中国人口老龄化、收入分配与居民消费

陈卫民，任雨晴
（南开大学 经济学院，天津 300071）

【摘　要】消费不足是中国经济发展面临的突出问题之一，促进居民消费是扩大内需战略的重要内容。人口老龄化对居民消费水平和结构有着深刻的影响，准确识别老龄化对居民消费影响的方向与强度有重要的理论和现实意义。人口老龄化影响居民消费的路径很多，本文聚焦收入分配路径，从理论上探讨人口老龄化如何改变要素收入分配和居民收入分配来影响居民消费，并利用《中国城市统计年鉴》和全国人口普查与人口抽样调查资料构建282个地级及以上城市的非平衡面板数据，采用双向固定效应模型进行实证检验。实证结果显示人口老龄化对居民消费水平有显著的抑制作用，65岁及以上老年人口占总人口比重每提高1个百分点，城市人均居民消费水平下降2.9%。通过改变核心解释变量和被解释变量测量指标、剔除部分样本、安慰剂检验等多种方法检验，结果具有稳健性。内生性处理采用控制更严格的固定效应、滞后一期回归分析和使用工具变量等方法，有效缓解基准回归模型中可能存在的遗漏变量和测量误差问题后，该结论依然成立。机制检验分析发现老龄化通过收入分配路径对居民消费的影响存在两种不同类型的作用：一是老龄化降低了国民收入分配中劳动收入份额，这可能改变居民收入结构，抑制居民消费能力，对居民消费水平产生负向影响，可称为“要素收入分配效应”；二是老龄化扩大了居民收入差距，降低居民平均的边际消费倾向，同样对消费产生负向影响，可称为“居民收入分配效应”。但人口老龄化对居民消费水平的影响在不同城市存在差异，在那些经济增长速度较慢、第三产业占比较低、政府财政支出占GDP比重较高的城市中，老龄化对居民消费水平的抑制作用更显著；分区域看，东中部地区的城市人口老龄化的负向影响更大。基于研究结论，提出政策建议：我国已进入人口老龄化加速发展阶段，需要高度重视老龄化对收入分配和居民消费的影响，一方面应完善收入分配机制，健全社会保障制度，通过包容性增长促进共同富裕；另一方面要大力发展银发经济，增加产品和服务供给，更好地满足老年人对美好生活的需求，深入开发老年人消费特别是服务消费潜力，为老龄社会经济可持续发展提供内需支撑。

【关键词】人口老龄化；居民消费；要素收入分配；居民收入分配；劳动供给
【中图分类号】C913.6　　【文献标志码】A
【文章编号】1004-129X(2025)04-0082-16

【收稿日期】2024-12-25
【基金项目】国家社会科学基金项目：我国人口老龄化对经济发展影响的阶段性特征研究(22BRK012)
【作者简介】陈卫民(1967-)，男，安徽池州人，南开大学经济学院人口与发展研究所教授；任雨晴(1997-)，女，山东聊城人，南开大学经济学院人口与发展研究所博士研究生。

一、引言

消费作为生产活动的终极目标和关键驱动力，对社会经济增长起着至关重要的基础作用。国家统计局最新数据显示2023年我国最终消费支出对GDP增长的贡献率高达82.5%。为持续推动扩大内需战略的实施，2022年12月中共中央、国务院印发了《扩大内需战略规划纲要（2022—2035年）》，对培育完整内需体系、加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局提出了详细指导意见。世界银行数据显示中国居民消费率一直呈下降态势，2021年为38.4%，低于同期世界平均水平16.6个百分点，这表明居民消费需求还有很大的提升空间。但近年来中国人口老龄化加剧，老年人口比重不断攀升，人口红利消退，消费增长空间有限，这一现状与我国进一步扩大内需的发展要求存在矛盾。如何积极面对老龄化带来的严峻挑战，加快解决有效需求不足是现阶段中国社会无法回避的重要课题。

学界最初研究老龄化对消费的影响时普遍采用生命周期理论作为分析基础，该理论的核心思路是理性消费者根据效用最大化原则安排其一生的消费和储蓄。[1]因此，消费者可以做到在整个生命周期内平滑消费，老龄化不会对消费产生明显冲击，该结论在一些实证研究中得到了证实。[2]但随着研究深入，更多学者认为老龄化对消费的影响是一个动态过程。个体和家庭会根据不同的生活阶段和环境变化调整其消费决策，仅依靠生命周期理论的静态模型来解释消费行为会忽略消费者的动态调整与适应性。在理论层面，Yaari通过构建理论模型发现人口老龄化会产生寿命延长效应。理性消费者预期到自身寿命延长，会增加储蓄，故而老龄化与整体消费率之间呈负相关关系。[3]Deaton扩展了生命周期假说，认为老龄化会产生负担效应，进而与消费率之间呈正相关关系。[4]理性消费者在成年期将自身部分劳动所得储蓄起来，以满足其退休之后老年期的消费需求。随着老龄化程度加深，处于成年期的理性消费者比重降低，国民总储蓄率降低，整体消费率会呈上升态势。实证层面的研究也不断丰富。袁志刚和宋铮通过构建两期迭代模型并进行数值模拟，发现人口年龄结构老化是中国城镇居民消费倾向趋低的关键因素。[5]Loayza等利用跨国面板数据发现居民消费率随着老年抚养比的上升而不断上升。[6]王德文等研究发现人口转变带来的人口年龄结构变化推动中国储蓄率下降，这意味着人口老龄化对消费率具有显著的正效应。[7]汪伟和艾春荣认为2000年中国进入老龄社会后的现实发展情况与生命周期假说预测的趋势相反，老龄化使储蓄率不降反升，消费率呈下降趋势。[8]

学术界在探讨老龄化影响居民消费的作用路径和机制时已开始关注收入分配效应，包括老龄化对收入分配的影响和收入分配对居民消费的影响，但系统性地探讨三者之间关联的研究还十分有限。多数研究仅停留在老龄化通过扩大收入差距进而影响居民消费的表层解释，缺乏对这一复杂关系的细致辨析。本文拟构建一个全面的分析框架深入分析和检验人口老龄化对居民消费水平的影响，着重探讨老龄化如何通过收入分配这一路径对消费产生作用，并考察不同类型城市中老龄化对消费影响的差异性。与已有研究相比，本文的边际贡献有两点：一是在研究问题方面，本文通过逻辑分析与实证检验对老龄化与居民消费的内在联系与影响路径进行了深入探讨，把收入分配效应视为老龄化影响居民消费的主要机制之一，创新性地区分并验证了“要素收入分配效应”和“居民收入分配效应”，丰富了老龄化影响消费的机制研究；二是在实证检验方面，现有文献大多使用省级层面数据或家庭层面数据进行相关分析，存在一定局限性。省级层面数据难以反映省内不同城市在老龄化和

