

数字政府影响收入差距的 U 型模式： 来自全球的证据^{*}

徐现祥 周 荃 葛尔奇 陈希路

[提 要] 本文系统讨论了数字政府建设对收入差距的影响。理论上，数字政府建设会因企业获取政务服务能力的差异而对收入差距产生异质性影响。实证上，本文基于 2007 年至 2019 年全球 158 个经济体的数据，使用历史出生率构建工具变量，揭示了数字政府建设对收入差距影响的 U 型模式：若数字政府建设水平已较高，则进一步的建设会扩大收入差距；若建设水平较低，则结论相反。在数字政府建设过程中，中国应着重提升数字技术覆盖面和服务精准度，深化数字技术在再分配过程中的应用。

[关键词] 共同富裕；数字政府；收入差距；数字鸿沟

一、引言

习近平总书记在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告中指出，共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，分配制度是促进共同富裕的基础性制度，要构建初次分配、再分配、第三次分配协调配套的制度体系。无论是初次分配还是再分配过程，都需要政府部门的广泛参与。近年来，数字技术的广泛应用，提高了政府运行效能，优化了公共服务供给，包括中国在内的世界各国都高度重视数字政府建设。2023 年 12 月，国家发展改革委、国家数据局印发《数字经济促进共同富裕实施方案》，旨在通过数字化手段促进解决发展不平衡不充分问题，推进全体人民共享数字时代发展红利，助力在高质量发展中实现共同富裕。数字政府建设能促进共同富裕吗，这是一个亟须回答的重要问题。

已有大量文献对数字技术的广泛应用如何影响收入差距这一关键问题进行讨论，但尚未得到统一的结论。一部分文献指出，数字技术能够降低收入差距。这类文献强调数字技术的引入拓宽了低收入人群获得资源的渠道（Jensen, 2007），如张勋等（2021）指出普惠金融放松了对农村人群的融资约束，从而缓解了城乡居民之间的收入不平等问题。另一部分文献则认为，数字技术

^{*} 徐现祥、周荃，中山大学岭南学院、中山大学中观经济学与区域产业协同发展重点实验室，电子信箱：lnsxu@mail.sysu.edu.cn，邮政编码：528400；葛尔奇（通讯作者）、陈希路，中山大学岭南学院，电子信箱：geerq@mail.sysu.edu.cn，邮政编码：528400。本研究得到国家社科基金重大项目（20&ZD071）、深圳市建设中国特色社会主义先行示范区研究中心重大课题“深圳优化高质量发展营商环境研究”（SFQZD2403）、教育部青年人文社会科学研究青年基金项目（22YJC790029）和国家自然科学基金青年项目（72303255）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

会带来“数字鸿沟”。这是由于相对于低收入人群而言,高收入人群能够更好地利用数字技术、增加资源集中,进而拉大收入差距 (Falck *et al.*, 2021)。

本文认为,文献未能达成一致结论的原因在于以下三点:首先,数字技术的发展与社会经济发展程度密切相关,而多数研究缺少严谨的识别策略,从而无法准确估计其因果效应。其次,当前文献大多假设数字技术对收入分配的作用呈线性,而忽略了其在技术发展不同阶段可能产生的不同作用。最后,现有文献聚焦数字技术在企业的应用,尚未对数字政府建设的作用进行广泛讨论。

本文从公共部门的视角出发,系统研究了数字政府对收入差距的影响。本文首先构造了一个含有异质性企业的理论模型。在未建设数字政府时,不同企业在申请并获取政务服务的能力方面存在差别。在建设初期,数字政府的引入使得政务服务申请流程比未引入数字政府时更为规范化和透明化,此时更多企业能以较低成本获取政务服务,减少与头部企业在申请政务服务能力的差别,从而降低收入差距。在数字政府建设的成熟期,数字政府建设带来了更多的发展红利,然而此时,由于部分企业在规模、区位、人才等方面和其他企业存在差异,因此始终无法获取或完全享受线上政务服务,从而造成“数字鸿沟”,扩大了不同群体之间的收入差距。

本文利用2007年到2019年全球158个经济体的数据,对理论模型的结论进行了检验。在本文中,数字政府的建设水平由联合国发布的《电子政务调查报告》中的电子政务发展指数 (E-Government Development Index, EGDI) 来度量。该指数由进行了Z-Score标准化之后的在线服务指数、电信基础设施指数和人力资本指数组成。若某经济体的EGDI较高,说明其数字政府建设水平较高。同时,本文中的收入差距由Solt (2009) 构建的SWIID (Standardized World Income Inequality Database) 数据库中的“基尼系数净值”度量。此指数是对基尼系数进行标准化处理后获得的,因此在国家之间可比。

在实证策略上,本文首先使用最小二乘法 (Ordinary Least Squares, OLS) 来探索数字政府建设与收入差距的相关性。然而,由于数字政府建设水平是内生决定的,且与整个国家的经济发展水平密切相关,所以OLS回归是有偏的。为解决内生性问题,本文进一步利用两阶段最小二乘法 (Two Stage Least Squares, 2SLS) 识别数字政府建设与一国内部收入差距的因果关系。具体而言,本文使用各个国家1950年至1955年的平均出生率与年份趋势项的乘积作为数字政府建设水平的工具变量。一方面,该工具变量满足相关性要求。原因在于,若一国在1950年至1955年的平均出生率越高,则其近年的老年人口数目越多,对于数字政府的需求越低。另一方面,该工具变量满足外生性和排他性假设。由于“婴儿潮”这一现象是由相对外生的冲击所产生的 (Peterson, 2017; Acemoglu & Restrepo, 2022), 因此各国1950年至1955年的出生率不会受到2007年后收入分配不平等状况的影响。此外,在考虑一系列相关控制变量时,历史出生率也很难通过除数字政府之外的方式影响收入分配不平等程度。因此,本文认为1950年至1955年的平均出生率可用于构建有效的工具变量。

本文的实证分析发现,数字政府建设对收入差距的影响呈现U型模式。2SLS的估计结果显示,数字政府建设水平的系数为-0.608,其平方项的系数为0.005,计算可得U型曲线的拐点为60.8。以2019年全球各经济体数字政府建设程度为例,玻利维亚的数字政府建设水平得分约为61分,在193个经济体中排名97,处于全球50%左右。因此,对于2019年数字政府建设水平处于世界后50%的经济体,数字政府建设会缩小整个社会的收入差距;对于处于前50%的经济体,数字政府建设会扩大整个社会的收入差距。

机制方面,本文利用SWIID数据库中披露的“基尼系数市场值”度量初次分配后、再分配前不同国家的收入差距水平,并利用2SLS对数字政府在初次分配中的作用进行估计。结果显

示,数字政府建设对初次分配阶段收入差距的影响同样呈U型模式,曲线的拐点为59.5。基于2019年各经济体的数字政府建设数据,此时的拐点说明,在初次分配过程后,对于2019年数字政府建设水平约位于全球前50%的国家来说,进一步的数字政府建设会扩大收入差距。此结果也表明,数字政府建设对收入差距所造成的U型影响主要来自初次分配阶段。尽管通过建设数字政府提高政务服务的供给能力,能够在建设初期降低整个社会的收入差距,但随着建设程度的提高,部分群体因为数字能力方面的差距,始终无法享受或完全享受线上政务服务,使得收入差距有所扩大,造成“数字鸿沟”。本文的结论十分稳健。在尝试更换变量度量方式、变更模型设定、加入更多控制变量后,结果依旧表明数字政府建设对收入差距的影响呈现U型模式。

本文主要与三支文献相关。首先,本文与数字政府对收入差距影响的文献直接相关。一方面,部分文献认为数字政府建设能够降低收入差距。例如,贾彩彦和华怡然(2023)利用中国地级市层面的面板数据发现,数字政府建设能够通过遏制腐败、促进数字普惠金融发展和提高城市创新能力等机制缩小城乡收入差距。另一方面,部分文献认为数字政府建设会扩大收入差距。不同人群在使用数字政府的程度上存在巨大差异:拥有社会经济和数字优势的群体更有机会享受线上政务服务的红利,进而使穷者愈穷、富者愈富。例如,Hall & Owens(2011)以美国为研究对象,发现与高收入群体相比,低收入群体在获取和使用在线政务服务方面明显存在劣势,而即便在互联网普及率与平均受教育水平整体较高的欧洲国家,老年人口的数字政府使用率依旧不高。但是,已有文献尚未识别数字政府建设与收入差距间的因果关系,也未考虑到数字政府建设对收入差距的影响存在阶段性。

