

# 企业数字化、专用知识与组织授权

刘 政, 姚雨秀, 张国胜, 匡慧姝

**[摘要]** 现有研究主要绕过组织来考察信息技术如何影响企业效率,将组织变革视作“黑箱”,忽略了数字时代企业组织首先所要面临的数字要素冲击,并与数字化互为决定、相互牵引的演进逻辑。在数字时代,分析数字化如何直接作用于组织变革是理解数字与实体深度融合的基础条件。本文利用微观企业数据,将组织授权作为组织变革的重要特征,实证检验了企业数字化对组织授权行为的影响及其核心机制。研究表明:企业数字化削弱高管权力、增强基层权力、诱使组织向下赋权。这说明数字化通过提升组织信息成本和削减组织代理成本的综合效应,促进了企业分权变革。进一步比较发现:数字化促进组织向下赋权的结论,在大企业、国有企业、高管政府任命以及承担较多政策负担的企业不显著,说明组织在结构、决策程序以及制度依赖上的惰性阻碍了数字与实体融合,而优化国有企业决策流程、减少政企直接干预、削减企业政策负担等都可以加快推动企业数字化转型与组织变革。本文还从三类特定情形下的专用知识入手,验证了专用知识的空间获取条件、行业集聚特征以及企业内部高管能力甄别等,分别影响企业数字化诱使组织授权的调节机制和中介机制。本文政策含义表明应该重视经济系统内部专用知识的分布规律和转移过程,提升企业应对数字化冲击的组织应变能力,推动实体与数字的自发融合。

**[关键词]** 企业数字化; 专用知识; 组织授权

**[中图分类号]**F273 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)09-0156-19

## 一、问题提出

数据已经成为数字时代的“石油”,数据作为一种不可或缺的高级要素(谢康等,2020b)对于经济转型升级具有推动作用。党的十九大报告指出,加快发展先进制造业,推进互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合。然而,实体经济的数字化并非一蹴而就(何小钢等,2019),尽管众多企业拥抱数字技术,但成效并不显著(陈冬梅等,2020;Wu et al.,2020)。如何加强数字与实体的融合,仍

**[收稿日期]** 2019-12-08

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“新旧动能转换机制设计及路径选择研究”(批准号 18ZDA078);国家自然科学基金地区项目“基于我国制造企业技术选择与创新激励的金融错配效应及纠正机制研究”(批准号 71763015);云南省应用基础研究计划面上项目“我国制造企业技术选择与创新激励的金融错配效应及纠正机制研究”(批准号 2018FB108)。

**[作者简介]** 刘政,昆明理工大学管理与经济学院副教授,云南大学经济学院博士后,经济学博士;姚雨秀,昆明理工大学管理与经济学院硕士研究生;张国胜,云南大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士;匡慧姝,昆明理工大学城市学院讲师,经济学博士。通讯作者:刘政,电子邮箱:adamliu704@163.com。感谢云南大学一流大学建设发展经济学理论创新高地项目(C176240103)的资助,感谢2019中国数量经济学会(兰州)年会、云南经济学会年会专家以及匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

是亟待破解的现实难题。

微观上,企业应用数字技术的过程即为企业数字化,企业收集信息、处理数据以及应用数字技术辅助决策是企业数字化的核心(Wu et al.,2019)。就实践看,采用数字技术能否提升企业效率,关键取决于组织变革(Yoo et al.,2012),当大数据与组织的关键结构不适应时,数字技术难以创造价值(Forman and McElheran,2019),甚至诱发“IT效率悖论”。然而,现有研究往往绕过组织,或将组织变革视作“黑箱”,忽略了数字时代企业组织首先将面临数字要素冲击(Brynjolfsson and McElheran,2016),并与企业数字化互为决定、相互牵引的演进逻辑。此外,权力配置作为企业组织变革的重要内容(罗仲伟等,2017)。针对企业为何授权,既有文献主要从权力控制、组织战略等方面加以解释。然而,知识尤其是专用知识才是权力配置的核心。权力尤其需要与特定情形下的知识匹配起来,否则就会损失决策效率(Hayek,1945)。但受知识转移成本影响,一些被分散个体掌握的特定技能、经验、机器操作技巧等独特知识和私人信息却难以获取,而下放决策权力反而有助于吸纳这些特定时间、地点下的知识和信息(Jensen and Meckling,1995)。

理论上,许多文献从委托代理入手解析了组织授权的代理特征与知识信息条件。早期的研究普遍从委托人与代理人的信息非对称性展开。后续的研究放松了信息非对称假定,考察委托代理双方的信息分布与知识传递过程。例如,Aghion and Tirole(1997)从信息扭曲入手研究组织授权。Garicano and Rossi-Hansberg(2006)从知识生产角度研究科层授权规则。此外,部分文献将中间人引入委托代理链条,发现中间人可能激励代理人提供私人信息(Liang,2017),但中间人与代理人的利益冲突也会扭曲信息传递(Ambrus et al.,2013)。

尽管大量理论文献从知识、信息角度研究了委托代理下的组织授权规则,但验证组织授权及其知识信息特征的经验文献却不多见(Huang et al.,2017),极少文献进一步从数字信息角度提供经验佐证(Dobrajska et al.,2015)。比较而言,Dobrajska et al.(2015)的研究与本文最为接近,其采用全球财富50强的企业数据,检验了组织信息处理强度对组织内部的正式权力转向实际权力的影响,并验证了特定专业知识和经理人技能对组织授权的匹配关系,但其局限于大企业样本,采用决策数量反映信息处理强度,这与本文的企业数字化视角存在差别。值得一提的是,近期Huang et al.(2017)的研究验证了Hayek(1945)的思想,将本地知识与中国国有企业的分权改制结合起来,证实了地理距离决定的当地知识获取对国有企业分权改制的“命令高度”(Commanding Heights)具有因果关系,这佐证了特定地理情形下的专用知识对经济系统集成或者分权的关键作用。但是,Huang et al.(2017)立足于国有企业,其分析的“命令高度”反映了政企控制上的组织授权,这与本文讨论的企业内部授权行为存在区别。

就实践看,信息通信技术的飞速发展促使了企业加大数字投入,诱使组织产生适用性变革(Furr and Shipilov,2019),推动企业互联网转型(谢康等,2020b;刘洋等,2020)。一方面,得益于云计算及相关辅助数字技术,企业能够低成本、多维度地快速聚集海量用户数据,这提升了组织对市场需求的即时响应;借助互联网,企业能够实时获取特定环境下的隐性知识,并降低不同情境下使用隐性知识的试错成本,这加快了隐性知识的创造、传播和共享(戚聿东和肖旭,2020)。另一方面,数字技术更是一种组织管理手段(Goldfarb and Tucker,2019),有助于企业提升协调能力,改善监督效率(Brynjolfsson and McElheran,2016)。因此,在数字化条件下,企业信息获取成本和组织代理成本都会改变,这很可能重构企业权力、知识的匹配条件,致使企业权力边界发生调整。

鉴此,本文利用微观企业数据,将组织授权作为组织变革的重要特征,实证检验了企业数字化对组织授权行为的影响,并就特定情形下的专用知识渠道验证了核心机制。与前人研究相比,本文

主要贡献有:①理论上,将数字技术冲击引入 Jensen and Meckling(1995)的经典组织授权理论框架,解析了数字技术如何动态作用于组织信息成本与代理成本的变化特征,提出了企业数字化影响组织授权的理论框架,增进了企业组织授权的理论认识。②实证上,丰富了组织授权和企业数字化两方面的经验文献。一是既有验证企业组织授权的文献主要选取层级式的大企业样本,并从企业扁平化、集团公司、母子公司距离、利润中心以及董事长与总经理两职合一或分离等角度展开(Acemoglu et al.,2007;杨阳等,2015;谭洪涛和陈瑶,2019),而本文选取的调查数据更具企业代表性,并从高管权力和基层权力两类反向视角,构建可量化、多维度的组织实际授权行为指标,这提升了实证结论的科学性和解释力。二是指标测度限制,目前从企业数字化视角检验组织授权的文献非常少见(Dobrajska et al.,2015),本文从企业信息设备数字化、信息网络数字化以及从业人员电脑使用率、互联网产品销售率、ERP使用等信息化产出、信息化过程入手,构建了丰富的企业数字化指标,并验证了核心结论的稳健性,这丰富了同类的实证文献。③就机制识别而言,从空间、行业以及内部代理群体三类特定情形的专用知识入手,证实了 Hayek(1945)的“权力与知识匹配”的重要性。与 Huang et al.(2017)从空间地理距离验证权力知识匹配的机制相比,本文进一步从行业专用知识的聚焦特征和企业内部高管能力信息甄别两个方面,验证了企业数字化基于其他特定情形影响权力知识匹配的新机制。

## 二、内在机理分析与研究假说

### 1. 企业数字化与组织授权:高管集权或者基层分权

理论上,源于权力与专用知识匹配的思想(Hayek,1945),Jensen and Meckling(1995)建立了一个经典的组织授权框架,认为高度集权的企业代理成本低,但缺乏专用知识致使信息成本高企;高度分权的企业信息成本低,但因目标冲突导致代理成本昂贵。最终,左下倾斜的信息成本曲线与右上倾斜的代理成本曲线相交,共同决定了组织授权的最优边界。在数字时代,数字技术如何影响组织信息成本和代理成本的变化?

