

数字经济对城市社会保障发展的影响研究

李文秀 柯 晋

【摘要】数字经济进入普惠共享阶段，通过作用于劳动力市场、就业形态与社会保障发展产生关联性。基于 2011—2017 年我国 256 个城市的面板数据，系统考察数字经济对社会保障发展的影响和作用机理。结果显示：数字经济显著促进社会保障的发展，其主要通过促进地方财政收入增长、提高就业水平发挥作用，上述积极效应在东部地区和中心城市更为凸显。数字经济发展水平突破一定门槛时，将进一步强化其对社会保障发展的积极效应；地方财政收入的增长也会强化该效应，表明地方政府财政系统与数字经济发展可以形成良性互动，合力推动社会保障发展。此外，数字经济对社会保障发展的影响具有空间溢出效应特征，不仅推动本地区社会保障发展，对邻近地区社会保障发展也具有实质性积极影响，有助于形成区域间协调发展的社会保障格局。

【关键词】数字经济；社会保障发展；地方财政收入；就业水平；空间溢出效应

【中图分类号】F061.4；F062.9 【文献标识码】A 【文章编号】1674-8298（2022）05-0000-19

【DOI】10.14007/j.cnki.cjpl.2022.05.000

【引用方式】李文秀，柯晋. 数字经济对城市社会保障发展的影响研究[J]. 产经评论, 2022, 13(5): 页码.

一 引 言

数字经济已经成为我国经济高质量发展的新引擎，与要素市场、生产市场和消费市场的融合不断深化，在推动新型信息化、城镇化、工业化、农业现代化等方面发挥重要作用。2020 年我国数字经济规模增速位居世界第一，较 2019 年增长 9.6%，整体规模达 39.2 万亿元^①。与此同时，随着我国进入新发展阶段，经济社会发展的根本目标是实现人民共同富裕，数字经济的发展也要以人民为中心、共享发展成果（蔡昉，2021）^②。正如习近平总书记所强调的，“共同富裕”是中国特色社会主义的本质要求，新一轮科技革命和产业变革在推动经济发展的同时，也对诸如收入分配等方面带来消极影响，需要有效和妥善处理^③。因此，在数字经济发展过程中，如何充分共享数字经济的发展成果、促进共同富裕，是一个重要而又不可回避的问题。

社会保障制度是扎实推动共同富裕的重要制度保障，更是实现共同富裕的稳定器。社会保障的不

【收稿日期】2022-05-30

【基金项目】国家自然科学基金面上项目“创新驱动视角下中国服务业发展政策研究：事实特征、内在机理和政策优化”（项目编号：71873040，项目负责人：李文秀）；广东服务贸易可持续发展研究基地（项目编号：2019WZJD004，项目负责人：李文秀）；创新与产业发展研究团队项目（项目编号：2018WCXTD005，项目负责人：李文秀）。

【作者简介】李文秀，广东金融学院研究员，研究方向：产业经济与国际贸易；柯晋（通讯作者），华南师范大学经济与管理学院硕士研究生，研究方向：社会保障高质量发展。

① 详见中国信息通信研究院《全球数字经济白皮书（2021）》，http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202108/t20210802_381484.htm。

② 详见《习近平：扎实推动共同富裕》，中国政府网，http://www.gov.cn/xinwen/2021-10/15/content_5642821.htm。

断优化与完善便是扎实推进共同富裕的实质性行动之一^①，那么，数字经济是否可以促进社会保障发展？如果数字经济可以促进社会保障发展，其作用机理又是什么？当前鲜有对这些问题做出解答的实证研究。仅有的相关研究大多从微观视角切入，从理论层面阐述数字经济所带来的新就业形态对现有以传统劳动雇佣关系和户籍制度为基础的社会保障制度的冲击（郭瑜，2021^[2]；秦靖沂等，2019^[3]；Palier，2019^[4]；Behrendt et al.，2019^[5]）。尹吉东（2021）^[6]则认为数字经济给社会保障带来了新的发展机遇，为社会保障在数字经济时代的适应与变革奠定了基础。事实上，技术变革已使全球社会保障覆盖水平获得了极大扩张（Konkolewsky，2017）^[7]，数字经济也为提高社会保障的保障水平和覆盖水平提供了巨大机遇（OECD，2018）^[8]。已有研究认为，应考虑社会保障体系的重塑，加强顶层设计和制度建设，使社会保障制度与数字经济发展相适应（世界银行，2019^[9]；于萌，2021^[10]；阮芳等，2017^[11]；Greve，2019^[12]）。要厘清上述问题，需要梳理现有相关理论与文献，结合中国实际背景进行实证研究，从而得到稳健的结论。

本文使用熵值法构建2011—2017年全国256个地级及以上城市的数字经济和社会保障发展指数，使用多种计量方法实证检验数字经济对城市社会保障发展的影响及作用机理。结果表明：数字经济显著推动社会保障发展，并可以通过增加地方财政收入和提高就业水平促进社会保障发展。数字经济对社会保障发展的积极影响受到自身及地方财政收入水平的调节，还可通过空间溢出效应推动邻近地区社会保障的发展。上述结论在经过控制宏观层面固定效应、工具变量法、多期双重差分法等稳健性测试后依然成立。本文可能的创新之处为：第一，基于扎实推进共同富裕的宏观背景，从数字经济视角分析其如何影响社会保障发展，进一步拓宽了数字经济影响社会保障发展的研究范畴。第二，将社会保障的区域研究对象从省级层面细化到城市层面，这有利于更为细致地观察数字经济及其属性对社会保障发展的影响以及在更为细微的空间尺度上去探讨这一影响的空间特征。第三，在一个统一的理论分析框架下讨论数字经济促进社会保障发展的主要路径，并使用实证方法证实数字经济对地方财政收入和就业水平的积极影响，全面评估地方财政收入和就业水平对社会保障发展路径的作用，从边际层面上丰富了现有研究。

二 理论分析与研究假设

高质量社会保障发展的内涵在于确保社会保障职能的发挥和目标的实现，并实现高质量的社会保障供给、资源配置和投入产出（邓大松和张怡，2020）^[13]。而数字经济所带来的经济活力及其数据整合、数据分享、显著降低摩擦和交易成本等先天属性有助于提高社会保障制度的运行效率、活化社会保障的制度结构，因此，数字经济特征与属性对社会保障发展会产生直接影响。此外，数字经济还可以通过增加地方财政收入、提高就业水平，从而影响社会保障的发展。同时，考虑到网络技术发展的“梅特卡夫定律”，网络外部性存在乘数效应，并具有突破时空距离的特征，本文认为数字经济对社会保障发展的促进作用可能存在门槛效应和空间溢出效应。

（一）数字经济对城市社会保障发展的促进作用

1. 数字经济的发展有利于提高社会保障体系运行效率。数字经济的发展伴随着一大批例如区块链技术的新技术应用，从而为提高社会保障制度运行效率创造了条件。线上平台的应用使得居民缴纳社保更为便捷，降低了参保时间成本（易行健和周利，2018）^[14]。新型缴费方式在社会保障领域的应用提高了未参保人群的参保意愿，且可以为社会保障风控机构提供更为丰富的数据，有利于降低社保基金的运行风险。简化后的缴费和登记程序，还可以打击医保欺诈等骗取社会保障待遇的行为，通过

