

数字经济背景下人口老龄化 对居民消费水平的影响分析

肖 瑶

武汉科技大学法学与经济学院, 湖北 武汉

收稿日期: 2025年3月9日; 录用日期: 2025年3月24日; 发布日期: 2025年4月17日

摘 要

为了探究数字经济背景下人口老龄化与居民消费的相互关系以及作用机制, 以2011年至2022年我国31个省/直辖市/自治区的面板数据为基础, 运用双向固定模型针对人口老龄化给居民消费水平带来的影响展开实证分析, 采用熵权法测度各地区的数字经济发展水平, 以进一步分析数字经济的调节作用。经过分析得出以下结论: 首先, 人口老龄化显著降低了居民的消费水平; 其次, 数字经济在一定程度上可以对此起到缓解作用; 最后, 人口老龄化对居民消费所产生的影响在不同的数字经济发展梯队呈现显著的地区异质性特征, 数字经济发展水平越低, 抑制作用越强。针对以上分析结果, 提出促进数字经济与居民消费协同发展的对策建议, 为应对人口老龄化挑战提供新的思路, 以促进我国经济高质量发展。

关键词

人口老龄化, 居民消费水平, 数字经济, 调节效应

Analysis of the Impact of Population Aging on Residents' Consumption Level in the Context of the Digital Economy

Yao Xiao

School of Law and Economics, Wuhan University of Science and Technology, Wuhan Hubei

Received: Mar. 9th, 2025; accepted: Mar. 24th, 2025; published: Apr. 17th, 2025

Abstract

In order to explore the interrelationship and mechanism between population aging and residents'

文章引用: 肖瑶. 数字经济背景下人口老龄化对居民消费水平的影响分析[J]. 电子商务评论, 2025, 14(4): 1051-1063.
DOI: 10.12677/ec.2025.144984

consumption in the context of the digital economy, data from 31 regions in China from the year of 2011 to 2022 and a two-way fixed model are used to empirically analyze the impact of population aging on residents' consumption levels. At the same time, the entropy weight method is adopted to estimate each region's digital economy level to further analyze the regulatory role of the digital economy on the impact of population aging on residents' consumption. Conclusions are as follows: firstly, population aging trend distinctly inhibits Chinese consumption levels; secondly, the digital economy can alleviate the inhibitory effect of population aging on residents' consumption to a certain extent; finally, the impact of population aging on residents' consumption has regional heterogeneity in the development level of the digital economy. The lower the development level of the digital economy, the stronger the inhibitory effect. In response to the above analysis results, this paper puts forward countermeasures and suggestions for promoting the coordinated development of the digital economy and residents' consumption, providing new ideas for dealing with the challenge of population aging and promoting the high-quality development of China's economy.

Keywords

Population Aging, Residents' Consumption level, Digital Economy, Moderating Effect

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2024 年 12 月召开的中央工作经济会议强调,内需不足已经成为我国经济运行面临的主要挑战之一,并提出将扩大国内需求作为明年经济工作之首。在拉动经济增长的三驾马车中,消费起着基础性作用,尤其是居民消费是经济增长的关键引擎。但随着我国经济进入高质量发展转型的关键时期,消费不足的挑战日益突出,尤其是疫情冲击后居民消费收缩的压力尤为严重。比较疫情前后,2010~2019 年,我国居民消费率从 34.6%上升至 39.1%¹,而疫情三年后,2022 年居民消费率下降至 37.2%²,远低于世界平均水平(55.3%)。因此,夯实内需动力、畅通国内大循环仍是我国经济发展的重大课题。

在众多影响居民消费的因素中,人口结构与居民消费水平密切相关,在扩大内需的过程中应从长远角度考虑我国人口结构的变化。近几年,我国人口结构变化最突出的就是人口老龄化的问题。首先,老年人口占比不断上升:参照联合国的标准³,我国 2000 年就开始进入老龄化社会⁴,随着时间的推移,这一问题愈发严重,2023 年底,65 岁及以上人口占比突破 15%⁵,这一比例已经达到深度老龄化标准。其次,老龄化呈现出加速态势:1982 年到 2000 年,65 岁及以上人口占比从 4.9%上升到 7.0%,用时 18 年;而 2000 年到 2014 年,仅用 14 年该占比就超过 10%;2014 年到 2023 年,9 年时间占比突破 15%。此外,“未富先老”特征日趋明显,对我国居民消费水平和消费结构产生影响。深刻洞察人口老龄化催生出的居民消费变动趋势,于我国现阶段经济运行而言,既是关乎发展动力接续的核心要点,又是政府制定宏观政策、企业规划发展战略无法绕开的现实挑战。在这一背景下研究人口老龄化对居民消费的影响、找到充分释放老年人消费潜力的路径尤为必要。

