

数字政府促进经济发展:理论机制与跨国证据

周 荃 葛尔奇 陈希路 徐现祥*

摘要:数字政府建设作为推进国家治理体系和治理能力现代化的重要举措,能够促进经济高质量发展吗?围绕这一重要问题,本文从理论和实证两方面考察数字政府促进经济发展的机制与证据。在理论上,本文构建了一个由政务服务市场与产品市场构成的一般均衡模型,政策制定者在预期数字政府使用率高于临界值时选择建设数字政府;当企业能够自由选择通过线下平台或数字政府获取政务服务时,会加强政府内部竞争,从而促进经济发展。其背后的具体机制为数字政府建设可以降低企业获取政务服务的合规成本,并可能影响政府提供政务服务的财政支出。在实证上,基于2002~2019年全球167个经济体的数据,本文研究发现数字政府建设能够显著提高劳动产出,促进经济高质量发展;数字政府建设能够通过减少企业获取政务服务的时间和所经历的程序数目来促进经济发展。本文研究结论表明,只有切实提高数字政府的使用率,才能充分发挥数字政府建设促进经济高质量发展的积极作用,推进国家治理体系和治理能力现代化。

关键词:数字政府 经济发展 政府内部竞争 合规成本

中图分类号:F49 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-3894(2023)12-0049-20

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.20231018.004

一、引言

党的十八大以来,中国围绕数字政府建设作出了一系列重大部署。2022年6月,国务院印发《关于加强数字政府建设的指导意见》,明确提出加强数字政府建设的主要目标之一是在服务党和国家重大战略、促进经济社会高质量发展、建设人民满意的服务型政府等方面发挥重要作用。近年来,中国数字政府建设已经进入快车道,成为政府数字化转型的重要一环。根据云计算开源产业联盟的计算,2023年中国政务云市场规模预计能够达到1203.9亿元。同时,政务服务平台内容不断扩展,服务办理便捷性和准确性都有所提升。识别数字政府建设对经济发展的影响,并深入分析其背后的作用机制,是更好地发挥数字政府建设对高质量发展的积极作用的关键。

从全球范围看,数字政府建设的确可以推动经济发展。近年来,世界经济体致力于推进政府

* 周荃,博士研究生,中山大学岭南学院,电子邮箱:zhouq255@mail2.sysu.edu.cn;葛尔奇(通讯作者),助理教授,中山大学岭南学院,电子邮箱:geerq@mail.sysu.edu.cn;陈希路,助理教授,中山大学岭南学院,电子邮箱:chenxlu23@mail.sysu.edu.cn;徐现祥,教授,中山大学岭南学院,电子邮箱:lnsxu@mail.sysu.edu.cn。本文获得国家社会科学基金重大项目(20&ZD071)、教育部青年人文社会科学研究青年基金项目(22YJC790029)、国家自然科学基金青年科学基金项目(72303255)、中国博士后科学基金项目(2022M713646)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

数字化转型,数字政府建设已成为全球性现象。20世纪90年代,美国率先提出要将政府管理工作与信息技术相结合,开启电子政府建设工作(Yeung和Brockbank,1995)。之后,世界其余各经济体陆续开始探索政府的数字化转型。联合国发布的电子政务调查报告显示,193个成员国的数字政府建设平均水平已经从2002年的0.253上升到2019年的0.562^①,数字政府建设水平与经济发展水平显著正相关。当然,我们不能把这种正相关关系简单地解释为数字政府能够促进经济发展,毕竟这种正相关关系还存在另外一种可能的解释,即经济发展水平越高才越有能力建设数字政府。因此,从全球视野看,若要说明数字政府能够促进经济发展,则要厘清其背后的理论机制及明确其作用大小。

本文尝试从数字政府建设加强政府内部竞争的视角,系统考察数字政府建设促进经济发展的机制。从全球范围来看,各经济体的数字政府建设在组织维度、服务提供等方面存在一定的共性,其中包括为企业等提供同质的线上政务服务^②。正如《2012年联合国电子政务调查报告》中所强调的,数字政府强调整体政府(Whole of Government),重视政府内部各部门之间的信息整合,一网式地为公众提供同质的线上政务服务,公众可以自由选择通过线上或者线下渠道获取政务服务。因此,在政务服务市场上,数字政府与线下平台形成一定的竞争关系。从企业的视角看,这种竞争关系可降低其获取政务服务的成本^③,提高企业的生产率。从政府的视角看,如果更多企业转向从数字政府渠道获取同质的政务服务,政府就能够降低提供政务服务的成本。数字政府提供同质线上政务服务的基本特点是,高固定成本、低边际成本。前者源于建设数字政府的一次性前期投入,后者是数字技术的本质特征。因此,使用数字政府的企业越多,政府提供同质政务服务的成本越低。政府一旦建立数字政府,其内部提供同质政务服务的竞争加剧,不仅可降低企业获得政务服务的成本,也可降低政府提供政务服务的成本,从而共同促进经济发展。

本文把上述想法模型化,构建了一个将数字政府内生的一般均衡模型,从而考察政府内部部门在政务服务市场上的竞争行为。具体而言,政府所供给的政务服务是企业的生产要素之一,企业需要向政府支付一定的成本购买。在数字政府建设之前,政府只通过线下平台一个渠道提供服务,此时政务服务市场为垄断市场,线下平台对服务进行垄断加成定价。在数字政府建成后,数字政府与线下平台之间产生竞争,垄断市场转化为双寡头市场,此时竞争会使得政务服务价格下降。政府是否建设数字政府的决定是内生的,取决于数字政府的(潜在)使用率,当使用率足够高时,政府会选择引入数字政府。数字政府的引入通过两个机制影响劳均产出:一方面,数字政府建设带来的政府内部竞争直接降低企业获取政务服务的成本,即合规成本效应;另一方面,如果从线下平台转向通过线上平台获取政务服务的企业数目足够多,数字政府建设也会引起政府支出结构变化,进而影响企业税率,即财政支出效应。在合规成本效应和财政支出效应的共同作用下,政府建设数字政府会提升均衡劳均产出。

基于本文模型,本文利用2002~2019年全球167个经济体数字政府建设的数据,实证检验模型的核心结论。在变量度量上,本文利用历年联合国电子政务调查报告中发布的在线服务指数度量数字政府的建设水平,并使用佩恩世界表(10.0版)所发布的劳均产出度量各经济体的经济发展水

① 数字政府建设水平以在线服务指数进行度量。该指数介于0~1之间,数值越大表明数字政府建设水平越高。

② 本文在附录中总结了各经济体数字政府建设的三点共性。本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

③ 本文将企业获取政务服务时为了符合法规、政策、标准而产生的成本定义为合规成本。合规成本是企业与政府间互动产生的成本,区别于企业与企业间互动产生的交易成本。

平。在实证策略上,本文首先使用面板固定效应模型,估计数字政府建设对劳均产出的影响。实证分析的结论表明,与理论模型预期一致,数字政府建设能促进经济发展。具体而言,数字政府建设水平对劳均产出对数的估计系数为0.002,在1%的水平上显著为正。这说明,当数字政府建设程度每上升1%,经济体的劳均产出会提升0.2%。然而,面板固定效应模型可能面临内生性问题。一方面,从理论上讲,本文的模型已揭示,数字政府建设是内生的,经济体建设数字政府的行为是内生决定的,受到潜在数字政府使用率的影响;另一方面,从计量上看,经济发展水平越高的经济体,政府有更多的经费建设数字政府,因此数字政府建设与经济发展之间可能存在反向因果关系。为了克服潜在内生性带来的估计偏误,参照Fisman和Svensson(2007)、祝继高等(2020)的研究,本文利用当年区域内其他经济体数字政府建设水平的均值作为工具变量,估计结果同样证明数字政府建设可以促进经济发展。本文的基本结论,在采用不同样本、加入更多控制变量时,依旧保持稳健。

本文还实证检验了数字政府建设通过加强政府内部竞争促进经济发展的具体机制。一方面,本文验证了合规成本效应。实证结果表明,建设数字政府降低了企业的办事时间以及所经历的程序数目,说明建设数字政府可以使企业获取政务服务这一生产要素的成本下降;另一方面,本文同样对理论模型中的财政支出效应进行了验证。综上,在合规成本效应和财政支出效应的共同作用下,数字政府建设促进了经济发展。

