

# 数字政务对企业全要素生产率的影响研究

## ——来自准自然实验的证据

汤韵, 余泯杞, 侯雪莹

(集美大学工商管理学院, 福建厦门 361021)

**[摘要]** 在数字治理时代, 数字政务不仅是打造服务型政府的重要方式, 还是赋能经济高质量发展的重要引擎。以“互联网+政务服务”试点政策为准自然实验, 使用双重差分法实证检验数字政务对企业全要素生产率的影响。研究表明, 数字政务促进了企业全要素生产率的提升, 进行多重稳健性检验后结论依旧成立。机制分析表明, 数字政务可以促进企业研发创新和优化资源配置效率, 进而实现企业全要素生产率的提升。异质性分析表明, 数字政务对于东部地区企业、非国有企业全要素生产率的提升作用更显著。本研究不仅拓展了数字政务的相关研究, 还丰富了企业全要素生产率的研究视角, 为加快政府职能转变以推动经济高质量发展提供了实证参考。

**[关键词]** 数字政务; “互联网+政务服务”; 企业全要素生产率; 准自然实验

**[中图分类号]** F 27

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1008-889X (2025) 01-0065-10

## 一、引言

2023年9月, 习近平总书记在黑龙江考察调研期间, 首次提出“新质生产力”的概念, 之后在多个重要场合就新质生产力做出重要论述, 为新时代高质量发展指明了方向。新质生产力的核心标志是全要素生产率的提升, 因此, 提高全要素生产率是发展新质生产力的重要抓手。近年来, 我国企业全要素生产率虽然呈现增长趋势, 但与发达国家相比还有较大的提升空间。因此, 如何提升企业全要素生产率, 促进企业高质量发展, 是当前我国面临的一个亟待解决的重要问题, 这不仅要求我们要坚持市场在资源配置中的决定性作用, 还要充分发挥政府的职能作用。近年来, 随着简政放权和“放管服”改革的推进, 我国营商环境不断优化, 政府为企业发展提供了良好的外部市场环境。2023年, 国务院印发的《数字中国建设整体布局规划》明确提出要大力发展以高效性、协同性为重要特征的数字政务, 以“互联网+政务服务”为治理手段,

提升数字化服务水平。数字政务不仅是推进“放管服”改革、打造服务型政府的重要方式, 还是提升国家治理现代化水平和实现经济高质量发展的关键。在此背景下, 开展数字政务与企业全要素生产率关系的研究具有重要的理论及实践意义。

改革开放以来, 中国经济保持稳健的增长态势, 而传统依赖资源的经济增长方式消耗了大量的自然资源, 并对环境造成了严重破坏, 针对这种不可持续的经济增长方式, 2017年, 党的十九大报告首次对我国经济发展做出了新的要求, 要推动我国经济增长, 加快实现向高质量发展的转变, 深化改革, 提高全要素生产率。党的二十大报告再次对高质量发展的时代任务做出明确要求, 将“着力提高全要素生产率”作为推动高质量发展的重要任务。企业全要素生产率是对各种劳动力、资本、技术等生产要素的综合利用效率, 反映了企业总投入与总产出之比, 是评估企业产出效率的重要量化指标<sup>[1]</sup>。企业全要素生产率的提升不仅需要完善的市场环境来支撑, 同时也需要政府的积极

**[收稿日期]** 2024-03-11

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目(72074185); 福建省新型智库-重点项目“便利福建建设研究”(22MZKB4)

**[作者简介]** 汤韵(1979—), 女, 福建霞浦人, 教授, 博士, 主要从事区域经济与管理研究。

参与和有效调控<sup>[2]</sup>。现有研究发现,政府通过简政放权,能有效提高行政审批效率,促进企业全要素生产率的提升<sup>[3]</sup>。数字政务作为政府简政放权的抓手,其对企业全要素生产率产生何种影响值得深入探讨。

数字政务以政务系统为载体,旨在为群众和市场主体提供便捷、高效的公共服务,提高政务服务效率<sup>[4]</sup>。其是在电子政务和数字政府基础上发展起来的政府治理新范式,核心在于服务高效性、信息共享性以及治理数字化<sup>[5]</sup>。数字政务以“互联网+政务服务”为治理手段,实现对各主体政策需求的协调和整合,能够有力地支撑政府对经济的调节以及对市场的精准监管<sup>[6]</sup>。现有文献表明,数字政务不仅能够产生社会效应,如提高公共服务效率以及社会协同能力、促进公众对政府的满意度与信任度、有效控制腐败行为等,还能产生经济效应,如促进数字经济的发展、优化营商环境、推动经济高质量发展等<sup>[7-12]</sup>。此外,数字政务还能够促进企业创新和提高企业投资效率,有效实现政府与企业的良性互动<sup>[13-14]</sup>。综合来看,现有文献对于数字政务的研究多是集中在其对宏观层面的影响,对于微观层面的影响研究有待拓展。