¹ 《中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1900640.html。

² 《中华人民共和国 2022 年国民经济和社会发展统计公报》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230228_1919011.html。

³ 根据联合国《人口老龄化及其社会经济后果》中的划分标准:当一个国家或地区 60 岁及以上的人口占总人口的 10%,或 65 岁及以上人口占总人口的 7%时,就被视为进入老龄化社会。

⁴ 2020 年,我国 60 岁及以上人口占总人口的比例为 10.46%。

⁵ 数据来源:国家统计局, <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2024/indexch.htm>。

近年来,我国数字经济这一新质生产力为释放老年人消费潜力提供了新的机遇,数字经济在服务养老社区升级、优化养老机构选择、改进老年商业模式、拓展智慧医疗服务等方面取得巨大成就。据统计,2022年老年群体网购成新趋势,线上消费增速超20%。中商产业研究院发布的《2024年中国智慧养老行业市场前景预测研究报告》显示,2019年中国智慧养老市场规模约为3.50万亿元[1]。因此,结合数字经济这一新兴发展动力,有助于将人口老龄化和居民消费问题与中国实际经济背景和行业最新发展趋势相结合,增强了研究的现实意义。

2. 文献综述

对于人口老龄化对居民消费水平的影响这一问题的研究,国内外学者根据不同的数据来源和构建不同的模型得出的结论也不一致。最早美国经济学家 Modigliani, Brumberg 等[2]研究了人在生命周期各阶段的消费倾向,认为老年人处于“负储蓄”阶段,在这个阶段,理性的消费者会大量动用之前积累的财富进行消费,所以社会中老年人口占比越高,社会整体消费倾向也就越高。许多国内学者得出了与生命周期理论不一致的结论。比如潘红虹(2020) [3]从宏观数据角度,基于中国2000~2017年省级面板数据回归模型,发现人口老龄化与家庭消费率负相关;也有很多研究者从微观层面,通过分析中国家庭追踪调查(CFPS)等数据得出家庭老年人口占比与家庭消费支出呈反向变动关系的结论[4] [5];李静萍,陈南(2022) [6]在世代交叠模型理论上,将人口年龄结构引入居民消费函数,建立具有微观基础的宏观经济模型,通过实证研究发现老龄化通过降低居民边际消费倾向抑制居民消费。

关于数字经济对老年人消费的影响,大部分研究认为数字经济背景下,互联网的使用[7]、电商的发展[8]、产业结构的升级[9]、数字普惠金融[10]等要素有利于优化老年人消费结构、提升老年人的消费水平,也有研究指出,数字经济加剧了数字鸿沟[11],相较于年轻人,老年人信息接纳能力较弱、政策接受反应慢、数字适应能力弱,若技术变革太快导致老年人“掉队”,反而会阻碍社会消费的增长。

现有文献在人口老龄化和居民消费之间的关系上已经进行了深入的研究,但大部分学者在人口老龄化会抑制居民消费这一观点上达成共识。而将数字经济纳入人口老龄化和居民消费的分析框架中的文献相对较少。尽管已有部分文献结合数字经济的背景讨论人口老龄化和居民消费的关系,然而大部分都是从互联网的使用、电商平台的发展、数字普惠金融等单一因素的角度来分析,但这些只是数字经济的一个或几个方面,数字经济是一项包含多种要素的综合指标,因此构建数字经济综合指标体系作为变量来分析会更具说服力。将数字经济纳入研究框架,探讨我国人口老龄化对居民消费的影响以及数字经济在其中的调节效应,并提出促进数字经济与居民消费协同发展的对策建议,试图为应对人口老龄化挑战提供理论和实证支持。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 人口老龄化与居民消费水平

3.1.1. 储蓄效应

Modigliani (1954)生命周期假说[2]指出,个体在生命周期中平滑消费,老年阶段收入下降但储蓄释放。然而,现代社会老龄化呈现储蓄刚性特征:一方面,预防性储蓄动机强化。根据国家卫生健康委公布的数据,2023年我国人均预期寿命达到78.6岁⁶,预期寿命延长增加医疗支出不确定性,由此带来的“未雨绸缪”储蓄行为加强,年轻人考虑到需要为更长久的退休生活积累足够的资金,可能会在年轻时就开始增加储蓄以应对未来可能出现的高额医疗费用[12]。另一方面,遗产赠与动机增强。在代际关系紧密和家庭“遗赠动机”强烈的中国,老年人往往倾向将财产性收入和非生产性收入转化为储蓄留给子孙

⁶数据来源:《2023年我国卫生健康事业发展统计公报》, https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202408/content_6971241.htm。

