

# 数字政府是否缓解了收入差距<sup>\*</sup>

## ——来自跨国样本的证据

相倚天 陈经伟 张晨 周广华 袁贺荣

**内容提要** 加强数字政府建设、转变政府职能进而提升政府治理能力,已经成为世界主要国家的发展战略。本文关注数字政府能否成为提高社会公平和缩小收入差距的有力工具,基于《联合国电子政务调查报告》的9年抽样时间共计955个跨国样本数据,实证分析了数字政府与收入差距之间的关系。研究结果表明:加强数字政府建设能够显著缩小跨国收入差距,这一结果在更换变量度量方式和计量模型下均十分稳健。政府通过数字化治理缩短制度距离进而缩小收入差距。进一步研究发现,数字政府将驱动经济增长与收入不平等的关系从倒U型的库兹涅茨曲线转向负相关,意味着数字政府将加速库兹涅茨曲线拐点的到来,其不仅能够缩小跨国收入差距,且对国家内部的收入不平等同样具有缓解作用。

**关键词** 数字政府 制度距离 收入差距 库兹涅茨曲线

**Abstract** Strengthening the construction of digital government, transforming government functions and enhancing government governance capacity have become the development strategies of major countries around the world. This article focuses on

whether digital government can be a powerful tool for improving social equity and reducing income disparity, and empirically analyzes the relationship between digital government and income disparity based on the data of 955 cross-country samples over a nine-year sample period from the *United Nations E-Government Survey*. The findings show that strengthening digital government can significantly reduce cross-country income disparities, a result that is robust to both the replacement variable measure and the econometric model. The government reduces institutional distance and thus income disparity through digital governance. Further research finds that digital government will drive the relationship between economic growth and income inequality from an inverted U-shaped Kuznets curve to a negative correlation, implying that digital government will accelerate the inflection point of the Kuznets curve, which not only reduces cross-country income disparities, but also mitigates income inequality within countries.

**Keywords** Digital government Institutional distance Income disparity Kuznets curve

\* 陈经伟为通讯作者。

## 一、引言

近年来,新冠肺炎疫情暴发和国际冲突等因素给全球经济带来了不可估量的损失,居民收入水平急剧下降,收入不平等程度加剧。世界银行曾经在2020年6月《全球经济展望》公布其测算,认为2020年全球将有8800万~1.15亿人陷入极端贫困,在2021年1月将预测值调整增至1.19亿~1.24亿人。这意味着,由新冠肺炎疫情所产生的社会经济等诸多问题,在未来几年时间内将成为各国政府面临的重要挑战之一。《2021年世界发展报告:数据改善生活》指出,由于新一代信息通信技术的快速发展,数据成为抗击贫困的强大武器,具有改善贫困人口生活的巨大潜力。无论对于政府还是企业,数据逐渐演变成为公共治理和企业运营的重要驱动力。特别对于前者,政府数字化转型成为运用物联网、大数据、人工智能等技术改善治理环境,提高公众福利水平以及实现社会公平的重要途径和必然选择。

把数字技术广泛用于政府管理服务,实现数字政府能够缩小收入差距吗?当前研究尚未直接回应该疑问,而是关注了两个更加基础性的问题。第一,数字政府能够影响国家治理吗?第二,政府数字治理对收入差距有何影响?针对第一问题,大量研究成果从不同角度出发认为数字政府能够完善制度环境,提高政府治理质量。Lourenco(2015)认为数字化建设能够提高政府运作流程的透明度。Bataineh和Abu-Shanab(2016)发现借助信息技术,数字政府提高了公众和政府的互动频率和互动效果,有利于建立和完善公众问责机制。张红彬和李齐(2018)认为大数据能够帮助政府提高公共服务效率,降低公共物品供给成本,优化公共资源配置。赵云辉等(2019)发现大数据能够帮助政府

遏制腐败、提高治理效率以及提升社会法治水平。陈少威和贾开(2020)认为数字技术能够提升中国环境治理创新水平。米加宁、彭康珺和章昌平(2020)认为大数据思维能够重建政府与社会的多元主体关系,规范政府职能,优化政府流程,动态配置资源。孟天广(2021)认为数字技术为政府数字化转型提供了技术赋能和技术赋权。总而言之,数字政府在重塑治理结构、优化政府职能、提升治理能力等方面发挥了重大作用。

如果数字政府能够作用于制度环境,那么制度环境会对收入差距产生影响吗?答案显然是肯定的。关于制度对经济增长和国民收入影响的研究已经积累了丰富的成果。North(1981)将制度定义为:一系列被制定出来的规则、服从程序和道德、伦理的行为规范。他进一步指出,制度变迁影响着社会演进的方式。Knack和Keefer(1995)强调民主、产权和政治稳定对于经济增长的重要性。Acemoglu、Johnson和Robinson(2001)巧妙地利用殖民地死亡率作为工具变量,实证发现好的制度能够产生显著的经济增长效应。跨国收入差距是不同国家国民收入的比较指标,相应地,制度建设或制度质量的国家间差异则可称为制度距离<sup>①</sup>。黄新飞、舒元和徐裕敏(2013)发现制度距离能够解释跨国收入差距,并且这种影响在样本期内呈现逐渐增强的趋势。综上可知,当前研究认为数字政府能够改善政府治理和制度质量,而后者会对经济增长产生影响。因此,对于数字政府与收入差距的关系,似乎可以形成这样的推论:如果数字政府能够缩短(拉大)制度距离,那么就有可能缩小(拉大)收入差距。

本文的边际贡献在于:(1)将数字政府与收入差距进行关联,以制度质量和制度距离作为影响渠道,探究政府能否利用信息通信技术改善制度环境,提高治理质量,进而缩小收入差距;同时针对跨国样本的研究表明数字政府能

够通过缩短制度距离进而缩小跨国收入差距。(2)进一步探究了数字政府对国家内部收入不平等的影响,借助库兹涅茨曲线发现数字政府将会改变收入不平等与经济增长的关系,促使传统倒U型关系转变为负相关关系,意味着数字政府能够缓解经济增长初期的收入不平等,加速库兹涅茨曲线拐点的到来。

## 二、理论分析与研究假说

本文关注数字政府与收入差距的关系,数字政府不仅是数字技术与数字基础设施发展的体现,更是国家制度建设和制度质量的重要方面,而制度本身与一国经济发展密切相关,因此,本文从制度质量入手,理论分析数字政府对收入差距的影响。