其次,本文与数字政府建设的经济效果研究相关。近年来,世界各国致力于推进政府的数字化转型,联合国隔年对世界各个经济体数字政府建设的情况进行调查,并发布《电子政务调查报告》。在中国,也有学者利用相似的指标体系,对中国各级地方政府的数字政府建设情况进行评估(王莉娜和胡广伟,2022)。有许多文献从微观主体视角讨论了数字政府建设对于政府职能的影响,发现数字技术在公共部门的广泛应用拓展了政府部门可以使用的数据广度,促进了政府的科学决策(Mastrobuoni, 2020);同时,数字政府也可以通过降低政府部门和公众之间的信息不对称对官员行为产生约束,从而改善政策的执行效果(Muralidharan *et al.*, 2016)。亦有文献从宏观角度论证了数字政府建设能够降低企业获取政务服务的合规成本,进而促进经济发展(周荃等, 2023)。与现有文献不同,本文主要关注数字政府建设如何影响收入差距这一重要的经济指标,从而丰富了关于数字政府建设的相关讨论。

最后,本文与研究数字技术如何影响收入差距的文献相关。一方面,当数字经济和信息技术在人群中渐渐普及,拓宽不同收入人群对资源、信息和市场的获取机会和途径时,贫富收入差距会降低(Aker, 2010)。从全球来看,陈胤默等(2022)基于跨国数据,指出数字经济的普及可以提高中低收入群体的收入份额,从而降低社会不平等。从中国的数据来看,也有许多学者验证了数字经济的普及对于促进共同富裕的正向作用。例如,张勋等(2019)指出数字普惠金融的发展改善了农村居民,特别是低收入农村居民的创业行为,从而促进了中国的包容性增长。另一方面,数字经济的发展代表了一种偏向技能的技术变革,这意味着那些高收入的人群可能更有能力利用这些技术变革,从而更有可能完整地享受到数字进步所带来的福利,进而产生马太效应,加剧社会内部的不平等(Aghion *et al.*, 2019)。与现有文献不同,本文主要聚焦于数字技术在公共部门的应用,即数字政府建设,对于收入差距的影响。

本文有三方面的贡献。第一,本文从数字政府的视角拓展了数字技术影响收入不平等的研究。虽然当前数字技术被广泛地应用于社会生产环节,但是现有研究聚焦数字技术在私营部门的

应用如何影响社会收入差距。和现有文献相比,本文重点关注数字技术在政府治理中的运用对于收入差距的影响,加深了对数字技术如何影响经济运行的全面认识。第二,本文识别了数字政府在不同发展阶段对收入分配所产生的异质性影响。当前关于数字经济与共同富裕的文献大多采用数字技术对收入分配的影响呈线性这一假设,并未区分数字技术在其建设初期和成熟期可能产生的不同影响。和以上文献相比,本文从理论和实证两个方面剖析和验证了数字政府建设在不同技术发展阶段对社会收入差距的影响,弥补了现有文献的缺陷。第三,本文利用跨国数据为数字政府建设如何影响共同富裕提供了可信的证据。具体而言,本文利用二战后各国的出生率构造工具变量,发现数字政府建设对收入分配的影响存在拐点:在初次分配阶段,数字政府一开始通过增强普惠性建设降低收入差距,但随后会因为精准性不足扩大收入差距,使得数字政府建设对再分配后收入差距的影响也呈 U 型。在再分配过程中,数字政府对收入差距的影响较小。本文全面地、系统性地提供了可信的因果推断,并基于此提出了具有针对性的政策建议。

本文的结构如下:第二节介绍了本文的理论框架,讨论了数字政府建设在不同阶段影响收入差距的路径;第三节介绍了本文所使用的识别策略和数据;第四节报告了数字政府影响收入差距的实证结果;第五节报告了机制分析结果;第六节从异质性和不同收入群体收入份额两方面作进一步分析;第七节进行了总结。

二、理论分析与研究假说

数字政府建设在近年来已经成为国家治理能力现代化的重要举措。最新文献也讨论了数字政府建设对于收入差距的影响,但研究结论并不统一。一方面,部分文献指出,数字政府建设可以通过流程运作数据化等方式改善营商环境,降低企业外部环境的“不确定性”(李文钊等,2023)。由于小企业受到外部环境的影响更大,因此数字政府建设所产生的积极效果对小企业更为明显,从而减少了不同规模企业所面对制度环境的差异,有利于共同富裕。另一方面,正如联合国《电子政务调查报告(2022)》所指出的,由于不同企业、不同地区、不同人群之间在数字可负担性、数字接入性、数字能力等多个方面存在不同,因此线上政务服务的普及可能导致部分群体受到数字排斥,拉大与其他群体之间的收入差距,不利于共同富裕。总结来看,文献中对于数字政府如何影响社会收入不平等尚未达成共识。

当前研究对于数字政府如何影响社会收入不平等存在争议,主要是由于先前文献聚焦数字政府建设的某一阶段对收入分配的作用,而非数字政府在其不同发展阶段对收入分配的系统性影响。本文认为,数字政府影响收入差距的关键性因素是企业申请并获取政务服务的能力差别。在数字政府建设的不同阶段,这种能力方面的差别会对企业的生产率造成异质性的影响,从而使数字政府对收入差距的影响产生异质性。本小节使用一个基于 Dornbusch *et al.* (1977) 的模型,来系统性地讨论数字政府建设对于收入分配的异质性影响,并提出可以进行实证检验的假说。

具体而言,假设经济体中消费者的效用函数如下:

$$U = \left(\int_0^1 (C_i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

式中, $i \in [0, 1]$ 是经济体中一系列连续商品的指数, C_i 是商品 i 的消费量, $\sigma > 1$ 是商品之间的替代弹性。假设每种商品仅能由一家企业进行生产。为了简便起见,本文直接称生产商品 i 的

企业为企业 i 。对于企业 i ，假设其仅使用劳动进行生产，生产函数为 $Y_i = Z_i L_i$ 。其中， Y_i 是企业 i 的产出数量， Z_i 是企业 i 的生产率， L_i 是企业使用的劳动数量。企业在作决策时将其生产率 Z_i 视作给定，且 Z_i 在企业之间各不相同。基于效用与利润最大化问题求解的一阶条件和劳动力及商品市场的出清条件，可求解该模型的均衡。^① 在均衡时，企业 i 的利润 π_i 为：

$$\pi_i = L w^{2-\sigma} \frac{(\sigma-1)^{\sigma-1}}{\sigma^\sigma} (Z_i)^{\sigma-1} \quad (2)$$

式中， w 为经济体的均衡工资，是企业生产率的函数； L 是外生给定的经济体劳动力总量。由于不存在工资在劳动者之间的差异，本模型中的收入差距仅体现在不同企业的利润 π_i 上。

在数字政府建设之前，只有少数企业可以通过与政府之间长期的合作或者是所拥有的政治资源方便快捷地申请并获取政务服务，其他企业必须为政务服务付出更高的金钱以及时间成本。^② 因此，难以获取政务服务的企业对政务服务的需求和产出均会较少。在这种情况下，少数头部企业与其他企业之间在申请和获取政务服务的能力方面存在的差距，也会进一步转化为企业生产率和盈利能力的差别。

在上文模型中，不妨假设企业的指数 i 是按照企业使用非数字政府渠道获取政务服务时的生产效率排列的，即 i 较小的企业对应着能快捷地申请并获取政务服务的企业，这些企业的生产率也较高。相反， i 较大的企业因为获取政务服务的成本较高，生产率则较低。为了简便起见，假设 $Z_i = e^{A(1-i)}$ ，是 i 的减函数。其中，参数 $A > 0$ 是外生的，代表当企业使用非数字政府渠道获取政务服务时经济体的总体生产率。根据企业利润 π_i 的表达式可知，此时企业 0 的利润最多，企业 1 的利润最少，两个企业的利润之比为 $e^{A(\sigma-1)}$ 。

若经济体不存在数字政府，则数字政府的引入可以产生普惠性。在企业的经营生产活动中，数字政府使企业可以在线上获取政务服务，从而降低企业为政务服务所支付的成本，引导企业更为有效地配置有限的资源，提高企业的利润，促进市场的有效运行。虽然数字政府建设可以影响企业获取和政府提供政务服务的全流程，但是政府对政务服务的供给必须基于企业对政务服务提出需求。因此，企业通过线上平台提出政务服务申请是数字政府有效提供政务服务的基础。相较于数字政府引入之前，由于申请流程的规范化和透明化，更多企业能以更低的成本申请政务服务，从而降低少数头部企业和大量一般企业之间在申请政务服务能力方面的差异。^③ 这种差异的减少会进一步导致原本由少数头部企业所占据的政务资源得以为更多企业所获取和共享。因此，在数字政府建设的初期，数字政府可以降低整个社会的收入差距。

在上文模型中，假设经济体引入数字政府后，企业便可使用数字政府获取政务服务，从而以

① 篇幅所限，推导过程未予汇报，感兴趣的读者可向笔者索取。

② 文献中广泛讨论了类似的被称作特惠制度或裙带资本主义的情况 (Bai *et al.*, 2020)，意即政府与特定企业之间可能存在密切的联系，进而导致政府会优先考虑特定企业的利益并向这些特定企业提供特权或优惠，从而使这些企业或个人获得竞争优势。这种现象可能会对整个经济系统和社会产生负面的长期影响。