(Collins, 1991) [13], 这样的行为模式不仅有助于个人资产的累积与增长, 同时也为下一代提供了更好的保障。杨晓军和冉旭兰(2023)基于 CFPS 数据库的家庭微观数据, 实证研究发现, 遗赠动机的存在会影响家庭的消费-储蓄决策[14], 具体表现为, 老年人口越多, 拥有遗赠意愿的群体也就越多, 相应的遗赠储蓄也就越高, 从而挤占了消费支出。

此外, 老龄化和少子化是一体两面的, 因此不能单独从老年人角度看待老龄化对居民消费的影响, 还应考虑到少儿抚养的情况。根据第七次人口普查数据⁷, 我国居民总和生育率为 1.30, 60 岁及以上人口占比为 18.73%, 这意味着中国目前开始进入严重少子化和深度老龄化并存的阶段。少子化使家庭储蓄目标从“育儿基金”转向“养老储备”, 因为当家庭子女数量下降时, 人们预期未来来自子女的养老资源减少, 会主动为养老而增加储蓄。因此, 当前老龄化和少子化相互交织的现状加剧了居民消费不足的问题。

3.1.2. 收入分配效应

在老龄化社会中, 劳动力供给规模减少, 而储蓄率的提高却导致资本存量增加。因此, 随着老年人口比重上升, 社会中的资本集约度也随之提高, 降低了劳动收入在社会总产出中的份额。此外, 现阶段我国的技术进步整体偏向资本要素, 这意味着, 随着人口老龄化和资本存量的增加, 技术革新更多地体现在提升资本利用效率上, 而不是直接提升劳动力的技能和生产率, 这种技术进步偏向会进一步降低劳动收入份额[15]。在我国, 居民可支配收入大部分来源于劳动收入, 劳动收入份额的减少使得居民对未来收入预期下降, 消费倾向也随之下降。另一方面, 在人口老龄化背景下, 社会对养老保障等支出的需求增加, 这会导致政府和企业将更多的资金投入到了养老等福利保障领域, 却对私人消费产生一定的挤出效应。比如, 为了维持养老金体系的运转, 政府可能会提高社会保险缴费率和上调社保缴费基数, 这意味着企业和个人都将承担更多的社保缴纳费用, 在此情形下, 企业营业利润与个人实际收入直接下滑, 根据凯恩斯的绝对收入理论, 企业和个人的消费会随着收入的减少而减少, 因此政府当初想通过增加社会保障支出提高消费水平反而挤出了私人消费[16]。

基于以上分析, 本文提出:

假设 1: 人口老龄化趋势会抑制居民消费水平。

3.2. 数字经济的调节作用

数字经济的发展为居民消费提供了新的方向和动力, 随着老年人口不断增加, 行业动向迅速向养老相关产业转移。首先, 数字经济催生的电商生态打破了传统消费的地理约束。老年群体通过各大电商平台可便捷获取全国乃至全球商品, 解决了因行动不便导致的消费可达性问题。其次, 移动支付工具作为数字经济的关键要素, 通过降低交易成本和增强消费即时性, 改变老年群体的支付习惯, 增强了其消费意愿。另外, 在线医疗也是数字经济作用于人口老龄化与居民消费关系的重要方面。人口老龄化使得医疗保健需求大增, 传统医疗模式下挂号难、看病等待时间长, 增加了老年人就医成本和负担, 抑制了居民在医疗保健之外的消费支出。在线医疗平台提供远程问诊、预约挂号、电子病历共享等服务, 老年人能更高效地获取医疗资源, 减少不必要的时间和精力消耗, 降低医疗成本预期。这使居民有更多资金和意愿投入到其他消费领域, 进而弱化人口老龄化对居民消费的抑制作用。近年来, 智能养老设备的应运而生也有效激活银发消费市场, 如智能家居、健康监测设备等数字产品为老年人创造了新的消费场景, 不仅满足了老年人的健康需求, 同时也丰富了老年人的精神生活, 促使其消费结构多元化。总的来说, 数字经济通过技术赋能重构消费场景, 从需求端激活老年消费潜力, 从供给端优化资源配置, 形成对老龄化抑制效应的系统性调节。

