



## 摘要

随着我国进入高质量发展阶段，促进消费已成为扩大内需战略和构建双循环新发展格局的重要抓手。新型城镇化作为带动要素集聚、激发消费潜能的关键力量，其推进质量直接关系到居民消费扩张的广度与深度。国家陆续出台的《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设》《国家新型城镇化规划》等政策进一步强调，要通过提高公共服务供给与人口市民化水平释放新的消费需求。然而，在新型城镇化全面深化背景下，其如何有效驱动居民消费增长、通过何种作用机制发挥促进效能，以及不同区域与城乡群体之间的效果差异，仍是亟需回应的重要理论与实践问题。因此，有必要从机制识别与异质性视角对新型城镇化促进居民消费的路径进行系统研究。基于此，本文在梳理理论逻辑的基础上，从供给侧与需求侧两个维度构建分析框架，以消费市场规模（ $\ln CS$ ）、消费结构（ $ENGEL$ ）、居民劳动收入（ $\ln IOR$ ）和消费保障程度（ $APC$ ）为潜在中介路径，并引入城乡居民人均可支配收入比作为调节变量，以 2011—2023 年中国 31 个省份面板数据为样本，综合运用固定效应模型、工具变量法、中介效应模型、调节效应模型、门槛效应模型、空间杜宾模型及多项稳健性检验，对新型城镇化影响居民消费的机制、非线性特征与空间效应进行系统检验。

研究结果表明：（1）新型城镇化水平显著促进城乡居民消费规模提升，该结论在多项稳健性检验中依然成立；（2）中介效应检验表明，在四条潜在传导路径中，消费市场规模（ $\ln CS$ ）与居民劳动收入（ $\ln IOR$ ）的中介效应获得实证支持，二者均发挥部分中介作用，即新型城镇化通过扩大消费市场规模与提升居民劳动收入间接促进消费增长；而消费结构（ $ENGEL$ ）与消费保障程度（ $APC$ ）的中介效应未通过显著性检验，表明新型城镇化经由优化消费结构与提升平均消费倾向间接拉动消费的路径在统计上尚未得到充分证实；（3）调节效应分析显示，城乡收入差距对新型城镇化的消费促进效应具有负向调节作用，收入差距的扩大会削弱城镇化红利向居民消费的有效传导；（4）以城乡居民人均可支配收入比（ $DIFF$ ）为门槛变量时，仅城镇居民消费存在显著的单一门槛效应（门槛值 0.6630），城乡收入差距超过该门槛后新型城镇化对城镇消费的促进效应有所减弱，而农村居民消费的  $DIFF$  门槛效应不显著；以经济发展水平（ $\ln GDP$ ）为门槛变量时，城镇居民消费存在显著单一门槛（对应人均 GDP 约 2.3 万元），低于门

槛时城镇化对城镇消费的促进效应不显著，越过门槛后方显著为正；农村居民消费则存在显著双重门槛（对应人均 GDP 约 2.3 万元和 3.9 万元），城镇化对农村消费的促进效应随经济发展水平提升呈阶梯式增强；（5）空间效应分析显示，各省居民消费水平存在显著正向空间相关性，新型城镇化对本地区城乡居民消费具有显著直接效应，但对邻近地区消费呈现负向空间溢出，呈现出一定的“虹吸效应”；（6）区域异质性分析表明，新型城镇化对居民消费的促进效应呈“西部 > 东部 > 中部”的区域梯度特征，西部地区因基础设施改善与公共服务补短板效应更为显著而边际效应最高，农村地区消费潜力有待进一步释放。

本文通过机制识别、门槛效应检验、空间效应分析与多重稳健性验证，深化了新型城镇化与居民消费关系的作用机理研究，为理解消费增长的制度逻辑与空间传导规律提供了新的经验证据。研究结论为充分发挥新型城镇化在畅通国内大循环中的关键作用、改善居民消费能力与消费环境、推动共同富裕目标实现提供了政策参考。