新一代信息通信技术的发展不仅带来产业数字化,为经济增长提供了强劲驱动力,而且对政府治理模式、组织架构变革等都产生了深远影响,建设数字政府成为世界主要国家的发展战略。学术界围绕数字政府或数字政府能否推动治理质量提升、改善制度环境进行了大量研究。《联合国电子政务调查报告》认为,电子政务或数字政府的目标是通过应用信息通信技术使政府更加高效、合法、透明和负责。OECD期待信息通信技术能够帮助政府提升政策效果,提高公共服务水平以及改善政府与私营企业关系等。世界银行则认为数字政府不仅能够在政府服务、政企互动以及政府管理上有所作为,而且,通过信息公开和获取向公民赋权,转变政府、企业和公民之间的关系。徐晓林和刘勇(2006)发现数字政府通过技术优势,能够形成高效的网络治理结构,从政府善治的合法性、政府运行的透明性和治理主体的责任性等方面,构建城市政府善治机制。戴长征和鲍静(2017)认为数字政府能够通过数字化思维、数字化资源、数字化工具和数字化规则变革政府形态和

治理模式。

数字政府本质上是利用数字技术整合数据信息,从而有效提高行政效率、降低行政信息壁垒、改善政府治理与制度质量的一种方法。根据制度经济学相关理论,政府治理水平和制度质量与经济增长息息相关,无论从理论还是实证层面,制度与经济增长的积极关系得到了广泛证实。Hall和Jones(1999)发现制度和政府政策能够解释国家间人均产出差距。王小鲁(2000)认为改革开放后中国经济持续增长的重要原因在于制度变革引起的资源重新配置。Grogan和Moers(2001)发现对于转型国家而言,制度是经济增长和外商直接投资的决定性因素。沈坤荣和付文林(2005)发现中国的财政分权制度显著促进经济增长。乔榛、焦方义和李楠(2006)发现制度变迁是决定改革开放后农业增长的重要因素。Méon和Weill(2005)发现更好的制度意味着更高的宏观技术效率。董雪兵等(2012)从理论和实证两个角度发现知识产权保护能够促进经济增长。许和连和王海成(2018)发现简政放权对企业出口绩效产生了显著且稳健的积极影响。夏后学、谭清美和白俊红(2019)发现优化营商环境能够促进企业创新。黄新飞、舒元和徐裕敏(2013)认为制度距离能够解释跨国收入差距。因此,国民收入作为经济增长的重要维度之一,理论上会受到数字政府的显著影响。

数字政府与制度质量的关系、制度建设与经济增长的关系为研究数字政府和收入差距搭建了桥梁。本文认为,数字政府能够显著改善国家的制度质量从而提高国民收入。相对于低收入国家,大部分高收入国家的制度质量原本就处于较高水平,比如政府信息公开程度较高,民众政治参与渠道更加顺畅等,因此,数字政府对高收入国家的制度质量和经济增长的边际影响要弱于低收入国家,即低收入国家具有“更大的进步空间”,从而能够缩小跨国收入差距。

基于此,本文提出研究假说如下:

数字政府能够缩短国家间的制度距离,从而降低跨国收入差距。

### 三、变量选择和度量

#### (一) 主要研究变量

##### 1. 被解释变量

收入差距是本文的被解释变量,多数文献采用基尼系数对收入差距进行度量,也有文献基于实证模型进行间接分析,例如采用分位数模型检验解释变量对收入分布的影响或者利用分解模型(例如 Oaxaca-Blinder 分解)得到平均收入差距的影响因素。近年来分位数回归常用于检验收入差距问题,逻辑在于,如果解释变量对低收入和高收入群体的边际收入具有差异性影响,则会改变不同群体间的收入差距(程名望等,2014)。该方法能够直观反映数字政府对不同国家制度质量和国民收入的边际影响,从而检验本文的理论逻辑。如果数字政府对低收入国家国民收入的正向影响要显著强于高收入国家,那么数字政府就能缩小跨国收入差距,制度质量同理。因此,参考 Nguyen 等(2007)及邵旭阳和王波(2023)的研究,本文采用分位数模型评估数字政府对国民收入(以2010年不变价美元计算的人均国民收入的自然对数, LnGNI)分布的影响。

##### 2. 解释变量

数字政府是本文的解释变量。由于这一概念来自实践活动并非学术论文,因此,关于其内涵和外延的界定存在争议。综合大量文献的交集,考虑数据的可获得性,本文选择遵循《联合国电子政务调查报告》的界定,将其定义为政府运用信息技术提供公共服务的程度。为了追踪世界各国电子政务的发展情况,联合国从2001年开始针对各国政府的数字化程度进行评估,最终结果由 EGDI 指数(E-Government

Development Index, EGDI) 进行反映,截至目前,已经完成了2001年、2003年、2004年、2005年、2008年、2010年、2012年、2014年、2016年、2018年、2020年和2022年共计12次评估。作为一个综合评估结果,EGDI指数由三部分组成,包括反映在线服务范围和质量在线服务指数(Online Services Index, OSI),反映电信基础设施建设情况的电信基础设施指数(Telecommunications Infrastructure Index, TII)以及反映人力资本质量的人力资本指数(Human Capital Index, HCI)。EGDI的计算公式如下:

$$EGDI = \frac{1}{3} (OSI_{normalized} + TII_{normalized} + HCI_{normalized}) \quad (1)$$

鉴于参与治理的重要性,《联合国电子政务调查报告》额外提供了一个反映公众利用信息技术参与公众决策、行政管理和公共服务交付程度的指标:电子参与指数(E-Participation Index, EPI)。该指数包括三个方面的内容:信息提供(政府向公众提供信息),咨询(政府就政策或提供公共服务方面向公众提供咨询,并给予反馈)和决策(政府让公众参与决策)。而依据数字政府的定义,TII和HCI并不直接体现政府应用信息通信技术的程度,而且人力资本和电信基础设施对于经济增长存在显著影响。因此,本文在实证时主要采用EGDI、OSI和EPI作为数字政府的代理变量,其中,后两种指数是分析重点。

##### 3. 机制变量

制度距离是本文的影响机制变量,采用世界治理指数(Worldwide Governance Indicators, WGI)度量<sup>②</sup>。世界银行针对200多个成员的政府治理情况,从1996年开始逐年进行量化评估,形成了进行制度实证研究使用最为广泛的指标WGI。WGI包括六个维度的评估结果:(1)话语权和问责(Voice and Accountability, VA\_S):反映一国公民参与政府选举、言论自

