

# 少子化对居民家庭消费及消费升级的影响

王秉璠

重庆大学公共管理学院, 重庆

收稿日期: 2024年12月19日; 录用日期: 2025年2月7日; 发布日期: 2025年2月18日

## 摘要

文章采用2010~2018年中国家庭动态追踪调查(CFPS)的家庭面板数据, 结合生命周期理论和家庭储蓄需求模型, 基于双固定效应模型考察了少子化对居民家庭消费及消费升级的影响。研究发现, 少子化有利于提升居民家庭消费水平, 并且有助于居民家庭消费结构升级。分城乡的异质性检验表明, 少子化对农村家庭的消费水平存在更为显著的正效应。而农村家庭分地区的异质性检验显示, 少子化对农村家庭消费的影响在经济发展水平不同的地区之间存在显著差异, 少子化对欠发达西部地区的农村家庭消费的促进作用更加强烈, 显著促进了西部地区农村家庭的消费水平提高。

## 关键词

少子化, 家庭消费, 消费升级

# The Impact of Low Fertility on Household Consumption and Consumption Upgrading

Bingfan Wang

School of Public Policy and Administration, Chongqing University, Chongqing

Received: Dec. 19<sup>th</sup>, 2024; accepted: Feb. 7<sup>th</sup>, 2025; published: Feb. 18<sup>th</sup>, 2025

## Abstract

Using the household panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2010 to 2018 and combining the life cycle theory and household savings demand model, this paper examines the impact of low fertility on household consumption and consumption upgrading based on a double fixed-effect model. The study finds that low fertility is conducive to improving household consumption levels and helping households upgrade their consumption structure. The heterogeneity test by region and urban-rural areas shows that low fertility has a more significant positive effect on rural household consumption levels. The heterogeneity test by region shows that the impact of low fertility

文章引用: 王秉璠. 少子化对居民家庭消费及消费升级的影响[J]. 社会科学前沿, 2025, 14(2): 195-205.

DOI: 10.12677/ass.2025.142112

on rural household consumption varies significantly between different regions, with a stronger promotion effect on rural household consumption in the less developed western regions, significantly improving the consumption level of rural households in these regions.

## Keywords

Low Fertility, Family Consumption, Consumption Upgrade

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

世界市场低迷，出口对我国经济增长的拉动作用明显减弱，因此将经济增长的动力从出口转向内需是大势所趋。既然要促进扩大内需，不得着眼于扩大我国的消费需求，而人口年龄结构是影响居民家庭消费的一个重要因素，因此探究少子化对我国居民家庭消费的影响对构建以中国国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有重要意义。

第七次全国人口普查显示，我国老龄化与少子化现象并存。一方面，我国人口老龄化程度进一步加深，社会抚养负担加重。第七次全国人口普查数据显示，全国 60 岁及以上人口已经超过 2.6 亿，占总人口的比重高达 18.70%。另一方面，我国进入少子化阶段，0~14 岁人口占总人口的比重仅 17.95%，低于 20%。与 2010 年相比，0~14 岁、60 岁及以上人口的比重分别上升 1.35 和 5.44 个百分点。

医疗技术的进步、计划生育政策、生育成本的上升和生育意愿持续下降，是导致老龄化和少子化的重要原因。少子化对我国经济发展产生着重要的影响，为了缓解少子化对我国经济发展的不良影响，我国于 2021 年 5 月 31 日正式实施“三孩政策”，即一对夫妻可以生育三个子女。因此，基于我国老龄化与少子化进一步加深的现象，本文力图通过实证分析研究少子化对于我国居民家庭消费及消费结构升级的影响，并对解决我国少子化问题提出政策建议。

本文余下部分结构安排情况如下：第二部分为文献综述部分，第三部分为本文的理论基础及研究假设，第四部分为数据来源与变量选择；第五部分为模型设定与实证分析；最后第六部分为结论与建议，第七部分为参考文献。

## 2. 文献综述

国外学者对人口年龄结构与消费的关系进行了研究，但始终没有得出较为一致的研究结论。一些学者认为人口老龄化有利于消费增长。Loayza 等(2000)利用跨国时间序列数据对储蓄率差距的影响因素进行了实证研究，发现人口老龄化对储蓄率有负效应，有利于消费增长[1]。同时，也有研究认为老龄化抑制了消费增长，Kelley & Schmidt (1996)研究认为人口老龄化促进储蓄的增长，不利于居民消费的提升[2]。Kuhn & Prettnner (2015)基于国家转移账户(National Transfer Accounts)中的跨国消费数据进行了比较研究，发现人口年龄结构对消费的影响存在跨国差异，但大多都不利于消费增长[3]。还有一些学者的研究表明老龄化对消费的影响是双向的。Li & Jie (2007)利用世界银行近期数据集的面板数据实证研究发现，老龄化对储蓄既有正效应，又有负效应[4]。此外，另一些国外学者却认为人口老龄化对消费无明显影响。Kraay (2000)的研究却认为人口老龄化对消费率的影响不显著[5]。