鉴于此,本研究以2016年实施的“互联网+政务服务”试点政策作为数字政务的准自然实验,运用双重差分法探究其对企业全要素生产率带来的影响以及内在机制。本研究存在的边际贡献有:(1)数字政务是推进国家治理现代化的关键,本研究基于微观层面的视角,研究数字政务对企业全要素生产率的影响,为政府数字治理提供了微观基础和证据。(2)基于“互联网+政务服务”试点政策这一外生事件,可以有效减少检验中的内生性问题,能较为干净地识别数字政务带来的微观经济效应,拓展数字政务的相关研究。(3)从研发创新及资源配置效率2个方面探讨了数字政务对企业全要素生产率的作用机制,并结合企业所在区域、企业的产权性质进行异质性分析,以更深入地理解数字政务影响企业全要素生产率的逻辑关系,有助于丰富企业全要素生产率影响因素的相关企业的研究。

## 二、政策背景和理论分析

### (一) 政策背景

党的十八大以来,党中央高度重视以信息化推进国家治理体系和治理能力现代化,强调要加快推动电子政务,打通信息壁垒,构建全流程一体化在线服务平台,建设服务型政府。2016年,国务院发布《关于加快推进“互联网+政务服务”工作的指导意见》(以下简称《指导意见》)指出应积极开展试点工作,在80个试点城市开展“互联网+政务服务”试点建设,以初步实现“一号申请、一窗受理、一网通办”等改革举措,加强信息共享,促进政务服务的标准化、移动化及数字化,推动数字政务深入发展。《指导意见》强调要推进数据共享,打通信息孤岛,推行公开透明服务,降低制度性交易成本,持续改善营商环境,让企业少跑腿,数据多跑路;还指出要以建成一体化网上政务服务平台、全面公开政务服务事项为目标,实现互联网与政务服务深度融合,建成覆盖全国的整体联动、部门协同、省级统筹、一网办理的“互联网+政务服务”体系,让企业办事更方便、更快捷、更有效率。

### (二) 理论分析

“互联网+政务服务”实施依托于一体化网上政务服务平台,使市场主体可以在企业开办、生产、经营、注销全流程中实现在线申报与办理,促进企业与政府部门的有效沟通,真正从企业需求的角度出发切实降低企业负担<sup>[15]</sup>,为企业全要素生产率的提高创造了良好的制度“软”环境。“互联网+政务服务”平台将跨部门、跨地区的政务系统统一至数据共享平台中,使政企互动间的海量信息资源得以实现整合共享<sup>[16]</sup>,政务信息与数据资源共享有利于畅通政企互动的桥梁,改善传统政商关系,实现政企间的良性互动,为提升企业全要素生产率提供良好的营商环境。网上政务服务平台取消和下放了大量行政审批事项,减少和规范公务人员的自由裁量权,在一定程度上打开了行政审批的过程黑箱,有助于全社会对行政人员进行全过程监管,进一步扩大市场竞争的公平性,为提升企业全要素生产率提

供良好的外部市场环境<sup>[17]</sup>。此外, 网上政务服务能够通过高效的需求感知和服务推送, 变“人找政策”为“政策找人”, 主动精准施策, 有效缓解政企间信息不对称的问题, 进一步激发市场主体活力, 为提升企业全要素生产率提供了有力保障<sup>[18]</sup>。基于上述分析, 本研究提出假说1: 数字政务能够促进企业全要素生产率的提升。

企业全要素生产率的提高关键在于企业的研发创新和资源配置效率<sup>[19]</sup>。“互联网+政务服务”为企业提供一站式服务, 整合各类政务服务事项和业务办理等信息, 使得企业能够在一个平台上完成多个政务服务事项的办理, 提高办事效率, 节约企业的时间成本。时间成本的降低有利于激发企业家的创业热情和创业精神<sup>[20]</sup>, 进而开展研发创新活动。“互联网+政务服务”简化了审批流程, 通过构建全国一体化的网上政务服务体系, 推动“一网通办”等在线集成服务模式的创新, 能降低企业在办理政务事项时所需的交易成本。审批流程的简化和制度性交易成本的降低有助于企业将更多的资源向创新投入中倾斜<sup>[21]</sup>。此外, 网上政务服务体系使办事流程公开透明和规范统一, 压缩了官员自由裁量的空间。同时, 企业与政府官员的直接接触机会减少, 能够抑制腐败官员利用职权进行不当利益输送和权力的寻租行为, 降低企业用“寻租战略”替代“创新战略”的可能性<sup>[22]</sup>, 有利于企业专注于研发创新等活动。基于上述分析, 本研究提出假说2: 数字政务通过促进企业研发创新, 进而提高企业全要素生产率。