由、社交自由和媒体自由的程度;(2)政治稳定和杜绝暴力(Political Stability and Absence of Violence, PSNV\_S):反映人们对政治不稳定和出于政治动机的暴力,包括恐怖主义可能性的看法;(3)政府效率(Government Effectiveness, GE\_S):反映人们对公共服务质量的看法、公务员质量及其独立于政治压力的程度、政策制定和执行的质量以及政府对这些政策承诺的信誉;(4)监管质量(Regulatory Quality, RQ\_S):反映政府制定和实施促进私营部门发展的政策和法规的能力;(5)法治(Rule of Law, RL\_S):反映人们对社会规则的信任程度和遵守程度,特别是合同执行、产权、警察和法院的质量,以及犯罪和暴力的可能性;(6)遏制腐败(Control of Corruption, CC\_S):反映公众对公共权力为个人利益所行使程度的认知,包括各种程度的腐败形式,以及精英和私人利益集团对国家利益的“侵占”。

除此之外,实证分析过程引入对外开放程度(外商直接投资占GDP比重, FDI)、国际贸易(进出口占GDP比重, Itrade)、金融环境(私人信贷占比, Private)以及初始经济禀赋(2002年人均国民收入自然对数, GNI2002)作为控制变量。

## (二) 样本选择和描述性统计

### 1. 样本选择

度量数字政府的相关数据来源于2003年、2004年、2005年、2008年、2010年、2012年、2014年、2016年、2018年《联合国电子政务调查报告》。由于疫情冲击和数据可得性问题,本文并未将2020年与2022年数据纳入样本,以提高计量结果的可信度。此外,制度质量数据来源于世界银行网站,度量控制变量所需数据来源于世界银行数据库。剔除数据缺失样本,最终获得955个跨国样本用于实证分析,样本分布如表1所示。

表1 样本年度分布

年份	样本数量	百分比(%)
2003	95	9.948
2004	96	10.052
2005	101	10.576
2008	109	11.414
2010	113	11.832
2012	113	11.832
2014	111	11.623
2016	114	11.937
2018	103	10.785
总计	955	100

## 2. 描述性统计

### (1) 数字政府与国民收入

图1绘制了数字政府与国民收入的关系图,可以很清楚地发现,无论采用EGDI、OSI还是EPI度量数字政府,其与国民收入(LnGNI)之间似乎呈现非常明显的正相关关系,意味着数字政府能够显

著促进国民收入增长。虽然数字政府与国民收入紧密相关,但仍然无法确定数字政府能否缩小国民收入差距。这里需要考虑两个因素:边际差异和禀赋差异。边际差异指的是数字政府对国民收入的边际影响大小,禀赋差异则指的是数字政府水平的高低。通常来讲,高收入国家的数字

政府能力较强,数字政府的禀赋差异显然拉大了国家间的收入差距。但是如果数字政府对国民

收入的边际提升作用在低收入国家更为显著,那么数字政府就非常有可能缩小跨国收入差距。

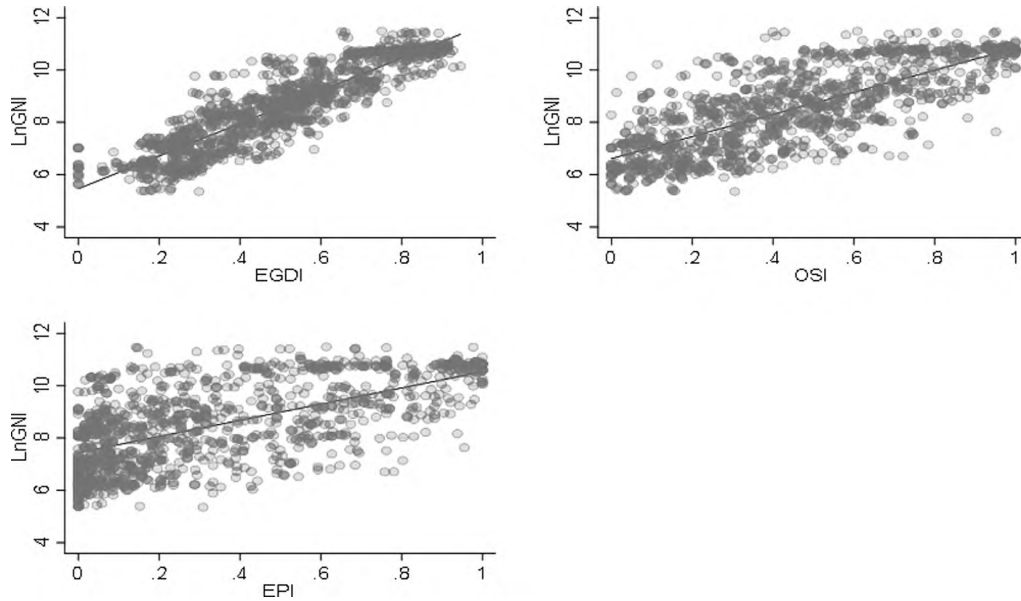


图1 数字政府与国民收入

(2) 数字政府与跨国收入差距

表2给出了基于数字政府分组的国民收入统计结果,具体按照EGDI、OSI和EPI从小到大排列后等样本量分为四组(1组最小,4组最大),

计算LnGNI的均值、极值差、标准差和内分位距(75%、50%和25%分位数差)。综合统计结果可以发现:(1)数字政府能力越强,国民收入越高。基于EGDI分组的均值从6.687增加至10.419;基

表2 数字政府与跨国收入差距

分组	均值	极值差	标准差	p75-p25	p50-p25	p75-p50
EGDI-1	6.687	4.415	0.696	0.954	0.340	0.615
EGDI-2	7.959	4.373	0.895	1.251	0.746	0.505
EGDI-3	9.011	4.685	0.812	0.945	0.451	0.494
EGDI-4	10.419	2.776	0.602	0.795	0.645	0.150
OSI-1	7.016	4.948	1.009	1.347	0.675	0.672
OSI-2	8.044	6.113	1.225	1.789	0.983	0.807
OSI-3	8.927	4.961	1.143	1.609	0.765	0.844
OSI-4	10.083	4.766	0.958	1.275	0.985	0.290
EPI-1	7.403	5.033	1.268	1.928	0.803	1.124
EPI-2	8.027	6.073	1.340	1.998	1.033	0.965
EPI-3	8.824	6.059	1.396	2.167	0.985	1.181
EPI-4	9.812	4.777	1.120	1.606	0.946	0.660