早期研究认为信息技术降低了企业信息处理成本、信息传递成本和组织协调成本,最终促使企业加强集权、抑制分权(Bloom et al.,2014)。进入数字时代以来,企业商务情境发生变化,企业、产品、消费者之间的连接极为丰富,指数级、数量爆炸式增长的网络联系和信息过载开始涌现,这导致从海量信息源头及时发掘有用信息变得困难(Lateef and Omotayo,2019),而高管也失去了IT时代拥有的信息垄断优势(Lee and Edmondson,2017)。数字化挑战了组织传统的权力结构(Adner et al.,2019),催生了去中心化、去中介化的网格组织(戚聿东和肖旭,2020;谢康等,2020a),产生了开放式、生态式的基层自治组织。这说明就信息加总看,数字化抑制高管集权、促进组织基层分权(Adner et al.,2019)。此外,普及的数字技术将软件整合到人工制品,通过操纵数字来实现功能陈述,加速了数字物化程度(Yoo et al.,2012)。数字物化又为创造经验、关系、过程和形式提供了新的可能,其构建的组织规则和多主体的自主决策过程又形成了大数据资源,这促使其他生产要素的属性发生改变,形成虚拟聚合与重组(Yoo et al.,2012)。然而,数字物化的过程需要大量资金投入,固定成本较高(Iansiti and Lakhani,2014)。由此可见,数字技术或数字物化尽管削减了企业使用数字信息的边际成本,但也导致企业采用数据决策的门槛提高,抬升了组织平均信息决策成本,促使组织信息成本曲线垂直上移,诱致组织削弱高管权力、增加基层权力。

就组织代理成本看,于冰和李政(2006)较早讨论了电子商务冲击组织代理成本进而诱致组织授权的现象,假定企业左下倾斜的信息成本曲线比右上倾斜的代理成本曲线更平坦,这就得出电子

商务导致组织信息成本削减效应强于代理成本变化,进而增强组织集权的结论。然而,于冰和李政(2006)的研究停留在案例层面,缺乏经验证据。近年来,许多新的研究发现,数字技术作为一种重要管理手段和监督手段,能够削减组织代理成本。同时,数字化催生了管理信息系统、知识系统、决策支持系统,导致信息不易扭曲且难以丢失。随着数字技术在现代企业获得普及,数字技术赋予的管理思想和内部控制方法也被嵌入企业日常运营,这使得企业财务、内部控制等管理过程更加透明(Goldfarb and Tucker, 2019),这不仅降低了委托人计量、控制管理行为的监督成本,而且减少了管理层与普通员工之间的代理成本(曾建光和王立彦, 2015)。由此可见,数字技术也削弱了组织代理成本,诱使组织代理成本曲线下移,从而推动组织削减高管权力、扩大基层权力。综上,本文提出:

假说 1:其他条件不变,企业数字化削弱高管权力、增强基层权力,诱使组织向下赋权。

## 2. 企业数字化、专用知识与组织授权:特定环境下的差异机制解析

决策权需与特定环境下的知识相匹配(Hayek, 1945)。何为特定环境?企业数字化通过特定环境下的哪些专用知识影响组织授权?

(1)特定空间地理下的专用知识对企业数字化促进组织授权的调节机制。专用知识存在于特定空间地理位置(Huang et al., 2017),其辐射能力和获取成本与空间距离有关。较远地理距离不利于经济主体掌握特定空间的“软信息”,制约了经济主体的知识获取能力,并引发代理冲突(罗进辉等, 2017)。地理距离一定时,公共通讯或交通决定了本地专用知识的空间获取条件(Acemoglu et al., 2007)。对于公共通讯和交通相对落后的地区,企业数字化更易于弥补本地专用知识的劣势、获取能力,有助于削减组织代理成本,最终诱使组织增强基层权力。另外,公共通讯和交通决定的当地专用知识劣势条件对企业数字化促进组织授权的调节机制,也与企业类型有关。与代理关系复杂的母公司相比,子公司更熟悉当地经营环境并掌握本地知识,母公司更缺乏当地经营信息。尤其对于那些科层多、代理链长且受金字塔管控的集团公司,其更可能因为远离当地经营环境而担负昂贵代理成本,其对本地专用知识的倚重也更强烈。由此可见,与子公司相比,当地通讯、交通设施决定的专用知识空间获取条件对企业数字化促进组织分权的调节作用,应该对于更加倚重本地专用知识且代理问题尤其突出的集团公司更明显。综上,本文提出:

假说 2:其他条件不变,对于公共通讯和交通越落后的地区,企业数字化越易于削弱组织高管权力、增强基层权力,且这种推动基层赋权的调节作用对于集团公司更明显。

(2)专用知识的行业集聚特征对企业数字化促进组织授权的调节机制。专用知识及其引致的代理难题也分布于行业内部,与员工技能和团队合作有关(Jensen and Meckling, 1995)。员工作为行业专用知识的核心载体,员工技能是行业内部首要的专用知识,其存储于知识型员工的头脑里,与员工人力资本投资密切相关,受行业劳动保护条件与员工职业转换成本限制。除员工职业技能外,行业内部特定的生产流程、员工工作环境,以及员工之间的协作、互助、沟通等团队生产活动以及人际交往等都属于行业专用知识的重要范畴(Hayek, 1945)。随着数字技术的广泛采用,企业数字化对组织授权的影响也受到行业专用知识的调节作用。①数字技术明显提升了高技能劳动效率,诱使偏向高技能的技术进步特征,这又大幅增加了高技能劳动力需求(邵文波和李坤望, 2014)。此时,对于员工技能密度要求更高的行业,企业数字化更易于推动组织基层赋权。②数字技术降低了组织协调成本,诱使企业分解为程序式、批量式的刚性组织和灵活式柔性组织。与批量式、程序式的部门不同,柔性灵活组织对不同职业岗位如何加强员工的协作、沟通、互助等团队合作提出了高要求。鉴于数字技术有助于组织创新和特定情境的结合,提升了跨部门的组织协同效率(刘业政等, 2020),增强了数据驱动和人机协同(Iansiti and Lakhani, 2020)。因此,对于更需要员工间协作、沟通、互助等

团队合作的行业,数字化水平越高的企业也更倾向于推动组织基层赋权。鉴此,本文提出:

假说3:其他条件不变,对于员工技能密度或者团队沟通协作密度要求越高的行业,企业数字化越易于削弱组织高管权力、增强基层权力。

(3)企业内部特定代理群体(高管)的专用知识对企业数字化促进组织授权的中介机制。专用知识及其代理问题也与企业内部高管代理群体有关。高管作为企业人力资本的重要载体,高管能力依赖于长期而具体的经营情景,承载了特定知识、经验和技能,其难被模仿且不可替代,是企业重要的专用知识。实践中,为了获取高管能力知识,降低高管代理成本,委托人可以借助数字技术来有效观察、甄别并管理高管能力信息。数字技术作为一种组织管理手段,具有信息监督和信息审计优势(Lateef and Omotayo,2019)。通过数字化战略,数字企业拥有更高的生产柔性、供应链协同能力,其生产风险更易识别和管控(Goldfarb and Tucker,2019),这大幅减轻了操作结果的可变性和不确定性,优化了企业运营流程,增强了企业信息实时共享(Goldfarb and Tucker,2019)。同时,企业数字化通过自动监督功能(Brynjolfsson and McElheran,2016),防止高管对真实信息的有意封锁或者故意滞延,促使委托人在特定情景更易获取高管能力的软信息。最终,数字化通过甄别高管能力,减少信息非对称性以及削减高管代理成本的中介渠道促使组织权力转授至基层。此外,数字技术引致了组织信息过载,减慢了组织决策速度,导致组织环境响应能力下降,并易于错过最佳决策时机(Dobrajska et al.,2015)。受信息过载影响,信息获取相对容易,但发掘有用信息变得困难(Lateef and Omotayo,2019)。随着决策数量增加,单一决策成本提升,这加剧了高管集权决策的风险(Lateef and Omotayo,2019),必然要求削弱高管权力,增强基层权限。同时,受信息过载影响,加大不同管理层级,尤其是增加中层和基层的信息分配和组织变革至关重要(Guggenberge and Rohlfing-Bastian,2016)。此时,高管和中层管理之间的垂直沟通减少了,而内部不同层级间的横向沟通增加了,最终诱使组织催生出更加分散和更加协作的分权机构。据此,本文提出:

假说4:其他条件不变,企业数字化通过甄别高管能力、削减高管权力等中介渠道促使组织增强基层权力。

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源

本文企业数据来自2003年、2005年和2012年三套“世行中国投资调查”(简称WBS03、WBS05和WBS12)。上述调查汇报了企业软硬件信息设备投资、互联网产品销售、IT从业人员比重等,这为本文系统构建企业数字化指标提供了数据来源。本文组织授权包括高管权力和基层权力,WBS03和WBS05首创性地汇报了企业总经理在“生产、投资以及人事”上的分类决策权,这有助于本文量化高管权力,并根据高管在不同职务上的差别授权和单一职务内的部分赋权构建能力甄别指标。WBS05调查也汇报了企业基层经理和员工享有的自由裁量权,将其作为基层分权指标。

#### 2. 变量说明<sup>①</sup>

被解释变量:企业组织授权。与既有采用组织扁平化来衡量授权的研究不同,本文从企业高管权力和基层权力两类反向的实际授权行为入手构建组织授权指标,充分捕捉细化权力之间的真实授权差别(谭洪涛和陈瑶,2019)。以WBS05调查为例,其详细报告了企业总经理在“生产、投资、人事”三个方面主观感知的自由裁量权,并按由小到大(1—8)的离散顺序分别赋予了不同决策权重。据此,通过加总求解上述三类自由裁量权的离散均值,作为本文高管集权指标。此外,问卷也详细报

<sup>①</sup> 主要变量的描述性统计详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

告了企业“基层经理或员工决策权大小”,并按“没有”“很少”“一些”“强”和“非常强”的顺序依次赋值(1—5),将其作为本文企业基层分权的度量指标。

解释变量:企业数字化。<sup>①</sup>本文从企业采用信息化的内容和过程构建数字化指标。<sup>①</sup>在将 ICT 投资作为信息化的基础上(邵文波和李坤望,2014),本文构建企业单位新增固定投资下的软硬件信息设备投资率,作为信息设备类的企业数字化变量( $ICTequ$ )。<sup>②</sup>为了减弱测度偏误,构建企业单位新增固定投资下的电子信息及网络支出率,作为企业信息网络类的数字化变量( $ICTnet$ )。<sup>③</sup>结合数字经济的广义范畴,从企业电子商务流程和电子商务交易入手,将企业从业人员电脑使用率( $ICTman$ )、互联网产品销售率( $ICTsale$ )以及 ERP 使用( $ICTerp$ ),作为运营过程类的企业数字化替换指标。

其他控制因素。结合现有研究,选取企业规模、年龄、生产率、资本密度、研发、出口等企业特征作为主要控制因素。根据数据可得,对上述主要控制变量取滞后项,以减弱变量同期相关的影响。同时,采用 Levinsohn and Petrin(2003)方法估计生产率指标。鉴于企业所有制、子公司特征以及公司治理也是重要影响因素,构建企业是否国有企业控股、是否集团公司子公司两类虚拟控制变量,选取企业是否拥有董事会、企业总经理受教育程度和岗位经验作为控制因素。最后,控制地区、行业特征,排除地区和行业固定效应对实证结论的影响。

### 3. 模型与方法

为了验证企业数字化对组织授权的影响,本文建立如下基准计量方程:

$$Power\#_{fdi} = \alpha_0 + \beta_0 ICT_{fdi} + \gamma_0 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi} \quad (1)$$

其中, $Power\#(\#=Gm, Jc)$ 为企业组织授权,包括高管权力( $PowerGm$ )和基层权力( $PowerJc$ ),企业数字化  $ICT$  为解释变量, $X'$ 为控制因素, $f, d, i$  分别代表企业、地区和行业, $\varepsilon$  为随机扰动项。然而,方程(1)可能存在逆向因果、样本选择偏误以及遗漏变量等模型识别问题。首先,本文试图检验企业数字化对组织授权的因果关系,但企业权力配置很可能反向作用于数字化投资(Bresnahan et al., 2002),这致使本文基准估计方程面临内生性。对此,寻找企业数字化的工具变量,采用工具变量方法来控制内生性。其次,本文样本也存在没有数字化投资的企业,导致企业数字化面临样本选择性。对此,采用处理效应模型来排除样本选择偏性偏误的影响。此外,因数据截面特征,方程(1)很可能遗漏一些不随时间变化的重要个体因素。对此,借鉴黄玖立和冯志艳(2017)等,将 WBS05 数据重新整理为本文研究所需的面板数据,采用控制个体变化和时间变化的双向固定效应模型进行稳健性检验,具体计量方程如下:

$$Power\#_{ft} = \alpha_0 + \beta_0 ICT_{ft} + \gamma_0 X'_{ft} + \alpha_f + \alpha_t + \varepsilon_{ft} \quad (2)$$

为减少变量测度偏误,本文对企业数字化和组织授权变量进行了多种替换,并更换其他数据(WBS03 和 WBS12)进行稳健性检验。最后,根据 Rajan and Zingales(1998)等研究,从行业数字化投资密度( $ict$ )入手,构建企业数字化与行业 ICT 密度的交互项进行其他稳健性检验:

$$Power\#_{fdi} = \alpha_0 + \beta_0 ICT_{fdi} \times ict_i + \gamma_0 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi} \quad (3)$$

通过方程(3),判断是否在 ICT 依赖度更高的行业,企业数字化越可能促进组织授权。

## 四、实证结果与分析

### 1. 基准估计结果

本文首先从高管权力或基层权力两个相反视角,综合考察企业数字化对组织授权的影响。通过

<sup>①</sup> 感谢匿名评审专家提出的宝贵修改意见,本文进一步选取其他企业数字化指标展开稳健性分析。

控制企业特征和地区、行业固定效应,表1第(1)、(2)列检验了企业数字化对组织高管权力的影响。第(1)列采用 OLS 方法,显示企业数字化系数为-0.0199,具有 5%以内的显著性,说明企业软硬件信息设备投资率每增加一个标准差(2.3955),企业三类高管权力平均下降 0.66 个百分点。第(2)列采用有序响应模型(OLogit),显示企业数字化系数仍然小于零,具有显著性,说明企业数字化明显削弱了高管在生产、投资以及人事上的自由裁量权。表1第(3)、(4)列针对基层分权进行检验,发现数字化系数均显著为正,说明企业数字化增强了基层裁量权。根据第(3)列结果计算,企业软硬件信息设备投资率每增加一个标准差,企业基层权力随之提升 1.92 个百分点。综合而言,表1分别从削弱高管权力和促进基层分权两个反向视角,证实了本文假说 1。

**表 1** 企业数字化影响组织授权的基准检验影响

	<i>PowerGm</i>		<i>PowerJc</i>	
	(1) OLS	(2) OLogit	(3) OLS	(4) OLogit
<i>ICTequ</i>	-0.0199** (-2.5820)	-0.0324*** (-4.1057)	0.0113** (2.4872)	0.0211** (2.4660)
控制变量	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是
Adj / Pseudo ( $R^2$ )	0.0850	0.0442	0.0436	0.0230
样本数	10896	10896	10896	10896