① 详见《社会保障制度是走向共同富裕的制度保障》，中华人民共和国国家发展和改革委员会，https://www.ndrc.gov.cn/fggz/jyysr/jysrsbxf/202108/t20210818_1293999.html?code=&state=123。

精准识别社会保障对象,提高社会保障待遇发放效率,实现“应保尽保”的社会保障发展目标(陈斌,2022)^[15]。理论分析表明区块链技术的应用有助于解决社保机构与医疗机构之间的信息不对称和道德风险问题(顾叶等,2018)^[16]。此外,数字经济的发展可以整合碎片化的数据资源,解决信息“孤岛”问题,从而提高社会保障制度的运行效率(尹吉东,2021)^[6]。

2. 数字经济的发展有利于推动社会保障制度变革。数字经济发展所带来的新变化,例如新就业形态的诞生,对现行社会保障制度必然有更高的要求,因此会倒逼社会保障制度变革。数字经济领域的法制保障需求也将推动社会保障领域法律的进一步规范,在法制框架下运行社会保障制度。同时,社会保障应对危机的功能是国家治理的“利器”(郑功成和郭林,2017)^[17],新冠肺炎疫情中诸如减免企业社会保险费等一系列政策的施行,确保了国家的政治安全与社会稳定,而这些政策的实施离不开数字经济的有力支撑。数字经济在社会保障领域的应用也有助于活化社会保障制度结构,为数字经济时代出现的新社会保障需求提供新的风险分担工具(McKinnon,2019)^[18]。而社会保障灵活性、包容性和弹性的进一步改善也为其应对突发性公共危机、促进国家治理现代化奠定了良好基础。

3. 数字经济本身具有天然的网络外部性。“梅特卡夫定律”表明,在网络内企业和个人用户数超过一个临界点时,该网络的价值将呈现爆发式指数级增长,数字经济中的平台经济与共享经济便是最为鲜活的例子。因此,基于数字经济这种特殊的天然属性,可以判断当区域内数字经济发展超过一个临界值时,数字经济的影响将呈现出乘数效应和边际效应递增的特征。赵涛等(2020)^[19]的研究表明,数字经济对高质量发展的影响存在门槛效应,即当数字经济发展水平突破门槛值后,其对高质量发展的积极影响会进一步增强。当前各地社保机构已与多种平台展开密切合作,例如在支付宝、微信等平台开发了一系列小程序与数据库对接,或者在当地政务平台上接入了服务端口。这些举措大大方便了居民办理社保业务,提高了居民参保的热情。正是依托于数字经济的广泛应用和孵化出的多种平台,各部门有效提高运行效率,为用户提供了更为高质、快捷的网络产品服务(罗珉和李亮宇,2015)^[20]。因此,网络办理社保业务用户数的持续增长和各部门效率的不断提高、边际成本的持续下降使数字经济对社会保障发展的积极影响会随着数字经济发展超过某一临界水平而获得几何式增强。

4. 信息传输技术革命使数字经济突破时空限制,增强区域间经济社会发展的空间关联性。数字经济可以通过网络外部性产生空间溢出,同时促进本地区及相邻地区诸多经济要素的发展(杨慧梅和江璐,2021)^[21]。从社保机构运行效率的角度来看,数字经济时代不同区域各社保机构依托于网络信息技术,提高其运行效率,在数字平台大量用户的基础上,开发和供给社会保障数字产品服务,并借助数字平台进行信息共享(Forman et al.,2008)^[22],促进信息或数据要素在本地及邻地间自由流动,产生空间溢出效应。从提高资源配置效率的角度来看,数据要素的空间溢出可以提高资源配置效率,整合劳动力、资本等传统要素,在一定程度上降低资源错配程度,打破经济活动的地理空间限制(孔艳芳等,2021^[23];Farboodi和Veldkamp,2021^[24]),因此会对邻近地区的社会保障发展产生影响。从政府社会治理模式转型的角度来看,数字经济的发展促使各地政府改革传统的社会治理模式,推动其向数字化转型,进一步改善当地数字化基础设施建设水平,从而对邻近地区产生溢出效应(李天籽和王伟,2018)^[25]。

综上,本文提出研究假设 H1—H3。

H1:数字经济对社会保障发展具有直接正向影响。

H2:数字经济对社会保障发展具有门槛效应。当数字经济发展水平突破一定门槛值时,数字经济对社会保障发展的积极影响将得到进一步强化。

H3:数字经济对社会保障发展的促进作用具有空间溢出效应,不仅会推动本地区社会保障发展,也会对邻近地区社会保障发展产生积极影响。

(二)数字经济对城市社会保障发展的作用机制

数字经济作为新常态下我国经济发展的重要动力,有助于打破就业壁垒,产生新的工作岗位,孕

育出新的就业形式与就业领域,从而降低失业率,扩大就业规模,提升社会保障覆盖面,促进社会保障发展。现有关于数字普惠金融的研究表明,数字普惠金融可以通过拉动就业,从而扩大社会保障的覆盖面(汪亚楠等,2020)^[26]。此外,数字经济本身作为一种发展活力,有利于经济可持续发展(戚聿东和褚席,2021)^[27],夯实社会保障发展的社会经济基础。本文认为数字经济主要通过增加地方财政收入、提高就业水平两方面机制促进城市社会保障发展。

1. 数字经济可以通过增加地方财政收入促进城市社会保障发展。本文关注包含税收收入和非税收入的地方一般预算财政收入,这一指标有效衡量了地方政府的实际可支配财力。通过对现有研究的梳理,本文从理论层面提出数字经济影响地方财政收入的两条路径:税收收入和非税收入。

从税收收入来看,数字经济的发展会促进政府税收收入提高(艾华等,2021)^[28]。(1) 数字经济的发展可以扩大纳税规模。数字经济的发展有利于扩大增值税规模和个人所得税规模(张红伟等,2021)^[29],并且数字经济时代个体参与社会经济活动的深度和广度扩张拓展了纳税人的范畴(冯俏彬,2021)^[30]。(2) 数字经济的发展可以提高税收管理效率。研究表明,区块链技术有利于提升税收管理水平,实现高效管理(“‘互联网+’背景下的税收征管风险管理研究”课题组,2019)^[31]。税收征管的数字化转型,例如金税三期工程的推广与“税务大数据系统”的构建,提高了税收征管水平,减少了偷税漏税行为,基本实现税收征管“应收尽收”的目标(李贞和张瑞婷,2021)^[32]。纳税规模的扩大与税收管理效率的提高可以通过增加政府税收收入,进而增加地方财政收入。

从非税收入来看:(1) 数字经济的发展可以提高国有企业利润。研究表明,数字经济发展能够促进国有企业价值的提升(李小忠,2021)^[33],企业数字化转型显著改善了企业经营质效(吴非等,2021)^[34],且对国有企业业绩的驱动效应更强(易露霞等,2021)^[35]。(2) 数字经济的发展可以促进国有企业生产率增长。数字基础设施建设对国有企业全要素生产率的积极影响相较于非国有企业而言更明显(郭金花,2021)^[36],国有企业数字化转型对全要素生产率的提升作用相较于非国有企业而言更大(赵宸宇,2021)^[37]。国有企业利润和全要素生产率的提高可以通过增加地方政府非税收入,进而增加地方财政收入。

