

数字经济促进居民 家庭消费升级的微观效应

——基于 CHFS 的经验证据研究

杨碧云 郭壮哲 易行健 张凌霜*

摘要：本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据构造平衡面板数据,系统研究数字经济发展对居民家庭消费升级的微观效应。基于因子分析法构建家庭层面的数字经济指数,研究发现数字经济发展能够显著优化居民家庭消费结构,促进居民家庭实现消费升级。机制分析表明数字经济通过提升居民各类收入水平、降低收入与消费不确定性、缓解流动性约束以及拓宽社会网络机制推动消费升级。异质性分析表明,数字经济对处于高数字创新要素水平、高数字基础设施和高金融可得性地区的家庭消费升级的促进作用更大。本文的研究为数字经济促进居民家庭消费升级提供了微观证据,因此持续推动数字经济的普及与应用是实现消费升级、满足人民日益增长美好生活需要的重要途径。

关键词：数字经济;消费升级;消费结构;收入不确定性;流动性约束

中图分类号：F49

一、引言

2021年十三届全国人大四次会议通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》强调要“顺应居民消费升级趋势,把扩大消费同改善人民生活品质结合起来”。可见,破除制约消费发展的体制机制障碍,优化居民家庭消费结构,推动居民家庭实现消费升级,对于满足人民日益增长的美好生活需求具有极为重要的现实意义。特别是在当前全球经济衰退、逆全球化风潮迭起和贸易摩擦不断加剧的严峻国际形势下,破除制约消费发展的体制机制障碍,促进居民家庭消费升级,是加速构建双循环新发

*杨碧云,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,电子信箱:13533659677@163.com;郭壮哲,广东外语外贸大学金融学院,邮政编码:510006,电子信箱:592859826@qq.com;易行健(通讯作者),广东外语外贸大学金融学院,邮政编码:510006,广东金融学院金融与投资学院,邮政编码:510521,电子信箱:yxjby@126.com;张凌霜,广东金融学院保险学院,邮政编码:510521,电子信箱:731827966@qq.com。

本文得到2022年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”(批准号:72273036)、2022年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”(批准号:22VRC002)、2022年教育部人文社会科学基金一般项目“数字经济对中国居民家庭消费的影响”(批准号:22YJA790072)的资助。感谢审稿专家及编辑部的宝贵意见,文责自负。

展格局至关重要的环节。根据国家统计局数据,按照何宗樾和宋旭光(2020)的消费结构计算^①,我国居民家庭的发展型与享受型消费占总消费比重由2013年的35.87%上升至2020年的37.2%,表明居民生活水准得到改善。但与欧盟27国(42.7%)、美国(65.8%)、韩国(60.8%)、日本(40.0%)、俄罗斯(64.5%)和土耳其(43.8%)等经济体近十年的平均水平相比^②,我国居民家庭消费结构仍有较大的改善空间。

国务院2022年1月正式印发的《“十四五”数字经济发展规划》,明确提出“数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态,……,正推动生产方式、生活方式和治理方式深刻变革”。根据《“十四五”数字经济发展规划》,2020年数字经济核心产业增加值占国内生产总值比重为7.8%,表明现阶段我国的数字经济仍具有较大的发展潜力和空间。随着数字经济的快速发展与应用,由大数据和人工智能等数字技术引领的新业态新模式成为居民家庭消费扩容升级的新热点。可以看出,数字经济在提升消费产品供给质量的同时,还能够不断培育出新型消费需求,引领居民家庭消费内容与消费层次优化升级。《“十四五”数字经济发展规划》明确指出:“创新发展‘云生活’服务,深化人工智能、虚拟现实、8K高清视频等技术的融合,拓展社交、购物、娱乐、展览等领域的应用,促进生活消费品质升级”,为数字经济提振居民家庭消费,促进消费升级指明了方向。

已有文献大多从普惠金融和互联网使用角度研究居民家庭消费升级问题,然而大多数研究使用的数字普惠金融衡量指标是基于宏观层面数据,这导致数字经济促进消费升级的微观机制较难被识别,并且数字普惠金融刻画的是居民对数字金融的使用程度,难以充分体现数字经济促进居民家庭消费升级的经济效应。鉴于此,本文采用2015年和2017年中国家庭金融调查(Chinese Household Finance Survey, CHFS)问卷构造两年期的平衡面板数据,基于因子分析法构建家庭层面的数字经济指数,从微观视角考察数字经济发展对居民家庭消费升级的影响效应及作用机制。本文的主要贡献在于:第一,已有关于数字技术发展促进居民家庭消费升级的研究视角主要集中在数字普惠金融与互联网接入,较少有文献从数字经济角度开展研究,本文将尝试从这一角度进行研究以弥补现有文献的不足;第二,现有研究较少考察数字经济影响居民家庭消费升级的机制渠道,本文将分别从增加居民收入、降低收入与消费不确定性、缓解流动性约束以及拓宽居民家庭社会网络四个渠道入手,细致分析数字经济促进居民家庭消费升级的机制;第三,本文从区域的数字经济创新要素水平、数字基础设施水平和金融可得性入手,细致考察不同区域之间数字经济作用于居民家庭消费升级的异质性,丰富了数字经济与居民家庭消费升级相关关系的研究成果。

本文共分为七个部分,余下内容安排如下:第二部分是文献综述与研究假说;第三部分是数据处理与实证设计;第四部分是基准回归结果;第五部分是机制分析;第六部分是异质性分析;第七部分是内生性处理与稳健性检验;最后是研究结论和政策建议。

二、文献综述与研究假说

本文的研究与两类文献密切相关。第一类文献主要从理论与实证两个角度研究居民家

^①借鉴何宗樾和宋旭光(2020)、葛继红等(2022),将居民家庭消费划分为生存型、发展型和享受型消费。其中,生存型消费包括:食品烟酒、衣着、居住、其他用品及服务;发展型消费包括:教育文化娱乐;享受型消费包括:生活用品及服务、医疗保健、交通通信。