企业内部资源配置效率的重要体现是投资效率, 其表示企业投资额与理想投资状态之间的偏离程度。当企业过度投资时, 意味着其投资效率超出了理想状态; 相反, 若企业投资不足, 则表明其投资效率未能达到理想状态<sup>[23]</sup>。过度投资或投资不足与企业非效率投资之间呈正相关关系, 两者关系越显著, 企业的非效率投资越严重, 反映出其内部资源配置效率低下<sup>[24]</sup>。“互联网+政务服务”通过数字技术将政府与企业间不同渠道的数据进行有效归集及协调统一, 实现信息及数据的共享, 保障政务数据能有效开放, 减少投资者因信息不对称问题支付高昂的搜寻信息成本, 避免投资者因信息不足而误判投资项目

的可行性, 降低非效率投资<sup>[25]</sup>, 优化企业资源配置效率。“互联网+政务服务”使政府治理公开透明, 网上信箱、监管等功能提升了民众参与的治理深度与广度, 加大对政府和行政人员的监督力度, 有效抑制寻租腐败行为的发生, 降低制度性交易成本, 进一步增强市场竞争的公平性<sup>[26]</sup>。在公平的市场环境下, 企业面临着更为激烈的竞争, 使得经理人对风险敏感度增加, 注重投资活动的效率, 使投资决策向市场化方向转变, 减少企业盲目投资的行为, 有助于优化企业资源配置的效率<sup>[27]</sup>。基于上述分析, 本研究提出假说3: 数字政务通过优化企业资源配置效率, 进而提高企业全要素生产率。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

1. 双重差分模型。为检验数字政务对企业全要素生产率的促进作用, 验证假说1, 本研究将“互联网+政务服务”试点政策视为一项外生政策冲击, 构建双重差分模型(D), 并进行时间、行业、城市固定。

$$T_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \alpha_3 X_{jt} + v_t + \mu_h + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, 被解释变量  $T_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的全要素生产率;  $D_{it}$  为“互联网+政务服务”试点政策虚拟变量;  $\alpha_1$  表示该政策的实施效果, 若回归系数  $\alpha_1$  显著为正, 则说明“互联网+政务服务”试点政策的实施对企业全要素生产率存在促进作用。 $Z_{it}$  表示企业层面的控制变量;  $X_{jt}$  表示城市层面的控制变量;  $v_t$  表示时间固定效应,  $\mu_h$  表示行业固定效应;  $\gamma_j$  表示城市固定效应;  $\varepsilon_{ijt}$  表示未被纳入模型的随机扰动项。下标  $i$ 、 $j$  和  $t$  分别代表企业、城市和年份。

2. 机制检验模型。为检验数字政务对企业全要素生产率的影响机制, 验证前文的假说2、假说3, 本研究参考江艇<sup>[28]</sup>的研究, 构建以下机制检验模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 Z_{it} + \beta_3 X_{jt} + v_t + \mu_h + \gamma_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中,  $M_{it}$  为研发创新与企业资源配置效率机制变量;  $\beta_0$  表示回归常数;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  为回归



系数,其他同上。

## (二) 变量说明

1. 被解释变量。本研究的被解释变量为企业全要素生产率( $T$ )。目前,微观企业全要素生产率( $T$ )的测量方法主要有OP法、LP法、OLS法和广义矩阵GMM法。其中,LP法加入了中间投入变量,可以更好地解决数据丢失和数据截断等问题。因此,本研究参考鲁晓东等<sup>[29]</sup>的研究,采用LP法估算我国A股上市公司的全要素生产率( $T$ )。使用OP法和OLS法测算企业全要素生产率,并用于稳健性检验。

2. 核心解释变量。本研究的核心解释变量为“互联网+政务服务”试点虚拟变量( $D$ ),度量了“互联网+政务服务”试点政策的实施对样本企业全要素生产率的净影响,是政策年份二值变量和试点城市二值变量的交互项。政策年份二值变量指在试点政策实施年份2016年之后,取值为1,否则为0;试点城市二值变量指当样本企业位于试点城市时取值为1,否则为0。具体而言,将上市公司的注册地与政策试点城市进行匹配,当上市公司位于试点城市且在试点政策实施年份2016年以后 $D$ 取值为1,否则为0。

3. 机制变量。本研究的机制变量为研发创新( $R$ )和企业资源配置效率( $A$ )。其中,研发创新用研发投入( $Y$ )和创新产出( $P$ )表示,研发投入采用R&D支出占主营业务收入比值衡量;创新产出采用专利申请数加1后取自然对数来衡量;企业资源配置效率( $A$ )借鉴李姝等<sup>[30]</sup>的研究,从投资效率的角度衡量,沿用Richardson回归模型,计算出残差绝对值,代表公司实际投资与预期投资偏离程度,绝对值越小表示样本公司实际投资与预期投资偏离越小,企业资源配置效率越高。