地方财政收入的增加则有助于社会保障发展。数据显示,1998年以来我国地方财政承担了近90%的社会保障支出(林治芬和魏雨晨,2015)^[38]。因此,地方财政收入作为社会保障发展的物质基础之一,在当前以政府为主导的社会保障制度中发挥着重要作用。研究表明,政府财政能力是推动社会保障支出增长的主要推动力之一(赵彤,2018)^[39],且对社会保障财政支付能力具有显著积极影响(赵建国等,2016)^[40]。对地方政府“土地财政”现象的研究也表明,地方政府土地财政收入对社会保障支出存在补给效应,即会刺激社会保障支出的增长(杜春林等,2015)^[41]。因此,本文将地方财政收入作为数字经济促进社会保障发展的中介机制进行考察。

2. 数字经济可以通过提高就业水平促进城市社会保障发展。大量研究从宏观或微观层面证实了数字经济可以促进就业(马国旺和王天娇,2022)^[42];郭晴等,2022^[43];王文,2020^[44];赵宸宇,2022^[45])。现有对数字经济就业促进效应的研究主要围绕数字普惠金融、工业智能化和企业数字化转型三个方面展开。数字普惠金融对就业的影响研究表明,宏观层面上,数字普惠金融的发展显著提高总体就业水平和三次产业就业水平(马国旺和王天娇,2022)^[42];微观层面上,数字普惠金融的发展显著提高就业者的工资率和工作满意度(郭晴等,2022)^[43]。工业智能化对就业的影响研究表明,工业智能化有助于实现高质量就业(王文,2020)^[44]。企业数字化转型对就业的影响研究亦表明数字化转型显著促进劳动力就业(赵宸宇,2022)^[45]。同时,就业与社会保障密切相关。劳动者是社会保障的对象和受益群体,社会保障诞生的初衷之一便是保障劳动者权益(Bräuninger, 2005)^[46]。而数字经济时代劳动者工作的灵活化、非正式化等特征可能会使社保基金筹资困难,并影响社保基金的可持续性(陈斌,2022)^[15]。可见,就业对社会保障的发展至关重要。因此,本文认为就业水平也是数字经济促进社会保障发展的中介机制之一。

综上,本文提出研究假设 H4。

H4: 数字经济可以通过增加地方财政收入、提高就业水平对城市社会保障发展产生积极影响。

三 研究设计

(一) 模型构建

首先构造基准模型:

$$SSHQD_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 DE_{i,t} + \partial_2 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $SSHQD_{i,t}$ 表示城市 i 在第 t 年的社会保障发展水平; $DE_{i,t}$ 表示城市 i 在第 t 年的数字经济发展水平; 向量 $Z_{i,t}$ 表示一系列控制变量; μ_i 表示城市固定效应; δ_t 表示年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。另使用控制宏观层面固定效应、工具变量法、多期双重差分法等方法进行稳健性检验。

此外,构建式(2)和式(3)验证数字经济促进社会保障发展的中介机制。检验思路如下:在式(1)中 DE 对 $SSHQD$ 具有显著积极影响的情况下,构建式(2)和式(3)分别检验 DE 对中介变量 (MV) 的影响,以及 DE 与 MV 对 $SSHQD$ 的影响,从而根据式(2)和式(3)中 α_1 、 β_1 和 β_2 等主要变量影响系数是否显著判断中介效应是否成立。式(2)和式(3)的具体形式如下:

$$MV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{i,t} + \alpha_2 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$SSHQD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DE_{i,t} + \beta_2 MV_{i,t} + \beta_3 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

而对于上文研究假设中所提及的数字经济对社会保障发展影响的非线性特征,本文设定如下面板门槛模型进行检验:

$$SSHQD_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DE_{i,t} \times I(THR_{i,t} \leq 0) + \gamma_2 DE_{i,t} \times I(THR_{i,t} > 0) + \gamma_3 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式(4)中, $THR_{i,t}$ 为门槛变量; $I(\cdot)$ 为示性函数,处于括号中的取值范围则取值为 1,否则为 0。此外,式(4)为单门槛模型形式,下文将根据实际检验情况将式(4)扩充为多门槛模型形式。

最后,构建空间杜宾模型 (SDM) 检验数字经济对社会保障发展可能存在的空间溢出效应。具体检验思路为:在式(1)的基础上引入 $SSHQD$ 和 DE 以及一系列控制变量的空间交互项用于捕捉可能存在的空间溢出效应。模型具体形式如下:

$$SSHQD_{i,t} = \partial_0 + \varphi KSSHQD_{i,t} + \varphi_1 KDE_{i,t} + \partial_1 DE + \varphi_2 KZ_{i,t} + \partial_2 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, φ 表示空间自相关系数; K 表示空间权重矩阵,本文报告反地理距离矩阵、地理相邻矩阵和经济距离矩阵三种空间权重矩阵的空间面板回归结果,以保证结论的可靠性。 φ_1 、 φ_2 分别为 DE 及控制变量空间交互项的估计系数。

(二) 变量测度与选取

1. 社会保障发展水平的测度

以往关于社会保障发展的研究大多为省级层面,未在更为细化的空间尺度上讨论问题。参考已有研究 (邓大松和张怡, 2020^[13]; 汪亚楠等, 2020^[26]; 何文炯, 2019^[47]; 杨翠迎等, 2019^[48]), 本文尝试在城市层面上构建反映城市社会保障发展水平的综合指标。考虑到城市层面数据的可得性,使用熵值法将覆盖面和保障度两方面的 6 个细分指标降维处理成社会保障发展指数。

我国社会保险项目仍存在扩大覆盖面的空间。数据显示,2020 年我国城镇就业人数达 7.5 亿,而同年失业保险、工伤保险实际参保人数分别为 2.17 亿、2.68 亿。这说明除部分不需要参保人群外,还有很大一部分就业人员未参加这些基本社会保险项目。此外,2020 年城镇职工基本养老保险参保人数为 4.56 亿,而城镇职工基本医疗保险参保人数为 3.45 亿,这也说明有相当一部分人未被基本社会保险项目覆盖。覆盖面指标是衡量社会保障发展水平的主要参考指标,高质量的社保覆盖,不仅意味着实现全面覆盖,还需要提高居民参保的主动性和积极性,尽量避免退保情况的发生 (邓大松和张怡, 2020)^[13]。因此,本文选用城镇职工基本养老保险参保率、城镇职工基本医疗保险参保

率、城镇职工失业保险参保率等 3 个三级指标作为二级指标社会保障覆盖面的评价内容。

社会保障的天然属性是满足公民的基本生活需求，现代社会保障产生的初衷是通过国民收入再分配，对生活困难的公民施以物质援助。保障度是衡量社会保障发展水平的重要指标之一（何文炯，2019）^[47]，本文选取社会保障和社会组织从业人员数量、执业或助理医师数量、医院或卫生院床位数量等 3 个三级指标作为二级指标社会保障保障度的评价内容。

