

# 数字政府建设能降低企业非生产性支出吗？ ——来自中国上市公司的经验证据

于文超<sup>1</sup>, 王丹<sup>2</sup>

(1. 西南政法大学 经济学院, 重庆 401120; 2. 广西大学 经济学院, 广西南宁 530004)

**摘要:**在建设全国统一大市场的进程中,有效降低企业非生产性支出是提高市场运行效率的关键环节。文章基于 2016—2019 年中国 A 股上市公司数据,使用大数据发展“政用指数”刻画各地区数字政府建设水平,评估了数字政府建设对企业非生产性支出的影响及其机制。研究发现,数字政府建设显著降低了企业非生产性支出。上述结论在一系列稳健性检验之后依然成立。异质性效应分析表明,数字政府建设抑制企业非生产性活动的效应对非国有企业、政府管制行业、数字化转型程度较高的企业以及信息基础设施水平较高的地区更强。机制检验结果表明,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应随着政务服务效能的提升而减弱,且数字政府建设会显著改善企业面临的税收环境。这意味着提升政务服务效能是数字政府建设降低企业非生产性支出的重要机制。文章证实了数字政府建设对于抑制企业非生产性活动的积极意义,在一定程度上可为激发市场主体活力、夯实经济发展效率的变革提供政策借鉴。

**关键词:**数字政府建设;企业非生产性支出;政务服务效能;政策不确定性

**中图分类号:**F272 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2024)01-0124-15

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.20231018.301

## 一、引言

建设全国统一大市场既是畅通国内大循环的内在要求,也是在国际经济合作和竞争中塑造中国经济新优势的关键路径。持续降低市场交易成本是建设全国统一大市场的主要目标之一。<sup>①</sup>然而,在社会主义市场经济逐步完善的进程中,政府与市场的关系尚未完全理顺,市场发育不充分、要素流动不畅等问题会增加微观市场主体的交易成本,损害市场运行和资源配置效率,最终妨碍全国统一大市场的形成和完善。新制度经济学文献强调,交易成本对资源配置、制度绩效和经济组织形式有着重要影响(思拉恩·埃格特森,2004)。从市场微观结构看,企业非生产性支出(*Non-productive expenditure*)是一类典型且普遍存在的交易成本,包含企业除正常生产经营所面临的交易成本之外的所有经营成本(万华林和陈信元,2010)。非生产性活动尽管能为企业带来经营便利和政策性资源(黄玖立和李坤望,2013),但会挤占企业有限的创新资源,损害企业

收稿日期:2022-08-06

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72003159);重庆市教委人文社会科学研究青年项目(23SKGH033);重庆市研究生科研创新项目(CYS22327)

作者简介:于文超(1987—)(通讯作者),男,山东潍坊人,西南政法大学经济学院教授,硕士生导师;

王丹(1996—),女,重庆云阳人,广西大学经济学院博士研究生。

<sup>①</sup>资料来源:中国政府网,《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》,http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content\_5684385.htm。

可持续发展能力(Hu等,2020;秦璇等,2020)。尤其是对社会整体福利而言,过多的非生产性活动会损害资源配置效率,扭曲公平竞争的市场机制(Cai等,2011)。不容忽视的是,地方政府是配置关键要素资源和营造营商环境的重要力量,地方政府通过提供政务服务、调整经济政策等途径影响企业决策,而在政务服务效能有待提升、政策实施和调整机制尚不完善的背景下,在企业与地方政府互动过程中可能伴随着一系列非生产性活动。<sup>①</sup>

随着数字技术的发展,数字政府建设正成为转变政府职能、推进国家治理体系和治理能力现代化的新引擎。数字政府强调运用数字技术推动政府治理流程再造和模式优化,实现政府履职和政务运行的数字化转型,促进政府主体与市场主体之间的有效互动。<sup>②</sup>文献研究表明,数字政府建设过程中大数据技术的应用会提升政府治理效率(赵云辉等,2019),促进政务信息在不同政府部门之间的共享(范合君等,2022),畅通企业、公众与政府之间的互动和交流,降低企业的制度性交易成本(江文路和张小劲,2021)。可以预期,对企业等微观市场主体而言,数字政府建设有助于提升政务服务效能,降低政策不确定性,进而有效抑制企业非生产性活动。企业非生产性支出的决定因素受到了学者们的普遍关注,但现有文献大多关注政府干预、腐败治理、政府质量等制度因素以及企业内部治理机制对企业非生产性活动的影响(万华林和陈信元,2010;戴亦一等,2016;Dong等,2016;何轩等,2016;张思涵等,2022),并未将研究视角拓展到数字政府建设对企业非生产性活动的影响。那么,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应到底有多大?这种影响背后的机制是什么?这些问题尚缺乏系统严谨的实证评估。

本文基于2016—2019年中国A股上市公司数据,利用大数据发展“政用指数”刻画数字政府建设水平,使用业务招待费和差旅费之和(后文简称招待差旅费)衡量企业非生产性支出,评估了数字政府建设对企业非生产性支出的影响。结果表明,数字政府建设会显著降低企业非生产性支出。异质性效应分析显示,数字政府建设抑制企业非生产性支出的效应主要存在于非国有企业与政府管制行业。对那些享有更多数字政府基础设施和服务的企业而言,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应更强。机制检验表明,提升政务服务效能是数字政府建设抑制企业非生产性活动的重要机制。

本文的边际贡献体现在三方面:首先,丰富了有关企业非生产性支出的实证文献,为评估政府数字化转型的微观经济效应提供了新证据。已有研究较多关注数字政府建设对改善政府治理效率、提升政府清廉度的积极效应(赵云辉等,2019),但鲜有文献系统考察数字政府建设对企业非生产性活动的影响及其机制。本文的研究结论不仅有助于理解企业非生产性活动的宏观诱因,更为评估政府数字化转型的积极经济效应提供了理论支撑。其次,厘清并检验了数字政府建设影响企业非生产性活动的内在机制,为考察转型背景下的政企互动及其经济后果提供了新视角。不同于现有文献较多关注政府通过资源配置和行政监管等途径影响企业行为,本文基于企业非生产性活动视角刻画政府数字化转型下的企业策略性行为,强调数字政府建设通过提升政务服务效能而降低企业非生产性支出,拓展了地方政府影响市场主体决策的研究框架。最后,为提升市场运行效率提供了政策借鉴。在外部环境日趋复杂严峻、宏观经济平稳运行面临

<sup>①</sup> 2016年,权威媒体针对浙江、河南两省53家制造业企业的调查表明,制度性交易成本种类繁多,尤其是税费、评估、检测等制度性交易成本极大地增加了企业经营负担,困扰着企业正常运行。企业愿意花费制度性交易成本通常出于协调内外部发展环境的现实需要,企业制度性交易成本可视为寻租费用的重要组成部分。资料来源:“这些成本最该降!——对两省四市五十三家企业制度性交易成本的调查”,《人民日报》2016年5月9日第017版经济周刊。

<sup>②</sup> 资料来源:中国政府网,《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》(国发〔2022〕14号),[http://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/23/content\\_5697299.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/23/content_5697299.htm)。

“三重压力”的现实背景下,有效压缩企业非生产性支出是提升企业资源配置效率、激发市场主体活力的重要途径。本文研究结论意味着,推动数字政府建设能抑制企业非生产性活动,促使企业将有限资源配置到生产性活动中,为夯实经济发展效率变革的微观基础提供制度保证。