4. 控制变量。为了最大程度得到“互联网+政务服务”试点政策的净效应,减少遗漏变量的影响,本研究选取了城市层面和企业层面的控制变量。城市层面的控制变量有:以地区人均生产总值的对数衡量地区经济发展水平,以政府财政支出占地区人均生产总值的比例衡量政府规模,以实际利用外资总额占地区人均生产总值的比重衡量外商直接投资,以金融存贷款总额占地

区人均生产总值的比例衡量金融发展。企业层面的控制变量有:以期末负债总计与资产总计的比值衡量资产负债率,以企业本年与去年的营业收入的差值占本年营业收入的比例衡量营业收入增长率,以托宾 $Q$ 值衡量企业绩效,以样本年份与企业上市年份的差值衡量企业年龄,以企业资产总计的对数值衡量企业规模,以董事长与总经理兼任情况衡量两职合一。

## (三) 数据来源和描述性统计

鉴于数据的可得性和完整性,本研究选取2012—2020年中国A股上市公司和中国341个地级以上城市(不含港澳台)为研究对象。相关数据来自国泰安(CSMAR)数据库、万得(Wind)数据库和《中国城市统计年鉴》,部分数据来源于政府官方网站、国家知识产权局。本研究对初始样本进行了如下筛选:(1)由于金融行业中企业的财务数据统计口径与其他行业存在较大差别,因此,剔除了金融类上市公司的相关数据。(2)剔除股票标识为ST或ST\*的公司,由于ST或ST\*的公司经营情况存在异常会影响研究结果,因此,剔除此类企业。(3)为避免极端值影响,对所有变量进行上下1%的缩尾处理。(4)删除了样本中企业数据的缺失值。(5)手工整理有关的城市统计年鉴并进行校验,遗漏值采用平均插补、回归插补等方法进行处理。本研究变量的描述性统计见表1。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归检验

基准回归结果见表2。表2列(1)仅将试点政策虚拟变量( $D$ )作为解释变量进行基准回归,回归结果显著为正,说明试点政策的实施对于企业 $T$ 存在明显促进作用,与前文预期一致。列(2)控制时间、地区和行业不可观测因素,结果显示回归系数仍显著为正。列(3)将可能影响企业 $T$ 的时间、城市及行业因素控制,并加入控制变量,研究结果依旧显著,说明以“互联网+政务服务”为代表的数字政务能显著提高企业全要素生产率,验证了本研究的核心假说1。

表1  变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>T</i>	17 865	6.760	0.839	2.567	11.170	6.649
<i>D</i>	17 865	0.390	0.488	0	1	0
<i>Y</i>	17 865	4.120	3.223	0.150	12.590	3.530
<i>P</i>	17 865	2.108	2.156	0	9.737	2.079
<i>A</i>	17 865	0.038	0.047	0	0.408	0.024
<i>L</i>	17 865	0.441	0.202	0.060	0.904	0.433
<i>G</i>	17 865	0.062	0.174	-1.134	0.486	0.063
<i>B</i>	17 865	2.020	1.298	0.856	8.865	1.599
<i>C</i>	17 865	11.290	7.046	2	26	10
<i>S</i>	17 865	22.360	1.259	19.930	26.240	22.180
<i>U</i>	17 865	0.257	0.437	0	1	0
<i>E</i>	17 865	11.420	0.502	10.040	12.220	11.500
<i>K</i>	17 865	0.160	0.056	0.081	0.376	0.146
<i>F</i>	17 865	0.029	0.018	0	0.091	0.026
<i>I</i>	17 865	3.912	1.650	1.275	7.506	3.581

表2  基准回归结果①

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>T</i>	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i>	0.352*** (0.013)	0.091*** (0.024)	0.040** (0.018)
_cons	6.623*** (0.008)	6.725*** (0.016)	-2.510*** (0.452)
控制变量	N	N	Y
时间固定	N	Y	Y
城市固定	N	Y	Y
行业固定	N	Y	Y
<i>N</i>	17 865	17 860	17 860
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.042	0.355	0.684

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验。为检验企业全要素生产率在“互联网+政务服务”政策实施前满足平行趋势假设，本研究借鉴 Beck 等<sup>[31]</sup>的做法构建以下平行趋势检验，增加研究结论的可靠性。

$$T_{it} = \theta_1 + \sum_{t=-4}^4 \theta_t D_{jt} + \theta_2 Z_{it} + \theta_3 X_{jt} + v_t + \mu_h + \gamma_j + \varepsilon_{ijt}$$

(3)