注:括号中的数值是 t 统计量。\*\*\*、\*\*、\* 代表 1%、5%、10% 的显著水平。以下各表同。

表 1 结论与 Bresnahan et al.(2002)的结论相似,再次证实了信息通讯技术促进分权,但与近期重要研究(如 Acemoglu et al.,2007;Bloom et al.,2014;Dobrajska et al.,2015)的结论有所不同。一方面,Acemoglu et al.(2007)也得出组织分权的结论,但其考察的视角是技术前沿,而非本文特指的数字技术,同时其以“利润中心”为主构建分权指标,而与本文采用组织细化的“决策裁量权”不同。另一方面,Bloom et al.(2014)也构建多维连续授权变量,这与本文核心被解释变量一致,但其得出信息技术促进组织分权而通讯技术促成组织集权的相反结论,也与本文不同;另外 Bloom et al.(2014)没有解释组织授权背后的知识匹配条件,这与本文后续的机制分析不同。最后,Dobrajska et al.(2015)也验证了组织分权的结论,并证实经理人专业经验、管理信息过载对信息处理强度影响组织层级权力下放的匹配机制,但其考察的视角是信息处理,采用正式权力下的决策数量间接刻画信息处理强度,这与本文从软硬件数字设备投入率等衡量的数字化也存在差别。表 1 结论进一步说明企业数字化通过组织信息成本和代理成本的综合效应,共同推动了企业向下赋权的变革方向。

## 2. 内生性处理

(1)控制逆向因果关系。鉴于组织授权可能反向作用于企业数字化并导致模型面临内生性,故采用工具变量法进行验证。具体思路如下:①问卷汇报了企业“因停电而遭受损失比例”和“电力基础设施对企业重要性”两类指标,鉴于“停电损失”和“电力重要性”是企业采用信息技术的基础,都可能影响企业数字化过程,因此其满足了工具变量的相关性条件;②“停电损失”和“电力重要性”刻画了企业所处地区的公共电力设施服务能力,其跟个别制造企业如何授权并不直接相关,将其作为工具变量也易于满足外生性假设。

表 2 报告了采用工具变量方法(2SLS)的稳健性检验结果。第(1)、(2)列针对高管权力进行检验,第(3)、(4)列针对基层权力进行估计。第(1)、(3)列将“停电损失”作为数字化的唯一工具变量,

表 2 企业数字化影响组织授权的工具变量检验

	PowerGm		PowerJc	
	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS
<i>ICTequ</i>	-0.2241** (-2.5525)	-0.2096** (-2.4581)	0.1279** (2.2557)	0.1178** (2.1381)
控制变量	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是
F Test of Excluded Instruments (排他性检验)	54.25*** [0.0000]	28.38*** [0.0000]	54.25*** [0.0000]	28.38*** [0.0000]
Anderson Canon.corr. LM (伪识别检验)	54.783*** [0.0000]	57.304*** [0.0000]	54.783*** [0.0000]	57.304*** [0.0000]
Anderson-Rubin Wald Test (弱工具稳健检验)	7.12*** [0.0076]	3.60** [0.0275]	5.43** [0.0198]	2.80* [0.0611]
Sargan Statistic (过度识别检验)		0.631 [0.4270]		0.735 [0.3912]
Durbin Wu Hausman (内生性检验)	6.0345** [0.0140]	5.4473** [0.0196]	4.6075** [0.0318]	4.0194** [0.0450]
样本数	10896	10896	10896	10896

注:方括号内为 p 值。

第(2)、(4)列将“停电损失”和“电力重要性”作为数字化的联合工具变量。表 2 下半部分报告显示:衡量模型内生性的检验值高度显著,说明原计量方程面临内生性,采用工具变量方法比较合理;衡量工具变量排他性、测度工具变量是否伪识别和弱识别的检验值均高度显著,说明选取“停电损失”和“电力重要性”作为工具变量合理、有效。此外,第(2)、(4)列报告了联合工具变量对应的过度识别统计量,发现其不显著,这支持了联合工具变量的合理性。表 2 上半部分报告了最终实证结果,发现数字化系数在前两列为负,在后两列为正,均高度显著,说明即便控制了核心变量间因逆向因果关系而产生的模型内生性,仍然证实企业数字化削弱高管权力、增强基层权力,促使组织向下赋权。

(2)排除样本选择偏误。样本选择偏误也可能影响本文计量结果,统计显示 62.38%的企业没有数字化投资,说明企业数字化与否也面临样本选择性。对此,借助条件混合过程估计模型(CMP),预先控制企业数字化投资的样本选择性偏误,然后检验企业数字化对组织授权的影响。其中,第一阶段先估计企业数字化的发生概率,在第二阶段,继续检验企业数字化对组织授权的影响。表 3 下半部分报告了模型是否有效的统计指标(Atanhrho\_12),发现其显著,证实存在样本选择性,可以采用该方法进行估计。通过控制样本选择性偏误,表 3 第(1)、(2)两列报告了最终检验结果,<sup>①</sup>显示企业数字化在第(1)列显著为负,在第(2)列显著为正,这再次支持了假说 1,说明企业数字化的确削弱高管权力、增强基层权力,诱使组织向下赋权。

(3)控制遗漏变量的影响。<sup>②</sup>遗漏变量也可能影响本文实证结果。尽管本文根据相关文献充分选取了主要控制因素,但也可能遗漏一些涉及企业高管或基层员工的重要特征,对此加以控制。<sup>①</sup>增加企业差旅费支出(*Gmetc*)、中高管理层收入差距(*Gmgap*)作为企业高管代理特征和激励特征,增

① 第一阶段及主要变量的完整回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

② 完整回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。



表 3 控制样本选择性偏误的稳健性检验

	<i>PowerGm</i>	<i>PowerJc</i>
	(1) 第二阶段	(2) 第二阶段
<i>ICTequ</i>	-0.0167*** (-3.5133)	0.0079* (1.7238)
控制变量	是	是
地区/行业虚拟	是	是
<i>Atanrho_12</i>	-0.0310* (-1.9269)	0.0510*** (3.4594)
样本数	12025	12025

加企业劳动力短缺状态(*Emplabor*)、固定工人占比(*Empjob*)和“去年被提拔且涨工资”员工比重(*Empwage*)作为企业员工特征。表 4 第(1)、(3)列报告了增加控制因素之后的实证结果,显示衡量高管激励特征的中高层管理收入差距显著促进高管集权,劳动力短缺、固定工人占比以及员工提拔涨工资都增强基层分权,这说明新增的高管特征和员工特征都可能影响组织授权。即便如此,观察第(1)、(3)列企业数字化的估计系数,发现其仍然高度显著,符号没有变化,说明即便新增控制一些可能影响高管或基层员工的遗漏特征,仍然不会改变本文核心结论。②考虑到行业内其他企业行为可能产生同群效应,计算同一城市、同一行业其他企业的数字化水平(*ICTequ\_peer*)、高管集权程度(*PowerGm\_peer*)和基层分权程度(*PowerJc\_peer*),作为本文可能遗漏的同群效应控制变量。具体结果见表 4 第(2)、(4)两列,显示即便增加控制这些同群效应,企业数字化的估计系数仍然高度显著,符号高度一致。

此外,因数据限制,本文还可能遗漏一些不随时间变化且难以观测的个体固定特征。为此,本文采用面板固定效应方法来大大减轻这些遗漏固定特征的影响。然而,一个难点在于,如何将 WBS05 数据转化为本文研究所需的 3 年面板数据。①黄玖立和冯志艳(2017)在采用 WBS05 数据研究企业出口时,其将该数据转换为 3 年面板数据的方法为本文提供了极好的思路。表 4 第(5)、(6)列报告了转换面板数据之后,采用方程(2)的面板个体固定效应方法对应的检验结果。在第(5)列,引入个体固定效应和时间固定效应,企业数字化仍然为负,具有 1%以内的显著性,说明企业数字化的确削弱了高管权力。在第(5)列的基础上,第(6)列将年份虚拟特征与地区、行业的虚拟特征相乘,作为地区或行业动态遗漏特征引入计量方程,发现企业数字化系数几乎没变,仍然高度显著为负。这说明即便采用面板计量方法来控制一些不可观测的个体遗漏特征,仍然能够证实企业数字化削弱高管权力的稳健结论。

### 3. 其他稳健性检验

(1)排除核心变量的测度偏误。变量测度偏误也可能影响实证结论,对此重新替换新的核心变量来进行验证。一方面,替换被解释变量。根据问卷,高管在生产、投资和人事上被赋予的权力(1—8),也分别代表了依次递增的高管权力区间,将这些权力区间取平均,分别构建高管生产权(*PowerGmP*)、投资权(*PowerGmI*)以及人事权(*PowerGmE*)三类权力份额指标,作为新的高管集权变量。根据基层权力的离散值(1—5),重新构建企业基层分权与否(是否大于 1)的虚拟指标,作为新的基层分权变量。另一方面,替换解释变量。采用企业信息网络类的数字化变量(*ICTnet*)作为新的解释

