

成谢军,王莉娟.“双循环”新发展格局下老龄化对农村居民消费结构的影响——来自江苏的考察[J].江苏农业科学,2022,50(8):243-248.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2022.08.042

“双循环”新发展格局下老龄化对农村居民消费结构的影响

——来自江苏的考察

成谢军,王莉娟

(江苏第二师范学院商学院,江苏南京 211200)

摘要:进入新时代后,构建“双循环”新发展格局成为我国当前急需完成的紧迫任务,中央对江苏省寄予厚望,希望江苏省能够在服务全国构建新发展格局上争做示范。同时,中国社会的老龄化进程不断加快给社会经济的各个方面带来了压力和挑战,特别是对居民消费产生了重要影响。从分析老龄化对农村居民消费结构影响的角度出发,为江苏省构建新发展格局提供建议和参考。通过构建计量模型,利用江苏省数据实证分析老龄化对农村居民消费结构的影响,在缓解内生性和自相关问题后,结合分位数模型估计结果,发现老龄化程度提高有利于农村居民消费结构改善且影响显著,不考虑极端值的情况下,影响是稳定的;少儿抚养比提高不利于农村居民家庭消费结构改善且影响显著,其作用大小与老龄化程度大体相当,两者的影响效应基本互抵等。

关键词:“双循环”新发展格局;老龄化;消费结构;分位数估计;江苏

中图分类号:F323.8 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2022)08-0243-06

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中提出“加快构建以国内大循环为主体、国际国内双循环相互促进的新发展格局”,必须“全面促进消费,增强消费对经济发展的基础性作用”。这意味着在未来相当长的时期内,消费是推动社会经济发展的根本动力,是构建新发展格局的重要支撑。伴随着我国社会经济发展进入新时代,老龄化问题也日益凸显,特别是人均寿命不断提高,社会生育意愿不断下降,导致老龄化逐步走向快车道。老龄化诱发的“未富先老”对居民消费的制约作用十分明显,而作为占据中国一半人口的农村居民,其消费能力和消费潜力不应忽视。自 2004 年始,中央历年出台的一号文件都以“三农”为主题,凸显“三农”问题在我国经济与社会发展中的重要地位。因此,探究这一特定历史时期下老龄化如何影响农村居民消费,直接关系到经济高质量发展、构建新发展格局目标的实现,具有重要的现实意义。

江苏省作为全国经济发达省份,是全国经济发展的“排头兵”,在社会经济发展的诸多方面对全国都有带头意义和示范效应。2020 年 8 月,习近平总书记在推进长三角一体化时提出“长三角要率先形成新发展格局”,同年 11 月,习近平总书记在江苏省考察时强调“江苏要在服务全国构建新发展格局上争做示范,在率先实现社会主义现代化上走在前列”,这是党中央对江苏省“两个率先”的重要肯定和指导,也是对江苏省在构建新发展格局上再次率先的希望和要求。与此对应的是,江苏省的老龄化程度正快速加深,以 65 岁以上人口占比计算,1990 年社会老龄化程度仅为 6.8%,2000 年上升到 8.8%,2010 年跃升到 10.9%,2019 年老龄化程度达到惊人的 17.2%,老年人口数量在 2010 年之前基本属于平稳增长阶段,2010 年之后呈爆发式上升,考虑到城乡老年人口的差异,江苏省农村地区老龄化程度更高。因此,探究老龄化程度对江苏省农村居民消费的影响,不仅对江苏省构建新发展格局具有重要影响,也有助于“强富美高”新江苏建设,同时以江苏省为研究对象所得到的结论和对策对全国其他省份也有积极的示范作用和借鉴意义。

收稿日期:2021-08-09

基金项目:国家社会科学基金重点项目(编号:19AGJ011)。

作者简介:成谢军(1978—),男,山东菏泽人,博士研究生,副教授,主要从事城乡经济研究。E-mail:chxj415@126.com。王莉娟为本文共同第一作者。

1 文献综述

随着消费对经济发展拉动作用的增强和我国老龄化程度的提高,学者越来越关注老龄化与消费之间的相互关系,研究成果不断丰富。

老龄化对消费的影响主要体现在人口年龄结构的变动方面,经济行为人在不同年龄阶段表现出不同的消费特点,西方学者在研究过程中逐步形成诸多理论,代表性的有生命周期假说、持久收入假说以及抚养-储蓄模型等,这些研究从宏观层面解释人口年龄结构对居民消费的影响机理,为随后的大量实证研究提供了理论基础。