在式（3）中，虚拟变量  $D_{jt}$  表示第  $t$  年与“互联网+政务服务”政策实施时间的相对年份，即距离政策实施年份的时长，政策实施前为  $pre\_t$ ，政策实施后为  $post\_t$ ，并将  $pre\_1$  设为基准组。在试点政策实施前，各年份动态回归系数以及各年份系数的置信区间在 0 附近，并且不显著；政策实施后，估计系数逐年增加，并且显著性提高，故平行趋势检验通过（见图1）。

2. 排除其他政策干扰。为保证“互联网+政务服务”政策效应评估的准确性，需排除在本研究的观测期内其他相似政策对企业全要素生产率的影响。如 2013 年政府的反腐力度增强，2014 年上半年受到信息惠民试点政策影响，本研究借鉴何凌云等的方法，将这些影响分别定义为时间虚拟变量  $time13$ 、 $time14$ <sup>[32]</sup>，并结合“互联网+政务服务”政策试点分组变量生成交互项： $d13$ 、 $d14$ 。如果加入 2 个事件冲击后  $D$  回归系数显著，证明试点政策的实施正向影响企业全要素生产率的结论是可靠的。从回归结果可以看出，政策变量系数均正向显著，故排除其他相似政策的干扰（见表3）。

① \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为稳健标准误，在企业层面进行聚类调整。下表同。

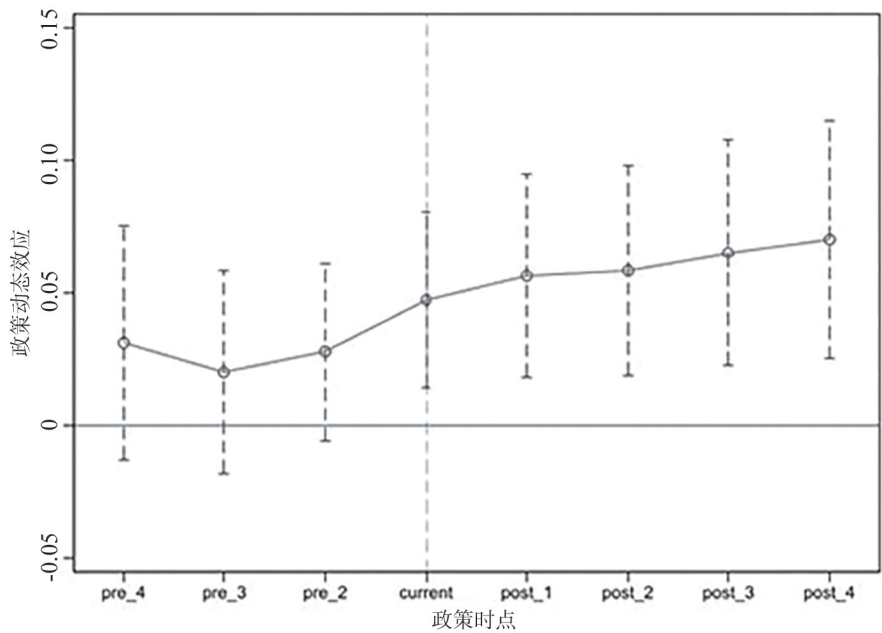


图 1 平行趋势检验

表 3 排除其他政策检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>T</i>	<i>T</i>
<i>D</i>	0.033 *	0.035 *
	(0.019)	(0.018)
<i>d13</i>	0.012	
	(0.017)	
<i>d14</i>		0.013
		(0.017)
控制变量	Y	Y
年份固定	Y	Y
行业固定	Y	Y
城市固定	Y	Y
<i>N</i>	17 860	17 860
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.684	0.684

3. 其他稳健性检验。(1) 基于 PSM - DID 方法的检验。为避免试点城市选取的非随机性造成的干扰，确保“互联网 + 政务服务”政策试点内企业与非政策试点内企业的可比性，本研究

使用倾向匹配得分法对回归结果进行进一步验证。采用 PSM 核匹配法将处理组与控制组中具有相似特征的控制变量进行匹配，使匹配后的处理组与控制组在“互联网 + 政务服务”试点政策实施前没有显著差异，再剔除未进行匹配的样本，对匹配成功的处理组和控制组进行回归分析。由表 4 列 (1) 所示，回归结果显著为正，证明了基准回归结论的稳健性。

(2) 替换被解释变量。为了避免由测量方式的不同影响研究结论的可靠性，本研究选择了 OP 法与 OLS 法 2 个测量方法衡量企业全要素生产率。表 4 列 (2) 和列 (3) 的结果显示，回归系数均显著为正，排除了测量误差问题。

(3) 删除直辖市样本。由于北京、天津、上海和重庆 4 个直辖市在政策制度方面具有优势，为消除估计偏误，本研究剔除这 4 个城市的样本进行稳健性检验，以增强结论的可信度，由列 (4) 看出回归系数显著为正，结论稳健。