**关键词：** 新型城镇化；居民消费；中介效应；门槛效应；空间杜宾模型；虹吸效应

## Abstract

As China enters a stage of high-quality development, stimulating consumption has become a central instrument for expanding domestic demand and constructing the "dual circulation" development paradigm. As a pivotal force for factor agglomeration and consumer potential activation, the quality of new-type urbanization directly determines the breadth and depth of residential consumption expansion. Against this backdrop, this study constructs an analytical framework from both the supply side and the demand side, incorporating four potential mediating pathways — consumption market size (lnCS), consumption structure (ENGEL), residents' labor income (lnIOR), and consumption security (APC) — alongside the urban-rural per capita disposable income ratio as a moderating variable. Using provincial panel data from 31 Chinese provinces spanning 2011 to 2023, the study employs fixed effects models, instrumental variable estimation, mediation effect models, moderation effect models, panel threshold regression, spatial Durbin models, and multiple robustness checks to systematically examine the mechanisms, nonlinear characteristics, and spatial effects through which new-type urbanization influences residential consumption.

The empirical results reveal six key findings. First, new-type urbanization significantly promotes the expansion of residential consumption among both urban and rural residents, a conclusion that remains robust across multiple specification checks. Second, among the four hypothesized mediating pathways, consumption market size (lnCS) and residents' labor income (lnIOR) are empirically validated as partial mediators, while the mediation effects of consumption structure (ENGEL) and consumption security (APC) fail to pass the Sobel test, indicating that these two indirect transmission channels lack statistical support. Third, moderation analysis shows that the urban-rural income gap exerts a significant negative moderating effect, whereby widening income inequality attenuates the efficiency with which urbanization dividends are transmitted to residential consumption. Fourth, threshold effect tests yield differentiated results across subgroups: using the urban-rural income ratio (DIFF) as the threshold variable, a significant single threshold exists only for

urban consumption (threshold value: 0.6630), beyond which the promoting effect of urbanization on urban consumption weakens, while no significant DIFF threshold is detected for rural consumption; using per capita GDP (lnGDP) as the threshold variable, urban consumption exhibits a single significant threshold (approximately CNY 23,000), below which the effect of urbanization on urban consumption is statistically insignificant, becoming significantly positive only after this threshold is crossed; rural consumption exhibits a significant double threshold (approximately CNY 23,000 and CNY 39,000), with the promoting effect of urbanization on rural consumption increasing in a stepwise manner as economic development advances. Fifth, spatial analysis reveals significant positive spatial autocorrelation in residential consumption across provinces, with new-type urbanization generating a significant direct effect on local consumption while producing negative spatial spillovers on neighboring regions, indicating a discernible "siphon effect." Sixth, regional heterogeneity analysis shows that the promoting effect of new-type urbanization on residential consumption follows a gradient pattern of "Western > Eastern > Central," with the western region exhibiting the highest marginal effect due to more pronounced gains from infrastructure improvement and public service gap-filling; rural consumption potential in particular remains to be more fully released.

This study advances the understanding of the relationship between new-type urbanization and residential consumption through mechanism identification, threshold effect testing, spatial effect analysis, and rigorous robustness verification, providing new empirical evidence for understanding the institutional logic and spatial transmission mechanisms underlying consumption growth. The findings offer policy implications for leveraging new-type urbanization to facilitate domestic circulation, enhance residents' consumption capacity and environment, and advance the goal of common prosperity.

**Keywords:** new-type urbanization; residential consumption; mediation effect; threshold effect; spatial Durbin model; siphon effect

