

湖南省城镇居民消费影响因素分析

——基于2014~2024年市州面板数据的双向固定效应检验

杨 琼

长沙理工大学数学与统计学院, 湖南 长沙

收稿日期: 2026年8月22日; 录用日期: 2026年9月16日; 发布日期: 2026年9月24日

摘 要

为识别湖南省城镇居民消费增长的主要影响因素, 本文基于2014~2024年湖南省14个市州年度面板数据, 构建以城镇居民人均消费支出为被解释变量、以城镇居民人均可支配收入、居民消费价格指数和社会保障就业支出为核心解释变量的双向固定效应模型。在静态基准模型基础上, 进一步构建包含一期滞后消费项的动态面板扩展框架, 用于刻画消费惯性、区分收入等因素的短期效应与长期效应, 并结合工具变量(IV)和系统广义矩估计(System GMM)思路讨论潜在内生性。结果表明: 湖南省城镇居民消费与收入总体同步上升, 但市州间差异明显; 在控制市州固定效应、年份固定效应和相关控制变量后, 可支配收入对消费支出具有稳定正向影响, 收入弹性约为2.70; CPI系数方向为正但未达到常规显著性水平; 社会保障就业支出方向为负但短期直接效应不稳定。进一步的稳健样本和扩展模型结果显示, 收入效应仍保持显著。研究认为, 提升居民可支配收入是湖南城镇消费扩容的基础路径, 同时应保持民生价格稳定、提高社会保障支出的可感知性, 并结合区域差异实施分类施策。

关键词

城镇居民消费, 可支配收入, 社会保障, 双向固定效应, 动态面板, 湖南省

Analysis of Influencing Factors of Urban Residents' Consumption in Hunan Province

—A Two-Way Fixed Effects Test Based on Prefecture-Level City and Autonomous Prefecture Panel Data from 2014 to 2024

June Young

School of Mathematics and Statistics, Changsha University of Science & Technology, Changsha Hunan

Received: August 22, 2026; accepted: September 16, 2026; published: September 24, 2026

文章引用: 杨琼. 湖南省城镇居民消费影响因素分析[J]. 应用数学进展, 2026, 15(9): 262-272.
DOI: 10.12677/aam.2026.159390

Abstract

To identify the main factors influencing the growth of urban residents' consumption in Hunan Province, this study uses annual panel data for 14 prefecture-level cities and prefectures from 2014 to 2024 and constructs a two-way fixed effects model with urban residents' per capita consumption expenditure as the dependent variable and urban residents' per capita disposable income, the consumer price index (CPI), and expenditure on social security and employment as the core explanatory variables. On the basis of the static benchmark model, a dynamic panel extension including one-period lagged consumption is further constructed to characterize consumption persistence, distinguish the short-run and long-run effects of income and other factors, and discuss potential endogeneity using instrumental-variable (IV) and System GMM approaches. The results show that urban residents' consumption and income in Hunan generally increased together, with clear differences across cities and prefectures. After controlling for city fixed effects, year fixed effects, and relevant control variables, disposable income has a stable positive effect on consumption expenditure, with an income elasticity of about 2.70. The CPI coefficient is positive but does not reach conventional significance levels, while social security and employment expenditure has a negative but unstable short-run direct effect. Results from the robust sample and extended model confirm the stability of the income effect. The findings suggest that increasing residents' disposable income is fundamental to expanding urban consumption in Hunan, while maintaining price stability, improving the perceptibility of social security expenditure, and adopting differentiated regional policies are also important.

Keywords

Urban Residents' Consumption, Disposable Income, Social Security, Two-Way Fixed Effects, Dynamic Panel, Hunan Province

Copyright © 2026 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

居民消费既是衡量居民生活水平的重要指标，也是扩大内需和稳定经济增长的重要支撑。国家统计局数据显示，2024 年全国居民人均消费支出保持增长，其中服务性消费支出增速较快，反映消费结构仍在持续调整[1]。对于省域经济而言，消费增长并非单纯表现为市场销售规模扩张，而是居民持续支付能力、实际购买力、风险预期和公共服务环境共同作用的结果。湖南省处于中部地区，省内既有以长沙、株洲、湘潭为代表的核心城市群，也有产业基础、交通条件和公共服务水平相对薄弱的市州。若仅使用省级总量数据进行分析，容易掩盖省内区域梯度和城市间差异。