相比于国外学者的研究，国内学者关于人口结构的研究更加重视实证，有少部分学者关注到人口年

龄结构对消费结构的影响。国内学者从宏观层面进行的研究大多采用省际面板数据,但是研究的侧重点和研究结论有明显差异。在年龄结构与消费或储蓄的关系研究上,李文星等(2008)采用 GMM 估计方法对 1989~2004 年的省际面板进行实证,发现儿童抚养比的增长有利于提高居民消费,老年抚养比的变化对居民消费没有显著影响[6]。汪伟(2010)通过 1989~2006 年的省际面板数据研究发现抚养系数的下降促进了中国高储蓄现象的产生,导致居民消费下降[7]。李响等(2010)侧重农村居民消费,通过实证发现农村少儿抚养比上升有利于农村居民消费扩大,老年抚养比上升则抑制了农村居民消费提升[8]。汪伟和艾春荣(2015)基于人口老龄化的寿命效应与负担效应和三期世代交替模型研究发现,老龄化对储蓄并未产生显著的负效应,“未雨绸缪”的储蓄动机才是中国高储蓄、低消费的真正原因[9]。在年龄结构与消费增长的影响机制研究上,刘铠豪和刘渝琳(2014)利用省际面板数据对中国居民消费增长的影响机制进行了实证检验,发现少儿抚养比的提升促进居民消费,而老年抚养比的上升却抑制了居民消费增长[10]。陈晓毅(2015)基于宏观省际面板数据研究了老龄化、少子化对农村居民消费的影响,研究表明二者均有利于农村居民消费水平的提升,且老龄化的作用更为剧烈[11]。毛中根等(2013)则提出老龄化对消费的正效应与负效应,并通过实证检验得出老年抚养系数与少儿抚养系数对消费的影响在城乡之间、地区之间有显著差异的结论[12]。王维国等(2019)借助跨国面板数据和 SARAR 模型,对人口年龄结构对经济增长的作用机制进行了实证研究,提出生育率下降与预期寿命延长对经济增长的正向影响正在向负向转变[13]。

国内学者微观方面的研究采用的数据较为丰富,研究结论也不尽相同。一些学者认为老龄化促进了消费,甚至有利于消费结构升级,而少子化则抑制了消费结构的改善。曲兆鹏和赵忠(2008)从生命周期理论出发,利用 CHIP 的微观数据研究发现老龄化对收入和消费不平等的作用很小[14]。汪伟、刘玉飞(2017)借助 2012 年 CFPS 的数据对人口老龄化与居民家庭消费结构升级进行了实证研究,发现人口老龄化会通过促进居民家庭的医疗保健消费引起家庭的消费升级,并且相比于城镇,农村地区人口老龄化的消费结构升级效应更加显著[15]。齐红倩、刘岩(2020)借助 CFPS 的微观数据对人口年龄结构变动对家庭消费升级的影响做了实证研究,研究发现家庭老年抚养比的上升对居民消费结构改善具有正向影响,而少儿抚养比的上升则对其有负向抑制作用,且少儿抚养系数增大对家庭高层次消费的挤出效应更为明显。另一些学者则持相反观点,认为老龄化、少子化都阻碍了家庭消费结构的改善[16]。丁继红、应美玲(2013)等人基于 CHNS 的农村家庭面板数据,从健康风险和医疗保障视角研究发现老龄化对农村家庭耐用品消费具有负向影响[17]。范兆媛(2020)运用 CFPS 面板数据和 FE 模型、GMM 模型进行中介效应检验,发现老年抚养比和少儿抚养比分别通过健康人力资本的中介效应、教育人力资本的中介作用阻碍了家庭消费结构的优化[18]。此外,还有少数学者认为老龄化对消费升级无显著影响,且在多方面存在异质性影响。杨凡、潘越等人(2020)以科特勒消费行为模型为基础,运用 CLASS 数据和 Logistic 回归模型进行实证分析,分析发现老龄化并未对消费升级产生负向影响,并且影响老年人消费结构改善的因素在城乡、年龄水平和收入水平上存在显著差距[19]。

综上所述,国内外学者的大多数研究的是老龄化对消费和储蓄的影响,尽管已经有部分学者关注到了人口年龄结构对消费结构的影响,但是大多数学者更加注重探究老龄化对消费结构升级的影响,而忽视了少子化对家庭消费及消费结构的影响。随着中国生育率的下降,少子化的问题日益严重,因此本文着眼于少子化的社会问题,探究少子化对我国居民消费及消费升级的影响,采用双固定效应模型进行实证,更加深入地探究城乡之间、不同地区之间少子化对家庭消费升级的异质性影响并提出了可能的解释以及政策建议。