2. 数字经济发展水平的测度

借鉴赵涛等（2020）^[19]对城市层面数字经济发展水平的测度指标体系，选取每百人互联网宽带用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员期末人数的比重、人均电信业务收入、每百人移动电话用户数作为数字经济的核心内容“互联网发展”的三级评价指标。此外，本文选取北京大学数字金融研究中心发布的中国数字普惠金融指数衡量数字经济的另一个重要方面数字普惠金融发展水平。该指数在蚂蚁金服集团大数据的基础上构建，具有较好的信度（郭峰等，2020）^[49]。同时，仍然使用熵值法将上述 5 个指标降维处理成数字经济发展指数。

3. 控制变量

选取可能对社会保障发展产生影响的其他变量作为控制变量，具体包括：城市化水平，用城市人口密度取对数衡量；经济发展水平，用人均 GDP 取对数衡量；对外开放程度，用外商实际投资额与 GDP 的比值衡量；金融发展水平，用“（金融机构人民币各项存款余额 + 金融机构人民币各项贷款余额）/GDP”计算；产业结构，用第三产业占 GDP 比重与第二产业占 GDP 比重的比值衡量。

表 1 为城市数字经济发展水平和社会保障发展的分级综合评价体系以及指标属性。

表 1 城市数字经济发展水平和社会保障发展分级综合评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
社会保障发展指数	覆盖面	城镇职工基本养老保险参保率	+
		城镇职工基本医疗保险参保率	+
		城镇职工失业保险参保率	+
	保障度	社会保障和社会组织从业人员数量	+
		执业或助理医师数量	+
		医院或卫生院床位数量	+
数字经济发展指数	互联网发展	每百人互联网宽带用户数	+
		计算机服务和软件业从业人员占比	+
		人均电信业务收入	+
		每百人移动电话用户数	+
	数字普惠金融	北大数字普惠金融指数	+

（三）数据来源与描述性统计

本文研究对象为 2011—2017 年我国 256 个地级及以上城市，研究样本是包含 1792 个观测值的城市 - 年份均衡面板数据集。研究所需数据除北大数字普惠金融指数外，均来源于《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库和 CEIC 数据库。缺失值使用线性插值法补齐。表 2 为本文主要变量描述性统计。结果显示，社会保障发展水平最大值为 0.633，最小值为 0.009，变异系数为 91.17%，表明不同城市间社会保障发展质量差异较大。其他变量诸如数字经济发展水平、对外开放程度也呈现出不同城市间差异较大的特征。使用方差膨胀因子法对主要变量之间关系进行检验，结果表明主要变量之间不存在多

重共线性问题^①。

表 2 主要变量描述性统计

变量名	观测数	平均值	标准差	变异系数	最小值	中位数	最大值
社会保障发展水平	1792	0.077	0.070	91.170	0.009	0.058	0.633
数字经济发展水平	1792	0.129	0.074	56.920	0.020	0.115	0.725
城市化水平	1792	5.855	0.857	14.630	1.629	6.000	7.882
经济发展水平	1792	10.660	0.553	5.190	9.091	10.620	13.056
对外开放程度	1792	0.003	0.005	132.350	0.000	0.002	0.115
金融发展水平	1792	2.850	2.346	82.320	0.629	2.056	37.526
产业结构	1792	0.884	0.457	51.710	0.256	0.796	4.255

四 实证检验与分析

(一) 基准回归

基准回归结果如表 3 所示。列(1)未控制城市、年份固定效应以及未加入控制变量；列(2)控制城市、年份固定效应，但未加入控制变量；列(3)控制双向固定效应、加入控制变量。由表 3 可知，数字经济发展水平系数均在 1% 的水平下显著为正，表明数字经济对社会保障发展具有积极影响。

表 3 数字经济影响社会保障发展的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
数字经济发展水平	0.744*** (21.157)	0.417*** (3.756)	0.411*** (3.752)
城市化水平			0.031 (1.441)
经济发展水平			0.010 (1.573)
对外开放程度			-0.024 (-0.495)
金融发展水平			-0.0003* (-1.793)
产业结构			0.010** (2.514)

① VIF 检验结果显示，所有变量 VIF 均小于 5，平均 VIF 为 1.66，篇幅有限，结果备索。

(续上表)

变量	(1)	(2)	(3)
常数项	-0.019*** (-4.699)	0.023 (1.588)	-0.270* (-1.772)
城市固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
调整后 R ²	0.609	0.953	0.954
样本量	1792	1792	1792

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号内为稳健标准误。

此外，本文分别使用地方一般预算收入和就业率作为地方财政收入和就业水平的衡量指标，检验数字经济是否通过增加地方财政收入、提高就业水平促进社会保障的发展，结果如表4所示。列(1)表明数字经济对社会保障发展具有显著正向影响，列(2)和列(4)分别表明数字经济发展可以增加地方财政收入、提高就业水平。最后，将中介变量放入数字经济影响社会保障发展的基准模型中进行估计，分别得到列(3)和列(5)，发现数字经济发展水平系数相较于列(1)有所下降，表明地方财政收入和就业水平在数字经济促进社会保障发展中起部分中介作用。

表4 数字经济影响社会保障发展的传导机制检验

变量	(1) 社会保障发展水平	(2) 地方财政收入	(3) 社会保障发展水平	(4) 就业水平	(5) 社会保障发展水平
数字经济发展水平	0.411*** (3.752)	0.815** (2.428)	0.388*** (3.512)	0.034*** (3.393)	0.408*** (3.611)
地方财政收入			0.028*** (3.182)		
就业水平					0.055*** (3.406)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
调整后 R ²	0.954	0.931	0.956	0.546	0.953
样本量	1792	1792	1792	1792	1792

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号内为稳健标准误。

(二) 门槛效应

考虑到数字经济的网络外部性以及其具有乘数效应特征的“梅特卡夫定律”的存在，本文运用面板门槛模型对数字经济影响社会保障发展过程中可能存在的门槛效应进行实证检验。首先，本文设定抽样次数为1000次，使用BootStrap法对数字经济发展指数和地方财政收入进行门槛存在性检验。表5结果表明，数字经济发展水平作为门槛变量存在单一门槛，而地方财政收入作为门槛变量则存在

双重门槛。表 5 为设定门槛个数后的门槛模型估计结果。由列(1)可知,当数字经济发展水平超过单一门槛值 0.309 时,其对社会保障发展的积极影响得到进一步强化。而在由地方财政收入为门槛变量的列(2)中,数字经济对社会保障发展的积极影响是随着地方财政收入突破双重门槛值而持续增强的,这也表明地方财政收入除了作为一种中介机制,还调节了数字经济对社会保障发展的影响,即城市数字经济与地方政府财政体系形成了积极互动关系。

表 5 数字经济影响社会保障发展的门槛模型检验

数字经济发展水平		调节变量	
		(1) 数字经济发展水平	(2) 地方财政收入
门槛值	T_1	0.309	0.193
	T_2		0.342
$I(THR \leq T_1)$		0.247*** (13.708)	0.193*** (10.802)
$I(T_1 < THR \text{ 或 } T_1 < THR < T_2)$		0.351*** (23.647)	0.272*** (15.714)
$I(THR \geq T_2)$			0.456*** (27.823)
控制变量		是	是
调整后 R^2		0.221	0.282
样本量		1792	1792
门槛存在性检验			
单重门槛		0.000	0.000
双重门槛		0.157	0.014
三重门槛		0.220	0.221