消费方面存在的显著差异，容易掩盖城市间的异质性；基于家庭层面数据的实证检验通常都是以家庭人口中老年人口占比来测量人口老龄化，但该指标受居家模式和家庭结构影响较大，不能很好地反映地区人口老龄化的真实状况。本研究基于城市层面数据考察老龄化对居民消费的影响，可弥补上述两方面的不足。

二、理论分析与研究假说

人口老龄化发展过程会经历两个重要的转折点，即劳动年龄人口峰值和总人口峰值。2011年我国劳动年龄人口达到峰值，给经济增长带来供给侧方面的冲击。2022年总人口达到峰值，我国开始进入负增长时代，经济增长在需求侧面临更突出的挑战。在这一过程中，不断加剧的老龄化趋势可能会进一步抑制消费需求的增长，使得整体消费市场呈现疲软态势。

人口老龄化在经过第二个转折点后，对消费的影响主要通过以下三种效应来表现。第一是年龄结构效应。消费水平倾向随年龄增长而下降，[9]即在个人消费行为不变的情况下，人口年龄结构的老化使得社会整体的消费水平降低。[10-11]第二是人口总量效应。人口负增长使社会消费、投资和资本积累均受到冲击。在其他条件不变的假设下，人口总量的减少自然就意味着消费者人数的减少和消费需求规模的下降，进一步导致消费水平下降。[12-13]第三是收入分配效应。老龄化程度持续加深，社会总体收入差距扩大，更多份额的社会总收入流向了那些边际消费倾向低、储蓄率较高的富裕群体。[14]收入水平较低的群体掌握的可支配收入比例很难充分满足自身及家庭的消费需求，并且还需将部分收入用于预防性储蓄。[15]基于此，本文提出：

假说1：在其他条件不变的情况下，人口老龄化对居民消费具有负向影响。

国内学者在研究老龄化的收入分配效应时已基本达成共识，普遍认为老龄化是加剧中国收入分配失衡的重要因素。[16]但收入分配作为一个复杂且广泛的概念，以往研究对其定义和分类标准的选择存在一定的分歧。本文将收入分配这一路径细化为以下两个研究方向：要素收入分配和居民收入分配。要素收入分配是宏观经济层面的收入分配，关注的是国民收入中各要素得到的收入份额大小，即居民、政府、企业等不同经济部门可支配收入所占比例的调整与分配。近年来在我国具体表现为居民部门收入占比即劳动收入份额不断下降。

老龄化会从以下两个方面影响要素收入分配。一是老龄化带来的劳动供给效应。长寿化和少子化两种力量同时推动老龄化快速发展，劳动力供给数量明显减少，但与此同时资本要素的快速积累并未停止。因此，相较于资本要素，劳动要素的价格不断攀升，企业为节省成本、增加利润，会加大资本要素的投入，由此导致资本要素收入份额提升，劳动要素收入份额下降。[17]二是老龄化带来的技术进步效应。老龄化发展带来的寿命延长效应使国民总储蓄增加，资本积累速度加快，资本劳动比持续上升，生产效率不断提高，技术进步方向逐渐偏向资本。[18]当技术进步方向偏向于某种要素时，企业在生产中会更多使用该要素，进而使该要素的收入份额上升。[19-20]显然，老龄化带来的技术进步效应使劳动收入份额不断下降。

新古典经济理论认为劳动收入的边际消费倾向远高于资本收入。[21]随着劳动收入份额的下降，居民收入结构发生变化，资本收入的比重上升。由于资本收入的边际消费倾向趋低，整体居民消费率可能下降。[22]此外，劳动收入占比下降，高收入群体中资本收入占比更高，财富进一步集中在高收入者手中。由于高收入人群的边际消费倾向低于中低收入人群，财富向高收入群体的集中会降低社

会整体消费需求。[23]劳动要素份额下降还可能会导致居民就业不稳定性上升，居民的收入面临更大的不确定性，进一步抑制其消费能力。[24]劳动报酬占比的下降引致消费水平降低，这构成了老龄化抑制居民消费的重要传导渠道。[25-26]基于此，本文提出：

假说2：人口老龄化具有“要素收入分配效应”，会通过减少劳动收入份额，进而对居民消费产生负向影响。

居民收入分配着眼于居民部门内部的收入分配情况，是研究老龄化与收入分配问题的一个非常重要的视角。它涵盖了不同人群、不同家庭在工资、薪金、资产收益、转移支付等方面获得的收入状况以及这些收入在社会中的分配比例和分配不平等程度，反映了不同群体在经济地位和财富占有上的差异。老龄化对居民收入差距的影响可以通过组内效应和组间效应来分析。一是老龄化会产生年龄组间效应。Paglin首先对这一问题进行了研究，他认为年龄差异使劳动者个体收入能力存在异质性。[27]个体自身受教育水平、劳动力禀赋、工作经验的不断提高与积累使年长劳动者拥有比年轻劳动者更高的生产率和更多的非劳动收入，其收入水平不断上升，因而不同年龄组之间的收入差距不断扩大。[28]实证研究表明老龄化使不同年龄群体占比发生变化，老年群体比例变大，这种变化造成居民收入分配组间差异进一步扩大。[29]二是老龄化会产生年龄组内效应。Deaton和Paxson的研究表明从永久收入假说的角度出发，随着年龄的不断增长，同一出生组内人群的收入受到冲击的可能性上升，收入方差的增大将导致组内收入差距的进一步扩大。[30]首先，同年龄段的高技能劳动者可以延迟退休，继续积累收入，而低技能劳动者则面临提前退出劳动力市场的风险，失去收入来源，组内收入差距不断扩大。其次，健康状况差异也将影响收入差距，健康状况良好的老年人维持较高生产力，而健康状况较差的老年人则可能因医疗费用增加而收入减少。最后，从财富积累角度来看，相较于低收入者，高收入者有更多的投资机会与投资手段，能够依靠投资收益增加收入。以上这些因素综合作用扩大了同年龄组内的收入差距。

在经济学中，消费函数理论认为居民消费支出主要取决于他们当前的可支配收入。收入水平越低的群体往往具有更高的边际消费倾向。当社会总体收入差距扩大时，收入水平较高的群体掌握着较高比例的社会总收入，但该群体边际消费倾向较低、储蓄率偏高。与此同时，收入处于中下水平的群体可支配收入比例降低，自身的消费需求很难得到满足，消费能力受到制约，且他们往往还要将部分收入所得用于预防性储蓄，导致社会总体消费水平下降。可见居民收入差距是社会整体消费水平下降的重要贡献因素。[31-32]基于此，本文提出：