有关老龄化影响消费的研究主要集中在如何影响消费总量和消费率的层面,通过家庭成员不同的年龄结构分布探讨其对家庭消费的影响。由于不同年龄阶段的消费者偏好不同,如未成年人食品和教育支出较多,中年人文化娱乐以及社会交往支出较多,老年人医疗保健支出较多^[1]。老龄化导致未来劳动市场的劳动力供给下滑,加上原有的独生子女政策引发的养老担忧,家庭的最优储蓄上升,导致家庭消费水平下降^[2],同时老年人逐步退出劳动市场,退休后的收入水平远不及工作期间,加上老年人的消费心理趋于保守,降低家庭消费水平^[3]。由于中国社会的养老保障体系还不够健全,老年人口不得不减少非必要消费,将储蓄视为养老保障的替代^[4]。老年人口增加使得劳动力规模萎缩,资本劳动比上升,资本回报率偏低,同时单位劳动力抚养负担加重,致使消费水平下降^[5]。也有一些研究结论正好相反,王德文等认为,由于个人储蓄在进入劳动年龄以后,会呈现先上升后下降的趋势,老龄化的出现将加速储蓄下降的速度,最终使得居民消费支出增加^[6];王宇鹏认为,鉴于老年人口增加了社会的人口抚养负担,技术不变的情况下社会的劳动产出下降,两方面作用的结果是经济总产出中用于消费的比例上升^[7]。此外,李文星等发现老龄化与居民消费之间的关系并不明显,二者关系较弱或统计意义不显著^[8-9]。

随着老龄化的影响不断上升,有学者注意到老龄化对家庭消费结构的变化,由于老年人口对食物的需求逐渐下降,对医疗保健等需求上升,引起家庭结构变化,总的来说有助于消费结构升级^[10],随着年龄增长,老年人的身体机能越来越弱化,对居家服务等需求增加,对交通、服装等需求减少,推动

消费结构升级,但推动的主要类型是医疗保健和生活服务^[11]。

现有研究对老龄化与消费的关系进行了详细的探讨,为本研究提供了很好的借鉴和参考,但还存在一些不足:一是研究主要集中在对消费总量和消费率方面,对消费结构的关注相对较少,急需丰富;二是老龄化影响城镇居民消费的研究较多,影响农村居民消费的研究较少,在国家已把“三农”问题定位为全党工作的重中之重背景下,加大有关农村居民消费的研究十分重要;三是在为数不多的研究老龄化影响农村居民消费的文献中,基本都采用全部人口中老年人口占比作为老龄化程度的代理变量,这种做法忽视了农村老龄化程度和社会整体老龄化程度的差异,低估了农村的老龄化程度。事实上农村人口向城市转移的主要是青壮年劳动力和高知群体,老年人由于“故土难离”或很难适应城市生活,往往不愿意离开农村,即农村的老龄化程度往往高于城镇和全社会的老龄化程度。综上,本研究通过理论分析,构建计量模型,核心解释变量老龄化程度采用农村老年人口比重作为代理变量,实证分析老龄化如何影响江苏省农村居民的消费水平结构,使用工具变量控制模型的内生性问题,最后采用分位数回归讨论不同老龄化程度如何影响农村居民消费,最大可能保证结论的稳健性。

2 计量模型设计、变量说明与数据来源

2.1 计量模型的设计

根据本研究目的,核心工作是实证分析老龄化程度对农村居民消费结构的影响,在家庭消费类别的人口分布中,除老年人对家庭消费结构有明显影响外,少儿消费也在很大程度上决定了家庭消费的分类,其影响不言而喻。因此,设定回归模型如下

$$\ln MEO = \alpha + \beta_1 (\ln OR) + \beta_2 (\ln YR) + \delta_u X_u + \varepsilon. \quad (1)$$

式中:MEO 表示家庭消费结构,按照学者普遍达成的共识,一般用医疗保健、教育文化娱乐以及其他服务性支出在总消费中所占比重来测算,该比值上升意味着家庭消费结构升级,该比值下降意味着家庭消费结构降阶;OR 表示老龄化程度;YR 表示少儿抚养比; X_u 表示除少儿抚养比以外的模型引入的各个控制变量。借鉴国内大部分学者的研究和经验启示,使用人均可支配收入 Y 、社会保障水平 SSL 、城镇化水平 UL 、物价水平 CPI 等作为控制