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著,括号内为稳健标准误,门槛存在性检验报告值为 P 值。

(三) 空间效应

表 6 为使用地理相邻空间权重矩阵并运用莫兰指数法计算的 2011—2017 年各年度数字经济发展水平和社会保障发展水平的空间自相关检验结果。由表 6 可知,莫兰指数均在 1% 的水平下显著,表明期间我国城市层面的数字经济发展水平与社会保障发展水平在空间分布上呈现集聚特征,且存在显著的空间自相关性。

表 6 数字经济发展与社会保障发展的空间集聚特征

年份	数字经济发展水平		社会保障发展水平	
	莫兰指数	Z 值	莫兰指数	Z 值
2011	0.099***	2.290	0.070*	1.651
2012	0.420***	9.896	0.325***	7.412
2013	0.372***	8.503	0.330***	7.667
2014	0.376***	8.646	0.355***	8.144
2015	0.361***	8.203	0.326***	7.506
2016	0.340***	7.718	0.313***	7.192
2017	0.342***	7.702	0.302***	6.901

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

在依次进行 LR 检验、LM 检验、Hausman 检验^①等一系列检验后，确定控制双向固定效应的空间杜宾模型（SDM）为本文最优空间面板模型设定形式。为佐证 SDM 模型估计结果的稳健性，表 7 还展示了使用三种权重矩阵并控制双向固定效应的 SAR 模型估计结果。如表 7 所示，在三种权重矩阵下的 SDM 模型中，空间自回归系数均显著为正，且数字经济发展水平的空间交乘项系数也均显著为正，表明数字经济和社会保障发展在空间层面上均具有交互效应。但是空间交互项的估计系数并不直接反映数字经济影响社会保障发展的边际效应，因此，使用偏微分方法求出直接效应和间接效应来说明数字经济对本城市以及其他城市社会保障发展的影响。由表 7 列（5）和列（6）可知，数字经济对社会保障发展的间接效应在 1% 的水平下显著。

此外，考虑到我国不同区域城市数字经济发展水平、地方财政收入水平和社会保障发展水平的非均衡状况，本文使用拟合优度较好的经济距离矩阵对空间效应进行区域异质性讨论。表 8 为分样本的空间效应分解结果。直接效应上，东部城市和中西部城市数字经济发展均对本地社会保障发展具有促进作用。东部城市经济相对发达，当地财政实力强，数字经济充分利用了地方财政收入的中介渠道，对当地社会保障发展起到更大的促进作用。中西部城市的直接效应虽不及东部城市，但仍然显著为正，这表明中西部地区发展数字经济的必要性。而间接效应与直接效应相反，虽然东部、中西部城市数字经济发展对社会保障发展均具有正向溢出效应，但中西部城市的间接效应比东部城市更大。这可能是由于东部城市数字经济发展水平相对更高，中西部城市数字经济发展水平普遍较低，因此，中西部邻近城市数字经济发展的溢出效应更强，呈现出“追赶效应”的特点。

表 7 数字经济影响社会保障发展的空间面板回归

变量	SAR			SDM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	反地理距离	经济距离	地理相邻	反地理距离	经济距离	地理相邻
数字经济发展水平	0.383*** (27.423)	0.384*** (26.570)	0.363*** (26.342)	0.349*** (24.611)	0.374*** (26.017)	0.358*** (25.589)

① 篇幅有限，结果备索。

(续上表)

变量	SAR			SDM		
	(1) 反地理距离	(2) 经济距离	(3) 地理相邻	(4) 反地理距离	(5) 经济距离	(6) 地理相邻
数字经济发展 $\times W$				1.641*** (9.024)	0.229*** (7.537)	0.070** (2.383)
空间自回归系数	0.882*** (20.704)	0.249*** (8.270)	0.401*** (14.978)	0.483*** (3.286)	0.124*** (3.535)	0.366*** (12.223)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
直接效应	0.408 (1.590)	0.391*** (26.224)	0.380*** (26.044)	0.365*** (4.125)	0.384*** (26.428)	0.378*** (26.148)
间接效应	6.208 (0.095)	0.122*** (6.276)	0.214*** (8.935)	4.797 (0.216)	0.304*** (9.957)	0.279*** (7.374)
总效应	6.616 (0.101)	0.512*** (19.256)	0.594*** (18.479)	5.162 (0.231)	0.688*** (20.345)	0.657*** (15.367)
对数似然值	5169.566	5145.815	5207.944	5223.498	5175.972	5217.926
R ²	0.121	0.569	0.360	0.139	0.562	0.096

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号内为稳健标准误；经济地理矩阵使用2011年各样本城市人均GDP作为权重；地理相邻矩阵使用识别共边或共点为邻接的queen邻接关系作为权重，其秩设定为1。

表8 空间效应的区域异质性检验

变量	效应分解	东部地区	中西部地区
社会保障发展水平	直接效应	0.438*** (0.000)	0.286*** (0.000)
	间接效应	0.107*** (0.000)	0.209*** (0.034)

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的水平下显著，括号内为P值。

(四) 区域异质性分析

由于自然禀赋和发展水平不同，各区域数字经济与社会保障发展水平可能存在差异性。因此，本文首先对数字经济与社会保障发展水平在地区和城市层面上进行描述性统计分析，再引入数字经济发展水平与各区域虚拟变量的交互项进行异质性回归。参考国家统计局对我国经济区域的划分标准，从地区层面上将样本城市划分为东部地区城市、中西部及东北地区城市；从城市层面上将省会城市和副省级城市划分为中心城市，其他城市划分为外围城市，描述统计结果如表9所示。东部城市相较于中西部及东北地区城市、中心城市相较于外围城市数字经济发展水平和社会保障发展质量均处于领先地

位，引入交互项的区域异质性回归结果如表 10 所示。无论是东部地区城市还是中西部及东北地区城市，中心城市还是外围城市，数字经济对社会保障发展的影响均显著为正，但数字经济的积极效应在不同地区或类型城市有所差异。东部地区城市数字经济对社会保障发展的积极影响明显强于中西部及东北地区城市，中心城市强于外围城市。原因可能在于我国东部地区城市和中心城市发展数字经济的时点较早，发展水平也相对更高，数字经济对社会保障发展的促进作用发挥得更为充分。

表 9 我国各类城市数字经济发展与社会保障发展差异

变量名	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
社会保障发展水平						
东部地区城市	602	0.111	0.099	0.016	0.081	0.633
中西部及东北地区城市	1190	0.060	0.040	0.009	0.051	0.352
中心城市	238	0.179	0.115	0.041	0.146	0.633
外围城市	1554	0.061	0.043	0.009	0.053	0.553
数字经济发展水平						
东部地区城市	602	0.163	0.102	0.021	0.136	0.725
中西部及东北地区城市	1190	0.112	0.045	0.020	0.108	0.341
中心城市	238	0.226	0.108	0.073	0.201	0.725
外围城市	1554	0.115	0.053	0.020	0.108	0.608