假说3：人口老龄化具有“居民收入分配效应”，会通过扩大居民收入差距，进而对居民消费产生负向影响。

三、研究设计

（一）数据来源

本文选取2005年、2010年、2015年和2020年城市层面的数据进行分析。数据具体来源为：《中国城市统计年鉴（2005—2020年）》，主要用于提取城市层面的变量；全国人口普查数据及人口抽样调查数据，用于计算城市层面老龄化水平；各省统计年鉴、《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》，用于补充城市层面和省级层面的相关变量。基于数据可获得性与口径统一的原则，剔除了核心变量严重缺失的城市及较难搜集到数据的港澳台地区，最终得到中国282个城市的非平衡面板数据

作为研究样本，其中包括278个地级市与4个直辖市，进入基准回归的有效样本为1 117个。

（二）指标体系构建

1. 被解释变量

本文被解释变量为居民消费水平。参考付波航等、刘铠豪的相关研究，[33-34]本文使用城市居民人均消费量的对数度量其居民消费水平。其中居民人均消费量等于全市社会消费品零售总额与该市常住总人口数之比。

2. 解释变量

本文解释变量为人口老龄化。在非普查年份，城市层面连续、完整的分年龄段人口数据无法直接获取。为此，本文借鉴王正位等、封进和李雨婷的相关研究，[35-36]使用2010年第六次、2020年第七次全国人口普查和2005年、2015年全国1%人口抽样调查数据库来计算老龄化相关指标，主要包括各城市65岁及以上老年人口占比和老年抚养比（65岁及以上老年人口与15~64岁劳动年龄人口之比）。

3. 控制变量

本文共选取以下8个城市层面的控制变量：（1）经济发展水平，以各市人均地区生产总值表征；（2）人口规模，以各市常住人口数表征；（3）财政投资力度，以固定资产投资与一般公共预算支出之比表征；（4）产业结构，以城市第三产业增加值与第二产业增加值之比表征；（5）数字普惠金融指数，该指数由北京大学数字金融研究中心计算得出，反映出不同城市金融服务的发展水平；（6）居民存款，对各市居民存款总额水平进行对数化处理；（7）贸易依存度，以进出口总额与地区生产总值之比表征；（8）城镇化率，以各市城镇人口占总人口的百分比表征。

表1　变量说明及描述性统计

变量	*N*	平均值	标准差	最小值	最大值
居民消费（取对数）	1 117	9.273	0.871	5.861	11.255
65岁及以上老年人口占比（%）	1 117	10.395	3.254	1.532	22.666
老年抚养比（%）	1 117	14.644	5.100	1.688	37.302
人均GDP（万元）	1 107	4.103	3.102	0.299	20.716
常住人口数（取对数）	1 117	5.869	0.693	2.914	8.074
财政投资力度	1 117	4.844	2.100	0.077	14.801
产业结构	1 117	1.024	0.576	0.129	5.350
数字普惠金融指数	1 117	108.163	86.046	7.550	402.830
居民存款（取对数）	1 117	16.449	1.279	12.941	21.317
贸易依存度	1 117	0.404	1.485	0.001	42.337
城镇化率	1 117	52.872	16.358	16.073	100

（三）描述性统计

表1报告了核心变量的描述性统计结果。样本数据显示65岁及以上老年人口占比均值为10.395%，老年抚养比均值为14.644%，这表明样本城市整体已进入老龄化社会。65岁及以上老年人口标准差为3.254，取值范围从1.532%到22.666%，这反映出不同城市老龄化程度存在显著差异，部分城市仍处于人口结构相对年轻阶段，另一些城市则已进入深度老龄化阶段。经过对数化处理的居民消费水平标准差为0.871，这一数值表明不同城市间的消费水平存在明显的分化现象。结合老龄化指标的分布特征，这种消费差异可能与各地老龄化水平的不同存在潜在关联。

（四）计量模型设定

本文选择双向固定效应模型检验人口老龄化与居民消费之间的因果关系，回归方程构造如下：

$$Consumption_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 Ageing_{ipt} + \boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}_{ipt} + \mu_p + \gamma_t + \mu_p \times \gamma_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

下标i、p、t分别代表城市、省份和年份。被解释变量$Consumption_{ipt}$表示p省i市t年的居民消费水平；$Ageing_{ipt}$表示p省i市t年人口老龄化相关指标；$\boldsymbol{X}_{ipt}$表示控制变量向量；μ_p表示省份固定效应；γ_t表示年份固定效应；$\mu_p \times \gamma_t$表示省份与年份的交互固定效应。同时将模型标准误聚类在城市层面，以提高研究结果的准确性。ε_{ipt}表示随机扰动项，β_0表示常数项，β_1表示核心解释变量的回归系数，$\boldsymbol{\beta}$表示控制变量的回归系数向量。

四、实证分析

（一）基准回归分析

表2报告了城市层面人口老龄化影响居民消费的基准回归结果。第（1）列至第（3）列均使用65岁及以上老年人口占比这一指标来衡量城市人口老龄化水平。首先，第（1）列所展示的回归模型中控制省份、年份固定效应，并在城市层面对标准误进行聚类，回归结果表明老龄化对居民消费具有显著负向影响。为使统计推断结果更加精确，第（2）列进一步控制了省份和年份的交互固定效应，结果也支持老龄化负向影响居民消费这一结论。第（3）列将控制变量纳入回归分析，核心解释变量回归系数的绝对值有所下降但仍然显著，65岁及以上老年人口占比每提高1个百分点，居民消费水平平均下降2.9%。第（4）列将衡量城市老龄化水平的指标替换为老年抚养比。回归分析结果表明老年抚养比每上升1%，居民消费水平平均下降1.3%。综上所述，利用双向固定效应模型对城市面板数据进行回归的结果支持人口老龄化对居民消费产生负向影响的结论，假说1成立。

表2　人口老龄化对居民消费影响的基准回归分析结果

	（1）	（2）	（3）	（4）
65岁及以上老年人口占比	−0.035***	−0.034**	−0.029***	
	（0.010 5）	（0.013 3）	（0.008 7）	
老年抚养比				−0.013**
				（0.005 1）
人均GDP			0.045***	0.045***
			（0.009 8）	（0.009 9）
常住人口数			−0.820***	−0.777***
			（0.077 0）	（0.074 7）
财政投资力度			0.024***	0.024***
			（0.005 6）	（0.005 6）
产业结构			−0.129***	−0.134***
			（0.038 3）	（0.039 4）
数字普惠金融指数			−0.001***	−0.001**
			（0.000 3）	（0.000 3）
居民存款			0.318***	0.327***
			（0.073 8）	（0.075 1）
贸易依存度			−0.008	−0.009
			（0.006 3）	（0.006 1）
城镇化率			0.002	0.003
			（0.002 6）	（0.002 5）
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×省份固定效应		控制		
标准误	聚类	聚类	聚类	聚类
N	1 117	1 095	1 107	1 107
调整R^2	0.723 0	0.729 7	0.928 7	0.927 9

