

“营改增”促进了企业数字化转型吗？

王宏鸣¹ 孙鹏博¹ 杨晨²

(1.南开大学经济学院,天津 300071; 2.南京财经大学江苏产业发展研究院,江苏南京 210003)

摘要:“稳增长”目标下如何协同推进宏观政策调节和数字新动能培育是当前学术界和政策制定者共同关注的议题。本文以“营改增”这一税制改革为例,使用三重差分方法(DDD)考察了其对企业数字化转型的影响及作用机制。研究表明,“营改增”显著推动了企业数字化转型,机制检验表明,“营改增”在降低企业融资约束、提升市场竞争程度以及服务外包需求的同时,也促进了企业技术创新并加快设备更新迭代,由此助推企业数字化转型。异质性分析显示,“营改增”更多推动了东部区域企业、民营企业、成熟期企业以及高新技术企业的数字化转型。从转型方向看,“营改增”有助于企业向底层技术方向实现深度转型。拓展性分析发现,服务业数字化转型能够通过促进分工深化产生“涟漪效应”,带动下游制造业的数字化转型。本文从税制改革角度,为化解当下中国企业数字化转型难的问题提供了解决思路,为持续深化供给侧结构性改革、实现经济高质量发展提供了有益借鉴。

关键词:“营改增”;高质量发展;数字化转型;“涟漪效应”

中图分类号:F062.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)05-0044-13

一、引言

随着人工智能、区块链、云计算、大数据等数字技术推动新一轮科技革命和产业变革向纵深发展,中国政府开始高度重视数字化转型问题。2017年党的十九大报告提出要建设数字中国的战略目标,数字化转型从企业层面被提升到了国家层面的战略高度,我国正式进入全面推进数字化转型的新阶段。事实上,在此之前,我国早已开始推动数字化转型的实践。例如,2002年我国出台了第一个国家信息化规划,2011年工信部等五部门印发了《关于加快推进信息化和工业化深度融合的若干意见》,2012—2015年数字化相关政策主要集中在数字信息基础设施建设以及互联网技术的应用推广,“宽

收稿日期:2023-04-25

基金项目:国家自然科学基金青年项目“多级数字鸿沟影响地区收入不平等的机制与效应研究:基于非对等经济联系视角”(72203087);南开大学文科发展基金重点项目“数字化与‘鲍莫尔成本病’——理论反思与现实考察”(ZB22BZ0105);南开大学亚洲研究中心项目“数字经济赋能服务业生产率的机理与路径研究”(AS2104)

作者简介:王宏鸣(1993—),男,江苏盐城人,南开大学经济学院博士生;

孙鹏博(1992—),男,黑龙江密山人,南开大学经济学院博士生,本文通讯作者;

杨晨(1989—),男,江苏扬州人,南京财经大学江苏产业发展研究院讲师。

带中国”“互联网+”“大数据”等国家级战略相继确立。2022年政府工作报告中强调“加强数字中国建设整体布局,促进产业数字化转型”。党的二十大报告进一步指出要加快推进网络强国、数字中国建设。在数字经济与实体经济深度融合的新发展格局下,数字化转型不仅是培育新模式和新业态的关键,更成为升级换代传统动能、促进经济高质量发展的重要抓手^[1]。然而,企业作为开展经济活动和创新活动最核心的微观主体,由于高额的数字化投资与经营绩效之间的不确定关系,往往陷入“转不起”“转不来”和“转不动”的困局^[2]。埃森哲披露的《2021年中国企业数字转型指数研究》显示,我国80%以上的企业仍处在数字化转型的探索阶段。特别是在当前国内经济面临需求收缩、供给冲击和预期转弱的三重压力下,如何采取有效措施提振市场信心、切实推动企业数字化转型成为政府亟需面对的一项重要议题。

在供给侧结构性改革的进程中,税收政策因具有特征突出、引导性强和发力点精准的特点,对于优化企业投资行为具有积极作用,长期以来被认为是稳增长和调结构的重要工具^[3]。作为中国税制改革的一次重要实践,始于2012年试点的营业税改征增值税(以下简称“营改增”)的政策措施更是受到广泛关注。现有的研究主要聚焦于“营改增”对宏观财政与微观企业的影响。一方面,就对宏观财政影响的讨论中,学术界普遍认为“营改增”会增加地方政府的财政压力^[4],但有研究发现“营改增”亦能提高地方政府财政支出效率^[5]。另一方面,“营改增”对微观企业影响的研究更为丰富,这类文献主要从企业的税费负担和投资决策出发,探析了“营改增”的经济效应。一是对“营改增”直接减税效应的评估。部分研究表明“营改增”能够从总体上降低企业的实际税负^{[6][7]}。还有一些学者则认为“营改增”对企业税负并无直接影响^[8],同时需要考虑产业互联程度^[9]、企业外购可抵扣商品或服务的数量^[10]以及企业规模和盈利水平^[11]等其他因素。二是对“营改增”如何影响企业投资决策的考察。由于2009年实施了生产型增值税转向消费型增值税的改革,允许一般纳税人在增值税抵扣链条中纳入购进机器设备类固定资产时所含的进项税,因此“营改增”的推行会刺激企业增加固定资产购买^[9],提升企业长期投资的规模和占比^[12]。三是在上述文献的基础上对“营改增”影响企业就业和绩效的进一步研究。姚东旻等发现“营改增”通过税收优惠显著增加了企业的劳动需求^[11]。苏桂芳等基于服务业中资本和劳动互补的视角,认为“营改增”在促进企业固定资产投资的同时也增加了劳动力雇佣^[13]。此外,现有文献还从技术创新水平^[14]、市场议价能力^[15]和出口利润^[16]等方面讨论了“营改增”对企业绩效的影响。

值得注意的是,在当前数字革命兴起浪潮下,上述“营改增”的减税效应、投资效应、创新效应以及业绩驱动效应都是影响企业数字化转型决策的重要因素^[17]。有鉴于此,本文从国家多轮次减费降税以及加快“数字中国”建设的现实背景出发,将2012年首先在上海进行试点的“营改增”改革视为一项准自然实验,从理论逻辑演绎和经验分析两个方面深入考察“营改增”对企业数字化转型的影响,尝试为厘清税制改革的企业转型升级效应及其内在作用机理提供有益借鉴,为持续深化供给侧结构性改革以实现经济高质量发展提供依据。

