

共同富裕下数字包容发展对城乡居民 生计资本的异质性影响*

杨红娟^{1,2}, 何玮珊¹, 林琳²

(1. 昆明理工大学管理与经济学院, 昆明 650093; 2. 国家开放大学经济管理学院, 北京 100039)

摘要: 持续释放数字红利的普惠共享, 推动数字包容发展对于促进共同富裕大有可为。在对数字包容和生计资本进行评价的基础上, 选取2013—2022年我国31个省(区、市)的数据, 从宏观和微观层面采用双向固定效应模型进行研究。研究发现: (1) 数字包容与生计资本之间存在正相关关系, 数字包容发展能够提升城乡居民生计资本; (2) 数字包容发展通过城镇化水平对生计资本产生一定促进作用; (3) 数字包容发展对生计资本的影响存在异质性, 相对于东部地区, 中西部地区的数字包容发展对生计资本的提升作用更大; (4) 数字包容发展对生计资本构成的六个维度具有显著的指标异质性, 并通过相互作用促进生计资本耦合协调度提升, 推动实现共同富裕目标。

关键词: 数字包容; 生计资本; 共同富裕; 固定效应

中图分类号: F124.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-2912(2024)11-0107-17

一、引言

党的二十大报告提出,“增进民生福祉,提高人民生活品质”。生计问题一直以来是切入民生问题的关键,生计是建立在能力、各类资产和活动基础之上的谋生方式(何仁伟等,2013)^[1],而生计资本作为谋生的各种资源总称,是农户生计策略选择的基础,决定着农户的生计方式,是新时代实现共同富裕的重要切入点。随着大数据、云计算、区块链等高新技术的广泛应用,千行万业推进数字化转型,为城乡居民生计方式的选择创造了更多机遇,但与此同时也存在数字资源分配不平衡,引发数字不平等和数字鸿沟等问题,从而影响社会公平。国家发展改革委、国家数据局于2023年12月印发《数字经济促进共同富裕实施方案》,数字技术促进共同富裕大有可为。数字包容作为数字鸿沟的反向概念,即确保所有人都能平等地享受数字技术带来的便利与机遇,以数字化手段推进经济社会发展的均等性、公平性与包容性。因此,数字包容不仅关乎技术普及,更涉及到社会公平公等,数字包容发展对于有效提升城乡居民生计资本,实现社会可持续发展,促进共同富裕具有重要价值。

作者简介: 杨红娟,昆明理工大学管理与经济学院博士生导师,国家开放大学经济管理学院教授,研究方向:可持续发展及管理;何玮珊,昆明理工大学管理与经济学院硕士研究生,研究方向:可持续发展及管理;林琳,国家开发大学经济管理学院讲师,经济学博士,研究方向:可持续发展及管理。

* **基金项目:** 国家自然科学基金项目“少数民族地区易地扶贫搬迁后农户生计资本的重构影响机理及提升策略研究—以云南为例”(72064025),项目负责人:杨红娟。

二、文献综述

近年来,学术界对数字包容相关研究主要包括定义内涵、概念框架和影响因素研究。早期学者们认为数字鸿沟是信息社会的障碍,弥合数字鸿沟主要通过信息和通信技术(information and communications technology,ICT)获取和使用来解决(Hsieh et al.,2008)^[2]。2010年以后,学者们意识到所谓的“数字鸿沟”是一个过于简单化的概念,只考虑ICT的获取差异无法解决数字鸿沟的多样性问题,近年来已扩展为“数字包容”被广泛提及(Hosman & Comisso,2020)^[3]。闫慧等(2018)^[4]梳理了数字包容的内涵、影响因素和公共政策方面,认为数字包容内涵主要涉及以下几类:数字技术的接入与使用、扶持弱势群体、强调社会参与、消除数字鸿沟。徐瑞朝和曾一听(2017)^[5]对英国数字包容战略进行总结,提出我国可以将数字包容上升到国家战略,从五个方面来实现我国的数字包容。Marshall et al.(2020)^[6]重点讨论了澳大利亚农民数字包容的性质和程度,并把低接入性和可负担性归因于互联网基础设施不足以及技术和数据有限。但是数智社会的建设,并非以数字或数智技术运用与发展为中心,更应当秉持以人民为中心的理念(徐倩,2022)^[7]。

生计资本作为个人和家庭为维持生存和求得发展所需要的各类资本的总称(王娟等,2014)^[8],是可持续生计框架的核心内容,由自然资本、物质资本、金融资本、社会资本和人力资本五部分构成。共同富裕坚持以人民为中心的发展思想,促进人的全面发展(习近平,2021)^[9],旨在提高全体人民的生活水平,而生计资本的提升则是实现这一目标的重要途径之一。生计资本的改善可以扭转贫困代际传递现象(吴茜,2023)^[10],同时有效促进搬迁人口的可持续发展(陈绍军等,2023)^[11],不断推进共同富裕。许珂和周明(2023)^[12]发现不同资本之间可以优势互补,给推进区域协调发展、促进全体人民共同富裕提供了新的政策思路。

目前的研究已取得了一定成果,但仍存在不足:(1)共同富裕研究主要聚焦宏观层面,鲜有从个体出发,特别是基于个体谋生资源视角;(2)生计资本研究基本聚焦在农村,侧重于农户层面,但城乡居民同样面临生计策略选择问题,尤其是随着数字化转型发展对城乡居民生计资本都带来影响;(3)数字包容的研究大多局限于理论含义与政策研究,对于系统建立数字包容评价框架,并进行量化研究不足。鉴于此,利用中国31个省(区、市)的面板数据,基于生计资本视角研究数字包容发展赋能共同富裕,为增进数字包容发展程度,提升城乡居民生计资本、改善生计资本结构、实现共同富裕提供重要参考。

三、理论分析与研究假设

(一) 数字包容与生计资本

基于可持续生计分析框架对生计问题的研究,城乡居民生计资本的积累会受到一系列社会政治、经济、法律和文化等外部因素的影响(唐丽霞等,2010)^[13],信息的可及性等因素会影响生计资本的组合、转换方式以及福利的获取(李雪萍和王蒙,2015)^[14],并可以借助数字技能和数字能力实现生计资本与收入的增加(易法敏,2021)^[15]。信息不对称理论认为在市场经济活动中,各类人员对有关信息的了解是有差异的,不同的经济个体获取信息的能力差异较大(张莹,2016)^[16],市场参与者的决策往往受到信息不对称的影响,导致资源配置效率低下。数字包容通过提供更广泛、更及时的信息,减少信息不对称性,使得市场更加透明和有效。在这种情况下,个体能够更准确地评估风险和机会,做出更理性的决策,从而提高了其生计资本水平。同时,社会资本理论强调社会网络和社会关系对个体生计资本的重要性。数字包容发展能拓展“关系”网络,通过提升和维护社会资本增加个人就业概率(戚聿东和褚席,2021)^[17],促进社会网络的形成和扩展,使得个体更容易获取社会支持和资源,从而提高其生计资本水平。据此,提出假设1。