# 目录

1.引言 .....	1
2 文献综述 .....	2
2.1 新型城镇化的研究进展 .....	2
2.1.1 新型城镇化的概念界定与内涵演进 .....	2
2.1.2 新型城镇化水平的测度方法 .....	3
2.1.3 新型城镇化对居民消费的影响：直接效应与传导路径 .....	3
2.2 居民消费影响因素的相关研究 .....	4
2.2.1 居民消费的理论基础与度量方法 .....	4
2.2.2 收入分配与社会保障对居民消费的影响 .....	4
2.3 新型城镇化与居民消费关系的深化研究 .....	5
2.3.1 城镇化影响消费的理论视角 .....	5
2.3.2 新型城镇化对居民消费影响的实证研究进展 .....	6
2.4 研究述评与本文的研究切入点 .....	6
3.机制分析与研究假设 .....	7
3.1 新型城镇化促进居民消费的直接效应 .....	7
3.2 新型城镇化对居民消费水平的中介效应 .....	8
3.2.1 供给侧效应：消费市场规模与层次的持续扩张 .....	9
3.2.2 需求侧效应：居民收入增长与消费保障的稳固 .....	9
3.3 新型城镇化对居民消费水平的调节效应 .....	11
3.4 新型城镇化对居民消费水平的门槛效应 .....	12
3.5 新型城镇化对居民消费水平的空间溢出效应 .....	13
3.6 新型城镇化促进居民消费的作用可能存在异质性 .....	14
4 实证分析 .....	14
4.1 变量的选取 .....	14
4.1.1 被解释变量 .....	14
4.1.2 解释变量 .....	14
4.1.3 中介变量 .....	17

4.1.4	调节变量与门槛变量 .....	18
4.1.5	控制变量 .....	18
4.2	构建模型 .....	19
4.2.1	基准回归模型 .....	19
4.2.2	中介效应模型 .....	19
4.2.3	调节效应模型 .....	20
4.2.4	门槛效应模型 .....	20
4.2.5	空间溢出效应模型 .....	21
4.3	数据来源、描述性统计以及相关性分析 .....	22
4.3.1	数据来源 .....	22
4.3.2	描述性统计 .....	22
4.3.3	相关性分析 .....	23
4.3.4	多重共线性 .....	25
4.4	模型的选择 .....	26
4.5	多元回归分析 .....	28
4.6	内生性检验 .....	29
4.7	稳健性检验 .....	32
4.7.1	更换解释变量的稳健性检验 .....	32
4.7.2	剔除特大城市样本的稳健性检验 .....	34
5	机制检验 .....	35
5.1	中介效应 .....	35
5.2	调节效应 .....	46
5.3	异质性分析 .....	49
5.4	门槛效应 .....	51
5.4.1	城乡居民人均可支配收入比（DIFF） .....	51
5.4.2	经济发展水平（人均 GDP） .....	53
5.5	空间溢出效应 .....	55
5.5.1	空间相关性检验 .....	55
5.5.2	模型检验与选择 .....	56
5.5.3	空间计量模型回归结果 .....	58

5.5.4 空间效应分解 .....	60
5.5.5 空间效应的稳健性分析 .....	61
6 研究结论 .....	63
6.1 新型城镇化能够显著促进居民消费水平提升 .....	64
6.2 新型城镇化对居民消费的影响存在明显的机制传导特征 .....	64
6.3 城乡收入差距会削弱新型城镇化对居民消费的促进效应 .....	64
6.4 新型城镇化对居民消费的影响具有显著的非线性门槛特征 .....	64
6.5 居民消费具有显著空间相关性，新型城镇化存在明显空间溢出效应 ...	65
6.6 新型城镇化促进居民消费存在明显区域异质性 .....	65
7 政策建议 .....	66
7.1 持续推进以人为核心的新型城镇化建设，夯实居民消费增长基础 .....	66
7.2 提高居民收入水平，增强消费内生动力 .....	66
7.3 缩小城乡收入差距，提升新型城镇化的消费传导效率 .....	66
7.4 优化消费市场体系，推动消费结构升级 .....	67
7.5 强化区域协调与空间联动，缓解“虹吸效应”带来的负面影响 .....	67
7.6 实施差异化区域政策，提升新型城镇化政策精准性 .....	67
7.7 完善长效机制建设，促进消费与城镇化良性循环 .....	68
参考文献 .....	69