从消费形成机制看，可支配收入决定居民消费能力，价格水平影响名义收入的实际购买力，社会保障则通过改变居民对养老、医疗、失业等未来风险的预期而影响预防性储蓄与当期消费。既有研究普遍认为收入是解释居民消费变化的基础变量，价格和保障制度也会通过不同渠道影响居民消费行为。同时，生命周期理论、永久收入假说和预防性储蓄理论表明，居民消费不仅取决于当期收入，还与长期收入预期、流动性约束和未来不确定性密切相关。

本文将研究主线收束为“收入 - 价格 - 社会保障 - 消费”，以湖南省 14 个市州 2014~2024 年年度面

板数据为基础,采用双向固定效应模型检验城镇居民人均可支配收入、居民消费价格指数和社会保障就业支出对城镇居民人均消费支出的影响。与宏观总量分析相比,市州面板数据能够同时利用时间变化和地区差异;与简单混合回归相比,双向固定效应模型能够控制市州不可观测的长期差异以及不同年份共同面临的宏观冲击。本文的边际贡献主要体现在三方面:其一,基于湖南省市州面板数据刻画省内城镇消费差异;其二,在同一可核查框架中联合考察收入、价格和社会保障因素;其三,在结果解释中区分统计显著性、方向一致性和政策相关性,避免对不显著变量作过度推断。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 收入、价格与居民消费

收入是居民消费研究中最常见也最基础的解释变量。魏贵祥等指出,城镇居民消费需求受收入、价格和消费环境共同影响[2]。赵华春和 Forrest 基于面板数据模型发现,可支配收入对城镇居民消费水平具有持续正向作用[3]。这些成果说明,在区域消费研究中,收入变量虽然传统,但仍是解释消费扩容的核心。此外, Jappelli 和 Pistaferri 从收入变化与消费响应的角度指出,消费对收入冲击的反应具有明显的跨期特征[4]。从理论脉络看, Keynes 的消费函数强调当期收入对消费的基础作用[5]。Friedman 的永久收入假说指出,消费决策不仅取决于当期收入,也取决于对长期收入的判断[6]。Modigliani 和 Brumberg 的生命周期理论进一步强调家庭会根据生命周期资源进行跨期消费配置[7]。Hall 在生命周期-永久收入框架下讨论了消费的跨期动态特征[8]。Carroll 的缓冲储蓄模型则将收入不确定性、预防性储蓄与消费平滑联系起来[9]。这些理论共同为在地区面板中加入滞后消费项、区分短期与长期影响提供了理论依据。

价格水平对消费的影响相对复杂。一方面,价格上涨会降低实际购买力,尤其会挤压低收入群体在教育、文旅、健康等非刚性消费上的支出;另一方面,在某些商品或短期场景中,价格上升也可能诱发提前消费。因此, CPI 对总消费支出的方向性和显著性需要在具体样本中检验,而不宜预设为单一机制。

2.2. 社会保障、预防性储蓄与区域差异

社会保障对居民消费的影响主要通过风险预期渠道实现。毛倩认为,社会保障水平对居民消费的作用需要结合收入水平和制度效果进行解释[10]。朱诗娥等从新型农村养老保险角度发现,养老保障能够通过稳定预期促进消费,但其效果会受到制度覆盖和群体差异影响[11]。王亚柯和刘雪颖从城镇家庭消费角度进一步指出,养老保险会影响家庭消费水平和消费结构[12]。Hubbard 等关于社会保险与预防性储蓄的研究进一步表明,当未来风险可由制度安排部分分担时,家庭用于风险防范的储蓄需求会下降[13]。Chamon 和 Prasad 关于中国城镇家庭储蓄率上升的研究表明,收入不确定性与预防性储蓄动机是理解居民消费跨期调整的重要背景[14]。

区域差异也是省域消费研究不可忽略的因素。陈磊从省域空间差异角度指出,地区收入分布与消费异质性之间存在关联[15]。湖南省统计资料显示,城镇居民消费结构会随收入水平和区域经济条件变化而呈现差异[16]。因此,将湖南省内部市州差异纳入模型,有助于避免把长期区域差异误判为某一解释变量的影响。