表 10 数字经济影响社会保障发展的异质性回归

变量	(1)	(2)
非东部地区城市#数字经济发展水平	0.285*** (4.141)	
东部地区城市#数字经济发展水平	0.440*** (3.863)	
非中心城市#数字经济发展水平		0.390*** (2.786)
中心城市#数字经济发展水平		0.440*** (4.263)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
调整后 R ²	0.955	0.954
样本量	1792	1792

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著，括号内为稳健标准误。

五 稳健性检验

（一）控制宏观层面固定效应

要素禀赋优越或经济发展水平较高的城市，社会保障和数字经济的发展存在先天优势，这种情况可能使实证中的因果判断存在内生性问题。因此，本文通过控制省份固定效应、省份与年份交互固定效应来缓解上述情况可能造成的内生性问题。表 11 列(1)和列(2)为控制宏观层面固定效应后的估计结果，与前文结果保持一致。

（二）工具变量法

为解决可能存在的反向因果、遗漏变量等内生性问题，借鉴黄群慧等（2019）^[50]的做法，选取 1984 年各城市每万人拥有电话机数作为数字经济发展指数（DE）的工具变量。从相关性来看，各城市改革开放初期的电信基础设施建设会对当前互联网等先进信息技术的使用产生惯性影响，而互联网等先进信息技术正是数字经济的核心支撑。从排他性来看，随着固定电话等传统信息技术被替代，其对社会生活的影响几乎可以忽略不计，工具变量排他性要求也得到了满足。但是由于该工具变量为截面数据，因此，借鉴 Nunn 和 Qian（2014）^[51]的思路，使用上一年全国互联网上网人数对该工具变量赋予时变性，将上一年全国互联网上网人数与 1984 年各城市每万人拥有电话机数构造的交互项作为本文的工具变量。工具变量法的结果如表 11 列(3)和列(4)所示，数字经济对社会保障发展的积极影响仍在 1% 的水平下显著。而用于检验工具变量识别不足问题的 LM 统计量及其 P 值表明，工具变量不存在识别不足的问题；用于检验工具变量弱识别问题的 F 统计量值不仅大于 10，且大于 15% 水平上的忍耐临界值，故工具变量不具有弱工具变量问题。综上所述，前文研究结论具有稳健性。

表 11 数字经济影响社会保障发展的稳健性检验

变量	控制宏观层面固定效应		工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济发展水平	0.411*** (3.752)	0.405*** (3.658)	0.990*** (5.056)	0.977*** (5.152)
控制变量	是	是	否	是
省份#时间固定效应	否	是	否	否
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
Kleibergen – Paap rk LM 统计量			13.369 [0.000]	14.273 [0.000]
Kleibergen – Paap rk Wald F 统计量			14.114	14.700
10% 忍耐临界值			16.380	
15% 忍耐临界值			8.960	
样本量	1792	1792	1792	1792
调整后 R ²	0.954	0.942	–	–

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10% 的水平下显著，回归使用稳健标准误，() 中为 T 值，[] 中为 P 值。

(三) 准自然实验

为更加稳健地识别数字经济与社会保障发展之间的因果关系,借鉴刘传明和马青山(2020)^[52]的思路,将“宽带中国”战略的实施作为准自然实验,使用多期 DID 方法对上述两者之间的因果关系进行识别。“宽带中国”战略的实施大大提高了我国互联网基础设施建设水平,而互联网等信息技术正是数字经济发展的基本条件之一。

1. 多期 DID 模型的设定

工业和信息化部、国家发展和改革委员会依据国务院《“宽带中国”战略及实施方案》分别于 2014 年、2015 年和 2016 年公布了第三批“宽带中国”示范城市名单,共计 120 个城市入选“宽带中国”示范城市。入选城市将重点推进宽带网络升级、优化和提速,提高宽带网络应用水平,在经过大约三年建设期后,当地宽带网络建设水平应达到国内领先水平。

在上述背景下,本文构建多期 DID 模型对“宽带中国”战略的实施是否可以促进社会保障发展进行检验。模型设定如下:

$$SSHQD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BDC_{i,t} + \alpha_2 Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, BDC 表示当年是否入选“宽带中国”示范城市,若入选,则取值为 1,否则取值为 0。其余变量、模型设定与上文相同。

2. 多期 DID 模型回归结果

在使用多期 DID 方法前,首先需要进行平行趋势假设检验,并观察多期 DID 的动态效应。检验结果如图 1 所示,在受到“宽带中国”战略实施的当期外生冲击后,冲击效应开始显著,且效果逐渐增强,即“宽带中国”战略实施对社会保障发展的促进作用越来越大。同时,检验结果也表明平行趋势假设得到了满足。多期 DID 回归结果如表 12 列(1)和列(2)所示,“宽带中国”战略实施对社会保障发展在 1% 的水平下具有显著正向影响。

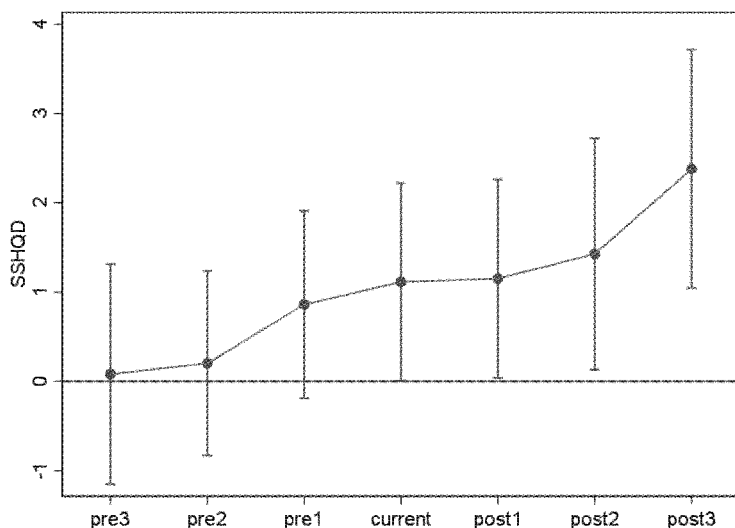


图 1 多期 DID 的平行趋势假设检验与动态效应

3. 缓解非随机选择与不可观测因素的影响

事实上“宽带中国”示范城市的选择并不符合完全随机的原则,在选择过程中必然将资源禀赋、发展水平、政策扶持等要素考虑在内。因此,为缓解非随机选择造成的估计偏差问题,参考赵涛等(2020)^[19]的做法,加入各城市的平均坡度、是否在 1998 年之前设立国家级开发区、是否为北方城市

以及 2005 年各城市的人均蔬菜产量、人均肉类产量、人均水产品产量、人均电话用户数等先天资源禀赋变量与时间趋势项的交互项作为控制变量，用以控制各城市间先天差异带来的估计偏误。估计结果如表 12 列(3)所示，“宽带中国”战略实施仍对社会保障发展在 1% 的水平下具有显著正向影响。