③ 无论是在国家与国家之间还是在某个国家内部，不同企业申请和获取政务服务的能力都存在着广泛的差别。这些差别不仅和申请人本身的素养相关，也和已建成的数字政府的可达性与普惠性相关。对于不同国家而言，联合国《电子政务调查报告》中提供的跨国数据表明，国家之间人力资本水平和数字政府建成情况均有广泛的差异，且二者有着明显的正相关关系（篇幅所限未予汇报，感兴趣的读者可向笔者索取）。对于国家内部而言，国际电信联盟的调查数据中也提供了各国家内部人民之间数字素养存在广泛差异的证据（详见 <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/facts/default.aspx>）。例如，该数据表明，我国 2022 年仅有不到 50% 的被调查者具有用数字手段解决问题的能力。

另一种生产技术进行生产。不妨将此时企业的指数 i 重新排列, 使指数低的企业使用非数字政府渠道获取政务服务时的生产效率相对于其使用数字政府时的生产效率更高。^① 此时, i 的大小也意味着企业使用数字政府的相对优势, 即较小的企业对应着相对更适合使用非数字政府渠道申请并获取政务服务的企业, i 较大的企业对应着相对更适合使用数字政府渠道申请并获取政务服务的企业。具体而言, 假设此时 $Z_i = \max\{e^{A(1-i)}, e^{Bi}\}$, 其中参数 $B > 0$ 是外生的, 代表企业用数字政府渠道获取政务服务时, 经济体的总体生产率。由于经济体处在数字政府的建设初期, 数字政府处于不断完善各类功能和条件的状态, 不妨假设 $B < A$ 。因为此时企业存在两种可用的生产技术, 所以企业会选择产出较高的生产技术进行生产。这表明, 若 $i < A/(A+B)$, 企业 i 仍会选择使用非数字政府渠道获取政务服务, 其生产率为 $Z_i = e^{A(1-i)}$ 。然而, 若 $i > A/(A+B)$, 企业 i 则会使用数字政府, 其生产率为 $Z_i = e^{Bi}$ 。此时, 企业 0 的利润仍最多, $i = A/(A+B)$ 的企业利润最少, 两个企业的利润之比为 $(e^{\frac{A^2}{A+B}})^{\sigma-1}$ 。由于 $B > 0$, 此时引入数字政府后经济体的收入差距被缩小了, 且该差距会随着 B 的增长而减小。

在数字政府建设的成熟期, 少数头部企业与大量一般企业在申请政务服务能力方面的差异已不明显。然而, 当越来越多的政务服务采用线上形式时, 数字政府建设可以产生更多的政务服务资源, 那些通过数字政府获取服务能力较弱的企业, 与其他能力较强的企业之间的差异便会进一步扩大, 导致“数字鸿沟”。本文认为, 不同企业主要存在以下两类差异, 导致数字政府建设难以以相同程度惠及每一个企业。一方面, 企业之间存在区位不平等。企业能够通过线上平台获取政务服务的前提在于当地具有高水平的信息基础设施。而各地区由于经济发展程度不同, 包括宽带、基站密度、移动通信技术等在内的信息基础设施建设程度存在显著区别。例如欠发达地区的 5G 网络覆盖面较低, 使用 5G 网络的费用也相对较高, 因此申请人难以像发达地区的企业一样, 快速申请服务并获得政府相关部门的处理。^② 另一方面, 企业之间存在规模不平等。企业规模也影响了企业所拥有的数字化人才的数量, 而员工具备优异的数字能力也是企业能够顺利通过线上平台获取政务服务的关键。当企业的员工受教育程度较低, 无法熟练使用数字化平台时, 企业便难以顺利通过线上平台获取政务服务。同时, 线上平台也可能存在偏向性设计。例如, 平台可能未提供只有小型企业才会遭遇的相关问题的详细操作指引, 或仅支持国内的官方语言而未支持小众语言。^③ 在这些客观条件或企业本身能力的限制下, 数字政府提供的普惠性服务也难以普及所有的企业中。

在上文模型中, 数字政府发展至成熟期的表现可表示为 $B > A$ 。此时, 企业 1 的利润最多, 企业 $i = A/(A+B)$ 的利润仍最少, 两个企业的利润之比为 $(e^{\frac{B^2}{A+B}})^{\sigma-1}$ 。该差距是 B 的增函数,

① 此处模型有两点假设需要进一步说明。第一, 模型假设企业指数的重新排列是外生的, 这可以理解为模型中未反映的企业基于数字政府建设程度重塑其结构、改变其比较优势的过程。例如, 大企业原先的 i 可能较小, 但现在因为数字政府的引入, 该企业的 i 可能会变大。第二, 模型假设企业的生产率仅与企业用两种渠道获取政务服务的比较优势相关, 而与其他企业特性无关。该简化假设虽然会导致模型出现和现实不完全匹配的情形(如若大企业的指数 i 在重排后变大, 则该企业的利润有可能比未引入数字政府时更小), 但是却能更好地突出模型中数字政府建设对收入差距的影响。所以, 本文保留了该简化假设, 并未进行进一步的放松。

② 例如, 联合国《电子政务调查报告》提供的数据表明, 最不发达国家的 4G 覆盖率仅有 53%, 网络覆盖率不到 90%。另外, 非洲国家的上网成本也远高于国际组织制定的可负担性标准。

③ 联合国《电子政务调查报告》的调查表明, 电子政务门户网的语言多样性在各国内部尚显不足。该调查显示, 156 个国家的网站仅支持一种语言(国家官方语言)。

即随着数字政府的发展,企业之间的利润差距最终会越拉越大。^①

综上,尽管数字政府可以通过加速信息流动、增加办事效率,给社会带来更高的总产出,但在数字政府建设的不同阶段,数字政府对整个社会收入不平等的影响存在异质性。在数字政府建设初期,数字政府的引入可以降低头部企业与其他一般企业之间在政务服务申请能力方面的差别,从而降低社会的收入不平等。在数字政府建设的成熟期,虽然数字政府可以提高整个社会的总产出,但由于区位不平等和规模不平等的存在,数字能力较低的企业无法充分享受数字政府建设所带来的红利。与此同时,数字能力较高的企业从数字政府建设中获益的程度越来越高,这导致了“数字鸿沟”的产生,从而扩大了收入差距。^② 据此,本文推导出可以验证的理论假说:

理论假说 数字政府建设对最终收入差距的影响呈 U 型。

在对数字政府影响收入分配的异质性进行讨论后,本文进一步分析数字政府对于收入分配不同过程的影响。

收入分配主要分为初次分配与再分配两个过程。^③ 初次分配是根据各种生产要素在生产过程中的贡献进行分配的过程。在初次分配过程,企业可以选择使用数字政府获取政务服务,对上述理论假说的讨论过程同样适用于对初次分配的分析,即数字政府对初次分配过程的收入差距影响呈 U 型。

在再分配过程中,数字政府对收入差距的影响可能也呈 U 型。再分配是指在初次分配之后,政府主导的根据法律法规将收入在各收入群体之间进行分配的过程,其中既包括直接的收入转移,也包括教育、卫生等基本的公共服务。一方面,数字政府建设可能通过增强国家能力,降低再分配过程中的收入差距。数字政府和电子技术的引入使得提供公共服务的政府税收增加,从而提高政府进行收入分配的空间和能力;也可以通过实现流程的数据化,减少相关政府部门的寻租空间,强化问责,从而提升公共服务的供给效率。^④ 另一方面,数字政府建设可能因为可达性不足,加剧再分配过程中的收入差距。例如,当数字政府建设进入成熟期,政府部门习惯于利用数字化技术进行转移支付时,由于部分居民的信息(个人收入、银行账户等)始终未接入数字政府,政府在进行转移支付的过程中无法精准识别到这类人群,造成遗漏,会进一步加剧收入差距。因此,数字政府对再分配过程中收入差距的影响可能呈现 U 型。

综上,数字政府对于收入差距影响主要在初次分配阶段形成,在再分配过程造成进一步影响。在两个阶段的共同影响下,数字政府建设对最终收入差距的影响呈 U 型。

① 由于在引入数字政府时已发生企业指数 i 的重新排列,原先在没有数字政府时占优势的大企业 (i 较小的企业)若是改变了自身的比较优势,能比其他企业相对更有效率地利用数字政府(该企业的 i 在重排后变大),则该企业仍然会在数字政府的成熟期拥有获取政务服务的优势,从而获得较高的利润。

② 虽然本文主要关注数字政府如何影响企业,但数字政府影响民众的途径也是类似的,意即同样存在缩小收入差距和扩大收入差距的可能性。一方面,在数字政府发展的初期,线上平台提供的更便捷透明的获取渠道有助于提高民众获取普惠性公共服务的效率,缓解收入差距。另一方面,在数字政府发展的成熟期,“数字鸿沟”的问题更为凸显。例如,联合国《电子政务调查报告(2022)》的第四章专门讨论了弱势群体在使用数字政府时遇到的“数字鸿沟”问题。数字政府提供的多样性和针对性的机会需要民众拥有一定的数字技能和能力才能充分利用。缺乏数字技能和素养的民众可能无法利用这些机会,进而拉大收入差距。