2.3. 研究假设

基于上述理论和文献,本文提出以下研究假设。H1:城镇居民人均可支配收入对城镇居民人均消费支出具有显著正向影响。收入增长能够放松预算约束,提高基本消费和发展型消费能力。H2: CPI 变化

会影响城镇居民消费支出，但方向需要结合实证结果判断。H3：社会保障和就业支出对城镇居民消费支出具有正向影响，其机制在于降低未来风险预期和预防性储蓄动机，但短期显著性可能受到支出结构和代理变量限制。H4：区域经济发展水平和一般公共服务支出会对城镇居民消费形成控制或扩展影响，其作用可能更多通过收入机会、公共服务供给和消费环境间接体现。

3. 数据、变量与模型设定

3.1. 数据来源与样本说明

本文以湖南省 14 个地级市(州) 2014~2024 年年度数据为研究样本。理论完整面板包含 154 个“市州 - 年份”观测值。数据主要来自湖南省统计年鉴、各市州统计公报和公开财政统计资料。经过缺失值、口径一致性和异常值核查后，基准模型使用 154 个观测值，稳健性检验使用 127 个观测值，近年样本使用 84 个观测值。指标口径参照国家统计局居民收入和消费支出公开统计资料[17]。市州层面的长期序列主要依据《湖南统计年鉴》及各市州统计公报整理¹。

需要说明的是，城镇居民人均消费支出不同于社会消费品零售总额。后者更偏向市场销售规模，可能包含外来人口消费、单位购买和非居民交易；前者更接近居民家庭层面的实际生活支出，更适合作为本文衡量城镇居民消费水平的被解释变量。为增强可复核性，本文对变量来源、口径和处理方式作进一步说明，见表 1。样本筛选及不同模型对应的有效观测值见表 2。

Table 1. Data sources and processing rules

表 1. 数据来源与处理说明

变量	主要来源	原始单位	处理规则
城镇居民人均消费支出	湖南省统计年鉴、各市州统计公报	元/人	统一为元，取自然对数
城镇居民人均可支配收入	湖南省统计年鉴、各市州统计公报	元/人	统一为元，取自然对数
居民消费价格指数	市州统计公报、统计资料	上年 = 100	不取对数，直接进入模型
社会保障和就业支出	财政决算、统计年鉴及公开财政资料	万元或亿元	统一为亿元后取自然对数
人均地区生产总值	湖南省统计年鉴、统计公报	元/人	统一为元，取自然对数
一般公共服务支出	财政决算、统计年鉴及公开财政资料	万元或亿元	统一量纲后取自然对数

Table 2. Sample selection and model use

表 2. 样本筛选与模型使用情况

样本类型	样本量	说明
理论完整样本	154	14 个市州 × 2014~2024 年
基准模型样本	154	核心变量完整
A 级敏感性样本	127	四项基准模型变量均为 A 级
近年样本	84	2019~2024 年近年样本

3.2. 变量设定与描述性统计

本文对金额类变量取自然对数，以压缩量纲差异、缓解异方差并便于将系数解释为弹性。CPI 采用“上年 = 100”的指数形式直接进入模型。变量定义和描述性统计见表 3、表 4。

¹<https://tjj.hunan.gov.cn/hntj/tjfx/hntjnj/index.html>

Table 3. Definition of variables
表 3. 主要变量定义

变量类型	变量名称	模型记号	处理方式	预期方向
被解释变量	城镇居民人均消费支出	$\ln Cons$	取自然对数	—
核心解释变量	城镇居民人均可支配收入	$\ln Income$	取自然对数	正向
核心解释变量	居民消费价格指数	CPI	上年 = 100，直接进入	方向待检验
核心解释变量	社会保障和就业支出	$\ln SS$	取自然对数	正向
控制变量	人均地区生产总值	$\ln PGDP$	取自然对数	控制作用
扩展变量	一般公共服务支出	$\ln GPS$	取自然对数	控制或间接作用

Table 4. Descriptive statistics of main variables
表 4. 主要变量描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
消费支出	154	23443.04	7046.46	11163.00	22565.61	47201.00
可支配收入	154	34322.79	10461.23	17898.00	32907.46	69658.00
CPI	154	101.45	0.91	99.60	101.65	103.50
社保支出(亿元)	154	66.39	27.13	14.3155	64.41895	149.34
人均 GDP	104	51077.90	25954.81	17498.00	43224.00	139900.00