本文可能的边际贡献有:第一,丰富了“营改增”的微观经济效应评估研究。以往文献关注了“营改增”对企业减税降费、投资决策、创新水平和经营绩效的影响,但尚未有文献在此基础上进一步考察“营改增”对企业数字化转型的影响,本文从企业外部环境变化和内在能力建设两方面系统地拓展了“营改增”的数字化转型效应。第二,丰富了企业数字化转型的制度驱动因素。以往文献多聚焦于企业数字化转型的经济后果,尽管有学者已经从政府财政支出^[18]、数字金融^[19]、市场竞争格局^[20]、消费者需求变化^[21]等多个视角对企业数字化转型的影响展开了研究,但从宏观政策视角考察企业数字化转型的文献仍较为鲜见。本文以“营改增”这一重要的财税政策为切入点,是对这支文献的一个有益补充。第三,为全面推动我国企业数字化转型的相关公共政策制定提供了参考依据。本文从产业关联视角验证了服务业数字化转型对下游制造业的“涟漪效应”,对延长增值税抵扣链条、增强数字技术服务的税收激励具有重要借鉴意义。本文还发现“营改增”更多推动了东部区域企业、民营企业、成熟期企业和高技术企业的数字化转型,且能够促进企业向底层技术方向深度转型,这为政府后续制定差

异化税收优惠政策,以“精准帮扶”的方式给予企业转型支持、引导企业转型方向提供了新启示。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

尽管服务业的重要性与日俱增,但在2012年以前,由于分税制的实施,中国服务业的税收制度与制造业并不相同,制造业主要征收增值税,而服务业则征收营业税^①。在增值税框架下,企业按增加值征税,并且存在一种“投入—产出”的抵扣机制。也就是说,买方为其进项购买支付增值税,然后在向下游客户销售时可以申请税收抵扣。相比之下,营业税是根据总收入进行征收的,要素投入成本不能予以扣除。因此,缴纳增值税的企业就不能从缴纳营业税的企业购买产品或服务来申请税收抵扣。大量案例表明,在“营改增”之前制造业被迫变得“大而全”——即自我提供中间产品并将成本内部化,因为外包给服务业意味着更高的税收负担^[10]。同样,缴纳营业税的企业在进项购买时也无法形成增值税抵扣链条,从而导致其投资决策发生扭曲。营业税和增值税双轨税制并行的现象不利于产品在制造业和服务业之间的流通,也造成了同一个产品在生产和销售环节重复征税的问题。在服务业对于驱动中国经济增长正在发挥越来越重要的作用的背景下,亟待推动税制改革,释放服务业活力。

2011年11月16日,为了基本消除重复征税问题,保证企业总体税负不增加或略有下降,财政部和国家税务总局颁布《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号),决定自2012年1月1日起首先在上海开展交通运输业和六个现代服务业营业税改征增值税试点^②。随后,这项改革的试点范围逐步扩大,于2012年8月1日由沪分批推广至京、津、苏、皖、浙、闽、鄂、粤等八个省份,又于2013年8月1日覆盖到全国所有地区。在试点行业的推广基础上从2014年1月1日起,将铁路运输和邮政业纳入试点行业。同年6月1日起,电信业也被纳入试点范围。2016年5月,“营改增”政策面向全国所有服务行业实施,营业税退出历史舞台,以所得税和增值税为主的税制结构基本形成。这项改革同时涉及营业税和增值税两个重要税种,因此也被认为是自1994年以来中国最重要的税制改革。

(二)理论分析

1.“营改增”与企业外部环境变化。企业数字化转型的本质是通过数字技术对组织架构、业务模式等进行全面升级改造^[2],但是在转型过程中企业匹配先进数字技术的组织变革通常需要投入大量资金且耗时较长^[23],同时也伴随较高的试错风险。受制于资金和转型动力方面的不足,大多数企业仍徘徊于数字化转型的初级阶段。因此,强化资金支持和转型意愿对于推动企业数字化转型至关重要。首先,作为供给侧结构性改革的重要内容,“营改增”的基本目标便是减税降费。虽然改革后服务业的增值税税率高于原来3%~5%的营业税率,但考虑到增值税属于价外税,起征点相对右移,政府设定上述税率是为确保企业税负原则上只减不增。当改革有效降低企业税负后,企业的留存利润和现金流将会增加,这提升了企业的资金周转能力,使企业能够在短期内调配资金投资数字化项目。其次,“营改增”只减不增的政策宗旨也向市场传递一种乐观信号,强化了外部投资者的投资信心,促使外部投资者增加外部资金供给,从而降低企业外部融资约束和融资成本^[24]。“融资难、融资贵”问题的化解在一定程度上解决了企业数字化转型中的长周期投资困境,进而助力企业持续进行数字化改造。不仅如此,当企业可灵活使用的现金流增加以及获取资金的能力提升时,市场上同类产品的供给增加,加剧了行业竞争^[25]。在数字经济成为全球经济发展最新趋势的背景下,为提升市场占有率,企业通过数字化变革实现产品个性化定制与高质量供给的意愿得到增强^[26]。最后,在“营改增”改革后,制造业与服务业之间形成了相对完整的增值税抵扣链条,制造业对上游服务业的需求将直接增加,制造业由原先提供自营服务的纵向一体化模式逐渐转向外包模式^[27]。随着科技进步加速推进制造业智能化升级,其对软件 and 信息技术等服务的需求也与日俱增,这将进一步倒逼服务业企业实现数字化转型,以此提升关键软件技术创新和供给能力。

2.“营改增”与企业内在能力建设。除了外部环境的有力支撑,企业数字化转型还需要较强的技术创新能力和大规模新型设备的投入^[28]。因此,激励企业数字技术创新并降低设备更新迭代所衍生