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内使用聚类稳健标准误；下表同。

（二）内生性问题处理

本文在基准回归中采用了双向固定效应模型，以控制不随时间变化的城市特征效应及特定年份存在的时间效应，从而更

准确地估计老龄化对居民消费的影响。然而，该模型无法控制随时间变化的影响因素，因此需要对内生性问题进行更为细致地处理。

从逻辑上进行推理，可知居民消费行为短期内难以改变人口年龄结构，因此反向因果问题可不作考虑。本文关注的内生性问题主要包括以下两个方面：一是遗漏变量问题。老龄化和居民消费同时受到某些不可观测因素的影响。例如，城市的某些社会保障或财政激励政策可能会提升居民消费意愿，遗漏这类因素将会高估老龄化的负面影响。反之，如果没有考虑劳动力外迁等可能降低消费潜力的因素，则会造成低估老龄化负面影响的情况。回归模型无法完全涵盖这些因素，进而导致估计结果可能存在偏差。二是测量误差问题。囿于数据可得性，本文使用人口抽样调查数据计算城市老龄化水平，不可避免地存在一定程度的抽样误差，影响估计精度。

面对上述内生性问题，本文采取以下三种策略加以缓解：一是引入更严格的固定效应。为尽可能排除不可观测因素的干扰，模型中不仅控制了更为严格的城市和年份固定效应，还进一步引入城市层面的线性时间趋势项，以减弱因遗漏变量造成的偏误。二是引入老龄化变量的滞后一期。考虑老龄化对居民消费的影响可能具有滞后效应，纳入滞后一期老龄化变量能更准确地捕捉其动态影响，有助于缓解因解释变量与误差项同时受到冲击导致的偏误。三是构造工具变量进行两阶段最小二乘估计。借鉴Engbom、Nunn和Qian、孙伟增和郭冬梅的相关研究，[37-39]本文构造城市1960年出生率与滞后一期全国总和生育率的交互项作为工具变量。首先，人口结构演变缓慢，1960年出生率与当前老龄化水平具有较强相关性，且与当期居民消费及其他潜在遗漏变量无直接关联，满足外生性要求。其次，面板固定效应模型中无法直接使用单一年份的出生率作为工具变量，因此本文将出生率与滞后一期全国总和生育率进行交互处理。城市1960年出生率提供了截面维度的差异来源，滞后一期的全国总和生育率引入了时间维度的变化。这一设计既克服了单一年份出生率在面板模型中的识别不足问题，又有效避免了城市特定因素的干扰，使工具变量同时满足相关性与外生性假设。

表3　人口老龄化对居民消费的内生性处理：改变固定效应与滞后一期回归

	引入更严格的固定效应		引入老龄化滞后一期	
	（1）	（2）	（3）	（4）
65岁及以上老年人口占比	−0.029***		−0.025**	
	（0.008 8）		（0.010 5）	
滞后一期65岁及以上老年人口占比			−0.053***	
			（0.010 1）	
老年抚养比		−0.012**		−0.010*
		（0.005 1）		（0.005 8）
滞后一期老年抚养比				−0.037***
				（0.006 3）
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制		
城市趋势项	控制	控制		
省份固定效应			控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1 107	1 107	823	823
调整R^2	0.928 8	0.927 9	0.845 0	0.844 9

表3汇报了引入更严格固定效应及老龄化滞后一期后的回归结果。结果显示老龄化的估计方向和显著性与基准回归保持一致，验证了结论的稳健性。

表4展示了工具变量两阶段最小二乘法的回归结果。第一阶段回归中，工具变量估计系数显著不为0，满足相关性，F统计量均远大于10，排除弱工具变量可能。第二阶段结果显示，老龄化的估计方向

与显著性与基准回归保持一致，进一步验证结论可靠性。需要说明的是本文分别采用65岁及以上老年人口占比和老年抚养比两个老龄化指标构建独立模型，每个模型仅有一个内生变量并匹配一个工具变量，满足识别条件，不存在识别不足问题。

表4　人口老龄化对居民消费的内生性处理：工具变量法（Ⅳ-2SLS）

	65岁及以上老年人口占比	居民消费		老年抚养比	居民消费
工具变量	-0.066***		工具变量	-0.127***	
	（0.008 5）			（0.014 8）	
65岁及以上老年人口占比		-0.073***	老年抚养比		-0.038***
		（0.018 9）			（0.009 6）
Kleibergen-Paap rk LM统计量		80.866	Kleibergen-Paap rk LM统计量		112.080
		（0.000 0）			（0.000 0）
Cragg-Donald Wald F统计量		60.276	Cragg-Donald Wald F统计量		73.548
		［16.38］			［16.38］
控制变量	控制	控制	控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	年份固定效应	控制	控制

注：不可识别检验Kleibergen-Paap rk LM统计量括号内为P值；弱工具变量检验Cragg-Donald Wald F统计量括号内为10%显著性水平下的临界值；样本量为1 072。

（三）稳健性检验

本文使用以下四种方法检验基准模型回归结果的稳健性：

1. 改变核心解释变量测量指标

本文在基准回归中使用人口普查数据与人口抽样调查数据计算老龄化指标，二者在统计精度和口径上存在差异，可能引致测量误差，从而影响回归结果的准确性。为降低这一误差风险，本文通过改变人口老龄化的度量指标来检验基准结果的稳健性。

首先，60岁及以上老年人口占比也是国际公认的老龄化衡量指标，本文据此重新核算老年人口比例并用于回归分析。其次，劳动年龄人口的变化趋势也被认为是反映老龄化程度的重要指标，本文构造了两个相关变量：一是劳动年龄人口占比，即15~64岁人口占总人口的比重；二是劳动年龄人口增长速度，即当期15~64岁人口的增长量与上一期15~64岁人口的比

表5　人口老龄化影响居民消费的稳健性分析：改变核心解释变量测量指标

	（1）	（2）	（3）
60岁及以上老年人口占比	-0.039***		
	（0.007 0）		
劳动年龄人口占比		0.010*	
		（0.005 1）	
劳动年龄人口增长速度			-0.012***
			（0.002 5）
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	1 107	1 107	823
调整R^2	0.932 1	0.927 6	0.838 2