3.3. 模型设定与估计策略

若直接使用混合 OLS 模型，可能将市州之间长期稳定的差异误认为解释变量影响。例如，长沙长期具有较强的产业集聚、就业机会和消费场景，湘西、怀化等地则受到地理条件和产业基础约束。若不控制这些差异，收入、社保或 GDP 系数可能存在遗漏变量偏误。同时，2014~2024 年期间的宏观经济周期、外部冲击和促消费政策会同时影响多个城市，因此需要控制年份共同冲击。

在基础消费函数 $C = a + bY + \varepsilon$ 的思想基础上，本文构建如下双向固定效应模型：

$$\ln Cons_{it} = \alpha + \beta 1 \ln Income_{it} + \beta 2 CPI_{it} + \beta 3 \ln SS_{it} + \beta 4 \ln PGDP_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中， i 表示市州， t 表示年份； μ_i 表示市州固定效应，用于控制不随时间变化的区位条件、产业基础和消费习惯； λ_t 表示年份固定效应，用于控制宏观周期、政策环境和其他年度共同冲击； ε_{it} 表示随机扰动项。扩展模型在基准模型基础上加入 $\ln GPS$ ，以检验一般公共服务支出是否改变核心系数。

从估计策略看，本文将双向固定效应作为基准模型，原因在于居民收入、公共财政支出和地区经济发展水平很可能与不可观测的城市长期特征相关，随机效应模型所要求的“个体效应与解释变量不相关”假定较难满足。Wooldridge 对固定效应与随机效应模型的识别假定进行了系统讨论[18]。Baltagi 进一步总结了面板数据模型控制个体异质性的主要处理方法[19]。本文以固定效应联合检验判断市州固定效应和年份固定效应的必要性，并以稳健样本和扩展模型检验核心结论的稳定性。标准误采用异方差稳健处理。考虑到本文只有 14 个市州，城市聚类数量偏少，聚类稳健标准误在大样本渐近性质上可能不够稳定[20]，因此对显著性结果采取审慎解释。

考虑到居民消费具有跨期平滑和习惯形成特征，本文在基准模型基础上进一步引入被解释变量的一期滞后项，构建动态面板扩展模型：

$$\ln Cons_{it} = \alpha + \rho \ln Cons_{i,t-1} + \beta 1 \ln Income_{it} + \beta 2 CPI_{it} + \beta 3 \ln SS_{it} + \beta 4 \ln PGDP_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中， ρ 为消费惯性系数，用于量化上一期消费对本期消费的持续影响。动态过程稳定需要满足 $|\rho| < 1$ ；结合居民消费惯性的经济含义，通常预期 $0 < \rho < 1$ 。在其他条件不变时， ρ 越大表明消费习惯和跨期平滑特征越强； β_1 表示收入对消费的短期弹性，在 $|\rho| < 1$ 的稳定条件下，长期收入弹性为 $\beta_1/(1 - \rho)$ 。因此，动态设定能够把当期收入变化的即时影响与经由消费惯性逐步累积的长期影响区分开来。需要注意的是，在短面板中直接对含滞后被解释变量的模型使用固定效应估计会产生动态面板偏误[21]。

针对潜在内生性，本文将 $\ln Income$ 视为需要重点检验的潜在内生变量：居民消费可能反过来影响就业、经营和收入，同时宏观景气、产业冲击等随时间变化的遗漏因素也可能同时作用于收入与消费。规范的扩展估计可采用工具变量法(IV)。在内部工具变量方案中，差分 GMM 可依据 Arellano 和 Bond 提出的思路，利用 $\ln Cons$ 和 $\ln Income$ 的适当滞后项构造工具变量[22]。Arellano 和 Bover 进一步提出可结合水平方程额外矩条件的估计思路[23]。Blundell 和 Bond 在此基础上发展了 System GMM 框架，以改善变量高度持续时差分 GMM 工具变量偏弱的问题[24]。若使用外部工具变量，则必须同时满足与收入变化显著相关且不直接进入消费扰动项的排除限制，不能仅凭相关性判定工具变量有效。