表 12 “宽带中国”战略影响社会保障发展的多期 DID 回归

变量	(1) 社会保障发展	(2) 社会保障发展	(3) 社会保障发展
“宽带中国”城市	0.009*** (3.942)	0.009*** (3.944)	0.008*** (3.784)
控制变量	否	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
调整后 R ²	0.932	0.934	0.934
样本量	1792	1792	1792

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著，括号内为稳健标准误。

此外，虽然本文各模型已控制双向固定效应，但实际上仍可能存在不可观测因素对模型估计造成影响。为说明这些不可观测因素不会对模型估计造成本质上的影响，借鉴周茂等（2019）^[53] 的安慰剂检验设计思路，设定从全国 337 个地级市及地级行政区随机抽样 10000 次，重新构建 2014—2016 年 120 个“宽带中国”试点随机抽样实验组，并进行多期 DID 估计。10000 次随机抽样估计 T 值的核密度图如图 2 所示。可见，随机抽样 T 值分布在 0 两侧，与正态分布近似，且真实的估计 T 值偏离 0，故可以认为不可观测因素不会改变研究结论。

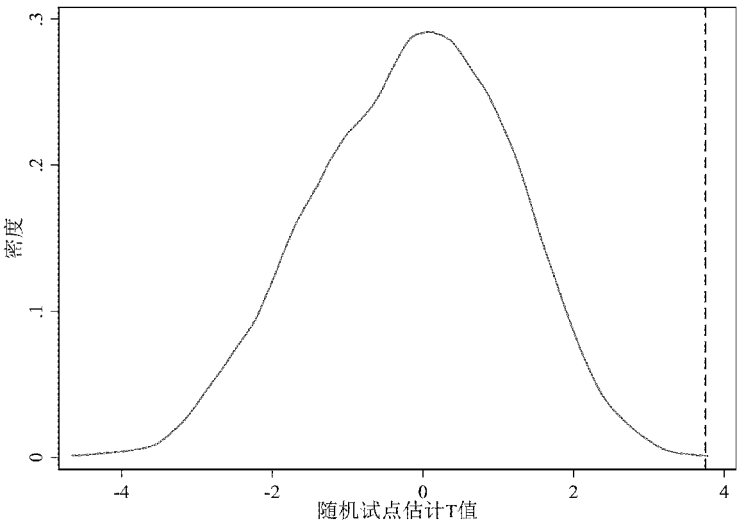


图 2 “宽带中国”随机试点估计 T 值核密度图

（四）剔除相关政策影响

前文所估计的数字经济对城市社会保障发展的影响可能包含样本期内相关社保政策与制度改善的

效果，因此，本文剔除样本期内第一批和第二批社会保险基金社会监督试点地区^①进行稳健性检验。估计结果如表 13 所示，在剔除相关政策的影响后，数字经济仍显著促进城市社会保障的发展。

表 13 剔除相关政策影响的再估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
数字经济发展水平	0.727*** (19.292)	0.329*** (3.521)	0.318*** (3.623)
控制变量	否	否	是
城市固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
调整后 R ²	0.567	0.959	0.960
样本量	1624	1624	1624

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著，括号内为稳健标准误。

六 研究结论与政策含义

2021 年 8 月 17 日，中央财经委员会第十次会议强调，社会保障在推进共同富裕过程中担当重要职责，更是反贫困和改善收入分配状况的重要途径，但现行社会保障体系仍需基于共同富裕的发展目标继续深化改革^②。本文关注数字经济时代的社会保障发展，多维度检验了数字经济对社会保障发展的影响及其作用机理。结果表明：（1）总体上，数字经济显著促进社会保障发展，经过一系列稳健性检验后，结论仍然成立。该促进作用具有区域异质性，东部地区城市数字经济对社会保障发展的促进作用大于中西部及东北地区城市，中心城市相对于外围城市亦是如此。（2）数字经济对社会保障发展的正向影响在城市数字经济发展水平突破一定门槛时得到进一步强化，表明由“梅特卡夫定律”所决定的数字经济网络外部性的乘数效应特征在社会保障发展过程中仍然发挥作用，并且地方财政收入的增加也可以强化这种积极影响，意味着地方政府财政系统与数字经济发展可以形成良性互动，合力推动社会保障发展。（3）数字经济对社会保障发展的积极影响具有空间溢出效应，表明数字经济有利于形成区域间协调发展的社会保障格局。（4）地方财政收入和就业水平是数字经济促进社会保障发展的中介作用机制。

由上述研究结论得到如下政策启示：第一，数字经济为新时代社会保障的进一步发展带来了新机遇。应充分发挥数字经济对社会保障发展的促进作用，加大互联网基础设施、大数据平台的建设力度。第二，中西部及东北地区、外围相对欠发达城市经济基础相对薄弱，居民保障意识较为淡薄，互联网等新技术的普及相对落后，制约了这些地区社会保障的推广普及与深入发展。而数字经济包括数字技术的发展恰好为突破这些制约因素提供了契机，数字平台、数字技术的发展与应用能够更有效率地帮助居民认识到社会保障的好处，有助于增强未获基本保障人群主动参与社保的积极性。加大中西部及东北地区、外围相对欠发达城市的数字政务一体化平台建设力度，有利于营造社会保障的数字化推广环境。第三，数字经济通过增加地方财政收入、提高就业水平促进社会保障发展的中介作用机制

① 第一批试点包括 17 个市（州），第二批试点包括 19 个市（县），详见中华人民共和国人力资源和社会保障部官网，http://www.mohrss.gov.cn/shbxjjds/SHBXJDSzhengcewenjian/201303/t20130320_91631.html。

② 详见《以共同富裕为方向 深化社会保障改革》，中国劳动保障新闻网，<https://www.clsnn.com/2021/08/31/991182.html>。

表明,数字经济有利于做大政府财政“蛋糕”,使政府更有能力在社会保障领域多分财政“蛋糕”。政府应响应数字经济时代的社会保障需求,基于新型数字技术的发展,适当调整和改革社会保障制度,优化和改进社会保障制度的运行机制。此外,政府可以通过搭建数字招聘平台、促进信息沟通的方式提高劳动力市场的匹配程度,提升就业率,进一步激发数字经济对社会保障发展的间接促进作用。

[参考文献]