⁷<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/7rp/indexch.htm>

基于以上分析，本文提出：

假设 2：数字经济的发展有助于缓解人口老龄化对消费的抑制作用。

人口老龄化、数字经济以及居民消费水平之间的作用机制如图 1 所示：

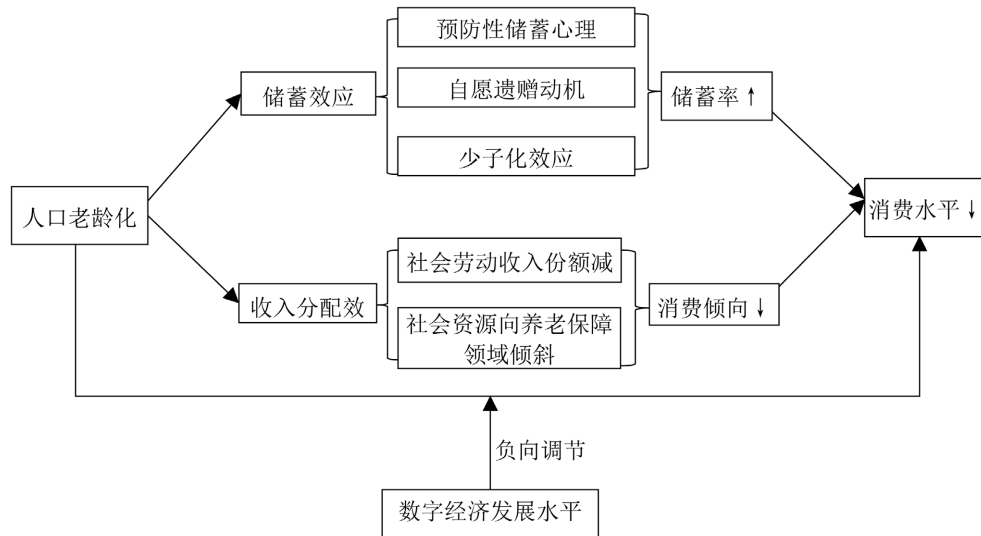


Figure 1. Diagram of mechanism pathways
图 1. 作用机制路径图

4. 研究设计

4.1. 变量选取与数据来源

(1) 被解释变量：居民消费水平。具体以居民人均消费支出作为衡量指标，该指标能够直观呈现某一地区特定年份内居民的实际消费规模，反映居民的消费水平状况。为了减弱数据异方差性，将居民人均消费支出取对数作为衡量指标，同时可以使这一变量更接近正态分布。

(2) 核心解释变量：老年人口占比。将 65 岁以上老年人口占人口总数的比重作为人口老龄化的衡量指标。

(3) 控制变量：

人均可支配收入增长率。收入是影响消费的关键因素，相较于单纯考量人均可支配收入的绝对数额，收入的增长速率更能反映居民收入的动态变化，对消费的影响研究更具指向性，故而将其设为控制变量。

居民消费价格指数(CPI)。居民消费价格指数是反映物价变动和通货膨胀水平的重要指标，CPI 上升意味着物价上涨，从而对居民的消费行为和消费支出产生影响。因此，本文将居民消费价格指数纳入模型中。

人口自然增长率。人口增长不仅意味着消费群体规模的扩大，年轻人口的增长还能为消费市场带来新的需求和活力，从而刺激产业发展和消费升级，提升居民整体的消费水平。

城镇化率。用城镇人口占总人口的比重来衡量各地区的城镇化率。在我国，城镇居民相较于农村居民在消费规模、消费结构和消费方式等方面都有差异，所以认为城镇人口比重也会对居民消费水平产生影响。

(4) 调节变量：数字经济发展水平。目前国内关于数字经济发展水平的测度方法尚未统一，许多学者从不同的维度构建了不同的数字经济指标体系。本文借鉴赵涛等(2020) [17]、田泽等(2024) [18]的研究，

从数字基础设施、数字技术应用、数字创新要素三个维度出发，选取了 11 个三级指标进行测算构建数字经济发展水平评价指标体系，采用熵权法计算数字经济发展水平综合得分，具体指标如表 1 所示。

Table 1. Index system for digital economy development

表 1. 数字经济发展指数体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济	数字基础设施	每万人互联网宽带接入端口数
		人均移动电话交换机容量
		每平方公里长途光缆线长度
		每平方公里移动电话基站数量
	数字技术应用	移动电话普及率
		信息传输、软件和信息技术服务业从业人员占从业人员比例
		软件产业企业数占比
		平均每家软件产业企业业务收入
	数字创新要素	研发经费投入强度
		每万人专利申请数量
		每万人研发人员全时当量

为了提高模型的准确性和可靠性，本文选用 2011~2022 共 12 年的省级面板数据，数据样本涵盖了除中国香港、澳门和台湾地区的 31 个省/直辖市/自治区，共计 372 个样本，西藏自治区部分数据缺失采用线性插值的方法填充。老年人口占比、人均可支配收入增长率和城镇人口占比等变量指标根据中国统计年鉴公布的数据计算得出。数字经济测算原始数据主要来源于相关年份《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》、国家统计局网站及各省份统计年鉴。各变量的描述性统计见表 2：

