeneity In Returns to Education in Urban China During 1995~2002", *Economics Letters*, 113(1), pp.84~87.
- (27) 程虹、李唐:《人格特征对于劳动力工资的影响效应——基于中国企业—员工匹配调查(CEES)的实证研究》,《经济研究》,2017年第2期。
- (28) 蔡昉:《中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型》,《中国社会科学》,2013年第1期。
- (29) 何兴强、欧燕、史卫等:《FDI技术溢出与中国吸收能力门槛研究》,《世界经济》,2014年第10期。
- (30) 李唐、韩笑、余凡:《企业异质性、人力资本质量与全要素生产率——来自2015年广东制造业企业—员工匹配调查的经验证据》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》,2016年第1期。
- (31) 唐未兵、傅元海、王展祥:《技术创新,技术引进与经济增长方式转变》,《经济研究》,2014年第7期。
- (32) 吴延兵:《自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究》,《经济研究》,2008年第8期。
- (33) 赵永亮、杨子晖、苏启林:《出口集聚企业“双重成长环境”下的学习能力与生产率之谜——新一轮贸易理论与新一新经济地理的共同视角》,《管理世界》,2014年第1期。