(4) 考虑到公司层面的控制变量以及城市层面的控制变量存在内生性问题，本研究对样本进行滞后一期检验，由列 (5) 看出回归系数显著为正，结论稳健。

表 4  其他稳健性检验

变量	PSM - DID 检验	替换被解释变量		删除直辖市样本	滞后一期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>D</i>	0.083 *** (0.022)	0.062 *** (0.019)	0.042 ** (0.018)	0.043 ** (0.020)	0.052 *** (0.020)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	9 851	17 860	17 860	14 197	13 766
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.693	0.759	0.855	0.853	0.843

(5) 安慰剂检验。本研究借鉴已有文献常用做法，为减弱遗漏变量等带来的干扰，进行安慰剂检验。通过运用 stata17.0 软件随机生成 80 个“互联网 + 政务服务”试点城市和试点政策实施时间，作为伪处理试点城市和伪处理试点政策实施时间，将上述随机生成的过程重复 500 次，将虚拟政策变量得到的回归系数和 P 值进行保存，绘制成伪政策虚拟变量估计系数的概率密度图（见图 2）。由图 2 可知，伪政策虚拟变量估计标准差均低于 0.04，估计系数主要集中在 0 附近，满足正态分布。并且基准回归的系数在 0 附近，表明遗漏变量并不会影响本研究估计结果，证明本研究的基准回归结果十分稳健。

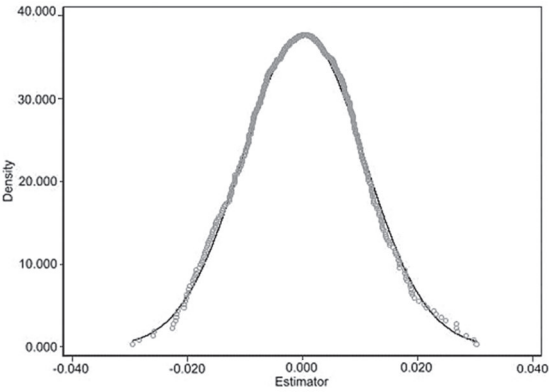


图 2  安慰剂检验

（三）机制分析

为检验本研究的研究假说 2，将衡量研发创新变量 *R*、*P* 代入模型（2）进行回归。回归结

果见表 5。表 5 列（1）为政策虚拟变量与研发投入之间的回归结果，回归系数在 5% 的水平上显著为正，说明试点政策的实施能促进企业研发投入；列（2）为政策虚拟变量与创新产出之间的回归结果，回归系数在 5% 的水平上显著为正，说明试点政策的实施可以促进创新产出。因此，数字政务通过促进企业研发创新，进而提升企业全要素生产率，本研究的研究假说 2 成立。

表 5  机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>R</i>	<i>P</i>	<i>A</i>
<i>D</i>	0.412 ** (0.125)	0.802 *** (0.095)	-0.022 ** (0.009)
_cons	-0.846 (3.713)	-11.836 *** (2.784)	0.166 *** (0.269)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y
城市固定	Y	Y	Y
<i>N</i>	17 860	17 860	17 860
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.420	0.279	0.043

为检验本研究的研究假说 3，将衡量企业资源配置效率变量代入模型（2）进行回归。表 5 的列（3）为试点政策虚拟变量与企业资源配置偏离度的回归结果，回归系数在 5% 的水平上显著为负，说明试点政策的实施能有效降低公司实际投资与预期投资偏离程度，优化企业资源配置效率。因此，数字政务能够优化企业资源配置效

率，进而提升企业全要素生产率，本研究的研究假说 3 成立。

（四）异质性分析

1. 区分区域异质性。本研究按照国家统计局的分类，将区域分为西部、中部、东部，进行异质性分析。表 6 回归结果显示试点政策的实施对企业全要素生产率的提升作用在东部地区更为显著，而在中部地区和西部地区并不显著。

表 6 区域异质性检验

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
<i>D</i>	0.046** (0.023)	0.011 (0.043)	0.037 (0.048)
控制变量	Y	Y	Y
年份固定	Y	Y	Y
行业固定	Y	Y	Y
城市固定	Y	Y	Y
<i>N</i>	12 660	2 964	2 231
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.686	0.705	0.754

2. 区分企业产权异质性。本研究将企业分为国有企业与非国有企业进行异质性分析，回归结果见表 7。“互联网 + 政务服务”政策的实施对于非国有企业全要素生产率的提升效果相较于国有企业更为显著。

表 7 企业产权异质性检验

变量	(1) <i>T</i>	(2) <i>T</i>
<i>D</i>	-0.003 (0.027)	0.081*** (0.024)
控制变量	Y	Y
年份固定	Y	Y
行业固定	Y	Y
城市固定	Y	Y
<i>N</i>	6 832	11 013
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.737	0.654