Table 2. Descriptive statistics of main variables

表 2. 主要变量的变量描述性统计

	变量名称	符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	居民人均消费水平	lnCons	372	9.700	0.406	8.531	10.801
核心解释变量	老年人口占比	old	372	11.001	2.977	4.824	20.016
控制变量	人均收入增速	income	372	0.096	0.034	-0.023	0.203
	居民消费价格指数	CPI	372	102.812	1.954	97.704	110.101
	人口自然增长	pop	372	0.041	0.035	-0.066	0.117
	城镇人口比	urb	372	0.592	0.130	0.234	0.903
调节变量	数字经济发展水平	dig	372	0.285	0.163	0.047	0.717

4.2. 模型构建与说明

经过豪斯曼检验，本文构建时间和地区的双向固定模型，基准模型如下：

$$lnCons_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * old_{it} + \alpha_2 * income_{it} + \alpha_3 * CPI_{it} + \alpha_4 * pop_{it} + \alpha_5 * urb_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

为了验证数字经济发展水平的调节效应，加入数字经济发展水平与老年人口占比的交互项，模型

如下：

$$\ln Cons_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * old_{it} + \alpha_2 * income_{it} + \alpha_3 * CPI_{it} + \alpha_4 * pop_{it} + \alpha_5 * urb_{it} + \alpha_6 * dig_{it} + \alpha_7 * old_{it} * dig_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

(2)

其中，下标 i 和 t 分别代表省份和年份。 $\ln Cons_{it}$ 表示省份 i 在 t 年的居民消费水平； old_{it} 代表省份 i 在 t 年人口老龄化的水平； $income_{it}$ 表示省份 i 在 t 年的居民消费水平增长率； CPI_{it} 表示居民消费物价指数； pop_{it} 表示人口自然增长率； urb_{it} 表示城镇人口比重； dig_{it} 表示数字经济发展水平； u_i 和 γ_t 分别表示不可观察的地区效应和时间效应； ε_{it} 为随机扰动项。

5. 实证分析

5.1. 基准回归结果

本研究采用地区和时间的双向固定模型，回归结果如表 3 所示，为了将不同回归方式的结果进行参照对比，表 3 展示了三种回归模型的结果：模型(1)只有老年人口占比这一核心变量，未控制其他变量；模型(2)控制了其他变量，在回归时采用普通标准误；模型(3)控制了其他变量，同时考虑组内相关性，采用聚类稳健的标准误。根据回归结果来看，三个模型中核心变量的系数都是在 1%的水平上显著为负，说明老年人口占比增加会对居民消费率产生负向影响。分别看三个模型，模型(1)未控制变量时老年人口占比的系数为-0.025，模型(2)和模型(3)控制变量后这种负向影响有所减弱，系数为-0.015，意味着社会中

Table 3. Benchmark regression results
表 3. 基准回归结果

VARIABLES	(1) lnCons	(2) lnCons	(3) lnCons
old	-0.025*** (-8.59)	-0.015*** (-5.98)	-0.015*** (-2.79)
income		1.228*** (5.97)	1.228*** (3.26)
CPI		0.002 (0.54)	0.002 (0.51)
pop		0.041 (0.18)	0.041 (0.07)
urb		1.600*** (10.85)	1.600*** (6.86)
Constant	10.325*** (295.73)	8.518*** (24.19)	8.518*** (21.10)
固定省份	YES	YES	YES
固定时间	YES	YES	YES
标准误	未聚类	未聚类	聚类
Observations	372	372	372
R-squared	0.687	0.692	0.692

注：括号内为 t 值，***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ，下表同。

老年人口占比每上升 1%，居民消费水平将下降 0.015 个百分点。为了使统计结果更可靠，模型(3)考虑了同一地区内可能存在的组内相关性，采用聚类稳健的标准误使估计结果更加可靠，核心解释变量 `old` 的系数仍在 1%的水平上显著为负，进一步验证了假设 1 的成立。

5.2. 稳健性检验

分别选取以下方法展开稳健性检验：

1. 更换被解释变量的衡量方式。相较于居民消费支出的绝对值，居民消费率更能反映居民平均消费倾向。参照已有文献的研究，用居民消费率(居民人均消费支出占居民可支配收入的比重)来衡量居民消费水平[19]。记为 `Cons_rate`，得到的回归结果列入表 4 中的模型(1)。

2. 增加控制变量。人口结构对居民消费的影响不仅体现为老龄化影响消费水平，少儿抚养比也会影响家庭和社会的而消费行为，所以在模型中引入少儿抚养比这一控制变量，记为 `children_rare`。得到的回归结果列入表 4 中的模型(2)。

3. 缩短样本周期。为了减少时间趋势对研究结果的影响，将较远年份的样本剔除，仅保留近 10 年即 2013~2022 年的数据再次回归。得到的结果列入表 4 中的模型(3)。