### 3. 理论基础与研究假说

Modigliani 和 Brumberg (1954)提出的生命周期假说(life-cycle hypothesis),首次揭示了人口年龄结构

对消费的影响[20]。即消费者追求的是跨期效用最大化,而不是当期效用最大化,因此消费者会将终生预期总收入作为预算约束,在不同年龄阶段进行动态决策,以实现跨期效用最大化的最优配置。

根据家庭储蓄需求模型(household saving demand model) (Samuelson, 1958 [21]; Neher, 1971 [22]),认为家庭中的少儿是一种投资品,可以替代部分储蓄。家庭中少儿数量越多,父母对未来养老生活保障的信心越强,用于储蓄以被未来使用的养老金就越少,因此家庭消费支出越多,居民消费率会增加。在中国的家庭储蓄动机中,传统的“养儿防老”观念长期以来一直占据重要地位。这个观念源于中国传统社会结构中父母与子女之间紧密的经济依赖关系。一方面,传统社会以农业生产为主,需要大量的人力投入,家庭中子女数量多意味着有更多的劳动力参与农田劳作,维持家庭的经济来源。另一方面,传统社会尚未建立完善的社会保障体系,缺乏诸如养老金、医疗保险等现代福利制度,商业保险也不普及,个人难以通过其他途径为老年生活储备足够的经济资源。在这种情况下,家庭成为人们抵御老年风险的主要依靠,子女自然成为父母养老的重要保障。因此,在传统的社会模式下,父母将子女视作一种投资品,通过抚养子女,期望在步入老年、丧失劳动能力之时,能够获得子女稳定的经济支持与生活照料,降低家庭因遭遇疾病等意外事件陷入贫困的风险,提高家庭应对经济风险的能力。

然而,就中国当前特殊的国情而言,“养儿防老”的家庭储蓄需求假说似乎并不适用。随着社会的变革和经济条件的变化,尤其是城市化进程的加快,家庭结构逐渐变化,普遍形成了“4-2-1 家庭结构”<sup>1</sup>。在这种家庭结构下,子女面临着赡养多位老人的沉重负担,使得单一依赖子女养老的模式变得愈发困难,“养儿防老”的家庭储蓄观念逐步动摇。与此同时,社会保障体系的逐步完善,使得老年人的生活保障逐渐不再完全依赖于子女,家庭的储蓄动机不再单纯地集中于养老保障。加之如今教育的内卷化、城市生活压力剧增,这些变化使得家庭开始重新审视储蓄策略,家庭储蓄动机的内涵和形式也发生了显著变化,储蓄重点转向了子女的教育、婚嫁和房产等方面。

高额的教育支出成为现代中国家庭储蓄动机转变的重要因素之一。传统上,父母为子女的教育投入主要是为了让子女能够进入优质学校,从而获得更多的社会机会。随着中国教育竞争的加剧,“学历内卷”现象广泛蔓延,教育环境发生了深刻变化。如今,家长们普遍将教育视为子女实现成功人生的关键,对子女的教育期望不断提高,对于孩子未来的教育投资越来越高。为了应对日益增长的教育成本,家长们往往会通过增加现期储蓄来确保有足够的资金支持子女未来的教育。这种对未来教育支出的强烈预期,深刻影响了家庭的消费行为,使得家庭当期消费减少,即使是一些能够提升生活质量的改善型消费也会被推迟甚至取消。这种消费结构的调整,表明家庭的储蓄动机已经更多地聚焦于子女的未来发展,而非仅仅局限于老年生活的保障。

教育支出压力不仅改变了家庭储蓄动机,也直接影响到家庭的房产决策和整体消费水平。由于子女教育支出对家庭预算的挤压,许多家庭面临着在高昂的教育费用和住房需求之间的艰难抉择。在中国,尤其是大城市,房产被视为财富积累和社会地位的重要象征,因此许多家庭会将储蓄投入到购房这一大宗支出中。对于家庭来说,购房不仅是为了满足居住需求,更是为了确保子女将来有一个更好的居住环境,或者为其婚嫁提供经济保障。因此,家庭储蓄不仅仅是为了应对老年生活,还涉及为子女提供更好的教育和住房条件。随着教育费用的不断增加和房产价格的持续上涨,家庭往往会将储蓄更多地聚焦在购房和教育支出上,而推迟对老年生活的财务准备,甚至在短期内出现储蓄的倾斜和消费的压缩。

此外,传统婚嫁习俗中的“彩礼”和“嫁妆”问题,也在现代中国家庭的储蓄动机中扮演了重要角色。中国的许多地区仍然保留着传统的婚嫁习俗,彩礼和嫁妆是婚姻的重要组成部分,而这两项开支往往需要家庭提前做好储蓄准备。这种文化习俗导致很多家庭在子女婚嫁问题上投入了大量的资金,从而