本文主要与三支文献有关。一是,本文与数字技术影响宏观经济运行的文献直接相关。信息以数据的方式储存,可以降低经济活动中搜寻、运输等环节的成本,提升市场的交易效率(Goldfarb和Tucker,2019)。对企业而言,采用数字技术(如使用机器人)能够降低劳动力成本,提高劳均产出和收益(Acemoglu和Restrepo,2017;陈彦斌等,2019;Koch等,2021)。对地区而言,数字技术的进步能够吸引更多的企业和劳动力、提高要素配置效率(安同良和杨晨,2020;马述忠和胡增玺,2022;刘诚,2023),也能够缩小区域之间的差距、促进产业转型和社会的高质量发展(张勋等,2019、2021;戴魁早等,2023;王康等,2023)。与现有文献主要关注私营部门的数字化不同,本文关注公共部门的数字化转型对经济发展的影响。建立数字政府能够降低企业获取政务服务的成本,提升企业的生产效率,从而影响经济发展。

二是,本文与数字政府建设影响政府职能的研究相关。一方面,包括中国在内的世界各经济体普遍关注数字政府建设及其提供线上服务的情况。联合国自2001年以来持续调查各经济体数字政府发展状况并公开发布报告;在中国,已有学者从不同维度调查分析各地区数字政府建设情况及其提供线上政务服务的能力(胡广伟等,2019;李季和王益民,2021)。另一方面,现有文献多从微观视角讨论数字技术对政府职能的影响。政府应用数字技术能够帮助其抑制腐败,改善政策的执行效果(Banerjee等,2020;Okunogbe和Santoro,2021)。与已有研究不同,本文重点讨论数字政府建设驱动经济发展的作用机制,丰富了数字政府建设对政府自身影响的研究。

三是,本文与政府对经济发展重要性的文献相关。基于政企间互动,政府不仅能通过积累公共资本促进经济发展(Fernald,1999;郭庆旺和贾俊雪,2006;Donaldson,2018),还能通过生产性公共支出带动经济发展。理论方面的文献表明,在政府支出较低时,政府可以通过提供更多的生产性政务服务,使企业生产率上升,产出增加(Barro,1990;Barro和Sala-i-Martin,1992);在政府支出较高时,若政府再增加政务服务,企业面临更重的税负反而有可能减缓经济发展。实证方面的研究也指出,生产性财政支出以及政府的数字化转型和经济发展密切相关(严成樑和龚六堂,2009;Kraay,2012;潘文卿和范庆泉,2019;彭远怀,2023)。本文关注政府自身进行数字化改革这一实践,进一步丰富政府影响经济发展的相关讨论。

综上所述,本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,视角方面,将关于数字技术影响经济发展的研究拓展到了数字政府领域。数字技术经历了迅速的发展(方玉霞,2022),其广泛应用也深刻地影响了社会生活。然而,现有文献大多聚焦于数字技术在私有部门的运用,如平台经济(蔡跃洲和顾雨辰,2023)、普惠金融(尹志超等,2023;周广肃和丁相元,2023)等,对于数字技术在公共部门的应用如何影响经济发展则讨论不足。本文则聚焦于政府的数字化改革,加深了对数字技术的广泛应用所产生的经济效应的全面认识。第二,理论方面,提出了数字政府建设会增强政府内部竞争,从而提升政府治理效率这一新的作用机制。现有文献主要是从提高信息透明度和利用大数据进行决策的角度对数字政府的作用进行讨论(Dzansi等,2022;Haseeb和Vyborny,2022),本文则首次提出数字政府建设可以增强政府内部竞争程度,从而提升公共服务水平。具体而言,本文建立了一个一般均衡模型,揭示了政府的数字化改革会导致线上和线下办事平台产生一定的竞争关系,而这种竞争关系会降低政府提供政务服务和企业获取政务服务的成本,共同促进经济发展。第三,实证方面,本文利用跨国证据揭示了数字政府建设与经济发展之间的因果关系,并验证了数字政府建设产生的合规成本效应和财政支出效应。当前关于数字政府的文献主要关注对数字政府建设现状的调查和度量(张晨,2022),部分国外文献聚焦于数字技术的应用对某项政策执行效果的影响(Beg,2022),尚未有研究讨论其如何影响宏观经济。与现有文献不同,本文重点讨论数字政府对经济发展的影响,揭示了数字政府建设对减轻企业负担的积极作用,从而为理解政府数字化转型的经济效应提供了新的洞见。

文章其余部分安排如下:第二部分介绍本文所建立的一般均衡理论模型,第三部分介绍所使用的数据,第四部分展示本文所使用的实证策略和基准结果,第五部分分析数字政府建设影响经济发展的具体机制,第六部分对文章进行总结。

二、理论模型

(一)模型设定

本文的理论模型涉及四个经济主体,分别为企业、政府的政策制定者、线下平台部门和数字政府部门。假定经济体里存在一个最终品生产部门,最终品由一个代表性企业在完全竞争的产品市场上提供^①。不失一般性,本文把最终产品作为计价物,将其价格始终设定为1。基于Barro(1990)对公共服务的设定,本文采用以下C-D生产函数作为代表性企业的生产函数:

$$Y = \frac{1}{1-\alpha} A^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, Y 表示经济体最终产品的总产出, L 和 A 分别为企业使用的劳动和政务服务; α 为常数,满足 $0 < \alpha < 1$ 。经济体的劳动总数为 \bar{L} ,劳动者无弹性地在竞争性的劳动市场上供给劳动。

然而,不同于Barro(1990)的公共服务仅由政府这一单一主体提供的设定,本文假定企业使用的政务服务 A 由政策制定者下辖的两个独立部门提供。这两个部门分别是线下平台和数字政府,他们向企业提供同质的完全可替代的政务服务^②。所以, $A = A_1 + A_2$,其中 A_1 和 A_2 分别表示线下平台和数字政府提供的政务服务。企业向两个部门支付的政务服务价格也相同,记为 P 。但是,两个部门生产政务

① 本文假定企业的总数始终为1,这也意味着本文不考察数字政府建设对企业进入的影响。

② 随着世界各经济体引入数字政府,政务服务的办理渠道从线下平台逐渐拓展为线下平台和数字政府两大类。无论通过哪类渠道办理,企业最终获取的政务服务(如申请到的营业执照或获得的经营场所许可)都是完全同质的。

服务的函数却不同。具体而言,本文对线下平台的设定和Romer(1990)对物质资本生产者的设定相仿:线下平台提供一单位的政务服务 A_1 需要 m 单位最终产出,即 A_1 的边际成本为 $m, m > 0$ 为常数。然而,数字政府是政策制定者事前投资建设的,即政策制定者事前需要决定在建设数字政府上的支出 G 。若 $G > 0$,则政策制定者选择购买自动设备建设数字政府,然后数字政府部门通过自动设备提供政务服务 A_2 。一旦自动设备可以提供政务服务 A_2, A_2 的边际成本非常低,不妨假设为零^①。这意味着,线下平台和数字政府是两个不同的政务服务供给方,此时政务服务市场是一个双寡头市场。

最后,考虑政策制定者面临的政府收支。政策制定者可对最终产品征税,税率为 τ 。因此,总税收为 $T = \tau Y$ 。税收将用于支付线下平台提供政务服务的成本 mA_1 和建设数字政府的成本 G 。

(二)基准情形:未引入数字政府时的一般均衡

为了更好地揭示建设数字政府对经济发展的均衡影响,本小节先考察一个基准情形:政策制定者不建设数字政府的情形,即 $G = 0$ 。这时,政务服务仅由线下平台提供,是一个标准的垄断市场;企业使用的政务服务数量等于线下平台提供的服务数量,即 $A = A_1$ 。此时,经济体的事件发生顺序具体如下:政策制定者确定税率 τ ,线下平台决定政务服务的价格 P ,企业决定最终产品的生产。

本文采用标准的倒推法求解基准情形下的均衡。首先考察企业的行为。从企业的视角看,企业在劳动市场和政务服务市场上都是价格接受者,把 w 和 P 视为给定。由企业利润最大化问题的一阶必要条件及劳动力市场的出清条件 $L = \bar{L}$ 可得:

$$\begin{aligned} w &= (1 - \tau) A^\alpha \bar{L}^{-\alpha} \\ P &= (1 - \tau) \frac{\alpha}{1 - \alpha} A^{\alpha-1} \bar{L}^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, w 是劳动的工资。式(2)的两个表达式分别揭示了企业对劳动的需求和对政务服务的需求。

接下来考察线下平台的行为。此时线下平台是政务服务唯一的供给方,其面临的需求是市场需求,即代表性企业对政务服务的需求水平。因此,整理线下平台利润最大化问题的一阶必要条件可得:

$$P = \frac{m}{\alpha} \quad (3)$$

式(3)表明线下平台对政务服务的定价是垄断加成定价,其中 $\frac{1}{\alpha}$ 是垄断加成。此时在垄断市场上,线下平台设定的政务服务价格高于其边际成本,即 $\frac{m}{\alpha} > m$ 。由式(1)~式(3)可得,代表性企业的劳均总产出为:

$$\frac{Y}{\bar{L}} = \frac{1}{1 - \alpha} \left[\frac{\alpha}{m} \frac{\alpha}{1 - \alpha} (1 - \tau) \right]^{\frac{\alpha}{1 - \alpha}} \quad (4)$$