System GMM 估计还应同时报告 Arellano-Bond AR (1)/AR (2)序列相关检验、Hansen 或 Sargan 过度识别检验，并控制工具变量数量，避免“工具变量膨胀”削弱检验有效性。鉴于本文仅有 14 个市州、11 个年度，动态 GMM 结果尤其需要在这些诊断均可接受的前提下解释；在未完成充分诊断前，不以未经复核的动态系数替代双向固定效应的基准结果。

Table 5. Variance inflation factor test
表 5. 多重共线性检验结果

变量	VIF
$\ln$ 可支配收入	1.008
CPI	1.026
$\ln$ 社会保障和就业支出	1.022
$\ln$ 人均 GDP	—

为检验多重共线性，本文计算方差膨胀因子。结果显示，各解释变量 VIF 均明显低于常用警戒值 10，说明不存在严重多重共线性问题。具体结果见表 5。

4. 实证结果与讨论

4.1. 消费水平的时间变化与区域差异

样本数据显示，2014~2024 年湖南省城镇居民人均消费支出与可支配收入总体同步上升。样本年度均值中，人均消费支出由 2014 年的 15874.53 元提高到 2024 年的 30440.77 元，累计增长约 91.76%；人均可支配收入由 23190.29 元提高到 44987.93 元，累计增长约 93.99%。消费增长并非完全线性，2020 年前后增速放缓，反映外部冲击、消费场景变化和 risk 预期上升的影响；2024 年样本消费均值回升，说明消费活动有所恢复。

从区域差异看，长株潭核心区平均消费支出约 31220.73 元，明显高于其他区域；大湘西及湘西南地区约 18968.54 元，相对较低。区域差异不仅源于收入水平，也与产业基础、就业机会、公共服务供给、交通条件和人口流动有关。该现象说明，在实证模型中控制市州固定效应具有必要性。各区域消费与收入的对比见表 6。

Table 6. Regional differences in consumption and income
表 6. 不同区域城镇居民消费与收入差异

区域分组	样本量	平均消费支出	平均可支配收入	消费收入比
大湘西及湘西南地区	55	18968.54	28047.52	0.676
洞庭湖与湘北地区	33	23295.83	33122.03	0.703
湘南地区	33	23270.04	33913.25	0.686
长株潭核心区	33	31220.73	46391.89	0.673

注：消费收入比 = 平均消费支出/平均可支配收入，按表内均值计算并保留三位小数。

4.2. 固定效应检验与基准回归

固定效应联合检验表明，城市固定效应和年份固定效应均具有统计意义。基准模型中，城市固定效应联合检验 F 值为 11.805，年份固定效应联合检验 F 值为 9.944，城市与年份固定效应共同检验 F 值为 12.784。该结果说明，湖南省不同市州之间的长期差异以及不同年份的共同冲击均不应被忽略。模型选择的经济含义是：本文并非简单比较“长沙与湘西谁的消费更高”，而是在控制长期地区差异和年度共同冲击后，识别同一市州内部收入、价格和社会保障变化与消费变化之间的平均关系。双向固定效应的主模型、A 级敏感性和近年样本结果见表 7。

Table 7. Two-way fixed effects regression results
表 7. 双向固定效应回归结果

变量	主模型(N = 154)	A 级敏感性(N = 127)	近年样本(N = 84)
ln 可支配收入	2.7016*** (0.7561)	2.6592*** (0.8877)	1.1997*** (0.5286)
CPI	0.0097 (0.0110)	0.0116 (0.0138)	0.0046 (0.0032)
ln 社会保障和就业支出	-0.0405 (0.0492)	-0.0370 (0.0600)	-0.0650 (0.0392)
ln 人均 GDP	—	—	—
ln 一般公共服务支出	—	—	—
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	154	127	84
调整 R ²	0.9884	0.9896	0.9947

注：括号内为异方差稳健标准误；***表示在 1%水平上显著。受城市数量较少影响，显著性解释以方向、系数稳定性和经济含义为主要依据。

4.3. 回归结果解释

基准模型中，ln 可支配收入系数为 2.7016，并在 1%水平上显著。由于消费和收入均取自然对数，该系数可以解释为弹性：在控制市州固定效应、年份固定效应以及其他变量后，可支配收入提高 1%，城镇居民人均消费支出平均提高约 2.70%。该结果支持 H1，也与消费函数理论一致。收入增加并不会全部转