表6　人口老龄化影响居民消费的稳健性分析：改变被解释变量测量指标（N=1 107）

	被解释变量：平均消费倾向		被解释变量：居民消费总额	
	（4）	（5）	（6）	（7）
65岁及以上老年人口占比	−0.021***		−0.029***	
	（0.007 5）		（0.008 7）	
老年抚养比		−0.008*		−0.013**
		（0.004 4）		（0.005 1）
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.345 6	0.339 1	0.931 8	0.931 0

表7　人口老龄化影响居民消费的稳健性分析：剔除部分样本

	删除直辖市样本		双边缩尾1%	
	（8）	（9）	（10）	（11）
65岁及以上老年人口占比	−0.031***		−0.028***	
	（0.008 6）		（0.008 1）	
老年抚养比		−0.014***		−0.012**
		（0.005 1）		（0.004 7）
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1 088	1 088	1 104	1 104
调整 R^2	0.929 8	0.928 9	0.941 2	0.940 3

值。表5中第（1）列至第（3）列的回归结果表明改变核心解释变量测量指标后，老龄化对居民消费仍然存在显著的负向影响，基准回归结果稳健。

2. 改变被解释变量测量指标

本文在基准回归中采用居民人均消费量的对数作为被解释变量，优势在于能够缩小变量之间的量纲差距，减少异方差问题的干扰。但这一方法存在一定局限性，对数处理可能弱化极端值的影响，使城市间真实的消费水平差异在模型中不能充分体现。因此，本文引入居民消费的两个替代指标，以检验回归结果的稳健性。

首先，通过计算人均消费支出与人均可支配收入的比值，构建城市层面居民平均消费倾向指标。该指标是宏观层面广泛使用的消费指标，能够有效反映不同城市居民的消费意愿差异。其次，使用居民消费总额作为替代指标。相较于人均消费支出，消费总额能更直观地体现城市整体消费规模的变动，从总量层面检验老龄化对消费的负面影响。表6的回归结果表明改变被解释变量测量指标后，老龄化对居民消费仍然存在显著的负向影响，基准回归结果稳健。

3. 剔除部分样本

为进一步检验回归结果的稳健性，本文对样本进行了以下两种处理，以控制特定样本特征可能导致的估计偏误。一是剔除直辖市样本。由于直辖市在行政层级、资源配置、经济结构和人口流动等方面的状况相较于普通地级市存在一定优势，老年群体往往享有更高水平的福利保障和消费能力，这可能减弱老龄化对消费的抑制作用，导致估计结果存在偏误。因此，本文将4个直辖市从样本中剔除后重新进行回归，以检验是否存在样本驱动效应。二是进行双边缩尾处理。虽然在前期数据清洗过程中已经删除了部分异常值，但变量仍可能受到极端观测值的影响，影响结果的稳定性。为此，本文对老龄化和居民消费在1%分位点处进行了双边缩尾处理。表7的回归结果表明在样本调整后老龄化的回归系数仍然显著为负，说明基准回归结果具有较强的稳健性，不受特定样本结构或极端值的影响。

4. 安慰剂检验

人口老龄化对居民消费的抑制作用可能是由其他随机因素引起的，为排除这些因素造成的影响，获得更为可靠的因果识别效应，本文引入随机生成实验组实施安慰剂检验。本文将城市层面的人口老龄化相关指标打乱，随机分配给不同城市样本1 000次，随后按照基准回归模型进行分析并提取安慰剂检验结果绘制于图1中。通过观察图形得知，安慰剂检验系数分布与基准回归系数存在明显差异，这表明人口老龄化对居民消费的抑制作用由随机因素导致的可能性较小，老龄化的影响真实存在。

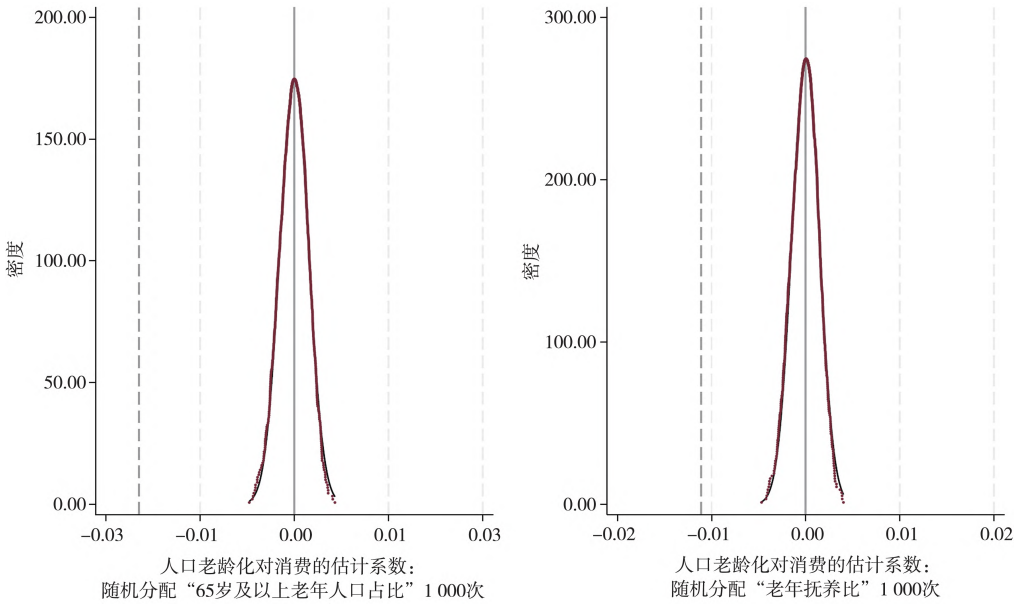

图1　人口老龄化影响居民消费的稳健性分析：安慰剂检验

（四）影响机制分析

1. 要素收入分配视角

前文分析表明要素收入分配是人口老龄化影响居民消费的一条重要渠道。老龄化导致劳动力供给减少，而资本要素更为充足，资本偏向型技术进步速度加快，使劳动价格相对上升，劳动收入份额呈下降趋势，要素收入分配格局发生改变。这一变化意味着居民部门收入在国民收入中的占比缩减，居民整体购买力受限，最终导致消费水平下滑。

据此，本文参考宫汝凯的做法，[40]使用各城市在岗职工工资总额与该城市生产总值之比衡量劳动收入份额，用以检验要素收入分配机制。在已经借助文献对机制变量和被解释变量之间影响关系进行详细说明的前提下，将

表8　人口老龄化影响居民消费的机制检验：要素收入分配效应（N=828）

	（1）	（2）
65岁及以上老年人口占比	−0.137**	
	（0.061 7）	
老年抚养比		−0.105***
		（0.038 5）
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
调整R^2	0.649 9	0.651 0