4. 将核心解释变量滞后一期。人口老龄化对居民消费的影响可能存在时间滞后性，老年人口比重的增加可能并不会在当年立即改变居民消费水平，为了更好捕捉地这种潜在的时间滞后性，使用老年人口比重的滞后一期代替原值再次回归。得到的回归结果列入表 4 中的模型(4)。从表 4 的结果可以看到，四种模型中核心变量的系数仍然都是在 1%的水平上显著为负，并且核心解释变量的系数值与基准回归的系数相较只发生了微小变动。模型(1)由于被解释变量的量纲发生了变化，所以系数值差别较大，但其解释意义仍然与本文的假设 1 相一致。因此认为基准回归的结果是相当稳健的。

Table 4. Results of robustness tests
表 4. 稳健性检验结果

VARIABLES	(1)替换被解释变量 Cons_rate	(2)更改时间周期 lnCons	(3)增加控制变量 lnCons	(4)滞后一期 lnCons
L.old				-0.015*** (-2.43)
old	-0.599*** (-4.68)	-0.016*** (-2.77)	-0.014*** (-2.75)	
income	46.343*** (6.50)	1.534*** (3.79)	1.177*** (3.08)	1.652*** (3.97)
CPI	0.064 (0.83)	0.006* (1.75)	0.002 (0.59)	0.003 (0.91)
pop	27.491*** (2.92)	-0.093 (-0.17)	0.068 (0.12)	-0.037 (-0.07)
urb	8.911 (1.58)	1.452*** (5.43)	1.596*** (6.60)	1.554*** (5.80)
Children_rate			0.005** (2.05)	

续表

Constant	55.864*** (6.17)	8.445*** (22.49)	8.429*** (21.36)	8.501*** (23.51)
固定省份	YES	YES	YES	YES
固定时间	YES	YES	YES	YES
Observations	372	310	372	341
R-squared	0.801	0.790	0.692	0.791

5.3. 内生性检验

由于人口老龄化和居民消费水平之间可能存在双向因果关系，比如较高的消费水平可能通过改善医疗条件，延长人口寿命，进而反作用于老年人口比重，因此，采用工具变量法对模型进行内生性处理。参考前人研究，本文选取历史出生率这一指标作为老年人口比重的工具变量[20][21]。结合我国人口政策的实际，1980年计划生育政策推行后，从1990年开始人口出生率明显下降，这在一定程度上导致了如今的老年人口比重过大，因此，本文选用1990~2021年的人口出生率作为老年人口比重的工具变量，用两阶段最小二乘法进行内生性检验。回归结果如表5所示。根据回归结果，首先Kleibergen-Paap rk的LM统计量和Kleibergen-Paap rk的F统计量表明通过了识别不足检验，说明面板工具变量的估计结果是有效的。从回归系数来看，第二阶段回归中主变量的系数在5%的统计意义上显著为负，再次验证人口老龄化抑制居民消费水平的结论具有可靠性。

Table 5. Results of endogeneity tests

表 5. 内生性检验结果

VARIABLES	(1)第一阶段 old	(2)第二阶段 lnCons
his_birthrate	0.088*** (3.32)	
old		-0.032** (-2.14)
income	-8.913* (-1.71)	1.103*** (4.06)
CPI	0.204*** (2.72)	0.006 (0.93)
pop	-2.291 (-0.50)	-0.003 (-0.01)
urb	-18.301*** (-5.21)	1.260*** (3.76)
Constant	5.618 (0.76)	8.639*** (18.20)
固定省份	YES	YES
固定时间	YES	YES

续表

Observations	372	372
R-squared	0.626	0.790
Kleibergen-Paap rk LM statistic (识别不足检验)	10.167 [0.0014]	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic (弱工具变量检验)	10.999 [8.96]	

5.4. 调节效应检验

为了检验数字经济发展在人口老龄化对居民消费影响中的调节效应，在模型中加入数字经济发展水平(dig)这一变量及其与老年人口比重的交互项(old * dig)，结果如表 6 所示。模型(1)仅加入数字经济发展水平这一变量，数字经济发展水平的回归系数为 0.432，且在 5%的统计意义上显著，表明数字经济发展水平对居民消费有显著的促进作用。模型(2)在模型(1)的基础上又加入了数字经济发展水平与老年人口比重的交互项，交互项(old * dig)的系数为 0.013，在 5%的统计意义上显著为正，即在老年人口比重上升抑制居民消费的前提下，数字经济的发展在一定程度上能够弱化人口老龄化对居民消费的抑制作用，验证了本文假设 2 的成立。