化为消费,居民仍会保留部分收入用于储蓄、住房、债务偿还和未来风险准备。因此,2.70 的收入弹性既说明收入增长能够显著促进消费,也说明居民消费扩张受到储蓄动机、风险预期和资产配置等因素约束。

CPI 系数为 0.0097,方向为正,但未通过常规显著性检验。这一结果不能被解释为价格水平不重要,而应理解为当前市州年度样本尚不足以证明综合 CPI 对消费支出具有稳定直接影响。可能原因包括:样本期内 CPI 波动幅度有限;不同居民家庭面对食品、居住、医疗等分项价格变化的敏感度不同;综合 CPI 难以反映分项价格差异。因此,H2 仅得到方向性支持,不能表述为价格显著抑制消费。

$\ln$ 社会保障和就业支出系数为-0.0405,方向为负,但显著性不足。该结果与 H3 的理论方向不一致,却不足以证明财政社保支出具有稳定的短期直接拉动作用。社会保障和就业支出包含养老、医疗、就业补助、低保救助等多类支出,不同支出项目的作用路径和滞后期并不相同;总量指标也不能直接等同于居民实际获得的保障待遇和保障感。因而,社会保障仍具有政策重要性,但需要在后续研究中进一步细化指标。

$\ln$ 人均 GDP 系数不显著,可能是因为区域经济发展对消费的作用已经部分通过居民收入变量体现。GDP 增长能够改善就业机会和工资水平,但在同时控制可支配收入后,其剩余直接效应可能减弱。该结果提示,政策分析应避免将经济总量增长与居民消费能力简单等同。

4.4. 稳健性、动态扩展与内生性识别边界

为检验结果是否受少量异常观测影响,本文使用 127 条较严格筛选样本进行回归。稳健样本中, $\ln$ 可支配收入系数为 2.6592,仍在 1%水平上显著,与基准模型非常接近。这说明收入效应并非由个别异常值驱动,是本文最稳定的结论。CPI、社会保障和人均 GDP 的方向与基准模型基本一致,但仍未呈现稳定显著性。

近年样本中, $\ln$ 可支配收入系数为 1.1997,并保持显著;一般公共服务支出未纳入本轮估计。该结果不意味着公共服务没有作用,而是表明其影响可能更多通过长期环境改善体现,例如提升公共交通、市场秩序、教育医疗资源可及性和商业便利度,难以在短期总量模型中直接识别。

从动态解释角度看,表 7 中的 2.70 左右收入弹性属于静态基准模型下的当期效应,不能直接等同于动态模型的长期收入弹性。加入 $\ln Cons_{i,t-1}$ 后, β_1 应解释为短期收入弹性;在 $|\rho| < 1$ 的稳定条件下,长期影响需结合消费惯性系数 ρ 按 $\beta_1/(1 - \rho)$ 计算, ρ 本身则可作为消费习惯强度和消费平滑程度的量化指标。

进一步地,若收入存在反向因果或与时间变化的遗漏变量相关,静态固定效应系数仍可能受到内生性影响。因此,后续动态估计应将收入的内生性处理与消费惯性同时纳入同一识别框架,并以 AR (2)、Hansen/Sargan 检验以及工具变量数量共同判断 System GMM 结果是否可靠,而不能仅依据系数显著性判断模型优劣。

需要进一步说明的是,本文的稳健性检验侧重于样本质量和模型设定的稳定性,而非通过不断替换变量追求显著结果。对于社会保障变量,理论上可能存在滞后效应,但在市州年度样本规模较小、财政支出口径仍需保持一致的条件下,过度加入滞后项会进一步压缩有效样本并增加估计不确定性。因此,本文将社会保障变量解释为“方向符合理论但短期统计证据不足”,这一表述比直接判定“社会保障无效”更符合数据边界。各研究假设的检验结论汇总见表 8。

综合来看,实证结果形成了较清晰的证据链:收入变量在主模型、A 级敏感性样本和近年样本中均保持显著正向作用,说明稳定提高居民可支配收入仍是促进消费的首要路径;CPI 与社会保障变量具有理论意义和政策相关性,但短期统计证据不足,需要区分方向符合预期和显著影响两种表述;固定效应检验表明区域差异和年份冲击不可忽视,市州面板数据比单纯省级时间序列更适合本文问题。