假设1:数字包容发展能够显著促进生计资本水平的提升。

近年来学者们在探讨生计资本结构的特殊性中,袁东波等(2019)^[18]、赵立娟等(2019)^[19]、赵雪雁等(2020)^[20]这些学者在研究农户生计资本时对五类生计资本都进行了扩充。吴嘉莘等

(2022)^[21] 考虑到民族文化, 提出将文化资本纳入生计资本体系中。通过借鉴学者们研究所得成果, 基于中国深厚的历史底蕴, 研究在传统的 SLA 框架所包含的 5 类生计资本基础之上, 加入文化资本, 把生计资本分为自然资本、金融资本、人力资本、物质资本、社会资本和文化资本 6 个维度。

数字包容对生计资本各维度资本的影响可能存在不同。一方面, 张莉等 (2011)^[22] 通过回归模型分析发现信息化改善农民生计主要是提升了农民的金融资本、人力资本和社会资本。宁泽逵 (2017)^[23] 认为信息化显著提高了农户物质资本, 但对农户自然资本的直接贡献在统计上不显著。王翠翠等 (2022)^[24] 提出农户通过参与农业电商可获得比原先更高的人力资本、自然资本、物质资本、金融资本和社会资本。许薛璐和王文 (2022)^[25] 也提出随着人力资本积累水平的提高, 数字基础设施实现包容性增长的促进作用越强。随着信息技术的普及和农业现代化的推进, 农户对精神文化层面的需求日益增多。数字信息技术有助于重构农村文化空间, 能够更好地宣传和传承农村文化, 进而影响文化资本 (尹文嘉和贾钰鑫, 2024)^[26]。另一方面, 各类资本之间能相互转换并具有动态性 (李树苗等, 2017)^[27], 同时存在协同效应 (黄志刚等, 2021)^[28]。数字包容可以降低因物质资本和人力资本差异形成的数字不平等 (陈梦根和周元任, 2022)^[29], 通过大力提升数字技能和数字基础设施建设, 营造公平的竞争环境 (方师乐等, 2024)^[30], 促进均等性和公平性, 建立数字包容性社会, 提升生计资本耦合协调度。据此, 提出假设 2。

假设 2: 数字包容发展对生计资本各维度影响不同, 并促进各类生计资本耦合协调。

(二) 城镇化水平、数字包容与生计资本

随着社会经济不断发展, 全国各地城镇化不断推进, 数字基础设施不断完善, 包括通信网络、数据中心等在内的信息基础设施得到了大幅改善, 这为人们获取信息、进行交易和学习提供了更便捷的途径, 大大提高了数字技术的覆盖面和可访问性。此外, 人们的收入水平提高, 对于数字技术的支付能力也相应增强。

城镇化程度加深, 有力驱动了经济结构的转型及产业升级, 提高城乡经济发展的质量以及实现产业的多样化, 不断涌现出众多新兴行业与电子商务服务行业, 同步加速了数字化进程, 极大地拓宽了就业渠道并增加了居民收入来源, 提高了居民的生计资本。在城镇化进程中, 市场体系与金融服务更加完善与优化, 而数字技术的融入提高了金融服务便利性, 市场环境和政府政策也更加公平合理, 为人们提供了更多的商机和投资渠道, 吸引更多个体参与到经济活动中来, 增加其生计资本。据此, 提出假设 3。

假设 3: 城镇化水平在数字包容发展对生计资本影响中存在正向调节作用。

因此, 基于城镇化水平的调节作用, 结合相关理论, 构建共同富裕下数字包容发展对生计资本影响的理论分析框架, 如图 1 所示。

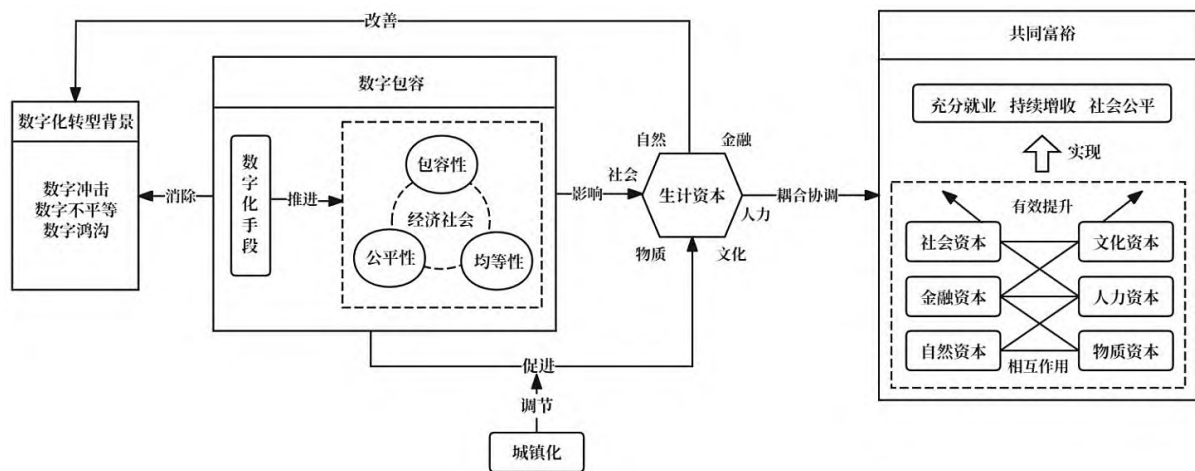


图 1 共同富裕下数字包容发展对生计资本影响的理论分析框架

四、研究设计

采用双向固定效应模型，同时控制了省份和时间，分析共同富裕下数字包容发展影响生计资本的机理。

（一）数据来源

鉴于数据完整性与科学性，选取 2013—2022 年中国 31 个省（区、市）（因部分数据缺失，本研究样本未含港澳台）为研究样本。数据来源于《中国统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及各省（区、市）统计年鉴等，对于个别缺失值采用线性插值法补充完整。模型计算均采用 Stata17 软件。

（二）变量说明

1. 被解释变量：生计资本（*LC*）。将生计资本划分为自然资本、金融资本、人力资本、物质资本、社会资本和文化资本 6 个维度，并参考以往生计资本测算的研究成果（吴嘉莘和杨红娟，2020；王梦晗和苏明明，2022）^[31-32]，构建生计资本测度指标体系选取指标，见表 1。