由式(4)可知,劳均总产出 Y/\bar{L} 是 m 的减函数。其经济含义在于,若线下平台提供政务服务的成本越高,则线下平台设定的政务服务价格越高,企业使用的政务服务数量越少,经济体的劳均总产出越低。

最后,假定政策制定者追求平衡预算,即 $T = mA$ ^②。结合式(1)~式(4),可得政策制定者选择

① 假设数字政府的边际成本为大于零小于 m 的常数,本文的结论依然成立。

② 如果假定政策制定者追求自身消费最大,也会得到类似结论。这时,政策制定者面临的问题可以表示为 $\max_{\tau} T - mA$ 。由一阶必要条件可得,此时 $\tau = \frac{1 - \alpha + \alpha^2}{1 + \alpha^2}$ 。最优税率依然是常数,不过绝对值明显偏大。这也和Barro(1990)的结论相一致:当政策制定者追求自身消费最大时,经济体的税率会比政策制定者追求平衡预算时更高。

的税率为:

$$\tau = \frac{\alpha^2}{1 + \alpha^2} \quad (5)$$

式(5)揭示出 τ 是 α 的增函数,其背后的经济含义也是直观的。由企业的生产函数可知, α 度量的是政务服务在生产中的相对重要性;而从收入分配的角度看, τ 度量的是政务服务在国民收入分配中的重要性($\tau = \frac{T}{Y}$)。所以,式(5)揭示出了两种重要性的度量的一致性。下文命题1总结了对未引入数字政府时的均衡的讨论。

命题1:当不存在数字政府(等价于 $G = 0$)且政策制定者追求平衡预算时,经济体存在唯一均衡,税率 τ 满足式(5)。给定该税率 τ ,政务服务价格 P 满足式(3),劳均总产出 Y/\bar{L} 满足式(4)^①。

(三)一般情形:允许引入数字政府时的一般均衡

在此情形下,政策制定者可以选择引入数字政府。若其选择引入数字政府,则需要支付建设数字政府的成本 $\beta(1 - \theta)Y \geq 0$,其中, β 假设为外生给定,衡量政策制定者在当前技术水平下建设数字政府的难度,满足 $0 < \beta < 1$; θ 为(政策制定者预期的)愿意使用数字政府的企业的比率,满足 $0 < \theta < 1$ 。此时,数字政府建设成本是 θ 的减函数,原因在于, θ 越高,说明当地数字化基础设施建设程度越好、数字化技术推广程度越高,建设数字政府平台的成本也会越低。另外,数字政府建设成本还是 Y 的增函数,因为数字政府平台是通过最终产品来建设的,因此我们引入 Y 来刻画数字政府的建设过程。为简便起见,本文假设数字政府建设成本为 θ 和 Y 的线性函数。在引入数字政府后,数字政府可开始向政务服务市场提供同质的政务服务 A_2 。此时,政务服务市场上开始有两家供给方,从一个标准的垄断市场转变为双寡头市场。

经济体的事件发生顺序相应调整,具体如下:政策制定者确定税率 τ 及建设数字政府的支出 G (决定是否引入数字政府),数字政府和线下平台决定政务服务的价格,企业决定最终产品的生产。

本文依然采用标准的倒推法求解一般情形下引入数字政府后经济体的均衡。在存在数字政府时,企业行为保持不变,依然为式(2)所刻画,不过政府部门在政务服务市场上的行为将发生变化。考虑到政策制定者提升政务服务水平旨在降低企业的合规成本,即降低政务服务价格 P ,本文假定线下平台与数字政府将进行 Bertrand 价格竞争^②。当政务服务市场均衡时,有:

$$P = m$$

$$\frac{Y}{\bar{L}} = \frac{1}{1 - \alpha} \left[\frac{1}{m} \frac{\alpha}{1 - \alpha} (1 - \tau) \right]^{\frac{\alpha}{1 - \alpha}} \quad (6)$$

式(6)的经济含义非常直观, $P = m$ 意味着政务服务市场上的均衡价格等于线下平台的边际成本。这是因为数字政府提供政务服务的边际成本低于线下平台,在二者进行 Bertrand 价格竞争时,价格必然被不断压低,直到达到线下平台的边际成本 m 为止。如果价格开始低于 m ,线下平台将失去提供政务服务的动机,选择停止服务。然而,基于经济体里总是存在部分企业偏好来线下平台办理相关政务服务等客观事实,政策制定者不能关闭线下平台。因此,政务服务的价格不能低于 m ^③。

① 此时经济体的收入分配结构为:税收 τY ,工资总额 $(1 - \tau)(1 - \alpha)Y$,线下平台垄断利润 $\alpha(1 - \alpha)(1 - \tau)Y$,线下平台成本 $\alpha^2(1 - \tau)Y$;其中前三项为经济体净产出的组成部分,净产出为 $[1 - (1 - \tau)\alpha^2]Y$ 。

② Aghion 和 Howitt (1992) 等一系列关于创造性破坏的增长文献均采取了和本文类似的 Bertrand 竞争方式。

③ 以上条件基于以下假设:如果政策制定者完全取消线下平台,会导致巨大的社会成本。此时社会总福利是社会总产出减去一个无限大的成本,因此政策制定者不会选择取消线下平台。

与式(3)相比,式(6)中的政务服务价格明显降低。这是经济学基本原理在政务服务市场的具体运用。政策制定者建设数字政府会促进政务服务上的供给端竞争,均衡价格随之下降。对企业来说,则意味着其合规成本的降低。

式(6)还有两个隐含的经济含义值得强调。一是,和基准情形中线下平台的垄断利润为正不同,在引入数字政府后的均衡中,政务服务价格下降至 $P = m$,此时无论线下平台提供的政务服务数量是多少,其利润都必然为零。二是,由式(6)中的第二个表达式及式(4)可知,当 τ 及其他模型参数不变时,随着政务服务价格下降,企业的劳均总产出将增加。当然,政策制定者将决定税率,后面将考察一般情形下税率 τ 带来的影响。

若政策制定者面临平衡预算,则有 $\tau Y = \alpha(1 - \theta)(1 - \tau)Y + \beta(1 - \theta)Y$,此时可解得:

$$\tau = \frac{(1 - \theta)(\alpha + \beta)}{1 + \alpha(1 - \theta)} \quad (7)$$

接下来求解政策制定者是否建设数字政府的决策。该决策取决于建设数字政府的社会总产出、不建设数字政府的社会总产出以及建设数字政府时的成本。只有在建设数字政府的收益(建设数字政府带来的总产出 Y 的提升)大于成本时,政策制定者才会选择建设数字政府^①。经过计算,只要满足 $\beta \geq 1 - [\alpha(1 + \alpha)/(1 + \alpha^2)]^\alpha$,则一定存在一个临界值 $\bar{\theta}$,使得:

$$G = \begin{cases} \beta(1 - \theta)Y & \text{若 } \theta \geq \bar{\theta} \\ 0 & \text{若 } \theta < \bar{\theta} \end{cases} \quad (8)$$

其中, $\bar{\theta}$ 满足 $[1 - \beta(1 - \bar{\theta})][1 + \alpha(1 - \bar{\theta})]^{-\alpha} = [\alpha/(1 + \alpha^2)]^\alpha$ ^②。式(8)刻画的是政策制定者建设数字政府的行为。由于企业可以依照其偏好选择采用线下平台或数字政府获取政务服务,因而数字政府的使用率 θ 实际上度量了支持政府数字化改革的企业比例。当 $\theta \geq \bar{\theta}$ 时,政策制定者选择建设数字政府,完善政务服务市场。这是因为当 $\theta \geq \bar{\theta}$ 时,支持政府数字化改革方案的企业比例较高,建设数字政府的收益也大于成本,改革方案本身可行。反之,当 $\theta < \bar{\theta}$ 时,政策制定者选择不建设数字政府。式(8)还揭示出,基准情形只是一般情形的特例。当 $\theta < \bar{\theta}$ 时,政策制定者选择 $G = 0$,就是本文所考察的基准情形。下述命题2总结了对一般情形下均衡的讨论。

命题2:当 $\theta < \bar{\theta}$ 时,政策制定者选择不建设数字政府,此时经济体和命题1中基准情形一致。当 $\theta \geq \bar{\theta}$ 时,政策制定者选择建设数字政府,经济体存在唯一均衡,此时税率 τ 由式(7)给出。给定该税率 τ ,政务服务价格 P 、劳均总产出 Y/\bar{L} 满足式(6)^③。