<sup>1</sup> “4-2-1 家庭结构”即四个祖父母、两个父母和一个子女的家庭结构。

减少了其他方面的消费支出。例如，许多家庭会为了保证子女能够顺利成婚而提前几年积攒储蓄，从而在婚姻大事到来时，能够应对高额的彩礼和嫁妆开支。这种文化习俗在一定程度上增加了家庭的储蓄压力，进一步影响了家庭的消费决策，很多家庭选择减少现期消费，确保能够满足这些重大支出的需求。

综上所述，随着中国社会的变迁和经济环境的变化，“养儿防老”的观念已经不再是家庭储蓄的唯一动机。现代中国家庭的储蓄动机呈现出更加多元化和复杂化的特征，家庭储蓄不仅仅是为了老年生活的保障，更重要的是为子女的教育、婚嫁以及未来的房产需求做准备，这种对未来消费的预期，引起家庭增加现期储蓄，从而导致本期消费的减少，家庭消费水平下降。基于以上分析，本文提出了以下两个假说。

假说一：少子化有利于居民家庭消费水平的提升。

假说二：少子化对居民家庭消费结构升级有正向影响。

## 4. 模型、变量与数据描述

### 4.1. 模型设定

基于前文的理论分析，本文基于双固定效应模型研究少子化对居民家庭消费水平及消费结构升级的影响，基准回归模型设定如下：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 \text{CONTROL}_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中， $i$ 表示家庭， $t$ 表示时间， $Y$ 为被解释变量家庭消费水平和家庭消费升级程度， $X$ 为核心解释变量少子化程度， $\text{CONTROL}$ 为控制变量，包括家庭特征变量和户主特征变量， $\mu_i$ 和 $\eta_t$ 分别表示个体固定效应和年份固定效应， $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项，本文关注的重点是核心解释变量 $X$ 的估计系数 $\beta_1$ 。

### 4.2. 数据来源与样本选择

本文数据来源于2010~2018年共5期中国家庭追踪调查(CFPS)。CFPS样本覆盖25个省/市/自治区，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员，通过分层、多阶段的抽样设计使其样本能够代表中国95%的人口，具有良好的代表性。在数据处理过程中，本文剔除了指标异常以及数据缺失严重的家庭样本，最终选取了家庭收入和消费为正数、关键变量无严重缺失的样本作为实证研究的对象。

### 4.3. 变量说明及描述性统计

#### 4.3.1. 被解释变量

本文选取居民家庭消费总支出测度居民家庭消费水平(pce)，并将取对数后的数据作为被解释变量。其中，居民家庭消费支出分为生存型消费支出、发展型消费支出和享受型消费支出三类，生存型消费包括食品烟酒、衣着、居住消费，发展型消费包括教育、文化、娱乐消费，享受型消费包括家庭设备及服务、交通和通信、医疗保健消费。因此，本文以居民家庭发展型和享受型消费支出衡量居民家庭消费升级程度(hpce)，并将取对数后的数据作为被解释变量。

#### 4.3.2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为家庭少儿抚养系数(cdr)，少儿抚养系数即居民家庭中0~14岁家庭成员数量占15~64岁家庭成员数量的比重。家庭少儿数量越少，少儿抚养系数越低，少子化程度越高。并将家庭少儿数量(cd)作为其稳健性检验指标。家庭少儿数量即居民家庭中0~14岁家庭成员数量。

#### 4.3.3. 控制变量

为了更加准确地衡量少子化对居民家庭消费和消费结构的影响，本文参考以往研究居民家庭消费文

献，选取了关于家庭特征与户主特征两方面的控制变量。其中，家庭特征变量包括：居民家庭总收入(fincome)：过去一年家庭总收入；家庭规模(familysize)：每户的总人口数；居民家庭户籍类型(urban)：城镇户籍赋值为1，农村户籍赋值为0；居民家庭净财产(ast\_ttl)：家庭净资产额；居民家庭杠杆率(lev)：家庭总负债占家庭净资产的比率。在进行数据处理时，由于居民家庭总收入、居民家庭净财产数据绝对量较大，为避免异常值的影响，减小数据波动和异方差的影响，本文还对其进行对数缩尾处理。户主特征变量包括户主性别(gender)：男性赋值为1，女性赋值为0；户主年龄(age)：户主受教育年限(education)；户主婚姻状况(marriage)：已婚赋值为1，未婚赋值为0；户主健康状况(health)：按照健康程度的不同共分为健康、一般、比较不健康、不健康、非常不健康五类，并分别赋值1~5。变量的描述性统计如表1所示。