## 二、理论分析与研究假说

(一)提升政务服务效能。企业非生产性活动与地方政府政务服务效能密切相关。从政府公共服务供给的角度看,行政审批改革通过改善公共服务效率能显著降低企业的制度性交易成本(夏杰长和刘诚,2017)。从政府行政监管的角度看,低效率且不规范的监管活动会增加企业因遵守政策规定和监管要求而面临的行政负担(梁平汉等,2020),引发企业一系列非生产性活动。不规范的政府监管还会增加企业家对非生产性活动的时间投入(何轩等,2016)。因此,较低的政务服务效能会增加企业非生产性支出。数字政府建设能通过提升政务服务效能而抑制企业非生产性活动,这主要源于:第一,从政府公共服务供给的角度看,数字政府建设打造的数字政务一体化平台能推动政务服务流程的标准化,打破政府层级间的信息不对称和政府部门间的信息壁垒,实现跨层级和跨部门的行政资源统筹使用和业务协同(江文路和张小劲,2021)。姜宝等(2022)针对广东省佛山市南海区的案例分析表明,在数字政府建设过程中,“城市大脑”智慧平台截至2021年汇聚了82个政府部门的34.7亿条政务数据,奠定了政府组织变革的数据基础。已有文献也证实,“一网通办”“互联网+政务服务”等数字政府建设实践显著降低了企业的制度性交易成本(范合君等,2022)。第二,从政府行政监管的角度看,数字政府建设所形成的数字基础设施能高效收集、分析、整合经济社会运行信息,实现对企业经营活动的精准智慧监管,避免不规范的行政监管给企业带来的行政负担。例如,地方政府构建的政务大数据共享交换平台能提升政府部门协同监管效能(李季和王益民,2021)。政府数字化转型还有助于公众通过多元化渠道参与政府监管活动,提升执法部门信息搜集能力(赵云辉等,2019)。第三,从政府清廉度的视角看,数字政府建设中形成的政务信息平台能促进政务运行信息的开放共享,提升政务运行透明度(孟天广和张小劲,2021);同时,政务信息平台能鼓励公众更多监督政府行为,降低腐败治理的信息搜集成本,减少企业寻租活动产生的非生产性支出(张军和倪星,2020)。

(二)降低政策不确定性。企业开展较多的非生产性活动可能源于其面临较高的政策不确定性。基于中国和美国企业数据的实证分析均表明,较高的政策不确定性导致企业开展更多非生产性活动(Hassan等,2019;于文超等,2022)。当企业预期政策走向存在较强不确定性时,地方政府加强与企业等市场主体的政策沟通,及时公开和解读政策信息,能提升宏观政策调控的科学性,降低企业感知的政策不确定性风险(于文超等,2020)。因此,数字政府建设能有效降低企业面临的政策不确定性,弱化企业因应对政策不确定性而开展非生产性活动的动机。这是因为:第一,推进政府信息公开、促进政府权力规范透明运行是数字政府建设的重要目标。理论上,数字政府平台能实现智能化的精准政策推送,帮助企业高效便捷地获取政策信息并提升企业政策解读能力,增强涉企、惠企政策信息透明度,规范政府权力运行(孙宗锋和郑跃平,2021)。数字政府建设产生的上述效应有助于企业更好地把握经济政策走向,稳定企业的宏观政策预期。第二,数字政府建设使得政府部门能利用大数据技术分析海量经济运行信息,准确掌握宏观经济运行现状和潜在走向,通过数字技术构建双向的信息沟通机制,进行科学有效的宏观政策调整,把经济政策调整对企业运行带来的“政策冲击”降到最低。综上所述,本文提出假说1:控制其他因素不变,数字政府建设会显著降低企业非生产性支出。

数字政府建设降低企业非生产性支出的效应对非国有企业而言更强。这是因为:首先,国有企业是地方政府推动地区经济增长、实现政绩目标的重要载体,这导致国有企业在获取政策

性资源和政务服务时比非国有企业更容易得到政府支持(刘小鲁和李泓霖, 2015)。若数字政府建设的确能显著提升政务服务效能,那么这一效应能使非国有企业获得政策性资源和良好政务服务,在更大程度上降低因政务服务效能欠佳而导致的企业非生产性支出。其次,相比于非国有企业,国有企业享有更加顺畅的政企沟通机制,这有助于国有企业反馈政策诉求,及时获取并解读最新政策信息,降低自身面临的政策不确定性;而非国有企业缺乏反馈政策诉求和获取政策信息的有效渠道,更容易受到政策不确定性的冲击。若数字政府建设能显著降低政策不确定性,那么这一效应对更容易受到政策不确定性冲击的非国有企业而言会更强。基于此,提出假说2:相比于国有企业,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应对非国有企业而言更强。

数字政府建设降低企业非生产性支出的效应对政府管制行业而言更强。这是因为:从政务服务的角度看,身处政府管制行业的企业在市场准入和原材料采购等环节面临更多政府监管和干预;相比之下,来自非政府管制行业的企业面临的政府管制更弱,其经营决策更多依赖于市场环境。从政策不确定性的角度看,身处政府管制行业的企业更容易面临政府行为不可预期性的困扰以及由此带来的政策不确定性;而非政府管制行业的企业受到的政府管制和干预更少,地方政府行为不可预期性引发的政策不确定性对这类企业的负面冲击更小。基于上述分析,本文提出假说3:相比于非政府管制行业,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应对政府管制行业而言更强。

本文从企业数字化转型程度(微观层面)和地区信息基础设施水平(宏观层面)两个维度刻画企业享有数字政府基础设施和服务的机会,进而展开异质性效应检验。从微观层面看,数字化转型程度较高的企业有更多机会享有数字政府基础设施和服务。数字政府建设强调政府治理与数字技术的有效融合,数字化转型程度较高的企业更熟悉以数字技术为支撑的各类政务平台和系统,更愿意运用数字政府平台和工具展开政企互动。因此,若数字政府建设能显著抑制企业非生产性活动,那么这一效应对数字化转型程度较高的企业而言更强。从宏观视角分析,在信息基础设施水平较高的地区,企业能享有更加便捷的数字政府服务,并利用信息基础设施便利开展经营活动,并能更好地运用数字技术应用展开政企互动,适应政府履职和政务运行的数字化转型,根据数字政府建设带来的营商环境变化及时调整经营策略。可见,良好的地区信息基础设施能够增强数字政府建设对企业非生产性活动的抑制效应。据此,本文提出如下两个假说:

假说4:相对于数字化转型程度较低的企业,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应对数字化转型程度较高的企业而言更强。

假说5:相对于信息基础设施水平较低的地区,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应在信息基础设施水平较高的地区更强。

### 三、研究设计

(一)样本选取与数据来源。本文以2016—2019年中国沪深A股上市公司为研究样本,上市公司的财务数据和基本信息来源于国泰安数据库(CSMAR)和中国研究数据服务平台(CNRDS)。从时间维度看,2015—2016年是中国数字政府建设的重要起始阶段。尽管《国务院办公厅关于运用大数据加强对市场主体服务和监管的若干意见》(国办发〔2015〕51号)和《国务院关于加快推进“互联网+政务服务”工作的指导意见》(国发〔2016〕55号)两份重要政策文件未直接提出“数字政府”这一概念,但采取的政策举措与数字政府建设的内涵和目标密切相关。<sup>①</sup>本文用来