③ 其中,初次分配是整个分配制度的基础,重点在于按照市场机制,将报酬按照各种要素的贡献进行分配,从而提高效率效益,推动创新发展和转型升级。再分配则注重通过加大税收、社会保障和转移支付等手段,消除分配不公,促进整个社会的公平。

④ 例如,印度在实施全国农村就业保障计划时引入了一套电子基金管理系统,该智能系统减少了官方数据库中的虚假家庭数量并降低了官员的贪污行为,也使整个保障计划的支出减少了 24% (Banerjee *et al.*, 2020)。

三、识别策略与数据说明

这一节首先汇报本文所使用的识别策略，随后详细介绍数据来源并做描述性统计。

(一) 识别策略

识别数字政府对于收入差距的因果关系时，存在两个难点。首先，数字政府建设水平与收入差距间可能存在反向因果关系。一国收入差距越大，当地政府可能越倾向于加快建设数字政府，努力促进政务服务供给均等化。其次，数字政府建设水平和社会收入差距可能存在共同影响因素。例如，经济发展水平可能同时影响一国的数字政府建设水平与社会不同群体之间的收入不平等。如果能够找到一个恰当的工具变量，则能够解决这一问题，更准确地识别两者间的因果关系。

本文使用世界各国 1950 年至 1955 年“婴儿潮”期间的平均出生率构造当地政府数字化水平的工具变量。该数据来自 2019 版联合国人口展望，为了解决其不随时间变动的问题，本文将其与年份趋势项相乘。一方面，1950 年至 1955 年的出生率与现在的数字政府建设水平之间具有相关性。政府对数字政府建设的推动程度取决于社会和企业的需求。根据联合国《电子政务调查报告》的描述，老年人更有可能不具备使用数字设备、获取线上平台政务服务的能力，因此对数字政府的需求较低。在现实中，老年人不擅长使用数字设备，导致无法获取数字服务的案例也屡见不鲜。二战后的“婴儿潮”改变了人口结构，1950 年至 1955 年出生率越高的经济体，近年社会的老年人口数目越多，企业雇员的老龄化特征越明显。尽管企业是法人，但具体的事务需要企业内的雇员来办理，因此企业雇员高龄化会降低其对数字政府的潜在使用率。数字政府的潜在使用率越低，导致数字政府建设水平较低。另一方面，因为第二次世界大战后的“婴儿潮”是一个相对外生的需求冲击 (Peterson, 2017; Acemoglu & Restrepo, 2022)，所以 1950 年至 1955 年各国的出生率差异不会受到 2007 年之后各国收入分配不平等程度的影响。另外，在给定本文一系列经济和社会相关控制变量的情况下，历史出生率也很难通过数字政府以外的方式影响收入分配不平等程度，满足工具变量的排他性假设。因此，1950 年至 1955 年各经济体的平均出生率是有效的工具变量。

根据理论分析，本文预期数字政府对收入差距的影响呈 U 型，因此，构建工具变量第二阶段面板回归方程如下：

$$Gini_disp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DG_{it} + \alpha_2 DG_{it}^2 + \phi X_{it} + u_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中， i 代表经济体， t 代表年份，被解释变量 $Gini_disp_{it}$ 为收入差距，通过基尼系数净值度量；解释变量 DG_{it} 代表数字政府建设水平，通过电子政务发展指数衡量， DG_{it}^2 代表其平方项，两者均为经过工具变量一阶段估计后的拟合值； X_{it} 为一系列控制变量，包括收入差距文献中重要的对数人均国内生产总值 (Gross Domestic Product, GDP) 及其平方项、人口增长率、城市化率、就业结构和贸易开放度； u_i 代表经济体固定效应、 v_t 代表年份固定效应、 ϵ_{it} 为随机扰动项。

本文所关注的系数是 α_1 和 α_2 。按照理论预期， α_1 的系数应当显著为负， α_2 的系数应当显著为正，即在数字政府建设初期，通过提升数字化政务服务的可达性，数字政府能够降低收入差距；在数字政府建设进入成熟期，由于“数字鸿沟”的存在，进一步建设数字政府反而会使收入差距扩大。

(二) 变量及数据说明

表 1 汇报了基本的描述性统计。首先，本文使用 Solt (2009) 构建的 SWIID 中的“基尼系

数净值”度量再分配之后的收入差距，涵盖了 198 个国家（或地区）从 1960 年到 2021 年的数据。^① 与以往数据库相比，SWIID 无论从样本容量还是时间跨度上都有很大的扩展。数据库中包含“基尼系数市场值”与“基尼系数净值”两个主要指标。其中，“基尼系数市场值”是基于税前和转移支付前的收入计算，“基尼系数净值”是结合政府公布的税率和转移支付收入调整后计算的。

其次，本文的核心解释变量为数字政府建设水平，数据来源于联合国电子政务调查。自 2001 年起，联合国开始发布《电子政务调查报告》，调查各成员国在数字政府建设方面的做法、进展和承诺，对各国的数字政府建设情况作综合分析评价。本文使用该报告中的电子政务发展指数（EGDI）来代理数字政府建设水平。具体而言，该指数由进行了 Z-Score 标准化之后的在线服务指数、电信基础设施指数和人力资本指数组成，取值范围在 0 和 1 之间，某经济体的 EGDI 较高，说明数字政府建设程度较高。本文使用了 2007 年及以后的电子政务发展指数作为核心解释变量。^② 一方面原因在于，EGDI 的算法在 2007 年前后存在较大差异；另一方面原因在于，数字政府主要在近年发挥作用。此外，本文将 EGDI 数值扩大 100 倍，以便于解读。

表 1 描述性统计

| 变量名称 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------------|-----|----------|-------|--------|-------|
| 基尼系数净值 | 905 | 38.47 | 8.144 | 22.60 | 64.60 |
| 基尼系数市场值 | 905 | 46.05 | 6.191 | 32.20 | 72.10 |
| 数字政府建设水平 | 905 | 53.90 | 21.41 | 0 | 97.58 |
| 数字政府建设水平的平方项 | 905 | 3.363 | 2.341 | 0 | 9.522 |
| 历史出生率（1950 年至 1955 年） | 901 | 37.10 | 12.00 | 14.77 | 57.22 |
| 对数人均 GDP | 905 | 9.398 | 1.136 | 5.526 | 12.03 |
| 对数人均 GDP 的平方项 | 905 | 89.62 | 20.86 | 30.53 | 144.7 |
| 人口增长率 | 905 | 1.271 | 1.507 | -2.905 | 19.36 |
| 就业结构 | 893 | 20.25 | 7.705 | 2.686 | 58.44 |
| 城市化率 | 905 | 60.29 | 21.61 | 9.864 | 100 |
| 贸易开放度 | 905 | -0.083 1 | 0.162 | -0.849 | 0.522 |

最后，本文参考梅冬州等（2018）加入一系列可能影响收入差距的因素作为控制变量，包括人均 GDP 及其平方项、人口增长率、就业结构（工业从业人员占比）、城市化率、贸易开放度。其中，人均 GDP 和贸易开放度数据来自佩恩世界表（10.0 版），人口增长率、就业结构、城市化率来自世界银行的世界发展指标（World Development Indicators, WDI）。

四、数字政府影响收入差距的实证分析

本节将检验理论框架中数字政府影响收入差距的研究假设。本节首先报告面板 OLS 回归结

① 一些研究认为，直接比较不同国家之间的基尼系数并不可靠，而用可比较标准估计出来的基尼系数，其包含的国家样本量又相对较小（梅冬州等，2018）。而 Solt（2009）对基尼系数进行了标准化处理，构建了 SWIID 数据库。

② 由于联合国电子政务调查并未逐年提供数据，本文使用的数据实际涵盖年份为 2007 年、2009 年、2011 年、2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年。另外，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《电子政务调查报告（2020）》汇报了 2019 年的相关指标。

果，随后报告工具变量回归结果，最后汇报相关稳健性分析。

(一) 面板 OLS 回归结果

表 2 报告了面板 OLS 回归结果。列 (1) 的被解释变量为基尼系数净值，核心解释变量为数字政府建设水平及其平方项。同时，列 (1) 控制了经济体固定效应与年份固定效应。此时，数字政府建设水平的系数为 -0.0866，且在 1% 的水平上显著为负。数字政府建设水平平方项的系数为 0.0006，且在 5% 的水平上显著为正。这一结果表明，数字政府建设水平和收入差距的关系呈 U 型。在数字政府建设水平较低时，数字政府建设水平与收入差距负相关。经过拐点后，数字政府建设水平和收入差距则正相关。