表 3 变量描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最大值	最小值
LnGNI	955	8.521	1.567	5.353	11.482
EGDI	955	0.490	0.223	0.000	0.946
EPI	955	0.350	0.303	0.000	1.000
OSI	955	0.452	0.274	0.000	1.000
HCI	955	0.723	0.208	0.000	1.000
VA_S	955	-0.006	0.954	-2.198	1.801
PSNV_S	955	-0.164	0.918	-2.677	1.688
GE_S	955	0.064	1.017	-2.078	2.437
RQ_S	955	0.095	0.962	-2.243	2.233
RL_S	955	0.000	1.010	-1.795	2.100
CC_S	955	0.019	1.045	-1.722	2.438
FDI	955	5.721	19.001	-39.546	339.788
Itrade	955	84.467	56.089	19.459	437.327
Private	955	55.260	46.631	0.738	252.905

于 OSI 分组的均值从 7.016 增加至 10.083; 基于 EPI 分组的均值从 7.403 增加至 9.812。以上结果再一次表明数字政府与国民收入之间的正相关关系。(2) 高数字政府水平组的收入差距要小于低水平组。基于 EGDI 分组后, 无论极值差、标准差还是内分位距, 普遍呈现出显著的递减特征。基于 OSI 和 EPI 分组后, 极值差、标准差、内分位距 (p75-p25 和 p75-p50) 也具有明显的递减现象。

#### 四、实证结果和分析

前文描述性统计结果似乎能够说明两个问题: 数字政府与国民收入之间呈现显著的正相关关系, 数字政府能够缩小跨国收入差距, 以上典型特征为进一步的研究提供了有益启示。此处将对数字政府、制度距离和收入差距的关系进行实证检验, 遵循以下研究逻辑。第一, 检验数字政府与跨国收入差距的关系。主要应用分位数模型对不同收入水平下数字政府的边际效应进行估计, 基于不同收入分位点的系数差异说明数字政府对收入差距的影响。第二, 稳健

性检验。通过改变变量度量方式以及采用不同的计量模型说明数字政府与收入差距关系的检验结果具有稳健性。第三, 机制检验。如果数字政府能够缩小跨国收入差距, 那么影响机制是什么。此处将阐述制度距离在数字政府和收入差距之间扮演何种角色, 并基于实证结果进行检验。第四, 关于数字政府和收入不平等关系的进一步研究。以上分析考虑的是跨国收入差距, 需要进一步探究数字政府能否缩小国家内部收入差距。根据经典的库兹涅茨曲线, 实证检验数字政府能否缓解经济增长初期所带来的收入不平等问题。

##### (一) 数字政府与跨国收入差距的关系检验

表 4 呈现了数字政府对国民收入影响的分位数估计结果<sup>③</sup>, 可以清楚地发现, 数字政府对于国民收入的积极影响在收入分布的左端更大, 意味着数字政府能够显著缩小跨国收入差距。具体来看, 当采用 EGDI 度量数字政府时, 按照分位点由低到高, 系数分别为 5.379、4.850 和 3.940, 均在 1% 的水平下显著大于零, 并且呈

现显著的递减特征。当采用 OSI 度量数字政府时,系数分别为 2.881、2.477 和 1.521,同样在 1%的水平下显著大于零,递减特征也十分明显。EPI 的系数估计结果分别为 1.812、1.408 和 0.767,具有 1%的统计显著性,并且伴随收入增加而不断减小。综合上述实证结果,不难发现数字政府对于国民收入的边际效应随着收入水

平的提高而减弱,而根据张晨(2022),富国和穷国之间数字政府建设差距正在显著缩小,综合边际影响差异和数字政府发展非均衡性降低的特征,可以认为数字政府在缩小跨国收入差距上发挥了重要作用,低收入国家能够通过提高政府数字政府水平进而缩小与高收入国家的差距。

表 4 数字政府对跨国收入的分位数回归结果 (EGDI)

变量	(1)	(2)	(3)
	25%	50%	75%
EGDI	5.379 *** (21.941)	4.850 *** (25.609)	3.940 **** (18.807)
OSI	2.881 *** (13.588)	2.477 *** (11.766)	1.521 *** (9.389)
EPI	1.812 *** (9.740)	1.408 *** (6.426)	0.767 **** (5.705)
控制变量	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制
N	955	955	955

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于稳健标准误计算的 t 值。

表 4 所呈现的只是不同分位数下的点估计结果,并不能揭示分位数间的系数差异是否具有显著性。因此构建内分位距方程,检验不同分位数下数字政府的边际影响是否存在差异。以 0.75 和 0.25 分位数为例,模型设定如下:

$$Q_{0.75}(y) = a_{0.75} + b_{0.75}x \quad (2)$$

$$Q_{0.25}(y) = a_{0.25} + b_{0.25}x$$

其中, Q 表示分位数, y 为被解释变量国民收入, x 为数字政府变量。内分位距方程如下:

$$Q_{0.75}(y) - Q_{0.25}(y) = (a_{0.75} - a_{0.25}) + (b_{0.75} - b_{0.25})x \quad (3)$$

分位数方程系数差异:  $(b_{0.75} - b_{0.25})$  和  $(a_{0.75} - a_{0.25})$  通过自助法计算标准误从而进行显著性检

验,此处检验了 75%、50% 和 25% 分位数的系数差异,具体结果如表 5 所示。整体来看,所有系数差异均显著小于零,意味着数字政府对于国民收入的正向影响在较低收入国家更为显著。具体来看,EGDI 的系数差分别为 -1.439、-0.910 和 -0.529,均在 1%的水平下显著小于零,并且绝对值逐渐减小,说明高分位数系数显著小于低分位数。OSI 的系数差分别为 -1.114、-0.534 和 -0.580,均在 1%的水平下显著小于零。EPI 的系数差为 -0.623、-0.251 和 -0.372,至少在 5%的水平下显著小于零。因此,根据表 5 所呈现的检验结果,数字政府对于跨国收入增长的边际递减效应是非常显著的。



表 5 内分位距检验

变量	(1)	(2)	(3)
	p75-p25	p75-p50	p50-p25
EGDI	-1.439 *** (-4.916)	-0.910 *** (-4.296)	-0.529 *** (-2.612)
OSI	-1.114 *** (-5.267)	-0.534 *** (-4.370)	-0.580 *** (-3.559)
EPI	-0.623 *** (-3.706)	-0.251 *** (-2.815)	-0.372 ** (-2.501)

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于自助法计算的 t 值。

(二) 稳健性检验

前文实证结果表明数字政府所具有的边际递减效应能够缩小国家间的收入差距。为了说明以上结果的可靠性,采用两种方式重新检验数字政府与跨国收入差距的关系。

1. 更换变量度量方式

伴随着社会的发展以及政府治理理念和模式、新兴技术等新事物的出现,联合国关于各国电子政务的评估内容也在不断更新,譬如 2020 年的评估内容新增了司法系统的在线服务情况。上述更新虽然能够保证评估结果的全面性和准