表 1 生计资本指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 | 单位 | 性质 |
|----------|-------------|-----------------|-------|----|
| 生计资本 | 自然资本（N） | 人均水资源量 | 立方米/人 | 正向 |
| | | 林地面积 | 万公顷 | 正向 |
| | | 农作物总播种面积 | 千公顷 | 正向 |
| | | 耕地面积 | 千公顷 | 正向 |
| | 金融资本（F） | 居民人均可支配收入 | 元/人 | 正向 |
| | | 社会消费品零售总额 | 亿元 | 正向 |
| | | 就业人员平均工资 | 元 | 正向 |
| | | 金融机构存款余额 | 亿元 | 正向 |
| | 物质资本（P） | 全社会固定资产投资总额 | 亿元 | 正向 |
| | | 每万人拥有公共交通工具 | 标台 | 正向 |
| | | 全年粮食总产量 | 万吨 | 正向 |
| | | 全年供水总量 | 亿立方米 | 正向 |
| | | 全年液化石油气供应量 | 万吨 | 正向 |
| | 社会资本（S） | 社会组织单位数 | 个 | 正向 |
| | | 每千人拥有卫生技术人员数 | 人 | 正向 |
| | | 城乡居民基本养老保险参保人数 | 万人 | 正向 |
| | | 社会保障和就业支出 | 亿元 | 正向 |
| | 人力资本（H） | 普通本专科毕业生人数 | 人 | 正向 |
| | | 中等职业学校毕业生人数 | 人 | 正向 |
| | | 每十万人口高等学校平均在校生数 | 人 | 正向 |
| 城镇登记失业人数 | | 万人 | 负向 | |
| 文化资本（C） | 文化事业费 | 万元 | 正向 | |
| | 群众文化机构数 | 个 | 正向 | |
| | 人均拥有公共图书馆藏量 | 册/人 | 正向 | |
| | 博物馆机构数 | 个 | 正向 | |
| | 艺术表演团体机构数 | 个 | 正向 | |

2. 核心解释变量：数字包容（DI）。杨巧云等（2022）^[33] 通过梳理多个国家的数字包容政策，从搭建数字环境、获取数字能力和融入数字实践 3 个方面探索数字包容的实施路径。Helsper（2012）^[34] 将数字包容定义为一种多方面的结构，包括信息通信技术的获取、技能、态度和不同程度的技术参与。Wilson et al.（2019）^[35] 表明可访问性、可负担性和数字能力是数字包容的 3 大要素。根据现有研究对数字包容的划分，结合数据的可得性，以数字基础、数字获取和数字应用为二级指标，构建数字包容评价指标体系。

对于数字基础，参考王军等（2021）^[36] 的研究，选取互联网宽带接入端口数、光缆长度、域名数和移动电话基站作为数字基础的指标；对于数字获取，从城镇居民和农村居民两方面切入，选取交通通信消费支出与可支配收入的比值来衡量；对于数字应用，互联网宽带接入用户数和移动电话普及率在一定程度上反映数字的使用情况，并选取信息传输、计算机服务和软件业从业人员占比和专利授权量的对数值衡量数字应用水平，同时借鉴马黄龙和屈小娥（2021）^[37] 的方法，选取文盲人口占 15 岁及以上人口的比例作为其中一个指标，评价指标体系如表 2 所示。采用熵权法对数字包容指标权重赋值，计算我国 31 个省 2013—2022 年的数字包容程度。

表 2 数字包容评价指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 | 单位 | 性质 |
|------|------|----------------------------|------|----|
| 数字包容 | 数字基础 | 互联网宽带接入端口数 | 万个 | 正向 |
| | | 光缆长度 | 公里 | 正向 |
| | | 域名数 | 万个 | 正向 |
| | | 移动电话基站 | 万个 | 正向 |
| | 数字获取 | 城镇居民人均交通通信消费支出/城镇居民人均可支配收入 | % | 负向 |
| | | 农村居民人均交通通信消费支出/农村居民人均可支配收入 | % | 负向 |
| | 数字应用 | 互联网宽带接入用户数 | 万户 | 正向 |
| | | 移动电话普及率 | 部/百人 | 正向 |
| | | 专利申请授权量 | 项 | 正向 |
| | | 文盲比 | % | 负向 |
| | | 信息传输、计算机服务和软件业从业人员占比 | % | 正向 |

3. 控制变量：第一产业增加值（ $\ln PI$ ）、经济发展水平（ $\ln pgdp$ ）、地方财政收入（ $\ln FR$ ）、产业结构高级化（ IS ）。其中，第一产业增加值作为反映地区生产状况的一项重要指标，关系到人民的生活质量，进而影响生计资本（简新华和叶林，2011）^[38]，取对数来衡量；经济发展水平，采用人均 GDP 的对数来衡量；地方财政收入是各级地方政府制定政策的基础，可以增进民生福祉，财政收入通过影响公共服务的投入及基础设施的建设等方面，实现生计资本的积累和改善（胡海婧，2011）^[39]，并采用对数来衡量；产业的发展既能改善居民的生计资本，又能激发其内生动力（马彩虹等，2021）^[40]，选取产业结构高级化作为其中一个控制变量，采用第二产业增加值与第三产业增加值的比重作为产业高级化指标。

4. 调节变量：城镇化水平（ Urb ）。选取城镇人口占常住总人口的比重来进行衡量。

（三）研究方法

首先使用熵值法计算出指标的权重，避免了主观赋权的主观因素干扰，其次根据权重值计算综合值，同时计算各分项生计资本的耦合协调度，最后构建双向固定效应模型进行分析。

1. 测算权重

(1) 数据处理

通过极值法对数据进行标准化处理,分为正向指标和负向指标。并且,为了消除零对于算法的影响,对数据整体向右平移0.001个单位。计算公式为:

正向指标:

$$Z_{ij} = \frac{X_{ij} - \min X_{ij}}{\max X_{ij} - \min X_{ij}} + 0.001 \quad (1)$$

负向指标:

$$Z_{ij} = \frac{\max X_{ij} - X_{ij}}{\max X_{ij} - \min X_{ij}} + 0.001 \quad (2)$$

式(1)-(2)中, Z_{ij} 表示标准化处理后的值, X_{ij} 表示第*i*个样本的第*j*项指标的原始值, $\max X_{ij}$ 为最大值, $\min X_{ij}$ 为最小值。

(2) 确定各指标权重

$$P_{ij} = \frac{Z_{ij}}{\sum_{i=1}^m Z_{ij}} \quad (3)$$

式(3)中, P_{ij} 表示在第*j*项指标下,第*i*个样本的权重, m 为样本数量。

(3) 计算第*j*项指标的熵值

$$E_j = -k \sum_{i=1}^m P_{ij} \ln P_{ij} \quad (4)$$

式(4)中, k 为常数, $k = \frac{1}{\ln m}$ 。

(4) 计算第*j*项指标的偏差度

$$d_j = 1 - E_j \quad (5)$$

(5) 计算各指标的权重

$$W_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j} \quad (6)$$

式(6)中, n 为指标数量。

2. 计算综合值

$$Y_i = \sum_{j=1}^n W_j Z_{ij} \quad (7)$$

式(7)中, Y_i 表示第*i*个样本的生计资本值和数字包容值, Z_{ij} 为标准化后的数据。

3. 生计资本耦合协调度

研究城乡居民生计资本内部之间耦合协调状态,可以判断各生计资本间的影响和发展是否科学、合理。生计资本耦合度反映各分项资本之间的相互影响作用的程度,生计资本耦合协调度体现各分项资本之间协调发展水平。