## 1. 引言

近年来，全球政治经济格局经历深刻变迁。伴随第四次工业革命、数字经济及绿色转型的持续推进，世界经济增长的动力机制正由投资主导转向消费主导。国际货币基金组织（IMF，2023）研究表明，消费已成为全球经济复苏的核心驱动力；联合国《新型城市议程》（2016）则明确指出，城镇化是促进包容性增长与可持续居民消费的关键路径。对中国而言，在经济增长由高速向高质量转型的关键阶段，城镇化已成为扩大内需、推动居民消费升级的核心支撑。林毅夫（2019）指出，中国未来增长的核心在于“挖掘内需潜力、提升居民消费能力”。党的二十大报告明确提出“以人民为中心推进新型城镇化”，标志着中国式现代化迈入“以城促消”的新发展阶段。然而，根据《中国统计年鉴（2024）》数据，我国居民最终消费率仍不足 55%，与发达经济体 80% 以上的水平相比差距显著，亟需通过新型城镇化释放居民消费潜力。

在此情境下，新型城镇化被认定为促进我国经济高质量发展的关键驱动力。相较于传统城市化模式，新型城镇化的核心聚焦于“以人为本”的制度革新与公共服务优化。苏红键（2025）提出，其本质在于人的现代化进程；韦淼、张翼驰等（2023）则认为，新型城镇化借助“收入效应—社会保障效应—结构效应”等多重机制，推动居民消费能力的增强。当前，城乡居民消费支出差距仍近两倍（国家统计局，2023），区域消费发展呈现不均衡态势，这进一步凸显了以新型城镇化引领居民消费增长及结构优化的现实紧迫性。

基于此，新型城镇化不仅构成我国经济高质量发展的战略驱动力，亦是推动居民消费持续扩张的关键路径。通过促进人口有序流动、产业合理布局及公共服务均衡配置，新型城镇化在提升居民生活品质的同时，逐步构建起以城市群为枢纽、区域协同发展的新型格局。该进程既涉及居民消费能力的增强，亦涵盖消费结构的升级，对实现共同富裕目标及畅通国内经济大循环具有重要战略价值。因此，系统剖析新型城镇化对居民消费的影响机理，既是回应国家战略需求的现实课题，亦是完善城镇化经济效应理论体系的重要方向。鉴于此，本文从理论与实证双维度探究新型城镇化对居民消费的作用机制，以期为后续研究及政策制定提供实证依据。

既有研究广泛认同城镇化对居民消费存在显著的正向驱动效应，但多以单一城镇化率作为衡量指标，未能系统识别新型城镇化多维特征及其内在作用机制。国家发展和改革委员会（2024）在《以人为本推进新型城镇化战略五年行动计划》的解读中明确指出：“新型城镇化作为统筹投资与居民消费的关键结合点，蕴含着庞大的内需潜力。”然而，我国区域发展的协调性尚需进一步提升，城乡居民消费差距仍较为显著。针对现有研究的局限，本文通过构建包含人口、经济、社会、生态及科技城镇化五个维度的指标体系，并综合运用固定效应模型与中介效应模型，实证分析了新型城镇化对居民消费的直接影响、间接作用路径及区域差异特征，采用门槛模型进行非线性关系分析，在实证的最后检验了本文的空间溢出效应，进而为深入理解其经济效益提供了更为全面的理论与实证依据。

本研究选取 2011—2023 年中国 31 个省份的面板数据，数据来源涵盖《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国新型城镇化报告》等权威文献。研究将居民消费水平设定为被解释变量，以综合测度的新型城镇化指数作为核心解释变量，同时控制经济发展、产业结构、收入差距以及社会保障等因素，运用固定效应、中介效应、门槛效应以及空间效应等模型开展实证检验。

## 2 文献综述

### 2.1 新型城镇化的研究进展

#### 2.1.1 新型城镇化的概念界定与内涵演进

城镇化研究的理论渊源可追溯至 Lewis（1954）的二元经济模型与 Henderson（2021）的集聚效应理论。Lewis 指出，城乡间劳动生产率与收入差异驱动农村剩余劳动力持续向城市转移，形成工业化与城镇化协同推进的内在机制；Henderson 则从城市规模经济视角揭示，基础设施投入通过降低交易成本与强化知识溢出，持续激活城市的经济活力与创新效能。然而，上述经典理论框架更多刻画的是以人口转移与规模扩张为特征的传统城镇化路径，难以涵盖中国式城镇化的制度变迁逻辑。