^②数据来源:经济合作与发展组织数据库(OECD Statistics),国民账户的家庭最终消费支出。

庭消费升级。关于居民消费储蓄理论,最早由西方经济学家凯恩斯和杜森贝里在20世纪30年代先后提出绝对收入假说和相对收入假说,随后 Modigliani 和 Brumberg (1954) 提出生命周期-持久收入理论框架,认为居民把生命周期资源禀赋分配到生命周期的各个阶段,使得每个阶段消费的边际效用相等,从而实现整个生命周期的效用最大化。由于具有理论上良好的一致性、易处理性、可检验性及可拓展性 (Browning and Crossley, 2001), 生命周期-持久收入假说很快成为经济学家分析消费储蓄行为的核心范式。然而,标准的生命周期-持久收入假说包括居民寿命确定、收入支出完全确定、金融资本市场完全等六个假设条件,后续学术界进行大量的实证检验后得出与生命周期-持久收入假说并不一致的经验证据。鉴于此,越来越多文献对标准生命周期-持久收入模型进行拓展,放松标准模型假设以期更贴近现实情况。Yaari (1965) 在生命周期模型的基础上放松了居民寿命确定和收入支出完全确定的假设,从而得出结论认为消费者将增加储蓄应对预期寿命和未来收支的不确定性。Leland (1968) 认为风险厌恶者为应对未来收入不确定性对消费的冲击,将会增加预防性储蓄。Dardanoni (1991) 基于1984年英国家庭支出调查(FES)数据研究发现,预防性储蓄是居民储蓄的一个重要组成部分。Carroll (1994) 则结合美国收入动态研究数据(PSID)与当前就业统计调查数据发现,居民消费与当前收入密切相关,而未来收入不确定性也会显著影响当期消费。后来,学者发现流动性约束是使居民消费偏离确定性等价解,进而产生过度敏感性的一个重要原因。Stiglitz 和 Weiss (1981) 认为当资本市场不完全或消费信贷缺乏时就会出现流动性约束; Deaton (1991)、Carroll 等 (1992) 结合预防性储蓄动机和流动性约束假说,提出缓冲存货模型,认为缺乏耐性的消费者在面临未来不确定性以及难以通过金融市场借贷来平滑消费时,就会出现缓冲性储蓄行为,即流动性约束增强了消费者的预防性储蓄动机。Jappelli 和 Pagano (1994) 采用代际交叠模型证明流动性约束将会提升居民家庭的储蓄率,并发现20世纪80年代的金融管制放松降低了经合组织国家居民的储蓄率。基于生命周期-持久收入拓展框架,本文重点关注数字经济发展对居民家庭消费的影响机制和效应,并且从预防性储蓄理论和流动性约束理论出发,实证研究数字经济发展对居民收入与消费不确定性、流动性约束的作用,挖掘数字经济促进居民家庭消费升级的机制渠道。诸多实证文献也是基于生命周期及其拓展理论展开以下方面的研究,一是关注劳动市场参与(周广肃、杨旭宇, 2022)、家庭收入与负债(宋明月、臧旭恒, 2020)等与消费升级之间的关系;二是关注社会互动(周广肃、马光荣, 2015)、社会网络(李涛等, 2018)等家庭成员及个体因素与消费升级之间的关系;三是关注区域金融发展(张勋等, 2020)、基础设施(樊纲、王小鲁, 2004)等区域因素与消费升级之间的关系。

第二类文献主要研究数字经济发展对居民家庭消费升级的经济效应。一是从中观层面上研究产业结构升级对消费升级的影响。如孙早和许薛璐(2018)在对创新产品部门(高技术)的创新效应与消费结构关系的研究中发现,当企业自主创新效应强于基础品部门(低技术)技术吸收效应时,产业创新会引致产出结构高级化,促进消费结构升级。二是从微观层面上研究数字技术普及与应用对消费升级的影响。张李义和涂奔(2017)研究互联网金融各领域对居民家庭消费行为的影响,运用信息熵方法证明互联网金融发展对居民家庭消费升级有着显著的促进作用,并且发现互联网金融对城镇居民家庭消费升级促进作用大于农村居民。数字技术的快速发展与应用打破了以往消费与生产的时间分割,使得资源配置效率

得到快速提升(柏培文、喻理,2021),有效减少了消费者面临的交易成本,如数字技术与传统金融行业结合,克服了传统金融行业对物理网点的依赖,有助于提升居民家庭消费便利性,释放消费升级动机。根据以上文献回顾和讨论,数字经济发展应该有利于提振居民家庭消费和优化消费结构,进而帮助居民家庭实现消费升级。基于此,本文提出:

假说1:数字经济发展能够显著促进居民家庭实现消费升级。

经典消费储蓄理论强调收入是影响居民消费决策的最主要因素(Modigliani and Brumberg,1954),家庭可支配收入的提升会显著提升家庭消费水平,因此拓宽居民收入渠道,增加家庭可支配收入是促进家庭实现消费升级最重要的机制。数字经济主要从以下几个方面增加居民收入:(1)数字经济发展可增加家庭成员的工资性收入。数字经济引领的新业态新模式将带来更灵活的就业形式,增加非农就业(田鸽、张勋,2022),实现有效的社会分工。(2)数字经济发展可增加家庭的经营性收入。数字产业化和产业数字化作为数字经济的核心内容,引发商业业态和模式的创新,也带来大量的创业机会。尹志超等(2019a)利用2017年CHFS数据研究发现,移动支付显著促进了家庭进行创业的概率,并且提升了创业家庭的经营绩效,增加了居民的经营性收入。(3)数字经济发展可增加家庭的财产性收入。数字科技赋能传统金融行业降低了传统金融机构的交易成本(周广肃、梁琪,2018),缓解了信息不对称,有助于提高居民对金融市场的参与率,增加家庭的财产性收入。(4)数字经济发展可增加家庭的转移性收入。政府部门借助数字技术建立起全国扶贫信息网络系统,能够有效针对贫困户制定个性化的扶贫政策,搭配信息化的金融系统,有效缓解金融排斥(李建军、韩珣,2019),保证财政扶贫转移资金的使用效率,增加居民的转移性收入。基于以上分析,我们提出:

假说2:数字经济通过拓宽居民收入渠道提升家庭收入水平,促进居民家庭消费升级。

Carroll(1994)的实证研究表明收支不确定性是居民增加储蓄、抑制消费的重要原因;罗楚亮(2004)采用城镇住户调查数据研究发现,不止是居民收入的不确定性对居民消费有显著的负向效应,医疗和教育支出不确定性对居民消费支出也有抑制作用;易行健等(2008)研究发现我国农村居民存在显著的预防性储蓄动机。而数字经济利用数据要素低成本优势能够打破时空上的障碍,为居民家庭提供更多的信息交流渠道,发挥“长尾效应”,促进居民家庭进行人力和资本积累,提升家庭在就业市场中的竞争力,同时提高居民家庭规避、转移或承担风险的能力,降低收入或消费不确定性对居民家庭消费支出的冲击(何宗樾、宋旭光,2020)。基于此,我们提出:

假说3:数字经济能够通过降低收入和消费不确定性减少居民的预防性储蓄动机,促进居民家庭消费升级。

钱文荣和李宝值(2013)的经验研究表明,偏紧的流动性约束会显著降低家庭消费总量,同时抑制居民对享受型商品和服务的消费,不利于居民家庭消费升级。而数字经济利用大数据和人工智能等数字技术,能够有效降低信贷双方的信息不对称和交易成本,优化金融机构的信贷评级机制,扩大金融服务范围,增加消费性正规信贷需求概率。易行健和周利(2018)采用CFPS微观家庭数据研究得出数字普惠金融的发展对受流动性约束家庭的消费促进作用更大。此外,在中国传统的人情社会中,社会网络对居民的经济行为具有重要的影响,如社会网络可以起到共享信息和平滑消费的作用,通过社会网络获得的信贷能够对正规

信贷起到互补作用(马光荣、杨恩艳,2011)。数字技术发展可以有效打破社会网络受限于地理位置的阻碍,拓宽居民社会网络,因此数字技术发展也可以通过扩大居民社会网络缓解流动性约束。基于此,我们提出:

假说4:数字经济通过缓解居民流动性约束和扩大居民社会网络促进消费升级。

三、数据处理与实证设计

(一)数据来源与处理

本文所采用的数据来自2015年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据^①。为保证估计结果的可信度,本文对家庭样本数据做了以下处理:第一,将户主年龄限定在18-65岁,并且剔除家庭人口大于10人以及关键变量存在缺失值的样本;第二,剔除家庭总收入、净资产和总负债小于0的样本;第三,对家庭总收入、净资产、总负债和消费支出数据进行上下1%的缩尾处理。最后,在实证过程中对居民家庭消费、收入与净资产采用国家统计局公布的CPI指数剔除了价格因素的影响。经过数据清理后,最终获得的样本为2015年和2017年平衡面板数据,涉及12474户家庭,共计24948个有效家庭样本。此外,本文所使用的城市层面数据来自CEIC数据库,缺漏数据经查询各地城市统计年鉴进行补充。

(二)模型设定

本文通过CHFS数据构造两期微观家庭平衡面板数据,确保在控制家庭个体差异的基础上,探究数字经济发展对居民家庭消费升级的影响效应。借鉴张勋等(2020)的做法,本文构造以下模型:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DI_{ijt} + X'_{ijt} \xi + D'_{jt} \tau + \phi_i + \varphi_t + \mu_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中:被解释变量 y_{ijt} 表示第 t 年 j 城市 i 家庭的消费结构,在回归中包括家庭年度生存型、发展型与享受型三类消费支出占家庭年度总消费支出的比重;(1)式右边第二项 DI_{ijt} 为本文关注的核心解释变量,即第 t 年 j 城市 i 家庭的数字经济指数。 X'_{ijt} 为家庭层面和户主层面特征控制变量; D'_{jt} 表示第 t 年 j 城市的控制变量; ϕ_i 和 φ_t 分别表示家庭和年份的固定效应; μ_{ijt} 为随机扰动项。回归系数 β_1 体现数字经济发展对居民家庭消费升级的影响。考虑到同一个社区内部家庭的消费可能具有一定的相关性,如果直接进行回归可能导致 β_1 系数估计有偏,因此本文将标准误聚类(cluster)到区(县)层面。

(三)变量选择及说明

1.被解释变量:消费升级

根据马斯洛需求层次理论,当低层次的需求获得满足时,消费者才会产生对高层次的需求。消费升级正是居民需求层次提升的体现,具体表现为居民家庭消费类别从一般商品转向高层次商品和服务,以及不同消费项目支出占比此消彼长的过程。学术界关于消费升级的度量,一般将居民家庭消费内容划分为生存、发展与享受三大类别,并以低层次需求的生存型消费支出占比降低,发展与享受型消费支出占比提升表征消费升级。本文根据何宗樾和宋旭光(2020)、葛继红等(2022)的分类方法将家庭消费结构划分为生存

^①由于2011年、2013年和2019年中国家庭金融调查问卷缺少构成数字经济指数的关键变量,因此,本文仅采用2015年和2017年CHFS问卷。

型、发展型与享受型。在稳健性检验部分,考虑到经济发展和居民生活的改善可能使得生存型、发展型和享受型消费之间的界限变得模糊,同一种商品可能同时包含多种类型的功能属性,本文采用拓展线性支出系统模型(Extend Linear Expenditure System, ELES)估计各类商品服务的收入弹性,根据商品收入弹性将商品划分为必需品和奢侈品,另外再加入居民家庭恩格尔系数、剔除通讯支出的享受型消费支出占比以及发展与享受型消费支出占总消费支出的比重度量居民家庭消费结构的变动情况,替换被解释变量进行稳健性检验。除了从消费结构检验数字经济的影响效应外,为进一步证实数字经济促进居民家庭消费升级的效应,本文根据国家统计局关于居民家庭消费项目的划分,分别检验数字经济对食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、医疗保健、教育文化娱乐七大消费项目支出的影响效应。

2. 核心解释变量:数字经济

本文在借鉴许宪春和张美慧(2020)、《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》关于数字经济分类的基础上,将家庭参与数字经济的方式分别划分为数字技术应用、数字要素驱动和数字化效率提升:(1)数字技术应用是指利用数字化赋权基础设施的通讯与计算机数据服务,选取指标对应家庭的年度通讯费用支出和家庭拥有智能手机个数;(2)数字要素驱动是指利用互联网商务平台进行零售和批发活动,选取指标对应家庭是否网购和家庭年度网购费用;(3)数字化效率提升是指借助数字技术参与传统行业,实现传统行业运行效率的提升,包括数字金融和数字商贸,选取指标对应家庭账户数、家庭互联网理财收入、家庭项目经营形式是否为互联网、互联网项目经营收入。采用因子分析法,对以上八个指标进行降维处理,KMO 检验表明所选指标适合进行因子分析,Bartlett 球型检验显著拒绝各指标之间相互独立的假设,各变量之间存在较强的相关性。根据特征值大于1,累计贡献率大于60%的标准,本文保留了前三个公共因子,接着采用 Bartlett 因子得分法构建数字经济指数并进行标准化处理,使其介于 $[0,1]$ 之间。本文构造的数字经济指数从多个互联网实用角度细致考察家庭参与数字经济的方式,并利用因子分析法进行合成,确保合成指数具有全面与客观性^①。

3. 机制变量

(1)关于分项收入变量,参考尹志超等(2019a)采用家庭年度的税后劳动工资收入、工商业经营收入、金融资产收入和转移性收入作为家庭的四种收入。(2)关于收入与消费不确定性机制变量,本文参考钱文荣和李宝值(2013)、罗楚亮(2004)分别以暂时性收入方差^②和家庭收入对数值的组内方差^③作为家庭收入不确定性的代理变量;参考何宗樾和宋旭光