耦合度计算公式为:

$$C_6 = 6 \times \left[\frac{N \times F \times P \times S \times H \times C}{(N + F + P + S + H + C)^6} \right]^{\frac{1}{6}} \quad (8)$$

耦合协调度计算公式为:

$$D = \sqrt{C_6 \times T} \quad (9)$$

$$T = aN + bF + cP + dS + eH + fC \quad (10)$$

式(8)-(10)中, C_6 为生计资本耦合度; N 、 F 、 P 、 S 、 H 、 C 分别为自然、金融、物质、社

会、人力、文化资本量值； T 为生计资本综合评价指数； D 为各分项生计资本间耦合协调度。其中，各分项生计资本同等重要，即 $a=b=c=d=e=f=1/6$ 。参考唐晓华等（2018）^[41]的研究来确定耦合协调度划分标准及类型，见表3。

表3 耦合协调度划分标准及类型

| 耦合协调度 | 耦合协调类型 | 耦合协调度 | 耦合协调类型 |
|--------------------|--------|--------------------|--------|
| $0 < D \leq 0.1$ | 极度失调 | $0.5 < D \leq 0.6$ | 勉强协调 |
| $0.1 < D \leq 0.2$ | 严重失调 | $0.6 < D \leq 0.7$ | 初级协调 |
| $0.2 < D \leq 0.3$ | 中度失调 | $0.7 < D \leq 0.8$ | 中级协调 |
| $0.3 < D \leq 0.4$ | 轻度失调 | $0.8 < D \leq 0.9$ | 良好协调 |
| $0.4 < D \leq 0.5$ | 濒临失调 | $0.9 < D \leq 1$ | 优质协调 |

4. 模型设定

为探究数字包容发展对生计资本的影响，基准回归模型设定如下：

$$LC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{it} + \delta control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式（11）中， LC_{it} 表示省份*i*在第*t*年的生计资本水平， DI_{it} 表示省份*i*在第*t*年的数字包容程度； $control_{it}$ 为控制变量，主要包括第一产业增加值、产业结构高级化、经济发展水平、地方财政收入； μ_i 和 γ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项。

为进一步探究城镇化水平在其中的调节作用，在基准模型的基础上，加入交互项，模型设定如下：

$$LC_{it} = \beta_0 + \beta_1 DI_{it} + \delta_1 control_{it} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 DI_{it} \times Urb_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式（12）中， Urb_{it} 表示调节变量，即城镇化水平， $DI_{it} \times Urb_{it}$ 表示数字包容程度与城镇化水平的交互项。

五、实证结果与分析

（一）描述性统计

主要变量的描述性统计分析结果如表4。生计资本的最小值0.042、最大值0.417、标准差为0.086，表明样本生计资本存在差距，均值为0.195，表明生计资本水平仍有待提高；数字包容的最小值0.053、最大值0.672、标准差为0.12，表明样本数字包容存在较大差异，均值为0.21，说明数字包容发展存在较大的提升空间。

表4 描述性统计分析

| 变量 | 样本量 | 平均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|-----|--------|--------|-------|--------|--------|
| LC | 310 | 0.195 | 0.180 | 0.086 | 0.042 | 0.417 |
| DI | 310 | 0.210 | 0.180 | 0.120 | 0.053 | 0.672 |
| $\ln PI$ | 310 | 7.244 | 7.603 | 1.156 | 4.397 | 8.748 |
| $\ln FR$ | 310 | 7.643 | 7.725 | 0.937 | 4.554 | 9.554 |
| $\ln pgdp$ | 310 | 10.935 | 10.883 | 0.432 | 10.003 | 12.155 |
| IS | 310 | 1.423 | 1.268 | 0.746 | 0.665 | 5.283 |

（二）相关性分析

主要变量的相关性分析结果如表5。数字包容与生计资本之间相关系数为0.716，且在1%的统计水平上显著。由此初步验证了假设1的成立，即数字包容发展会提升生计资本。

表 5 相关性分析

| 变量 | <i>LC</i> | <i>DI</i> | $\ln PI$ | $\ln FR$ | $\ln pgdp$ | <i>IS</i> |
|------------|-----------|-----------|----------|----------|------------|-----------|
| <i>LC</i> | 1 | | | | | |
| <i>DI</i> | 0.716*** | 1 | | | | |
| $\ln PI$ | 0.604*** | 0.320*** | 1 | | | |
| $\ln FR$ | 0.627*** | 0.779*** | 0.458*** | 1 | | |
| $\ln pgdp$ | 0.104* | 0.343*** | 0.295*** | 0.279*** | 1 | |
| <i>IS</i> | 0.193*** | 0.305*** | 0.443*** | 0.154*** | 0.531*** | 1 |

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(三) 基准回归分析

对数字包容和生计资本进行基准回归，结果如表6所示。表6中列(1)数据显示，核心解释变量数字包容的回归系数为0.21，呈显著正向，说明数字包容的提升能够显著提高居民生计资本水平。加入控制变量后如列(2)所示，数字包容的回归系数为0.186，显著为正，表明数字包容程度每提高1个单位，生计资本水平提高0.186个单位。进一步验证了假设1的成立。

表 6 基准回归分析表

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>LC</i> | <i>LC</i> |
| <i>DI</i> | 0.210*** (0.031) | 0.186*** (0.032) |
| $\ln PI$ | | -0.011 (0.008) |
| $\ln FR$ | | 0.017** (0.007) |
| $\ln pgdp$ | | 0.012 (0.019) |
| <i>IS</i> | | 0.002 (0.005) |
| <i>Cons</i> | 0.050*** (0.012) | -0.177 (0.197) |
| 省份固定 | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes |
| N | 310 | 310 |
| Adj. R ² | 0.987 | 0.988 |

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；()内的数字为稳健标准误。下同。

(四) 调节效应检验

重点关注数字包容与城镇化水平交互项估计结果，将城镇化水平作为调节变量，实证分析结果如表7所示。在列(1)基准回归模型的基础上，列(2)引入调节变量*Urb*和交互项*DI*×*Urb*，交互项显著为正，说明城镇化水平对数字包容发展作用于生计资本起到显著促进作用，其系数