① 感谢匿名评审专家的提示,数据转换思路详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

变量。<sup>①</sup>表 5 报告了相应检验结果:在第(1)—(4)列针对新的被解释变量进行估计,发现企业数字化在前三列显著为负,而第(4)列显著为正,说明替换新的组织授权变量之后,核心结论没有改变。此外,继续替换新的解释变量(*ICTnet*),发现企业数字化的估计系数仍然高度显著,且符号一致。综合说明,无论替换核心的被解释变量,还是采用其他解释变量,都可以证实企业数字化削弱高管权力、促进基层分权,诱使企业向下赋权。

表 4 控制遗漏变量的稳健性检验

	<i>PowerGm</i>		<i>PowerJc</i>		<i>PowerGm</i>	
	(1) OLogit	(2) OLogit	(3) OLogit	(4) OLogit	(5) 面板 FE	(6) 面板 FE
<i>ICTequ</i>	-0.0314*** (-3.6803)	-0.0316*** (-3.6448)	0.0225*** (2.6195)	0.0229*** (2.6691)	-0.0705*** (-28.2123)	-0.0708*** (-28.3593)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是	否	是
个体固定效应	否	否	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	是	是
地区虚拟×年份虚拟	否	否	否	否	否	是
行业虚拟×年份虚拟	否	否	否	否	否	是
Pseudo / Within R <sup>2</sup>	0.0448	0.0453	0.0290	0.0294	0.3852	0.3998
样本数	9906	9716	9906	9716	31579	31579

表 5 排除核心变量测度偏误的稳健性检验

	高管生产权	高管投资权	高管人事权	基层决策权
	(1) OLogit	(2) OLogit	(3) OLogit	(4) Probit
<i>ICTequ</i>	-0.0346*** (-3.7202)	-0.0264*** (-3.3597)	-0.0239** (-2.3024)	0.0180** (2.5741)
控制因素	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0405	0.0605	0.0402	0.0439
样本数	10896	10896	10896	10895

(2)更换调查数据的稳健性。为了排除数据特殊性对核心结论产生影响,继续更换 WBS03 调查进行检验,如表 6 所示。<sup>②</sup>该调查按从大到小的反向顺序报告了高管在生产、投资和人事上的自由裁量权,将其顺序倒置并构建与 WBS05 完全相同的高管权力指标,结合企业 ICT 投资和总投资的数据,构建企业 ICT 投资占总投资比例衡量数字化。第(1)列检验发现企业数字化显著为负,第(2)列采用企业 IT 从业人员比重(*ICTman*)作为企业数字化,显示企业数字化系数也为负,证实企业数字化确实削弱高管权力。遗憾的是,WBS03 调整没有报告基层分权情况,考虑到母子公司的“利润独立性”与“位置距离”都反映了组织分权(Acemoglu et al.,2007),因此将问卷中涉及子公司是否缺乏集

① 替换组织授权和企业数字化变量的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

② 更换 WBS12 数据的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

团公司(或其他子公司)的“金融支持”“补贴支持”或者“研发支持”等的虚拟特征设置为子公司独立与否的基层分权指标( $HQsep$ ),第(3)、(4)列检验发现,企业数字化系数均显著为正,说明企业数字化也提升子公司的独立性,增强了组织基层权力。

表 6 更换调查数据的稳健性检验

	WBS03 数据			
	$PowerGm$		$HQsep$	
	(1) OLogit	(2) OLogit	(3) Probit	(4) Probit
$ICTequ$	-0.5490* (-1.7213)		0.7458** (2.2447)	
$ICTman$		-0.1388** (-2.3164)		0.1357*** (2.6867)
控制因素	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是
地区×行业	是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0494	0.0499	0.2572	0.2569
样本数	1362	1355	1260	1253

(3)替换其他估计思路的稳健性。根据方程(3),遵循 Rajan and Zingales(1998)等,从行业数字化密度入手进行检验。借鉴 Michaels et al.(2014)的研究,选取 OECD 十一个国家的信息化投资占工业增加值比重,<sup>①</sup>作为行业数字化密度变量。究其原因,一方面,OECD 发达国家的行业数据比较外生,较少受市场摩擦影响,可以避免行业数字化密度与国内企业数字化投资间的内生关系。另一方面,该数据报告了 1980 年( $ict80$ )和 1980—2004 年( $ict04$ )两个阶段的行业数字化密度,这与本文 WBS05 调查时期比较接近。表 7 汇报了检验结果,第(1)、(2)列对高管权力进行检验,第(3)、(4)列对基层权力进行估计,发现无论选取何种行业数字化密度,该交互项在前两列显著为负,在后两列显著为正。这说明对于那些更加依赖数字化投资的行业而言,数字化水平越高的企业越易于削弱高管权力并促进基层分权。这再次证实了本文假说 1。<sup>②</sup>

(4)考虑企业组织惰性差异的稳健性。受数字化冲击,企业组织响应不同,灵活柔性企业反应快而主动调整权力结构,惰性企业反应慢,其阻碍企业权力调整。鉴此,企业数字化削弱高管权力、推动基层赋权的结论,应该对于反应慢的组织惰性企业不明显,对于反应快的组织柔性企业更显著。表 8 报告了相应检验结果。<sup>③</sup>首先,结合组织结构惰性特征,对企业规模进行分组,第(1)、(2)列检验发现企业数字化促进组织基层赋权的结论仅限于中小企业,这证实了假说 1,说明大型企业的组织结构惰性阻碍了企业授权变革。其次,从决策程序入手,将样本分为国有企业、私营企业、高管是否受政府任命企业四组样本,检验显示,企业数字化仅在私营企业和高管非政府任命企业高度显著,说明国有企业和高管受政府任命企业面临内部逐级上报、逐层批复的繁琐决策程序,其阻碍了企业授权变革,这也从组织程序惰性视角验证了假说 1。最后,政策负担诱致的组织制度惰性也可能阻碍

① 包括美国、英国、法国、德国、意大利、西班牙、澳大利亚、丹麦、芬兰、荷兰、日本。

② 采用信息网络类数字化构建交互项的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

③ 考虑组织惰性差异的完整回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

表 7 考虑 ICT 行业密度的稳健性检验

	<i>PowerGm</i>		<i>PowerJc</i>	
	(1) OLogit	(2) OLogit	(3) OLogit	(4) OLogit
<i>ICTequixict80</i>	-1.7896*** (-3.9208)		1.1455** (2.4024)	
<i>ICTequixict04</i>		-1.1440*** (-3.9605)		0.6647** (2.1021)
控制变量	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0441	0.0441	0.0229	0.0229
样本数	10896	10896	10896	10896

组织授权。计算企业超额雇佣率(廖冠民和沈红波,2014),<sup>①</sup>作为企业政策负担类的制度惰性指标,按其均值分组,第(5)、(6)列检验显示企业数字化主要推动了政策负担偏低企业扩大基层权力,这也证实了假说 1。表 8 从组织的结构、决策程序以及制度依赖上的惰性差异入手,验证了企业数字化削弱高管权力、促进基层分权的稳健性。考虑到中国企业数字转型成功率极低,表 8 也说明,应该重点优化国有企业决策流程、减少政企直接干预、削减企业政策负担,由此增强企业组织柔性,最终提升实体企业转向数字化的成功率。

表 8 考虑企业组织惰性差异的稳健性检验

	<i>PowerJc</i>		<i>PowerJc</i>		<i>PowerJc</i>	
	大企业	中小企业	国有企业	私企	政策负担高	政策负担低
	(1) OLogit	(2) OLogit	(3) OLogit	(4) OLogit	(5) OLogit	(6) OLogit
<i>ICTequ</i>	0.0076 (0.7336)	0.0409*** (3.2180)	0.0257 (1.3514)	0.0205** (1.9692)	0.0151 (1.5273)	0.0339*** (2.6195)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0294	0.0296	0.0405	0.0257	0.0243	0.0423
样本数	6237	4659	2318	8578	7810	3086

## 五、数字化、专用知识与特定环境下的组织授权机制

理论分析指出,组织权力需与特定环境下的专用知识匹配起来,专用知识的空间获取条件、行业集聚特征以及企业内部高管代理能力分别对企业数字化促进组织授权具有调节作用和中介作用。本文对此给予验证。