出的高昂成本成为推动企业数字化转型的必要手段。一方面,“营改增”试点时期的过渡政策规定,企业提供技术开发、技术转让和与之相关的技术咨询、技术服务时免征增值税。这在一定程度上降低了企业的研发成本,增加了企业研发活动的税后收益,能够有效激励企业提升研发投入强度^[29]。不容忽视的是,数字技术作为新一代产业革命下技术研发的最新方向,其本身就是当前企业研发活动的重要组成部分^[30]。研发投入的增加直接带动了企业在数字技术上的开发与研究,有利于企业建立数字化的技术体系,进而为企业数字化转型提供技术支撑。另一方面,由于2009年实施了生产型增值税转向消费型增值税的改革,允许一般纳税人在增值税抵扣链条中纳入购进机器设备类固定资产时所含的进项税,因而在“营改增”推行后,试点企业购进制造业的设备类固定资产就可以获得有效抵扣,降低了设备类固定资产的实际成本,这就会激励服务业加快升级改造设备类固定资产。设备类固定资产尤其是计算机等办公电子设备以及信息化通用设备是搭建大数据管理系统的必要硬件配置,随着更新成本的降低,信息设备类固定资产的快速迭代为企业数字化转型提供了设备支撑。

依据上述分析,“营改增”既可以激励企业技术创新和加快设备更新迭代以提高企业数字化转型的内在能力,又可以通过减少税费负担、降低融资约束等方式为企业转型提供资金支持,并提升市场竞争程度以及服务外包需求,以此优化外部环境,进而助力企业数字化转型。本文的理论机制框架如图1所示。因此,本文提出如下研究假设:“营改增”能够有效促进企业数字化转型。

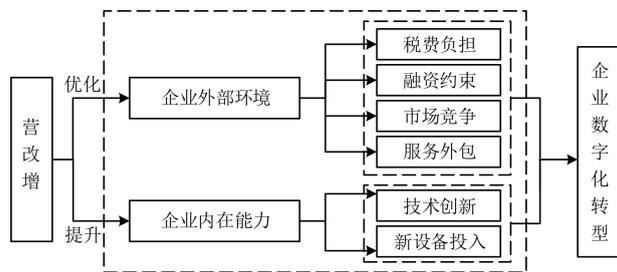


图1 “营改增”的数字化转型效应分析

三、研究设计与变量说明

(一)数据来源

考虑到2016年“营改增”全面铺开,范围涉及所有省份和行业,无法挑选出不受政策干扰的对照组。因此,为了有效识别“营改增”的政策效应,本文研究主要使用的样本为2009—2015年中国沪深A股服务业上市公司数据,基础数据来自CSMAR、Wind数据库,数字化转型指标由作者使用Python爬取上市公司年报获得。需要指出的是,本文未选取制造业作为对照组,是因为“营改增”后制造业向试点行业购买应税服务时也能获得进项税额的抵扣,这时政策效应评估会存在偏误。为排除特殊行业上市公司异质性以及数据统计错误等问题,对样本做出如下处理:(1)剔除ST、*ST、PT类以及结构特殊的金融保险类行业的上市公司数据;(2)对数据缺失严重或者异常的样本上市公司进行剔除;(3)剔除2012年之后上市以及样本期间退市的企业,同时对所有连续型变量进行两端1%的缩尾处理。经过上述筛选后,得到654家企业共计3338个有效样本。

(二)模型设定

“营改增”的试点范围同时涵盖了省份和行业,对此本文借鉴范子英和彭飞的做法,使用三重差分方法来评估“营改增”对企业数字化转型的影响^[9]。具体而言:首先是试点省份的差分,剔除试点省份与非试点省份之间的固定差异。其次是时间上的差分,剔除“营改增”前后试点省份的固定差异。最后是行业上的差分,剔除试点行业和非试点行业之间的固定差异。具体模型设定如下:

$$Digit_{it} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{pt} \times Indus_j + \varphi \sum X_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \theta_j + \lambda_p \times t + \eta_{soe \times t} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*和*t*分别代表企业和年份,*p*和*j*分别代表省份和行业,*soe*表示企业所有制。

$Digit_{it}$ 为企业数字化转型程度; $Reform_{pt}$ 表示省份 p 在第 t 年是否推行了“营改增”; $Indus_j$ 表示是否为“营改增”试点行业; X_{it} 表示控制变量集; α_i 表示企业固定效应; γ_t 表示年份固定效应; θ_j 表示二位数行业固定效应; $\lambda_{p \times t}$ 表示省份一年份联合固定效应; $\eta_{soe \times t}$ 表示企业所有制一年份联合固定效应。控制较为严格的多维联合固定效应是为排除区域和所有制层面随时间变化的干扰因素。 β_0 表示常数项; ϵ_{it} 表示随机误差项。交互项 $Reform_{pt} \times Indus_j$ 前的估计系数 β_1 为本文重点关注的估计系数, 表示“营改增”政策影响企业数字化转型的净效应。

(三) 变量选取与测算

1. 企业数字化转型(Digt)。近年来随着自然语言处理技术的兴起, 通过提取企业年报中的相关关键词来刻画数字化转型特征成为了主流方法^{[18][31]}。基于此, 本文首先参考吴非等的研究构建数字化特征词典^[18]; 其次, 从巨潮资讯网下载各家上市公司的年报, 并通过 Python 中的 Jieba 模块从中提取数字化转型的关键词, 关键词细分为底层技术和实践应用两个维度。在底层技术上, 具体包含人工智能、区块链、云计算和大数据等 42 个关键词; 在实践应用上, 具体包含移动互联网、B2B、开放银行等 34 个关键词。最后将总词频数加 1 后取对数作为企业数字化转型的代理变量。在企业数字化转型方向的进一步讨论中, 分别计算底层技术词频总数加 1 的对数(Bdigt)和实践应用词频总数加 1 的对数(Pdigt)以表征两类转型方向。