<sup>①</sup>《国务院关于加强数字政府建设的指导意见》(国发〔2022〕14号)明确将“大数据监管和服务”“互联网+政务服务”等创新实践作为数字政府建设的重要内容。

刻画数字政府建设水平的大数据发展“政用指数”起始于 2016 年,因此我们将 2016 年作为样本起始年份。此外,2020 年由于突发性公共事件,上市公司招待差旅的支出规模和结构发生了显著改变,若仍使用其刻画企业非生产性活动,准确性可能会下降,因此将 2019 年作为样本截止年份。

本文按照如下思路对样本进行筛选:(1)剔除金融保险类上市公司;(2)剔除关键财务数据缺失的上市公司;(3)剔除 ST 和其他特殊情况的公司。本文最终得到 7 610 个观测数据,其中 2016 年、2017 年、2018 年和 2019 年的观测值个数分别为 1 532 个、1 650 个、2 057 个和 2 371 个。考虑到变量极端值可能带来的回归偏误,本文对涉及财务指标的连续变量前后各 1% 进行 Winsorize 缩尾处理。

(二)方程设定与变量定义。本文利用方程(1)检验数字政府建设对企业非生产性支出的影响,具体如下:

$$NPE_{it} = \beta_0 + \beta_1 DG_{pt} + \lambda Fcv_{it} + \kappa Rcv_{pt} + \sum_j Industry_j + \sum_t Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,变量下标  $i$  表示公司,  $t$  表示年份,  $p$  表示省份,  $j$  表示行业,  $\varepsilon$  表示随机扰动项。方程(1)的被解释变量  $NPE$  代表企业非生产性支出,借鉴秦璇等(2020)以及于文超等(2022)的研究设计,本文使用招待差旅费刻画上市公司非生产性活动,并使用主营业务收入进行标准化处理。<sup>①</sup>已有文献对于企业非生产性支出的刻画通常基于两种思路:第一,通过改进 Anderson 等(2007)提出的模型,使用调整后的营业管理费用刻画企业非生产性支出(万华林和陈信元,2010;逯东等,2012);第二,使用企业招待费和差旅费直接衡量企业非生产性支出(吴一平和尹华,2016;秦璇等,2020)。前一种测度思路容易将一些生产性活动导致的正常营业管理费用归为企业非生产性支出,尤其是前文分析表明,数字政府建设影响的主要是政府与企业互动环节产生的企业非生产性支出,调整后的管理费用可能高估这一环节的企业非生产性支出。比较而言,在现实经济活动中,由于企业开展招待差旅活动的对象、目的以及费用额度难以明确界定,企业招待差旅费是包含高管在职消费、客户关系维系支出以及寻租费用在内的混合体(Cai 等,2011;黄玖立和李坤望,2013;Xu 等,2014;Hu 等,2020)。尽管招待差旅费可能仅反映一部分企业非生产性支出,会低估企业实际非生产性活动,但根据计量经济学理论,如果基于后一种测度指标依然证实数字政府建设对企业非生产性支出的显著抑制效应,那么使用更加准确的测度指标将发现数字政府建设会产生更大程度的影响。因此,本文认为招待差旅费是刻画上市公司非生产性活动的合理指标。

方程(1)的关键解释变量  $DG$  代表一个地区的数字政府建设水平。数字政府的内涵是政府运用数字技术对治理过程中所需要的数据和信息进行整合、管理、分析,以提升政府行政效率和决策科学性(江文路和张小劲,2021)。本文使用大数据战略重点实验室发布的大数据发展“政用指数”衡量各省份数字政府建设水平,这一评估指标来自该机构自 2017 年开始发布的《大数据蓝皮书:中国大数据发展报告》,截至 2021 年,该报告已经连续发布 5 次。大数据发展“政用指数”着重从政府对大数据发展的推动力和政府大数据应用角度对 31 个省(区、市)和 31 个重点城市进行综合评价分析,指标体系在各年份之间保持了较强稳定性和可比性,具体包括发展关注度、政策力度、试点创新、数据开放和在线互动等方面。

参照已有文献研究设计(Cai 等,2011;逯东等,2012),方程(1)控制了可能影响非生产性支出的企业层面变量  $Fcv$ ,包括:企业规模  $Size$ ,以总资产的自然对数表示;资产负债率  $Lev$ ,以负债

<sup>①</sup> 为了避免主要解释变量的回归系数过小,本文回归分析中实际使用的企业非生产性支出  $NPE$  为招待差旅费之和除以主营业务收入,然后乘以 100。当然,这一处理不会改变回归系数的符号和显著性。

总额与资产总额之比表示;企业年龄 *Firmage*, 等于企业成立年限的自然对数;成长性 *Growth*, 以营业收入增长率表示;股权集中度 *Topsha*, 以第一大股东持股比例表示;现金持有量 *Cash*, 以货币资金与交易性金融资产之和占总资产的比重表示;企业期初绩效 *Pfrate*, 等于息税前利润与总资产之比;董事会独立性 *Board*, 以董事会中的独立董事占比表示;是否“四大”会计师事务所审计 *Audit*;高管薪酬水平 *Manpay*, 等于管理层前三名薪酬之和的自然对数;资本密集度 *Capden*, 等于总资产与营业收入之比;员工薪酬水平 *Paystaff*, 等于“支付给员工以及为员工支付的现金流量额”减“公司高管薪酬总额”后除以“滞后一期营业收入”;两职合一情况 *Dual*, 当董事长和总经理两职合一时 *Dual* 赋值为 1, 否则 *Dual* 赋值为 0;折旧费用 *Depre*, 等于企业当期计提的固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧之和除以滞后一期营业收入;子公司数量(自然对数) *Subnum*。同时, 方程(1)还控制了省份层面控制变量 *Rcv*, 包括:地区市场化水平 *Market*, 以王小鲁等(2021)提供的各省份市场化进程指数表示;互联网普及程度 *Net*, 以互联网宽带接入用户数除以地区年末总人口数衡量;经济发展水平 *Lngdp*, 等于人均实际 *GDP*(以 1978 年为基期)的自然对数。方程(1)还添加了年份虚拟变量 *Year* 和公司所属二级行业虚拟变量 *Industry*。<sup>①</sup>

#### 四、主要实证结果

(一)数字政府建设与企业非生产性支出:基准回归。考虑到研究样本是混合截面数据, 我们进行普通最小二乘(*OLS*)估计时对标准误进行个体和时间层面双重聚类(*Cluster*)调整, 以获得稳健估计结果(Petersen, 2009)。表 1 列(1)报告了仅控制行业和年份虚拟变量的结果, 列(2)报告了控制企业和地区层面因素, 但未加入行业和年份虚拟变量的结果。可以看出, 变量 *DG* 的回归系数显著为负, 说明数字政府建设水平与企业非生产性支出显著负相关。再在表 1 列(1)的基础上依次控制企业层面变量和地区层面变量, 对应的结果报告在列(3)和列(4)。变量 *DG* 的系数在 1% 水平上显著为负, 说明数字政府建设能显著降低企业非生产性支出, 假说 1 得到证实。