①由于篇幅限制,我们没有报告因子分析结果,有兴趣的读者可以来函索取。

②参考钱文荣和李宝值(2013),以家庭收入作为被解释变量,以家庭户主个体特征变量、工作特征变量等作为解释变量,使用 OLS 方法进行回归,将回归获得的残差平方作为收入不确定性“幅度”的衡量,并且根据残差的符号赋予收入不确定性的“方向”。

③根据户主的年龄、工作性质、工作单位、工作行业、受教育程度、所在城市共六项指标将 24 948 个家庭分为若干组,分别计算家庭收入对数值的组内方差,再将六项组内收入方差相乘所得的乘积作为家庭收入不确定性的代理变量。

(2020)采用家庭消费支出对数的方差作为消费不确定性的代理变量。(3)关于流动性约束机制变量,本文参考甘犁等(2018)、尹志超和张号栋(2018)分别以家庭流动性较强资产是否大于家庭永久性收入^①、家庭是否持有信用卡、是否为需求型与供给型信贷约束^②作为家庭流动性约束的代理变量。(4)关于家庭社会网络,本文参考马光荣和杨恩艳(2011)、蔡栋梁等(2020)、孙永苑等(2016)以家庭礼金支出、礼金收入和非正常礼金支出作为家庭社会网络的代理变量。

4.控制变量

本文的控制变量具体包括:(1)家庭层面变量:本文参考李涛和陈斌开(2014)加入了家庭总收入、总负债、净资产、家庭规模、是否拥有住房、男孩占比、女孩占比、老年人口占比、是否为农业户籍等变量;(2)户主层面变量:加入了户主年龄、户主年龄平方除以100、户主性别、受教育年限、是否为党员、健康状况、婚姻状况、风险偏好、风险规避和是否参与商业医疗、社会医疗、社会养老和失业保险、金融素养^③、是否参与金融课程等变量;(3)城市层面变量:地区经济发展水平与居民消费和收入支出相关,因此本文引入了城市人均GDP和金融发展水平^④作为家庭所在地区经济金融发展水平的代理变量。

(四)主要变量的描述性统计

根据表1,首先,关于被解释变量,样本家庭的生存型、发展型和享受型消费支出占比均值分别为66.3%、8.6%和25.1%,与根据国家统计局数据测算得到的结果较为接近。其次,利用因子分析法构建的家庭数字经济指数显示均值为0.37^⑤,标准差为0.247,表明不同家庭数字经济存在较大差异,城镇和农村家庭的数字经济指数分别为0.41和0.28,说明当前数字经济在城乡间发展存在不平衡的问题。在家庭层面的控制变量中,样本家庭年平均收入达到9.021万元;家庭年净资产均值为101.511万元^⑥。家庭特征变量还显示,家庭人口平均规模为3.248人,89.2%的家庭拥有房产。另外,样本家庭户主的平均年龄将近50岁,平均受教育程度高于初中学历,户籍为农业户口的家庭占全部样本家庭的52.0%。总体来看,经过数据的初步处理之后,本文实证回归所需各类变量的描述性统计结果较为合理。

①本文在沈坤荣和谢勇(2012)基础上,以家庭总收入作为被解释变量,选择家庭成员的平均年龄、平均受教育程度、家庭就业人口比例、户主的性别和政治面貌(是否为党员)、户主的工作性质、工作单位和行业为解释变量,并控制年份、家庭和城市固定效应进行回归,使用回归结果的预测值作为家庭永久性收入的代理变量。

②根据CHFS问卷,如果家庭没有申请银行贷款的原因是“需要但没有申请”,则说明该家庭受到需求型信贷约束,赋值为1,否则为0;如果原因是“申请被拒绝”,则说明家庭受到供给型信贷约束,赋值为1,否则为0。

③借鉴秦芳等(2016)采用因子分析法构造家庭金融素养指数。金融素养对应家庭关于利率问题、通胀问题和风险问题的回答,共三个问题六个变量。

④以当年年末城市金融机构贷款余额与当年城市生产总值的比值衡量城市金融发展水平。

⑤杨碧云等(2022)采用2017年CHFS问卷构造家庭数字经济指数,本文构造的数字经济指数与杨碧云等(2022)较为接近。

⑥在实证回归中(除特别说明),涉及金额的变量均采用加一再取自然对数的方法处理。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
生存型消费支出占比	24 948	0.663	0.192	0.022 9	1
发展型消费支出占比	24 948	0.086	0.125	0	0.853
享受型消费支出占比	24 948	0.251	0.175	0	0.958
家庭数字经济指数	24 948	0.370	0.247	0	1
总收入(万元)	24 948	9.021	9.827	0.069	67.9
净资产(万元)	24 948	101.511	162.169	0	1 130
总负债(万元)	24 948	4.845	14.253	0	118
家庭规模(人)	24 948	3.248	1.319	1	10
男孩占比	24 948	0.058	0.117	0	0.667
女孩占比	24 948	0.049	0.111	0	0.667
老年人口占比	24 948	0.035	0.102	0	0.667
是否拥有住房	24 948	0.892	0.310	0	1
户主年龄	24 948	49.952	9.549	18	65
户主性别(男性=1)	24 948	0.814	0.389	0	1
婚姻状况(已婚=1)	24 948	0.918	0.274	0	1
健康状况(健康=1)	24 948	0.499	0.500	0	1
受教育年限	24 948	10.173	3.693	0	22
金融素养	24 948	0.240	0.328	0	1
是否参与金融课程(参与=1)	24 948	0.042	0.200	0	1
是否为农业户口(农业=1)	24 948	0.520	0.500	0	1
政治面貌(党员=1)	24 948	0.128	0.334	0	1
户主是否参与商业医疗保险(参与=1)	24 948	0.068	0.252	0	1
户主是否参与社会医疗保险(参与=1)	24 948	0.962	0.191	0	1
户主是否参与养老保险(参与=1)	24 948	0.723	0.447	0	1
户主是否参与失业保险(参与=1)	24 948	0.194	0.395	0	1
风险规避	24 948	0.633	0.482	0	1
风险偏好	24 948	0.102	0.302	0	1
城市人均 GDP(万元)	24 948	5.865	3.200	0.75	21.5
城市金融发展水平	24 948	1.833	0.860	0	6.04