表9　人口老龄化影响居民消费的机制检验：居民收入分配效应（N=1 071）

	（3）	（4）
65岁及以上老年人口占比	0.016***	
	（0.003 9）	
老年抚养比		0.010***
		（0.002 5）
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
调整 R^2	0.754 7	0.752 0

机制变量对核心解释变量进行回归，若回归系数显著且方向正确，则该机制成立。如表8所示，在同样控制省份、年份固定效应的基础上，65岁及以上老年人口占比与老年抚养比均对劳动收入份额产生显著的抑制作用。这表明老龄化减少了国民收入分配中劳动要素的收入份额，通过这一渠道对居民消费产生负向影响。

2. 居民收入分配视角

居民收入分配也是人口老龄化影响居民消费的重要机制之一。老龄化的快速发展造成居民收入分配的组内差异和组间差异的扩大，高收入群体的消费倾向相较于低收入群体更低，但高收入群体消费规模有限，低收入群体的消费需求又无法得到完全满足，因此居民消费水平不断下滑。所以本文将检验老龄化是否通过扩大居民收入分配差距这一路径对居民消费产生负向影响。衡量居民收入分配差距的指标较多，比较常用的有基尼系数、泰尔指数、人口加权变异系数及洛伦兹曲线等。由于城市层面个体收入数据难以获取，其他指标无法计算获得。本文借鉴Akita和Miyata的做法，构建以人均可支配收入为基础的人口加权变异系数来衡量居民收入差距。[41]构建思路如下：

$$Inequality_{ipt} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{n}(p_{ipt} - p_{jpt})^2 \frac{(N_{ipt} + N_{jpt})/2}{N_t}}}{\sum_{j=1}^{n} p_{jpt} \frac{N_{jpt}}{N_t}} \tag{2}$$

$$p_{ipt} = \sum_{r=1}^{2} p_{irpt} \frac{N_{irpt}}{N_{ipt}} \tag{3}$$

p_{ipt}表示p省i市t年以城镇和农村人口权重测算的人均可支配收入，N_{ipt}表示p省i市t年的人口数，N_t表示t年全国总人口数。j表示除i外其他城市，r=1表示城镇地区，r=2表示农村地区。

同样采用与上文相同的机制检验方法，所得结果如表9所示。同样控制省份及年份固定效应后，衡量城市人口老龄化水平的两个指标均对居民收入分配具有显著影响，且系数符号符合预期。这说明老龄化扩大了居民收入分配差距，通过该路径对居民消费产生负向影响。

（五）异质性分析

老龄化对居民消费的影响可能因城市经济和社会发展方面的差异而呈现出异质性，分析异质性有助于深化对老龄化影响居民消费作用机制的认识。

1. 经济增长异质性

经济增长状况不同的地区具有不同的发展模式、资源配置方式、政策环境和创新能力，这些差异性因素可能导致人口老龄化对居民消费的影响存在显著异质性。经济增长速度较快的城市劳动力市场活跃，公共资源配置能力较强，可以为老年群体提供更多的就业机会与更好的福利待遇，保障其收入水平，从而部分抵消老龄化带来的消费抑制效应。同时，这些地区的市场机制更具灵活性，能够通过促进技术进步与产业升级，更有效地推动劳动力与资本的优化配置，减缓老龄化对劳动收入份

额造成的下行压力。由于劳动收入是居民收入的主要来源，这一过程显著减弱了老龄化对消费的抑制作用。此外，经济发达地区可能更注重收入分配的公平性，通过税收和转移支付等手段缩小居民之间的收入差距，保障中低收入群体的收入水平，从而刺激消费。

基于此，本文采用地级市GDP增长速度作为经济发展状况的衡量指标，按照中位数将样本分为两组进行回归，结果见表10 Panel A。结果表明人口老龄化对经济增长较慢城市的居民消费具有显著的抑制作用，而对经济增长较快城市这一抑制作用不明显，符合理论预期。

表10　人口老龄化影响居民消费的异质性分析

Panel A：经济增长异质性		
	经济增长较慢城市组	经济增长较快城市组
65岁及以上老年人口占比	−0.038***	−0.001
	(0.014)	(0.006)
控制变量	控制	控制
省份、年份固定效应	控制	控制
N	551	553
调整R^2	0.829 9	0.942 2
Panel B：产业结构异质性		
	第三产业占比较低城市组	第三产业占比较高城市组
65岁及以上老年人口占比	−0.033***	−0.024**
	(0.011 7)	(0.011 3)
控制变量	控制	控制
省份、年份固定效应	控制	控制
N	552	552
调整R^2	0.919 8	0.958 8
Panel C：政府支出异质性		
	政府支出份额较低城市组	政府支出份额较高城市组
65岁及以上老年人口占比	−0.006	−0.039***
	(0.008 9)	(0.014 3)
控制变量	控制	控制
省份、年份固定效应	控制	控制
N	552	552
调整R^2	0.951 0	0.882 2

Panel D：区域异质性			
	东部城市组	中部城市组	西部城市组
65岁及以上老年人口占比	−0.060***	−0.028***	−0.010
	(0.013 6)	(0.010 1)	(0.014 6)
控制变量	控制	控制	控制
省份、年份固定效应	控制	控制	控制
N	396	396	312
调整R^2	0.917 0	0.961 9	0.939 1

2. 产业结构异质性

人口老龄化对居民消费的影响在不同产业结构的城市中表现出显著异质性，第三产业主导的城市在缓解老龄化对消费的负面影响方面具备明显优势。首先，第三产业以知识密集型行业为主，更重视经验和技能积累，对劳动者体力要求较低，有助于老年人口延迟退休或实现再就业，从而维持其稳定收入并增强消费能力。其次，第三产业发达地区能够提供更多更丰富的适老化产品与服务，更好匹配老年人的消费需求，有效削弱老龄化对消费的抑制效应。相比之下，在第一、二产业占比相对较高的城市，老年群体面临再就业困难与收入缩减等问题，消费能力与选择均受到限制，老龄化对消费的抑制效应更为突出。

基于此，本文选取城市第三产业就业人口与总就业人口的比重作为衡量产业结构的指标，根据其中位数将样本分成两组进行回归，结果见表10 Panel B。结果表明人口老龄化在两组城市均对居