表 1 数字政府建设与企业非生产性支出:总体效应

	(1) <i>NPE</i>	(2) <i>NPE</i>	(3) <i>NPE</i>	(4) <i>NPE</i>
<i>DG</i>	-0.0036*(-2.50)	-0.0038*(-2.61)	-0.0058*(-3.77)	-0.0049*(-3.16)
企业层面控制变量	不控制	控制	控制	控制
地区层面控制变量	不控制	控制	不控制	控制
行业、年份	控制	不控制	控制	控制
观测值	7 610	7 610	7 610	7 610
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0624	0.4495	0.4751	0.4772

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平, 小括号中报告了经过个体和时间双重聚类(*Cluster*)调整的*t*值。除非特殊说明, 下表统同。限于篇幅, 本表格及后文表格没有列出控制变量的估计结果, 感兴趣的读者可以向作者索取。

(二)数字政府建设与企业非生产性支出:稳健性检验。

1. 变换数字政府建设水平的测度指标。本文基于中国软件评测中心提供的城市层面“政府网站绩效评估总得分”刻画数字政府建设水平, 定义新变量 *DG\_web*。由于中国研究数据服务平台(*CNRDS*)提供的上市公司招待差旅费在 2010 年之前存在大量缺失值, 该部分实证估计基于 2010—2019 年间的上市公司样本展开。我们使用新变量 *DG\_web* 刻画数字政府建设水平, 重新估计方程(1)。表 2 列(1)的结果表明假说 1 依然成立。

<sup>①</sup> 限于篇幅, 文章未报告主要变量描述性统计值, 该部分内容详见工作论文版本。本文计算了方程(1)中主要变量的 *Pearson* 相关性系数。绝大多数变量的相关性系数都小于 0.3, 表明多重共线性问题不会对后文实证估计带来实质性困扰。

2. 变换企业非生产性支出的测度指标。首先,本文使用企业员工总数对招待差旅费进行标准化处理,得到企业人均招待差旅费  $NPE_{rob}$ 。将方程(1)的被解释变量替换为  $NPE_{rob}$ ,重新估计方程(1),结果报告在表 2 列(2)。结果显示假说 1 依然成立。其次,借鉴梁上坤和陈冬华(2017)的研究设计,本文对企业非生产性支出  $NPE$  进行“年度—行业”中位数调整,得到新变量  $NPE_{adj}$ ,用其来刻画企业非生产性活动,重新估计方程(1)。为避免部分行业每年的观测值过少,对于制造业上市公司,以二级行业代码划分行业,对于非制造业上市公司,以门类代码划分行业。表 2 列(3)的结果证实了基准回归结论。

3. 考虑费用归类操纵的影响。“八项规定”出台之后,部分国有上市公司进行费用归类操纵,将消费性现金支出更少计入管理费用和销售费用,更多计入本期存货科目(叶康涛和臧文佼,2016)。针对上述现象,本文将企业存货余额增加值(变量  $Stock$ )添加为方程(1)的控制变量,重新估计方程。其中,企业存货余额增加值等于期末存货净额减去期初存货净额再除以平均总资产。表 2 列(4)的结果表明,新添加的控制变量  $Stock$  的系数为负但不显著,而变量  $DG$  的系数在 1% 水平上显著为负。这说明在考虑企业费用归类操纵问题之后,数字政府建设依然会显著降低企业非生产性支出。在回归方程添加控制变量  $Stock$  的基础上,根据企业产权性质展开分组检验,所得结论与基准回归结果一致。

4. 控制年份和行业联合固定效应。由于产业政策的实施和宏观经济周期性波动的影响,特定行业的企业资源配置决策可能随着年份呈现系统性变动。如果上述因素足够重要,本文需要在方程(1)中进一步添加年份与行业虚拟变量的交叉项,以控制年份和行业联合固定效应。表 2 列(5)报告的结果表明基准回归结果依然稳健。

5. 标准误在省份层面聚类调整。对处于同一地区的企业而言,其非生产性活动可能相互影响。据此,本文需要将回归标准误在省份层面进行聚类调整,对应的估计结果报告在表 2 列(6)。可以看出,数字政府建设降低企业非生产性支出这一结论依然成立。

表 2 数字政府建设与企业非生产性支出:稳健性检验

	(1) $NPE$	(2) $NPE_{rob}$	(3) $NPE_{adj}$	(4) $NPE$	(5) $NPE$	(6) $NPE$
$DG(DG_{web})$	-0.0017**(-1.98)	-0.0424***(-4.76)	-0.0049***(-3.18)	-0.0055***(-3.64)	-0.0052***(-3.29)	-0.0049**(-2.41)
行业×年份	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	不控制
观测值	8 379	7 610	7 610	6 233	7 610	7 610
$R^2$	0.3103	0.2346	0.4471	0.4700	0.4890	0.4772

注:本表还控制了其他控制变量以及行业和年份。下表统同。

6. 样本选择偏差问题讨论。由于部分上市公司(尤其是国有上市公司)通过费用归类操纵的方式对正常招待差旅支出进行“转移”(叶康涛和臧文佼,2016),导致招待差旅费信息缺失。如果这部分信息缺失的企业与披露招待差旅费信息的企业之间存在系统性差异,前文实证发现会受到样本选择偏差问题的困扰。对此,本文采用赫克曼(Heckman)两阶段法解决上述问题。首先,设定第一阶段回归中的  $Probit$  模型,对应的被解释变量  $NPE_{dis}$  表示企业是否披露招待差旅费信息。模型右侧除了添加方程(1)右侧的变量之外,还添加影响企业信息披露决策的外生变量  $Infoc$ ,代表上市公司受到的外部关注度,使用上市公司网络搜索指数来衡量,等于以股票代码、公司简称和全称等为关键字的搜索值加总。表 3 列(1)报告的第一阶段估计结果表明,企业受到外部关注度越高,其披露招待差旅费的概率越低。其次,在第二阶段回归中,我们根据第一阶段  $Probit$  模型的估计结果计算逆米尔斯比  $IMR$ ,作为控制变量添加到方程(1)之中,基于基准回归样本重新估计方程。表 3 列(2)报告的结果显示,变量  $DG$  的系数依然显著为负。这说

明在考虑样本选择偏差问题之后,基准回归结果依然成立。

(三)数字政府建设与企业非生产性支出:缓解内生性偏误。前文的实证可能会受内生性问题的困扰,主要源于两方面:第一,遗漏变量。基准方程可能遗漏了同时影响企业非生产性活动和数字政府建设水平的变量,如政府提供政务服务的意识和理念。第二,反向因果。非生产性支出少的企业可能更愿意开展生产性活动,对良好营商环境和高效政务服务的诉求更强,这会推动当地数字政府建设。

