

# 数字鸿沟与消费鸿沟<sup>\*</sup>

## ——基于个体消费不平等视角

杨碧云 王艺璇 易行健

**摘要:**本文使用中国家庭金融调查(CHFS)2015年、2017年和2019年的家庭微观数据构造的面板数据,使用Tobit固定效应模型从微观家庭视角探讨了数字鸿沟对个体消费不平等的影响。研究发现,数字鸿沟显著增加了个体消费不平等,该结论经过一系列内生性处理与稳健性检验后依然成立。本文从收入不平等以及消费平滑渠道这两个角度,验证了数字鸿沟对个体消费不平等的作用机制。围绕“接入鸿沟”和“使用鸿沟”的研究发现,数字鸿沟对消费不平等的加剧作用在欠发达地区和数字弱势群体中更加突出。进一步的研究发现,数字鸿沟主要增加了更高层次消费的不平等。

**关键词:**数字鸿沟 个体消费不平等 相对剥夺指数 Tobit固定效应模型

### 一、引言

中国特色社会主义进入新时代,党的十九大报告明确指出,“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。相对于收入不平等和财富不平等,更能反映居民之间福利水平差异的消费不平等不仅是我国发展过程中不平衡不充分的重要体现,也是全面建成小康社会、实现共享发展目标必须解决的关键问题,且相对于收入不平等和财富不平等,消费不平等更能反映居民之间福利水平差异。然而,与我国近年来居民消费率缓慢上升形成鲜明反差,居民消费不平等总体呈现扩大的趋势并且接近甚至高于收入不平等(臧旭恒、易行健,2023)。本文根据中国家庭金融调查(CHFS)数据测算可得,2014年、2016年和2018年消费水平最高十分之一的家庭户均消费支出分别为消费水平最低十分之一家庭的21.6倍、22.3倍和25.8倍,呈现扩大趋势。正所谓不患寡而患不均、不患贫而患不安,不平等程度过高容易激化阶层矛盾,造成地区犯罪率上升、社会信任水平下降,对经济发展、社会稳定和居民福利均产生不利影响。

随着大数据、云计算、区块链等数字技术不断向生产和消费领域渗透,数字经济在促进居民消费模式变革、提升消费总量、助推消费提质升级、显著缓解消费不平等(杨碧云等,2022)<sup>①</sup>等方面发挥

<sup>\*</sup> 杨碧云、王艺璇,广东外语外贸大学金融学院金融开放与资产管理研究中心、广州华南财富管理中心研究基地,邮政编码:510006,电子邮箱:biyunyang@163.com,3204318972@qq.com;易行健,广东外语外贸大学金融学院、广东金融学院金融与投资学院,邮政编码:510521,电子邮箱:yxjby@163.com。基金项目:国家自然科学基金面上项目“新发展格局背景下贫富差距对居民消费的影响研究:机制、效应与政策”(72273036);国家社会科学基金项目“新发展格局背景下全面促进中国居民消费的理论、机制与政策研究”(22VRC002);教育部人文社会科学规划项目“数字经济对居民家庭消费的影响:效应、机制与政策研究”(22YJA790072)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

<sup>①</sup> 杨碧云等(2022)采用的是2017年CHFS调查的截面数据,因为该年份的调查问卷囊括的家庭数字经济行为问题最充分,构建的家庭数字经济指数包含家庭使用数字技术取得的经济绩效,比如自营项目互联网收入以及互联网理财产品收入等。本文做的面板数据模型(三个轮次的调查问卷有较大的变化,因此变量与数据的可得性受到很大的限制),可以从动态角度分析消费不平等的变化,并且聚焦于考虑数字的接入鸿沟与使用鸿沟对个体消费不平等的影响。

着重要作用,为我国经济社会实现高质量发展开辟了新局面。2022年国务院发布《“十四五”数字经济发展规划》,明确指出数字经济是推动生产方式、生活方式和治理方式深刻变革的关键力量,是促进公平与效率更加统一的新经济形态;但是我国数字化发展不平衡、不协调、不充分等问题突出;不同区域、不同行业、不同群体间的数字鸿沟未有效弥合,甚至有进一步扩大的趋势,迫切需要转变传统发展方式,加快补齐短板弱项。经合组织(OECD)将数字鸿沟定义为不同社会经济水平的个体(国家、地区、家庭或个人)在接触信息通信技术以及利用互联网进行各种活动的机会差距。我国现阶段地区数字经济发展水平“东高西低”,呈现出四个梯队的发展态势,东部地区领先优势明显,中西部地区发展水平较低且内部发展差异显著;<sup>①</sup>在城乡发展方面,我国农村地区互联网普及率在2022年为58.8%,相比城镇地区的82.9%仍存在较大差距,发达地区与欠发达地区、农村与城镇间的数字鸿沟现实存在。国务院在2006年发布的《2006—2020年国家信息化发展战略》中把“缩小城乡数字鸿沟”作为统筹城乡经济社会发展的重要内容,2022年“中央一号文件”中明确要求“加强农民数字素养与技能培训,……加快推动数字乡村标准化建设”。可见数字鸿沟问题现实存在并得到国家和社会的广泛重视。

数字鸿沟的持续扩大会使基于数字经济发展的利益分配趋向不均等化,产生强者愈强、弱者愈弱的“马太效应”,加剧固有的社会不平等程度,不利于推进公平正义,与共享发展理念相违背。然而,纵观现有文献发现,当前研究大多关注数字经济在助力收入增长(张勋等,2019)、挖掘消费潜力(易行健、周利,2018)、促进创新创业(谢绚丽等,2018)、推动经济高质量发展(赵涛等,2020)等方面的积极影响,却鲜少提及数字化发展进程中客观存在的失衡和差距,以及由此可能导致的社会矛盾与社会问题。数字鸿沟是机会不平等的一种体现,由于数字化发展不平衡,部分弱势群体被排除在数字经济的快速发展进程之外,成为信息革命的边缘人群,这会进一步拉大社会经济差距,对经济社会发展带来长期的负面影响。部分学者发现,由于农村家庭和贫困户存在明显的“数字鸿沟”和“工具排斥”,数字金融发展对居民消费的正向影响仅作用于城镇家庭和非贫困户,进一步拉大了消费差距(何宗樾、宋旭光,2020;王修华、赵亚雄,2020)。消费不平等已经成为新时代背景下实现共同富裕与共享发展必须解决的关键问题,但目前学界对消费不平等问题的重视程度不足,且缺乏关于数字鸿沟与居民消费不平等的全面系统研究。本文认为对该问题进行深入讨论,能够为中国现阶段加快数字化发展、缩小数字鸿沟、培育新发展活力,加快构建双循环新发展格局提供有效的经验证据和政策支持。

基于上述背景分析,本文将利用2015年、2017年和2019年中国家庭金融调查(CHFS)数据,构建家庭数字鸿沟指数和消费相对剥夺指数,从微观视角探讨数字鸿沟对个体消费不平等的影响效应及作用机制,以弥补相关研究的不足。与已有研究相比,本文的边际贡献主要包括:第一,在当前数字化转型背景下,从居民福利角度出发,系统地分析了数字鸿沟与消费不平等的关系,为理解中国消费不平等的持续扩大提供了新的视角,进一步丰富了数字化发展影响居民福利的相关文献。第二,现有研究大多使用Atkinson不平等指数、基尼系数、泰尔指数等指标从群体层面衡量消费不平等状况,没有考虑个体异质性,难以有效刻画微观个体在群体中的相对剥夺程度,本文从微观家庭层面构建家庭消费不平等指标,能够更直观地反映群体内家庭之间的真实福利水平差异。第三,结合文献回顾与现实经济情况,从收入不平等与居民消费平滑机制等角度,验证了数字鸿沟影响个体消费不平等的内在机制,回答了数字鸿沟如何作用于消费不平等这一关键问题。第四,围绕“接入鸿沟”和“使用鸿沟”,从区域特征和家庭特征两方面,分析了数字鸿沟对个体消费不平等的异质性影响,有助于为相关政策制定提供经验证据。