民消费产生显著负向影响，但在第三产业比重较低的城市，这种负向影响比比重较高的城市大约高出0.9个百分点，符合理论预期。

3. 政府支出异质性

财政支出结构的差异会显著影响老龄化对居民消费的作用效果。在财政支出占GDP比重较高的城市，政府投入大量资金用于社会保障和医疗服务。这类支出规模会随着老龄化程度加深而不断扩大，对居民消费支出产生挤出效应。同时，高财政支出通常伴随着高税收负担，这将直接导致居民可支配收入减少，降低居民的消费能力。相反，财政支出水平较低的城市，公共消费支出的挤出效应较小，因此老龄化对居民消费的抑制作用相对较弱。

本文以各城市财政支出占地区生产总值的比重为衡量指标，按照中位数将样本分为两组进行回归，结果见表10 Panel C。结果表明人口老龄化对财政支出占比较低城市的居民消费水平没有显著影响，但对财政支出占比较高城市的居民消费具有显著抑制作用，符合理论预期。

4. 区域异质性

城市地理位置差异综合了经济发展速度、产业结构特征和财政支出占比等关键因素后，老龄化对居民消费的影响呈现出显著的区域差异。而且，区域异质性还因区域间消费水平和结构差异进一步放大。如东部地区经济与社会发展水平较高，居民消费的多样化造成收入变化对消费影响的边际效应更大。当老龄化冲击导致收入波动时，居民倾向通过缩减消费来应对风险，进而表现出明显的消费抑制效应。而西部地区人均收入水平较低，生活必需品消费占居民消费的比重较高，具有一定刚性，对收入波动反应较小，因此老龄化对居民消费的负面影响也相对较弱。

本文根据国家统计局对东部、中部和西部地区的划分标准，将样本划分为三组进行回归分析，结果如表10 Panel D所示。结果表明东部地区与中部地区的老龄化水平均会对其居民消费产生显著的负向影响，但在西部地区，人口老龄化对居民消费的影响不显著，符合理论预期。

五、结论与建议

本文基于2005年、2010年、2015年和2020年《中国城市统计年鉴》、全国人口普查数据及人口抽样调查数据构建了城市面板数据，采用双向固定效应模型检验了中国人口老龄化对居民消费的影响及其潜在机制。研究发现我国人口老龄化对居民消费水平具有显著的负向影响，在控制了省份、年份固定效应及相关变量后，65岁及以上老年人口占比每提高1个百分点，居民消费水平平均下降2.9%。机制分析表明：老龄化降低了国民收入分配中劳动收入份额，这可能改变居民收入结构，抑制居民消费能力，对居民消费产生负向影响，可称为“要素收入分配效应”；老龄化扩大了居民收入差距，降低居民平均的边际消费倾向，同样对居民消费产生负向影响，可称为“居民收入分配效应”。异质性分析表明在经济增长速度较慢、第三产业占比较低、政府财政支出占GDP比重较高的城市和东中部地区的城市中，老龄化的这种消费抑制作用会表现得更为明显。

本文研究还存在一些不足之处。一是城市层面老龄化水平的连续数据无法获得，后续研究如果能够发掘到完整的数据，则可以更好地识别老龄化对居民消费及其他变量的影响。二是实证策略还需进一步改进，如果能够寻找到合适的外生冲击，基于准自然实验进行研究，则可对老龄化与居民消费的因果效应进行更准确的推断。

基于研究结论，本文提出如下政策建议：

首先，优化收入分配结构，提升居民消费能力。随着老龄化加剧，劳动力结构发生显著变化，收入分配结构也随之调整。在这一背景下，政府可以通过税收激励和补贴，支持劳动密集型行业和服务行业的发展，以提高中低收入群体的劳动收入比例，增加其消费能力。通过增加就业机会和提高工资水平，缓解因老龄化带来的收入不平等问题，进一步扩大内需，促进消费增长。完善社会养老保险制度，提高基本养老金水平，扩大覆盖面，保障老年人的基本生活，提高老年人的消费能力。

其次，推动老年消费市场发展，激发“银发经济”潜力。在人口老龄化社会背景下，培育和开拓老年消费市场是扩大内需的一个重要方向。政府应鼓励企业加快开发相关的产品和服务，如健康管理、文娱活动和适龄家居等。同时，应制定针对老年群体的消费刺激政策，如发放老年人消费券、提供购买适老化产品的专项补贴等。通过产品供给和政策支持，进一步释放老年群体的消费潜力，拓展经济增长点。

最后，加强财产收入分配调节，促进居民财富的再分配。人口老龄化推动资本性收入在居民财富积累中的比重持续上升，进一步扩大了收入不平等，抑制了中低收入群体的消费意愿。政府可以加强对财产性收入的税收调节，鼓励财富向中低收入人群适度再分配。同时，优化资本市场和金融服务体系，提升中低收入群体参与资本市场的可及性和收益水平，拓宽其财产性收入来源，提升整体消费能力。这种政策调节有助于实现更为平衡的收入分配，进一步带动居民消费的稳定增长。

【参考文献】

[1] Modigliani F, Brumberg R. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data [C]//Kurihara K K(ed.). Post-Keynesian Economics. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954: 388-436.

[2] 朱勤，魏涛远. 中国人口老龄化与城镇化对未来居民消费的影响分析[J]. 人口研究，2016(6): 62-75.

[3] Yaari M E. Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer[J]. The Review of Economic Studies, 1965, 32(2): 137-150.

[4] Deaton A. Franco Modigliani and the Life-Cycle Theory of Consumption[J]. BNL Quarterly Review, 2005, 58(233-234): 91-107.

[5] 袁志刚，宋铮. 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率[J]. 经济研究，2000(11): 24-32, 79.

[6] Loayza N, Schmidt-Hebbel K, Servén L. Saving in Developing Countries: An Overview[J]. The World Bank Economic Review, 2000, 14(3): 393-414.

[7] 王德文，蔡昉，张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应：论中国增长可持续性的人口因素[J]. 人口研究，2004(5): 2-11.

[8] 汪伟，艾春荣. 人口老龄化与中国储蓄率的动态演化[J]. 管理世界，2015(6): 47-62.

[9] Hurst E. The Retirement of a Consumption Puzzle[R]. National Bureau of Economic Research, 2008.

[10] 毛中根，孙武福，洪涛. 中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析[J]. 人口研究，2013(3): 82-92.

[11] 蔡昉，王美艳. 如何解除人口老龄化对消费需求的束缚[J]. 财贸经济，2021(5): 5-13.

[12] 刘厚莲，原新. 人口负增长时代还能实现经济持续增长吗?[J]. 人口研究，2020(4): 62-73.

[13] 王金营，刘艳华. 经济发展中的人口回旋空间：存在性和理论架构：基于人口负增长背景下对经济增长理论的反思和借鉴[J]. 人口研究，2020(1): 3-18.

[14] 陈斌开. 收入分配与中国居民消费：理论和基于中国的实证研究[J]. 南开经济研究，2012(1): 33-49.