2. “营改增”政策(Reform×Indus)。Reform 表示受到“营改增”冲击的省份虚拟变量, 若企业所在省份当年进行了“营改增”改革为 Reform 为 1, 否则为 0。Indus 为“营改增”试点行业的虚拟变量, 当某行业属于试点行业, Indus 为 1, 否则为 0。考虑到在 2016 年“营改增”全面铺开, 本文将样本区间设定为 2009—2015 年, 并以 2012 年作为“营改增”政策试点的开始时间。

3. 控制变量。已有研究表明, 企业经营状况和内部治理均会对企业数字化转型产生影响^{[32][33]}, 故本文选取如下企业生产经营以及治理特征方面常见的控制变量: 企业规模(Size), 用企业总资产的对数表示; 营业收入(Sale), 用企业销售总额的对数表示; 企业年龄及平方项(Age、Age²), 用样本年份与企业成立年份差值的对数及平方表示; 流动比率(Liquid), 用流动资产占流动负债的比重表示; 财务杠杆(Leverage), 用资产负债率表示; 两职兼任(Dual), 董事长是否兼任总经理, 兼任为 1, 否则为 0; 股权集中度(Ownership), 用第一大股东的持股比例表示。此外, 在所分析的样本期间, 企业还可能受到其他财税政策的影响, 本文在模型中进一步控制了企业所得税征收的税率级次(Incometax)和接受的政府补助(Gsubsidy)。表 1 报告了各变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Digt	3338	1.0812	1.3693	0.0000	4.6151
Bdigt	3338	0.4972	0.9975	0.0000	3.9890
Pdigt	3338	0.8937	1.1940	0.0000	4.2627
Reform×Indus	3338	0.2561	0.4366	0.0000	1
Sale	3338	22.2320	1.3706	19.3571	26.5101
Age	3338	2.1574	0.8593	0.0000	3.1355
Age ²	3338	5.3926	3.0854	0.0000	9.8313
Liquid	3338	0.6193	0.2579	0.0708	0.9881
Leverage	3338	0.4847	0.2262	0.0637	0.8538
Dual	3338	0.1947	0.3961	0.0000	1.0000
Ownership	3338	36.6477	16.0005	8.8000	75.7800
Incometax	3338	21.3995	5.2026	3.7500	25.0000
Gsubsidy	3338	15.7588	1.8924	10.2765	20.1574

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了“营改增”影响企业数字化转型的估计结果。为避免面板数据模型显著性高估的问题,

本文在以下所有回归中均将标准误差聚类到省级层面。由表 2 可以看出,在第(1)列未加入控制变量的基础上,在第(2)~(4)列进一步加入一系列企业特征和政策扶持变量后,虽然交互项 Reform×Indus 的估计系数和显著性略有下降,但模型的解释力有所上升,这一结果表明“营改增”显著促进了企业数字化转型。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Digt	Digt	Digt	Digt
Reform×Indus	0.4532 *** (0.1092)	0.2522 ** (0.0956)	0.2511 ** (0.0947)	0.2445 ** (0.0900)
Size		0.2465 *** (0.0792)	0.2391 *** (0.0743)	0.2464 *** (0.0777)
Sale		0.0953 * (0.0545)	0.1036 * (0.0557)	0.1055 * (0.0538)
Age		0.6689 *** (0.0976)	0.6758 *** (0.0974)	0.6768 *** (0.0969)
Age ²		-0.0611 (0.1046)	-0.0782 (0.1091)	-0.0761 (0.1092)
Liquid		-0.4520 ** (0.1827)	-0.4345 ** (0.1814)	-0.4406 ** (0.1824)
Leverage		-0.4286 * (0.2205)	-0.3969 (0.2351)	-0.4127 * (0.2196)
Dual			0.0516 (0.0520)	0.0541 (0.0525)
Ownership			-0.0075 (0.0049)	-0.0073 (0.0048)
Incometax				0.0033 (0.0060)
Gsubsidy				-0.0108 (0.0143)
常数项	0.9682 *** (0.0283)	-7.1322 *** (2.2916)	-6.8812 *** (2.2451)	-6.9977 *** (2.2809)
企业/行业/年份	是	是	是	是
省份一年份	是	是	是	是
所有制一年份	是	是	是	是
观测值	3257	3257	3257	3257
R ²	0.785	0.797	0.797	0.797

注:括号内为省级层面聚类标准误,*、**和***分别表示通过10%、5%和1%的显著性检验。以下各表均控制了上述固定效应。

(二)机制检验

上述基准回归验证了“营改增”能够促进企业数字化转型这一基本结论,本文进一步从企业外部环境变化和内在能力建设两个视角考察“营改增”对企业数字化转型的作用机制。具体而言,一方面外部环境如税费负担、融资约束的降低可以为企业转型提供资金支持,同时市场竞争程度以及制造业服务外包需求的提升能够倒逼企业实现数字化转型,相关变量构造如下:税费负担(Taxburden)。本文借鉴陈钊和王旸的策略,采用教育费附加逆推的流转税减去消费税金额^⑥,然后以其占营业收入的比重作为衡量“营改增”涉及的流转税税负^[10]。融资约束(SA)。使用现有研究广泛使用的SA指数^[34]。市场竞争(HHI)。以二位数行业计算的赫芬达尔指数表示。服务外包需求(Demand)。使用企业主营业务收入的对数衡量。表3第(1)列的估计结果表明,至少从短期来看“营改增”并没有显著

降低试点企业的流转税税负,原因是企业流转税税负变化的关键还取决于进项税额的抵扣环节,这一结论与已有研究一致^{[8][9]}。因此,“营改增”通过降低企业税负来提升企业资金周转能力,进而促进企业数字化转型的推演并未得到验证。表3第(2)列发现“营改增”对企业融资约束存在显著抑制作用。融资约束的缓解有利于企业克服数字化转型中的长周期投资困境,进而助力企业持续进行数字化改造。表3第(3)列的估计结果验证了“营改增”确实显著加剧了行业竞争。当市场上同类产品的供给增加时,为提升市场占有率,企业通过数字化变革实现产品个性化定制与高质量供给的意愿得到增强。表3第(4)列的估计结果表明“营改增”通过打通增值税抵扣链条显著提升了制造业的服务外包需求,尤其是软件 and 信息技术类服务的需求增加将会进一步倒逼服务业企业实现数字化转型以提升关键软件技术创新和供给能力。