## 二、文献综述与研究假说

随着以移动互联网、物联网、云计算等为代表的新一代信息技术快速发展,数字经济受到广泛关注,已有研究认为互联网普及和数字普惠金融发展能够有效促进居民消费增长、缩小城乡消费差距、降

<sup>①</sup>资料来源:2021年国家工业信息安全发展研究中心发布《2020—2021数字经济发展报告》。

低消费不平等(程名望、张家平,2019;Li et al,2020)。然而,数字化变革推进的同时也伴随着数字基础设施建设与发展不平衡等现象,并非所有群体都能平等地获得和使用数字技术,Zhang et al(2020)认为,地区经济发展不平衡和个体间的禀赋差异会导致数字技术应用程度的分化,社会弱势群体由于缺乏信息知识和技能,无法均等地享受数字红利,因此,互联网等信息通信技术发展会拉大消费差距,加剧消费不平等。在数字技术接入方面,东部地区和中心城市在经济发展质量和数字经济发展水平上都明显领先于中西部地区和外围城市(赵涛等,2020),由于经济发展相对滞后且数字基础设施不完善,互联网发展对中西部居民消费的驱动效应明显低于东部地区(刘湖、张家平,2016)。在数字技术使用方面,由于农村家庭和贫困户存在“数字鸿沟”和“知识鸿沟”,难以参与和分享数字金融的发展成果,而数字金融的发展却会增加城镇家庭和非贫困家庭的居民消费,这将拉大弱势群体与主流群体的消费差距(何宗樾、宋旭光,2020;王修华、赵亚雄,2020)。张勋等(2021)则利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,将“居民能否接触互联网”以及“互联网作为信息获取渠道的重要性”作为数字鸿沟的代理变量,研究得出数字鸿沟显著扩大了家庭之间的收入和消费差距、加剧社会经济发展失衡的结论。因此,数字鸿沟对居民福利存在显著的负面影响,可能会拉大消费差距、加剧消费不平等,基于此,本文提出假说1:

假说1:数字鸿沟会显著加剧居民消费不平等。

根据传统的消费储蓄理论,收入是居民消费的基础和前提,且收入不平等加剧是消费不平等持续扩大的主要原因(Krueger & Perri,2006),同时,我国城乡居民收入差距与消费差距两者的累积和叠加效应将引致收入与消费差距持续扩大(朱琛,2012)。如今,数字生活已经渗透到社会生活、经济、文化、教育等领域,数字鸿沟的存在成为拉大全球贫富差距的主要原因(罗廷锦、茶洪旺,2018)。由于各地数字基础设施建设和经济发展水平的巨大差距,在短期内,技术进步可能会使经济增长出现两极分化现象。Forman et al(2012)发现,美国先进互联网技术投资对经济增长的积极影响仅作用于发达地区,对落后地区并不显著。李怡和柯杰升(2021)和朱秋博等(2022)对农村数字经济的收入增长和分配效应研究发现,数字经济加剧了我国农村内部收入差距。信息技术接入、技能和应用等方面差异产生的数字鸿沟使那些具有信息处理优势的阶层获得经济收益,会恶化收入分配结构、扩大阶层间的收入差距(Dijk & Hacker,2003)。宁光杰和林子亮(2014)运用中国企业调查数据研究发现,信息技术应用具有技能偏向特征,导致企业对高技能劳动力需求增加、对低技能劳动力需求减少,势必会扩大高低技能劳动者之间的收入差距。在微观家庭层面,尹志超等(2021)通过构建家庭数字鸿沟指数发现,数字鸿沟对低收入家庭的负向影响更大,会扩大收入不平等程度。因此,数字鸿沟可能通过影响家庭收入不平等状况进而影响消费不平等,基于此,本文提出假说2:

假说2:数字鸿沟通过扩大收入不平等加剧居民消费不平等。

预防性储蓄理论认为当居民家庭在遇到收入与支出不确定性时候,应对方式主要有正规和非正规的风险应对或消费平滑渠道,其中,正规渠道主要包括动用家庭储蓄或通过金融体系进行借贷从而缓解流动性约束,而非正规的渠道包括依赖于社会资本的非正式的转移支付、借贷或互利互惠的风险分担(易行健等,2012)。Deaton(1991)认为家庭的流动性约束是指居民家庭为满足消费支出从金融机构、非金融机构贷款或向个人借款时受到的资金限制。流动性约束将影响居民的消费行为,使家庭减少消费,继而偏离其消费的最优路径(Zeldes,1989)。在收入不平等日益加剧的背景下,促进金融市场发展有助于缓解中低收入家庭的流动性约束,进而缩小消费差距(Pardo & Santos,2014)。近年数字技术对传统金融模式产生了颠覆性影响,信息通信技术发展能够降低金融产品和服务信息的搜寻成本,提高金融服务的可及性和可得性(Diniz et al,2012);以社交媒体和购物网站的用户数据为基础的大数据分析,也有助于增加居民的征信信息,有利于更精准地评估用户的信用风险情况,增加信贷资金的可得性,缓解流动性约束(Berg et al,2019;王正位等,2020)。但是,数字鸿沟在贫困户等弱势群体中存在导致其数字征信记录缺乏,降低了该群体家庭的信贷可得性,加剧了流动性约束(尹志超等,2021;王修华、赵亚雄,2020)。社会资本作为重要的风险分担机制,不仅可以拓宽非正规金融的获得渠道进而缓解流动性约束,而且可以降低预防性储蓄,减少未来收支不确定

定性对消费的负面影响,实现消费平滑(Asfaw & von Braun, 2004; 易行健等, 2012)。杨晶和黄云(2019)基于家庭生命周期视角,探讨了社会资本对消费不平等的影响,发现社会资本能够通过缓解农户融资约束、提高家庭收入地位来缓解消费不平等。戚聿东和褚席(2021)的研究指出,信息技术应用的普及为人们的社交交往提供了更多元更便捷的通道,信息互通成本的降低能够有效促进社交参与、维护和提升自身社会资本。如果家庭面临较为严重的数字鸿沟,社交交往受限,可能会削弱社会资本,进而减少对居民消费的平滑作用。因此,数字鸿沟可能通过影响家庭社会资本水平进而影响消费不平等,基于此,本文提出假说3:

假说3:数字鸿沟通过削弱消费平滑渠道从而加剧消费不平等。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源与处理

本文使用的家庭微观数据来自2015年、2017年和2019年由西南财经大学开展的中国家庭金融调查(CHFS),调查样本覆盖全国29个省份。区域经济特征数据来源于《中国城市统计年鉴》和各省份统计年鉴。首先,本文在数据处理上删除了关键变量存在缺失值的样本,以确保数据的完整性和连续性;其次,本文删除了家庭总收入、总消费、总负债和净资产水平小于0的样本,并依据家庭所在城市当年的居民消费价格指数将其调整为以2014年为基期的实际值;最后,为了减轻样本异常值的干扰,本文还对连续变量采取了1%双边缩尾和对数化的处理。经过数据处理,最终得到11020个家庭三年的平衡面板数据,共计33060个观测值。