### 1. 企业数字化、本地专用知识与组织授权的调节机制

根据假说 2,专用知识的劣势空间获取条件对企业数字化促进组织基层赋权具有调节作用,且

① 企业超额雇佣率=(企业雇员规模-企业销售收入×(行业雇员规模/行业销售收入))/企业雇员规模。

这种调节作用对于集团公司更突出。据此,构建专用知识的劣势空间获取条件指标。根据 WBS05 调查,结合“通讯设施”或“交通设施”在所有 14 类投资环境中的严峻程度排名,按其是否最严峻或次严峻构建虚拟指标衡量当地落后通讯、交通条件,计算其城市均值(*Commu* 和 *Transp*),作为地区专用知识劣势获取条件指标。根据 Rajan and Zingales(1998)等,将地区专用知识劣势获取条件与企业数字化相乘,验证该交互项符号来判断调节机制。表 9 报告了实证结果。<sup>①</sup>第(1)列检验了上述交互项对企业高管集权的影响,表明该交互项系数为负(1%显著性);第(2)列检验了交互项对企业基层分权的影响,显示其系数高度显著为正。这说明对于公共通讯越落后的地区,数字化水平越高的企业越易于推动组织基层赋权,证实了假说 2,验证了专用知识的空间获取条件对企业数字化促进组织分权的调节作用。进一步,结合公司是否属于集团公司,验证上述调节作用的企业异质特征。表 9 第(3)—(6)列报告了实证结果,显示企业数字化与当地通讯落后条件的交互项,均在各子公司样本不显著,在各集团公司样本始终高度显著,且符号与全样本回归系数完全一致。这再次验证了假说 2,说明专用知识的劣势空间获取条件对企业数字化促进组织基层赋权的调节作用对于集团公司更突出。

表 9 企业数字化、本地专用知识与组织授权的调节机制检验

	<i>PowerGm</i>	<i>PowerJc</i>	<i>PowerGm</i>		<i>PowerJc</i>	
	全样本	全样本	子公司	集团公司	子公司	集团公司
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLogit	OLogit	OLogit	OLogit	OLogit	OLogit
<i>ICTequ</i> × <i>Commu</i>	-2.1955*** (-4.1435)	0.9116*** (3.1942)	-1.0054 (-1.4832)	-2.6644*** (-4.1286)	0.9016 (1.0118)	0.9197*** (3.0537)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0402	0.0207	0.0336	0.0376	0.0304	0.0271
样本数	9509	9509	3037	6472	3037	6472

## 2. 企业数字化、行业专用知识与组织授权的调节机制

根据假说 3,专用知识的行业集聚特征对企业数字化促进组织基层赋权也具有调节作用,本文对此展开验证。通常,为了获得员工职业技能和团队合作上的专用知识指标,需要更加细化的员工职业数据,但 WBS05 数据没有详细报告员工职业信息,难以直接刻画员工职业技能与团队合作等专用知识指标。而 Tang(2012)借助美国动态收入调查(PSID1974-1993)有关员工职业参与的数据,估计了美国制造业 5 年或 10 年的特定技能密度(*Skill5* 和 *Skill10*),该指标反映了不同制造业员工进入退出后的职业动态转换成本,其值越大,说明该行业需要员工更高的职业技能和专用知识。另外,员工间的合作、协作、沟通等团队生产活动也富含丰富的专用知识,但刻画起来相对困难。Bombardini et al.(2012)根据美国 ONET 职业数据库,估算了不同行业内部的团队合作密度(*Team*)、协作密度(*Cowork*)、交流密度(*Contact*)以及沟通密度(*Commu*)等,其值越大,说明该行业对员工职业岗位间的知识沟通、协作经验等高频次的专用知识合作与分享要求越高。鉴于此,依据国民经济行业分类标准(GB-T4754-2002),将上述指标的原始值归并至 2 分位行业<sup>②</sup>,作为本文刻画特定技能密度和员工团队合作协作密度等行业专用知识指标。将上述行业专用知识指标与企业数

① 针对交互项(*ICTequ*×*Transp*)的完整回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

② 具体内容详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件

字化相乘构建交互项进行检验。表 10 报告了实证结果。<sup>①</sup>在第(1)、(3)列和第(2)、(4)列,分别将行业特定技能密度(5年)、团队合作密度与企业数字化相乘构建交互项( $ICTequ \times Skill5$ 和 $ICTequ \times Team$ ),作为核心解释变量。实证显示,该交互项系数在前两列为负,在后两列为正,都高度显著。这说明对于那些员工技能密度或者团队沟通合作密度要求越高的行业,企业数字化越易于削弱高管权力、增强基层权力,这验证了本文假说3,说明专用知识的行业集聚特征对企业数字化促进组织基层赋权也具有调节作用。

表 10 企业数字化、行业专用知识与组织授权的调节机制检验

	<i>PowerGm</i>		<i>PowerJc</i>	
	(1) OLogit	(2) OLogit	(3) OLogit	(4) OLogit
<i>ICTequ \times Skill5</i>	-0.1596*** (-2.9640)		0.1086* (1.8509)	
<i>ICTequ \times Team</i>		-0.0083*** (-4.2143)		0.0049*** (2.2830)
控制变量	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0435	0.0439	0.0227	0.0229
样本数	10819	10800	10819	10800

### 3. 企业数字化、高管专用知识与组织授权的中介机制

根据假说4,企业数字化也通过甄别高管能力、削减高管权力等中介渠道促使组织增强基层权力,本文对此加以验证。受实际数据限制,通常难以捕捉委托人甄别高管能力、削减高管权力等行为特征。而WBS05调查按1—8的离散顺序汇报了高管在生产、投资和人事上三类细化的自由裁量权,通过将不同类别的裁量权进行横向比较或者对单一权力进行纵向比较,本文易于捕获其中的甄别高管能力与削减高管权力特征。<sup>①</sup>对高管在生产、投资和人事三个职能上的赋权大小进行横向比较,发现至少16%的高管被赋予了两两不同的决策权力,这说明委托人对高管在不同职能类别上的业务能力存在信息甄别。据此,按照高管在生产、投资以及人事上被授予的决策权是否两两分别不等( $dfPI$ 、 $dfPE$ 、 $dfIE$ ),设置本文第一组3类高管能力甄别指标(0—1虚拟变量),该指标为1时表明高管在生产、投资和人事三类职能类别上受到了能力甄别。<sup>②</sup>就高管在生产、投资和人事三类管理职能上的单一赋权进行分析,发现至少22%的样本高管在生产、投资和人事上都没被授权最高的绝对决策权力(小于8),样本中接近4/5的企业高管仅被委托人赋予了或多或少的部分权力(小于100%),显然这些针对高管的部分授权也体现了委托人对高管的权力削减特征。同上,本文按高管在生产、投资以及人事上是否分别被部分赋权(单个权力小于8)( $gapP$ 、 $gapI$ 、 $gapE$ )构建第二组3类削减高管权力指标(0—1虚拟变量)。在此基础上,本文将上述两组(共6类)指标分别作为中介变量,建立中介效应模型:

$$PowerJc_{fdi} = \alpha_0 + \beta_0 ICT_{fdi} + \gamma_0 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi}^0 \quad (4)$$

$$df_{fdi} = \alpha_1 + \beta_1 ICT_{fdi} + \gamma_1 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi}^1, \quad gap_{fdi} = \alpha_2 + \beta_2 ICT_{fdi} + \gamma_2 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi}^2 \quad (5)$$

$$PowerJc_{fdi} = \alpha_3 + \beta_3 ICT_{fdi} + \varphi_1 df_{fdi} + \gamma_3 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi}^3, \quad PowerJc_{fdi} = \alpha_4 + \beta_4 ICT_{fdi} + \varphi_2 gap_{fdi} + \gamma_4 X'_{fdi} + \varepsilon_{fdi}^4 \quad (6)$$

① 针对行业其他专用知识的回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

其中,方程(5)、(6)分别引入了两组(共6类)甄别高管能力和削减高管权力指标作为中介变量。方程(4)为第一步检验,根据 $\beta_0$ 的显著符号,判断是否存在中介效应。若中介效应成立,方程(5)、(6)依次进行第二步检验,观察 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 和 $\varphi_1$ 、 $\varphi_2$ 的显著性,判断是否存在间接效应。若间接效应成立,第三步观察方程(6)中 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 的显著性,判断是否存在直接效应。若直接效应也成立,第四步比较 $\beta_1 \times \varphi_1$ 、 $\beta_2 \times \varphi_2$ 与 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 是否符号一致,判断是否存在部分中介效应,根据公式 $\beta_\kappa \times \varphi_\kappa / \beta_0$  ( $\kappa=1,2$ )计算中介效应占比。