四、基准回归分析

利用模型(1)我们依次对居民家庭的生存型、发展型和享受型消费支出占比进行回归,同时控制家庭和年份双重固定效应,并且在回归中将标准误聚类(cluster)到区(县)一级。表 2 报告了回归结果。表 2 第(1)、(3)、(5)列只考虑了家庭数字经济指数与家庭生存型、发展型、享受型消费支出占比的单变量关系,在第(2)、(4)、(6)列中,加入了家庭、户主和城市层面的控制变量。表 2 结果显示,数字经济发展对居民家庭的生存型消费支出占比有显著的降低作用,对家庭的发展与享受型消费支出占比则有显著的提升作用,在加入了所有控制变量之后结果仍然显著。从经济显著性看,家庭数字经济指数每增加一个标准差,生存型消费支出占比将降低 0.041 个单位标准差,发展型和享受型消费支出占比将分别增加 0.037 和 0.023 个单位标准差。可见,数字经济发展降低了居民生存型消费支出占比并且提升发展与享受型消费支出占比,从而促进了居民家庭消费结构升级,本文提出的假说 1 得到验证^①。

^①除此之外,本文将交通通信归类为发展型消费,医疗支出归类为生存型消费,其他用品及服务归类为享受型消费,重新构建本文的被解释变量,利用模型(1)进行回归,结果与基准回归保持一致。

表2 基准回归结果:数字经济对家庭消费升级的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	生存型 消费支出占比	生存型 消费支出占比	发展型 消费支出占比	发展型 消费支出占比	享受型 消费支出占比	享受型 消费支出占比
数字经济	-0.0427*** (0.011)	-0.0319*** (0.011)	0.0188*** (0.007)	0.0185*** (0.007)	0.0255*** (0.009)	0.0162* (0.010)
家庭层面控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
户主层面控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
城市层面控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
家庭固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948

注:括号内为聚类到区(县)的稳健标准误;*、***分别表示10%、1%的显著性水平。

五、机制讨论

(一) 基于家庭可支配收入增加的机制检验

在本部分我们将考察数字经济是否能够增加居民的多元化收入,进而对居民家庭消费升级产生促进作用。所采用的机制检验参考江艇(2022)提出的仅检验家庭数字经济指数对中介变量的影响^①,本文分别考察了数字经济发展对居民家庭的工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入的影响,表3第(1)一(4)列为相应的回归结果。结果表明数字经济发展对居民家庭以上四类收入均有显著的正向影响。此外,本文将居民家庭的非工资性收入占总收入的比值作为被解释变量,可以看到数字经济发展对非工资性收入占总收入比重有显著的提升作用。以上结果表明,数字经济发展能够拓宽居民的收入渠道,从而促进居民家庭的消费升级,假说2得到验证。

表3 机制分析:家庭收入

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入	非工资性收入占比
数字经济	0.5417** (0.212)	0.1845** (0.073)	0.2571*** (0.059)	0.2226*** (0.063)	0.0313** (0.012)
观测值	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948

注:(1)控制变量、年份固定效应和家庭固定效应均与表2相同;(2)括号内为聚类到区(县)的稳健标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(二) 基于收入与消费不确定性视角的机制检验

本部分将主要探讨数字经济是否能够通过降低家庭收入与消费支出的不确定性对居民家庭消费升级产生促进作用,表4第(1)列和第(2)列的结果显示数字经济发展能够显著降低以暂时性收入方差和组内收入方差作为代理变量的家庭收入风险,第(3)列的结果显示数

^①江艇(2022)认为社会学家和心理学家提出的中介效应检验逐步回归方法在经济学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,在逻辑和时空关系上比较接近,因此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。

字经济发展能够显著降低家庭消费的不确定性。以上结果说明数字经济能够有效减缓收入和消费的不确定性对家庭的负向冲击,降低居民的预防性储蓄动机,从而促进居民消费,优化居民家庭消费结构,实现消费升级,假说3得到验证。

表 4 机制分析:家庭收入与消费不确定性

	(1)	(2)	(3)
	暂时性收入方差	组内收入方差	消费不确定性
数字经济	-0.0750*** (0.029)	-0.0209* (0.012)	-0.0125*** (0.004)
观测值	24 948	24 948	24 948

注:同表3。

(三) 基于流动性约束的机制检验

这部分我们将主要探讨数字经济发展通过缓解居民家庭流动性约束促进消费升级。首先参考甘犁等(2018)以家庭金融资产是否大于家庭永久收入作为家庭流动性约束的衡量标准,表5第(1)列结果显示,数字经济发展对家庭流动性约束有显著的缓解作用。第(2)列以家庭是否持有信用卡作为家庭是否受流动性约束的代理变量,回归结果与第(1)列保持一致。此外,参考尹志超和张号栋(2018)以家庭是否受需求型信贷约束和供给型信贷约束作为流动性约束的代理变量进行回归,表5第(3)列结果显示,数字经济发展降低了居民家庭受到需求型信贷约束的可能性,表明数字经济发展降低了信贷合约的交易成本和风险,提升了居民的信贷意愿;第(4)列的回归系数为负值,但不显著,可能是过去几年的金融科技发展促进了信贷供给,改变了信贷约束结构,当前信贷约束表现为以需求型约束为主,因此数字经济发展仅显著降低了居民的需求型信贷约束。

表 5 机制分析:流动性约束

	(1)	(2)	(3)	(4)
	流动性约束 1	流动性约束 2	需求型信贷约束	供给型信贷约束
数字经济	-1.3610*** (0.293)	-2.4344*** (0.217)	-1.4975* (0.769)	-0.5395 (2.818)
观测值	24 948	24 948	24 948	24 948

注:同表3。

(四) 基于社会网络视角的机制检验

这部分我们将主要探讨数字经济是否能够拓展社会网络来促进消费升级。本文参考马光荣和杨恩艳(2011)以家庭礼金支出和礼金收入作为社会资本的代理变量,表6第(1)、(2)列为回归结果。结果显示数字经济发展有助于提升居民的社会网络水平。此外,参考孙永苑等(2016)采用家庭非正常礼金支出^①作为家庭社会网络的代理变量,回归结果见第(3)列,且与第(1)、(2)列保持一致。结合表5和表6回归结果,数字经济发展能够畅通居民正规和非正规金融渠道,缓解居民可能面临的流动性约束,有助于促进居民家庭实现消费升级。

^①以家庭年度礼金支出作为被解释变量,以家庭和户主特征变量以及城市人均GDP为解释变量进行回归,并控制了年份和家庭固定效应,将回归获得的残差作为家庭礼金非正常支出部分。

表 6 机制分析: 社会网络

	(1)	(2)	(3)
	礼金支出	礼金收入	非正常礼金支出
数字经济	1.2139*** (0.212)	1.4535*** (0.230)	0.0079*** (0.001)
观测值	24 948	24 948	24 948