#### (二)变量选取及说明

1. 被解释变量:个体消费不平等。以往文献多数采用消费方差、基尼系数、泰尔指数、分位数之比等指标刻画整体消费不平等程度(Blundell et al, 2008; Krueger & Perri, 2006),忽视了个体的异质性。而消费相对剥夺是将个体与其所在参照群中消费水平更高的其他个体进行比较得到的相对消费地位(Fehr & Schmidt, 1999),可以作为个体层面消费不平等程度的衡量指标。根据相对剥夺理论,某家庭在特定群组中的消费水平越高,其遭受的相对剥夺程度越低,从而表现为消费不平等下降。参考现有研究,本文选取家庭所在地级市的其他个体作为参照,将受访家庭的总消费支出与其所在地级市的其他家庭进行比较,使用Kakwani指数、Yitzhaki指数和Podder指数来度量个体的消费相对剥夺状况,数值越大说明消费不平等程度越高。具体地,假定参考群组X的观测值为n,消费均值为 $\mu_x$ ,群组内家庭的消费向量 $X = x_1, x_2, \dots, x_n$ ,并满足不等式 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ ,定义群组中消费水平超过 $x_i$ 的样本消费均值为 $\mu_{x_i}^+$ ,消费对数超过 $\ln x_i$ 的样本消费对数均值为 $u_{\ln x_i}^+$ ,消费水平超过 $x_i$ 的观测值占总观测值的比重为 $\gamma_{x_i}^+$ ,Kakwani指数(Kakwani, 1984)、Yitzhaki指数(Yitzhaki, 1979)和Podder指数(Podder, 1996)的计算公式分别为:

$$Kakwani(x, x_i) = \frac{1}{n \mu_x} \sum_{j=i+1}^n (X_j - X_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{x_i}^+ - x_i) / \mu_x] \quad (1)$$

$$Yitzhaki(x, x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=i+1}^n (X_j - X_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{x_i}^+ - x_i)] \quad (2)$$

$$Podder(x, x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=i+1}^n (\ln x_j - \ln x_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{\ln x_i}^+ - \ln x_i)] \quad (3)$$

上述三种指数性质特征各异,各有优缺点,Yitzhaki指数的优势在于所有个体相对剥夺的加权平均为绝对基尼系数,但不满足正规化和无量纲化要求,对人口规模和数据分布比较敏感,Podder指数在一定程度上克服了Yitzhaki指数的分布敏感性问题,但依然是非正规化的,而Kakwani指数同时满足无量纲性和正规化特性,且所有个体相对剥夺的加权平均即为基尼系数,在收入或消费分布拟合中具备良好性质。故本文选取Kakwani指数作为个体消费不平等状况的核心测度指标,并将Podder指数和Yitzhaki指数用于稳健性检验。

2. 解释变量:家庭数字鸿沟。已有关于数字鸿沟指标的测算大多选取单一指标、从宏观层面进行测算,难以真实衡量微观家庭的数字鸿沟程度。本文借鉴尹志超等(2021)的研究,将家庭数字能力区分为接入能力和使用能力,分别选取家中“是否拥有电脑、是否拥有智能手机和是否在数字行业就业”等三个指标来反映家庭数字设备的接入能力,选取“是否使用数字金融、是否网购、自营项目是否使用互联网”三个指标来表示家庭的数字技术使用能力,使用迭代主因子分析法对以上指标进行降维处理,得到每个家庭的数字化指数  $digital_i$ 。考虑到各地数字化发展水平较为悬殊,与前文构建个体相对剥夺指数相一致,本文以家庭所在地级市的其他个体作为参照,用各地级市的最大值减去每个家庭的  $digital_i$ ,该数值在该地级市最大差距中的占比即为家庭数字鸿沟指数  $divide_i$ ,该指数越大表示家庭数字鸿沟越大。具体计算式为:

$$divide_i = \frac{\max(digital) - digital_i}{\max(digital) - \min(digital)} \quad (4)$$

3. 其他控制变量。(1)家庭特征变量:总收入、总负债、净资产、家庭人口规模、是否农村地区(是=1,否=0)、少儿和老年人口占比(分别用16岁以下人口占比、65岁以上人口占比表示)、是否拥有自有住房(是=1,否=0)、是否从事工商业经营项目(是=1,否=0)<sup>①</sup>;(2)户主特征变量:年龄、性别(男性=1,女性=0)、受教育年限<sup>②</sup>、身体状况(身体健康=1,不健康=0)<sup>③</sup>、婚姻状况(已婚=1,其他=0)、政治面貌(党员=1,否=0)、是否拥有社会养老保险、社会医疗保险和商业保险(拥有=1,否则=0)<sup>④</sup>、金融素养<sup>⑤</sup>、风险态度<sup>⑥</sup>;(3)区域经济特征变量:地区经济发展水平和金融发展水平,用家庭所在地级市人均GDP和金融机构年末贷款余额/GDP来表示。描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计

变量名称	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
Kakwani 指数	33060	0.42	0	0.95	0.24
数字鸿沟指数	33060	0.72	0	1	0.35
家庭总收入(元)	33060	68181	0	507178	79380
家庭总负债(元)	33060	28165	0	700000	89063
家庭净资产(元)	33060	811283	1763	9165017	1366557
农村地区	33060	0.42	0	1	0.49
家庭规模(人)	33060	3.38	1	19	1.65
少儿人口占比	33060	0.10	0	0.80	0.15
老年人口占比	33060	0.26	0	1	0.37
拥有自有住房	33060	0.93	0	1	0.26
拥有自营工商业	33060	0.12	0	1	0.33

①根据 CHFS 问卷的相关问题,将从事工商业生产经营项目,包括个体户、租赁、运输、网店、经营企业等的家庭定义为拥有自营工商业的家庭。

②根据 CHFS 问卷的相关问题,将回答为文盲或半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士和博士依次折算为受教育年限 0、6、9、12、15、16、19、22。

③根据 CHFS 问卷的相关问题,将个体身体状况回答结果为“非常好”以及“好”定义为身体健康。

④根据 CHFS 问卷的相关问题,将拥有商业健康保险、商业医疗保险、商业人寿保险和车险在内的任意险种定义为拥有商业保险。

⑤根据 CHFS 问卷的相关问题,将利率计算、通货膨胀理解、投资风险认知三个问题的回答结果打分并加总,以个体所得分数的高低衡量个体的金融素养水平。

⑥根据 CHFS 问卷的相关问题,将选择投资项目为略低风险、略低回报项目、不愿意承担任何风险的家庭定义为风险厌恶家庭,选择平均风险、平均回报项目的家庭定义为风险中性家庭,选择高风险、高回报项目和略高风险、略高回报项目的家庭定义为风险偏好家庭,以风险中性为参照组,引入风险偏好和风险厌恶两个哑变量。

续表 1

变量名称	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
年龄	33060	57.95	18	101	13.11
男性	33060	0.79	0	1	0.41
受教育年限	33060	8.69	0	22	3.95
健康	33060	0.41	0	1	0.49
已婚	33060	0.87	0	1	0.34
党员	33060	0.18	0	1	0.38
拥有社会养老保险	33060	0.81	0	1	0.39
拥有社会医疗保险	33060	0.94	0	1	0.24
拥有商业保险	33060	0.24	0	1	0.43
金融素养	33060	1.02	0	3	0.73
风险规避	33060	0.79	0	1	0.41
风险偏好	33060	0.06	0	1	0.24
城市人均 GDP(元)	33060	61012	10166	167411	33597
金融机构贷款余额/GDP	33060	1.51	0.04	7.45	0.88