缓解内生性偏误的有效途径在于寻找工具变量(IV)并展开工具变量估计。一个合适的工具变量应同时满足相关性和排他性两个要求。借鉴已有文献为制度环境寻找工具变量的思路(董志强等,2012;何轩等,2016),本文使用省会城市(自治区首府、直辖市)开埠通商历史 *Openhis* 作为各省(自治区、直辖市)数字政府建设水平 *DG* 的工具变量。一个城市的开埠通商历史越长,其受到外来商业文化的影响越深,现代工商业孕育得越早,支撑现代工商业发展的法治理念和政府服务理念越浓厚,由此形成的历史积淀和社会传统会显著影响现代营商环境和地方政府行为。因此,开埠通商历史较长的城市在当前阶段的数字政府建设水平可能更高。同时,省会城市(自治区首府)通常是一个省(自治区)的政治、文化、经济中心,省会城市(自治区首府)推动数字政府建设、优化营商环境的施政努力很可能会通过政策扩散和示范效应影响同一省(自治区)其他城市。因此,本文选择的工具变量满足相关性要求。先从实证上检验工具变量 *Openhis* 是否满足相关性检验,构建如下回归方程:

$$DG_{pt} = \delta_0 + \delta_1 Openhis_{pt} + \delta_2 Market_{pt} + \delta_3 Net_{pt} + \delta_4 Lngdp_{pt} + \sum Year_t + \sigma_{pt} \quad (2)$$

方程(2)中,被解释变量 *DG* 代表各省(自治区、直辖市)的数字政府建设水平;解释变量 *Openhis* 代表省会城市(自治区首府、直辖市)的开埠通商历史,等于各城市开埠之日到考察期(2016—2019年)各年份1月1日之间所经历的年份数,其中各城市开埠通商的起始月份来源于董志强等(2012)提供的数据。控制变量 *Market*、*Net* 和 *Lngdp* 分别代表地区市场化水平、互联网普及程度和经济发展水平, *Year* 表示年份虚拟变量,这些变量的定义与方程(1)一致。表4报告的结果表明,随着控制变量的逐步加入,变量 *Openhis* 的系数保持显著为正,说明省会城市(自治区首府、直辖市)的开埠通商历史越悠久,其所在省(自治区、直辖市)的数字政府建设水平越高,这证实了工具变量满足相关性假设。

表4 开埠通商历史与数字政府建设:简约式回归

	(1) <i>DG</i>	(2) <i>DG</i>	(3) <i>DG</i>	(4) <i>DG</i>
<i>Openhis</i>	12.3773***(4.37)	6.1839**(2.16)	5.5068*(1.73)	5.4702*(1.69)
<i>Market</i>		1.5698***(3.38)	1.2925**(2.50)	0.8897(1.30)
<i>Net</i>			14.7207**(2.59)	11.4750*(1.71)
<i>Lngdp</i>				2.0306(0.96)
年份	控制	控制	控制	控制
观测值	120	120	116	116
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2239	0.2730	0.3027	0.3070

注:小括号中报告的是经过怀特稳健调整的*t*值。由于变量*Openhis*取值的缺失,西藏未纳入回归样本。

表3 数字政府建设与企业非生产性支出:缓解样本选择偏差问题

	郝克曼第一阶段	郝克曼第二阶段
	(1) <i>NPE_dis</i>	(2) <i>NPE</i>
<i>DG</i>	-0.0096***(-4.57)	-0.0125***(-6.49)
<i>Infoc</i>	-0.0510**(-2.09)	
<i>IMR</i>		1.3303***(-4.55)
观测值	11 158	6 886
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup> / <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0709	0.4867

注:列(1)小括号中报告了经过怀特(White)稳健调整的*t*值,列(2)小括号中报告了经过个体和时间双重聚类调整的*t*值。

这里讨论变量 *Openhis* 是否满足排他性要求。首先,企业当前的非生产性活动不太可能影响其所在省会城市(自治区首府)或直辖市的开埠通商历史。其次,对于特定省(自治区)而言,省会城市(自治区首府)的开埠通商历史很难直接影响非省会城市(非自治区首府)内企业的非生产性活动。为检验变量 *Openhis* 是否直接影响企业非生产性支出,我们将变量 *Openhis* 添加到方程(1)展开实证估计,并观察系数的显著性。表 5 列(1)结果表明,尽管数字政府建设水平 *DG* 的估计系数显著性有所下降,但依然在 10% 水平上显著为负,而变量 *Openhis* 的系数并不显著,说明省会城市开埠通商历史并未对企业非生产性支出产生直接影响。<sup>①</sup>

表 5 列(2)和列(3)分别报告了两阶段最小二乘(2SLS)估计结果。2SLS 第一阶段回归 *F* 值为 1 795.33,而 *Kleibergen-Paap LMF* 值和 *Cragg-Donald Wald F* 值分别为 1 295.935 和 2 242.586,明显大于 10% 显著性水平上的临界值(16.38),说明不存在弱工具变量问题。内生性检验得到的 *DWH(Durbin-Wu-Hausman)* 统计量在 5% 水平上显著,拒绝了数字政府建设水平 *DG* 外生性假说。2SLS 第二阶段回归中,变量 *DG* 的系数显著为负,且系数值与基准回归结果相比未发生明显变化。这说明即便考虑了可能存在的内生性问题,基准回归结果依然稳健。

表 5 数字政府建设与企业非生产性支出:缓解内生性偏误

	OLS	2SLS第一阶段回归	2SLS第二阶段回归
	(1) <i>NPE</i>	(2) <i>DG</i>	(3) <i>NPE</i>
<i>DG</i>	-0.0036*(-1.65)		-0.0092***(-4.22)
<i>Openhis</i>	-0.1069(-1.23)	19.1801*** (42.37)	
观测值	7 610	7 610	7 610
<i>R</i> <sup>2</sup> / <i>Centered R</i> <sup>2</sup>	0.4775	0.5289	0.4760

注:列(1)小括号中报告了经过个体和时间双重聚类调整的*t*值,列(2)、列(3)和列(4)小括号中报告了经过怀特稳健调整的*t*值。

(四)异质性效应检验。

1. 不同产权性质的比较。本文根据上市公司实际控制人性质将样本划分国有企业和非国有企业。表 6 列(1)和列(2)报告了按照产权性质进行分样本检验的结果。不难发现,数字政府建设会显著降低非国有企业非生产性支出,但对国有企业非生产性支出的影响并不显著,假说 2 得到证实。

2. 不同行业管制水平的比较。本文借鉴于文超等(2020)的研究划分政府管制行业和非政府管制行业。<sup>②</sup>表 6 列(3)和列(4)报告的结果表明,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应主要体现在政府管制行业之中,假说 3 得到证实。

表 6 数字政府建设与企业非生产性支出:异质性效应检验(一)

	国有企业	非国有企业	政府管制行业	非政府管制行业
	(1) <i>NPE</i>	(2) <i>NPE</i>	(3) <i>NPE</i>	(4) <i>NPE</i>
<i>DG</i>	-0.0020(-1.38)	-0.0059***(-3.28)	-0.0079***(-3.28)	-0.0029(-1.59)
观测值	2 202	5 408	2 854	4 756
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.4883	0.4973	0.4976	0.4721

① 省会城市(自治区首府、直辖市)的开埠通商历史可能通过其他因素间接影响辖区内企业的非生产性活动,进而导致变量 *Openhis* 不满足排他性要求。限于篇幅,针对该问题的讨论未呈现在正文,具体内容见工作论文版本。