表3 机制检验:企业外部环境变化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Taxburden	SA	HHI	Demand
Reform×Indus	-0.0015 (0.0014)	-0.0290*** (0.0053)	-0.0250** (0.0114)	0.0933** (0.0369)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	3214	3257	3257	3257
R ²	0.897	0.982	0.931	0.976

另一方面,企业技术创新和设备更新迭代的内在能力也是其能否实现数字化转型的关键。在反映企业技术创新方面,以企业R&D支出占营业收入的比重表征研发投入(RDinput)。进一步地,本文还使用数字专利申请数表征企业的数字技术创新(Digpat)。在反映企业固定资产投资方面,本文区分了设备类固定资产投资(Facility)、信息设备类固定资产投资(Infacility)和非设备类固定资产投资(Non-facility)。其中,设备类固定资产投资以新增机器设备、机电设备、运输设备、办公电子设备、专用设备、通用设备以及其他设备投资占营业利润的比重表示;信息设备类固定资产投资以新增办公电子设备和通用设备投资占营业利润的比重表示;非设备类固定资产投资以新增房屋及建筑物投资占营业利润的比重衡量。表4第(1)列的估计结果表明“营改增”显著提升了企业的研发投入强度,增加了企业研发活动。在当前数字技术成为新一代产业革命下最新研发方向的背景下,表4第(2)列的估计结果发现“营改增”能够促使企业产生数字技术创新效应推动数字化转型。此外,“营改增”使得企业以不含税价格购进设备类固定资产,降低了设备类固定资产的实际成本,带动了企业加快更新升级设备类固定资产的积极性,进而为数字化转型提供设备支撑。表4第(3)~(5)列的估计结果表明“营改增”显著增加了企业的设备类(包括信息化设备类)固定资产投资,但对试点期间未纳入抵扣范围的房屋及建筑物等非设备类固定资产投资的影响较小,因而表4第(5)列的结果也为“营改增”带来的设备类固定资产投资效应提供了一个很好的反事实检验。

表4 机制检验:企业内在能力建设

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	RDinput	Digpat	Facility	Infacility	Non-facility
Reform×Indus	0.0220** (0.0091)	0.1402* (0.0775)	1.4869** (0.6133)	0.0991** (0.0404)	0.3768 (0.3677)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1476	3257	2916	2916	2741
R ²	0.876	0.835	0.762	0.715	0.686

(三)稳健性检验

在前文的基准回归和机制分析中已经初步验证了“营改增”对企业数字化转型的促进作用及其内

在机制。为了确保上述结论的可靠性,本文从准自然实验成立的前提要求出发,进行如下一系列稳健性测试。

1.平行趋势检验。为了检验实验组和对照组在政策实施前的变化趋势是否保持一致,本文借鉴Ferrara等的研究,使用事件研究法判断平行趋势^[35]。图2是以政策前一年作为基期的平行趋势检验结果。不难发现,在2012年之前,Reform×Indus的估计系数的95%置信区间内均包含0,表明处理组与对照组拥有相同的发展趋势,因此本文得到的结论并不是事前组间差异的结果。

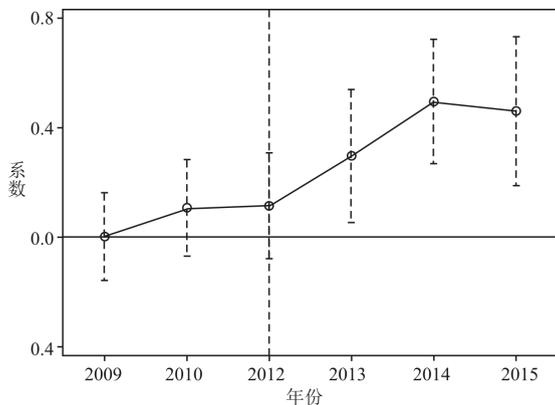


图2 平行趋势检验

2.安慰剂检验。“营改增”试点行业选择的特点可能导致政策冲击不够随机,并且遗漏变量问题也可能对本文的结论产生影响。对此,本文参考Li等的做法采用安慰剂实验^[36],具体做法是人为随机地指定实验组,指定的数量与当年实际受到影响的企业数量相同,再使用本文的式(1)进行回归。如图3展示,重复500次安慰剂检验的估计系数分布在0值附近,并且基准回归的估计系数独立于500次估计的系数分布(最大值为0.097)之外。该结果表明常规性的随机因素和不可观测因素不会对本文结论造成干扰。

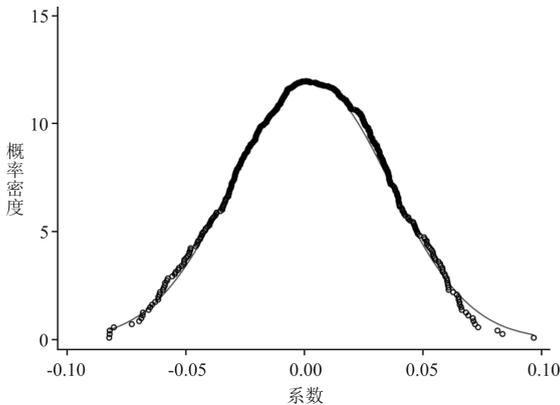


图3 安慰剂检验

3.替换数字化转型指标。第一,考虑到每家企业年报的文本长度存在一定差异,使用数字化总词频的绝对数可能会引起估计结果的偏误,故统计数字化总词频占年报总词数的比例(Digt2)作为企业数字化转型的代理变量重新进行估计。第二,参考祁怀锦等的做法,从企业财务报告附注披露的年末无形资产明细项中整理得到数字化相关资产占无形资产总额的比例(Digt3)^[37],将其作为企业数字化无形资产投资的代理变量进行估计。表5第(1)和(2)列显示,替换数字化转型指标后,结论仍然稳健。