### (三) 实证模型设定

与一般的面板数据模型相比,本文的模型有两个需要特别注意的问题:一方面,本文的被解释变量部分取值堆积于 0,属于典型的归并数据,使用 OLS 模型无法得到一致估计量,而简单地舍弃因变量为零的观测值采用截断数据模型(truncated regression)估计会造成大量样本损失,很可能得到有偏估计。Tobin(1958)提出了受限因变量的最大似然估计法(MLE),对于面板数据,目前发展较为成熟的方法有混合 Tobit 模型和随机 Tobit 模型。另一方面,家庭层面不随时间变化、固有的不可观测因素(如个人能力、消费习惯、消费偏好等)很可能与解释变量具有相关性,需要使用固定效应控制个体差异。由于 MLE 法在 Tobit 固定效应模型估计中存在困难,Honore(1992)拓展了配对修剪最小二乘估计法(pairwise trimmed least squares,简称 PTLS),可以在不需要假定误差具体形式的情况下,对面板数据的 Tobit 固定效应进行有效估计。基于以上分析,本文拟使用 Tobit 固定效应模型估计数字鸿沟对个体消费不平等的影响,实证模型设定如下:

$$Kakwani_{ict}^* = \beta_0 + \beta_1 divide_{ict} + \beta_2 X_{ict} + I_i + T_t + \epsilon_{ict}$$

$$Kakwani_{ict} = \max(0, Kakwani_{ict}^*) \quad (5)$$

其中, $t$ 代表年份, $c$ 代表城市, $i$ 代表家庭, $\epsilon_{ict}$ 为随机扰动项, $Kakwani_{ict}$ 表示个体消费不平等程度, $Kakwani_{ict}^*$ 是模型潜变量, $divide_{ict}$ 为数字鸿沟指数, $X_{ict}$ 为家庭特征、户主特征以及区域经济特征等控制变量; $I_i$ 和  $T_t$ 分别表示个体固定效应和年份固定效应。

## 四、实证结果

### (一) 基准回归

基准回归估计结果如表 2 所示,数字鸿沟指数每上升 0.01 个单位, $Kakwani$  指数将增加 0.058,说明数字鸿沟扩大会显著增加消费相对剥夺程度,加剧个体消费不平等。其他控制变量回归结果与现有文献基本一致:家庭特征层面上,家庭总收入、总负债和净资产对消费有正向影响,能够显著降低消费不平等;人口规模越大的家庭消费支出越高,消费不平等越低,拥有自营工商业可以显著提升家庭消费支出、降低消费不平等;老年人口占比的系数显著为正,说明老年人口增加会强化家庭预防性储蓄动机、降低消费支出。户主特征层面上,户主受教育年限越长的家庭消费不平等程度越低;已婚家庭消费不平等程度低于未婚家庭;户主健康的系数显著为正,因为健康状况良好的家庭用于医疗

保健等项目的支出较低,而健康状况较差的家庭需支出大额医疗费用,可能会拉低健康状态较好个体在参照群体中的消费位次排名;拥有商业保险能够降低家庭预防性储蓄动机,显著增加消费支出、缓解消费相对剥夺;风险态度会显著影响家庭消费行为,风险厌恶者对不确定性的敏感程度较高,将减少当期消费并增加预防性储蓄,消费相对剥夺上升。

表 2 基准回归

变量	<i>Kakwani</i> 指数
数字鸿沟指数	0.0584*** (0.0049)
ln(总收入)	-0.0137*** (0.0009)
ln(总负债)	-0.0027*** (0.0003)
ln(净资产)	-0.0126*** (0.0012)
农村地区	0.0143 (0.0139)
家庭规模	-0.0251*** (0.0014)
少儿人口占比	-0.0448*** (0.0149)
老年人口占比	0.0155** (0.0071)
拥有自有住房	0.0055 (0.0058)
拥有自营工商业	-0.0109** (0.0052)
年龄	0.0008 (0.0011)
年龄平方	0.0002 (0.0010)
性别	-0.0061 (0.0039)
受教育年限	-0.0019*** (0.0007)
健康	0.0060** (0.0028)
已婚	-0.0179*** (0.0062)
党员	-0.0041 (0.0061)
拥有社会养老保险	-0.0057 (0.0037)
拥有社会医疗保险	0.0018 (0.0052)
拥有商业保险	-0.0765*** (0.0040)

变量	Kakwani 指数
金融素养	-0.0019 (0.0024)
风险规避	0.0087** (0.0040)
风险偏好	-0.0085 (0.0068)
城市人均 GDP	-0.0085*** (0.0023)
金融机构贷款余额/GDP	0.0095*** (0.0028)
个体固定效应	是
年份固定效应	是
观测值	33060

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。下同。

### (二) 稳健性检验

1. 替换模型框架。基准回归的被解释变量是受限因变量，因此，采用的估计框架是 Tobit 固定效应模型，这里本文将采用分组回归与分位数回归的方式来验证数字鸿沟对居民消费不平等的影响。本部分的被解释变量改为家庭总消费的对数，由于此处被解释变量并无受限，这里采用线性双向固定效应模型进行估计。首先按照家庭总消费大小排序等分成低、中、高三个消费组，通过分组回归比较数字鸿沟对高低消费组别之间的影响差异。结果如表 3Panel A 所示，从第(1)列总体来看，数字鸿沟对家庭消费以“挤出效应”为主，但对不同消费群体的影响大小不一，第(2)－(4)列显示数字鸿沟对低消费组的抑制作用显著大于中高消费组，且对高消费组的影响并不显著，说明数字鸿沟对低消费群体的挤出幅度更大，而对中、高消费群体挤出幅度更小甚至不显著，说明数字鸿沟扩大会拉大高低消费组别之间的消费差距。其次，本部分使用分位数固定效应模型进行估计，结果如表 3 Panel B 所示，发现数字鸿沟对低分位点处(P10、P30、P50， $P_x$ 表示  $x\%$ 分位点)的家庭消费有显著的抑制作用，对高分位点处(P70、P90)的家庭消费不存在显著影响，再次证明了本文结论的可靠性，即数字鸿沟会拉大高低消费组别之间的消费差距，加剧个体消费不平等，带来消费鸿沟。

表 3 稳健性检验：替换模型框架

Panel A: 分组回归				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(总消费)			
	全样本	低消费组	中消费组	高消费组
数字鸿沟指数	-0.1859*** (0.0151)	-0.1044*** (0.0332)	-0.0611*** (0.0121)	-0.0230 (0.0223)
控制变量	是	是	是	是
观测值	33060	11020	11020	11020

  

Panel B: 面板分位数回归					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln(总消费)				
	P10	P30	P50	P70	P90
数字鸿沟指数	-0.1790*** (0.0659)	-0.1818*** (0.0231)	-0.1856* (0.1101)	-0.1900 (0.2243)	-0.1928 (0.2965)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060	33060

2. 替换核心解释变量与被解释变量。本文参考尹志超等(2019)使用欧几里得平均距离法重新合成家庭数字鸿沟指数,以及将解释变量替换为数字鸿沟种类与数字鸿沟虚拟变量<sup>①</sup>重新回归,表4 Panel A 的稳健性检验显示,替换数字鸿沟指数的构建和衡量方式后,数字鸿沟对个体消费不平等的影响依然显著为正。根据前文可知个体相对剥夺指数的构建方法各有优缺点,本文将 *Kakwani* 指数替换成 *Yitzhaki* 指数和 *Podder* 指数;考虑到医疗保健支出和教育支出不仅有消费属性,同时具有投资属性,且教育和医疗支出与家庭成员的年龄和健康状况紧密联系,支出刚性较强,因此,本文将医疗保健支出和教育支出剔除后重新构建 *Kakwani* 指数;为更大程度地避免极端值的干扰,本文还使用人均消费支出(家庭总消费/家庭人口数量)重新构建人均消费 *Kakwani* 指数作为替代性被解释变量。表4 Panel B 的稳健性检验表明,替换被解释变量后,数字鸿沟上升依然会增加个体消费相对剥夺,拉大居民消费差距。