(0.004) 在 5%水平上为正且显著, 说明正向调节数字包容发展对生计资本的促进作用, 假设 3 在实证量化层面得到验证且成立。

表 7 调节效应回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------------|---------------------|----------------------|
| | <i>LC</i> | <i>LC</i> |
| <i>DI</i> | 0.186*** (0.032) | 0.135*** (0.036) |
| <i>lnPI</i> | -0.011 (0.008) | -0.026*** (0.009) |
| <i>lnFR</i> | 0.017** (0.007) | 0.006 (0.007) |
| <i>lnpgdp</i> | 0.012 (0.019) | 0.024 (0.020) |
| <i>IS</i> | 0.002 (0.005) | 0.007 (0.005) |
| <i>DI×Urb</i> | | 0.004** (0.002) |
| <i>Urb</i> | | 0.004*** (0.001) |
| <i>Cons</i> | -0.177 (0.197) | -0.539** (0.217) |
| 省份固定 | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes |
| N | 310 | 310 |
| Adj. R ² | 0.987 | 0.988 |

(五) 稳健性检验

1. 缩短样本周期。鉴于我国从 2015 年开始谋划多个产业的数字化转型方案, 因此选择 2015 年作为样本考察期的中间时点进行划分, 将样本研究区间进行缩减, 分别划分为 2013—2015 年和 2015—2022 年, 回归结果如表 8 中列 (1) 和列 (2) 所示, 数字包容的回归系数分别 0.126 和 0.148, 且均在 1%水平上显著。同时考虑到 2020 年新冠疫情对经济社会各方面造成持续的负面影响, 导致许多企业停工或减产, 生产活动的受限导致了供应链部分中断和生产能力下降, 因此观测剔除 2020 年及之后样本的稳健性检验结果, 如表 8 中列 (3) 所示, 数字包容系数为 0.145, 在 1%水平上显著为正。各模型数字包容的回归系数均显著为正, 与基准回归结果一致, 证实了结果的稳健性。

表 8 缩短样本周期

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 2013—2015 年 | 2015—2022 年 | 2013—2019 年 |
| <i>DI</i> | 0.126*** (0.039) | 0.148*** (0.040) | 0.145*** (0.037) |

续表 8

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 2013—2015 年 | 2015—2022 年 | 2013—2019 年 |
| $\ln PI$ | 0.008 (0.010) | -0.013 (0.009) | -0.002 (0.008) |
| $\ln FR$ | -0.003 (0.012) | 0.027*** (0.008) | 0.007 (0.007) |
| $\ln pgdp$ | 0.070** (0.027) | -0.029 (0.024) | 0.066*** (0.017) |
| IS | 0.003 (0.006) | 0.005 (0.006) | 0.010* (0.006) |
| $Cons$ | -0.743*** (0.241) | 0.226 (0.251) | -0.780*** (0.170) |
| 省份固定 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes |
| N | 93 | 248 | 217 |
| Adj. R ² | 0.997 | 0.990 | 0.992 |

2. 核心解释变量滞后处理。基准回归表明，数字包容发展越好、生计资本水平越高。但是，这种正相关关系可能存在反向因果导致的内生性问题。因此，本研究分别以滞后一期的 $L.DI$ 和滞后二期的 $L2.DI$ 为解释变量进行回归分析，如表 9 所示。

表 9 核心解释变量滞后处理

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | LC | LC | LC |
| DI | 0.186*** (0.032) | | |
| $L.DI$ | | 0.163*** (0.032) | |
| $L2.DI$ | | | 0.135*** (0.031) |
| $\ln PI$ | -0.011 (0.008) | -0.014* (0.008) | -0.011 (0.008) |
| $\ln FR$ | 0.017** (0.007) | 0.021*** (0.008) | 0.023*** (0.008) |
| $\ln pgdp$ | 0.012 (0.019) | -0.009 (0.022) | -0.039 (0.024) |
| IS | 0.002 (0.005) | -0.000 (0.005) | 0.001 (0.006) |
| $Cons$ | -0.177 (0.197) | 0.072 (0.221) | 0.393 (0.253) |

续表 9

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|
| | <i>LC</i> | <i>LC</i> | <i>LC</i> |
| 省份固定 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes |
| Adj. R ² | 0.987 | 0.988 | 0.990 |

由表 9 可知,列 (1) 为基准回归结果,数字包容的回归系数显著为正,滞后一期列 (2) 中 *L1.DI* 的回归系数为 0.163,在 1% 的水平上显著。滞后二期列 (3) 中 *L2.DI* 的回归系数也显著为正,表明基准模型的结论并未受到内生性的影响,可见数字包容发展对生计资本的影响作用依旧显著,也证明了结论的可靠性。

3. 替换测度方法。替换核心解释变量的测度方法,采用主成分分析法测算数字包容的综合值,进一步检验基准回归结果的稳健性,结果如表 10 所示,列 (1) 和列 (2) 分别为加入控制变量前后的检验结果,数字包容的回归系数分别为 0.026 和 0.025,均在 1% 水平上显著,进一步证明了估计结果是稳健可靠的。

表 10 替换解释变量测度方法

| 变量 | (1) | (2) |
|---------------------|---------------------|----------------------|
| | <i>LC</i> | <i>LC</i> |
| <i>Dlp</i> | 0.026*** (0.003) | 0.025*** (0.003) |
| <i>lnPI</i> | | -0.029*** (0.006) |
| <i>lnFR</i> | | 0.012* (0.007) |
| <i>lnpgdp</i> | | 0.024 (0.016) |
| <i>IS</i> | | -0.002 (0.004) |
| <i>Cons</i> | 0.146*** (0.003) | -0.092 (0.174) |
| 省份固定 | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes |
| N | 310 | 310 |
| Adj. R ² | 0.989 | 0.990 |

(六) 异质性检验

1. 区域异质性检验。根据 2023 年中国大数据产业发展指数报告,我国大数据产业呈东部引领、中西部加速追赶格局^①。将研究样本分为东部和中西部两个地区,即东部(北京、天津、辽宁、河北、浙江、上海、福建、山东、江苏、海南、广东,共 11 个省(市))、中西部(吉林、山西、黑龙江、江西、河南、安徽、湖南、湖北、内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西

^① 相关文件:北京大数据研究院《中国大数据产业发展指数报告(2023)》。

藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆，共 20 个省（区、市）两个区域。表 11 中列（1）、列（2）分别为东部、中西部区域异质性结果，对于东部地区，数字包容的回归系数为 0.062，在 10%水平上显著；而中西部地区数字包容的回归系数为 0.263，且在 1%水平上显著。Chow 检验结果显示，不同地区间数字包容的回归系数在 1%水平上存在显著差异（ p 值为 0.000）。这表明，在两个区域内，数字包容都对生计资本起着不同程度的积极影响，且中西部地区的提升作用较大。究其原因，一方面，不同地区存在资源禀赋差异，其发展优势也有所不同，东部地区如珠三角、长三角、京津冀三大经济圈作为科技活动的聚集地，不断推进数字产业化和产业数字化，数字技术的普及和应用水平较高，因此其效应已处于边际效益递减的阶段。中西部地区面临资源的相对劣势，发展步伐缓慢，但该地区增量更大，处于边际效应递增阶段。另一方面，中西部地区可能较多依赖传统产业，数字技术在此类产业中的渗透与效能，相较于高科技产业，其潜力尚未充分释放，提升空间较大，数字包容发展的边际收益更大。通过新技术、新模式的引入，提高了当地产业的竞争力及经济发展水平，数字包容产生显著的正向影响。