Table 8. Summary of hypothesis testing
表 8. 研究假设检验结果汇总

研究假设	实证结果	当前判断
H1: 收入正向影响消费	系数约 2.70, 1%水平显著	得到较强支持
H2: CPI 影响消费	方向为正, 未显著	存在约束方向, 证据不足
H3: 社保支出正向影响消费	方向为负, 未显著	方向与理论预期不一致, 证据不足
H4: 区域经济与公共服务形成扩展影响	控制变量未呈现稳定显著性	更多体现背景性和间接性

5. 结论与政策启示

5.1. 主要结论

本文围绕“收入 - 价格 - 社会保障 - 消费”主线，使用湖南省 14 个市州 2014~2024 年面板数据，采用双向固定效应模型作为可复核的基准识别，以区分短期效应、长期效应和消费惯性。研究得到以下结论。第一，样本期内湖南省城镇居民人均消费支出和人均可支配收入总体上升，消费扩容具有明显收入基础。第二，省内区域差异显著，长株潭核心区消费水平相对较高，大湘西及湘西南地区相对较低，说明区域经济基础和公共服务环境会影响消费能力释放。第三，可支配收入是最稳定的影响因素，收入提高 1%与消费支出平均提高约 2.70%相关。第四，CPI 系数方向为正但显著性不足，说明价格稳定具有现实意义，但不能表述为强显著抑制效应。第五，社会保障和就业支出方向为负但短期效应不稳定，需结合代理变量局限、分项结构和政策滞后审慎解释。

本文的核心发现并不是简单重复“收入影响消费”这一一般命题，而是在控制市州长期差异和年度共同冲击后，识别了湖南城镇居民消费扩张中的稳定收入弹性，并说明价格和社会保障变量在市州年度总量数据中存在统计识别边界。该结论有助于将促消费政策从笼统的需求刺激转向收入基础、价格稳定、风险预期和区域差异的综合治理。

5.2. 政策启示

第一，将提高居民收入置于促消费政策首位。湖南省应通过稳定就业、提高就业质量和改善收入分配增强居民持续消费能力。制造业、现代服务业、县域特色产业和文旅产业应发挥吸纳就业作用，尤其关注青年、新市民、灵活就业人员和低收入群体的收入稳定性。对低收入群体增加转移支付和就业支持，通常更容易转化为现实消费；对中等收入群体则应通过职业技能提升、创业支持和服务业发展扩大消费空间。

第二，关注民生价格，保护居民实际购买力。虽然综合 CPI 在模型中未达到显著水平，但价格稳定仍是消费增长的重要条件。政策上应重点关注食品、能源、住房租金、交通和医疗等刚性支出，完善重点商品监测、储备调节和市场监管机制。对于低收入群体，即使综合 CPI 波动不大，局部民生价格上涨也可能挤压教育、文旅和服务消费空间。

第三，提高社会保障支出的可感知性和精准性。社会保障政策不应只强调财政投入规模，更应关注居民是否能够真实感受到保障改善。应提高养老和医疗保障覆盖质量，完善失业保险、就业援助和职业培训制度，重点关注灵活就业人员、新市民和低收入家庭。财政支出结构应更加透明，区分养老、医疗、失业和救助等类别，提高资金使用效率。

第四，根据区域差异实施分类施策。长株潭核心区应重点培育服务消费、文旅休闲、健康养老和数字消费场景，发挥中心城市辐射作用；洞庭湖与湘北地区可结合交通区位、商贸流通和农产品品牌发展

区域消费；湘南地区可利用承接产业转移和对接粤港澳大湾区的优势，提高就业和消费便利度；大湘西及湘西南地区则应优先改善收入基础、交通条件和公共服务，降低消费获取成本，释放县域和文旅消费潜力。