表 2 数字政府影响收入差距的 OLS 回归结果

| 变量 | 基尼系数净值 | | | |
|----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 当期值 | 当期值 | 5 年均值 | 3 年均值 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 数字政府建设水平 | -0.0866*** (0.0325) | -0.0665** (0.0299) | -0.0685** (0.0284) | -0.0658** (0.0292) |
| 数字政府建设水平 (平方) | 0.0006** (0.0003) | 0.0004* (0.0002) | 0.0005* (0.0002) | 0.0004* (0.0002) |
| 人均 GDP | — | 3.442* (1.767) | 3.107* (1.666) | 3.253* (1.730) |
| 人均 GDP (平方) | — | -0.213* (0.114) | -0.191* (0.108) | -0.200* (0.112) |
| 人口增长率 | — | 0.014 (0.044) | 0.014 (0.042) | 0.016 (0.044) |
| 工业从业人员 | — | -0.066* (0.037) | -0.057 (0.035) | -0.062* (0.036) |
| 城市化率 | — | -0.033 (0.072) | -0.030 (0.070) | -0.032 (0.072) |
| 贸易开放度 | — | 0.015 (0.604) | -0.035 (0.557) | -0.046 (0.582) |
| 经济体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 893 | 893 | 893 | 893 |
| R ² | 0.160 | 0.176 | 0.186 | 0.182 |
| 经济体个数 | 158 | 158 | 158 | 158 |

注：括号内数值为聚类稳健标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下表同。

参考现有文献，表 2 列 (2) 引入对数人均 GDP 及其平方项、人口增长率、城市化率、就业结构、贸易开放度作为控制变量。在控制以上影响因素后，数字政府建设水平依然显著为负，其平方项显著为正，与本文的预期相一致。本文参考梅冬州等 (2018) 的做法，将基尼系数相关的数据与变量取 3 年和 5 年均值处理。这样处理主要基于以下两点考虑：第一，多年平均能够规避宏观经济数据的短期波动和周期性；第二，基尼系数逐年的变动很小，其均值更容易捕捉数据变

化。在表 2 列 (3) 中被解释变量为做 5 年期均值处理的基尼系数净值, 表 2 列 (4) 的被解释变量为做 3 年期均值处理的基尼系数净值。此时, 数字政府对收入差距的回归结果依然呈 U 型, 验证了基准结论的稳健性。

综上, 表 2 的面板 OLS 回归结果表明, 数字政府建设水平的提高先和收入差距负相关, 随后和收入差距正相关, 初步验证了本文的理论假说。

(二) 2SLS 回归结果

前文验证了数字政府与收入差距间的相关关系, 但尚未识别出两者间的因果关系。数字政府建设水平与收入不平等间可能存在反向因果关系, 也可能存在共同影响因素, 因此导致 OLS 回归产生偏误。接下来, 本文将寻找合适的工具变量进一步识别二者间的因果关系, 更严谨地检验本文的结论。

参考 Manacorda & Tesei (2020) 的做法, 本文使用世界经济体 1950 年至 1955 年“婴儿潮”期间的平均出生率与年份趋势项的乘积, 作为当地政府数字化水平的工具变量。表 3 利用工具变量回归, 对数字政府影响收入差距的因果关系进行识别。表 3 列 (1) 至列 (4) 的被解释变量与表 2 一致。此时, 数字政府建设水平显著为负, 其平方项显著为正, 与理论预期相一致。^①其中, 由表 3 列 (2) 中数字政府建设水平的系数 -0.608 , 及其平方项的系数 0.005 可计算得出, 曲线的拐点为 60.8 。以 2019 年数据为例, 当年玻利维亚的数字政府建设水平得分约为 61 分, 在全球 193 个经济体中排名 97, 在 50 分位左右。回归结果意味着, 2019 年数字政府建设水平处于世界后 50% 的经济体, 数字政府的进一步建设会缩小再分配后的收入差距; 处于前 50% 的经济体, 数字政府的进一步建设会扩大再分配后的收入差距。

表 3 还报告了其他相关统计量。在表 3 列 (1) 中, 不可识别检验的 p 值为 0.00 , 拒绝了“工具变量与内生变量不相关”的原假设; 尽管 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的值为 8.05 , 但 Anderson-Rubin Wald 检验的 p 值为 0.00 小于 0.1 , 意味着即便工具变量是弱工具变量, 但只要其满足外生性, 就是有效的工具变量。后文也将对该工具变量的外生性进行进一步验证。

综上, 在使用工具变量回归识别因果关系、解决内生性问题后, 本文的基本结论不变, 进一步验证了数字政府建设对收入差距的 U 型影响。

(三) 稳健性检验

本节进行三个方面的稳健性检验。第一, 排除变量度量的影响。第二, 排除样本选择和模型设定的影响。第三, 引入更多影响收入差距的控制变量, 以排除其他可能影响因果关系的因素。

1. 排除变量度量的影响。前文的基准回归使用了 EGDI 来度量数字政府建设水平。EGDI 作为一个涵盖本国电信基础设施发展情况、人力资本水平和线上服务供给情况的综合指标, 尽管可以较为全面地考察企业是否拥有便捷获取线上政务服务的途径与能力, 但不能体现“数字政府”本身的特征。因此, 有必要考察数字政府自身特征是否对收入差距有同样的影响。

一方面, 数字政府的主要功能是供给线上政务服务, 在线服务指数 (Online Service Index, OSI) 作为衡量一国企业和公民能否在线获取政府信息、办理政务服务的指标, 能够较好地对数字政府本身的功能进行度量。因此, 在表 4 列 (1) 中, 我们将核心解释变量替换为 OSI 及其平方项, 工具变量第二阶段回归结果显示, OSI 的回归系数为 -0.374 , 在 10% 的水平上显著为负, 其平方项的系数为 0.003 , 在 1% 的水平上显著为正, 意味着 OSI 对收入差距的影响呈 U 型, 基准回归结果保持稳健。

另一方面, 电子参与指数 (E-Participation Index, EPI) 从需求侧的角度出发, 能够在一定

^① 篇幅所限, 一阶段回归结果未予汇报, 感兴趣的读者可向笔者索取。

程度上反映企业和公民对在线服务的使用情况，也应当纳入考量中。^① 因此，本文将 OSI 与 EPI 以不同的权重加总，来获得新的指标。表 4 列（2）将 OSI 与 EPI 各按 0.5 的权重加总，获得 OSEP1 的指标；表 4 列（3）将 OSI 赋予 0.7 的权重，将 EPI 赋予 0.3 的权重，两者相加获得 OSEP2 的指标；表 4 列（4）将 OSI 赋予 0.3 的权重，将 EPI 赋予 0.7 的权重，两者相加获得 OSEP3 的指标。表 4 列（2）至列（4）的回归结果显示，数字政府建设对收入差距的影响始终显著呈 U 型，进一步验证了回归结果的稳健性。

表 3 数字政府影响收入差距的 2SLS 回归结果

| 变量 | 基尼系数净值 | | | |
|---------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 当期值 | 当期值 | 5 年均值 | 3 年均值 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | |
| 数字政府建设水平 | -0.512*** (0.154) | -0.608*** (0.187) | -0.593*** (0.178) | -0.595*** (0.183) |
| 数字政府建设水平（平方） | 0.004*** (0.001) | 0.005*** (0.001) | 0.005*** (0.001) | 0.005*** (0.001) |
| 人均 GDP | — | 5.036 (3.670) | 4.595 (3.470) | 4.788 (3.561) |
| 人均 GDP（平方） | — | -0.307 (0.241) | -0.278 (0.228) | -0.290 (0.234) |
| 人口增长率 | — | 0.037 (0.094) | 0.034 (0.090) | 0.037 (0.092) |
| 工业从业人员 | — | 0.057 (0.057) | 0.062 (0.054) | 0.058 (0.056) |
| 城市化率 | — | 0.085 (0.082) | 0.083 (0.079) | 0.083 (0.081) |
| 贸易开放度 | — | 0.454 (0.782) | 0.386 (0.732) | 0.381 (0.754) |
| 不可识别检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 8.05 | 8.39 | 8.39 | 8.39 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.01 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 经济体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 888 | 888 | 888 | 888 |

注：工具变量回归自动剔除了 5 个观测值为 1 的经济体样本，故观测值较面板 OLS 回归少 5 个。下表同。

2. 排除样本选择和模型设定的影响。一方面，基准回归中使用的 2007 年及之后的样本可能忽略了数字政府早期建设的影响。因此，表 5 列（1）的回归补充了 2002 年至 2004 年的样本。工具变量回归结果显示，数字政府建设水平变量显著为负，其平方项显著为正，与基准结果一

^① 电子参与指数（EPI）是联合国《电子政务调查报告》的辅助指标，关注政府向公民提供信息（“信息共享”）的在线服务的使用，相关人员的互动（“电子磋商”）和决策参与环节（“电子参与决策”）。