有别于传统城镇化的外延扩张模式，新型城镇化的核心要义在于“以人为本”的制度革新与公共服务均等化。苏红键（2024）指出，新型城镇化本质上是人的现代化进程，其战略重心在于推动农业转移人口真正融入城市社会。孙斌等（2024）进一步强调，新型城镇化须以生态文明建设与区域协调发展为导向，推进经济、

社会与生态系统的融合发展；丁月龙等（2024）则从空间治理视角提出，应以城市群为主体形态构建多层次协同的空间发展格局。综合来看，新型城镇化已从单一的人口转移指标演进为涵盖人口、经济、社会、生态、科技等多个维度的综合发展形态，其内涵的动态演进构成本文构建多维测度指标体系的理论依据。

### 2.1.2 新型城镇化水平的测度方法

测度方法的选择直接影响新型城镇化研究结论的可靠性，这一议题在学界尚存较大争议。早期研究多以城镇人口比重这一单一指标衡量城镇化水平（吴福象等，2018），操作简便但存在明显局限：它仅反映人口空间分布的变迁，无法捕捉新型城镇化在经济发展质量、公共服务供给、生态环境改善等维度的深层内涵。

为克服上述不足，学界逐步转向多维综合测度路径。孟晓迪（2018）从人口、经济、社会三个层面构建熵值法评价模型，较好地处理了主观赋权问题；杨佩卿（2023）在此基础上拓展至人口、经济、社会、生态与城乡一体化五个维度，并引入 AHP 法以体现各维度的差异化权重；赵磊、方成（2019）则进一步拓展至七个维度，结合 TOPSIS 模型开展省际横向比较研究。测度维度的持续拓展，折射出学界对新型城镇化多元性认知的不断深化。然而，既有综合指标体系在指标选取标准、权重分配方法及跨省可比性等方面仍缺乏统一规范，致使不同研究的测度结果存在较大差异，横向比较困难。本文在系统梳理既有测度框架的基础上，从人口、经济、社会、生态与科技城镇化五个维度构建涵盖 21 项指标的综合评价体系，并运用熵值法进行客观赋权，以期在全面性与可比性之间取得更优的平衡。

### 2.1.3 新型城镇化对居民消费的影响：直接效应与传导路径

新型城镇化对居民消费影响的研究经历了从宏观描述到机制剖析的演进历程。就直接效应而言，学界基本形成共识：城镇化进程的推进能够显著提升居民消费水平，这一结论已在不同数据来源与计量方法下得到反复验证（周少甫，2017；张利霞，2025）。然而，在传导路径的识别上，各方研究结论仍存在分歧。

从收入渠道看，韦淼、张翼驰等（2023）指出，新型城镇化通过“收入效应—社会保障效应—结构效应”的多重叠加机制推动消费能力增强，其中收入提升是最主要的传导路径。从社会保障渠道看，王云多、冯誉婷（2025）发现，新型城镇化通过提高养老保险覆盖率与增加社会保障支出，有效弱化了城镇居民的预防性储蓄动机，推动消费结构向发展型与享受型升级。从市场供给渠道看，王平、

王琴梅（2016）的研究揭示，消费环境的改善与商品可及性的提升同样是城镇化促进消费的重要路径，且这一供给侧效应在既有研究中相对受到忽视。上述分歧表明，新型城镇化对居民消费的影响并非单一线性传导，而是供给侧与需求侧多重机制协同作用的结果，有必要在统一的分析框架下对各传导路径进行系统识别与比较，这正是本文设计供需双侧中介效应检验的核心动机。