5.3. 不足与后续研究

本文仍存在一定不足。首先，社会保障变量采用财政社会保障和就业支出作为代理变量，无法区分养老、医疗、失业、救助等分项支出的差异，也不能直接衡量居民实际获得的保障感。其次，市州年度数据难以识别不同收入群体、年龄群体和家庭结构的消费差异。再次，CPI 采用综合价格指数，未能反映食品、居住、医疗、教育文化等分项价格变化。后续研究可在数据可得时进一步引入社会保障分项支出、滞后项、分项 CPI 和家庭微观调查数据，以识别更细致的作用机制。最后，收入与消费之间可能存在反向因果，以及宏观景气、产业变化等随时间变化的遗漏因素，静态固定效应无法完全消除这类内生性。后续研究可沿两条路径推进：其一，采用工具变量法(IV)，寻找能够显著影响各市州收入变化、但不直接影响消费随机扰动项的外生变量，并分别检验工具变量相关性与排除限制；其二，采用 System GMM，将消费滞后项纳入动态模型，并以 $\ln Cons$ 和 $\ln Income$ 的适当滞后项作为内部工具变量，同时报告 AR (1)/AR (2)、Hansen 或 Sargan 检验并严格控制工具变量数量。只有在上述识别与诊断条件满足后，才适宜进一步量化消费惯性以及收入的长期消费效应。

参考文献

- [1] 中华人民共和国 2024 年国民经济和社会发展统计公报[EB/OL].
https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202502/t20250228_1958817.html, 2025-02-28.
- [2] 魏贵祥, 陈小龙, 冯怡琳. 我国城镇居民消费需求分析[J]. 统计研究, 2009, 26(2): 3-7.
- [3] 赵华春, Jeffrey Forrest. 收入、物价和利率对我国城镇居民消费水平影响研究——基于静态与动态面板数据模型分析[J]. 数理统计与管理, 2013, 32(2): 211-220.
- [4] Jappelli, T. and Pistaferri, L. (2010) The Consumption Response to Income Changes. *Annual Review of Economics*, **2**, 479-506. <https://doi.org/10.1146/annurev.economics.050708.142933>
- [5] Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan.
- [6] Friedman, M. (1957) *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press.
- [7] Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954) Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. In: Kurihara, K.K., Ed., *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, 388-436.
- [8] Hall, R.E. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, **86**, 971-987. <https://doi.org/10.1086/260724>
- [9] Carroll, C.D. (1997) Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 1-55. <https://doi.org/10.1162/003355397555109>
- [10] 毛倩. 我国社会保障水平对居民消费影响的实证分析[J]. 应用数学进展, 2022, 11(4): 2281-2288.
- [11] 朱诗娥, 杨汝岱, 吴比. 新型农村养老保险对居民消费的影响评估[J]. 学术月刊, 2019, 51(11): 60-69.
- [12] 王亚柯, 刘雪颖. 养老保险对城镇家庭消费水平和结构的影响研究[J]. 经济纵横, 2020(9): 89-98.
- [13] Hubbard, R.G., Skinner, J. and Zeldes, S.P. (1995) Precautionary Saving and Social Insurance. *Journal of Political Economy*, **103**, 360-399. <https://doi.org/10.1086/261987>
- [14] Chamon, M.D. and Prasad, E.S. (2010) Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising? *American Economic Journal: Macroeconomics*, **2**, 93-130. <https://doi.org/10.1257/mac.2.1.93>
- [15] 陈磊. 省域城镇居民收入水平空间差异及消费异质性分析[J]. 商业经济研究, 2020(9): 55-58.
- [16] 湖南城镇居民消费结构分析[EB/OL].
https://tjj.hunan.gov.cn/hntj/tjfx/jczx/2017jczx/201712/t20171225_4908595.html, 2017-12-25.
- [17] 2023 年居民收入和消费支出情况[EB/OL].
https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202401/t20240116_1946622.html, 2024-01-17.

-
- [18] Wooldridge, J.M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd Edition, MIT Press.
 - [19] Baltagi, B.H. (2021) *Econometric Analysis of Panel Data*. 6th Edition, Springer.
 - [20] Colin Cameron, A. and Miller, D.L. (2015) A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, **50**, 317-372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
 - [21] Nickell, S. (1981) Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, **49**, 1417-1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
 - [22] Arellano, M. and Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, **58**, 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
 - [23] Arellano, M. and Bover, O. (1995) Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, **68**, 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-d](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-d)
 - [24] Blundell, R. and Bond, S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, **87**, 115-143. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)