(四)数字政府对一般均衡的影响:合规成本效应与财政支出效应

根据以上模型,基准情形与一般情形中一般均衡的差异即反映了政策制定者建设数字政府给经济体带来的一般均衡影响。对比命题1和命题2,可知当政策制定者选择建设数字政府时,经济体的劳均总产出会提高。具体而言,若 $G > 0$ 时各变量用下标 D 表示, $G = 0$ 时各变量用下标 0 表示,则由式(4)和式(6)可得:

① 记 $G > 0$ 时的产出为 Y_D , $G = 0$ 时的产出为 Y_0 ,则该条件可表示为 $Y_D - Y_0 \geq \beta(1 - \theta)Y_D$ 。

② 若 $\beta < 1 - [\alpha(1 + \alpha)/(1 + \alpha^2)]^\alpha$,则意味着建设数字政府的成本足够低;此时必有 $G = \beta(1 - \theta)Y$,即政策制定者必然选择建设数字政府。

③ 现在经济体的收入分配结构变为:税收 τY 、工资总额 $(1 - \tau)(1 - \alpha)Y$ 、数字政府收益 $\theta\alpha(1 - \tau)Y$ 、线下服务大厅成本 $\alpha(1 - \theta)(1 - \tau)Y$;其中前三项为净产出的组成部分,经济体的净产出为 $[1 - (1 - \tau)\alpha(1 - \theta)]Y$ 。

$$\ln \frac{Y_D}{\bar{L}} - \ln \frac{Y_0}{\bar{L}} = \underbrace{\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{P_0}{P_D}}_{\text{合规成本效应}} + \underbrace{\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{1-\tau_D}{1-\tau_0}}_{\text{财政支出效应}} \quad (9)$$

式(9)揭示了数字政府建设影响劳均总产出的两个重要机制:建设数字政府给经济体均衡劳均总产出带来的变化取决于政务服务价格的变化和政府为政务服务上支出的变化。等号右边第一项度量政务服务价格变化带来的影响,本文称之为合规成本效应^①。由于 $P_D < P_0$, 合规成本效应是正的。其背后的经济含义为从企业的角度来看,建设数字政府提高了政务服务市场的竞争性,降低了企业获取政务服务的费用即合规成本,从而提高了均衡时企业的产出水平。由此得出本文的第一个推论。

推论 1: 当存在数字政府时, $\ln(P_0/P_D) > 0$ 。

式(9)等号右边第二项度量政府支出变化带来的影响,本文称之为财政支出效应^②。财政支出效应可能为正也可能为负。具体而言,存在一个临界值 θ' , 使得:

$$\begin{cases} \tau_D \geq \tau_0 & \text{若 } \theta \leq \theta' \\ \tau_D < \tau_0 & \text{若 } \theta > \theta' \end{cases} \quad (10)$$

其中, $\theta' = 1 - \left\{ \alpha^2 / [\alpha + \beta(1 + \alpha^2)] \right\}$ 。这说明,站在政策制定者的角度来看,当 $\theta \leq \theta'$ 时,由线下平台转用数字政府的企业比例相对较低,政策制定者从线下平台节省的成本不足以完全抵销建设数字政府的支出,进而需要提高税率以平衡收支,此时 $\tau_D \geq \tau_0$, 财政支出效应是负的;当 $\theta > \theta'$ 时,由线下平台转用数字政府的企业比例相对较高,政策制定者从线下平台节省的成本大于政府建设数字政府的支出,因此税率反而得以降低,此时 $\tau_D < \tau_0$, 财政支出效应是正的^③。由此得出本文的第二个推论。

推论 2: 当存在数字政府时,如果 $\theta \leq \theta'$, 则 $\ln[(1 - \tau_0)/(1 - \tau_D)] \leq 0$; 如果 $\theta > \theta'$, 则 $\ln[(1 - \tau_0)/(1 - \tau_D)] > 0$ 。

由以上讨论可知,若数字政府的使用率 θ 足够大,政策制定者将选择建设数字政府;此时也可验证,在合规成本效应和财政支出效应的共同作用下,政策制定者建设数字政府必然会提升均衡劳均总产出^④。值得强调的是,合规成本效应和财政支出效应一起构成了考察政策制定者完善政务服务市场对均衡劳均总产出一般均衡影响的全貌。合规成本效应是从企业的视角,揭示政策制定者通过建设数字政府、完善政务服务市场能够为企业带来更优质的政务服务,从而增加均衡劳均总产出。财政支出效应,是从政策制定者的视角,揭示政府完善政务服务市场对企业税负和政务服务需求、进而对均衡劳均总产出的影响。显然,单独强调政策制定者建设数字政府的合规成本效应或

① 政务服务价格下降,对企业而言就是获取政务服务时的合规成本下降。因此,本文称其为合规成本效应。

② 政府支出变化即对应了财政支出的变化。因此,本文称其为财政支出效应。

③ 当 $[1 - \beta(1 - \theta')][1 + \alpha(1 - \theta')]^\alpha > [\alpha/(1 + \alpha^2)]^\alpha$ 时,存在 θ 使得 $\bar{\theta} < \theta < \theta'$;反之,当 $\theta' < \bar{\theta}$ 时,只要政府决定引入数字政府,则引入数字政府后税率必然下降、财政支出效应为正。

④ 当政策制定者决定建设数字政府但数字政府使用率不超过临界值 θ' ($\bar{\theta} \leq \theta < \theta'$) 时,由于 $\tau_D \geq \tau_0$, 式(9)右边第二项小于零,财政支出效应是负的。然而,因为此时可验证有 $\bar{\theta} > [\beta(1 + \alpha^2) - 1 + \alpha] / [\beta(1 + \alpha^2) + \alpha^2]$, 所以合规成本效应大于财政支出效应,劳均产出必然上升。当数字政府使用率超过临界值 θ' 时,式(9)右边第二项大于零,财政支出效应是正的,劳均产出也将上升。

财政支出效应,都是不全面的;只有同时考察这两个效应,才能完整地揭示数字政府对均衡劳均总产出的一般均衡影响。接下来,本文将采用全球数据,规范地实证检验这个模型的结论。

三、数据与变量说明

在这一节中,我们详细介绍本文所使用的数据及变量的相关描述性统计。

表1报告了本文主要变量的描述性统计。第一行报告的劳均产出为本文的被解释变量,数据来源于佩恩世界表10.0版,时间跨度为2002~2019年,利用各经济体用2017年美元不变价度量的国内生产总值(Gross Domestic Product, GDP)除以劳动力人数计算而得,并做对数化处理。

表1 描述性统计

变量	变量含义	样本量	均值	标准差
$\ln(Y/L)$	劳均产出(对数)	1664	10.105	1.112
<i>OSI</i>	数字政府建设水平	1664	42.521	26.896
<i>EGDI</i>	电子政务发展指数	1664	48.358	21.748
<i>Popgrowth</i>	人口增长率	1664	1.443	1.550
<i>Capital</i>	资本形成总额份额	1664	0.224	0.088
<i>Investment</i>	工业增加值占比	1606	27.402	11.875
<i>Open</i>	贸易开放度	1664	-0.066	0.170
<i>Urban</i>	城市化率	1664	57.236	22.129
<i>Cost</i>	费用得分	1418	70.647	20.932
<i>Time</i>	时间得分	1418	64.607	15.698
<i>Procedure</i>	程序得分	1418	55.923	13.737
<i>Public</i>	公共服务支出占政府总支出比重	676	0.200	0.188

表1第二行报告的数字政府建设水平即为本文的核心解释变量,利用在线服务指数(Online Service Index, OSI)度量,数据来源于历年联合国电子政务调查(E-Government Survey)。由于联合国电子政务调查并非逐年提供数据,实际涵盖年份为2002年、2003年、2004年、2007年、2009年、2011年、2013年、2015年、2017年和2019年^①。本文试图研究数字政府建设通过增强政府内部竞争促进经济发展,在线服务指数能够较好地衡量数字政府与线下平台间的竞争程度。例如,2019年,联合国的志愿人员根据一个涵盖148个问题的在线服务调查量表,以普通公民用户的角色对各经济体在经济体层面的网站进行评估。在线服务调查量表中涵盖网站是否具备一些功能的问题,例如“能否在线登记注册新企业”“能否在线申请建筑许可”。在线服务指数的取值范围是0~1,数值越大意味着该经济体中有越多的事项可以经由数字政府办理,线下平台面临的竞争越强。因此,本文使用在线服务指数作为经济体数字政府建设水平的代理变量,并将其数值扩大100倍,以便于解读。整个样本中数字政府建设水平的均值为42.521。