② 政府管制行业和非政府管制行业的详细分类见工作论文版本。

3. 不同企业数字化转型程度的比较。本文考察数字政府建设的效应是否因企业数字化转型程度的差异而不同。借鉴吴非等(2021)的研究设计,使用上市公司年度报告中“企业数字化转型”相关的特征词出现频数刻画企业数字化转型程度,赋值新变量  $FDT$ 。该项数据来自国泰安数据库(CSMAR)中数字经济板块的“上市公司数字化”子库。本文将年报中未出现数字化转型表述的企业归为数字化转型程度较低的样本,将年报中出现数字化转型表述的企业归为数字化转型程度较高的样本。表7列(1)和列(2)的结果表明,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应主要体现在数字化转型程度较高的企业之中,假说4成立。

4. 不同地区信息基础设施水平的比较。借鉴韩国高等(2022)的研究,使用各省份单位行政区划面积的长途光缆线路长度刻画信息基础设施水平,根据各年度信息基础设施水平的中位数,将样本企业划分为信息基础设施水平较高、较低两组。表7列(3)和列(4)的结果表明,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应存在于信息基础设施水平较高的地区,假说5成立。

表7 数字政府建设与企业非生产性支出:异质性效应检验(二)

	数字化转型程度较高	数字化转型程度较低	信息基础设施水平较高	信息基础设施水平较低
	(1) $NPE$	(2) $NPE$	(3) $NPE$	(4) $NPE$
$DG$	-0.0043**(-2.35)	-0.0038(-1.59)	-0.0076***(-4.08)	0.0029(1.11)
观测值	4 407	3 203	4 050	3 560
$R^2$	0.4376	0.5483	0.4012	0.5653

为展开组间系数差异检验,本文通过 *Bootstrap* 自抽样 1 000 次得到了变量  $DG$  系数费舍尔组合检验(*Fisher's Permutation test*)的  $p$  值,证实了上述分组检验结果的稳健性。

## 五、影响机制检验

### (一)基于政务服务效能视角的机制检验。

1. 数字政府建设与政务服务效能的交互效应。本部分基于 2016 年中国私营企业调查数据,利用受访企业对政务服务效能的满意度刻画各地区政务服务效能  $Gse$ 。2016 年调查问卷的“企业发展环境”板块从“行政审批手续方便、简捷”“政府官员勤政、积极服务企业”“基础设施条件(水电、交通、通讯等)”三个维度调查了企业对政务服务效能的满意度。2016 年的调查数据是我们通过公开渠道可以申请到的最新年份数据,而企业经营环境和政务服务效能的改善是循序渐进的过程,较难在短期内显著改变,基于 2016 年的数据刻画样本考察期内的政务服务效能是合理的。变量  $BE\_adm$ ( $BE\_sev$ 、 $BE\_inf$ )表示受访企业对行政审批(政府勤勉、基础设施)的满意度,赋值为 1、2、3、4、5 离散整数,对应问题选项“非常不满意”“不满意”“一般”“满意”“非常满意”,变量取值越大,代表企业对政务服务效能的满意度越高。本文将  $BE\_adm$ 、 $BE\_sev$ 、 $BE\_inf$  在同一省份内求算术平均值,得到变量  $BE\_admave$ 、 $BE\_sevave$ 、 $BE\_infave$ ,将这些变量作为刻画各省份政务服务效能  $Gse$  的正向指标。将变量  $BE\_admave$ 、 $BE\_sevave$ 、 $BE\_infave$  及其与变量  $DG$  的交叉项依次添加到方程(1)中,并在构建交叉项之前对相关变量进行去中心化处理。结果显示,随着政务服务效能提升,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应会减弱,说明提升政务服务效能是数字政府建设降低企业非生产性支出的重要机制。<sup>①</sup>

2. 数字政府建设对企业税收环境的直接影响。该部分基于世界银行提供的 2012 年中国企业调查数据,从税收环境的角度直接检验数字政府建设能否改善企业所享有的政务服务效能。

<sup>①</sup> 限于篇幅,该部分估计结果未列示在正文,估计结果详见工作论文版本。

由于上市公司多为大型企业,为增强实证结果可比性,这里剔除世界银行企业调查数据中的小型企业(员工数大于等于 5 人,小于等于 19 人),保留中型企业(员工数大于等于 20 人,小于等于 99 人)和大型企业(员工数大于等于 100 人)。本文构建如下回归方程:

$$Tax_i = \varphi_0 + \varphi_1 DG\_webr_c + \gamma Fcv\_r_i + \theta Ccv_c + \sum Industry\_r_j + \tau_i \quad (3)$$

其中,被解释变量  $Tax$  代表企业对税收环境的主观评价,根据税收征管、税率对企业运行的障碍程度,构建变量  $Tax\_adm$ 、 $Tax\_rat$ ,这两个变量取值 0、1、2、3、4 离散整数,依次对应“无障碍”“较小障碍”“中等障碍”“较大障碍”“非常严重障碍”选项,取值越小,表示企业对税收环境的评价越好。关键解释变量  $DG\_webr$  代表各城市的数字政府建设水平,使用中国软件评测中心提供的政府网站绩效评估总得分衡量。为缓解内生性偏误,使用滞后一期(2011 年)的绩效评估得分对变量  $DG\_webr$  进行赋值。

方程(3)添加企业层面控制变量  $Fcv\_r$ ,包括:是否获得(准备获得)政府合同  $Govcon$ ;是否国有企业  $Soe$ ;企业高管与政府部门打交道的的时间  $Tmagov$ ,使用企业高管每周应对政府监管要求花费的时间比重衡量;是否有出口活动  $Export$ ;非正规部门的竞争  $Competition$ ,使用非正规部门的竞争对企业运营造成的障碍程度衡量,对应选项“无障碍”“较小障碍”“中等障碍”“较大障碍”“非常严重障碍”,变量  $Competition$  赋值为 0 到 4 之间的离散整数;企业高管任职经验  $Manexp$ ,使用企业高管本部门工作年限衡量。本文还在方程中控制营业增长率  $Fgrowth$ 、成立年限(自然对数) $Fage$ 、规模(全职固定员工数的自然对数) $Fsize$  等企业特征。方程(3)还添加城市层面变量  $Ccv$ ,包括:国内生产总值增长率  $Cgdpgro$ 、人均国内生产总值  $Cgdpper$ 、民营经济比重  $Cpriprio$ 、财政盈余水平  $Cfissur$ 、城市行政级别和城市地理位置等。城市行政级别分为直辖市、副省级城市、非副省级的省会城市、普通地级市,而城市地理位置分为东部、中部、西部和东北。变量  $Cgdpgro$ 、 $Cgdpper$ 、 $Cpriprio$ 、 $Cfissur$  使用 2011 年的统计指标赋值,其中民营经济比重  $Cpriprio$  用城镇私营和个体从业人员数占总人口的比重表示,财政盈余水平  $Cfissur$  用财政收入与财政支出之差除以财政收入表示。方程(3)还添加企业所处二级行业虚拟变量  $Industry\_r$ 。

本文基于 *Ordered Probit* 模型对方程(3)展开极大似然估计,并对回归标准误进行“城市—行业”层面聚类调整。表 8 列(1)和列(2)的结果表明,变量  $DG\_webr$  的系数显著为负,说明数字政府建设会改善企业对税收环境的主观评价。本文还利用二元虚拟变量刻画企业对税收环境的主观评价。当税收征管(税率)对企业运行“无障碍”或造成“较小障碍”时,变量  $Tax\_admd$ ( $Tax\_ratd$ )赋值为 0,否则  $Tax\_admd$ ( $Tax\_ratd$ )赋值为 1。表 8 列(3)和列(4)的结果表明,变量  $DG\_webr$  的系数显著为负,说明数字政府建设会降低税收征管和税率对企业运行造成障碍的概率。可见,提升政务服务效能是数字政府建设抑制企业非生产性活动的重要机制。