变量。

2.2 变量说明与数据来源

2.2.1 被解释变量 家庭消费结构(MEO)为被解释变量,依照上述分析,采用教育文化娱乐以及其他服务性支出在总消费中所占比重来表示。

2.2.2 核心解释变量 老龄化程度(OR)为核心解释变量,按照联合国老龄化测算标准,使用 65 岁及以上人口数量占全部人口数量的比重来表示。

2.2.3 控制变量 (1)少儿抚养比(YR)。一般而言,少儿消费主要集中在食品、服装和基本生活用品支出方面,医疗保健、教育文化娱乐等支出相对较少,少儿抚养比的上升可能导致家庭消费结构降阶,故预计少儿抚养比的偏效应为负。(2)人均可支配收入(Y)。入水平是制约消费总量及类别的主要影响因素,按照恩格尔定律,收入水平上升过程中用于食物支出的比例会下降,故预计人均可支配收入的偏效应为正。(3)社会保障水平(SSL)。社会保障水平覆盖面越广,保障力度越大,人们越没有后顾之忧,从而愿意消费,敢于消费,故预计社会保障水平的偏效应为正。(4)城镇化水平(UL)。城镇化一方面有利于农村富余劳动力进城务工获得更高收入,另一方面可以改善基本公共设施的供给,特别是改善交通等促进消费的便利条件,为农村居民提供更多的消费选择,故预计城镇化水平的偏效应为正。(5)物价水平(CPI)。物价水平上涨导致家庭消费面临更大的生活成本压力,可能会抑

制农村家庭除必需品之外的消费,同时使得基本生活支出上升,故预计物价水平的偏效应为负。

2.2.4 数据来源 所用数据均来自历年《江苏统计年鉴》和万得数据库,时间跨度为 1999—2019 年。

3 实证结果与分析

3.1 数据的描述性统计

表 1 显示,各变量的均值与中位数比较接近,说明各变量值的分布较为规律。各变量最大值与最小值差异最大的是物价水平,说明每年物价相对其他变量波动性大,城镇化水平与社会保障水平的最大值与最小值相差较大,说明江苏的城镇化速度较快,社会保障体系也日益完善。值得注意的是虽然老龄化程度较高,但是最大值与最小值只相差 0.058,其最大值为 0.140,说明目前江苏老龄化程度日趋严重,要引起足够的重视。各变量相对应的标准差也印证了上述结论,物价水平的标准差最大,同样说明其波动性最大,其余变量的标准差都在 0.1 左右。偏度值说明家庭消费结构、人均可支配收入和社会保障水平呈左偏态分布,老龄化程度、少儿抚养比、城镇化水平和物价水平呈右偏态分布。由于所有变量的峰度值都大于 0,说明各变量值的分布相对于正态分布来说较为陡峭,为顶尖峰,同时所有变量的峰度值都小于 3,说明陡峭程度有限。各变量的正态检验值也验证了偏度值及其分析结果。

表 1 数据的描述性统计

统计值	ln MEO	ln OR	ln YR	ln Y	ln SSL	ln UL	ln CPI
均值	0.199	0.105	0.008	0.455	2.253	0.182	0.178
中位数	0.200	0.104	0.008	0.456	2.259	0.172	0.167
最大值	0.225	0.140	0.017	0.534	2.346	0.251	0.434
最小值	0.165	0.082	0.001	0.308	2.134	0.141	-0.013
标准差	0.016	0.014	0.005	0.056	0.060	0.029	0.149
偏度	-0.455	0.526	0.072	-0.531	-0.315	0.824	0.116
峰度	2.461	2.817	1.846	2.526	1.952	2.760	1.569
正态检验值	1.954	1.992	2.365	2.371	2.615	4.852	3.680