Table 6. Results of moderating effect tests
表 6. 调节效应检验结果

VARIABLES	(1) lnCons	(2) lnCons
old	-0.016*** (-3.54)	-0.012*** (-3.76)
income	0.915*** (2.37)	1.567*** (4.71)
CPI	0.006 (0.76)	0.013 (1.47)
pop	0.235* (1.74)	0.251 (0.76)
urb	1.732*** (10.48)	1.876*** (8.56)
dig	0.432** (2.05)	0.766* (1.76)
Old*dig		0.013** (2.13)
Constant	8.141*** (14.15)	8.163*** (15.64)
固定省份	YES	YES
固定时间	YES	YES
R-squared	0.645	0.713
Observations	372	372

5.5. 异质性分析

为了进一步分析人口老龄化对居民消费的影响在数字经济发展水平不同的地区的异质性，本文根据工业和信息化部电子第五研究最新所发布的《中国数字经济发展指数报告(2024)》[22]，将我国 31 个省(直辖市、自治区)据其数字经济发展水平由高到低划分为三个梯队⁸，以梯队为界限对样本进行分组回归，回归结果如表 7 所示。结果显示，三个模型中老年人口占比的系数均显著为负，但影响程度不同。其中，第一梯队地区人口老龄化抑制居民消费程度最弱，第二梯队其次，第三梯队人口老龄化对居民消费的抑制作用最强，即数字经济发展水平越高，人口老龄化对居民消费的负向影响越弱。原因可能是在数字经济发展水平较高的地区，相对完善的基础设施、高质的网络通讯、发达的物流系统更加方便了老年人购物，其次，数字经济发展水平较高的地区商业创新程度通常也更高，能更加精准地定位到老年消费群体的个性化需求，推出适配老年消费群体的产品和服务，从而缓解了人口老龄化对居民消费的抑制作用。而在数字经济发展水平欠发达的地区，数字经济的调节作用相对受限，所以老龄化对居民消费的抑制作用更为明显。

Table 7. Analysis of regional heterogeneity in the development level of digital economy
表 7. 数字经济发展水平的地区异质性分析

VARIABLES	(1)第一梯队 lnCons	(2)第二梯队 lnCons	(3)第三梯队 lnCons
old	-0.010*** (-2.99)	-0.019*** (-3.32)	-0.027*** (-3.75)
income	0.669** (2.10)	1.175*** (3.14)	0.999** (2.13)
CPI	0.016** (2.42)	-0.007 (-1.22)	0.003 (0.38)
pop	-0.826** (-2.33)	0.002 (0.01)	2.355*** (3.17)
urb	1.709*** (9.63)	1.684*** (4.80)	0.297 (0.43)
Constant	7.331*** (11.90)	9.488*** (14.89)	9.091*** (11.29)
固定省份	YES	YES	YES
固定时间	YES	YES	YES
Observations	120	144	108
R-squared	0.795	0.762	0.679

6. 结论与对策

通过以上分析，本文可得出以下结论：首先，基准回归的结果显示人口老龄化对居民消费水平产生

⁸报告显示，2024 年我国地区数字经济发展梯队：
第一梯队包括北京、广东、上海、浙江、江苏、山东、天津、福建、湖北和四川。
第二梯队包括重庆、河南、河北、安徽、山西、江西、湖南、辽宁、陕西、贵州、吉林和黑龙江。
第三梯队包括内蒙古、广西、宁夏、海南、甘肃、青海、新疆、云南和西藏。

显著的负向影响,并且这一结果随着被解释变量衡量方式的更换、控制变量的加入、将核心解释变量滞后一期、缩短时间跨度的处理后仍然稳健。究其原因,随着老年人口比重增加,老年人的预防性储蓄心理、年轻人的赡养老人压力以及平均预期寿命的延长等因素会增强居民的储蓄动机,从而抑制消费。其次,数字经济发展能够部分抵消人口老龄化对居民消费的抑制作用。数字经济带动的养老产业的转型升级不仅有效地刺激了老年人的消费需求,同时由此带来的就业岗位的增加也为年轻人的消费提供保障。最后,人口老龄化对居民消费所产生的影响在不同的数字经济发展梯队呈现地区异质性特征,人口老龄化对居民消费的负向冲击在数字经济发展相对落后的地区更为明显。

基于上述分析,本文提出以下对策建议:

第一,鼓励老年人参与劳动力市场,创造就业与消费的连锁反应:为了应对老龄化带来的劳动供给不足的问题,可以借助数字经济对低龄老年人进行合理的人力资源开发利用。比如,构建数字就业平台与信息匹配系统,利用大数据和人工智能技术,根据老年人的技能、经验、兴趣和身体状况等因素,为其精准匹配就业岗位。政府可以出台政策鼓励企业吸纳老年劳动力,如给予老年就业补贴或税收优惠等。随着老年产业以及相关配套产业的发展,不仅为老年人自身提供了更多就业选择,也为其他年龄段人群创造了就业机会,进一步带动消费市场的繁荣,形成连锁消费反应,促进整个社会经济的发展和居民消费的增长。