**Table 1.** Descriptive statistics of variables  
**表 1.** 变量的描述性统计

| 变量类型     | 变量名称     | 符号         | 样本容量   | 均值     | 标准差    | 最小值   | 最大值   |
|----------|----------|------------|--------|--------|--------|-------|-------|
| 被解释变量    | 家庭总消费支出  | pce        | 27670  | 10.381 | 0.8299 | 8.706 | 12.06 |
|          | 家庭消费升级   | hpce       | 27577  | 19.062 | 1.6743 | 14.97 | 22.76 |
| 核心解释变量   | 家庭少儿抚养系数 | cdr        | 27,670 | 0.146  | 0.168  | 0     | 0.857 |
|          | 家庭少儿数量   | cd         | 27,670 | 0.7416 | 0.9387 | 0     | 8     |
| 家庭特征控制变量 | 家庭总收入    | fincome    | 27,648 | 10.56  | 0.998  | 7.438 | 12.39 |
|          | 家庭规模     | familysize | 27,670 | 3.653  | 1.792  | 1     | 17    |
|          | 家庭户籍类型   | urban      | 27,670 | 0.481  | 0.500  | 0     | 1     |
|          | 家庭净财产    | ast_ttl    | 26,758 | 12.25  | 1.426  | 2.303 | 15.71 |
|          | 家庭杠杆率    | lev        | 27,670 | 0.160  | 1.099  | 0     | 48    |
| 户主特征控制变量 | 户主性别     | gender     | 27,670 | 0.539  | 0.498  | 0     | 1     |
|          | 户主年龄     | age        | 27,670 | 57.16  | 16.41  | 19    | 120   |
|          | 户主受教育年限  | education  | 27,319 | 3.377  | 2.116  | 1     | 12    |
|          | 户主婚姻状况   | marriage   | 27,670 | 0.863  | 0.344  | 0     | 1     |

## 5. 实证分析

### 5.1. 基准回归

基准回归结果如表2所示，在第(1)列和第(3)中，未加入任何控制变量进行混合回归时，家庭少儿抚养系数对家庭总消费支出和家庭消费升级程度的影响并不显著。显然单独回归遗漏了很多重要变量，为了减少遗漏变量对回归估计结果的影响。在第(2)列和第(4)列加入家庭特征控制变量和户主特征控制变量，在第(3)列和第(6)列继续加入个体和时间固定效应。第(3)列结果表明家庭少儿抚养系数对家庭总消费支出的影响在显著性水平为5%时是负向显著的，即家庭少儿抚养系数每上升1%，家庭总消费支出减少0.109%。少儿抚养系数越低，少子化程度越严重，居民家庭总消费支出越高，即少子化有利于促进居民家庭消费，假说一得证。第(6)列结果表明家庭少儿抚养系数的上升对家庭发展型与享受型消费支出增加的抑制作用在显著性水平为1%时是显著的，家庭少儿抚养系数每上升1%，家庭发展型与享受型消费支出减少0.163%。反之，少儿抚养系数越低，少子化程度越严重，居民家庭发展型与享受型消费支出越高，即少子化有利

于促进居民家庭消费结构的优化升级，假说二得证。

控制变量中，对于家庭消费支出而言，家庭总收入对家庭总消费支出的影响是正向显著的，符合凯恩斯的绝对收入假说，即随家庭收入增加消费也会增加。家庭规模越大，家庭总消费支出越多，即家庭人数越多，相应的生活消费支出也会增长，符合预期。此外，家庭净财产对家庭消费也有正向促进作用。在户主特征变量中，户主年龄对家庭消费支出有负向的抑制作用，户主年龄越大，家庭消费支出越少，主要原因有：其一，户主年龄越大收入来源越少；其二，年龄越大，防止疾病的预防性储蓄动机越强；其三，可能与老一辈人勤俭节约的消费观念有关。户主的健康状况对收入支出有正向作用，户主健康状况越差，所花费的医疗支出自然增加，进而导致家庭总消费支出的增长。对于家庭消费升级来说，家庭总收入、家庭规模、家庭净财产对家庭发展型与享受型消费支出的增长有正向促进作用，而户主年龄的增长则不利于家庭消费结构的优化升级。户主健康状况对家庭发展型与享受型消费支出具有正向影响，健康状况越差的家庭，其医疗保健支出的增长自然会导致享受型消费支出的增长，进而促进家庭消费升级。除此之外，户主受教育年限越长越有利于家庭消费结构的升级，因为家长的受教育程度对子女的教育投入有一定影响，教育水平越高的父母倾向于为子女提供更加优质的教育，进而导致居民家庭发展型支出的增加，从而有利于家庭消费结构向更高级、更优质的方向发展。