3.2 单位根检验

为检验各变量数列是否为同阶平稳序列,采取假设相反的 ADF 检验和 LLC 检验,以保证检验结果的可靠性,结果见表 2。

由表 2 可知,ln MEO、ln OR、ln YR、ln Y、ln SSL、ln UL、ln CPI 原序列 2 种方法的检验结果均显示非

平稳,一阶差分序列均显示为一阶平稳序列,即同阶单整序列。

3.3 协整检验

在所有变量序列同阶单整的情况下进行协整检验,采用 Kao-ADF 检验,检验值为-3.695,伴随概率为 0.000,表示该变量组存在协整关系。

表 2 单位根检验结果

方法变量	LLC 检验		ADF 检验		结论
	检验值	P 值	检验值	P 值	
ln MEO	0.076	0.530	2.566	0.530	非平稳
ln OR	1.672	0.953	0.541	0.969	非平稳
ln YR	1.077	0.859	0.071	0.999	非平稳
ln Y	0.046	0.518	0.471	0.976	非平稳
ln SSL	1.061	0.856	0.338	0.987	非平稳
ln UL	0.961	0.832	3.061	0.548	非平稳
ln CPI	1.243	0.893	0.079	0.999	非平稳
Δln MEO	-3.711	0.000 ***	18.334	0.000 ***	平稳
Δln OR	-3.107	0.000 ***	13.554	0.000 ***	平稳
Δln YR	-2.155	0.016 **	7.910	0.095 *	平稳
Δln Y	-3.603	0.000 ***	15.837	0.003 ***	平稳
Δln SSL	-3.475	0.000 ***	18.140	0.000 ***	平稳
Δln UL	-1.734	0.041 **	13.092	0.010 ***	平稳
Δln CPI	-3.838	0.000 ***	17.876	0.001 ***	平稳

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上差异显著。表 4、表 5 同。

3.4 格兰杰因果检验

为更好地判断计量模型中变量之间的相互关系,采用格兰杰因果关系检验,结果见表 3。

表 3 格兰杰检验结果

原假设	F 值	伴随概率
ln OR 不是 ln MEO 的格兰杰原因	2.882	0.070
ln MEO 不是 ln OR 的格兰杰原因	3.961	0.029
ln YR 不是 ln MEO 的格兰杰原因	2.789	0.076
ln MEO 不是 ln YR 的格兰杰原因	1.185	0.319
ln Y 不是 ln MEO 的格兰杰原因	2.920	0.068
ln MEO 不是 ln Y 的格兰杰原因	0.334	0.719
ln SSL 不是 ln MEO 的格兰杰原因	1.288	0.290
ln MEO 不是 ln SSL 的格兰杰原因	0.692	0.508
ln UL 不是 ln MEO 的格兰杰原因	2.987	0.064
ln MEO 不是 ln UL 的格兰杰原因	0.230	0.796
ln CPI 不是 ln MEO 的格兰杰原因	2.028	0.148
ln MEO 不是 ln CPI 的格兰杰原因	0.942	0.400

由表 3 可知,老龄化程度与家庭消费结构互为格兰杰原因,少儿抚养比是家庭消费结构的格兰杰原因,家庭消费结构不是少儿抚养比的格兰杰原因,人均收入水平是家庭消费结构的格兰杰原因,家庭消费结构不是人均收入水平的格兰杰原因,社会保障水平与家庭消费结构互不为格兰杰原因,城镇化水平是家庭消费结构的格兰杰原因,家庭消费结构不是城镇化水平的格兰杰原因,物价水平与家庭消费结构互不为格兰杰原因。格兰杰检验不仅

显示统计学意义上的解释变量与被解释变量的相互关系,也为后面的计量分析提供了参考。

3.5 估计结果及解释

上述检验过程为计量分析提供了理论依据,作为基准回归,运用 OLS 方法估计,结果见表 4。如果计量模型不存在内生性问题,OLS 方法估计的结果是可以接受的。由表 4 可知,解释变量与被解释变量存在双向因果关系,意味着模型可能存在双向因果关系的内生性问题,同时通过经济理论分析发现模型中人均收入水平可能是内生变量,这是因为收入会影响消费,消费反过来影响人们对收入的追逐。利用 Durbin - Wu - Hausman 方法检验人均收入水平是不是内生变量,将人均受教育程度作为工具变量(这是因为个体消费水平不会直接影响其受教育程度,但受教育程度会影响个体收入,因此人均受教育程度可以作为工具变量使用)。将人均收入作为被解释变量,受教育程度与公式(1)中其他解释变量一起进行回归,可得残差项 μ_1 ,再将 μ_1 和公式(1)中的解释变量对人均收入进行回归,得到 μ_1 系数的 t 检验值的伴随概率为 0.000,检验结果表明人均收入水平确实是内生变量。将人均受教育程度作为解释变量放入公式(1)进行回归,回归结果显示人均受教育程度的系数 t 检验值的伴随概率为 0.231,大于临界值 0.1,故人均受教育程度确实是好的工具变量。在确定工具变量后,采用 2SLS - IV 方法解决内生性问题。另外,差分 GMM

方法可以很好地解决自相关问题,对内生性问题也有较大幅度的缓解,考虑大部分计量模型都可能存在自相关问题,再采用差分 GMM 进行估计,可以更好地保证结果的稳健性。表 4 第 3 列是 2SLS - IV 方法的估计结果,第 4 列是差分 GMM 方法的估计结果。