五、结论与启示

随着数字化时代的发展，数字政务不仅是深化行政改革的重要抓手，还是降低制度性交易成本、推动经济高质量发展的重要手段。在此背景下，本研究以“互联网 + 政务服务”试点政策为准自然实验，构建双重差分模型，实证检验数字政务对企业全要素生产率的影响及内在机制，得到以下结论：（1）数字政务能够促进企业全要素生产率的提升。由基准回归结果表明，“互联网 + 政务服务”试点政策的实施对于企业全要素生产率的平均效应在 5% 的水平上显著为正，说明试点政策的实施对企业全要素生产率存在明显的政策正向效应，并且通过了平行趋势检验、PSM - DID 检验和安慰剂检验等一系列稳健性检验，说明试点政策的实施对企业全要素生产率产生积极作用。（2）机制检验结果表明，数字政务可以通过促进研发创新和优化资源配置效率，从而实现企业全要素生产率的提升。（3）基于试点城市设立的异质性分析表明，相较于内陆城市的企业而言，数字政务对于东部沿海地区的企业全要素生产率提升作用更加明显；数字政务对于非国有企业的全要素生产率提升效果更显著，但对于国有企业的全要素生产率的影响并不显著。

基于上述研究结论，提出以下建议：

1. 各省市应充分总结试点城市数字政务服务建设经验，并向非试点城市推广，以充分发挥数字政务的经济效应。试点的重要意义是在实践中积累经验，并将经过验证的经验有效应用于其他地区的建设之中，确保风险得以合理控制并最大化发挥政策的作用。本研究的实证结果表明，“互联网 + 政务服务”政策的实施使得试点城市的企业全要素生产率得到了明显提升，说明数字政务服务建设已在促进企业发展方面取得了显著成效。因此，应鼓励非试点城市在数字政务服务建设过程中借鉴试点城市的相关经验，因地制宜地配套政务服务相关政策措施，进行更多的有益尝试。同时，在充分借鉴试点城市建设经验的基础上，逐步扩大试点的范围，直至在全国范围内推广，加快推进数字政务服务建设，以增加数字政务的辐射范



围, 最大程度破除企业和市场面临的制度性阻碍, 为经济高质量发展注入新活力。

2. 应进一步深化涉企政务服务改革, 最大程度降低企业的制度性交易成本, 以促进企业高质量发展。通过不断简化行政审批流程以及创新政务服务模式, 加速形成“一次登录、全网通办、最多跑一次”等服务体系, 提升服务效能, 增加企业在业务办理方面的便利化程度, 切实降低企业的时间成本和办事成本, 激励企业将更多的资源用于研发创新活动。同时, 要加快建立大数据治理机构建设, 完善数据及共享机制, 打破不同地区、部门与企业间的信息壁垒问题, 促进政府部门与企业间的数据流通, 为企业提供更多的数据资源, 降低企业因获取政务信息和数据资源的制度性交易成本, 有助于企业优化决策、提高资源配置效率。另外, 还应通过涉企政务服务改革, 为企业构建公开透明的政务与市场环境, 以促进市场的公平竞争。如前文所述, 数字政务弥补了非国有企业普遍存在的信息劣势, 对非国有企业全要素生产率的提高作用相较于国有企业更为显著, 这有利于市场经营主体的公平竞争。

3. 加强各地区的数字基础设施建设, 提升数字政务供给水平, 助力企业高质量发展。在区域方面, 相较于东部地区, 中西部地区的数字基础设施建设还存在一定的短板和不足。这种差距不仅影响了中西部地区的数字化进程, 也制约了数字政务的发展与应用。因此, 政府应加大对中西部地区数字基础设施建设的资金投入, 完善一体化、数字化服务平台, 为企业提供更加高效的数字化体验, 实现企业高质量发展。

#### [参考文献]

- [1] 苏锦红, 兰宜生, 夏怡然. 异质性企业全要素生产率与要素配置效率: 基于1999~2007年中国制造业企业微观数据的实证分析[J]. 世界经济研究, 2015(11): 109-117.
- [2] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界, 2020, 36(12): 1-13.
- [3] 詹新宇, 王一欢. 行政审批改革与企业全要素生产率: 基于行政审批中心设立的准自然实验[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2020(5): 195-207.
- [4] 徐玉德, 董木欣. 数字政务建设整体性治理模式、

架构分析与路径选择[J]. 财会月刊, 2021(16): 140-145.