- [1] 蔡昉. 数字经济发展必须具有分享性[J]. 中国中小企业, 2021(7): 63-64.
- [2] 郭瑜. 数字经济下的养老保险: 挑战与改革[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2021, 35(2): 25-31, 140.
- [3] 秦靖沂, Behrendt, C., Nguyen, Q. A., 等. 数字经济: 社会保障前路何方? [J]. 中国社会保障, 2019(11): 38-41.
- [4] Palier, B. Work, Social Protection and the Middle Classes: What Future in the Digital Age? [J]. *International Social Security Review*, 2019, 72(3): 113-133.
- [5] Behrendt, C., Nguyen, Q. A., Rani, U. Social Protection Systems and the Future of Work: Ensuring Social Security for Digital Platform Workers[J]. *International Social Security Review*, 2019, 72(3): 17-41.
- [6] 尹吉东. 适应与变革: 数字经济时代的社会保障[J]. 改革与战略, 2021, 37(4): 9-17.
- [7] Konkolewsky, H. H. Digital Economy and the Future of Social Security[J]. *Administration*, 2017, 65(4): 21-30.
- [8] OECD. Tax Challenges Arising from Digitalization[R]. Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development, 2018: 195.
- [9] 世界银行. 2019年世界发展报告: 工作性质的变革[R]. 华盛顿: 世界银行集团出版与知识部, 2019: 109.
- [10] 于萌. 在灵活性与保障性之间: 平台劳动者的社会政策保护[J]. 南京社会科学, 2021(8): 76-83.
- [11] 阮芳, 蔡菁蓉, 张奕蕙, 等. 数字经济下的就业与人才研究报告: 上篇: 迈向 2035: 4 亿数字经济就业的未来[R]. 波士顿: 波士顿咨询公司, 2017: 20.
- [12] Greve, B. The Digital Economy and the Future of European Welfare States[J]. *International Social Security Review*, 2019, 72(3): 79-94.
- [13] 邓大松, 张怡. 社会保障高质量发展: 理论内涵、评价指标、困境分析与路径选择[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2020, 34(4): 38-47.
- [14] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [15] 陈斌. 数字经济对社会保障制度的影响研究进展[J]. 保险研究, 2022(3): 99-109.
- [16] 顾叶, 王海艳, 周欣钰. 探究区块链技术在社会医疗保险中的应用[A]//清华大学经济管理学院中国保险与风险管理研究中心. 2018 中国保险与风险管理国际年会论文集[C]. 清华大学经济管理学院中国保险与风险管理研究中心, 2018: 12.
- [17] 郑功成, 郭林. 中国社会保障推进国家治理现代化的基本思路与主要方向[J]. 社会保障评论, 2017, 1(3): 3-16.
- [18] McKinnon, R. Introduction: Social Security and the Digital Economy - Managing Transformation[J]. *International Social Security Review*, 2019, 72(3): 5-16.
- [19] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [20] 罗珉, 李亮宇. 互联网时代的商业模式创新: 价值创造视角[J]. 中国工业经济, 2015(1): 95-107.
- [21] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.
- [22] Forman, C., Goldfarb, A., Greenstein, S. Understanding the Inputs Into Innovation: Do Cities Substitute for Internal Firm Resources? [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2008, 17(2): 295-316.
- [23] 孔艳芳, 刘建旭, 赵忠秀. 数据要素市场化配置研究: 内涵解构、运行机理与实践路径[J]. 经济学家, 2021(11): 24-32.

- [24] Farboodi, M., Veldkamp, L. A Growth Model of the Data Economy[R]. National Bureau of Economic Research, 2021.
- [25] 李天籽, 王伟. 网络基础设施的空间溢出效应比较研究[J]. 华东经济管理, 2018, 32(12): 5-12.
- [26] 汪亚楠, 谭卓鸿, 郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(7): 92-112.
- [27] 戚聿东, 褚席. 数字经济发展、经济结构转型与跨越中等收入陷阱[J]. 财经研究, 2021, 47(7): 18-32, 168.
- [28] 艾华, 徐绮爽, 王宝顺. 数字经济对地方政府税收收入影响的实证研究[J]. 税务研究, 2021(8): 107-112.
- [29] 张红伟, 王莉莉, 陈小辉. 数字经济与财政分权: 内在机制与实证检验[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(7): 76-93.
- [30] 冯俏彬. 数字经济时代税收制度框架的前瞻性研究——基于生产要素决定税收制度的理论视角[J]. 财政研究, 2021(6): 31-44.
- [31] “‘互联网+’背景下的税收征管风险管理研究”课题组, 李伟. 利用区块链技术提升我国税收管理水平研究[J]. 财政研究, 2019(12): 102-109.
- [32] 李贞, 张瑞婷. 数字经济与财政治理的协同发展[J]. 地方财政研究, 2021(4): 8-13.
- [33] 李小忠. 数字经济发展与企业价值提升——基于生命周期理论的视角[J]. 经济问题, 2021(3): 116-121.
- [34] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144, 10.
- [35] 易露霞, 吴非, 徐斯旸. 企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 15-25, 69.
- [36] 郭金花, 郭楷楠, 郭淑芬. 数字基础设施建设如何影响企业全要素生产率? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 证券市场导报, 2021(6): 13-23.
- [37] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [38] 林治芬, 魏雨晨. 中央和地方社会保障支出责任划分中外比较[J]. 中国行政管理, 2015(1): 34-38.
- [39] 赵彤. 供需视角下的政府社会保障支出及其影响因素分析[J]. 经济问题探索, 2018(5): 17-24.
- [40] 赵建国, 廖藏宜, 李佳. 我国社会保障财政负担区域公平性及影响因素研究[J]. 财政研究, 2016(10): 49-57.
- [41] 杜春林, 张新文, 张耀宇. 土地财政对地方政府社会保障支出的补给效应[J]. 上海财经大学学报, 2015, 17(3): 50-58.
- [42] 马国旺, 王天娇. 数字普惠金融对就业的影响及空间效应研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(3): 138-152.
- [43] 郭晴, 孟世超, 毛宇飞. 数字普惠金融发展能促进就业质量提升吗? [J]. 上海财经大学学报, 2022, 24(1): 61-75, 152.
- [44] 王文. 数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J]. 经济学家, 2020(4): 89-98.
- [45] 赵宸宇. 数字化转型对企业劳动力就业的影响研究[J/OL]. 科学学研究, 2022: 1-18. (202-06-14)[2022-08-31]. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20220613.001>.
- [46] Bräuninger, M. Social Security, Unemployment, and Growth[J]. *International Tax and Public Finance*, 2005, 12(4): 423-434.
- [47] 何文炯. 中国社会保障: 从快速扩展到高质量发展[J]. 中国人口科学, 2019(1): 2-15, 126.
- [48] 杨翠迎, 郑春荣, 汪伟, 等. 高质量发展阶段下的中国社会保障理论与政策——第二届中国社会保障理论与政策论坛综述[J]. 经济研究, 2019, 54(1): 204-208.
- [49] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [50] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [51] Nunn, N., Qian, N. US Food Aid and Civil Conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630-66.
- [52] 刘传明, 马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学, 2020(3): 75-88, 127-128.
- [53] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(5): 64-77, 198-199.

The Impact of Digital Economy on Social Security

LI Wen-xiu KE Jin

Abstract: Based on panel data of 256 cities in China from 2011 – 2017, this article systematically examines how the digital economy affects the development of social security and its mechanism. The study finds that the digital economy significantly contributes to the development of social security, and can promote the development of social security by boosting local fiscal revenue growth and increasing employment levels, with the above-mentioned positive effects being more pronounced in eastern regions and central cities. As the level of development of the digital economy breaks through a certain threshold, its positive effect on the development of social security will be further strengthened and growth of local fiscal revenue can also strengthen this effect, which indicates that the local government fiscal system and the development of the digital economy can form a positive interaction to jointly promote the development of social security. In addition, the impact of digital economy on the development of social security is characterized by spatial spillover effect, which not only promotes the development of social security in the region, but also has substantial positive impact on the development of social security in neighboring regions, and helps to form a social security development pattern of inter-regional coordinated development.

Key words: digital economy; the development of social security; local fiscal revenue; employment level; spatial spillover effect

[责任编辑: 伍业锋]