致。另一方面，由于 SWIID 提供的基尼系数数据缺失值较多，部分国家只在某些年份有数据，所以基准回归的面板是一个非平衡面板。为了排除模型设定可能造成的偏误，表 5 列（2）至列（4）只使用在 2007 年至 2019 年不存在缺失样本的国家数据，形成平衡面板进行回归。其中，与表 3 类似，表 5 列（2）的被解释变量为基尼系数净值的当期值，表 5 列（3）为 5 年均值，表 5 列（4）为 3 年均值。此时 2SLS 回归结果显示，数字政府建设水平变量均在 1% 的水平上显著为负，其平方项均在 1% 的水平上显著为正，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 更换数字政府度量方式的稳健性检验

| 变量 | 基尼系数净值 | | | |
|---------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | |
| 在线服务指数 | -0.374* (0.192) | — | — | — |
| 在线服务指数（平方） | 0.003*** (0.001) | — | — | — |
| OSEP1 | — | -0.208* (0.107) | — | — |
| OSEP1（平方） | — | 0.002*** (0.001) | — | — |
| OSEP2 | — | — | -0.254* (0.130) | — |
| OSEP2（平方） | — | — | 0.002*** (0.001) | — |
| OSEP3 | — | — | — | -0.176* (0.092) |
| OSEP3（平方） | — | — | — | 0.002*** (0.001) |
| 不可识别检验 p 值 | 0.07 | 0.01 | 0.02 | 0.01 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 1.75 | 3.57 | 2.93 | 4.02 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 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 |
| 观测值 | 888 | 888 | 888 | 888 |

3. 引入更多控制变量。下文将在基准回归的基础上进一步引入更多可能影响收入差距的控制变量，以检验实证结果的稳健性。

首先是通货膨胀变量。已有研究认为，物价稳定是缩小收入差距的重要因素（Bulíř, 2001）。因此，表 6 列（1）控制了通货膨胀率，数据来自 WDI。2SLS 结果显示，数字政府建设水平及其平方项的显著性与基准结果一致，通货膨胀率显著为正，即更高的通货膨胀率会扩大一国内部的收入差距。

表 5 数字政府影响收入差距的稳健性检验

| 变量 | 基尼系数净值 | | | |
|---------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 当期值 | 当期值 | 5 年均值 | 3 年均值 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | |
| 数字政府建设水平 | −0.898*** (0.314) | −0.885*** (0.282) | −0.866*** (0.267) | −0.868*** (0.274) |
| 数字政府建设水平（平方） | 0.006*** (0.002) | 0.008*** (0.003) | 0.008*** (0.003) | 0.008*** (0.003) |
| 不可识别检验 p 值 | 0.02 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 3.25 | 6.63 | 6.63 | 6.63 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本区间 | 全样本 | 2007 年及以后 | 2007 年及以后 | 2007 年及以后 |
| 面板类别 | 非平衡面板 | 平衡面板 | 平衡面板 | 平衡面板 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 经济体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1 339 | 518 | 518 | 518 |

表 6 引入更多影响收入差距的控制变量

| 变量 | 基尼系数净值 | | | | | |
|---------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | | | |
| 数字政府建设水平 | −0.764*** (0.234) | −0.714*** (0.216) | −0.628*** (0.200) | −0.598*** (0.194) | −0.646*** (0.198) | −0.822*** (0.282) |
| 数字政府建设水平（平方） | 0.007*** (0.002) | 0.006*** (0.002) | 0.005*** (0.001) | 0.005*** (0.001) | 0.005*** (0.001) | 0.007*** (0.002) |
| 通货膨胀率 | 0.017*** (0.006) | — | — | — | — | 0.019*** (0.006) |
| FDI | — | −0.002 (0.001) | — | — | — | −0.003 (0.004) |
| 民主程度 | — | — | 0.106* (0.055) | — | — | 0.117* (0.064) |
| 领导人更替 | — | — | — | 0.089 (0.108) | — | 0.180 (0.161) |
| 腐败水平 | — | — | — | — | 0.029 (0.020) | 0.022 (0.027) |
| 不可识别检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 7.96 | 8.25 | 6.80 | 7.50 | 8.23 | 6.75 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.01 | 0.00 |
| 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 |
| 观测值 | 875 | 885 | 838 | 883 | 875 | 815 |

其次是外商直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI)。已有大量文献研究了 FDI 对收入差距的影响, 但 FDI 究竟是减小还是扩大收入不平等与时间长度和国家类别有关 (Basu & Guariglia, 2007)。表 6 列 (2) 进一步控制了 FDI 流入占 GDP 的比重, 数据来自 WDI。结果显示, FDI 变量不显著, 核心结论保持稳健。

再次是政治相关变量。民主程度和政治稳定性对收入差距有重要影响 (Acemoglu *et al.*, 2015)。表 6 列 (3) 控制了各经济体民主程度变量, 数值越大代表民主程度越高, 数据来自政体指数 (Polity V)。回归结果显示, 民主程度变量正显著。表 6 列 (4) 控制了领导人更替虚拟变量。如果当年发生过领导人更替则取值为 1, 否则为 0, 数据来自 Bell (2016) 收集整理的统治者、选举和异常治理数据集 (The Rulers, Elections, and Irregular Governance Dataset)。回归结果显示, 领导人更替变量不显著, 本文的核心结论依旧保持稳健。

随后是腐败水平。已有研究表明, 数字政府能够提升政府运转透明度、降低腐败水平, 进而对收入差距产生影响 (Haseeb & Vyborny, 2022)。表 6 列 (5) 控制了各国的腐败程度, 通过透明国际 (Transparency International, TI) 发布的腐败感知指数 (Corruption Perceptions Index, CPI) 来度量, 该指标越小, 代表一国的腐败程度越高。回归结果显示, 腐败水平变量不显著, 本文的核心结论依旧保持稳健。

最后, 表 6 列 (6) 同时加入上述所有控制变量, 核心结论依旧保持稳健。以上结果表明, 在排除了其他可能影响收入差距的因素后, 数字政府对收入差距的影响是稳健的。

(四) 排他性分析

在识别策略部分, 本文已经论证了历史出生率作为工具变量为何满足排他性条件, 并控制了一系列可能对排他性产生影响的经济与社会因素。但值得注意的是, 前文各项检验中, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量较小, 意味着存在弱工具变量的风险。尽管 Anderson-Rubin Wald 检验 p 值小于 0.1, 但要通过该统计量证明工具变量的有效性, 必须进一步论证该工具变量满足外生性条件。因此, 本小节进一步排除历史出生率 (当前的老年人口比例) 可能影响收入差距的其他渠道。

首先, 历史出生率可能通过影响储蓄情况进而影响收入差距。Deaton & Paxson (1995) 发现老龄化会扩大收入差距, 原因在于老年人更倾向于储蓄而非消费, 老龄化使得社会中储蓄更多的老年人与储蓄较少的年轻人之间的收入差距扩大。由于储蓄等于投资, 表 7 列 (1) 控制了一国的投资率, 该数据来源于佩恩世界表 (10.0 版), 通过固定资产形成总额占 GDP 的份额来度量。回归结果显示, 投资率变量显著为负。此时, 本文的核心结论保持稳健。

其次, 历史出生率可能通过影响社会的健康与社会保障支出, 进而影响收入差距。老龄化会增加社会对卫生、健康方面的支出, 也会增加社会保障支出, 但这类支出往往具有城镇偏向性, 较多的老年人口会使得城乡收入差距加剧。因此, 表 7 列 (2) 和列 (3) 分别控制了一国的健康支出与社会保障支出占政府支出的比重, 数据来自联合国统计司经济统计处。此时, 健康支出变量与社会保障支出变量均不显著, 本文的核心结论保持稳健。

最后, 表 7 列 (4) 同时控制了上述全部渠道, 回归结果表明此时数字政府建设水平仍对收入差距有 U 型影响。以上结果表明, 在排除了工具变量对收入差距其他可能的影响渠道、进一步验证该工具变量的有效性后, 数字政府对收入差距的影响是稳健的。

五、数字政府影响收入差距的机制分析

本节将检验理论框架中数字政府影响收入差距的具体机制。理论分析指出, 数字政府建设对

收入差距的最终影响，取决于其在初次分配与再分配过程中的作用。本节首先检验数字政府对初次分配的影响，随后讨论其对再分配过程的影响。

表 7 工具变量的排他性分析

| 变量 | 基尼系数净值 | | | |
|---------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | |
| 数字政府建设水平 | -0.677*** (0.213) | -1.154** (0.518) | -1.007** (0.456) | -1.037** (0.465) |
| 数字政府建设水平（平方） | 0.005*** (0.001) | 0.009* (0.005) | 0.008* (0.004) | 0.008* (0.005) |
| 投资率 | -4.628** (2.331) | — | — | -1.638 (4.723) |
| 健康支出比重 | — | -6.866 (6.871) | — | -6.180 (5.780) |
| 社会保障支出比重 | — | — | -5.385 (6.370) | -10.646 (7.915) |
| 不可识别检验 p 值 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 7.60 | 3.78 | 4.24 | 3.36 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 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 |
| 观测值 | 888 | 413 | 404 | 394 |

表 8 报告了数字政府建设对初次分配收入差距的 2SLS 回归结果。在表 8 列（1）中，被解释变量为基尼系数市场值，同时控制了年份固定效应和经济体固定效应。此时，数字政府建设水平的系数为-0.596，在 1%的水平上显著为负；数字政府建设水平平方项的系数为 0.005，在 1%的水平上显著为正，意味着数字政府建设对初次分配中收入差距的影响呈 U 型。表 8 列（2）加入了与前文相同的一系列控制变量，此时数字政府建设水平的系数为-0.714，其平方项的系数为 0.006，均在 1%的水平上显著。表 8 列（3）、列（4）将被解释变量分别更换为基尼系数市场值 5 年均值与 3 年均值。核心解释变量的系数依旧显著为负，进一步验证了数字政府建设对初次分配中收入差距的 U 型影响。