表11报告了上述中介效应模型的检验结果。在Panel A、Panel B中,针对第一组和第二组分别对应的3类中介变量进行检验。鉴于表1第(3)列已经检验了方程(4),得出企业数字化系数 $\beta_0$ 显著为正,说明企业数字化促进基层分权,证实中介效应成立。Panel A、Panel B第(1)—(3)列检验方程(5),发现企业数字化系数 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 都显著为正,说明企业数字化确实提升了委托人甄别高管能力和削减高管权力的概率。第(4)—(6)列检验方程(6),显示两组中介变量系数 $\varphi_1$ 、 $\varphi_2$ 都显著为正,说明两组中介指标也促使企业基层授权,证实模型存在间接效应。进一步观察发现,方程(5)中数字化变量与方程(6)中两组中介变量的乘积项( $\beta_1 \times \varphi_1$ 、 $\beta_2 \times \varphi_2$ )符号为正,其与方程(6)中数字化变量的系数( $\beta_3$ 、 $\beta_4$ )符号高度一致,最终证实模型存在部分中介效应。计算中介效应占比,发现企业数字化通过甄别高管能力和削减高管权力促使组织基层赋权的中介效应占总效应的比例位于2.35%—5.15%之间。此外,本文对各类中介效应模型进行Sobel检验,也发现各模型Sobel检验的Z值较高,p值较低,再次验证了本文假说4,证实各类甄别高管能力与削减高管权力特征对企业数字化促进组织基层赋权起到了部分中介作用。

## 六、结论与启示

### 1. 主要结论

本文从企业数字化入手,将组织授权作为组织变革的重要特征,解析了企业数字化影响组织集权和分权的理论内容,采用微观数据,验证了企业数字化对组织授权行为的影响,并就专用知识的空间获取条件、行业集聚特征以及企业内部高管能力甄别等,验证了企业数字化基于特定情形的专用知识渠道影响组织授权的机制差异。研究发现:理论上,企业数字化通过提升组织信息成本和降低组织代理成本两个方面,促使组织削弱高管权力、增强基层权力,诱使组织向下赋权。一方面,数字化诱致了指数级、爆炸式增长的网络联系和信息过载,数字物化形成的大数据资源推动了要素虚拟聚合与重组,最终抬高了组织数据决策门槛,提升了组织信息成本。另一方面,数字化降低了委托人计量、控制管理行为的监督成本和代理成本。最终,数字化挑战了组织传统权力结构,削弱了高管信息垄断优势,催生了去中心化、去中介化、开放式、生态式的网格组织和基层自治组织,增强了基层决策权限。实证上,采用微观企业数据验证了企业数字化抑制高管权力、增强基层权力、诱使企业向下赋权的结论,稳健性检验表明在控制模型内生性、排除样本选择性以及控制遗漏变量、更换数据、替换估计方法之后该结论始终高度稳健,说明企业数字化的确诱致组织代理层发生授权裂变,致使企业多级委托代理边界发生实质调整。就企业异质特征而言,企业数字化促进组织基层赋权的结论,对于大型企业、国有企业、高管政府任命企业以及承担较多政策负担企业不显著,说明组织在结构、决策程序,以及制度依赖上的惰性都可能致使企业反应更慢,其不利于企业应对数字化冲击并阻碍了企业自发的授权调整和组织变革。机制上,本文从空间地理条件、行业集聚特征以及高管代理群体三类特定情形下的专用知识特征入手,解析了企业数字化基于专用知识影响组织授权的

表 11 企业数字化、高管专用知识与组织授权的中介机制检验

Panel A	<i>dfPI</i>	<i>dfPE</i>	<i>dfIE</i>	<i>PowerJc</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ICTequ</i>	0.0064*** (3.9012)	0.0045** (2.5027)	0.0061*** (3.6622)	0.0108** (2.3874)	0.0109** (2.3844)	0.0107** (2.3553)
<i>dfPI</i>				0.0744*** (2.8275)		
<i>dfPE</i>					0.0884*** (3.7301)	
<i>dfIE</i>						0.0954*** (3.6606)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是	是	是
Sobel test				Z=2.496	Z=2.296	Z=2.777
[p-value]				[0.0125]	[0.0217]	[0.0055]
中介效应/总效应				4.21%	3.52%	5.15%
Adj-R <sup>2</sup>	0.0929	0.0479	0.0953	0.0444	0.0446	0.0451
样本数	10896	10896	10896	10896	10896	10896
Panel B	<i>gapP</i>	<i>gapI</i>	<i>gapE</i>	<i>PowerJc</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ICTequ</i>	0.0065*** (3.2394)	0.0063*** (3.2882)	0.0041* (1.9528)	0.0110** (2.4169)	0.0108** (2.3872)	0.0110** (2.4064)
<i>gapP</i>				0.0408* (1.8366)		
<i>gapI</i>					0.0695*** (3.2895)	
<i>gapE</i>						0.0778*** (4.1539)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区/行业虚拟	是	是	是	是	是	是
Sobel test				Z= 1.643	Z= 2.416	Z=1.953
[p-value]				[0.1003]	[0.0157]	[0.0508]
中介效应 /总效应				2.35%	3.87%	2.82%
Adj-R <sup>2</sup>	0.0505	0.1168	0.0558	0.0438	0.0445	0.0447
样本数	10896	10896	10896	10896	10896	10896

调节效应与中介机制，证实了专用知识获取及其代理成本削减对于企业数字化促使组织授权具有关键作用。

2. 研究启示

(1)在数字经济时代,应该重视企业内部组织变革,完善与数字化相适应的企业组织结构。企业组织作为“黑箱”,其自身存在动态演进过程。受数字化冲击,企业内部的组织要素与数字要素互为决定、相互牵引,导致企业组织结构悄然发生演变。尤其在企业管理层内部,数字化冲击提升了组织信息成本并降低了组织代理成本,由此削弱了高管权力,增强基层权力。数字化致使企业内部决策权限发生裂变,引致企业多级委托代理边界发生实质调整,而这深刻影响到数字与实体的融合或者相斥,并决定了企业数字转型效率。

(2)鉴于不同企业应对数字冲击的组织不同,大规模、国有、高管政府任命以及承担较多政策负担的组织惰性企业反应更慢,不利于企业采用数字化而自发推动授权调整与组织变革。因此,应该



重点降低企业在组织结构、决策程序,以及制度依赖上的各类组织惰性,解决数字化冲击下企业为何反应慢的问题,推动数字条件下企业自发的授权调整和组织变革。尤其应该优化国有企业决策流程、减少政企直接干预、削减企业政策负担。通过加速构建“亲清新型政商关系”来降低企业的组织制度惰性,提升企业组织柔性,增强企业市场自生能力。最终改善企业应对数字化冲击的反应能力和数字适应能力,加快实体与数字的融合发展。

(3)高度重视实体经济内外专用知识的分布规律和转移过程,加强数字技术与企业组织变革的知识匹配,提升实体企业数字化转型的成功率。在数字经济时代,必须高度重视现实经济系统内部各种知识与特定信息的分布规律,尤其在微观层面,不能只强调数字设备投资,而忽略了诱致数字设备投资更好发挥作用的其他组织互补条件。应高度重视现实经济系统中实际知识的创造过程和转移规律,提升企业应对数字化冲击的知识吸收能力,通过增强数字与实体内在的知识匹配程度,来推动实体和数字的深度融合。

鉴于本文采用企业截面调查数据,难以有效捕捉组织信息成本和代理成本特征,未来在数据可得的前提下,有必要进一步测度数字化冲击下企业信息成本和代理成本如何动态调整,据此分析组织授权边界条件。此外,采用更加丰富的动态面板数据,能够更好解决相关研究中的模型识别问题。同时,深入研究数字技术如何影响组织变革,解析其中的知识诱导机制,仍是将来可能的研究方向。