3. 替换样本。为了避免样本选择偏差,将特定的样本剔除后回归:(1)为避免户主处于上学、退休和失业状态对家庭消费支出的潜在影响,将户主年龄限制在22~65岁,并且排除户主无工作的家庭;(2)考虑到自雇性质家庭的消费支出和自营企业的经营支出难以完全区分,可能导致家庭总消费支出的测算出现偏误,本文排除了自雇性质的家庭样本;(3)考虑到部分城市三年均参与CHFS调查的家庭样本量较少,用于计算相对剥夺指数和数字鸿沟指数可能缺乏代表性,本文将各地级市家庭观测值小于10个的样本剔除后重新回归;(4)最后,一线城市在经济发展程度以及区位上具有特殊性,加上杭州市作为中国数字经济发展的“领跑者”,数字化发展水平较高,可能会影响回归结果的稳健性,所以本文排除了“北上广深”四个一线城市和杭州市的家庭样本重新回归。表5的稳健性检验结果显示,替换不同样本后数字鸿沟对个体消费不平等的估计系数仍然显著为正。

表4 稳健性检验:替换变量

Panel A: 替换核心解释变量				
变量	(1)	(2)		(3)
		<i>Kakwani</i> 指数		
数字鸿沟指数 (欧几里得平均距离法)	0.0955*** (0.0065)			
数字鸿沟种类		0.0217*** (0.0014)		
数字鸿沟虚拟变量				0.0253*** (0.0035)
控制变量	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060

  

Panel B: 替换被解释变量				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Yitzhaki</i> 指数	<i>Podder</i> 指数	<i>Kakwani</i> 指数(排除 医疗保健及教育支出)	人均消费 <i>Kakwani</i> 指数
数字鸿沟指数	0.5111*** (0.0383)	0.0899*** (0.0097)	0.0520*** (0.0053)	0.0552*** (0.0050)
控制变量	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060

### (三) 内生性讨论

基准回归模型可能存在因遗漏变量和反向因果等导致的内生性问题,造成数字鸿沟的回归系数产生偏误。对于遗漏变量问题,由于本文已尽可能多地纳入了家庭、户主和区域特征等控制变量,且使用Tobit固定效应模型控制个体和年份固定效应,可以极大地减少不可观测的遗漏变量,但仍会存在一部分变量如个人能力和个人特征等无法观测且与数字鸿沟相关联,而忽略该类变量会导致回

<sup>①</sup>具体地,若家庭没有使用前文构建数字鸿沟指数时所选取的6个指标中任何一个,则虚拟变量取值为1,否则为0,数字鸿沟种类则通过将6个子指标进行加总并反向转换得到,种类从1到6代表家庭面临的数字鸿沟轻重程度。

表5 稳健性检验:替换样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Kakwani 指数			
	将户主年龄限定在 22~65 岁	剔除自雇性质家庭	剔除地级市家庭数量不足的样本	剔除北上广深杭家庭
数字鸿沟指数	0.0575*** (0.0076)	0.0465*** (0.0056)	0.0459*** (0.0077)	0.0703*** (0.0056)
控制变量	是	是	是	是
观测值	12318	26217	25749	27849

归偏误。对于反向因果问题,消费相对剥夺增加可能会减少家庭对数字设备、数字金融服务等产品的消费需求,从而加深数字鸿沟程度并导致回归偏误。为了增强实证结果的稳健性,本文拟使用工具变量法(IV-Tobit 模型)处理解释变量数字鸿沟的内生性。<sup>①</sup>在工具变量的选取上,本文从数字技术接入和使用维度考虑,分别使用省级人均每平方公里移动通信基站数<sup>②</sup>和地级市人均电信业务量<sup>③</sup>作为工具变量,一方面,移动通信基站覆盖度反映了当地信息基础设施建设状况,直接影响家庭信息技术接入与使用成本,电信业务量反映了当地通信业发展水平,与家庭各类电信业务使用量直接相关;另一方面,通信企业对移动通信基站的投资建设、地级市人均电信业务量与个体消费不平等之间没有直接关联,工具变量基本满足相关性和外生性条件。工具变量法估计结果如表6所示,Kleibergen-Paap F 值均远大于临界值,显著拒绝弱工具变量假设。<sup>④</sup>第(1)(3)列汇报了一阶段的回归结果,可见移动通信基站数和电信业务量与数字鸿沟指数显著负相关,意味着地区信息基础设施建设越完善、通信业发展水平越高,家庭数字鸿沟越低。第(2)(4)列汇报了二阶段的回归结果,可见数字鸿沟指数对个体消费不平等的影响依然显著为正,家庭数字鸿沟水平每上升 0.01 个单位,Kakwani 指数将增加约 0.08~0.16,略大于基准回归估计结果。为了一致性地处理内生性问题,本文在后文的机制分析和进一步讨论中均使用工具变量的估计结果。<sup>⑤</sup>

表6 工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	数字鸿沟指数	Kakwani 指数	数字鸿沟指数	Kakwani 指数
数字鸿沟指数		0.1636*** (0.0170)		0.0811*** (0.0053)
省级人均每平方公里移动通信基站数	-0.5415*** (0.0123)			
地级市人均电信业务量			-0.5350*** (0.0026)	
控制变量	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060
Wald F 统计量	17.92		13.81	
Kleibergen-Paap F 值	92.93		233.77	

①本文主要关注的解释变量是数字鸿沟,研究目标是识别数字鸿沟对消费鸿沟的影响效应,因此,侧重于为数字鸿沟寻找工具变量。

②数据来源于历年《中国统计年鉴》。

③电信业务总量是指以货币形式表示的电信企业为社会提供的各类电信服务的总数量,包括固定话音业务总量、固定数据及互联网业务总量、固定增值及其他业务总量、移动话音业务总量、移动数据及互联网业务总量、移动增值及其他业务总量,数据来源于《中国城市统计年鉴》和各省、市、自治区统计年鉴。

④使用 Stock-Yogo 提供的检验临界值,相应显著性水平扭曲(size distortion)临界值为 16.38(10%)、8.96(15%)、6.66(20%)和 5.53(25%)。

⑤使用地级市人均电信业务量作为工具变量所得结果与文中报告结果基本一致。为节省篇幅,后文仅报告以省级人均每平方公里移动电话基站数作为工具变量的回归结果。

## 五、机制分析

### (一)收入不平等机制

本文的机制分析思路参考江艇(2022),仅考察数字鸿沟指数对机制变量的影响效应<sup>①</sup>。本文参考 Kakwani 指数的测度方法,基于家庭总收入构建相对剥夺指数作为收入不平等的代理变量,考察数字鸿沟是否会通过扩大收入不平等来增加消费不平等,实证结果如表 7 第(1)列所示,可见数字鸿沟对家庭收入不平等的影响系数显著为正,说明数字鸿沟显著促进了收入不平等。考虑到持久收入与暂时性收入对居民消费行为的影响机制的差异,因此,进一步将收入不平等分解为持久收入不平等与暂时性收入不平等,本文参考 Carroll(1994)利用家庭和户主特征估计收入函数的方法<sup>②</sup>,将家庭总收入进一步分解为持久性收入与暂时性收入两部分,分别构建相对剥夺指数作为机制变量,第(2)(3)列显示,数字鸿沟对家庭持久性收入不平等和暂时性收入不平等的系数均显著为正,通过扩大个体收入不平等进而加剧个体消费不平等,形成“数字鸿沟扩大→收入不平等上升→消费不平等加剧”的正向传导路径,假说 2 成立。

表 7 影响机制:收入不平等

变量	(1)	(2)	(3)
	收入不平等	持久性收入不平等	暂时性收入不平等
数字鸿沟指数	0.1617*** (0.0205)	0.0730*** (0.0056)	0.0982*** (0.0226)
控制变量	是	是	是
观测值	33060	33060	33060