4.PSM-DDD。样本潜在的选择性偏差问题也可能弱化结论可信度,本文使用倾向得分匹配—三

重差分法(PSM-DDD)进行估计。具体而言,先是利用卡尺近邻匹配的方法将基准回归中的控制变量作为匹配协变量按照1:4进行匹配,再对匹配后的实验组和对照组使用DDD方法进行估计。表5第(3)列表明,PSM-DDD的估计结果与基准回归基本一致。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Digit2	Digit3	PSM-DDD	预期效应	排除“智慧城市”	排除“宽带中国”
Reform×Indus	0.0393 *** (0.0098)	0.0040 * (0.0015)	0.2472 ** (0.0912)	0.2495 ** (0.1086)	0.2368 ** (0.0956)	0.2407 ** (0.0910)
Pre1				-0.1401 (0.1087)		
智慧城市					0.1226 (0.1749)	
宽带中国						0.2863 (0.2163)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3257	3257	3246	3257	3257	3257
R ²	0.718	0.711	0.724	0.791	0.797	0.798

5.预期效应检验。中国特色的经济体制改革路径是“先试点后推广”。在政策正式试点之前,国家会广泛征集社会各界的意见,如果企业对“营改增”改革形成了预期,那么就会根据预期调整战略决策。为了控制预期效应的影响,本文在基准回归模型的基础上加入实验组虚拟变量与推行“营改增”改革前一年的交互项(Pre1)。表5第(4)列的结果显示,Pre1的估计系数没有通过10%水平的显著性检验,表明预期效应没有对企业的数字化转型决策产生影响。

6.排除干扰政策的影响。已有研究表明,区域数字化制度建设对于企业数字化转型能够起到积极助推作用^[29]。而“智慧城市”和“宽带中国”这两个政策最可能对试点区域的企业数字化转型构成影响。对此,本文分别加入“智慧城市”和“宽带中国”的虚拟变量重新进行估计。表5第(5)和(6)列的结果表明,本文结论并没有受到这两项干扰政策的影响。

五、异质性分析

(一)“营改增”政策效应的异质性分析

1.区位异质性。“营改增”是分省份进行的渐进式改革,因此有理由认为政策效应在不同区域间存在异质性,本文将总体样本划分为东、中、西部三个子样本分别进行估计。表6第(1)~(3)列报告了分东中西部分析的结果。结果显示,仅有东部区域Reform×indus的估计系数显著。可能的原因在于:一方面,“营改增”先行试点的9个省份中除安徽和湖北以外均位于东部区域,因此受政策的影响程度比后试点区域更加明显。另一方面,东部区域的市场化进程较早,在新型基础设施以及营商环境建设方面都具有比较优势,“营改增”带来的固定资产投资效应能够更好地发挥作用。

表6 “营改增”政策效应的区位异质性

变量	(1)	(2)	(3)
	东部区域	中部区域	西部区域
Reform×Indus	0.2851 ** (0.1213)	0.1803 (0.1402)	0.1471 (0.2223)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
观测值	2522	387	324
R ²	0.793	0.839	0.890

2.企业异质性。表7第(1)和(2)列报告的分国有企业和民营企业的估计结果表明:“营改增”仅提升了民营企业的数字化转型水平。可能的原因是,国有企业在银行信贷、政府补贴等资源获取方面具有天然优势,“营改增”对其融资能力的影响较小,而民营企业在融资上的缺口能够较好地被“营改增”带来的外包效应和固定资产投资效应所弥补。表7第(3)~(5)列的结果表明“营改增”显著推动了成熟期企业的数字化转型。对于成熟期企业而言,“营改增”通过缓解融资约束赋予了企业更强获得资金的能力,随着技术水平和研发实力的迅速提升,企业更有动力进行数字化转型。而对于面临较大投资风险的成长期和衰退期企业,即便“营改增”能够缓解财务窘境,大多数企业都不愿意在这一时期进行数字化转型。表7第(6)和(7)列报告了技术水平异质性的估计结果。结果显示:“营改增”推动了高技术企业的数字化转型。由于技术创新是高技术企业的核心竞争力,其人力资本、科技研发和技术积累优势能够与“营改增”改革的一系列经济效应协同耦合,从而加快数字化转型进程。

表7 “营改增”政策效应的企业异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	国有	民营	成长期	成熟期	衰退期	高技术	非高技术
Reform×Indus	0.1189 (0.1054)	0.4248** (0.1703)	0.3225 (0.2377)	0.3029** (0.1273)	0.0728 (0.2186)	0.3515*** (0.0853)	-0.1132 (0.1046)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1763	1253	361	1421	982	702	2477
R ²	0.811	0.807	0.859	0.839	0.888	0.786	0.771

(二)“营改增”背景下企业数字化转型方向选择

依据数字技术的特征差异,数字化转型可进一步细分为底层技术嵌入和技术实践应用两个层面^[18]。“营改增”作为我国税制改革的一项重大举措,如何影响企业数字化转型方向,值得继续深入探讨。表8第(1)和(2)列分别报告了“营改增”对底层技术和应用实践两个转型方向的估计结果。结果表明,“营改增”显著推动了企业向底层技术方向的数字化转型而非应用实践方向,这一结论也为今后如何通过税收政策引导企业数字化深度发展提供了经验证据。

表8 “营改增”对企业数字化转型方向的影响

变量	(1)	(2)
	Bdigit	Pdigit
Reform×Indus	0.6075*** (0.0796)	0.0603 (0.0740)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
观测值	3257	3257
R ²	0.762	0.782

六、拓展性分析:服务业数字化转型存在“涟漪效应”吗?