#### [参考文献]

- [1]陈冬梅,王俐珍,陈安霓. 数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J]. 管理世界, 2020,(5):220-236 .
- [2]何小钢,梁权熙,王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜[J]. 管理世界,2019,(9):65—80.
- [3]黄玖立,冯志艳. 用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制[J]. 中国工业经济, 2017,(9):102-120.
- [4]廖冠民,沈红波. 国有企业的政策性负担:动因、后果及治理[J]. 中国工业经济, 2014,(6):98-110.
- [5]刘洋,董久钰,魏江. 数字创新管理:理论框架与未来研究[J]. 管理世界, 2020,(7):198-217.
- [6]刘业政,孙见山,姜元春,陈夏雨,刘春丽. 大数据的价值发现:4C模型[J]. 管理世界, 2020,(2):129-138.
- [7]罗进辉,黄泽悦,朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响[J]. 中国工业经济, 2017,(8):100-119.
- [8]罗仲伟,李先军,宋翔,李亚光. 从“赋权”到“赋能”的企业组织结构演进——基于韩都衣舍案例的研究[J]. 中国工业经济, 2017,(9):174-192.
- [9]戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020,(6):135-153.
- [10]邵文波,李坤望. 信息技术、团队合作与劳动力需求结构的差异性[J]. 世界经济, 2014,(11):72-99.
- [11]谭洪涛,陈瑶. 集团内部权力配置与企业创新——基于权力细分的对比研究[J]. 中国工业经济, 2019,(12):134-151.
- [12]谢康,吴瑶,肖静华. 数据驱动的组织结构适应性创新——数字经济的创新逻辑(三)[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2020a,(3):6-17.
- [13]谢康,夏正豪,肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制[J]. 中国工业经济, 2020b,(5):42-60.
- [14]杨阳,王凤彬,孙春艳. 集团化企业决策权配置研究——基于母子公司治理距离的视角[J]. 中国工业经济, 2015,(1):108-120.
- [15]于冰,李政. 电子商务对企业内部权威分配的影响分析:以中石油、中石化为例[J]. 中国工业经济, 2006,(6):38-43.
- [16]曾建光,王立彦. Internet 治理与代理成本——基于 Google 大数据的证据[J]. 经济科学, 2015,(1):112-125.
- [17]Acemoglu, D., P. Aghion, C. Lelarge, J. Van Reenen, and F. Zilibotti. Technology, Information, and the Decentralization of the Firm[J]. Quarterly Journal of Economics, 2007,122(4):1759-1799.
- [18]Adner, R., P. Puranam, and F. Zhu. What Is Different about Digital Strategy? From Quantitative to

- Qualitative Change[J]. *Strategy Science*, 2019,4(4):253–261.
- [19]Aghion, P., and J. Tirole. Formal and Real Authority in Organizations[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(1):1–29.
- [20]Ambrus, A., E. M. Azevedo, Y. Kamada, and Y. Takagi. Legislative Committees as Information Intermediaries: A Unified Theory of Committee Selection and Amendment Rules [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2013, 94(2):103–115.
- [21]Bloom, N., L. Garicano, R. Sadun, and J. Van Reenen. The Distinct Effects of Information Technology and Communication Technology on Firm Organization[J]. *Management Science*, 2014,60(12):2859–2885.
- [22]Bombardini, M., G. Gallipoli, and G. Pupato. Skill Dispersion and Trade Flows [J]. *American Economic Review*, 2012,102(5):2327–2348.
- [23]Bresnahan, T., E. Brynjolfsson, and L. Hitt. Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002,117(1):339–376.
- [24]Brynjolfsson, E., and K. McElheran. Digitization and Innovation: The Rapid Adoption of Data-Driven Decision-Making [J]. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 2016,106(5):133–139.
- [25]Dobrajska, M., S. Billinger, and S. Karim. Delegation within Hierarchies: How Information Processing and Knowledge Characteristics Influence the Allocation of Formal and Real Decision Authority [J]. *Organization Science*, 2015,26(3):687–704.
- [26]Forman, C., and K. McElheran. Firm Organization in the Digital Age: IT Use and Vertical Transactions in U.S. Manufacturing[R]. SSRN Working Paper Series, 2019.
- [27]Furr, N., and A. Shipilov. Digital Doesn't Have to Be Disruptive [J]. *Harvard Business Review*, 2019,97 (7–8):94–103.
- [28]Garicano, L., and E. Rossi-Hansberg. Organization and Inequality in a Knowledge Economy[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006,121(4):1383–1435.
- [29]Goldfarb, A., and C. Tucker. Digital Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019,57(1):3–43.
- [30]Guggenberge, M., and A. Rohlfsing-Bastian. Delegation of Strategic Decision-making Authority to Middle Managers[J]. *Journal of Management Control*, 2016,27(2–3):155–179.
- [31]Hayek, F. A. von. The Use of Knowledge in Society[J]. *American Economic Review*, 1945,35(4):519–530.
- [32]Huang, Z., L. Li, G. Ma, and L. X. Xu. Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-Owned Enterprises in China[J]. *American Economic Review*, 2017,107(8):2455–2488.
- [33]Iansiti, M., and K. R. Lakhani. Digital Ubiquity: How Connections, Sensors, and Data Are Revolutionizing Business[J]. *Harvard Business Review*, 2014,40(11):72–88.
- [34]Iansiti, M., and K. R. Lakhani. Competing in the Age of AI: Strategy and Leadership When Algorithms and Networks Run the World[J]. *Harvard Business Review*, 2020,98(1):60–67.
- [35]Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Specific and General Knowledge, and Organizational Structure[J]. *Journal of Applied Corporate Finance*, 1995,8(2):1–18.
- [36]Lateef, A., and F. O. Omotayo. Information Audit as an Important Tool in Organizational Management: A Review of Literature[J]. *Business Information Review*, 2019,36(1):15–22.
- [37]Lee, M. Y., and A. C. Edmondson. Self-managing Organizations: Exploring the Limits of Less-hierarchical Organizing[J]. *Research in Organization Behavior*, 2017,(37):35–58.
- [38]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317–341.
- [39]Liang, P. H. Transfer of Authority within Hierarchies[J]. *Review of Economics Design*, 2017,21(4):273–290.
- [40]Michaels, G., A. Natraj, and J. Van Reenen. Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence from Eleven

- Countries over 25 Years[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014,96(1):60–77.
- [41]Rajan, R., and L. Zingales. Financial Dependence and Growth [J]. *American Economic Review*, 1998,88(3): 387–432.
- [42]Tang, H. W. Labor Market Institutions, Firm-specific Skills, and Trade Patterns [J]. *Journal of International Economics*, 2012,87(2):337–351.
- [43]Wu, L., B. Lou, and L. Hitt. Data Analytics Supports Decentralized Innovation [J]. *Management Science*, 2019,65(10):4863–4877.
- [44]Wu, L., L. Hitt, and B. Lou. Data Analytics, Innovation, and Firm Productivity [J]. *Management Science*, 2020,66(5):2017–2039.
- [45]Yoo, Y., R. J. Boland, K. Lyytinen, and A. Majchrzak. Organizing for Innovation in the Digitized World[J]. *Organization Science*, 2012,23(5):1398–1408.

## Firm's Digitalization, Specific Knowledge and Organizational Empowerment

LIU Zheng<sup>1</sup>, YAO Yu-xiu<sup>1</sup>, ZHANG Guo-sheng<sup>2</sup>, KUANG Hui-shu<sup>3</sup>

(1. Faculty of Mangement & Economics KUST, Kunmin 650500, China;

2. School of Economics, Yunnan University, Kunmin 650500, China;

3. City College KUST, Kunmin 650500, China)

**Abstract:** The existing research mainly bypasses the organization to investigate how information technology affects enterprise efficiency, but regards organizational change as a black box, ignoring an evolution logic that enterprise organization is first faced with the impact of digital elements and determines and pulls each other with digitalization. In the digital era, analyzing how digitization acts directly on organizational change is the basic condition for understanding the deep integration of digital and real economy. Based on micro enterprise data, this paper takes organizational empowerment as an important feature of organizational change, empirically tests the impact of firm's digitalization on organizational empowerment behavior, and analyzes the core mechanism. The results show that: firm's digitization weakens the power of executives, strengthens the power of grass-roots, and induces enterprises to empower downward. It indicates that digitalization can promote the decentralization of enterprises by increasing the information cost and reducing the agency cost. Further comparative test found that: the conclusion that digitization promotes the downward empowerment of organizations is not significant in large enterprises, state-owned enterprises, enterprises with executives appointed by the government or with more policy burden. It indicates that organizational inertia in structure, decision-making procedures, and institutional dependence hinders the integration of digital and real economy. And optimizing the decision-making process of state-owned enterprises, reducing direct government intervention, and reducing the burden of corporate policies all can accelerate the digital transformation and organizational change of enterprises. Finally, starting with three kinds of special knowledge, this paper verifies that the spatial acquisition conditions, industry agglomeration characteristics and the ability screening of enterprise internal executives affect the moderating mechanism and intermediary mechanism of organizational authorization induced by firm's digitalization. The policy implications of this paper indicate that we should pay attention to the distribution and transfer process of special knowledge within the economic system, enhance the organizational response ability of enterprises to deal with the digital impact, and promote the spontaneous integration of the real economy and the digital economy within the enterprise.

**Key Words:** firm's digitalization; specific knowledge; organizational empowerment

**JEL Classification:** L22 D83 F49

[责任编辑:崔志新]