### (二)消费平滑机制

消费平滑渠道主要有正规和非正规两种,本文选择流动性约束与正规信贷可得性作为正规的消费平滑机制代理变量,选择社会资本作为非正规的消费平滑机制的代理变量。正规消费平滑机制为:第一,从流动性资产角度间接识别家庭是否受到流动性约束,参考 Zeldes(1989)以“金融资产小于两个月永久性收入”作为家庭受到流动性约束的代理指标。第二,从融资约束角度基于问卷问题界定。根据已有研究,信用卡使用可以通过缓解家庭的流动性约束来发挥消费刺激作用(Karlan & Zinman, 2010),因此,本文使用“家庭是否有已激活信用卡”来衡量,如果家庭没有已激活信用卡则表示受到流动性约束;考虑到是否使用信用卡存在自选择问题,本文进一步参考尹志超等(2018)将家庭在生产经营、买房、买车等活动中没有使用银行贷款的原因是“需要但没有申请”和“申请被拒绝”分别定义为需求性信贷约束和供给型信贷约束。实证结果如表 8 Panel A 所示,数字鸿沟显著增加了家庭受流动性约束的概率和降低了正规信贷的可得性。非正规消费平滑机制为:第一,礼金支出是家庭维护社会资本和人际关系的重要途径,能够反映亲友网络的规模、紧密度和支持能力,本文参考易行健等(2012)使用家庭节假日及红白喜事礼金支出作为社会资本水平的代理变量。第二,参考孙永苑等(2016)的做法将非正常礼金支出<sup>③</sup>作为社会资本的更为精确的代理变量。第三,现代信息

①江艇(2022)认为社会学家和心理学家提出对中介效应检验的逐步回归方法在经济中的应用中存在核心缺陷,因此,比较可行的做法是,提出一个或几个中介变量,这些变量和被解释变量之间的因果关系在理论上比较直观,在逻辑和时空关系都比较接近,不需要采用正式的因果推断手段来研究中介变量到被解释变量的因果关系,从而仅仅分析关注解释变量和中介变量的关系即可。

②以家庭总收入作为被解释变量,选择家庭特征、户主特征、区域特征变量等作为解释变量,并加入城市虚拟变量进行 OLS 回归,使用该方程的预测值和残差分别作为家庭持久性收入和暂时性收入。

③孙永苑等(2016)认为家庭礼金支出可分为正常支出和非正常支出两部分,其中,正常支出由家庭经济状况、家庭结构等决定,与社会资本的新建和维护无关,而非正常支出则用于新建和维护家庭社会资本。具体地,以家庭礼金支出作为被解释变量,选择家庭总收入、自有住房、家庭规模、平均年龄、平均受教育程度、户籍等作为解释变量,并加入城市虚拟变量进行 OLS 回归,将回归残差作为非正常礼金支出的代理变量。

技术发展改变了传统的社会交往方式,通信费用可以反映社会成员之间的交流互动频率和紧密程度,因此,本文使用通信、电视、上网费等通信费用作为数字社会资本的代理变量。实证结果如表8 Panel B所示,数字鸿沟显著削弱了家庭社会资本。因此,在缺乏正规和非正规的消费平滑机制条件下,居民会减少消费并增加预防性储蓄,进而加剧消费不平等,形成“数字鸿沟扩大→消费平滑机制不健全→消费不平等加剧”的传导路径,假说3成立。

表8 影响机制:消费平滑

Panel A:正规消费平滑(流动性约束与正规信贷可得性)				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融资产小于两个月永久性收入	无信用卡	供给型信贷约束	需求型信贷约束
数字鸿沟指数	0.5372*** (0.1447)	0.9118*** (0.1517)	0.5022*** (0.1552)	0.4123*** (0.1500)
控制变量	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060

  

Panel B:非正规消费平滑(社会资本)			
变量	(1)	(2)	(3)
	ln(礼金支出)	ln(非正常礼金支出)	ln(通信费用)
数字鸿沟指数	-0.2422*** (0.0657)	-0.2111*** (0.0180)	-0.1010*** (0.0230)
控制变量	是	是	是
观测值	33060	33060	33060

## 六、进一步讨论

数字鸿沟具有多维性,一级数字鸿沟又称“接入鸿沟”,是指信息通信技术(ICT)的可及性差异,二级数字鸿沟又称“使用鸿沟”,是指信息的操作利用能力差异,前者指向一个国家或地区的公共基础设施供给,后者则指向用户自身的互联网技术应用差异(Riggins & Dewan,2005)。随着数字经济的发展,由一二级数字鸿沟诱发的机会不平等后果被视为更深层次的数字鸿沟,又称“结果鸿沟”,包括从数字技术接入和使用中获得的经济收益、幸福感、政治参与度等,本文则表现为数字鸿沟对居民消费水平和消费结构的差异化影响。因此,本文拟从区域和家庭特征入手,围绕“接入鸿沟”和“使用鸿沟”探讨数字鸿沟对不同地区和家庭个体消费不平等的异质性影响。

### (一)异质性分析

“接入鸿沟”指信息通信技术的可及性差异,是经济社会发展不平衡在信息技术方面的客观反映,已有大量研究证明经济发展水平和信息技术接入之间存在紧密的联系(Billon et al,2010),地区发展不平衡是长期以来我国经济发展的特征之一,由于资源禀赋和发展阶段不同,数字经济发展程度在区域分布上也存在明显的异质性特点。在中国,从互联网红利中受益的地区主要集中在东南沿海等发达地区,呈现较大的地区差异,欠发达地区经济落后、硬件基础设施薄弱,网络基础设施“最后一公里”仍未完全打通;而发达地区得益于经济发展水平高、优势资源集中、数字基础设施(如通信设施、网络环境)完善,数字红利能够充分释放,这将使基于数字经济发展的利益分配格局趋向不均等化,进一步加剧地区发展不平衡、不协调等问题。因此,本文根据样本所在地,构建农村、中西部<sup>①</sup>、

<sup>①</sup>参照国家统计局的三大地区划分标准,东部沿海包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南11个省份,中部内陆地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南8个省份,西部边远地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、广西、内蒙古、新疆、西藏12个省份。

四五线城市<sup>①</sup>、低经济发展水平<sup>②</sup>、低数字经济发展水平<sup>③</sup>的虚拟变量，分别将其与数字鸿沟指数进行交乘，实证结果如表 9 所示。可以发现，数字鸿沟与农村、中西部、四五线城市、低经济发展水平和低数字经济发展水平的交互项均显著为正，说明伴随着地区经济发展、数字化水平提升，数字鸿沟对个体消费不平等的负面影响减小。区域特征异质性结果表明，相较发达地区，数字鸿沟对欠发达地区有更大的负面影响，意味着国家需要继续加强欠发达地区的数字技术设施建设投入，弥合区域间的数字接入鸿沟。

表 9 区域特征异质性——接入鸿沟

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Kakwani</i> 指数				
数字鸿沟指数	0.1011*** (0.0163)	0.0839*** (0.0220)	0.0911*** (0.0210)	0.1098*** (0.0207)	0.1168*** (0.0205)
农村地区× 数字鸿沟指数	0.1104*** (0.0304)				
农村地区	-0.0337 (0.0242)				
中西部地区× 数字鸿沟指数		0.0472** (0.0195)			
中西部地区		0.2276*** (0.0152)			
四五线城市× 数字鸿沟指数			0.0653*** (0.0191)		
四五线城市			0.2017*** (0.0164)		
低经济发展水平× 数字鸿沟指数				0.0484*** (0.0183)	
低经济发展水平				-0.0093 (0.0165)	
低数字经济发展水平× 数字鸿沟指数					0.0331* (0.0176)
低数字经济发展水平					-0.0438 (0.0283)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060	33060