2. 结构异质性检验。为区分当生计资本水平不同时，数字包容对生计资本水平的影响是否存在差异。按照生计资本水平的中位数将所有样本分为高生计资本组和低生计资本组。如果生计资本水平超过全样本的中位数，该样本定义为生计资本水平高，否则为生计资本水平低。表 11 列（3）、列（4）分别为高生计水平、低生计水平检验结果，高生计资本组的数字包容回归系数 0.208 在 1%水平上显著，低生计资本组的数字包容回归系数 0.037 在 5%水平上显著，该结果表明，无论生计资本水平高低，数字包容都会对生计资本产生影响。Chow 检验结果显示，数字包容的回归系数在两组间存在显著差异（ p 值为 0.000）。这表明，数字包容程度对生计资本水平较高的样本影响更显著。

表 11 区域与结构异质性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 东部 | 中西部 | 高生计资本 | 低生计资本 |
| <i>DI</i> | 0.062* (0.037) | 0.263*** (0.037) | 0.208*** (0.043) | 0.037** (0.016) |
| <i>lnPI</i> | -0.017 (0.013) | -0.015 (0.010) | -0.080*** (0.019) | 0.002 (0.004) |
| <i>lnFR</i> | 0.040*** (0.012) | 0.005 (0.008) | 0.013 (0.014) | -0.010* (0.006) |
| <i>lnpgdp</i> | 0.049 (0.048) | 0.015 (0.019) | 0.015 (0.041) | 0.058*** (0.012) |
| <i>IS</i> | -0.037*** (0.012) | 0.012** (0.006) | -0.005 (0.012) | 0.008** (0.003) |
| <i>Cons</i> | -0.547 (0.502) | -0.026 (0.158) | 0.100 (0.463) | -0.509*** (0.114) |
| 省份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 110 | 200 | 155 | 155 |
| Adj. R ² | 0.990 | 0.989 | 0.977 | 0.991 |
| 系数差异 P 值 | 0.000 | | 0.000 | |

注：系数差异 P 值根据交互项模型的 Chow 检验的估计结果计算得到。

3. 指标异质性检验。为了进一步明确数字包容发展对生计资本的影响效应，并检验数字包容发展对生计资本各维度的影响是否存在显著差异，分别以生计资本六个维度指标，即自然资本、金融资本、物质资本、社会资本、人力资本和文化资本作为被解释变量进行实证检验。回归结果分别见表 12 中的列 (1)–(6)。

表 12 数字包容影响生计资本的分项检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------------|-------------------|---------------------|------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| | <i>N</i> | <i>F</i> | <i>P</i> | <i>S</i> | <i>H</i> | <i>C</i> |
| <i>DI</i> | -0.006 (0.007) | 0.072*** (0.012) | 0.014 (0.015) | 0.048*** (0.008) | -0.004 (0.006) | 0.061*** (0.013) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 310 | 310 | 310 | 310 | 310 | 310 |
| Adj. <i>R</i> ² | 0.992 | 0.978 | 0.984 | 0.987 | 0.970 | 0.935 |

由表 12 的回归结果可以看出：列 (2)、列 (4)、列 (6) 数字包容的回归系数分别为 0.072、0.048 和 0.061，均在 1% 水平上显著为正，表明数字包容对金融资本、社会资本和文化资本三个方面均存在显著的推动作用。对于金融资本，数字包容发展为金融服务的普惠性提供了可能；对于社会资本，数字包容发展有助于构建更紧密的社会网络，通过数字平台，人们可以更轻松地交流 and 分享信息，加强彼此之间的联系，提升社会资本的积累；文化资本方面，数字包容发展促进了文化的普及和交流，从而提升文化资本。列 (1)、列 (3)、列 (5) 的数字包容回归系数未通过显著性检验，说明在这个时间段数字包容发展对自然资本、物质资本和人力资本没有显著影响。一方面这三类资本的提升是通过数据要素与土地、资本、劳动力等传统要素的优化重组，需要一个持续的过程，另一方面数字包容实践发展仍处于初级阶段，是长期而复杂的系统性工程，需要汇聚各方力量发力。由此也验证了假设 2 的成立，即数字包容对生计资本各维度影响不同。

4. 耦合协调分析。对 2013—2022 年我国城乡居民生计资本间的耦合协调程度进行测算，具体结果如表 13 所示。

表 13 全国生计资本耦合协调类型划分

| 年份 | 耦合协调度 | 耦合协调类型 |
|------|--------|--------|
| 2013 | 0.1963 | 严重失调 |
| 2014 | 0.4315 | 濒临失调 |
| 2015 | 0.5164 | 勉强协调 |
| 2016 | 0.5820 | 勉强协调 |
| 2017 | 0.6512 | 初级协调 |
| 2018 | 0.7208 | 中级协调 |
| 2019 | 0.7630 | 中级协调 |
| 2020 | 0.7766 | 中级协调 |
| 2021 | 0.8218 | 良好协调 |
| 2022 | 0.9116 | 优质协调 |

由表 13 可以看出, 2013—2022 年全国生计资本耦合协调度值在 0.1963~0.9116 之间, 耦合协调发展类型由严重失调向优质协调发展转变。主要经历了六个阶段: 2013 年处于严重失调期, 2014 年处于濒临失调期, 2015—2016 年处于勉强协调期, 2017 年处于初级协调期, 2018—2020 年处于中级协调期, 2021 年开始进入了良好协调期。