[15] 朱国林,范建勇,严燕. 中国的消费不振与收入分配:理论和数据[J]. 经济研究,2002(5):72-80,95.
[16] 曲兆鹏,赵忠. 老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响[J]. 经济研究,2008(12):85-99,149.
[17] 魏下海,董志强,赵秋运. 人口年龄结构变化与劳动收入份额:理论与经验研究[J]. 南开经济研究,2012(2):100-119.
[18] Acemoglu D,Restrepo P. Demographics and Automation[J]. The Review of Economic Studies,2022,89(1):1-44.
[19] Hicks J R. Marginal Productivity and the Principle of Variation[J]. Economica,1932(35):79-88.
[20] Acemoglu D. Technical Change,Inequality,and the Labor Market[J]. Journal of Economic Literature,2002,40(1):7-72.
[21] Solow R M. A Contribution to the Theory of Economic Growth[J]. The Quarterly Journal of Economics,1956,70(1):65-94.
[22] Carroll C D. Buffer-stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis [J]. The Quarterly Journal of Economics,1997,112(1):1-55.
[23] Atkinson A B,Piketty T,Saez E. Top Incomes in the Long Run of History[J]. Journal of Economic Literature,2011,49(1):3-71.
[24] Kumhof M,Rancière R. Leveraging Inequality[J]. International Journal of Labour Research,2011,3(2):189-195.
[25] Carroll C D,Kimball M S. On the Concavity of the Consumption Function[J]. Econometrica:Journal of the Econometric Society,1996,64(4):981-992.
[26] 汪同三,蔡跃洲. 改革开放以来收入分配对资本积累及投资结构的影响[J]. 中国社会科学,2006(1):4-14,205.
[27] Paglin M. The Measurement and Trend of Inequality:A Basic Revision[J]. The American Economic Review,1975,65(4):598-609.
[28] Almås I,Havnes T,Mogstad M. Adjusting for Age Effects in Cross-sectional Distributions[J]. The Stata Journal,2012,12(3):393-405.
[29] 李飞越. 中国人口老龄化与收入不平等关系研究[J]. 西北人口,2015(5):68-73.
[30] Deaton A,Paxson C. Intertemporal Choice and Inequality[J]. Journal of Political Economy,1994,102(3):437-467.
[31] 李军. 收入差距对消费需求影响的定量分析[J]. 数量经济技术经济研究,2003(9):5-11.
[32] 蔡昉. 中国老龄化挑战的供给侧和需求侧视角[J]. 经济学动态,2021(1):27-34.
[33] 付波航,方齐云,宋德勇. 城镇化、人口年龄结构与居民消费:基于省际动态面板的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2013(11):108-114.
[34] 刘铠豪. 人口年龄结构变化影响城乡居民消费率的效应差异研究:来自中国省级面板数据的证据[J]. 人口研究,2016(2):98-112.
[35] 王正位,李梦云,廖理,等. 人口老龄化与区域创业水平:基于启信宝创业大数据的研究[J]. 金融研究,2022(2):80-97.
[36] 封进,李雨婷. 人口老龄化与企业进入:基于中国地级市的研究[J]. 世界经济,2023(4):170-191.
[37] Engbom N. Firm and Worker Dynamics in an Aging Labor Market[R]. Minneapolis,MN:Federal Reserve Bank of Minneapolis,2019.
[38] Nunn N,Qian N. US Food Aid and Civil Conflict[J]. American Economic Review,2014,104(6):1630-1666.
[39] 孙伟增,郭冬梅. 信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响:需求规模、结构变化及影响路径[J]. 中国工业经济,2021(11):78-96.
[40] 宫汝凯. 走向共同富裕之路:以技术市场发展提升劳动收入份额[J]. 财经研究,2023(1):19-33.
[41] Akita T,Miyata S. The Bi-dimensional Decomposition of Regional Inequality Based on the Weighted Coefficient of Variation[J]. Letters in Spatial and Resource Sciences,2010,3:91-100.

[责任编辑　傅　苏]

Population Aging, Income Distribution, and Household Consumption in China

CHEN Weimin, REN Yuqing

(*School of Economics, Nankai University, Tianjin*, 300071, *China*)

Abstract: Insufficient consumption is one of the prominent problems facing China's economic development, and promoting household consumption is an important part of the strategy to expand domestic demand. Population aging has a profound impact on household consumption level and structure. Accurately identifying the direction and magnitude of this impact is of great theoretical and practical significance. There are multiple channels through which population aging affects household consumption. This paper focuses on the income distribution channel, theoretically exploring how population aging changes the distribution of factor income and household income to affect household consumption. Using data from the China City Statistical Yearbook, national population census, and population sampling surveys, this study constructs an unbalanced panel dataset of 282 prefecture-level-and-above cities, and employs a two-way fixed effects model for empirical testing. The results show that population aging significantly inhibits household consumption. For every 1 percentage point increase in the proportion of the elderly population aged 65 and above in the total population, the per capita urban household consumption level decreases by 2.9%. This conclusion remains robust across a variety of tests, including changes to the measurement of core explanatory and dependent variables, exclusion of certain samples, and placebo tests. To address potential endogeneity, the analysis applies several methods such as incorporating stricter fixed effects, using lagged variables, and employing instrumental variable techniques, effectively mitigating problems related to omitted variables and measurement errors in the baseline model. Mechanism analysis identifies two distinct income distribution effects through which aging affects consumption. First, aging reduces the share of labor income in the national income distribution, which may change the income structure of household, inhibit household consumption capacity, and have a negative impact on household consumption level, which can be called "factor income distribution effect". Second, aging widens the income gap among household and reduces the average marginal propensity to consume of household, which also has a negative impact on consumption, which can be called "household income distribution effect". However, the impact of population aging on household consumption level varies among different cities. In cities with slower economic growth, lower proportion of tertiary industry, and higher proportion of government fiscal expenditure to GDP, the inhibitory effect of aging on household consumption level is more significant. From a regional perspective, the negative impact is stronger in the eastern and central parts of the country. China has entered a stage of accelerated population aging, and it is necessary to attach great importance to the impact of aging on income distribution and household consumption. On the one hand, we should improve the income distribution mechanism, perfect the social security system, and promote common prosperity through inclusive growth. On the other hand, we need to vigorously develop the silver economy, increase the supply of products and services, better meet the needs of the elderly for a better life, deeply tap into the consumption potential of the elderly, especially service consumption, and provide domestic demand support for the sustainable development of the elderly social economy.

Key Words: Population Aging, Household Consumption, Factor Income Distribution, Household Income Distribution, Labor Supply