第二,优化数字养老产业,充分激活银发市场:鼓励数字技术在养老服务中的应用,推动养老产业的转型升级。需要强调的是,在鼓励数字经济发展时,应加强优化数字产品和服务的适老化设计,推出的产品和服务要充分考虑到不同背景的老年人的使用习惯和差异化需求,确保老年人能够真正参与到数字化生活。社区也可以开展数字技能培训和教育,提高老年人的信息接受能力和数字适应能力。针对数字经济在不同地区的发展差异,政府应根据各地的要素禀赋制定差异化的政策,促进数字经济在全国范围内的均衡发展,使得数字经济的发展成果能够真正惠及到全国各地的老年群体。

第三,促进老年资产数字化增值,有效盘活老年资产:探索老年资产数字化增值的途径,如发展住房反向抵押养老保险(以房养老)的数字化模式,通过数字化平台优化评估、交易和管理流程,提高老年人资产的流动性和收益性,让老年人将闲置资产转化为稳定的现金流。同时,鼓励老年人参与数字金融投资,如购买适合老年人风险承受能力的数字理财产品、参与数字众筹等项目。在试点成功的基础上,逐步完善相关政策和监管措施,推广适合不同老年群体的资产盘活方式,提高其消费能力。

参考文献

- [1] 中商产业研究院. 2024 年中国智慧养老行业市场前景预测研究报告[EB/OL]. 2024-10-21.
<https://m.askci.com/news/chanye/20241021/094537272947513311586808.shtml>, 2024-12-26.
- [2] Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954) Utility Analysis and The Consumption Function: An Interpretation of the Cross-Section Data. *Post Keynesian Economics*, 388-436.
- [3] 潘红虹. 人口老龄化影响居民消费变动研究[D]: [博士学位论文]. 上海: 上海社会科学院, 2020.
- [4] 徐贵雄, 赵昕东. 家庭老龄人口结构对居民消费的差异性影响研究[J]. *西北人口*, 2021(2): 106-116.
- [5] 古丽拜合热木·麦麦提. 人口老龄化对居民消费结构升级的影响研究[J]. *实事求是*, 2024(2): 90-104.
- [6] 李静萍, 陈南. 老龄化对居民消费的影响效应及其路径研究[J]. *统计与信息论坛*, 2022(11): 26-37.
- [7] 唐乐, 强微, 孙世玉. 数字经济时代我国人口老龄化影响居民消费水平的再分析[J]. *人口与经济*, 2024(4): 59-69.
- [8] 邵妮婕. 信息偶遇视域下老年人在线消费行为的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 保定: 河北大学, 2024.
- [9] 周明生, 谢金雨. 人口老龄化、数字化水平与制造业结构升级[J]. *人口与经济*, 2024(6): 95-109.
- [10] 阙开创. 数字普惠金融对老年人消费升级的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 兰州: 西北民族大学, 2024.
- [11] 鄢彩妮. 基于数字经济背景下老龄化社会发展路径研究[J]. *老龄化研究*, 2024(4): 1525-1531.

-
- [12] 许朝阳, 张欢, 姜涓涓. 中国老龄化、少子化与居民储蓄率[J]. 甘肃金融, 2024(7): 61-71.
- [13] Collins, S. (1991) Saving Behaviour in Ten Developing Countries. In: Bernheim, B.D. and Shoven, J.B., Eds., *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press.
- [14] 杨晓军, 冉旭兰. 中国老年人口比重对家庭储蓄率的影响——兼论储蓄动机的调节效应[J]. 人口与经济, 2023(6): 87-104.
- [15] 汤颖, 蓝管秀锋. 人口老龄化与技术进步偏向对劳动收入份额的影响研究[J]. 电子科技大学学报(社科版), 2022(5): 1008-8105.
- [16] 曹丙林. 人口老龄化影响农村居民消费的路径探析[J]. 广西质量监督导报, 2019(9): 222-223.
- [17] 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.
- [18] 田泽, 徐兴武, 刘欣雨. 数字经济、资源配置效率与制造业韧性[J]. 经济纵横, 2024(11): 104-116.
- [19] 牟娟. 人口老龄化对中国城乡居民消费影响研究[D]: [博士学位论文]. 沈阳: 辽宁大学, 2023.
- [20] Lee, R. and Zhou, Y. (2017) Does Fertility or Mortality Drive Contemporary Population Aging? The Revisionist View Revisited. *Population and Development Review*, 43, 285-301. <https://doi.org/10.1111/padr.12062>
- [21] 柳江, 张颖. 人口老龄化、移动互联网与居民消费水平[J]. 西北人口, 2024(9): 1-10.
- [22] 李晓红. 数字经济高质量发展稳步推进[N]. 中国经济时报, 2024-12-10(3).