**Table 2.** Baseline regression results  
**表 2.** 基准回归结果

| 变量         | pce              |                      |                      |                  | hpce                 |                      |
|------------|------------------|----------------------|----------------------|------------------|----------------------|----------------------|
|            | (1)              | (2)                  | (3)                  | (4)              | (5)                  | (6)                  |
| cdr        | 0.004<br>(0.055) | -0.118**<br>(0.051)  | -0.109**<br>(0.050)  | 0.091<br>(0.109) | -0.185*<br>(0.100)   | -0.163*<br>(0.098)   |
| fincome    |                  | 0.172***<br>(0.007)  | 0.137***<br>(0.008)  |                  | 0.334***<br>(0.014)  | 0.257***<br>(0.015)  |
| familysize |                  | 0.069***<br>(0.006)  | 0.083***<br>(0.006)  |                  | 0.151***<br>(0.012)  | 0.183***<br>(0.012)  |
| urban      |                  | 0.111***<br>(0.029)  | 0.076***<br>(0.029)  |                  | 0.213***<br>(0.058)  | 0.135**<br>(0.058)   |
| ast_ttl    |                  | 0.089***<br>(0.005)  | 0.075***<br>(0.005)  |                  | 0.180***<br>(0.010)  | 0.147***<br>(0.010)  |
| lev        |                  | 0.418***<br>(0.039)  | 0.385***<br>(0.038)  |                  | 0.752***<br>(0.072)  | 0.678***<br>(0.071)  |
| gender     |                  | 0.043***<br>(0.013)  | 0.046***<br>(0.013)  |                  | 0.094***<br>(0.026)  | 0.098***<br>(0.025)  |
| age        |                  | -0.006***<br>(0.001) | -0.005***<br>(0.001) |                  | -0.013***<br>(0.001) | -0.011***<br>(0.002) |
| education  |                  | 0.002<br>(0.003)     | 0.015***<br>(0.004)  |                  | -0.004<br>(0.006)    | 0.028***<br>(0.007)  |

续表

|           |                     |                     |                     |                      |                      |                      |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| marriage  |                     | 0.109***<br>(0.028) | 0.131***<br>(0.028) |                      | 0.226***<br>(0.055)  | 0.274***<br>(0.055)  |
| health    |                     | 0.018***<br>(0.005) | 0.015***<br>(0.005) |                      | 0.044***<br>(0.009)  | 0.039***<br>(0.009)  |
| 个体固定效应    | No                  | No                  | Yes                 | No                   | No                   | Yes                  |
| 时间固定效应    | No                  | No                  | Yes                 | No                   | No                   | Yes                  |
| 常数项       | 10.38***<br>(0.008) | 1.736***<br>(0.010) | 7.627***<br>(0.120) | 19.048***<br>(0.160) | 13.035***<br>(0.190) | 13.686***<br>(0.235) |
| N         | 27,670              | 26,401              | 26,401              | 27,577               | 26,312               | 26,312               |
| R-squared | 0.0204              | 0.545               | 0.156               | 0.027                | 0.159                | 0.180                |

注：括号内数值为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

5.2. 异质性分析

5.2.1. 城乡异质性

为了探究少子化对居民家庭消费的异质性作用，本文通过两个虚拟变量对来自 CFPS 的家庭样本进行分组。一是依据家庭户籍类型不同区分城镇家庭和农村家庭。二是根据地区经济发展水平的差异，建立了地区虚拟变量(Area\_types)，按东中西三个地区类型分为三个子样本进行异质性检验。

根据城乡分组的异质性检验结果如表 3 所示。回归估计结果显示，少子化对家庭消费的促进作用在城乡之间存在显著差异。具体来看，少子化对城镇居民家庭消费的影响并不显著，而少儿抚养比的上升对农村家庭的影响在显著性水平为 1%时为负向显著。其中的原因有：从经济收入来说，农村居民家庭相较于城镇居民家庭收入水平较低且收入稳定性较差，导致了少子化现象对其消费水平影响的异质性表现。具体来看，2023 年我国城镇居民人均可支配收入 51,821 元，农村居民人均可支配收入 21,691 元，城乡居民收入比高达 2.4:1。并且城镇居民的收入来源相对多元化，除了工资收入外，还包括较高的经营性收入以及投资收益、租金收入等财产性收入，2023 年城镇居民的财产性收入占可支配收入的比重高达 17.21%，稳定且相对较高的收入水平使得城镇居民家庭在面对少子化或少儿抚养比变化时，有较强的经济缓冲能力，子女抚养比例的变动对家庭整体的消费能力的影响较小。相对城镇家庭而言，农村家庭的收入主要依赖于农业生产和外出务工，以工资性收入和经营性收入为主，财产性收入仅占其可支配收入的 2.49%<sup>2</sup>。但农业生产受自然条件、市场价格波动等因素影响较大，收入稳定性较差，并且外出务工人员的工作也往往面临诸多不确定性，如工作机会不稳定、工资待遇较低等。在这种情况下，少儿抚养比的上升会给农村家庭带来较大的经济压力。为了应对增加的抚养负担，农村家庭不得不削减其消费支出。从社会保障来说，城市地区的社会保障和福利体系相对完善，包括养老保险、医疗保险、失业保险等。这些保障措施为城镇居民的生活产生了一定的兜底作用，减轻了他们对未来生活的担忧，即使在少子化的情况下，父母也不用担心老年生活的经济来源和医疗保障问题，因此消费行为不会因子女数量的变化而受到太大影响。相对而言，农村地区的社会保障和福利体系相对薄弱，养老保险、医疗保险等保障水平较低，难以满足农村居民的实际需求。农村居民在老年生活和医疗方面对子女的依赖程度较高。少儿抚养比的上升意味着未来养老负担的加重，这使得农村家庭为了应对未来的不确定性，不得不增加储蓄，减少当前的消费。从教育资源来说，城乡教育资源的分配不均也是导致少子化对城乡居民家庭消费差异