## 2.2 居民消费影响因素的相关研究

### 2.2.1 居民消费的理论基础与度量方法

居民消费行为的理论解释存在两大经典分支，分别为绝对收入假说与持久收入假说。Keynes 的绝对收入假说认为，当期消费主要由当期可支配收入决定，边际消费倾向递减；Friedman（1957）则提出持久收入假说，强调消费者根据长期预期收入而非短期波动收入作出消费决策，预防性储蓄动机因此与未来收入不确定性紧密相连。在此基础上，生命周期假说进一步指出，个体在整个生命周期内平滑消费，社会保障制度通过降低老龄阶段的收入不确定性，能够有效激活居民的当期消费意愿。这三大理论共同构成本文分析新型城镇化通过收入渠道与保障渠道影响居民消费的理论基础。

在度量方法上，学界通常从“消费规模”与“消费结构”两个维度衡量居民消费水平（韩立岩，2021）。前者以居民人均消费支出或社会消费品零售总额反映消费能力的强弱；后者以恩格尔系数或非食品支出占比刻画消费层次的高低，恩格尔系数越低意味着居民在发展型与享受型消费上的支出比重越高，消费升级程度越深。本文在实证设计中分别以城乡居民人均消费支出为核心被解释变量，以社会消费品零售额（InCS）与恩格尔系数（ENGEL）为供给侧中介变量，与上述理论框架保持内在一致。

### 2.2.2 收入分配与社会保障对居民消费的影响

收入水平与收入分配格局是制约居民消费的核心结构性因素，这一判断在国内外文献中获得了广泛的实证支持。韩立岩、杜春越（2012）基于省级面板数据的研究发现，城乡收入差距的扩大对居民消费存在显著的抑制效应，其传导机制在于：高收入群体的边际消费倾向低于低收入群体，收入差距拉大导致整体社会消费率下降。韩瑾（2021）进一步证实，收入不平等通过降低低收入群体的消费能力与高收入群体的消费意愿，对内需扩张形成双重制约。

社会保障体系的完善程度通过影响居民的预防性储蓄动机，构成连接城镇化进程与居民消费决策的重要纽带。景辛辛等（2018）研究发现，民生类财政支出——尤其是教育、医疗、社保领域的公共投入——对提高居民消费倾向具有显著的正向效应，其作用在于降低居民面对疾病、失业与养老等风险的不确定性预期，从而释放被预防性储蓄压抑的消费潜力。潘荣（2014）则从财政支出的收入再分配视角指出，民生性支出通过缩小收入差距，间接扩大了中低收入群体的实际消费能力。

上述研究共同揭示，收入分配的均等化与社会保障的完善是新型城镇化释放居民消费潜力的制度性前提，也是本文将居民劳动收入（lnIOR）与消费保障程度（APC）纳入需求侧中介变量的理论依据。

## 2.3 新型城镇化与居民消费关系的深化研究

### 2.3.1 城镇化影响消费的理论视角

理论界对城镇化促进居民消费的解释路径存在两类主要视角，二者分别强调供给侧与需求侧的不同机制，但均指向城镇化推动消费增长的核心结论。

从需求侧的二元结构视角看，Lewis（1954）的劳动力转移理论奠定了理解城镇化消费效应的重要基础：农村劳动力向城市的持续迁移，不仅带来了个体收入的显著提升，更通过消费习惯的融合与消费观念的开放，推动了新市民群体消费水平的系统性跃升（高帆，2007；潘明清，2012）。在此过程中，城市完善的社会保障体系与稳定的收入预期进一步激活了转移人口的消费意愿。然而，研究同时指出，劳动力转移壁垒与城乡公共服务的非均等化仍制约着这一消费促进效应的充分实现（Knight，2020）。

从供给侧的消费城镇理论视角看，Glaeser（2001）提出城市不仅是生产中心，更是多元消费场景的集聚空间，城市商业生态的丰富性与消费基础设施的完善程度直接决定了居民消费选择的广度与深度。吕景春等（2011）的研究表明，城镇化通过推动基础设施建设与公共服务环境优化，有效驱动农村居民消费的结构升级；龚勤林、陈说（2023）进一步强调，社会保障体系的健全是提振消费信心、扩大消费需求的核心保障机制。值得注意的是，陈宗胜等（2017）的研究揭示，宏观经济波动会显著抑制城镇化的消费拉动效能，且这一约束在经济下行阶段更为突出，说明城镇化的消费效应并非无条件显现，而是受制于宏观经济周期与制度环境的共同约束。