注: 同表 3。

六、数字经济与消费升级: 分样本的异质性分析

(一) 数字创新要素的异质性

数字创新要素是一个地区数字经济发展的关键, 本文参考《中国城市数字经济发展报告(2021)》(下文简称为《报告》), 将居民家庭所在城市每万人中第三产业信息传输计算机服务和软件业就业人数、每万人中交通仓储邮电业从业人员数和科学技术支出作为城市数字创新要素指数的子指标^①, 采用熵值法确定各指标权重, 经加权平均获得城市数字创新要素指数。以全国城市数字创新要素指数均值为界进行样本划分, 表 7 第(1)—(6)列报告了基于数字创新要素指数的估计结果。可见, 在数字创新要素指数较高的地区, 数字经济促进消费升级的作用较为显著。接着, 本文采用自抽样法分别检验不同样本组间系数差异的显著性, 经验 p 值分别为 0.030、0.020 和 0.020, 证实了上述回归结果在统计上存在显著性差异。

表 7 异质性分析: 数字创新要素

	生存型消费支出占比		发展型消费支出占比		享受型消费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高数字创新要素指数	低数字创新要素指数	高数字创新要素指数	低数字创新要素指数	高数字创新要素指数	低数字创新要素指数
数字经济	-0.0506*** (0.015)	-0.0167 (0.017)	0.0270*** (0.009)	0.0136 (0.011)	0.0272** (0.014)	0.0052 (0.014)
观测值	12 474	12 474	12 474	12 474	12 474	12 474
经验 p 值	0.030		0.020		0.020	

注: 同表 3。

(二) 数字基础设施的异质性

数字基础设施建设是居民参与数字经济的重要保障, 本文参考《报告》, 以城市移动用户占总人口比重和宽带用户占总人口比重作为城市数字基础设施的子指标^②, 同样采用熵值法确定每个子指标的权重, 计算加权平均最终获得城市数字基础设施指数。以全国数字基础设施指数的均值为界进行样本划分, 利用模型(1)分别进行回归。表 8 第(1)—(6)列报告了基于城市数字基础设施指数的估计结果。可以看到, 在高数字基础设施指数的地区, 数字经济对居民家庭消费升级的促进作用更为突出。采用自抽样法计算获得组间差异系数的经验 p 值为 0.020、0.000 和 0.000, 证实上述分组回归结果具有显著差异。

①数据来源: 各年度《中国城市统计年鉴》。

②数据来源: 各年度《中国城市统计年鉴》。

表 8 异质性分析:数字基础设施水平

	生存型消费支出占比		发展型消费支出占比		享受型消费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高数字基础设施指数	低数字基础设施指数	高数字基础设施指数	低数字基础设施指数	高数字基础设施指数	低数字基础设施指数
数字经济	-0.0518*** (0.015)	0.0076 (0.018)	0.0202** (0.008)	0.0036 (0.012)	0.0374*** (0.014)	-0.0100 (0.015)
观测值	12 474	12 474	12 474	12 474	12 474	12 474
经验 p 值	0.020		0.000		0.000	

注:同表 3。

(三) 金融可得性的异质性

已有研究表明金融可得性对家庭消费升级具有显著的促进作用(何宗樾、宋旭光, 2020),传统金融机构与数字技术的融合,提升了金融机构的服务效率与服务质量(黄益平、黄卓, 2018),对增加居民的金融可得性有促进作用。因此,本文通过银保监会的数据计算样本家庭所在区(县)每万人拥有金融机构数作为金融可得性的代理变量,以区(县)每万人拥有金融机构数的均值作为划分高、低金融可得性的依据,利用模型(1)进行分组回归。表 9 为不同金融可得性下,数字经济促进居民家庭消费升级的异质性作用。可以看到,在金融可得性较高的地区,数字经济发展对居民家庭消费升级具有更为显著的促进作用。通过自抽样法计算获得组间系数差异 p 值为 0.000、0.030 和 0.040。

表 9 异质性分析:金融可得性

	生存型消费支出占比		发展型消费支出占比		享受型消费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高金融可得性	低金融可得性	高金融可得性	低金融可得性	高金融可得性	低金融可得性
数字经济	-0.0559*** (0.014)	-0.0067 (0.017)	0.0290*** (0.009)	0.0075 (0.011)	0.0277** (0.013)	0.0046 (0.014)
观测值	12 474	12 474	12 474	12 474	12 474	12 474
经验 p 值	0.000		0.030		0.040	

注:同表 3。

七、内生性处理和稳健性检验

(一) 内生性处理

尽管基准回归结果显示数字经济发展与居民家庭消费升级存在显著的正相关关系,但本文仍然可能存在由遗漏变量、测量误差和反向因果带来的内生性问题。

1. 遗漏变量偏差

本文在基准回归部分采用双向固定效应模型控制了家庭层面非时变变量的影响。除此之外,城市层面的数字产业也可能对家庭参与数字经济产生影响。因此,本文在上述回归方程中加入城市层面相关的数字产业变量,具体包括人均电信业务量、交通仓储邮电业从业人员数占比、科研技术服务和地质勘查业从业人员数占比、科学技术支出占城市 GDP 比重、每

百人移动电话用户数、每百人宽带用户数、家庭人均持有智能手机个数^①。所得结果如表 10 所示,与基准回归结果类似,数字经济发展能够显著促进居民家庭的消费升级。

表 10 内生性处理:遗漏变量偏差

	(1)	(2)	(3)
	生存型消费支出占比	发展型消费支出占比	享受型消费支出占比
数字经济	-0.0309*** (0.011)	0.0176*** (0.007)	0.0160* (0.010)
城市数字产业	YES	YES	YES
观测值	24 948	24 948	24 948

注:除新增控制变量外,其余同表 3。

2. 测量误差

尽管因子分析法考虑了不同数字经济指标之间的相关性,但其权重计算可能缺乏内在的稳定性,尹志超等(2019b)采用平均欧几里得距离法构建的普惠金融指数具有良好的指标特性(如单位无关、单调和有界),因此本文采用欧几里得平均距离法构造家庭数字经济指数重新进行检验。表 11 结果显示,更换数字经济指标衡量方法后,回归结果仍与基准回归保持一致。

表 11 内生性处理:测量误差

	(1)	(2)	(3)
	生存型消费支出占比	发展型消费支出占比	享受型消费支出占比
数字经济	-0.2612*** (0.039)	0.0701*** (0.018)	0.2559*** (0.037)
观测值	24 948	24 948	24 948