<sup>2</sup> 数据来源于国家统计局，经笔者计算所得。

性影响的重要原因。城市的教育资源相对丰富，教育保障体系较为健全，从公立学校到各种培训班，资源的多样性和可得性为家庭提供了更多的选择，并且城镇居民有较强的收入保障和更加灵活的资源配置能力。这使得城镇居民在子女教育方面的压力相对较小，教育支出对家庭消费的挤出效应较弱。农村的教育资源则相对匮乏，孩子的教育往往依赖于较为有限的公共教育资源。为了让子女获得更好的教育机会，农村家庭往往需要承担额外的教育费用，如送子女到县城或城市的学校就读，支付较高的学费和住宿费等。少儿抚养比的上升进一步加大了教育支出的压力，导致家庭消费能力下降。

Table 3. Heterogeneity analysis: grouped by urban and rural areas  
表 3. 异质性分析：按城乡分组

| 变量        | pce                 |                     |
|-----------|---------------------|---------------------|
|           | (1)                 | (2)                 |
| cdr       | -0.006<br>(0.007)   | 0.018***<br>(0.007) |
| 控制变量      | Yes                 | Yes                 |
| 个体固定效应    | Yes                 | Yes                 |
| 时间固定效应    | Yes                 | Yes                 |
| 常数项       | 1.757***<br>(0.017) | 1.780***<br>(0.017) |
| N         | 12,736              | 13,665              |
| R-squared | 0.519               | 0.577               |

注：括号内数值为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

5.2.2. 地区异质性

分东部、中部和西部地区的异质性检验结果如表 4 所示。结果显示，少儿抚养比对农村家庭消费的影响在经济发展水平不同的地区之间存在显著差异，少子化对东部地区和中部地区的农村家庭总消费支出的影响并不显著，而在西部地区，少儿抚养比对农村家庭消费的影响是负向显著的，即少子化显著促进了西部地区农村家庭的消费水平提高。少子化现象在不同地区对农村家庭消费的影响存在显著差异，主要原因有：东部和中部地区经济发展水平较高，为农村家庭带来了相对可观的收入水平。且东部和中部地区教育资源丰富，教育支出的压力较小，因此即使少儿抚养比有所下降，家庭消费结构也不会受到较大影响。此外，东部和中部地区的城乡差距相对较小，农村家庭能通过外出务工等途径获得更多的收入来源，进而维持消费水平的稳定。然而，在经济相对欠发达的西部地区，少儿抚养比对农村家庭消费的影响则呈现负向显著关系，少子化反而促进了农村家庭消费水平的提高。这一现象源于西部地区较为独特的社会经济背景。西部地区在经济发展水平方面，相较于东部和中部地区存在一定差距，由于产业结构相对单一，基础设施建设不够完善等原因，该地区的就业环境并不理想，工资待遇也较差。并且受复杂地形因素的制约，西部地区存在不少地理位置偏远、交通不便的欠发达山村，这些山村的村民外出务工面临诸多困难，比如交通成本高、信息获取渠道有限等。即便成功外出务工，由于自身技能水平受限以及外部就业市场的竞争压力，他们所能获得的工资水平也较低，因此西部地区农村家庭往往面临着较为严重的经济压力，进而限制了其消费能力。随着少子化的家庭结构的形成，西部农村家庭的教育支出等育儿负担相对减轻，从而使得他们能够腾出更多资金用于当前消费。这些家庭的消费偏好可能更多

集中在基础消费品和生活质量提升上，比如改善住房条件、增加日常食品和健康支出等。随着人口结构变化，西部地区的家庭消费模式逐渐发生转变，家庭不再像以前那样将大部分收入投入到抚养子女的费用上，而是更多地关注提升自身的生活水平，进而推动了消费的增长。此外，西部地区的少子化现象还可能促进了家庭结构的变化和劳动力市场的调整。随着劳动力市场供给压力的减轻，农村家庭可能更倾向于消费和投资，而不是单纯地积累储蓄为未来子女教育做准备。这种消费倾向的变化可能进一步加速了西部地区农村家庭消费水平的提升。

**Table 4.** Heterogeneity analysis: Grouped by East, Central, and Western regions  
**表 4.** 异质性分析：按东中西部地区分组

| 变量        | pce                 |                     |                     |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|
|           | (1)                 | (2)                 | (3)                 |
| cdr       | -0.100<br>(0.121)   | -0.098<br>(0.118)   | -0.293**<br>(0.145) |
| 控制变量      | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 个体固定效应    | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 时间固定效应    | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| 常数项       | 7.434***<br>(0.278) | 6.894***<br>(0.304) | 8.255***<br>(0.315) |
| N         | 5,326               | 4,375               | 3,625               |
| R-squared | 0.131               | 0.143               | 0.102               |