其中，由表 8 列（2）中数字政府建设水平的系数-0.714 及其平方项的系数 0.006 可计算得出，曲线的拐点为 59.5。此处的经济含义与前文类似：2019 年印度的数字政府建设水平得分约为 59.6 分，在全球 193 个经济体中排名 100，在 52 分位左右。这一结果意味着，2019 年数字政府建设水平处于世界后 48%的经济体，数字政府建设与缩小初次分配中的收入差距相关；处于前 52%的经济体，数字政府建设会扩大初次分配中的收入差距。

在初次分配阶段，在数字政府建设水平为 59.5 时，数字政府对收入差距影响出现拐点；在再分配后，此拐点则出现在数字政府建设水平为 60.8 时。这一结果表明，数字政府主要通过影响初次分配来影响最终阶段的收入差距。本文进一步利用基尼系数市场值和基尼系数净值，度量

了再分配的作用，并识别了数字政府建设对再分配的影响。相关回归结果显示，在再分配过程中，数字政府对收入分配没有显著影响。^①

表 8 数字政府影响初次分配的回归结果

| 变量 | 基尼系数市场值 | | | |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 当期值 | 当期值 | 5 年均值 | 3 年均值 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | |
| 数字政府建设水平 | -0.596*** | -0.714*** | -0.693*** | -0.700*** |
| | (0.181) | (0.225) | (0.215) | (0.221) |
| 数字政府建设水平（平方） | 0.005*** | 0.006*** | 0.006*** | 0.006*** |
| | (0.001) | (0.002) | (0.001) | (0.002) |
| 不可识别检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 8.05 | 8.39 | 8.39 | 8.39 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 控制变量 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 经济体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 888 | 888 | 888 | 888 |

六、进一步分析

（一）异质性分析

前文分析了数字政府建设对收入差距的影响及其机制。本小节试图进一步分析这种影响在不同类别的国家是否存在差异。

本文通过收入水平和自然资源禀赋对样本国家进行分类。一方面，数字政府建设对不同收入水平国家的影响可能有差异。因此，利用世界银行对收入水平的划分方式，表 9 列（1）和列（2）将国家分为低收入和中低收入国家、高收入和中高收入国家分别进行 2SLS 回归。回归结果显示，在高收入与中高收入国家，数字政府建设对收入差距的影响呈 U 型。

另一方面，数字政府对不同自然资源禀赋的国家可能存在差异化影响。已有文献表明，自然资源禀赋越高的国家，越倾向于依赖自身自然资源，国家能力相对较弱，对新技术的推广相较其他国家滞后。表 9 列（3）和列（4）将样本国家分为自然资源丰裕国和非自然资源丰裕国分别进行 2SLS 回归。回归结果显示，在非自然资源丰裕国，数字政府建设水平的系数显著为负，其二次项显著为正，表明数字政府建设对非自然资源丰裕国的收入差距影响呈 U 型。

（二）对不同收入群体收入份额的影响

为了进一步分析数字政府建设影响收入差距时主要影响的收入群体，本文进一步考察数字政府建设对不同收入群体收入份额的影响。

^① 篇幅所限未予汇报，感兴趣的读者可向笔者索取。

表 9 数字政府对收入差距影响的异质性分析

| 变量 | 基尼系数净值 | | | |
|---------------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 低收入与中低收入国 | 高收入与中高收入国 | 自然资源丰裕国 | 非自然资源丰裕国 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | |
| 数字政府建设水平 | 3. 519 (53. 917) | −0. 896** (0. 346) | −0. 819* (0. 452) | −0. 584* (0. 338) |
| 数字政府建设水平（平方） | −0. 019 (0. 282) | 0. 009** (0. 004) | 0. 003 (0. 003) | 0. 006** (0. 003) |
| 不可识别检验 p 值 | 0. 94 | 0. 03 | 0. 22 | 0. 01 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 0. 00 | 2. 47 | 1. 91 | 4. 77 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0. 86 | 0. 00 | 0. 01 | 0. 03 |
| 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 |
| 观测值 | 317 | 571 | 319 | 569 |

表 10 数字政府对不同收入人群收入份额的影响

| 变量 | 最高 20% | 第二高 20% | 第三高 20% | 第四高 20% | 最低 20% |
|---------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 工具变量第二阶段回归结果 | | | | | |
| 数字政府建设水平 | −1. 060** (0. 421) | 0. 306** (0. 116) | 0. 292** (0. 122) | 0. 232* (0. 121) | 0. 232** (0. 105) |
| 数字政府建设水平（平方） | 0. 010** (0. 004) | −0. 003** (0. 001) | −0. 003** (0. 001) | −0. 002** (0. 001) | −0. 002** (0. 001) |
| 不可识别检验 p 值 | 0. 01 | 0. 01 | 0. 01 | 0. 01 | 0. 01 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 4. 18 | 4. 18 | 4. 18 | 4. 18 | 4. 18 |
| Anderson-Rubin Wald 检验 p 值 | 0. 01 | 0. 00 | 0. 02 | 0. 03 | 0. 03 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 经济体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 464 | 464 | 464 | 464 | 464 |

此处的被解释变量为来自 WDI 的全球各经济体不同收入群体收入份额。世界银行将不同收入群体五等分，按照收入水平从高到低排序，得到最高 20%、第二高 20%、第三高 20%、第四高 20%和最低 20%收入群体占社会总体收入的份额。表 10 汇报了工具变量第二阶段的回归结果。对于最高 20%群体的收入份额而言，数字政府建设对其影响呈 U 型，即数字政府建设一开始会降低这部分群体的收入份额，但在拐点后会使其收入份额提升。对第二高 20%至最低 20%

的群体而言,数字政府建设对其影响则呈倒U型,符合模型的推论。

七、结论

如何降低经济高速发展所带来的收入差距,是世界范围内的重要问题,也是我国实现中国式现代化过程中所必须面对的挑战。党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。国家数据局有关负责人在对《数字经济促进共同富裕实施方案》的解读中指出,数字经济有助于提升初次分配公平性,推动“分好蛋糕”;有助于推动共享社会发展成果,缩小“四大差距”。在这一背景下,加强数字政府建设能否促进共同富裕,亟待系统性研究。本文利用全球数据,从数字政府建设的不同阶段出发,系统全面地研究数字政府建设对收入差距的影响。

本文构建了一个简单的理论模型,说明由于各个企业存在获取政务服务能力的差异,因此数字政府在建设的不同阶段会对整个社会的收入差距产生不同的影响。在实证上,本文利用2007年至2019年全球158个经济体的数据,识别了数字政府建设影响收入差距的因果效应。在数据上,本文利用EGDI度量数字政府建设水平,并利用基尼系数净值度量整个社会的收入差距。在识别策略上,本文基于两阶段最小二乘法,利用各经济体1950年至1955年的平均出生率作为数字政府建设水平的工具变量。实证结果表明,数字政府建设对收入差距的影响呈U型,拐点约在全球经济体数字建设水平的50%。机制检验表明,数字政府建设主要对初次分配阶段收入差距呈U型影响,此时拐点也约为50%。此时,再分配的过程对于收入差距的影响并不显著。

本文的研究结论揭示,数字政府建设初期通过提升可达性使更多人获益,降低收入差距,在数字政府建设成熟期会因为部分弱势群体始终无法享受数字红利,加深“数字鸿沟”,扩大收入差距,这一结果主要在初次分配阶段形成。在再分配过程中,数字政府建设对收入差距的影响尚不显著,未能消弭“数字鸿沟”的负面影响。

基于本文的研究结论,为更好地发挥数字政府服务于高质量发展的作用,本文拟根据中国的实际情形,探讨如何进一步推动我国的数字政府建设,更好发挥其缩小收入差距的作用。从历史数据上看,我国数字政府建设水平和基尼系数的关系基本和本文的结论一致。在2007年至2015年间,我国数字政府建设水平和基尼系数负相关,即随着数字政府建设水平的提高,我国的收入差距在逐渐下降。然而,在2015年至2019年,我国数字政府建设水平超过了本文揭示的拐点。在此期间,虽然数字政府建设水平有了进一步提高,但基尼系数却未继续下降。所幸的是,我国的收入差距并未显著拉大,这也说明我国在一定程度上避免了数字政府建设在拐点后拉大收入差距的问题。