确性,但是对于实证分析来讲可能造成前后时期评估结果的不可比。为了解决评估内容频繁变动带来的问题,此处采用反映相对大小的数字政府排名(EGDI\_R、OSI\_R 和 EPI\_R)重新进行实证检验。需要说明的是,数字政府排名数值越大,表明数字政府水平越低,因此如果前文结果稳健,那么此处的系数估计结果将具有相反的符号。

表 6 给出了基于数字政府排名的分位数估计结果,表 7 给出了内分位距检验的结果。不难发现,EGDI\_R、OSI\_R 和 EPI\_R 的系数均在 1%的水平下显著小于零,且绝对值逐渐减小。根

表 6 更换变量度量方式的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	25%	50%	75%
EGDI_R	-0.021 *** (-32.549)	-0.018 *** (-31.104)	-0.014 *** (-25.361)
OSI_R	-0.015 *** (-16.478)	-0.014 *** (-16.409)	-0.009 *** (-12.595)
EPI_R	-0.012 *** (-11.871)	-0.011 *** (-11.674)	-0.006 *** (-8.007)
控制变量	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制
N	955	955	955

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于稳健标准误计算的 t 值。

表7 基于数字政府排名的内分位距检验

变量	(1)	(2)	(3)
	p75-p25	p75-p50	p50-p25
EGDI_R	0.007 *** (8.867)	0.004 *** (8.785)	0.002 *** (4.227)
OSI_R	0.007 *** (5.767)	0.003 *** (5.388)	0.004 *** (3.231)
EPI_R	0.004 *** (3.024)	0.002 *** (3.247)	0.002 ** (1.963)

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于自助法计算的t值。

据表7所呈现的检验结果,可以认为上述分析结论在统计意义上非常显著。更换变量度量方式后的估计结果依然呈现出与前文相同的实证结论:伴随国民收入水平的提高,数字政府的正向促进作用逐渐减弱,因此这种边际效应差异能够缩小跨国收入差距。

### 2. 更换计量模型探究禀赋差异和边际效应差异

前文已经提到,数字政府对于收入差距的影响来源于两部分:禀赋差异和边际效应差异。前者指的是数字政府水平大小所产生的收入差距,后者则指数字政府对收入增长的边际效应差异所造成的收入差距。二者乘积则反映了数字政府对于收入差距的总影响。一方面为了说明前文关于边际效应差异结果的可靠性,另一方面希

望进一步探究边际效应差异、禀赋差异对收入差距分别产生的影响以及加总效应,因此将采用Oaxaca-Blinder分解方法重新检验数字政府与收入差距的关系。Oaxaca-Blinder分解是针对不同群体均值差异的分解结果,需要明确不同组群样本。将样本划分为三个组群:国民收入大于75%分位数样本(高收入国家,记为高)、小于等于25%分位数样本(低收入国家,记为低)以及位于25%~75%之间样本(中等收入国家,记为中),两两分解结果如表8所示。<sup>④</sup>首先,观察禀赋差异,无论EGDI、OSI还是EPI均表明收入越高,数字政府的禀赋资源越多。其次,观察系数差异。前文分位数估计结果以及内分位距检验结果表明数字政府对不同收入国家的边际影响存在差异。此处基于均值分解结果表明,数字政府对于收入

表8 Oaxaca-Blinder分解结果

变量	禀赋差异			系数差异			总差异		
	高-低	中-低	高-中	高-低	中-低	高-中	高-低	中-低	高-中
EGDI	0.426 *** (6.502)	0.199 *** (6.351)	0.480 *** (12.318)	-0.008 (-0.219)	0.222 (1.117)	-0.461 *** (-6.100)	-0.018 (-0.219)	0.222 *** (5.068)	-0.262 *** (-5.965)
OSI	0.293 *** (6.175)	0.135 *** (5.885)	0.166 *** (6.247)	-0.049 ** (-2.229)	0.006 (0.232)	-0.118 ** (-2.549)	-0.123 ** (-2.239)	0.007 (0.232)	-0.075 ** (-2.519)
EPI	0.225 *** (4.692)	0.096 *** (4.458)	0.092 *** (3.944)	-0.036 ** (-2.341)	-0.020 (-1.091)	-0.039 (-1.283)	-0.120 ** (-2.372)	-0.028 *** (-3.091)	-0.031 (-1.273)

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为t值。

的平均影响在高收入国家、中等收入国家和低收入国家之间存在显著差异,体现为数字政府在较低收入国家发挥更大的正向作用。禀赋差异表明数字政府拉大了国家间的收入差距,系数差异则意味着数字政府边际影响将会缩小收入差距。最后,考虑禀赋差异和系数差异的综合结果,可以发现EGDI、OSI和EPI普遍显著小于零,意味着数字政府的总影响表现为缩小了跨国收入差距。

(三)基于制度距离的机制检验

无论分位数回归结果还是稳健性检验,均表明数字政府对于收入的积极影响存在显著差异,低收入国家可以借助递减的边际效应缩小与高收入国家的收入差距。进一步思考,为什么数字政府能够缩小收入差距?关于这个问题,本文将原因归结为制度距离。第一,制度距离是决定跨国收入差距的关键因素。黄新飞、舒元和徐裕敏(2013)指出,制度距离持续拉大了国家间的收入差距。第二,数字政府虽然能够显著提高制度质量,但边际效应可能具有递减特征。Varian(2018)、Farboodi和Veld-

kamp(2021)及蔡跃洲和马文君(2021)均认为,数字要素与其他投入要素类似,对于效率的提升遵循边际收益递减规律。如果数字政府关于制度质量的递减特征显著,那么将有可能缩短制度距离。综合以上两个原因,本文认为数字政府可能通过缩短制度距离进而缩小收入差距。前文已验证了数字政府和收入差距的关系,此处将对数字政府能够缩小制度距离进行检验。

1.数字政府与制度距离关系的检验结果

考虑到传统三步法中介效应检验存在的问题(江艇,2022),本文仍然选择经济学领域惯有的机制检验逻辑:只检验数字政府与制度距离的关系,后者对于收入差距的影响则借助黄新飞、舒元和徐裕敏(2013)的研究成果进行说明。如果数字政府对制度薄弱国家(通常也是低收入国家)的边际影响更大,那么就可以认为其能够缩短制度距离。表9给出了数字政府对制度质量的分位数估计结果,表10则给出了不同分位点间的系数差异检验结果。所得结果依然明显,无论采用哪种指标度量,数字政府显著缩小了国家间的制度距离。具体而言,采用EGDI度