然而,在线服务指数只度量了政府通过线上提供政务服务的范围和质量,并未考虑居民是否能够有条件或者有能力通过线上平台获取政务服务。因此,联合国电子政务调查报告同时报告了各

^① 联合国电子政务调查报告实际汇报的是上一年度的数据,例如《2020年联合国电子政务调查报告》汇报了2019年的相关指标。

经济体的电子政务发展指数(E-Government Development Index, EGDI)。具体而言,各经济体的电子政务发展指数是由在线服务指数、电信基础设施指数(Telecommunications Infrastructure Index, TII)^①和人力资本指数(Human Capital Index, HCI)^②的加权平均数计算得出。其中,电信基础设施指数度量了各经济体电信基础设施的发展状况,人力资本指数则度量了各经济体居民使用数字平台的能力。电子政务发展指数越高,说明当地数字政府建设能够实际产生的影响更大。整个样本中电子政务发展指数的均值为48.358。

随后是本文主要的控制变量。劳均产出是衡量经济体经济发展水平的重要维度,我们根据文献引入一系列可能影响经济发展水平的控制变量,包括人口增长率、资本形成总额份额(占GDP的比重)、工业增加值占比(占GDP的比重)、贸易开放度(进出口占GDP的比重)和城市化率。其中,资本形成总额份额、贸易开放度来自佩恩世界表10.0版,其余数据来自世界发展指数数据库(World Development Indicators, WDI)。

表1的最后四行是与本文所论证的机制相关的变量。其中,我们通过费用得分、时间得分和程序得分三个变量来衡量各经济体企业的合规成本,使用世界银行历年《营商环境调查报告》中涉及成本、时间和程序的数据计算而得(详细的计算方式将在后文对应的章节陈述)。这三个变量分别衡量各经济体企业在办事费用、办事时间和办事程序上的便利度,取值范围均是0~100,分值越大表明企业的办事费用越低、时间越短、程序数量越少。公共服务支出数据来自联合国统计司经济统计处(The Economic Statistics Branch of the United Nations Statistics Division)。联合国统计司通过对政府职能的划分,将政府支出分为十类,包括一般公共服务、国防、公共秩序和安全、经济事务、环境保护、住房和社会福利设施、医疗保健、娱乐文化和宗教、教育、社会保护。本文利用各经济体公共服务支出占政府总支出的比重来衡量政府在公共服务方面的投入情况。

四、实证分析

(一)基准回归

本文构建面板双向固定效应模型为:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = c + \gamma_1 DG_{it} + \psi X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, i 代表经济体, t 代表年份, $\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right)$ 代表经济体 i 在 t 年的劳均产出的对数, DG_{it} 代表数字政府建设水平。 μ_i 和 λ_t 分别代表经济体固定效应和年份固定效应。 X_{it} 为参考Barro(2003)加入的一系列经济类控制变量,包括人口增长率、资本形成总额份额、工业增加值占比、贸易开放度和城市化率。

表2汇报了使用面板双向固定效应模型的基本回归结果。在第(1)列和第(2)列中,核心解释变量为数字政府建设水平。在第(1)列中,仅控制经济体固定效应和年份固定效应,此时数字政府建设水平的系数为0.003,在1%的水平上显著为正,表明当数字政府建设水平每提升1%,经济体劳均产出会提升0.3%。在第(2)列中,加入上述控制变量,此时数字政府建设水平的系数依旧显著为

① 电信基础设施指数为5个指标的算术平均数,在不同年份有所调整。它们分别为:每100位居民中预计互联网用户数、每100位居民中主要固定电话线路数、每100位居民中移动用户数量、每100位居民中无线宽带订阅量、每100位居民中固定宽带订阅量。

② 人力资本指数为4个指标的加权平均数,在不同年份有所调整。分别为:成人识字率,联合了小学、中学及大学的毛入学率,预计受教育年限,平均受教育年限。

正;人口增长率显著为正,工业增加值占比显著为正,贸易开放度变量显著为正,其余变量不显著。考虑到数字政府建设水平(在线服务指数)主要衡量的是提供政府线上服务的水平,可能无法全面反映各经济体电信基础设施建设情况以及公民是否具备使用数字政府的人力资本水平,因此在表2第(3)列和第(4)列中,将核心解释变量替换为电子政务发展指数。采用与前两列相同的做法,本文发现在更换变量度量方式后,电子政务发展指数的回归结果同样显著为正,进一步验证了本文的结论,数字政府建设对经济体的劳均产出有正向影响。

表2 面板固定效应模型回归结果

变量	劳均产出对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OSI</i>	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)		
<i>EGDI</i>			0.006*** (0.002)	0.005*** (0.001)
<i>Popgrowth</i>		0.021*** (0.007)		0.020*** (0.007)
<i>Investment</i>		0.180 (0.229)		0.167 (0.232)
<i>Industry</i>		0.012*** (0.003)		0.012*** (0.003)
<i>Open</i>		0.393*** (0.119)		0.381*** (0.119)
<i>Urban</i>		0.003 (0.006)		0.003 (0.006)
年份固定效应	是	是	是	是
经济体固定效应	是	是	是	是
样本量	1664	1606	1664	1606
R ² 值	0.411	0.593	0.410	0.595
经济体个数	167	167	167	167

注:*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内数值为标准误。

(二)内生性问题

在理论上,本文已证明,政府建设数字政府是内生选择的结果,取决于潜在的数字政府使用率。在计量上,二者可能存在反向因果关系,即经济体的劳均产出越高,越有能力推动数字政府建设。因此面板固定效应模型可能导致估计偏误。为了进一步验证数字政府建设与劳均产出之间的因果关系,本文借鉴 Fisman 和 Svensson(2007)、李春涛和宋敏(2010)、祝继高等(2020)的研究,使用当年区域内其他经济体数字政府建设水平的均值作为工具变量^①,利用包含工具变量的面板固定效应模型进行回归分析^②。

① 按照世界银行的划分标准,本文将全球经济体分为东亚和太平洋、欧洲和中亚、OECD 经济体、拉丁美洲和加勒比、中东和北非、南亚、撒哈拉以南非洲七类。

② 一方面,各区域内经济体建设数字政府的决策,可能受到周边国家的影响。例如,处于相同区域的经济体,可能在吸引联合国电子政务技术支持、数字化政务人才等方面产生集聚或竞争效应,因此一个国家是否能够成功搭建高水平的数字政府,与区域内其他国家数字政府建设水平紧密相关。另一方面,其他经济体数字政府建设的程度,不太可能通过其他渠道影响本经济体的劳均产出,因此满足工具变量排他性的要求。

表 3 工具变量回归结果

变量	劳均产出对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OSI</i>	0.017*** (0.005)	0.016*** (0.005)		
<i>EGDI</i>			0.025*** (0.005)	0.023*** (0.005)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
经济体固定效应	是	是	是	是
样本量	1664	1606	1664	1606
经济体个数	167	167	167	167

注:同表 2。

表 3 报告了两阶段最小二乘法的回归结果。第(1)列报告了数字政府建设对经济发展的作用,并使用区域内排除本国的数字政府建设水平均值作为工具变量,第(2)列则加入了其他控制变量。此时,数字政府建设水平的回归系数在 1% 的水平上显著为正,表明数字政府建设水平提高带来的政府内部竞争会提升劳均产出。以第(2)列为例,数字政府建设水平的回归系数为 0.016,说明数字政府建设水平每提升 1%,劳均生产会提升 1.6%。由于各经济体数字政府建设的影响力同时受到当地居民使用数字政府的能力以及各经济体的信息基础建设的影响,第(3)列和第(4)列估计了电子政务发展指数对劳均产出的影响,并使用区域内排除本国的电子政务发展指数均值作为工具变量。估计结果依旧表明电子政务发展的程度越高,当地劳均产出越高。此外,工具变量一阶段回归的结果详见附表 A1。

综上,2SLS 的回归结果与理论模型的预期一致,验证了数字政府建设确实能够促进经济发展。

(三)样本的稳健性检验

在本小节中,我们将在表 3 工具变量回归的基础上对样本范围进行调整。一方面,本文回归结果可能受到所选取样本的时间范围的影响。从全球范围看,各经济体政府将数字化转型提升到战略高度、制定数字政府发展相关战略,普遍发生在 2010 年之后^①。因此,我们将样本限定在 2010 年之后,检验近年来数字政府建设对经济发展的影响。表 4 第(1)列的核心解释变量为数字政府建设水平,第(2)列的核心解释变量为电子政务发展指数,回归结果均显著为正,表明近年来数字政府建设能够促进经济发展。另一方面,本文的结论可能受某些大洲样本驱动。因此,在表 4 的第(3)~(6)列中,我们分别报告了剔除非洲、亚洲、欧洲、美洲和大洋洲的结果,数字政府建设水平均在 1% 或 5% 的水平下显著为正,进一步验证了使用工具变量的面板回归结果的稳健性。