注：括号内数值为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

6. 结论与政策建议

本文基于生命周期理论和家庭消费储蓄模型，运用 2010~2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)的家庭微观面板数据，借助双固定效应模型实证分析了少子化对居民家庭消费及其消费结构的影响。研究发现，少子化有利于居民家庭消费水平的提升，并且少子化对居民家庭消费结构升级有正向影响。在分城乡的异质性检验中还发现，少子化对城镇居民家庭消费的影响并不显著，而对农村家庭的消费水平存在显著的正效应，即少子化有利于农村家庭消费水平的提高。而农村家庭分地区的异质性检验表明，少子化对农村家庭消费的影响在不同经济发展水平不同的地区之间存在显著差异，少子化对东部和中部地区的农村家庭总消费支出的影响并不显著，而在西部地区，少儿抚养比的提高对农村家庭消费增长存在显著正效应，即少子化显著促进了西部地区农村家庭的消费水平提高。

以本文的研究结论作为基础，提出以下政策建议：第一，应该重视少子化问题对我国经济发展的影响，着力推进“三孩政策”的实施。虽然在短期内，少子化有利于家庭消费水平的提升和家庭消费结构的改善，但是长期少子化是不利于国民经济的长期持续健康发展的，甚至可能导致国家走入“低生育陷阱”。政府部门应该通过控制房价、增强女性福利待遇、减少就业歧视等政策手段，降低女性生育成本，促进年轻人生育意愿的提高。第二，应该将提振消费、扩大内需的立足点放在增加居民收入与刺激居民消费意愿的提升上来。对收入较低的农村家庭来说，抚养孩子的经济负担十分沉重。加之，社会教育的内卷化导致人人追求高学历，使得相当一部分已婚人群因子女高额教育费支出而少生甚至放弃生育，已经生育的家庭也会因为子女未来教育支出的储蓄动机而减少当期消费。第三，应该重视区域经济的协调

发展。地区经济的发展差异可能使得经济发展水平不同的地区居民的消费水平和消费结构产生分化,特别是在我国西部的农村地区,居民消费需求受抚养负担的影响更加强烈,因此,地方政府可以通过加大对教育文化等基础设施等投入来降低西部欠发达地区农村居民抚养孩子的经济负担,刺激消费需求的提升。

## 参考文献

- [1] Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K. and Servén, L. (1999) What Drives Private Saving across the World? Working Papers Central Bank of Chile.
- [2] Kelley, A.C., Schmidt, R.M. (1996) Saving, Dependency and Development. *Journal of Population Economics*, **9**, 365-386.
- [3] Kuhn, M. and Prettnner, K. (2015) Population Structure and Consumption Growth: Evidence from National Transfer Accounts. ECON WPS—Vienna University of Technology Working Papers in Economic Theory and Policy.
- [4] Li, H., Zhang, J. and Zhang, J. (2007) Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence from a Panel of Cross Countries. *Journal of Development Economics*, **84**, 138-154.  
<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.10.002>
- [5] Kraay, A. (2000) Household Saving in China. *The World Bank Economic Review*, **14**, 545-570.  
<https://doi.org/10.1093/wber/14.3.545>
- [6] 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.
- [7] 汪伟. 经济增长、人口结构变化与中国高储蓄[J]. 经济学(季刊), 2010, 9(1): 29-52.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 刘铠豪, 刘渝琳. 中国居民消费增长的理论机理与实证检验——来自人口结构变化的解释[J]. 劳动经济研究, 2014, 2(2): 83-111.
- [11] 陈晓毅. “老龄化”和“少子化”是否影响了农村居民消费?——基于静态和动态空间面板模型的实证研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2015, 30(3): 118-126.
- [12] 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, 37(3): 82-92.
- [13] 王维国, 刘丰, 胡春龙. 生育政策、人口年龄结构优化与经济增长[J]. 经济研究, 2019, 54(1): 116-131.
- [14] 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, 43(12): 85-99+149.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] 丁继红, 应美玲, 杜在超. 我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障视角的分析[J]. 金融研究, 2013(10): 154-166.
- [18] 范兆媛, 王子敏. 人口年龄结构与居民家庭消费升级——基于中介效应的检验[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2020, 44(2): 62-68.
- [19] 杨凡, 潘越, 黄映娇. 中国老年人消费结构及消费升级的影响因素[J]. 人口研究, 2020, 44(5): 60-79.
- [20] Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954) Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. In: Kurihara, K., Ed., *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 388-436.
- [21] Samuelson, P.A. (1958) An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, **66**, 467-482. <https://doi.org/10.1086/258100>
- [22] Neher, P.A. (1971) Peasants, Procreation, and Pensions. *American Economic Review*, **61**, 380-389.