### 2.3.2 新型城镇化对居民消费影响的实证研究进展

近年来，随着新型城镇化综合测度体系的日趋完善，相关实证研究在方法论与研究维度上均取得了重要进展，但若干关键问题仍有待深化。

在直接效应的识别上，周少甫（2017）运用动态面板模型证实城镇化质量对居民消费率存在显著正向影响，王平、王琴梅（2016）则将其分解为收入效应、示范效应与环境效应三个维度，为机制分析提供了重要参照。张利霞（2025）基于省级分区域数据的研究进一步揭示，新型城镇化对城乡居民消费的促进效应存在显著的区域异质性，东部地区效应最为突出，这一发现提示统一的线性估计可能掩盖了重要的结构性差异。

在空间效应的探索上，肖峰、李晨（2025）运用空间杜宾模型发现，新型城镇化不仅对本地消费产生直接促进作用，还通过空间溢出效应对周边地区消费水平产生间接影响，说明将空间依赖性纳入分析框架是提升估计准确性的必要选择。然而，现有空间计量研究在溢出效应的方向与强度上尚存争议——究竟是正向扩散效应还是负向虹吸效应占主导，仍缺乏系统性的实证检验。

在机制识别上，王云多、冯誉婷（2025）从养老保险覆盖率视角验证了社会保障渠道的传导作用，但这一研究仅聚焦于城镇居民且仅考察了单一中介路径。更重要的是，现有文献普遍忽视了供给侧机制与需求侧机制之间的结构性差异：扩大消费市场规模（供给侧）与提升居民劳动收入（需求侧）对城乡居民消费的影响路径与强度是否存在系统性差异，迄今尚无文献进行供需双侧的并行比较检验。

## 2.4 研究述评与本文的研究切入点

综合上述文献，既有研究在新型城镇化概念界定、测度方法完善及其对居民消费影响的基本方向上积累了丰富的理论资源与实证经验，为本文研究奠定了重要基础。然而，以下四个层面的系统性不足，构成本文的核心研究切入点。

其一，**中介机制的供需视角尚未得到系统整合**。既有研究多以单一中介变量为切入点（如收入渠道或社会保障渠道），缺乏在供给侧与需求侧统一框架下对消费市场规模、消费结构、居民劳动收入、消费保障程度四条传导路径的并行识别与比较，导致新型城镇化释放消费潜力的完整作用链条尚不清晰。

其二，**收入分配的调节效应与门槛效应有待精确刻画**。已有研究虽指出城乡收入差距对消费具有抑制作用，但鲜有研究将其作为调节变量纳入城镇化—消费

分析框架，更未区分城镇居民与农村居民在调节效应方向上可能存在的异质性；同时，城乡收入比与经济发展水平对城镇化消费效应的非线性门槛特征，同样缺乏系统性的实证检验。

其三，**空间溢出效应的方向性结论尚存争议**。虽已有研究引入空间计量方法，但就新型城镇化的消费空间溢出究竟表现为正向扩散还是负向虹吸，尚无定论；分别针对城镇居民与农村居民的空间效应异质性进行检验。

其四，**测度体系的维度设置仍有优化空间**。现有指标体系多忽视科技城镇化维度，难以捕捉数字经济与创新驱动背景下新型城镇化的新特征。

基于上述研究缺口，本文以 2011—2023 年中国 31 个省份面板数据为样本，构建涵盖人口、经济、社会、生态与科技城镇化五维度的综合指数，从供给侧与需求侧协同构建中介效应分析框架，并引入调节效应、门槛效应与空间杜宾模型，对新型城镇化影响城乡居民消费的完整路径进行系统实证检验，以期在机制识别的深度与空间效应的识别精度上形成增量贡献。