表 8 机制检验:数字政府建设对企业税收环境的影响

	<i>Ordered Probit</i>	<i>Ordered Probit</i>	<i>Probit</i> 边际	<i>Probit</i> 边际
	(1) $Tax\_adm$	(2) $Tax\_rat$	(3) $Tax\_admd$	(4) $Tax\_ratd$
$DG\_webr$	-0.0189***(-3.06)	-0.0117**(-2.04)	-0.0062***(-4.48)	-0.0042***(-2.59)
控制变量、行业	控制	控制	控制	控制
观测值	1 910	1 912	1 902	1 904
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	0.1230	0.0947	0.2763	0.2069

注:小括号中报告的是经过“城市—行业”层面聚类调整的*t*值。

(二)基于政策不确定性视角的机制检验。

1. 数字政府建设与政策不确定性的交互效应。本文借鉴于文超等(2020)的研究,通过经济周期波动、政府干预程度、地方政府人事变更三个维度刻画地区政策不确定性  $Rpu$ 。首先,根据各省份实际  $GDP$  的估计残差将样本期划分为经济上行期和经济下行期,对应变量  $Upgdp$  分别赋值 1 和 0。其次,本文利用王小鲁等(2021)提供的“减少政府对企业的干预”这一分项市场化指数,刻画不同省份的政府干预程度并构建新变量  $Govint$ 。最后,根据各省份政府人事变更情况构建二元虚拟变量  $Percha$ ,当某省份的省级党政主要领导发生变更时,视该省份本年度发生政府人事变更,变量  $Percha$  赋值为 1,否则赋值为 0。依次在方程(1)中添加交叉项  $DG \times Upgdp$ 、 $DG \times Govint$  和  $DG \times Percha$ ,并在构建交叉项时对变量  $DG$  和  $Govint$  进行去中心化处理。结果表明,数字政府建设对企业非生产性支出的影响并未因地区政策不确定性的差异而不同。<sup>①</sup>可见,降低政策不确定性这一影响机制并未得到经验证据的支持。

2. 数字政府建设对企业政策不确定性感知的直接影响。我们还进一步检验了数字政府建设能否直接影响企业的政策不确定性感知。利用聂辉华等(2020)提供的企业经济政策不确定性感知指数  $Fepu1$  和  $Fepu2$  替换方程(1)的被解释变量,解释变量和控制变量保持不变,重新估计方程(1)。其中,变量  $Fepu1$  等于公司年报“管理层讨论与分析”部分不确定性句子数量占总句子数的比重,变量  $Fepu2$  等于公司年报“管理层讨论与分析”部分不确定性词语数占总词数的比重。表 9 列(1)和列(2)报告的回归结果显示,变量  $DG$  的系数为负但不显著,说明数字政府建设未显著降低企业感知的政策不确定性。此外,使用政府网站绩效评估总得分(变量  $DG\_web$ )来刻画数字政府建设水平,并将考察期拓展到 2008—2018 年,估计结果报告在表 9 列(3)和列(4)。结果依然表明,数字政府建设并未直接影响企业感知的政策不确定性。

表 9 机制检验:数字政府建设对企业政策不确定性感知的影响

	(1) $Fepu1$	(2) $Fepu2$	(3) $Fepu1$	(4) $Fepu2$
$DG$	-0.0031(-0.53)	-0.0002(-0.76)		
$DG\_web$			0.0727(0.80)	0.0038(0.74)
控制变量、行业、年份	控制	控制	控制	控制
观测值	6 699	6 699	18 396	18 396
$R^2$	0.0212	0.0218	0.0454	0.0356

注:由于聂辉华等(2020)提供的“企业经济政策不确定性感知指数”截至2018年,前两列回归对应年份为2016—2018年。

## 六、结论与启示

企业非生产性支出是经济运行中一类典型的交易成本,有效降低企业非生产性支出对于改善资源配置效率、促进市场公平竞争具有积极意义。数字政府建设是创新政府治理方式的重要举措,其塑造的营商环境将如何影响企业非生产性支出是一个值得考察的重要话题。本文基于中国 A 股上市公司数据,评估了数字政府建设对企业非生产性支出的影响及其机制。结果表明,数字政府建设会显著降低企业非生产性支出。机制检验表明,数字政府建设降低企业非生产性支出的效应随着政务服务效能的改善而减弱,且数字政府建设有助于改善企业所面临的税收环境。这意味着数字政府建设能通过提升政务服务效能而降低企业非生产性支出。

<sup>①</sup> 限于篇幅,各省份实际  $GDP$  估计残差的计算步骤并未列示,该部分估计结果也未报告,这两部分内容详见工作论文版本。

本文的政策启示如下:第一,推动数字政府建设,提升政府数字化履职能力,积极将数字技术融入到政府履职和政务运行过程,为企业营造良好的营商环境,促进政府与企业之间的良性互动,有效抑制企业非生产性活动,提高市场运行效率,降低经济活动中的市场交易成本,进而促进全国统一大市场和国内大循环发展格局的形成。第二,地方政府在政策制定和实施中应该关注几类特殊企业的营商环境问题,既要为不同产权背景的企业提供公平监管环境和标准规范的政务服务,促进各类微观市场主体的蓬勃成长,也要避免政府对管制行业的不必要干预和低效率监管,减少身处管制行业企业的制度性交易成本。同时,身处数字化转型“阵痛期”企业需要大量资源投入,面临预期收益的不确定性和较大的经营风险,政府部门更需要为这类企业提供稳定的政策环境和高效的政务服务,减少企业数字化转型的“后顾之忧”。另外,应进一步协调推进不同地区的信息基础设施建设,补齐部分地区信息基础设施的“短板”,弥合地区之间的“数字鸿沟”,为更好发挥数字政府建设的积极经济效应提供支撑。第三,各地区需要高度重视因政务服务效能欠佳所引发的企业非生产性支出。在数字政府建设实践中,应重视运用数字技术构建新型政府监管机制,打造高效的政务服务平台和体系,着力提升政务服务效能,推动政府监管机制创新、政务服务平台构建与数字政府建设的协同,进而为节约企业生产性资源、增强企业可持续发展能力提供有力保障。第四,地方政府需要进一步挖掘数字政府建设在稳定市场主体政策预期中的积极效应。一方面,各地应以数字政府建设为契机,加强对经济社会运行大数据的整合和分析,提升经济政策调整和实施的科学性;另一方面,政策信息解读和互动应作为当前阶段数字政府建设的重点内容,政府需要利用数字化平台加强政策解读,准确把握政策实施效果和市场运行状况。可以预期,这两方面举措能够为各类微观市场主体创造稳定、可预期的营商环境,显著减弱企业因应对政策不确定性而开展非生产性活动的动机。