表9 数字政府与制度距离关系的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	25%	50%	75%
EGDI	1.409 *** (9.020)	1.154 *** (7.360)	0.699 *** (3.570)
OSI	0.604 *** (6.206)	0.302 *** (3.046)	0.285 *** (2.699)
EPI	0.418 *** (4.889)	0.174 ** (1.980)	0.184 * (1.892)
控制变量	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制
N	955	955	955

注:“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于稳健标准误计算的t值。

量数字政府时,其系数从最 25%分位点的1.409,下降至 75%分位点的 0.699。OSI 的系数则从 0.604减小至 0.285。EPI 的系数从 0.418 降低为 0.184。根据表 10 的检验结果,大部分

情况下上述实证规律还是非常显著的。综上所述,结果表明数字政府能够缩短国家间的制度距离,因此可以认为数字政府能够通过缩短制度距离进而缩小跨国收入差距。

表 10 数字政府缩小制度距离的内分位距检验

被解释变量	解释变量	(1)	(2)	(3)
		p75-p25	p75-p50	p50-p25
WGI	EGDI	-0.711 *** (-2.809)	-0.456 ** (-2.027)	-0.255 (-1.605)
	OSI	-0.319 *** (-3.590)	-0.017 (-0.175)	-0.302 *** (-3.029)
	EPI	-0.234 *** (-2.675)	0.010 (0.137)	-0.244 *** (-3.090)

注:“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于自助法计算的 t 值。

## 2.数字政府与不同维度制度距离的检验结果

表 11 给出了六维制度质量分别作为被解释变量的检验结果,可以发现绝大多数情况下,高分位点的系数要小于低分位点,并且不同制度内容下,这种差异具有不同的显著性。无论加总指标 EGDI 还是分项指标,对于话语权和问责、政治稳定和杜绝暴力、政府效率和监管质量普遍具有显著影响。整体来看,非常显著的实证结果广泛支持数字政府缩短制度距离的实证结论。

### (四)进一步研究:数字政府与国家内部收入不平等

Kuznets(1955)提出了著名的库兹涅茨曲线,描述经济增长和收入不平等之间的倒 U 型关系。自此大量文献应用各种计量模型检验库兹涅茨曲线是否存在,但是结果各异。Kravis(1960)验证了上述规律的确存在。但是 Deininger 和 Squire(1998)发现具有倒 U 型关系和具有不同

特征的国家几乎各占一半。Huang 和 Lin(2007)虽然检验出了倒 U 型关系,但是经济增长拐点过小,甚至可以认为经济增长和收入不平等之间存在单调递减关系。Theyson 和 Heller(2015)采用多种指标比如人类发展指数、教育水平进行研究后发现了 S 型特征。综上可以发现关于库兹涅茨曲线的研究存在广泛争议,或许倒 U 型关系并不存在,又或者经济增长和收入不平等之间存在多种关系,不同关系模式之间的转换受到某些因素的影响。

邵红伟和靳涛(2016)认为,制度是导致库兹涅茨曲线出现的重要原因。传统社会由于制度不公产生了大量的不平等,受限于物质基础,现代社会的公平制度只会等到经济发展到一定程度才会出现和完善。传统社会向现代社会转变的初始阶段,不完善的制度环境导致并非对于所有人都能获得均等的市场机会,制度不公将会进一步恶化收入不平等。随着经济发展程度的不断提高,制度得以完善,机会公平和权利

表 11 数字政府缩小不同制度距离的内分位距检验

被解释变量	解释变量	(1)	(2)	(3)
		p75-p25	p75-p50	p50-p25
V_S	EGDI	-2.425 *** (-7.564)	-1.139 *** (-4.461)	-1.286 *** (-3.821)
	OSI	-1.008 *** (-5.533)	-0.422 *** (-2.744)	-0.585 *** (-3.002)
	EPI	-0.780 *** (-4.118)	-0.098 (-0.931)	-0.682 *** (-4.575)
PSNV_S	EGDI	-1.145 *** (-4.243)	-0.628 *** (-2.939)	-0.517 * (-1.863)
	OSI	-0.353 ** (-2.181)	-0.179 (-1.557)	-0.174 (-1.393)
	EPI	-0.308 ** (-2.081)	-0.166 * (-1.680)	-0.142 (-1.170)
GE_S	EGDI	-0.518 *** (-2.584)	-0.202 (-0.965)	-0.316 * (-1.906)
	OSI	-0.271 ** (-2.432)	-0.082 (-0.761)	-0.190 ** (-2.022)
	EPI	-0.292 *** (-3.127)	-0.171 ** (-2.187)	-0.120 (-1.482)
RQ_S	EGDI	-0.425 * (-1.877)	-0.290 * (-1.860)	-0.136 (-0.813)
	OSI	-0.179 * (-1.675)	-0.091 (-0.891)	-0.087 (-0.748)
	EPI	-0.241 ** (-1.985)	-0.037 (-0.425)	-0.204 ** (-2.335)
RL_S	EGDI	-0.160 (-0.646)	-0.119 (-0.472)	-0.042 (-0.195)
	OSI	-0.066 (-0.506)	0.045 (0.351)	-0.111 (-0.854)
	EPI	-0.036 (-0.276)	0.016 (0.146)	-0.052 (-0.445)
CC_S	EGDI	-0.316 (-0.981)	0.388 (1.438)	-0.705 *** (-3.865)
	OSI	-0.308 * (-1.826)	0.030 (0.197)	-0.338 *** (-2.462)
	EPI	-0.037 (-0.247)	-0.007 (-0.053)	-0.030 (-0.265)

注：“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为基于自助法计算的 t 值。

公平能够起到缩小收入差距的作用。根据以上观点,制度不公导致经济发展初期收入不平等加剧,如果此时数字政府能够加速制度建设,完善制度环境,那么上述不平等是否将会得以缓解,使得倒U型曲线的经济增长拐点提前到来。基于上述猜想,此处通过检验数字政府对经济增长与收入不平等关系的影响,研究数字政府能否缩小国家内部的收入差距。