由表 4 中作为基准回归的 OLS 估计结果可知,老龄化程度提高有利于农村居民消费结构改善且影响显著,老龄化程度上升 1%,居民消费结构改善 0.487 百分点;少儿抚养比提高不利于农村居民消费结构改善且影响显著,少儿抚养比提高 1%,居民消费结构降阶 0.512 百分点;社会保障水平提高有助于改善农村居民消费结构但影响不显著;城镇化水平有利于农村居民消费结构改善且影响显著,城镇化水平上升 1%,居民消费结构改善 0.716 百分点;物价水平上升不利于农村居民消费结构改善且影响显著,物价水平上涨 1%,居民消费结构降阶 0.111 百分点。上述解释变量的实证结果和之前的预估是一致的,但人均收入水平不利于农村居民消费结构改善且影响显著,这与之前的预估正好相反。

表 4 估计结果

解释变量	估计方法		
	OLS	2SLS - IV	差分 GMM
ln OR	0.487 *** (3.098)	0.405 *** (5.505)	0.436 *** (7.507)
ln YR	-0.512 *** (-4.353)	-0.467 *** (-10.107)	-0.432 *** (-8.645)
ln Y	-0.816 *** (-5.143)	-0.962 *** (-136.390)	-0.853 *** (-125.560)
ln SSL	0.260 (0.191)	1.050 *** (69.952)	1.116 *** (8.874)
ln UL	0.716 *** (4.732)	0.925 *** (9.836)	0.850 *** (8.552)
ln CPI	-0.111 ** (-2.537)	-0.141 *** (-4.254)	-0.154 *** (-4.966)
adjust R ²	0.955	0.958	0.953
F 值	17.995	17.200	7.027

在关注到内生性问题后,运用 2SLS - IV 进行处理,结果表明所有解释变量与被解释变量的影响方向和基准回归结果是一致的,但解释变量的作用大小发生了变化,显著性也有明显提高,特别是社会保障水平由不显著变为显著,说明内生性问题确实影响了 OLS 估计的准确性。第 4 列在关注到内生

性问题的基础上,注意到自相关问题带来的偏差,运用差分 GMM 方法处理,发现和 2SLS - IV 方法的估计结果非常一致,影响方向同向,作用大小基本相同。

3 种方法的估计结果都表明人均收入水平会抑制农村居民家庭消费结构升级,然而上述理论分析和许多实证研究都表明人均收入水平有助于城市家庭消费结构升级,这是由目前农村居民消费的特殊性造成的。农村居民消费和城市居民消费有很大差异,由于农村家庭与城市家庭收入悬殊,农村家庭的子女数量普遍多于城市家庭,两者面临的消费环境也有很大不同,导致农村家庭和城市家庭的消费心理和消费行为迥异。受家庭收入水平的制约,农村家庭消费心理上趋于保守,需求弹性大,加上农村居民的社会保障水平低,收入增长的部分更多用于预防性储蓄,增加的消费支出也偏向于改善基本生活条件,造成农村人均收入水平的提高没有起到改善消费结构的作用。

3.6 分位数模型估计结果

为深化老龄化程度对农村居民消费结构影响的认识,同时也增强公式(1)估计结果稳健性的讨论,采用分位数模型估计老龄化对不同层次的农村居民消费结构的影响(表 5)。

分位数估计结果的系数检验(表 5)显示,除 ln SSL 之外的其余变量在 τ 为 0.1 ~ 0.9 不显著,其余变量的系数检验均显著,意味着分位数估计结果可以接受。从 $\tau = 0.1$ 到 $\tau = 0.9$ 的过程中,老龄化程度对农村居民家庭消费结构始终呈正向影响,与表 4 结果一致,除去 2 个极端值(为 0.1 和 0.9),其他分位点老龄化程度对农村居民消费结构的影响几乎没有区别,是稳定的。在不同分位点上变化明显的是社会保障水平,在最低层次和最高层次的家庭消费结构状态下,其对农村居民家庭消费结构的影响是负向的,说明在农村居民生活水平很低的情况下,提高社会保障水平不能改善家庭消费结构,只能缓解农村居民的贫困状况,当农村居民生活水平非常高时,提高社会保障水平已无力推动家庭消费结构继续升级,但可以提高居民幸福指数。