#### 参考文献:

- [1]戴亦一,肖金利,潘越.“乡音”能否降低公司代理成本?——基于方言视角的研究[J].经济研究,2016,(12):147-160,186.
- [2]董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展——基于30个大城市营商环境的经验研究[J].管理世界,2012,(4):9-20.
- [3]范合君,吴婷,何思锦.“互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境?——基于互动治理的视角[J].管理世界,2022,(10):126-153.
- [4]韩国高,陈庭富,刘田广.数字化转型与企业产能利用率——来自中国制造企业的经验发现[J].财经研究,2022,(9):154-168.
- [5]何轩,马骏,朱丽娜,等.腐败对企业家活动配置的扭曲[J].中国工业经济,2016,(12):106-122.
- [6]黄玖立,李坤望.吃喝、腐败与企业订单[J].经济研究,2013,(6):71-84.
- [7]姜宝,曹太鑫,康伟.数字政府驱动的基层政府组织结构变革研究——基于佛山市南海区政府的案例[J].公共管理学报,2022,(2):72-81,169.
- [8]江文路,张小劲.以数字政府突围科层制政府——比较视野下的数字政府建设与演化图景[J].经济社会体制比较,2021,(6):102-112,130.
- [9]李季,王益民.数字政府蓝皮书:中国数字政府建设报告(2021)[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [10]梁平汉,邹伟,胡超.时间就是金钱:退税无纸化改革、行政负担与企业出口[J].世界经济,2020,(10):52-73.
- [11]梁上坤,陈冬华.银行贷款决策中的私人效用攫取——基于业务招待费的实证研究[J].金融研究,2017,(4):112-127.

- [12]刘小鲁,李泓霖.产品质量监管中的所有制偏倚[J].经济研究,2015,(7):146-159.
- [13]逯东,林高,黄莉,等.“官员型”高管、公司业绩和非生产性支出——基于国有上市公司的经验证据[J].金融研究,2012,(6):139-153.
- [14]孟天广,张小劲.中国数字政府发展研究报告(2021)[M].北京:经济科学出版社,2021.
- [15]聂辉华,阮睿,沈吉.企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J].世界经济,2020,(6):77-98.
- [16]秦璇,朱晓琦,方军雄.非生产性支出损害还是促进了企业创新?——直接效应与溢出效应的检验[J].研究与发展管理,2020,(6):140-151.
- [17]思拉恩·埃格特森.经济行为与制度[M].吴经邦等译.北京:商务印书馆,2004.
- [18]孙宗锋,郑跃平.我国城市政务微博发展及影响因素探究——基于228个城市的“大数据+小数据”分析(2011—2017)[J].公共管理学报,2021,(1):77-89,171.
- [19]万华林,陈信元.治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据[J].经济学(季刊),2010,(2):553-570.
- [20]王小鲁,胡小鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告(2021)[M].北京:社会科学文献出版社,2021.
- [21]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021,(7):130-144,10.
- [22]吴一平,尹华.政策不确定性对企业投资的异质性影响[J].经济管理,2016,(5):10-20.
- [23]夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017,(4):47-59.
- [24]叶康涛,臧文俊.外部监督与企业费用归类操纵[J].管理世界,2016,(1):121-128,138.
- [25]于文超,高楠,龚强.政贵有恒:经济政策不确定性对企业非生产性支出的影响[J].经济学(季刊),2022,(2):425-444.
- [26]于文超,梁平汉,高楠.公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究[J].经济学(季刊),2020,(3):1041-1058.
- [27]张军,倪星.控权问责、服务提升与电子政务的清廉效应——基于中国282个地级市调查数据的实证分析[J].中国行政管理,2020,(3):59-66.
- [28]张思涵,张明昂,王雨坤.服务型政府建设与企业高质量发展[J].财经研究,2022,(9):109-123.
- [29]赵云辉,张哲,冯泰文,等.大数据发展、制度环境与政府治理效率[J].管理世界,2019,(11):119-132.
- [30]Anderson M, Banker R, Huang R, et al. Cost behavior and fundamental analysis of SG&A costs[J]. Journal of Accounting, Auditing & Finance, 2007, 22(1): 1-28.
- [31]Cai H B, Fang H M, Xu L C. Eat, drink, firms, government: An investigation of corruption from the entertainment and travel costs of Chinese firms[J]. The Journal of Law and Economics, 2011, 54(1): 55-78.
- [32]Dong Z Q, Wei X H, Zhang Y J. The allocation of entrepreneurial efforts in a rent-seeking society: Evidence from China[J]. Journal of Comparative Economics, 2016, 44(2): 353-371.
- [33]Hassan T A, Hollander S, van Lent L, et al. Firm-level political risk: Measurement and effects[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2019, 134(4): 2135-2202.
- [34]Hu J C, Li X R, Duncan K, et al. Corporate relationship spending and stock price crash risk: Evidence from China's anti-corruption campaign[J]. Journal of Banking & Finance, 2020, 113: 105758.
- [35]Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. The Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 435-480.
- [36]Xu N H, Li X R, Yuan Q B, et al. Excess perks and stock price crash risk: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 25: 419-434.

# Can Digital Government Construction Reduce Enterprises' Non-productive Expenditure? Empirical Evidence from China's Listed Companies

Yu Wenchao<sup>1</sup>, Wang Dan<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China;

2. School of Economics, Guangxi University, Nanning 530004, China)

**Summary:** Continuously reducing market transaction costs is one of the main objectives of building a unified national market. From the market microstructure perspective, non-productive expenditure (*NPE*) is a typical and universal transaction cost. In the continuous improvement of the socialist market economy, local governments have become an essential force in allocating key factor resources and shaping the regional business environment. Since government service efficiency needs to be improved and the mechanism of policy implementation and adjustment could be better, the interaction between enterprises and local governments may be accompanied by a series of *NPE*. With the development of digital technologies, digital government construction (*DGC*) is becoming a new engine for transforming government functions and promoting the modernization of the national governance system and capacity. However, empirical studies have not systematically investigated the impact and mechanism of *DGC* on enterprises' *NPE*.

Based on China's A-share listed companies from 2016 to 2019, this paper uses the "government affairs index" of big data development to describe the level of *DGC* in each region and empirically evaluates the impact and mechanism of *DGC* on enterprises' *NPE*. The results show that *DGC* significantly reduces enterprises' *NPE*. In addition, the inhibition effect of *DGC* on enterprises' *NPE* is more substantial for non-state-owned enterprises, government-regulated industries, enterprises with a higher degree of digital transformation, and regions with a higher level of information infrastructure. Mechanism testing shows that the reduction effect of *DGC* on enterprises' *NPE* weakens with the improvement of government service efficiency, and *DGC* significantly improves the tax environment faced by enterprises. The findings indicate that improving government service efficiency is an essential mechanism that *DGC* reduces enterprises' *NPE*.

The contributions of this paper are as follows: First, it enriches the empirical literature on the determinants of enterprises' *NPE*, providing new evidence for evaluating the microeconomic effect of government digital transformation. Second, it clarifies and tests the internal mechanisms of *DGC* affecting non-productive activities of enterprises, providing a new perspective for examining the economic consequences of government-enterprise interactions in the context of economic transformation. Third, it provides policy reference for stimulating the vitality of market players and improving the efficiency of market operation. The study shows that *DGC* is not only an inherent requirement for innovating the concept of government governance, but also an essential basis for consolidating the micro foundation of economic development efficiency reform.

**Key words:** digital government construction; enterprises' non-productive expenditure; government service efficiency; policy uncertainty

(责任编辑 石 慧)