(四)引入更多控制变量的稳健性检验

本文在表 3 的基础上引入更多控制变量,回归结果详见附表 A3。首先是政治相关变量。已有文献认为,政治制度是影响经济发展的重要因素(Acemoglu 等,2019)。因此,我们分别加入民

^① 例如,2013 年,韩国制定“政府 3.0 时代”;2015 年,国际经济合作与发展组织(OECD)发出制定数字政府战略的全球倡议;英国在 2012~2017 年先后颁布多项与政府数字化相关的战略,并启动“政府即平台”计划;2021 年,中国首次将“数字政府建设”写入政府工作报告中。

主程度和领导人更替的变量,来控制政治特征与政治经济周期的影响。回归结果表明,民主程度变量和领导人更替变量均不显著。此时,数字政府建设水平依然显著为正,本文的结论是稳健的。其次是人口年龄结构的变化。人口结构可能会通过多种渠道对经济增长产生影响。例如在劳动年龄人口比重较低的情况下,社会抚养负担较重,可能影响居民的储蓄率,从而影响劳均产出(曹伟等,2023)。加入抚养比变量,本文回归结果显示,抚养比不会影响数字政府建设对劳均产出的作用,数字政府建设水平依然在1%的水平上显著为正。最后是经济体的失业率。失业率同样可以通过多种渠道影响经济体的劳均产出,例如失业率越高的经济体,劳动投入越少,同时也可能导致劳动力的错配,降低整个社会的GDP,从而影响劳均产出。我们加入失业率变量,回归结果显示,数字政府建设水平依然在1%的水平上显著为正。以上回归结果揭示出,本文的核心结论是相当稳健的,即当进一步控制一系列变量后,数字政府建设依旧可以显著影响经济体的劳均产出。

表4 样本的稳健性检验

变量	劳均产出对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OSI</i>	0.008* (0.004)		0.020*** (0.007)	0.012** (0.006)	0.015** (0.006)	0.016*** (0.005)
<i>EGDI</i>		0.010** (0.005)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
经济体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间范围	2010年之后	2010年之后	所有年份	所有年份	所有年份	所有年份
经济体范围	全样本	全样本	不含非洲	不含亚洲	不含欧洲	不含美洲和大洋洲
样本量	811	811	1122	1193	1226	1277
经济体个数	164	164	117	123	129	132

注:同表2。

五、机制检验

根据理论模型,数字政府建设影响劳均产出的机制是政府内部竞争,通过合规成本效应和财政支出效应发挥作用。其中,合规成本效应是正的,财政支出效应的符号与数字政府的使用率相关,当数字政府使用率大于临界值时,财政支出效应为正,反之为负。本节将使用跨国数据对合规成本效应和财政支出效应进行实证检验。

(一)合规成本效应

为检验理论模型中的合规成本效应,在本节中,我们利用世界银行《营商环境报告》中提供的相關数据^①,引入“费用得分”“时间得分”“程序得分”“平均得分”作为企业获取政务服务成本的代理变量。本小节使用工具变量回归中的第二阶段回归方程为:

$$P_{it} = c + \gamma_2 \widehat{DG}_{it} + \psi X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

① 世界银行从2004年的《营商环境报告》开始逐年汇报上一年度的细分数据。

其中, P_{it} 代表经济体 i 在 t 年获取政务服务的成本, \widehat{DG}_{it} 为数字政府建设水平, λ_i 代表时间段固定效应。由于《营商环境报告》中提供的数据逐年变化很小、同一国家不同年份间存在较强的共线性, 且指标体系分别在 2009 年和 2015 年发生过调整, 所以我们在该回归中将年份固定效应改为“2003 ~ 2007 年”“2009 ~ 2013 年”“2015 ~ 2019 年”的时间段固定效应。我们关注的系数为 γ_2 , 即数字政府建设带来的合规成本效应, 预期 γ_2 应当显著为正。

在表 5 的第 (1) 列中, 计算各经济体的“费用得分”作为被解释变量, 该得分由《营商环境报告》中的开办企业(男性)费用得分、办理施工许可证费用得分、获得电力费用得分、登记财产费用得分、执行合同费用得分 5 项的算术平均值计算而得^①。“费用得分”变量的数值越大, 意味着企业获取政务服务成本越低。回归结果显示, 数字政府建设水平的回归结果不显著。在第 (2) 列中, 计算各经济体的“时间得分”作为被解释变量, 该得分由开办企业(男性)时间得分、办理施工许可证时间得分、获得电力时间得分、登记财产时间得分、执行合同时间得分 5 项的算术平均值计算而得。回归结果显示, 数字政府建设水平变量在 1% 的水平上显著为正, 系数为 0.171, 意味着数字政府建设能够降低企业获取政务服务的时间。在第 (3) 列中, 通过开办企业(男性)程序得分、办理施工许可证程序得分、获得电力程序得分、登记财产程序得分、执行合同程序得分 5 项的算术平均值计算经济体的“程序得分”^②。回归结果显示, 数字政府建设水平的系数为 0.230, 且在 1% 的水平上显著为正。考虑到合规成本的降低可能来自费用、时间、程序三方面的综合影响, 在第 (4) 列中, 将前三列中的费用、时间、程序得分取算术平均值, 得出合规成本的平均得分, 将其作为被解释变量。数字政府建设水平的估计系数为 0.125, 在 1% 的水平上显著为正, 说明数字政府建设的程度每提高 1 分, 企业的费用得分增加 0.125 分, 即企业获取政务服务的合规成本会下降 0.125 分。综上, 基于面板固定效应模型的工具变量的回归结果显示, 提升数字政府建设水平能够降低企业获取政务服务的成本, 验证了理论模型部分的合规成本效应。

表 5		合规成本效应		
变量	费用得分 (1)	时间得分 (2)	程序得分 (3)	平均得分 (4)
<i>OSI</i>	-0.026 (0.037)	0.171*** (0.044)	0.230*** (0.045)	0.125*** (0.030)
控制变量	是	是	是	是
时间段固定效应	是	是	是	是
经济体固定效应	是	是	是	是
样本量	1381	1381	1381	1381
经济体个数	164	164	164	164

注: 同表 2。

(二) 财政支出效应

本小节旨在对理论模型中的财政支出效应进行验证。理论模型的结论表明, 如果有足够多的

① 世界银行在提供开办企业相关的指标时, 提供了“男性”和“女性”的相关数值, 但并未提供总体的数值。对数据进行分析发现, “男性”和“女性”的各个指标间差异极小, 故我们在此使用“男性”的各项得分来替代总体得分。“获得电力”相关得分从 2009 年后才有数据, 因此在 2009 年前计算时未加入该指标, 下同。

② 其中, 执行合同的程序得分只在 2015 年前有数据。

企业从线下平台转向通过数字政府获取政务服务,数字政府会降低政府提供政务服务的总成本,进而影响企业所需要缴纳的税收。由于各个经济体没有报告详细的税率数据,因此本小节关注数字政府建设是否能够影响各经济体公共服务支出占政府总支出的比重。如果数字政府建设会导致公共服务支出在政府总支出的比重变化,则说明数字政府建设会影响政府提供政务服务的总成本,否则说明数字政府建设通过税收影响企业生产的效应较为微弱。具体而言,本小节使用的工具变量回归中的第二阶段回归方程为:

$$\tau_{it} = c + \gamma_3 \widehat{DG}_{it} + \psi X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, τ_{it} 代表经济体*i*在公共服务上的支出占政府总支出的比重。本文关注的系数为 γ_3 ,即数字政府建设带来的财政支出效应, γ_3 的符号取决于数字政府的使用率。

表6 财政支出效应

变量	劳均产出对数 (1)	公共服务支出/总支出 (2)	经济支出/总支出 (3)	教育支出/总支出 (4)
<i>OSI</i>	0.045* (0.027)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	0.003 (0.002)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
经济体固定效应	是	是	是	是
样本量	668	668	627	693
经济体个数	80	80	75	82