注:除解释变量衡量方式改变外,其余同表 3。

3. 反向因果关系

数字经济发展可能通过各种途径促进居民家庭消费升级,但居民自身的数字消费偏好也可能提升家庭对数字经济的参与程度,由此产生反向因果问题。本文借鉴陈富贵等(2022)采用城市地形起伏度充当外生变量。由于城市地形起伏度为非时变变量,这使得工具变量法第二阶段的估计失效,因此我们将工具变量与城市电信从业人数占比^②进行交互,获得时变工具变量,再采用固定效应-工具变量法(FE-IV)缓解内生性问题。一方面,城市地形越平坦,越有利于数字基站等数字化基础设施的建设,从而能够有效促进城市数字产业化和产业数字化的发展,并且城市层面的电信从业人数占比也是该地区数字经济发展程度的体现,满足了相关性;另一方面,城市层面的地形起伏度与电信从业人数占比和微观家庭消费并没有直接的联系,满足外生性。

表 12 为工具变量回归结果,第一阶段回归结果显示,工具变量与家庭数字经济变量呈正相关关系,符合预期,且第一阶段 F 检验值为 24.27(p 值=0.000),大于 F 值等于 10 的弱

^①数据来源:对应年度《中国城市统计年鉴》。

^②数据来源:CEIC 数据库。其中城市电信从业人数占比等于城市电信从业年末人数除以城市年末总人口。

工具变量的临界值,表明该工具变量通过了弱工具变量检验;不可识别检验的统计量 p 值为 0.000,通过了不可识别检验。第二阶段回归结果显示,数字经济发展对降低家庭生存型消费支出占比,提升发展与享受型消费支出占比有显著的作用。整体而言,工具变量法估计系数绝对值大于基准回归系数,说明模型(1)存在的内生性问题低估了数字经济对居民家庭消费升级的影响。

表 12 内生性处理:工具变量法

	第一阶段回归	第二阶段回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字经济	生存型 消费支出占比	发展型 消费支出占比	享受型 消费支出占比
城市地形起伏度×城市电信从业人数占比	0.1766 ^{***} (0.036)			
数字经济		-0.0538 ^{**} (0.0257)	0.0325 ^{**} (0.0146)	0.0425 [*] (0.025)
观测值	24 948	24 948	24 948	24 948
Kleibergen-Paap rk LM p 值		0.000	0.000	0.000
第一阶段 F 统计量	24.27			

注:同表 3。

(二) 稳健性检验

为进一步强化本文估计结果的可信度,我们针对核心变量可能存在的问题进行更加细致的稳健性检验。本文基准回归中以消费结构的优化表征居民家庭的消费升级,其中消费结构是根据消费内容层次差异进行分类(何宗樾、宋旭光,2020),而随着数字经济发展、商业转型及人民生活水平的提升,将商品服务按照功能属性划分反映消费结构可能与现实情况存在偏差,例如衣着既具有保暖防寒的生存型需求,也是消费者个性与品味的反映,同属于享受型消费。为更加精准地刻画居民家庭消费结构需求,本文使用 ELES 模型计算各类商品服务的收入弹性,根据收入弹性大小将消费品划分为必需品与奢侈品^①,另外我们还采用居民家庭恩格尔系数、剔除通讯的享受型消费支出占比、发展与享受型消费支出占总消费支出比重作为居民家庭消费结构的衡量变量,利用模型(1)分别进行检验,并加入年份与城市以及年份与省份的交互项,以控制城市和省份层面随时间变化的不可观测因素对居民家庭消费升级的影响。表 13 回归结果显示,数字经济对必需品消费支出占比和居民家庭恩格尔系数具有显著的降低作用,同时对奢侈品消费支出占比、剔除通讯的享受型消费支出占比、发展与享受型消费支出占比则具有显著的促进作用。其次,为进一步探讨数字经济对消费细分项目的作用,本文根据国家统计局关于居民家庭消费项目的划分,分别检验数字经济对家庭食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、医疗保健、教育文化娱乐支出七大消费类别的影响效应。表 14 回归结果显示,数字经济除对居住、医疗保健影响不显著外,对其余五大类消费均具有显著的正向促进作用。

^①其中,必需品包括:食品烟酒、衣着、居住、交通通信、医疗保健;奢侈品包括:生活用品及服务、教育文化娱乐。

表 13 稳健性检验: 替换被解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	必需品 消费支出占比	奢侈品 消费支出占比	居民家庭 恩格尔系数	剔除通讯的享受 型消费支出占比	发展与享受型 消费支出占比
数字经济	-0.0565*** (0.011)	0.0274*** (0.012)	-0.0491*** (0.010)	0.0221** (0.009)	0.0670*** (0.011)
年份×城市	YES	YES	YES	YES	YES
年份×省份	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948

注:除被解释变量衡量方式改变以及增加年份与城市、省份的交互项外,其余同表3。

表 14 稳健性检验: 七大类消费类别

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	食品烟酒	衣着	居住	生活用品及服务	交通通信	医疗保健	教育文化娱乐
数字经济	0.1266*** (0.038)	0.5859*** (0.085)	0.0430 (0.055)	0.3430*** (0.094)	0.1112* (0.061)	0.2804 (0.184)	1.5943*** (0.195)
观测值	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948	24 948

注:除被解释变量衡量方式改变外,其余同表3。

综上,通过更换核心被解释变量的回归结果表明,数字经济能够优化消费结构,进而帮助家庭实现消费升级,可以认为本文所得的实证结果较为稳健。

八、结论与政策建议

本文立足于居民家庭消费升级对经济发展至关重要这一典型事实,从数字经济角度,基于2015年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据实证分析了数字经济发展对居民家庭消费升级的影响效应及其作用机制。结果表明:第一,数字经济发展明显地促进了居民实现消费升级,成为新时代下中国提振居民消费、优化居民家庭消费结构的重要力量,通过内生性与稳健性检验,该结论仍然成立;第二,提升居民各类收入水平、降低居民收入与消费不确定性、缓解流动性约束以及拓宽居民家庭社会网络是数字经济促进居民家庭实现消费升级的作用机制;第三,通过构造城市数字创新要素指数、数字基础设施指数与金融可得性指标发现,对处在高数字创新要素、高数字基础设施和高金融可得性地区的家庭,数字经济对居民家庭消费升级的促进作用更大。

本文的政策含义体现为:首先,数字经济发展对促进居民家庭消费升级具有重要作用,因此需要持续推进数字经济发展,打造消费新业态,促进居民家庭消费提质升级。其次,数字经济通过提升居民各类收入水平、降低收入与消费不确定性冲击、缓解流动性约束以及拓宽居民家庭社会网络四个渠道作用于消费升级。因此,加大对数字经济发展的政策支持力度,需要从促进数字经济平台健康发展出发,推动数字技术领域的创新创业活动,以创造更多就业岗位和增加创业机会,提高居民劳动收入与经营性收入;依托大数据与人工智能等数字技术优化金融产品设计,智能化分析居民投资特征与风险偏好,为居民提供全方位的金融理财服务,促进居民家庭金融市场的参与,增加居民财产性收入;政府部门应更加积极地利用数字技术,完善扶贫信息网络系统,加大转移支付力度,保证财政扶贫转移资金的使用效率,增加居民的转移性收入。此外,扩大优质数字资源供给,利用大数据建立完善的居民信用风险评估体系和保障机制,降低因信息不对称产生的金融排斥,拓宽个性化的金融与保险服务渠道,提升居民利用数字经济缓解风险冲击与流动性约束的能力。最后,数字经济发展依赖于数字经济的创新研发和基础设施的建设,需要加大对移动通信网络技术研发支持力