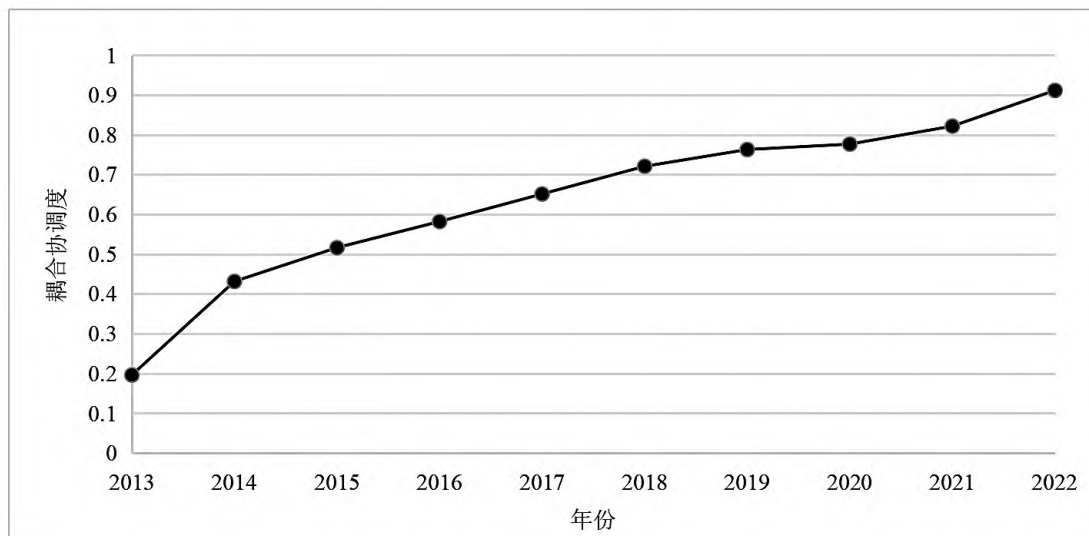


图 2 2013—2022 年全国生计资本耦合协调度变化

通过图 2 可以更直观地看出我国生计资本耦合关系的时序发展变化, 呈逐年上升趋势。其中, 耦合协调度在 2014 年出现明显增长趋势。可见, 2015 年以来我国在数字化转型的过程中, 城乡居民生活水平都得到较快发展, 各项生计资本间相互作用, 不断有效提升, 促进共同富裕目标实现。

六、结论与建议

通过对 31 个省(区、市)面板数据的实证分析, 得到如下主要结论: (1) 验证了数字包容发展能够有效地提高生计资本, 且城镇化水平的调节效应显著, 即数字包容发展在城镇化水平越高的地区提升生计资本的作用更明显; (2) 数字包容发展对生计资本存在异质性, 中西部地区数字包容对生计资本的促进作用强于东部地区; 生计水平越高, 数字包容能够带来更为显著的效果; (3) 数字包容对生计资本的不同维度存在显著的异质性影响, 并促进各类生计资本耦合协调发展。

基于上述结论, 提出以下建议:

第一, 统筹各地区数字基础设施建设, 提高其可及性。通过区域间的协作, 推动数字资源的优化配置, 从而弥合区域数字鸿沟, 降低数字技术的使用门槛, 让更多人享受到数字红利, 提高城乡居民的就业机会和收入水平, 增强其生计资本。鼓励东部地区与中西部地区加强数字合作与交流, 区域之间优势互补, 共同解决在数字发展过程中遇到的难题。基于中西部地区的产业特点, 聚焦数字发展需求和卡点难点, 结合实际情况制定更具针对性的政策, 探索适合中西部地区的数字包容发展路径, 促进数字技术与当地产业的深度融合。提高数字获取和应用程度, 促进数字公平, 消除新型的不平等。

第二, 利用数字技术促进各维度生计资本提升。利用数字技术提供便捷、安全的金融服务, 降低金融服务门槛, 提高金融普惠性、精准性、多样性, 增强城乡居民的金融资本; 通过数字技术应用提升生产效率, 推动产业升级, 降低成本, 增加物质资本积累, 提高居民的生活质量; 建立数字的社区平台, 促进居民间的交流与互动, 增强社会联系和信任, 提升社会资本, 提高居民的幸福感和获得感; 加强公共服务数字化, 利用数字化平台优化教育、培训等领域的资源配置, 为城乡居民提供丰富的数字化资源, 实现处处能学、时时可学, 提升人力资本; 构建数字图书馆、在线博

物馆,推进文化多样性和创新,提升城乡居民文化素养,丰富文化资本;此外,应充分考虑环境保护和可持续发展的要求,在享受数字包容发展所带来的红利的同时,避免过度开发和滥用自然资源,确保数字技术的发展与自然资本的保护相协调。

第三,城镇化推进中大力提升全民数字素养与技能,及时关注“数字弱势群体”。城镇化建设中推动城市“数字更新”,不断完善数字公共基础设施,创新生产空间和生活空间融合的数字化场景,激发产城融合服务能级与数字活力。同时拓展数字资源获取渠道,推动优质资源共享复用,提升居民的数字素养。顺应数字时代要求,加强技能教育培训,因人施策,满足不同群体差异化培训需求,以提升不同群体对于数字时代的适应能力和对数字技术的应用能力。此外,需要特别解决弱势群体的数字融入问题,满足弱势群体的特定需求,通过政策扶持和社会支持,帮助他们跨越数字鸿沟,享受数字技术的便利,更好地融入数字社会,有效提高数字包容程度。让数字红利普遍惠及不同群体,减少因缺乏数字技能而产生的生计脆弱性,更好地促进城乡居民生计资本的提升,达到人人共享数字成果,推动共同富裕目标实现。

第四,有效整合和协调各类生计资本,实现经济社会的可持续发展。在加大数字包容提升生计资本水平进程中,不仅提升生计资本的存量,更应注重不同资本要素间的耦合协调,针对资本具有不可替代性和可转换性的共存特征,借助数字技术优化资源配置,进行各类资本优势转化和资源的高效利用,筑牢和践行“绿水青山就是金山银山”的发展理念,把自然资本转化为物质资本、金融资本、文化资本,弥补各类资本要素间的短板,推动各类资本相互作用,有效提升,为不断调整和优化生计策略奠定基础,实现城乡居民充分就业,解决发展不平衡不充分的问题,增强经济社会的均等性、公平性和包容性,推动城乡居民的全面发展,实现共同富裕目标。

参考文献:

- [1]何仁伟,刘邵权,陈国阶,等.中国农户可持续生计研究进展及趋向[J].地理科学进展,2013,32(04):657-670.
- [2]HSIEH P J J,RAI A,KEIL M. Understanding digital inequality:Comparing continued use behavioral models of the socio-economically advantaged and disadvantaged[J]. MIS Quarterly,2008,32(1):97-126.
- [3]HOSMAN L,COMISSO P A M. How do we understand “meaningful use” of the internet of divides,skills and socio-technical awareness[J]. Journal of Information,Communication and Ethics in Society,2020,18(3):461-479.
- [4]闫慧,张鑫灿,殷宪斌.数字包容研究进展:内涵、影响因素与公共政策[J].图书与情报,2018(03):80-89.
- [5]徐瑞朝,曾一昕.英国政府数字包容战略及启示[J].图书情报工作,2017,61(05):66-72.
- [6]MARSHALL A,DEZUANNI M,BURGESS J,et al. Australian farmers left behind in the digital economy:Insights from the Australian digital inclusion index[J]. Journal of Rural Studies,2020,80:195-210.
- [7]徐倩.老龄数字鸿沟根源剖析与数字包容社会构建方略[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2022,24(02):94-101,112.
- [8]王娟,吴海涛,丁士军.山区农户生计转型及其影响因素研究——以滇西南为例[J].中南财经政法大学学报,2014(05):133-140.
- [9]习近平.扎实推动共同富裕[J].中国民政,2021(20):4-6.
- [10]吴茜.共同富裕目标下农村家庭贫困代际传递路径[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(02):62-73.
- [11]陈绍军,马明,陶思吉.共同富裕视域下易地扶贫搬迁移民生计资本、生计策略与生计选择

行为的影响研究[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2023, 25(01): 94-108.