注:同表2。

在联合国统计司经济统计处的数据库中,只有部分经济体报告公共支出的数据。由于该数据库中缺失的数据较多,有必要先检验只使用这些样本回归时数字政府建设与劳均产出间的因果关系是否还存在。在表6的第(1)列中,首先使用公开报告了公共服务支出数据的经济体样本,检验数字政府建设与劳均产出间的因果关系。此时,2SLS的回归结果在10%的水平下显著为正,系数为0.045。在第(2)列中,使用政府公共服务支出占政府总支出的比重作为被解释变量来检验财政支出效应,此时,数字政府建设水平的回归系数为-0.003,但并不显著。综上,本文的实证分析对理论模型中的财政支出效应进行了验证,发现数字政府建设对政府供给公共服务成本的影响较小。进一步地,我们想要观察数字政府建设是否对其他类别的政府支出有影响,如是否会因为需要采购机器而加大经济支出、需要民众学会使用数字技术而加大教育支出。在第(3)列和第(4)列中,分别使用经济支出占政府总支出的比重和教育支出占政府总支出的比重作为被解释变量,此时数字政府建设水平变量均不显著。

综上,本文对理论模型中的财政支出效应进行了验证,研究发现数字政府建设更完备的地区,政府公共服务支出在总支出的占比并不会显著下降。根据理论模型的预测,此结果说明经济体内部由线下平台转用数字政府的企业比例较低,使得政策制定者从线下平台节省的成本尚未完全抵销建设并且运行数字政府的费用,导致企业所面对的税收并未显著下降。各经济体政府应当积极鼓励企业利用数字政府获取政务服务,进一步发挥数字政府推进经济发展的作用。

六、结论和政策建议

近30年来,包括中国在内,世界经济体均高度重视数字政府的建设。联合国二十多年来持续发布电子政务调查报告,全面汇报全球各经济体数字政府的发展历程。该报告始终强调数字政府建设服务于经济发展,比如其2020年的主题即为“数字政府助力可持续发展十年行动”。本文系统考察了数字政府促进经济发展的理论机制,并利用跨国证据进行了检验。在理论上,本文构建一个一般均衡模型,把数字政府建设内生化的考察政务服务市场上的政府内部竞争行为及其对均衡劳均产出的影响。数字政府的出现,促进政府内部竞争,直接降低企业获取政务服务时的合规成本,从而提高劳均产出,本文称之为合规成本效应。同时,政府支出结构随之变化,从而影响企业税负及劳均产出,本文称之为财政支出效应。因此,在达到均衡时,在合规成本效应和财政支出效应的共同作用下,数字政府将提升经济体的劳均产出。在实证上,本文基于全球167个经济体2002~2019年的数据,识别了数字政府建设对劳均产出的影响。首先,本文利用面板固定效应模型进行回归分析,结果显示数字政府对经济发展具有促进作用。之后,本文也利用区域内其他经济体数字政府建设程度的均值作为工具变量,证实了数字政府建设与劳均产出间的因果关系。在机制方面,本文发现,数字政府建设可以使企业获取政务服务时的合规成本显著下降,说明数字政府建设所产生的合规成本效应较强,并与财政支出效应共同作用促进经济发展,验证了理论模型的结论。

本文的发现是稳健的,可以为中国加强数字政府建设促进高质量发展提供新的洞见。从全球视野看,一方面,中国数字政府建设水平的全球排名从2002年的第49名提升至2019年的第9名,说明中国数字政府在此期间得到了高水平的发展;另一方面,如附录图A2所示,中国数字政府建设水平与劳均产出散点图明显处于全球一般趋势的下方。总体来看,尽管中国数字政府建设在不断进步,并已走在世界前列,但中国需要进一步发挥数字政府建设促进经济发展的积极作用。本文的工作显示,数字政府建设加强了政府内部竞争,降低了企业的合规成本,也有可能影响企业所面对的税收负担,而后者则进一步取决于当地对数字政府的使用情况。因此,通过优化服务切实降低企业合规成本,并降低居民和企业使用数字政府的成本,从而增加数字政府的使用率,是发挥数字政府作用、促进高质量发展的关键。为了进一步发挥数字政府建设对经济发展的积极作用,基于以上研究成果,本文提出以下三点针对性的政策建议。

第一,从提供线上政务服务的覆盖面上看,政府应当开通更多政务服务的线上办理渠道。吸引企业通过数字政府获取政务服务的关键,在于使企业能够从线上获取所需要的政务服务。这一方面要求政府进一步推动各类政务服务“上线”,涵盖多个政务领域,从而确保企业能够享受到更广泛的服务范围,提高线上平台的使用率。另一方面,也需要政府有针对性地开通更多类别政务服务的线上办理渠道,以满足企业的多样化需求。政府可以通过引入先进的技术手段,如大数据分析等,进一步提升供给线上政务服务的水平。例如,通过智能化的数据分析,政府可以更准确地了解企业的需求和行业趋势,有针对性地调整和优化线上政务服务。更多类别、更为多样化的线上政务服务供给,不但有助于满足企业多样化的办公需求,也能够进一步推动线上与线下政务平台的竞争,促使其提升服务质量,降低企业的合规成本。

第二,从获取线上政务服务的便利性上看,政府应当继续推动一体化政务服务平台建设,优化企业通过数字政府获取服务的路径。政府首先应当加强不同部门之间的协同合作,通过建立跨部门的数据交互标准和平台,使得政府各部门能够实现实时的信息互通。这种协同机制能够

消除信息孤岛,使得不同部门的服务能够有机结合。政府应当设立一站式政务服务平台,并且对于同一类事务,政府可以设立统一端口,整合多个不同部门提供的服务,为企业提供更为便捷、高效的办事通道。通过统一端口,企业只需一次点击即可便捷地办理各类政务事项,而无须反复登录多个不同部门的门户。这种统一端口的设立简化了企业与政府互动的流程,不仅提升了政府和企业的工作效率,还能够节省企业办理政务所需的时间成本和经济负担,大幅降低企业的合规成本。企业因此能够更加专注于核心业务,有助于激发企业的创新和竞争力,从而推动高质量发展。

第三,从线上政务服务的普惠性上看,各级政府应当通过加强信息基础设施建设、普及数字技术教育等方法,提升企业和居民通过线上平台获取服务的能力,从而提升数字政府的使用率。政府应加强各地区,特别是偏远地区和经济不发达地区的信息基础设施建设,从而保证当地企业和居民有渠道获取线上平台的政务服务,使得每一个人都有机会获取数字政府建设所带来的发展红利。近年来,无论是中国还是世界其他经济体,数字鸿沟问题都已得到广泛关注,而这有可能导致公共服务均等化无法实现。在偏远地区和经济不发达地区,信息基础设施的建设可能相对滞后,导致居民和企业难以享受到线上政务服务的便利。因此,政府应该投入更多的资源和关注,加强这些地区的信息技术基础设施建设,例如更广泛的互联网覆盖和稳定的网络访问速度。通过这些举措,政府可以缩小不同地区之间的数字鸿沟,确保每个地区的居民和企业都能够平等地获取到数字化政务服务,充分享受其带来的便利和发展机遇。同时,政府也应当推动普及数字技术的培训和教育,并为使用线上服务时遇到问题的用户设立专门的服务热线,提供实时支持,确保每个居民和企业都有能力通过线上平台获取政务服务,并收集用户反馈,不断改进线上服务,优化用户体验,从而提高数字平台的使用率,发挥数字政府的优势。

当然,本文的工作还是初步的,以下四点值得进一步研究。第一,需要利用中国数据对中国数字政府建设的具体情况进行系统性分析,发掘中国数字政府建设过程中的独特经验,并结合全球证据,为中国更好地发挥数字政府效能提供针对性建议。第二,政府内部竞争可能影响政府在政策决定和执行过程中的其他行为,需要对其进行识别并估计其一般均衡效应。第三,数字政府建设不但会导致政府内部竞争,也可能导致政府间的竞争,而内部竞争与政府间竞争之间的关系同样值得系统性的考察。第四,正如《关于加强数字政府建设的指导意见》所强调的,数字政府还可能引领数字经济、数字社会发展。数字政府建设可以通过不同的渠道影响社会经济发展,这将是未来一个很有价值的研究方向。

参考文献

- [1]安同良,杨晨.互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应[J].经济研究,2020,(2):4~19.
- [2]蔡跃洲,顾雨辰.平台经济的社会福利机制及其效果测算——来自外卖平台商户问卷调查的证据[J].经济研究,2023,(5):98~115.
- [3]曹伟,刘桂岭,曾利飞,冯颖姣.家庭养老与社会养老融合对居民储蓄率的影响研究[J].经济研究,2023,58(3):172~190.
- [4]陈彦斌,林晨,陈小亮.人工智能、老龄化与经济增长[J].经济研究,2019,(7):47~63.
- [5]戴魁早,黄姿,王思曼.数字经济促进了中国服务业结构升级吗?[J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):90~112.
- [6]方玉霞.中国数字经济的测度、空间演化及影响因素研究[J].中国经济学,2022,(3):217~245+293~295.