“使用鸿沟”指不同人群信息技术操作和利用能力的差异，党的十八大以来，中央高度重视信息化发展，着力推进农村和偏远地区信息基础设施建设和网络覆盖，随着“宽带中国”“互联网+”“数字乡村”等政策落地实施，我国各地区数字硬件设施接入快速普及，“接入鸿沟”不再难以逾越，但因个体数字技能和信息素养等方面差异形成的“使用鸿沟”则逐渐凸显。居民数字素养与社会经济地位、受教育水平、金融素养、年龄等因素息息相关，高收入、高教育和高认知能力的中上层群体往往掌握更高水平的数字技能，且倾向于使用互联网进行信息获取、学习和社会交往等“资本积累”活动。相反，贫困家庭物质匮乏，难以负担 ICT 产品和服务的使用成本，低学历群体媒介素养较低、知识技

①根据新一线城市研究所公布的城市排行榜进行划分。

②以城市人均 GDP 衡量，将人均 GDP 水平低于中位数的城市定义为经济发展水平较低的城市。

③根据中国信息通信研究院发布的《中国城市数字经济指数蓝皮书》，将数字经济发展阶段为起步阶段的城市定义为数字经济发展水平较低的城市。

能缺乏,无法很好地理解和运用智能产品,老年人则由于文化水平低、思想观念陈旧、学习能力弱等原因,与新生代在信息技术接受程度、使用频率和知识掌握上往往存在着巨大差距。因此,本文构建贫困户<sup>①</sup>、低学历<sup>②</sup>、低金融素养<sup>③</sup>和老年群体<sup>④</sup>的虚拟变量,分别将其与数字鸿沟指数进行交互,实证结果如表10所示。可见,数字鸿沟与贫困户、低学历、低金融素养和老年群体虚拟变量的交互项均为正向显著,家庭特征异质性结果表明,数字鸿沟对弱势群体有更大的负面影响,意味着国家需要更加关注弱势群体的数字技能和数字素养培育,弥合群体间的数字使用鸿沟。

表10 家庭特征异质性——使用鸿沟

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Kakwani 指数			
数字鸿沟指数	0.1300*** (0.0158)	0.0704*** (0.0175)	0.0951*** (0.0215)	0.1078*** (0.0151)
贫困户×数字鸿沟指数	0.1096* (0.0606)			
贫困户	0.0153 (0.0525)			
低教育水平×数字鸿沟指数		0.0980*** (0.0232)		
低教育水平		-0.0069 (0.0156)		
低金融素养×数字鸿沟指数			0.0514** (0.0229)	
低金融素养			0.0304** (0.0154)	
老年户主×数字鸿沟指数				0.1300*** (0.0443)
老年户主				0.1000*** (0.0345)
控制变量	是	是	是	是
观测值	33060	33060	33060	33060

## (二) 扩展讨论

随着社会经济发展和收入水平提高,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,我国居民家庭消费需求向更高层次转变,消费观念也逐渐从注重“量”的满足转向追求“质”的提升,消费结构不断升级,消费内部结构差异程度也不断加剧。根据马斯洛需求层次理论,消费者的不同需求层次对应的主导消费品是不同的,消费升级最明显的特征是消费内容的优化,即消费结构由低层次向高层次调整。基于此,本文参考王修华和赵亚雄(2020)将衣食住行等支出视为生存型消费,将娱乐、旅游、家庭设备服务等支出视为享受型消费,将教育、社会

①根据 CHFS 问卷中的相关问题:“您家是否为贫困户? 1. 是;2. 否”,将选择 1 的家庭定义为贫困户,由于该问题仅询问了农村受访户,本文参照 2015 年国家贫困线 2800 元的标准,将非农村受访户中家庭人均纯收入低于该贫困线的家庭也划分为贫困户,其他为非贫困户。

②以初中学历水平作为分界线对户主受教育程度进行分组,将户主受教育水平为初中及以下的定义为低学历群体,高中及以上的定义为高学历群体。

③按户主金融素养得分进行分组,将加总得分为 0 分或 1 分的家庭定义为低金融素养群体,加总得分大于 1 分的家庭定义为高金融素养群体。

④参考联合国、世界卫生组织的年龄划分标准以及我国职工现行法定退休年龄的相关规定,将户主年龄大于 60 岁的家庭定义为老年群体,反之为中青年群体。

资本关系维持、医疗支出视为发展型消费,构建分项消费 *Kakwani* 指数重新回归。表 11 的实证结果显示,数字鸿沟对享受型消费不平等的正向影响最大,其次为对发展型消费不平等的正向影响,对生存型消费不平等的正向影响最小,说明数字鸿沟主要扩大更高层次的消费不平等,不利于人民美好生活需要的实现。

表 11 扩展分析:消费结构

变量	(1)	(2)	(3)
	生存型消费 <i>Kakwani</i> 指数	发展型消费 <i>Kakwani</i> 指数	享受型消费 <i>Kakwani</i> 指数
数字鸿沟指数	0.0695*** (0.0188)	0.1258*** (0.0289)	0.2254*** (0.0319)
控制变量	是	是	是
观测值	33060	33060	33060

## 七、结论与启示

中国特色社会主义进入新时代,发展不平衡问题已经成为中国社会面临的重要挑战,本文基于 2015 年、2017 年和 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据构建家庭数字鸿沟指数和消费相对剥夺指数,使用 Tobit 固定效应模型从微观视角系统探讨了数字鸿沟对个体消费不平等的影响及其内在机制。实证结果表明:第一,数字鸿沟显著增加了个体消费不平等,加剧了消费相对剥夺,经过一系列内生性处理以及相关稳健性检验后结论依然成立。第二,机制分析部分从收入不平等和正规与非正规的消费平滑机制等角度验证了数字鸿沟对消费不平等的内在作用路径。第三,围绕“接入鸿沟”和“使用鸿沟”,从地理区域特征和家庭户主特征两方面研究发现,数字鸿沟对个体消费不平等的正向影响在农村、中西部、四五线城市、低数字经济发展水平和低经济发展水平等欠发达地区和贫困户、低学历、低金融素养和老年人等弱势群体中更大,进一步拉大了经济社会差距,加剧了数字经济发展过程中的不平衡不充分问题。第四,基于不同居民消费支出类型构建生存、发展和享受型消费剥夺指数展开分析,发现数字鸿沟主要加剧了发展与享受型这类高层次消费的不平等。

综合全文研究,为推动数字经济健康有序发展、弥合数字鸿沟,从而有效降低居民消费的不平等、促进社会公平、增进民生福祉,本文提出以下政策建议:

第一,高度重视数字鸿沟对居民消费不平等的扩大作用。需要加强对缩小城乡之间、区域之间、群体之间的数字鸿沟的统筹协调和组织实施,进一步加大资金支持力度、实施试点示范、强化监测评估等方面保障实施,确保“缩小数字鸿沟”的目标任务落到实处。

第二,完善数字基础设施建设,降低数字“接入鸿沟”。农村、中西部、四五线城市、低数字经济发展水平和低经济发展水平等欠发达地区在信息可及性方面相比发达地区有较大差距,需要持续加大欠发达地区的信息化基础设施建设,尽快补齐欠发达地区的信息化短板,通过提高互联网覆盖率、扩大数字基础设施覆盖范围、提高互联网接入质量和传输能力等措施,强化高质量数据要素供给、持续提升公共服务数字化水平,努力填平城乡、区域间在信息可及性方面的数字“接入鸿沟”,为全面降低数字鸿沟和持续发展数字经济提供更有力的硬件保障。