[12] 许珂, 周明. 共同富裕中致富能力的理论涵义、区域差异与提升路径[J]. 上海对外经贸大学学报, 2023, 30(06): 107-124.

[13] 唐丽霞, 李小云, 左停. 社会排斥、脆弱性和可持续生计: 贫困的三种分析框架及比较[J]. 贵州社会科学, 2010(12): 4-10.

[14] 李雪萍, 王蒙. 多维贫困“行动—结构”分析框架的建构——基于可持续生计、脆弱性、社会排斥三种分析框架的融合[J]. 江汉大学学报(社会科学版), 2015, 32(03): 5-12, 124.

[15] 易法敏. 数字技能、生计抗逆力与农村可持续减贫[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(03): 1-13.

[16] 张莹. 信息不对称理论研究文献综述[J]. 中国管理信息化, 2016, 19(16): 135-136.

[17] 戚聿东, 褚席. 数字生活的就业效应: 内在机制与微观证据[J]. 财贸经济, 2021, 42(04): 98-114.

[18] 袁东波, 陈美球, 廖彩荣, 等. 土地转出农户主观福祉现状及其影响因素分析——基于生计资本视角[J]. 中国土地科学, 2019, 33(03): 25-33.

[19] 赵立娟, 王苗苗, 史俊宏. 农地转出视阈下农户生计资本现状及影响因素分析——基于 CF-PS 数据的微观实证[J]. 农业现代化研究, 2019, 40(04): 612-620.

[20] 赵雪雁, 苏慧珍, 何小风, 等. 生计风险及其对重点生态功能区农户生活满意度的影响——以甘南黄河水源补给区为例[J]. 地理科学, 2020, 40(07): 1124-1133.

[21] 吴嘉莘, 熊吉安, 杨红娟. 民族地区农户异质性对生计资本结构的影响研究——以云南沧源县为例[J]. 云南社会科学, 2022(03): 63-73.

[22] 张莉, 张艳, 刘福江, 等. 农村信息化对农民生计改善的影响分析[J]. 农业技术经济, 2011(05): 13-19.

[23] 宁泽远. 信息化对集中连片特困区农户可持续生计的影响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2017, 17(02): 123-133.

[24] 王翠翠, 夏春萍, 蔡轶. 农业电商扶贫可以提升农户的可持续生计吗? ——基于农产品上行视角[J]. 浙江农业学报, 2022, 34(03): 636-651.

[25] 许薛璐, 王文. 数字基础设施能否推动包容性增长? ——基于个体人力资本积累视角[J]. 软科学, 2022, 36(11): 9-14.

[26] 尹文嘉, 贾钰鑫. 数字治理视域下的农户生计空间重构[J]. 华南理工大学学报(社会科学版), 2024, 26(01): 135-144.

[27] 李树茁, 徐洁, 左冬梅, 等. 农村老年人的生计、福祉与家庭支持政策——一个可持续生计分析框架[J]. 当代经济科学, 2017, 39(04): 1-10, 124.

[28] 黄志刚, 黎洁, 王静. 贫困区农户生计资本组合对收入影响的优化效应分析——基于陕西 778 份农户调查数据[J]. 农业技术经济, 2021(07): 79-91.

[29] 陈梦根, 周元任. 数字不平等研究新进展[J]. 经济学动态, 2022(04): 123-139.

[30] 方师乐, 韩诗卉, 徐欣南. 电商发展与农村共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(02): 89-108.

[31] 吴嘉莘, 杨红娟. 中国城乡居民生计资本的时空演变及耦合协调度研究[J]. 经济问题探索, 2020(11): 27-40.

[32] 王梦晗, 苏明明. 中国省际居民生计资本的网络结构及影响因素[J]. 经济地理, 2022, 42(05): 36-44, 94.

[33] 杨巧云, 梁诗露, 杨丹. 数字包容: 发达国家的实践探索与经验借鉴[J]. 情报理论与实践, 2022, 45(03): 194-201.

- [34] HELSPER J E. A corresponding fields model for the links between social and digital exclusion [J]. *Communication Theory*, 2012, 22(4):403-426.
- [35] WILSON K C, THOMAS J, BARRAKET J. Measuring digital inequality in Australia: The Australian Digital Inclusion Index [J]. *Journal of Telecommunications and the Digital Economy*, 2019, 7(2):102-120.
- [36] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38(07):26-42.
- [37] 马黄龙, 屈小娥. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析 [J]. *经济问题探索*, 2021(10):173-190.
- [38] 简新华, 叶林. 改革开放以来中国产业结构演进和优化的实证分析 [J]. *当代财经*, 2011(01):93-102.
- [39] 胡海婧. 我国地区间财政收入差异分析 [J]. *经济研究参考*, 2011(05):42-51.
- [40] 马彩虹, 袁倩颖, 文琦, 等. 乡村产业发展对农户生计的影响研究——以宁夏红寺堡区为例 [J]. *地理科学进展*, 2021, 40(05):784-797.
- [41] 唐晓华, 张欣珏, 李阳. 中国制造业与生产性服务业动态协调发展实证研究 [J]. *经济研究*, 2018, 53(03):79-93.

(编辑校对: 孙 敏)

The Heterogeneous Effects of Digital Inclusion on the Livelihood Capital of Urban and Rural Residents Under Common Prosperity

YANG Hongjuan, HE Weishan, LIN Lin

Abstract: Continuously releasing the universal sharing of digital dividends and promoting digital inclusive development are promising for promoting common prosperity. On the basis of evaluating digital inclusion and livelihood capital, data from 31 provinces in China from 2013 to 2022 are selected and researched at the macro and micro levels using a two-way fixed-effects model. The results are as follows: (1) There is a positive correlation between digital inclusion and livelihood capital, and digital inclusion development can enhance the livelihood capital of urban and rural residents; (2) Digital inclusion development has a certain promotion effect on livelihood capital through the level of urbanization; (3) There is heterogeneity in the impact of digital inclusion development on livelihood capital, and digital inclusion development has a greater enhancement effect on livelihood capital in the central and western regions, compared with the eastern regions; (4) Digital inclusive development has significant indicator heterogeneity on the six dimensions of the composition of livelihood capital, and promotes the improvement of the coupling and coordination of livelihood capital through interaction, and promotes the realization of the goal of common prosperity.

Keywords: Digital inclusion; Livelihood capital; Common prosperity; Fixed effect