- [7]郭庆旺,贾俊雪.政府公共资本投资的长期经济增长效应[J].经济研究,2006,(7):29~40.
- [8]胡广伟,张雪莹,吴新丽.政府电子服务能力指数报告(2019)[M].中国社会科学出版社,2019.
- [9]李春涛,宋敏.中国制造业企业的创新活动:所有制和CEO激励的作用[J].经济研究,2010,45(5):55~67.
- [10]李季,王益民.数字政府蓝皮书:中国数字政府建设报告(2021)[M].社会科学文献出版社,2021.
- [11]刘诚.数字化进程与线上市场配置效率——基于平台流量倾斜的微观证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(6):175~194.
- [12]马述忠,胡增玺.数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角[J].经济学(季刊),2022,(1):303~322.
- [13]潘文卿,范庆泉.生产性财政支出、经济增长与社会福利最大化[J].管理科学学报,2019,(7):1~19.
- [14]彭远怀.政府数据开放的价值创造作用:企业全要素生产率视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(9):50~70.
- [15]王康,赵蕊,苏盖美.数字化如何助力全国统一大市场建设——基于企业资本跨地区流动视角[J].中国经济学,2023,(2):46~72+352~353.
- [16]严成樑,龚六堂.财政支出、税收与长期经济增长[J].经济研究,2009,(6):4~15+51.
- [17]尹志超,文小梅,栗传政.普惠金融、收入差距与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2023,(1):109~127.
- [18]张晨.全球数字政府建设现状及非均衡分析[J].数量经济技术经济研究,2022,(3):86~106.
- [19]张勋,万广华,吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J].中国社会科学,2021,(8):35~51+204~205.
- [20]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71~86.
- [21]周广肃,丁相元.数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角[J].数量经济技术经济研究,2023,40(4):160~179.
- [22]祝继高,李天时,赵浩彤.银行结构性竞争与企业投资效率——基于中国工业企业数据的实证研究[J].财经研究,2020,46(3):4~18.
- [23]Acemoglu D., Naidu S., Restrepo P., Robinson J. A., 2019, *Democracy Does Cause Growth* [J], *Journal of Political Economy*, 127 (1), 47~100.
- [24]Acemoglu D., Restrepo P., 2017, *Secular Stagnation? The Effect of Aging on Economic Growth in the Age of Automation* [J], *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 107 (5), 174~179.
- [25]Aghion P., Howitt P., 1992, *A Model of Growth through Creative Destruction* [J], *Econometrica* 60 (2), 323~352.
- [26]Banerjee A., Duflo E., Imbert C., Mathew S., Pande R., 2020, *E-Governance, Accountability, and Leakage in Public Programs: Experimental Evidence from a Financial Management Reform in India* [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, 12 (4), 39~72.
- [27]Barro R. J., 1990, *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth* [J], *Journal of Political Economy*, 98 (5), S103~S125.
- [28]Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1992, *Convergence* [J], *Journal of Political Economy*, 100 (2), 223~251.
- [29]Barro R. J., 2003, *Determinants of Economic Growth in a Panel of Countries* [J], *Annals of Economics and Finance*, 4 (2), 231~274.
- [30]Beg S., 2022, *Digitization and Development: Property Rights Security, and Land and Labor Markets* [J]. *Journal of the European Economic Association*, 20 (1), 395~429.
- [31]Donaldson D., 2018, *Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure* [J], *American Economic Review*, 108 (4~5), 899~934.
- [32]Dzansi J., Jensen A., Lagakos D., Telli H., 2022, *Technology and Tax Capacity: Evidence from Local Governments in Ghana* [R], NBER Working Paper, No. 29923.
- [33]Fernald J. G., 1999, *Roads to Prosperity? Assessing the Link between Public Capital and Productivity* [J],

American Economic Review, 89 (3), 619~638.

[34] Fisman R., Svensson J., 2007, *Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence* [J], Journal of Development Economics, 83 (1), 63~75.

[35] Goldfarb A., Tucker C., 2019, *Digital Economics* [J], Journal of Economic Literature, 57 (1), 3~43.

[36] Haseeb M., Vyborny K., 2022, *Data, Discretion and Institutional Capacity: Evidence from Cash Transfers in Pakistan* [J], Journal of Public Economics, 206, 104535.

[37] Koch M., Manuylov I., Smolka M., 2021, *Robots and Firms* [J], Economic Journal, 131 (638), 2553~2584.

[38] Kraay A., 2012, *How Large is the Government Spending Multiplier? Evidence from World Bank Lending* [J], Quarterly Journal of Economics, 127 (2), 829~887.

[39] Okunogbe O., Santoro F., 2021, *The Promise and Limitations of Information Technology for Tax Mobilization* [R], Policy Research Working Paper Series from The World Bank, No. 9848.

[40] Romer P. M., 1990, *Endogenous Technological Change* [J], Journal of Political Economy, 98 (5), S71~S102.

[41] Yeung A., Brockbank W., 1995, *Reengineering HR through Information Technology* [J], Human Resource Planning, 18 (2), 24~38.

Digital Government Leads to Economic Development: Mechanism and Evidence

ZHOU Quan GE Erqi CHEN Xilu XU Xianxiang

(Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Summary: The digitalization of government plays a crucial role in the modernization of the national governance system and the enhancement of governance capabilities. Recently, multiple countries have prioritized the promotion of digital transformation in government, resulting in a global phenomenon of digital government construction. China has also made significant strides in the development of digital government since the 18th National Congress of the Communist Party of China. Projections indicate that the market for government cloud in China will reach 120.39 billion yuan in 2023. Government service platforms continue to expand their range of services simultaneously, thereby improving convenience and accuracy in government service delivery.

To what extent can digital government foster high-quality economic development? Identifying the impact of digital government on economic development and analyzing the underlying mechanisms is crucial for harnessing the positive role that digital government plays in promoting high-quality development.

Theoretically, we construct a parsimonious general equilibrium model with the government service market and the product market to explore the mechanism through which digital government construction stimulates internal government competition and bolsters economic development. In the model, digital government and traditional channels offer homogeneous online government services, along with the option for firms to choose freely between online and offline channels for accessing government services. Thus, a certain competitive relationship arises between digital government and offline platforms in the government service market. Moreover, the decision to construct a digital government is endogenous and hinges on the potential utilization rate of the digital government. Once the utilization rate surpasses a certain threshold, the government opts to introduce digital government.

To summarize the conclusions from the model, the introduction of digital government affects output per worker through two primary mechanisms. First, intra-governmental competition curtails the cost for firms to procure government services and increases firm productivity. We refer to this mechanism as the effect of compliance costs. Second, as an increasing number of firms switch from offline to online platforms for accessing government services, the construction of digital government reshapes the government's expenditure structure, thereby affecting the corporate tax rate. This mechanism is termed the effect of fiscal expenditure. The combined effects of compliance costs and fiscal expenditure ultimately increase equilibrium output per worker.

Empirically, based on the data for 167 economies from 2002 to 2019, we establish a compelling positive role of digital government in economic development. The level of digital government construction is evaluated using the Online Service Index from the UN E-Government Survey, while the level of economic development is measured by output per worker from the Penn World Table 10.0. Using a model with fixed effects, we estimate that a 1% increase in digital government construction level leads to a 0.3% increase in output per worker. However, the coefficients in the model may suffer from endogeneity bias. On the one hand, our model indicates that the level of digital government development is endogenous as policymakers consider the potential utilization rate of digital government to decide whether to construct a digital government. On the other hand, economies with higher levels of economic development have more resources available for digital government construction, creating a potential reverse causality problem between digital government construction and economic development. To address this endogeneity issue, we use the average level of digital government construction in other economies within the same region as an instrument variable. Our results from the two-stage least squares regressions confirm the positive impact of digital government construction on economic development. Our conclusions remain robust after considering different samples and additional control variables.

Furthermore, our empirical analysis examines the specific mechanisms through which digital government construction fosters economic development through the enhancement of intra-governmental competition. We first verify the effect of compliance cost by demonstrating that digital government construction reduces the time and procedures involved in the interactions between firms and government entities, effectively lowering the cost for firms to access government services. We also investigate the fiscal expenditure effect but find no contemporary correlation between digital government construction and fiscal expenditure shares. Nevertheless, through the combined effects of compliance costs and fiscal expenditure, the construction of digital government significantly contributes to economic development. These results remain robust under various scenarios, emphasizing the need to systematically improve the utilization rate of digital government to fully capitalize on its potential in propelling high-quality economic development and advancing national governance modernization.

Keywords: Digital Government; Economic Development; Intra-governmental Competition; Compliance Cost

JEL Classification: L86; H40; O10

(责任编辑:焦云霞)