- [5] 翟云. 中国数字政府建设的理论前沿问题[J]. 行政管理改革, 2022(2): 42-51.
- [6] 王钦敏. 统筹协调共建共享推进数字政府信息化系统建设[J]. 中国行政管理, 2020(11): 6-7.
- [7] 方齐云, 袁野. 数字政务与城市公共服务效率: 基于政务APP的准自然实验[J]. 城市问题, 2023(1): 19-28.
- [8] FAN J, ZHANG P, DACID C Y. G2G information sharing among government agencies[J]. Information & Management, 2014, 51(1): 120-128.
- [9] ELBAHNASAWY N G. E-government, internet adoption, and corruption: An empirical investigation[J]. World Development, 2014, 57: 114-126.
- [10] 伦晓波, 刘颜. 数字政府、数字经济与绿色技术创新[J]. 山西财经大学学报, 2022(4): 1-13.
- [11] 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, 38(10): 126-153.
- [12] 周荃, 葛尔奇, 陈希路, 等. 数字政府促进经济发展: 理论机制与跨国证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(12): 49-68.
- [13] 曲永义, 王可. 中国政务服务信息化及其对企业创新的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(4): 25-44.
- [14] 徐霞, 蔡熙乾. 电子政务能提高企业投资效率吗: 基于电子政务县级试点的准自然实验[J]. 经济管理, 2021, 43(11): 176-192.
- [15] 黄璜. 数字政府: 政策、特征与概念[J]. 治理研究, 2020, 36(3): 6-15.
- [16] 苏竣, 孙浩, 汝鹏, 等. 智能技术是否助力“抢人大战”: 城市移动政务对流动人口定居意愿影响研究[J]. 中国软科学, 2022(7): 48-57.
- [17] 黄威威. 改革与创新: 反腐倡廉模式从“+互联网”到“互联网+”的升级[J]. 理论探讨, 2016(3): 25-28.
- [18] 王可, 李连燕. 中国“互联网+政务服务”的效应测度分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(3): 105-124.
- [19] 程惠芳, 陆嘉俊. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析[J]. 经济研究, 2014, 49(5): 174-187.
- [20] 王效俐, 马利君. 政府管制对企业家精神的影响研究: 基于30个省份的面板数据[J]. 同济大学

- 学报 (社会科学版), 2019, 30 (2): 107-117.
- [21] 鲁桐, 党印. 投资者保护、行政环境与技术创新: 跨国经验证据 [J]. 世界经济, 2015, 38 (10): 99-124.
- [22] 王晓晓, 黄海刚, 夏友富. 数字化政府建设与企业创新 [J]. 财经科学, 2021 (11): 118-132.
- [23] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率: 基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2018 (8): 42-59.
- [24] 邓翔, 李德山, 李双强, 等. 价格扭曲、资源错配与全要素生产率 [J]. 软科学, 2017, 31 (9): 25-29.
- [25] 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, 2020, 19 (3): 1041-1058.
- [26] 张超, 宋华盛. “放管服”改革促进企业投资的内在机制与实证检验 [J]. 商业研究, 2023 (3): 101-109.
- [27] 姬超. 投资效率与全要素生产率的变化趋势考察: 基于中国经济特区的差异比较分析 [J]. 财贸经济, 2014 (3): 91-99.
- [28] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120.
- [29] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学, 2012, 11 (2): 541-558.
- [30] 李姝, 金振, 谢雁翔. 员工持股计划对企业全要素生产率的影响研究 [J]. 管理学报, 2022, 19 (5): 758-767.
- [31] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [32] 何凌云, 马青山. 智慧城市试点能否提升城市创新水平: 基于多期DID的经验证据 [J]. 财贸研究, 2021, 32 (3): 28-40.

## Research on the Influence of Digital Government on Total Factor Productivity of Enterprise: Evidence from Quasi-Natural Experiments

TANG Yun, YU Minqi, HOU Xueying

(School of Business Administration, Jimei University, Xiamen 361021, China)

**Abstract:** In the era of digital governance, digital government is not only an important way to build a service-oriented government, but also an important engine to enable high-quality economic development. This paper empirically examines the impact of digital government on the total factor productivity of enterprises using the double-difference method in a quasi-natural experiment based on the pilot policy of the Internet Plus Government Services initiative. The study shows that digital government promotes the total factor productivity of enterprises, which is still valid after conducting multiple robustness tests. Mechanism analysis shows that digital government can promote R&D and innovation and optimize the efficiency of resource allocation, thus achieving an increase in the total factor productivity of enterprises. Heterogeneity analysis shows that digital government has a stronger effect on the total factor productivity of enterprises and non-state-owned enterprises in the eastern region. The research in this paper not only expands the research related to digital government, but also enriches the research perspective of enterprise total factor productivity, and provides micro evidence of the government's role in promoting high-quality economic development.

**Key words:** digital government; the Internet Plus Government Services initiative; total factor productivity of enterprises; quasi-natural experiment

(责任编辑 陈蒙腰)