第三,提升全民数字素养,降低数字“使用鸿沟”。贫困户、低学历、低金融素养和老年人等弱势群体在使用技能、信息素养方面与优势群体存在较大差距,国民数字素养亟待提升,需要进一步增补和完善基础教育阶段的数字素养教育,从数字经济社会的生产生活实际需求出发,针对数字使用弱势群体制定针对性强、特色鲜明的数字素养培养方案,引导弱势群体积极使用信息化服务,提高其数字素养和数字技能,并推动信息无障碍社会建设,从而有效缩减数字“使用鸿沟”。

第四,需要进一步发挥数字经济通过促进创业和灵活就业等降低收入不平等的作用,通过数字技术提高金融服务可得性完善居民消费平滑机制,通过数字生活进一步增加社会资本;辅之以收入分配制度和社会保障制度的完善,持续缩小地区、群体之间的发展差距,从而持续降低居民消费不平等,使全体人民共享经济发展成果。

参考文献:

- 程名望 张家平,2019:《新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 何宗樾 宋旭光,2020:《数字金融发展如何影响居民消费》,《财贸经济》第8期。
- 江艇,2022:《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》第5期。
- 李怡 柯杰升,2021:《三级数字鸿沟:农村数字经济的收入增长和收入分配效应》,《农业技术经济》第8期。
- 刘湖 张家平,2016:《互联网对农村居民消费结构的影响与区域差异》,《财经科学》第4期。
- 宁光杰 林子亮,2014:《信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化》,《经济研究》第8期。
- 罗廷锦 茶洪旺,2018:《“数字鸿沟”与反贫困研究——基于全国31个省市面板数据的实证分析》,《经济问题探索》第2期。
- 戚聿东 褚席,2021:《数字生活的就业效应:内在机制与微观证据》,《财贸经济》第4期。
- 孙永苑 杜在超 张林 何金财,2016:《关系、正规与非正规信贷》,《经济学(季刊)》第2期。
- 王修华 赵亚雄,2020:《数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较》,《金融研究》第7期。
- 王正位 周从意 廖理 张伟强,2020:《消费行为在个人信用风险识别中的信息含量研究》,《经济研究》第1期。
- 谢绚丽 沈艳 张皓星 郭峰,2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 杨碧云 魏小桃 易行健 张凌霄,2022:《数字经济对共享发展影响的微观经验证据:基于消费不平等的视角》,《国际金融研究》第10期。
- 杨晶 黄云,2019:《人力资本、社会资本对农户消费不平等的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 易行健 张波 杨汝岱 杨碧云,2012:《家庭社会网络与农户储蓄行为:基于中国农村的实证研究》,《管理世界》第5期。
- 易行健 周利,2018:《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》,《金融研究》第11期。
- 尹志超 蒋佳伶 严雨,2021:《数字鸿沟影响家庭收入吗》,《财贸经济》第9期。
- 尹志超 彭嫦燕 里昂安吉拉,2019:《中国家庭普惠金融的发展及影响》,《管理世界》第2期。
- 尹志超 张号栋,2018:《金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究》,《金融研究》第11期。
- 臧旭恒 易行健,2023:《中国居民消费不足与新发格局下的消费潜力释放(上)》,《消费经济》第1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。
- 赵涛 张智 梁上坤,2020:《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》,《管理世界》第10期。
- 朱琛,2012:《城乡居民收入与消费差距的动态相关性——基于1992—2009年经验数据的考察》,《财经科学》第8期。
- 朱秋博 朱晨 彭超 白军飞,2022:《信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗?》,《经济学(季刊)》第1期。
- Asfaw, A. & J. von Braun(2004), “Can community health insurance schemes shield the poor against the downside health effects of economic reforms? The case of rural Ethiopia”, *Health Policy* 70(1): 97—108.
- Berg, T. et al(2019), “On the rise of Fintechs: Credit scoring using digital footprints”, *Review of Financial Studies* 33 (7): 2845—2897.
- Billon, M. et al(2010), “Differences in digitalization levels: A multivariate analysis studying the global digital divide”, *Review of World Economics* 146(1):39—73.
- Blundell, R. et al(2008), “Consumption inequality and partial insurance”, *American Economic Review* 98(5):1887—1921.
- Carroll, C. D. (1994), “How does future income affect current consumption?”, *Quarterly Journal of Economics* 109 (1):111—148.
- Deaton, A. (1991), “Saving and liquidity constraints”, *Econometrica* 59(5):1221—1248.
- Dijk, J. V. & K. Hacker(2003), “The digital divide as a complex and dynamic phenomenon”, *Information Society* 19 (4):315—326.
- Diniz, E. et al(2012), “Triggers and barriers to financial inclusion: The use of ICT-based branchless banking in an Amazon county”, *Electronic Commerce Research and Applications* 11(1—6):484—494.
- Fehr, E. & K. M. Schmidt(1999), “A theory of fairness, competition, and cooperation”, *Quarterly Journal of Economics* 114(3):817—868.
- Forman, C. et al(2012), “The internet and local wages: A puzzle”, *American Economic Review* 102(1):556—575.
- Honore, B. (1992), “Trimmed lad and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects”, *Econometrica* 60(3):533—567.
- Kakwani, N. (1984), “The relative deprivation curve and its applications”, *Journal of Business & Economic Statistics* 2(4):384—394.

- Karlan, D. & J. Zinman(2010), “Expanding credit access: Using randomized supply decisions to estimate the impacts”, *Review of Financial Studies* 23(1):433—464.
- Krueger, D. & F. Perri(2006), “Does income inequality lead to consumption equality? Evidence and theory”, *Review of Economic Studies* 73(1):163—193.
- Li, J. et al(2020), “The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China”, *Economic Modelling* 86:317—326.
- Pardo, G. & S. J. Santos(2014), “Household debt and consumption inequality: The Spanish case”, *Economies* 2(3): 147—170.
- Podder, N. (1996), “Relative deprivation, envy and economic inequality”, *Kyklos* 49(3):353—376.
- Riggins, F. J. & D. Sanjeev(2005), “The digital divide: Current and future research directions”, *Journal of the Association for Information Systems* 6(12):298—337.
- Tobin, J. (1958), “Estimation of relationships for limited dependent variables”, *Econometrica* 26(1):24—36.
- Yitzhaki, S. (1979), “Relative deprivation and the Gini coefficient”, *Quarterly Journal of Economics* 93(2):321—324.
- Zeldes, S. P. (1989), “Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation”, *Journal of Political Economy* 97(2):305—346.
- Zhang, S. et al(2021), “Internet penetration and consumption inequality in China”, *International Journal of Consumer Studies* 44(5):407—422.

## Digital Divide and Consumption Divide

—Analysis from the Perspective of Individual Consumption Inequality

YANG Biyun<sup>1</sup> WANG Yixuan<sup>1</sup> YI Xingjian<sup>1,2</sup>

(1. Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, China;

2. Guangdong University of Finance, Guangzhou, China)

**Abstract:** Based on the panel data constructed from the China Household Finance Survey (CHFS) Data in 2015, 2017 and 2019, this paper uses a Tobit fixed effect model to explore the influence of digital divide on individual consumption inequality from the perspective of family. It is found that the digital divide has significantly increased individual consumption inequality, and the conclusion is still valid after handling the endogeneity problem and a series of robustness tests. The mechanism of digital divide on individual consumption inequality is verified from the perspectives of income inequality and consumption smoothing channels. Focusing on the research of “access gap” and “use gap”, it is found that the digital divide has a more prominent role in aggravating consumption inequality in underdeveloped areas and for vulnerable groups. Further research has found that the digital divide mainly increases the inequality in higher levels of consumption.

**Keywords:** Digital Divide; Individual Consumption Inequality; Relative Deprivation Index; Tobit Fixed Effect Model

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)