4 结论与政策启示

老龄化是我国社会经济发展过程中的必然现象,随着经济发展水平的不断提高,老龄化程度进程很可能加快,加大对经济的冲击力度^[12],对家庭

表 5 分位数模型估计结果

变量	系数				
	$\tau=0.1$	$\tau=0.3$	$\tau=0.5$	$\tau=0.7$	$\tau=0.9$
$\ln OR$	0.836 ** (2.628)	0.458 * (1.874)	0.434 ** (1.992)	0.454 ** (2.439)	0.504 ** (2.316)
$\ln YR$	-0.589 *** (-2.777)	-0.345 * (-1.787)	-0.387 ** (-2.489)	-0.719 *** (-3.315)	-0.577 *** (-3.650)
$\ln Y$	-0.898 * (-1978)	-0.588 *** (-2.892)	-0.548 *** (-2.728)	-0.194 *** (-5.106)	-0.904 *** (-3.990)
$\ln SSL$	-0.078 (-0.031)	0.107 (0.062)	0.196 (0.125)	0.281 (0.169)	-1.174 (-0.560)
$\ln UL$	0.829 (1.478)	0.609 *** (3.766)	0.556 *** (3.433)	0.608 *** (3.547)	0.757 *** (3.827)
$\ln CPI$	-0.151 (-1.549)	-0.137 ** (-2.391)	-0.133 ** (-2.598)	-0.095 * (-1.753)	-0.034 (-0.497)
准似然统计值	44.089	53.750	50.925	43.348	26.077

注:括号内为 t 值。

消费及其结构产生重要影响。本研究基于江苏省率先构建“双循环”新发展格局的时代要求,构建计量模型,充分注意内生性和自相关问题,并使用分位数模型估计农村老龄化对不同层次消费结构的影响。结果表明,老龄化程度提高有利于农村居民消费结构改善且影响显著,在不考虑极端值的情况下,影响是稳定的;少儿抚养比提高不利于农村居民家庭消费结构改善且影响显著,其作用与老龄化程度大体相当,两者的影响效应基本互抵;社会保障水平提高有助于改善农村居民的家庭消费结构,处理内生性问题后影响显著;城镇化水平提高有利于农村居民家庭消费结构改善且影响显著;物价水平上升不利于农村居民家庭消费结构改善且影响显著;人均收入水平提高不利于农村居民家庭消费结构改善且影响显著。

从上述实证结论可以得到如下政策启示:一是顺应经济社会发展的老龄化趋势,大力发展“银发经济”,充分挖掘农村老年群体的消费潜力,助力农村家庭消费结构升级,为江苏省构建新发展格局提供动力。二是改善城乡收入分配格局,收入分配适度向农村居民倾斜,完善面向农村居民的社会保障体系,提高社会保障水平,消除农村居民的后顾之忧,改变农村居民保守消费的心理偏好,逆转人均收入水平对消费结构的抑制作用。三是积极出台配套国家“三孩政策”的鼓励措施,如对“二孩”和“三孩”家庭减免个人所得税,发放大额生育补贴,

在孩童 18 岁之前按月发放生活补助等,切实降低家庭生育成本,消除或缓解少儿抚养比对家庭消费结构的消极影响。

参考文献:

[1]朱 勤,魏涛远. 中国城乡居民年龄别消费模式量化与分析[J]. 人口研究,2015,39(3):3-17.

[2]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.

[3]王 芳. 人口年龄结构对居民消费影响的路径分析[J]. 人口与经济,2013(3):12-19.

[4]李 响,王 凯,吕美晔. 人口年龄结构与农村居民消费:理论机理与实证检验[J]. 江海学刊,2010(2):93-98,239.

[5]田成诗,马嘉彧. 人口老龄化对中国宏观经济的影响——基于消费可能性边界的研究[J]. 人口与经济,2020(1):63-74.

[6]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,2004,28(5):2-11.

[7]王宇鹏. 人口老龄化对中国城镇居民消费行为的影响研究[J]. 中国人口科学,2011(1):64-73,112.

[8]李文星,徐长生,艾春荣. 中国人口年龄结构和居民消费:1989—2004[J]. 经济研究,2008(7):118-129.

[10]汪 伟,刘玉飞. 人口老龄化与居民家庭消费结构升级——基于 CFPS2012 数据的实证研究[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版),2017(5):84-92.

[11]齐红倩,刘 岩. 人口年龄结构变动与居民家庭消费升级——基于 CFPS 数据的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(12):174-184.

[12]都 阳,封永刚. 人口快速老龄化对经济增长的冲击[J]. 经济研究,2021(2):71-88.