遵循 Ahluwalia(1976)研究库兹涅茨曲线的思路,继续使用跨国样本进行实证检验。被解释变量为收入差距,采用基尼系数度量。经济增长采用人均国民收入的自然对数度量(同前文)。此处的实证重点在于探究数字政府能否影响经济增长与收入不平等的关系,因此解释变量依然为数字政府,除此之外引入城镇化(城镇人口比例, City)和工业化(工业增加值占GDP比重, Indu)作为控制变量。考虑到经济增长与收入不平等之间可能存在多种关系,因此选择有限混合模型(Finite Mixture Models)进行实证检验,模型设定如下:

$$f(y) = \sum_{i=1}^g \pi_i f_i(y|x'\beta_i) \quad (4)$$

其中,  $y$  为被解释变量即收入不平等,  $x$  为解释变量, 此处为经济增长及其二次项。假定经济增长和收入不平等的关系有  $g$  种类型,  $\pi_i$  为属于第  $i$  类的概率即转移概率, 满足  $0 \leq \pi_i \leq 1$

和  $\sum \pi_i = 1$ 。  $f_i(\cdot)$  为对应类别的条件概率密度函数, 假定为多元正态分布。进一步基于多项 Logit 模型设定转移概率模型:

$$\pi_i = \frac{\exp(z'\gamma_i)}{\sum_{j=1}^g \exp(z'\gamma_j)} \quad (5)$$

其中,  $z$  为决定转移概率的变量即数字政府、城镇化和工业化。基于系数  $\gamma_i$  估计结果探究数字政府如何影响经济增长与收入不平等的关系。

采用有限混合模型估计经济增长与收入不平等之间可能存在的多种关系, 并检验数字政府在不同关系模式转变之间扮演的角色, 表 12 给出了二者关系的估计结果。可以发现, 模型分离出两类显著的关系模式: 传统的倒 U 型关系即库兹涅茨曲线以及 U 型关系<sup>⑤</sup>。具体来看, 当采用 OSI 度量数字政府时, 倒 U 型曲线的拐点为 7.366, U 型曲线拐点为 11.078。样本 LnGNI 最小值为 5.650, 最大值为 11.482, 因此可以认为倒 U 型曲线验证了库兹涅茨曲线的确存在。而 U 型曲线由于拐点接近样本极值, 左半部分的下降趋势占据几乎整个样本空间, 因此更接近刻画了经济增长与收入不平等之间的负相关关系。当采用 EPI 度量数字政府时, 两类关系模式的拐点分别为 7.265 和 11.314, 描述了与 OSI 相似的关系特征。

表 12 经济增长与收入不平等关系的估计结果

变量	OSI 方程		EPI 方程	
	模式 1	模式 2	模式 1	模式 2
LnGNI	16.338 *** (3.412)	-100.742 *** (-5.994)	14.442 *** (3.179)	-84.269 *** (-5.042)
LnGNI <sup>2</sup>	-1.109 *** (-3.936)	4.547 *** (5.409)	-0.994 *** (-3.741)	3.724 *** (4.452)
时间效应	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制

注: “\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著, 括号里的数值为 t 值。

综合表 12 的估计结果,可以认为样本中存在两种经济增长与收入不平等关系模式,第一种则为传统的库兹涅茨曲线,表明经济增长先拉大后缩小收入差距。第二种关系表明经济增长缩小了收入差距。以第一种关系模式作为基准,在转移概率方程中引入数字政府变量,实

证结果如表 13 所示。OSI 和 EPI 系数分别为 18.924 和 4.355,均获得了统计显著性,特别是 OSI,说明数字政府将会驱动经济增长与收入不平等关系由倒 U 型转变为负相关,意味着经济增长初期所产生的收入差距扩大将会由于数字政府能力的提升而得到缓解甚至消除。

表 13 转移概率方程估计结果

转移概率方程一		转移概率方程二	
变量	系数	变量	系数
OSI	18.924 ** (2.354)	EPI	4.355 * (1.861)
City	0.339 *** (3.840)	City	0.394 *** (4.323)
Indu	-0.382 ** (-2.488)	Indu	-0.257 *** (-2.849)
_Cons	-27.097 *** (-3.507)	_Cons	-25.072 *** (-3.825)
时间效应	控制	时间效应	控制
个体效应	控制	个体效应	控制

注:“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为 t 值。

## 五、研究结论与启示

本文关注数字政府能否缩小收入差距,以制度距离作为影响渠道,基于国家层面数据检验数字政府与收入差距的关系,相关结论如下:

第一,数字政府能够显著缩小跨国收入差距。利用分位数模型估计数字政府对于不同收入水平国家的异质性影响,发现伴随着国民收入的增加,数字政府的积极影响显著下降。内分位数距检验进一步表明数字政府对于国民收入的边际影响在低收入国家更大,这种边际效应

差异显著缩小了跨国收入差距。无论采用数字政府排名,克服数字政府评估过程中评估体系变动的影响,还是利用采用经典 Oaxaca - Blinder 分解,关于数字政府缩小跨国收入差距的实证结论均未发生改变。第二,数字政府通过制度距离缩小收入差距。基于制度距离的机制检验结果表明,数字政府显著缩短了国家间的制度距离。这种影响不同程度地体现在话语权和问责、政治稳定和杜绝暴力、政府效率、监管质量、法治以及遏制腐败上。第三,数字政府能够缓解经济增长初期带来的收入不平等问题。除了跨国收入差距,本文进一步研

究了数字政府能否缩小国家内部的收入差距。以库兹涅茨曲线为研究对象,实证检验结果表明数字政府能够驱动经济增长与收入不平等的关系从普遍认为的倒U型转变为负相关。以上结果意味着数字政府能够缓解经济增长初期所产生的收入不平等,加速倒U型库兹涅茨曲线拐点的到来。

本文对于中国加快推进数字政府建设、实现治理体系和治理能力现代化提供了启示。第一,中央和地方政府要把实现人民全面发展和共同富裕的目标同数字政府建设紧密结合,持续加大电信基础设施建设力度和资金投入,为建设数字政府提供基础设施保障。第二,提高制度质量是数字政府减少收入差距的重要渠道,而制度质量与打破行政壁垒、促进数据信息的透明融合密切相关,因此,要在强化系统观念基础上整合数据资源,提升跨部门、跨系统等协同管理和服务水平,统筹推进技术融合、业务融合、数据融合,构建大规模、高集成度数据平台,打破信息孤岛,消除数字鸿沟,让数据公平地造福所有人群。第三,缩减收入差距有赖于更高水平的数字政府,除制度改革以外,数字政府的高质量发展也离不开技术创新的支持,科技激励是促进科技创新的重要保障,健全科研经费稳定支持机制和完善信息通信技术人才培养,为数字政府提供充足的人力资本支持与保障。

注释:

①制度质量在文献中通常指某一个国家的各方面制度的综合评价,而制度距离则指在同一套评价体系下,不同国家之间制度质量的差异,或者说水平的高低。类似于国民收入与跨国收入差距之间的区别,在具体使用时不能视为同一个概念。

②该指数用于衡量制度质量,本文拟使用分位数回归方法分析不同制度质量国家组别间数字政府的作用效果差异,以间接证明制度距离的机制渠道。

③控制变量估计结果留存备案,下同。

④关于参照组设定,以“高-低”为例,表示高收入国家(禀赋和系数)减去低收入国家。此处的系数差异与表5并不一致,原因为表5是分位数估计的结果,而Oaxaca-Blinder分解是对比不同国民收入组别均值回归的差异。但是两种回归揭示出至少在符号上一致的系数差异,一定程度上说明了实证结果的稳健性。

⑤Grossmann(2001)发现了这种U型曲线。

参考文献:

①蔡跃洲、马文君:《数据要素对高质量发展影响与数据流动制约》,《数量经济技术经济研究》2021年第3期。

②陈少威、贾开:《数字化转型背景下中国环境治理研究:理论基础的反思与创新》,《电子政务》2020年第10期。

③程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华:《农村减贫:应该更关注教育还是健康?——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》,《经济研究》2014年第11期。

④戴长征、鲍静:《数字政府治理——基于社会形态演变进程的考察》,《中国行政管理》2017年第9期。

⑤董雪兵、朱慧、康继军、宋顺锋:《转型期知识产权保护制度的增长效应研究》,《经济研究》2012年第8期。

⑥黄新飞、舒元、徐裕敏:《制度距离与跨国收入差距》,《经济研究》2013年第9期。

⑦江艇:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期。

⑧孟天广:《政府数字化转型的要素、机制与路径——兼论“技术赋能”与“技术赋权”的双向驱动》,《治理研究》2021年第1期。

⑨米加宁、彭康珺、章昌平:《大数据能驱动地方政府机构改革吗?》,《电子政务》2020年第1期。

⑩乔榛、焦方义、李楠:《中国农村经济制度变迁与农业增长——对1978—2004年中国农业增长的实证分析》,《经济研究》2006年第7期。

⑪邵红伟、靳涛:《收入分配的库兹涅茨倒U曲线——跨国横截面和面板数据的再实证》,《中国工业经济》2016年第4期。

⑫邵旭阳、王波:《土地流转对农村内部收入差距的影响——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的实证分析》,《宏观经济研究》2023年第8期。

⑬沈坤荣、付文林:《中国的财政分权制度与地区经济



增长》,《管理世界》2005年第1期。

⑭王小鲁:《中国经济增长的可持续性与制度变革》,《经济研究》2000年第7期。

⑮夏后学、谭清美、白俊红:《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》,《经济研究》2019年第4期。

⑯许和连、王海成:《简政放权改革会改善企业出口绩效吗?——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验》,《经济研究》2018年第3期。

⑰徐晓林、刘勇:《数字政府对城市政府善治的影响研究》,《公共管理学报》2006年第1期。

⑱张晨:《全球数字政府建设现状及非均衡分析》,《数量经济技术经济研究》2022年第3期。

⑲张红彬、李齐:《大数据驱动的智慧公共服务——2018中国国际大数据产业博览会“大数据与公共服务”论坛综述》,《中国行政管理》2018年第10期。

⑳赵云辉、张哲、冯泰文、陶克涛:《大数据发展、制度环境与政府治理效率》,《管理世界》2019年第11期。

㉑Acemoglu, D., Johnson, S. and Robinson, J. A., The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, Vol.91, No.5, 2001.

㉒Ahluwalia, M.S., Income distribution and development: Some stylized facts. *American Economic Review*, Vol. 66, No. 2, 1976.

㉓Bataineh, L. and Abu-Shanab, E., How perceptions of e-participation levels influence the intention to use e-government websites. *Transforming Government People, Process & Policy*, Vol.10, No.2, 2016.

㉔Deining, K. and Squire, L., New ways of looking at old issues: Inequality and growth. *Journal Of Development Economics*, Vol.57, No.2, 1998.

㉕Farboodi, M. and Veldkamp, L., A model of the data economy. NBER Working Paper, No.28427, 2021.

㉖Grogan, L. and Moers, L., Growth empirics with institutional measures for transition countries. *Economic Systems*, Vol.25, No.4, 2001.

㉗Grossmann, V., Inequality, Economic Growth, And Technological Change: New Aspects In An Old Debate. Berlin: Springer-Verlag, 2001.

㉘Hall, R.E. and Jones, C.I., Why do some countries produce so much more output per worker than others?. *Quarterly Journal Of Economics*, Vol.114, No.1, 1999.

㉙Huang, H.C. and Lin, S.C., Semiparametric Bayesian inference of the Kuznets hypothesis. *Journal Of Development Economics*, Vol.83, No.2, 2007.

㉚Knack, S. and Keefer, P., Institutions and economic performance: Cross-country tests using alternative institutional indicators. *Economics & Politics*, Vol.7, No.3, 1995.

㉛Kravis, G., International differences in the distribution of income. *Review Of Economics And Statistics*, Vol.42, No. 4, 1960.

㉜Kuznets, S., Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, Vol.45, No.1, 1955.

㉝Lourenco, R.P., An analysis of open government portals: A perspective of transparency for accountability. *Government Information Quarterly*, Vol.32, No.3, 2015.

㉞Méon, P. G. and Weill, L., Does better governance foster efficiency? An aggregate frontier analysis. *Economics Of Governance*, Vol.6, No.1, 2005.

㉟Nguyen, B. T., Albrecht, J. W., Vroman, S. B. and Daniel Westbrook, M., A quantile regression decomposition of urban-rural inequality in Vietnam. *Journal Of Development Economics*, Vol.83, No.2, 2007.

㊱North, D.C., *Structure And Change In Economic History*. New York, NY: W.W. Norton & Company, 1981.

㊲Theyson, K. C. and Heller, L. R., Development and income inequality: A new specification of the Kuznets hypothesis. *Journal Of Developing Areas*, Vol.49, No.3, 2015.

㊳Varian, H., Artificial intelligence, economics, and industrial organization. NBER Working Paper, No.24839, 2018.

(作者单位:相倚天:北京化工大学经济管理学院,陈经纬:中国社会科学院金融研究所,张晨:山东财经大学财政税务学院,周广华:中国社会科学院大学,袁贺荣:北京化工大学经济管理学院)

责任编辑 曹议斤