(一)服务业数字化转型的“涟漪效应”检验

基于制造业和服务业日益融合,尤其是生产性服务业对制造业生产和流通过程产生深刻影响的背景下,值得进一步思考的是:服务业数字化转型是否存在“涟漪效应”,从而带动下游制造业数字化转型?对此,本文利用《中国2012年投入产出表》139部门的完全消耗系数矩阵,计算了制造业层面根据完全消耗系数加权的关联服务业数字化转型指数,并按照行业匹配到制造业上市公司样本。表9第(1)列是未加入控制变量的估计结果,第(2)列在加入控制变量后,关联服务业数字化转型(Digt_serv)的系数仍然通过了5%水平的显著性检验,这一结果表明服务业数字化转型存在涟漪效应,带动了下游制造业数字化转型(Digt_manu)。

为避免反向因果引致的内生性问题,本文使用份额移动法构造 Bartik 工具变量(关联服务业数字化水平滞后一期与关联服务业数字化水平在时间上的一阶差分的交互项)进行 2SLS 估计^④,结果见表 9 第(3)和(4)列。其中,第一阶段 F 值大于 10,并且工具变量对关联服务业数字化转型的回归系数在 1%的水平上显著,较好地证明了不存在弱工具变量问题。同时,LM 统计量也通过了 1%水平的显著性检验,排除了“工具变量识别不足”的可能性。第二阶段的估计结果表明,考虑潜在的内生性后,服务业数字化转型带动下制造业数字化转型的结论仍然稳健。

表 9 服务业数字化转型的涟漪效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Digit_manu	Digit_manu	Digit_serv	Digit_manu
Digit_serv	0.0473 *** (0.0160)	0.0333 ** (0.0164)		0.0434 ** (0.0174)
IV			0.5383 *** (0.0235)	
控制变量	否	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
LM 统计量 (P-value)				2068.5650 (0.0000)
第一阶段 F 值				524.2020
观测值	8545	8545		7020
R ²	0.682	0.687		0.327

(二)“涟漪效应”存在内因:自主创新还是分工深化?

服务业数字化转型产生涟漪效应的原因可能有多个。一方面,服务业数字化转型带来的规模效应降低了下游制造业的生产和交易成本,激励制造业主动增加创新投入实现转型升级;另一方面,数字化转型降低了市场信息不对称程度,企业间的分工合作加快了技术和知识的流动。因此,本文进一步对制造业的自主创新和分工深化机制进行检验。首先,表 10 第(1)列是以制造业企业的研发投入作为因变量的估计结果,结果表明服务业数字化转型并没有对下游制造业的自主创新产生显著激励。其次,使用企业增加值占主营业务收入的比重衡量企业纵向一体化的程度^[9]。表 10 第(2)列的结果表明服务业数字化转型降低了下游制造业企业纵向一体化程度。表 10 第(3)和(4)列分别以制造业企业的主营业务收入和其他业务收入作为因变量进行回归,结果表明制造业企业实施了主辅业务分离,即存在分工深化。可能的原因是制造业企业通过直接购买数字化相关技术和嵌入式服务形成了本企业的无形资产,更能够集中精力发展主营业务。而增加外购数字技术服务,不仅在“营改增”背景下可以抵扣进项税收,还可以避免数字技术自主研发面临的高风险性和不确定性,使其数字化水平在短期内实现提升。

表 10 机制分析:自主创新与分工深化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Indinova	Addvalue	Sale	Othersale	Digit_manu
Digit_serv	0.0024 (0.0016)	-0.7510 *** (0.0923)	0.0173 ** (0.0079)	-0.0073 * (0.0033)	
Digit_Lifeserv					0.0462 (0.0766)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	7644	8538	8545	5418	8545
R ²	0.716	0.435	0.975	0.565	0.687

上述推测成立的前提条件是这些服务业企业应主要属于生产性服务行业,而对于生活性服务行业中的企业而言,数字化转型产生的涟漪效应应该是有限的。因此,本文只挑选生活性服务行业按照完全消耗系数加权去计算关联服务业数字化水平(Digt_Lifeserv),这些行业包括文化娱乐以及商贸服务。表10第(5)列的估计结果显示,Digt_Lifeserv的系数为正但不显著,因此有理由认为制造业企业选择增加外购数字技术服务来促进自身数字化转型。

七、结论与政策启示

当下数字经济已经是助推中国经济增长的新动能,如何有效化解企业数字化转型面临的“转不起”“转不来”和“转不动”的困局成为推动增长动能切换、实现经济高质量发展的关键。基于此,本文从税制改革的政策视角出发,借助多时点DDD考察了“营改增”对企业数字化转型的影响效应和内在机理。研究发现:(1)“营改增”显著推动了企业的数字化转型,并且这一结论经过平行趋势、安慰剂等一系列稳健性检验后仍然稳健。(2)“营改增”在降低企业融资约束、提升市场竞争程度以及服务外包需求的同时,也促进了企业技术创新和加快设备更新迭代,由此助推企业数字化转型。(3)“营改增”更多地推动了东部区域企业、民营企业、成熟期企业以及高技术企业的数字化转型。从转型方向看,“营改增”推动了企业向底层技术方向实现深度转型。(4)服务业数字化转型能够通过促进分工深化产生涟漪效应,带动下游制造业的数字化转型。

本文的研究结论表明“营改增”对于促进企业数字化转型有一定的积极作用,但从税负角度而言,试点企业整体上并没有真正因此降低赋税。针对这一问题,还需要持续深化税制改革,进一步细化和完善“营改增”对部分类型企业实施的过渡性政策和“打补丁”办法,简并税率结构,扩大增值税期末留抵退税的适用行业范围,切实降低企业负担,化解企业数字化转型的“后顾之忧”。从行业关联层面来看,由于服务业数字化转型存在涟漪效应,能够带动下游制造业的数字化转型,因此延长增值税抵扣链条、增强数字技术服务的税收激励显得极为重要。不仅如此,数字化转型在本质上属于企业创新的范畴,这势必要求企业加大研发投入强度和提升人力资本水平,尤其是在当前企业生存环境严峻、世界经济复苏乏力的现实背景下,应加快出台和完善“营改增”的相关配套政策,以降低企业的研发风险、提高企业的数字人才吸纳能力。与此同时,企业作为政策的实施主体也需积极参加税务机关组织的纳税辅导培训,加强税收政策学习,调整相关的财务管理方法,充分吸收相应的优惠政策红利。企业管理者也应秉持长远的战略目光,在面对政策改革与企业转型过程中的曲折性保持足够的信心。

注释:

- ①对服务业征收营业税的理由在很大程度上与税收执法有关,在发展中国家,税务管理部门很难监督那些有形资产较少的企业。
- ②六个现代服务业分别是研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、有形动产租赁服务、鉴证咨询服务。
- ③具体做法为:若年报中分开公布教育费附加和地方教育费附加,流转税的3%为教育费附加;若两者合并公布,有公布具体税率的按照公布的税率计算流转税额,未公布具体税率的,在2011年之前按照3%计算,在2011年之后按照通常的5%计算;若教育费附加存在多档税率而难以确定,则以城市维护建设税及其税率辅助推算实际流转税额。
- ④只要外生冲击对单个制造业企业数字化转型的影响与全国层面的服务业数字化水平不显著相关,Bartik工具变量便是有效的。

参考文献:

- [1] 许宪春,张美慧,张钟文.数字化转型与经济社会统计的挑战和创新[J].统计研究,2021,38(1):15—26.
- [2] 刘淑春,闫津臣,张思雪,林汉川.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021,37(5):170—190.
- [3] 许伟,陈斌开.税收激励和企业投资——基于2004—2009年增值税转型的自然实验[J].管理世界,2016(5):9—17.
- [4] 胡怡建,李天祥.增值税扩围改革的财政收入影响分析——基于投入产出表的模拟估算[J].财政研究,2011(9):18—22.
- [5] 聂卓,席天扬,李力行.减税降费能促进地方政府提高财政支出效率吗?——来自“营改增”全面推广的证据[J].世界经济文汇,2021(6):17—35.
- [6] 李伟,李卫平.营改增对交通运输业上市公司税负和财务的影响研究[J].上海经济研究,2016(1):61—70.

- [7] 张璇, 张计宝, 闫续文, 李春涛. “营改增”与企业创新——基于企业税负的视角[J]. 财政研究, 2019(3): 63—78.
- [8] 曹越, 李晶. “营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据[J]. 财贸经济, 2016(11): 62—76.
- [9] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 82—95.
- [10] 陈钊, 王旸. “营改增”是否促进了分工: 来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界, 2016(3): 36—45.
- [11] 姚东旻, 张鹏远, 朱泳奕. 减税会扩大企业生产要素需求吗? ——基于“营改增”改革的理论推测和实证检验[J]. 经济学动态, 2020(10): 28—43.
- [12] 张伯超. 减税降费与企业投资结构优化[J]. 上海经济研究, 2022(3): 114—128.
- [13] 苏栳芳, 陈昌楠, 蓝嘉俊. “营改增”与劳动收入份额: 来自中国上市公司的证据[J]. 财贸经济, 2021, 42(1): 44—61.
- [14] 毛捷, 曹婧, 杨晨曦. 营改增对企业创新行为的影响——机制分析与实证检验[J]. 税务研究, 2020(7): 12—19.
- [15] 童锦治, 苏国灿, 魏志华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财贸经济, 2015(11): 14—26.
- [16] 彭飞, 毛德凤. “营改增”的出口效应和生产率效应——基于行业关联的解释[J]. 产业经济研究, 2018(1): 52—64.
- [17] 吴亮. 数字化赋能产业结构优化促进区域经济高质量发展实证研究[J]. 贵州社会科学, 2022(7): 125—132.
- [18] 吴非, 常曦, 任晓怡. 政府驱动型创新: 财政科技支出与企业数字化转型[J]. 财政研究, 2021(1): 102—115.
- [19] 王宏鸣, 孙鹏博, 郭慧芳. 数字金融如何赋能企业数字化转型? ——来自中国上市公司的经验证据[J]. 财经论丛, 2022(10): 3—13.
- [20] Verhoef, P. C., Broekhuizen, T., Bart, Y., et al. Digital Transformation: A Multidisciplinary Reflection and Research Agenda[J]. Journal of Business Research, 2021(122): 889—901.
- [21] Abrell, T., Pihlajamaa, M., Kanto, L., et al. The Role of Users and Customers in Digital Innovation: Insights from B2B Manufacturing Firms[J]. Information & Management, 2016, 53(3): 324—335.
- [22] 宋岩, 王晓月. 企业数字化转型、政府支持与创新效率——基于中国沪深 A 股制造业上市公司的实证检验[J]. 烟台大学学报(哲学社会科学版), 2023, 36(2): 92—105.
- [23] 戚聿东, 蔡星伟. 数字化对制造业企业绩效的多重影响及其机理研究[J]. 学习与探索, 2020(7): 108—119.
- [24] 罗宏, 陈丽霖. 增值税转型对企业融资约束的影响研究[J]. 会计研究, 2012(12): 43—49.
- [25] Acharya, V., Xu, Z. Financial Dependence and Innovation: The Case of Public versus Private Firms[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(2): 223—243.
- [26] 戚聿东, 肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界, 2020, 36(6): 135—152.
- [27] 李永友, 严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. 经济研究, 2018, 53(4): 18—31.
- [28] 李逸飞, 曹策, 楚尔鸣. 地方债管理体制改革的与企业数字化转型[J]. 经济学动态, 2023(4): 79—94.
- [29] 王瑶, 彭凯, 支晓强. 税收激励与企业创新——来自“营改增”的经验证据[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2021, 36(1): 81—91.
- [30] 史宇鹏, 王阳, 张文韬. 我国企业数字化转型: 现状、问题与展望[J]. 经济学家, 2021(12): 90—97.
- [31] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137—155.
- [32] 王海, 闫卓毓, 郭冠宇, 尹俊雅. 数字基础设施政策与企业数字化转型: “赋能”还是“负能”? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 5—23.
- [33] 林川. 多个大股东能促进企业数字化转型吗[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(2): 28—40.
- [34] Hadlock, C. J., Pierce, J. R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909—1940.
- [35] La, F. E., Chong, A., Duryea, S. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1—31.
- [36] Li, P., Lu, Y., Wang, J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18—37.
- [37] 祁怀锦, 曹修琴, 刘艳霞. 数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J]. 改革, 2020(4): 50—64.

(下转第 66 页)