度,加快建设包括5G网络、千兆光纤网络在内的基础设施,扩大互联网覆盖范围,提高数字接入质量和传输能力,弥合不同行业、不同区域以及不同群体之间的数字鸿沟;并且利用大数据与人工智能等数字技术配合金融机构物理网点,完善金融机构的信贷评级机制,扩大金融服务范围,发挥数字经济发展对居民家庭消费升级的促进作用。

参考文献:

- 1.柏培文、喻理,2021:《数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实》,《中国工业经济》第11期。
- 2.蔡栋梁、王聪、邱黎源,2020:《信贷约束对农户消费结构优化的影响研究——基于中国家庭金融调查数据的实证分析》,《农业技术经济》第3期。
- 3.陈贵富、韩静、韩恺明,2022:《城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业》,《中国工业经济》第8期。
- 4.樊纲、王小鲁,2004:《消费条件模型和各地区消费条件指数》,《经济研究》第5期。
- 5.甘犁、赵乃宝、孙永智,2018:《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第12期。
- 6.葛继红、王猛、汤颖梅,2022:《农村三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得?》,《中国农村经济》第3期。
- 7.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。
- 8.黄益平、黄卓,2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- 9.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。
- 10.李建军、韩珣,2019:《普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择》,《金融研究》第3期。
- 11.李涛、陈斌开,2014:《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第3期。
- 12.李涛、徐翔、张旭妍,2018:《孤独与消费——来自中国老年人保健消费的经验发现》,《经济研究》第1期。
- 13.罗楚亮,2004:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》第4期。
- 14.马光荣、杨恩艳,2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期。
- 15.钱文荣、李宝值,2013:《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国2679个农民工的调查数据》,《中国农村经济》第11期。
- 16.秦芳、王文春、何金财,2016:《金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析》,《金融研究》第10期。
- 17.沈坤荣、谢勇,2012:《不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究》,《金融研究》第3期。
- 18.宋明月、臧旭恒,2020:《异质性消费者、家庭债务与消费支出》,《经济学动态》第6期。
- 19.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15卷第2期。
- 20.孙早、许薛璐,2018:《产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究》,《中国工业经济》第7期。
- 21.田鸽、张勋,2022:《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期。
- 22.许宪春、张美慧,2020:《中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角》,《中国工业经济》第5期。
- 23.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。
- 24.易行健、王俊海、易君健,2008:《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》,《经济研究》第2期。
- 25.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。
- 26.尹志超、公雪、郭沛瑶,2019a:《移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据》,《中国工业经济》第3期。
- 27.尹志超、彭嫦燕、里昂安吉拉,2019b:《中国家庭普惠金融的发展及影响》,《管理世界》第2期。
- 28.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。
- 29.张李义、涂奔,2017:《互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发》,《财贸研究》第8期。
- 30.张勋、杨桐、汪晨、万广华,2020:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》第11期。
- 31.周广肃、梁琪,2018:《互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资》,《金融研究》第1期。

- 32.周广肃、马光荣,2015:《人情支出挤出了正常消费吗?——来自中国住户数据的证据》,《浙江社会科学》第3期。
- 33.周广肃、杨旭宇,2022:《退休与城镇居民家庭消费:结构差异与机制》,《中山大学学报(社会科学版)》第3期。
- 34.Browning, M., and T. F. Crossley. 2001. "The Life - Cycle Model of Consumption and Saving." *Journal of Economic Perspectives* 15(3) : 3-22.
- 35.Carroll, C. D. 1994. "How Does Future Income Affect Current Consumption?" *The Quarterly Journal of Economics* 109(1) : 111-147.
- 36.Carroll, C.D., R.E.Hall, and S.P.Zeldes.1992. "The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence." *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 61-156.
- 37.Dardanoni, V.1991. "Precautionary Savings under Income Uncertainty: A Cross-Sectional Analysis." *Applied Economics* 23(1) : 153-160.
- 38.Deaton, A.1991. "Saving and Liquidity Constraints." *Econometrica* 59(5) : 1221-1248.
- 39.Jappelli, T., and M. Pagano. 1994. "Saving, Growth, and Liquidity Constraints." *The Quarterly Journal of Economics* 109(1) : 83-109.
- 40.Leland, H.E.1968. "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving." *Uncertainty in Economics* 82(3) : 465-473.
- 41.Modigliani, F., and R. Brumberg. 1954. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data." *Franco Modigliani* 1(1) : 388-436.
- 42.Stiglitz, J.E., and A. Weiss. 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *The American Economic Review* 71(3) : 393-410.
- 43.Yaari, M.E.1965. "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer." *Review of Economic Studies* 32(2) : 137-150.

The Micro Effect of Digital Economy on Household Consumption Upgrade: Empirical Evidence from CHFS

Yang Biyun¹, Guo Zhuangzhe¹, Yi Xingjian^{1,2} and Zhang Lingshuang³

(1; School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies; 2; School of Finance & Investment, Guangdong University of Finance; 3; School of Insurance, Guangdong University of Finance)

Abstract: Based on the China Household Finance Survey (CHFS), we construct balanced panel data to systematically study the micro-effects of digital economy development on household consumption upgrade. Firstly, we use factor analysis to construct a household-level digital economy index. We find that the development of the digital economy can significantly optimize household consumption structure and promote consumption upgrading. Secondly, the mechanism analysis shows that the digital economy promotes consumption upgrading by raising various household income levels, reducing uncertainty in income and consumption, easing liquidity constraints, and expanding social network. Finally, heterogeneity analysis shows that the digital economy plays an important role in promoting household consumption upgrading in areas with higher levels of digital innovation elements, higher digital infrastructure, and higher financial accessibility. This paper provides micro-evidence for the digital economy to promote household consumption upgrading. According to our conclusions, continuing to promote the popularization and application of the digital economy is a significant way to achieve consumption upgrade and meet people's growing needs for a better life.

Keywords: Digital Economy, Consumption Upgrade, Consumption Structure, Income Uncertainty, Liquidity Constraint

JEL Classification: A10, E21, G51

(责任编辑:惠利、陈永清)