为了减小当前数字政府建设可能会拉大收入差距的隐患,本文基于跨国证据和我国国情,提出以下两点政策建议。

第一,在我国数字政府的建设过程中,政府应当注意增加数字技术的覆盖面及提升服务的精准度,使得尽可能多的人群可以通过数字平台获取政务服务,从而达到公共服务的均等化,使“数字鸿沟”得到有效弥合。在提升数字政府的覆盖面上,政府一方面可增强各地区,特别是偏远地区的信息基础设施建设,如增强宽带的覆盖面等;另一方面可致力于提升网络速度,以帮助居民无障碍且快速地访问数字平台,获取政务服务,从而打破地区之间的信息和政务服务壁垒。在提升数字政府服务精准度上,政府可增加对不同群体,特别是弱势群体(例如老年人和残疾人)的个性化服务提供,如对操作系统进行适老化改造等,使不同群体都有能力通过数字政府获取公共服务。

第二,政府应当进一步扩大数字技术在再分配过程中的应用广度和深度。一方面,数字技术

在税收工作中的使用,例如我国的“金税四期”工程,可以帮助政府精准识别税收对象,降低偷税漏税的可能,从而扩大税收,为公共服务提供更多资金;另一方面,数字技术在扶贫工作中的使用,例如利用消费数据精准识别扶贫对象,并通过数字技术进行扶贫款项的发放,都可以帮助政府提高扶贫的工作效率。

综上,提高数字政府的覆盖面,推动均等化的公共服务,并将数字技术进一步应用于再分配政策的执行过程中,可以有效弥合我国的“数字鸿沟”,推动共同富裕。

本文的工作是初步的,有以下两点值得进一步的研究。首先,数字政府建设涉及许多方面,本文使用电子政务发展指数作为数字政府建设程度的代理指标,并不能够全面反映数字政府。利用其他方面的微观数据,例如数字技术在扶贫项目中的应用程度,进行进一步分析,是值得研究的方向。其次,尽管本文发现数字政府建设对收入差距的 U 型影响主要来源于初次分配阶段,但其背后的具体机制依旧需要深入研究。

参考文献

- 陈胤默、王喆、张明、仇力, 2022:《全球数字经济发展能降低收入不平等吗?》,《世界经济研究》第 12 期。
- 贾彩彦、华怡然, 2023:《中国式现代化视域下数字政府建设与城乡收入差距解析》,《复旦学报(社会科学版)》第 2 期。
- 李文钊、翟文康、刘文章, 2023:《“放管服”改革何以优化营商环境?——基于治理结构视角》,《管理世界》第 9 期。
- 梅冬州、陈金至、曹玉瑾, 2018:《货币低估与收入不平等》,《世界经济》第 5 期。
- 王莉娜、胡广伟, 2022:《我国政府服务数字化治理评估体系的多维审思》,《中国行政管理》第 6 期。
- 张勋、万广华、吴海涛, 2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第 8 期。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第 8 期。
- 周荃、葛尔奇、陈希路、徐现祥, 2023:《数字政府促进经济发展:理论机制与跨国证据》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
- Acemoglu, D., S. Naidu, P. Restrepo, and J. A. Robinson, 2015, “Democracy, Redistribution, and Inequality”, in *Handbook of Income Distribution*, edited by A. B. Atkinson and F. Bourguignon, Amsterdam: North-Holland.
- Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2022, “Demographics and Automation”, *Review of Economic Studies*, 89 (1): 1–44.
- Aghion, P., U. Akcigit, A. Bergeaud, R. Blundell, and D. Hemous, 2019, “Innovation and Top Income Inequality”, *Review of Economic Studies*, 86 (1): 1–45.
- Aker, J. C., 2010, “Information from Markets Near and Far: Mobile Phones and Agricultural Markets in Niger”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2 (3): 46–59.
- Bai, C. E., C. T. Hsieh, and Z. Song, 2020, “Special Deals with Chinese Characteristics”, in *NBER Macroeconomics Annual 2019*, edited by M. S. Eichenbaum, E. Hurst, and J. A. Parker, Chicago: The University of Chicago Press.
- Banerjee, A., E. Duflo, C. Imbert, S. Mathew, and R. Pande, 2020, “E-Governance, Accountability, and Leakage in Public Programs: Experimental Evidence from a Financial Management Reform in India”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 12 (4): 39–72.
- Basu, P., and A. Guariglia, 2007, “Foreign Direct Investment, Inequality, and Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 29 (4): 824–839.
- Bell, C., 2016, “The Ruler, Elections, and Irregular Governance Dataset (REIGN)”, Broomfield, CO: OEF Research.
- Buliř, A., 2001, “Income Inequality: Does Inflation Matter?”, *IMF Staff Papers*, 48 (1): 139–159.

- Deaton, A. S. , and C. H. Paxson, 1995, “Saving, Inequality and Aging: An East Asian Perspective”, *Asia-Pacific Economic Review*, 1 (1): 7 - 19.
- Dornbusch, R. , S. Fischer, and P. Samuelson, 1977, “Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods”, *American Economic Review*, 67 (5): 823 - 839.
- Falck, O. , A. Heimisch-Roecker, and S. Wiederhold, 2021, “Returns to ICT Skills”, *Research Policy*, 50 (7): 104064.
- Hall, T. E. , and J. Owens, 2011. “The Digital Divide and E-Government Services”, *Proceedings of the 5th International Conference on Theory and Practice of Electronic Governance*: 37 - 44.
- Haseeb, M. , and K. Vyborny, 2022. “Data, Discretion and Institutional Capacity: Evidence from Cash Transfers in Pakistan”, *Journal of Public Economics*, 206: 104535.
- Jensen, R. , 2007. “The Digital Provide: Information (Technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian Fisheries Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, 122 (3): 879 - 924.
- Manacorda, M. , and A. Tesei, 2020. “Liberation Technology: Mobile Phones and Political Mobilization in Africa”, *Econometrica*, 88 (2): 533 - 567.
- Mastrobuoni, G. , 2020. “Crime is Terribly Revealing: Information Technology and Police Productivity”, *Review of Economic Studies*, 87 (6): 2727 - 2753.
- Muralidharan, K. , P. Niehaus, and S. Sukhtankar, 2016. “Building State Capacity: Evidence from Biometric Smartcards in India”, *American Economic Review*, 106 (10): 2895 - 2929.
- Peterson, E. W. F. , 2017. “The Role of Population in Economic Growth”, *Sage Open*, 7 (4): 1 - 15.
- Solt, F. , 2009, “Standardizing the World Income Inequality Database”, *Social Science Quarterly*, 90 (2): 231 - 242.

(责任编辑: 刘舫舸)

The U-shaped Impact of Digital Government Development on Income Inequality: Global Evidence

XU Xianxiang^{1,2} ZHOU Quan^{1,2} GE Erqi¹ CHEN Xilu¹

(1. Lingnan College, Sun Yat-sen University; 2. Institute of Mezzoeconomics)

Summary: We systematically estimate the causal effects of digital government development on income inequality. Initially, we elaborate on the impact of digital government on income inequality through a conceptual quantitative model. Specifically, the initial introduction of digital government enhances the standardization and transparency of public service application processes, reducing the costs for firms to access public services. The gap among firms in their ability to apply for public services is then narrowed, reducing the inequality in firm profitability. Nonetheless, with the progressive maturation of digital government functionalities, some firms may encounter limitations in fully leveraging online public services due to variances in scale, geographical location, human capital, and other determinants, leading to the phenomenon known as the “digital divide,” thus widening income disparities.

Using data from 158 economies worldwide from 2007 to 2019, we first employ fixed effects regressions to explore the correlation between digital government development and income inequality. However, due to the inherent endogeneity of digital government construction and its close association with the overall economic development level, the fixed effects regressions suffer from bias. To address the endogeneities, we further construct instrumental variables for digital government development by interacting with the average historical birth rates between 1950 and 1955 and time trend. Our two stage least squares results then show that the influence of digital government follows a U-shaped pattern. To be specific, digital government widens income inequality in the top 50% of countries but reduces it in the remaining 50%.

We aim to delve deeper into the impact of digital government on income inequality both before and after government redistribution as mechanism explorations. We utilize the Gini coefficient based on pre-tax and pre-transfer income data from the SWIID database to gauge income inequality prior to government redistribution. Comparative analysis of the regression outcomes from this exercise with our baseline results suggests the redistribution does not affect the U-pattern. Our conclusions are highly robust. After altering variable measurements, modifying model specifications, and incorporating additional control variables, the observed U-shaped pattern in the impact of digital government development on income inequality remains unchanged.

To mitigate the potential widening of income disparity in China posed by digital government development, we propose two policy recommendations. First, during the construction of digital government, Chinese government should focus on expanding the coverage of digital technologies and enhancing the precision of public services, enabling as many people as possible to access government services through digital platforms, thus achieving equalization of public services and bridging the digital divide effectively. Second, Chinese government should further broaden and deepen the application of digital technologies in the income redistribution process.

Our study underscores three significant contributions. First, we extend the research on the influence of information and communication technology on income inequality from the perspective of digital government. Second, we identify the heterogeneous impact of digital government on income distribution at different stages of development. Thirdly, we provide credible empirical evidence concerning the influence of digital government on inclusive income growth through cross-national data analysis. Our findings offer insights into the systemic impact of digital government on income inequality, providing new policy pathways for promoting common prosperity in China.

Key words: common prosperity; digital government; income inequality; digital divide