### 3. 机制分析与研究假设

#### 3.1 新型城镇化促进居民消费的直接效应

在我国，农村具备广袤且肥沃的耕地资源，然而亦存在机械化水平偏低、集约化程度不足等问题，致使农业整体生产效率较为低下。伴随新型城镇化的持续推进，农村大量劳动力向城市转移，部分农民开始大规模“承包土地进行耕种”，注重规模经营与成本控制，集约化程度得以提升；与此同时，受城镇规模扩张的影响，诸多农业现代化生产设备在农村逐渐普及，现代生产技术亦得到广泛运用，劳动生产率水平显著提高，农民获取了丰厚利润。进一步而言，随着新型城镇化的稳步推进，农村地区基础设施不断完善，促使更多消费品进入农村，为农村居民消费水平的提升进一步奠定了基础。

新型城镇化表现为农村人口持续向城市融入的进程。此进程不仅涵盖生活地域的迁移，亦涉及消费习惯与消费理念的融合。伴随农村人口的大规模流入，农民与城市居民于同一环境中工作、学习，其生活方式持续交融。在“示范效应”的作用下，双方开始相互模仿、学习彼此的消费习惯与消费理念。农民的消费理念渐趋开放，开始涉足并增加在交通、娱乐等领域的支出，提升享受型消费支出的比重；与此同时，城市居民亦开始关注农村市场，如前往农家乐餐馆消费等。

此外，因信息化技术水平的提升，城镇与农村人口均有机会接触到最新的消费资讯，信息不对称状况得以缓解，农民与市民的消费结构渐趋一致，进而提升了全社会整体的消费水平。

伴随新型城镇化的持续推进，农村人口大规模向城市迁移。城市居民不仅具备充裕且稳定的收入来源，还能享有完善的社会福利保障体系，如养老保险制度、医疗保险制度等。此外，城市拥有较高的教育水准与医疗条件，可有效缓解众多市民的后顾之忧。长期以来，民众的消费观念趋于保守，这主要归因于我国经济发展动力不足、贫富差距显著以及社会保障体系不完善等因素。民众对未来收入水平缺乏信心，加之“勤俭节约”传统美德的影响，导致我国居民的边际消费倾向较低，相较于消费，人们更倾向于将资金储蓄起来以应对未来生活的不确定性。然而，近年来，随着我国居民社会保障体系的逐步健全，民众对未来收入的预期更为乐观，更愿意将收入用于当前消费，消费信心逐步提升。同时，城镇化进程在改善城市基础设施的同时，也使得居民消费更为便捷高效，快速的物流体系与丰富的商品销售中心极大地优化了居民的消费环境。另一方面，新型城镇化所带来的保障效应促使民众更愿意将资金投入社会保险支出，同时，社保覆盖范围的扩大又反过来增强了民众对当前消费与未来生活的乐观态度。

基于此，提出本文的研究假设：

**H1a：新型城镇化水平的提高对城镇居民消费水平有显著正向影响。**

**H1b：新型城镇化水平的提高对农村居民消费水平有显著正向影响。**

### **3.2 新型城镇化对居民消费水平的中介效应**

居民消费潜力是居民消费能力、消费意愿和消费环境的综合体现，其在“双循环”新发展格局中发挥着重要的作用，建立扩大居民消费的长效机制需要使居民有稳定的收入能消费、没有后顾之忧敢消费、消费环境优获得感强愿意消费。这意味着释放居民消费潜力需要

在消费市场的供需两侧协同发力，一方面在需求侧提升劳动收入，增强居民消费能力，同时加强社会保障和公共服务，增强居民消费意愿；另一方面需要在供给侧提升消费市场供给能力，以更多更高质量产品满足消费者需求，增强消费者获得感。新型城镇化建设涉及人口、经济、社会和资源等多方面的优化和转型，居民身份由农民向市民转变的过程也伴随着消费市场的深刻变化。一方面，新型城镇化建设通过城市消费群体的增加和消费需求的变化直接带动了当地消

费市场的规模扩张和层次提升；另一方面，居民向城镇转移也带来了收入的提升和社会保障的优化，居民消费能力和消费意愿进一步增强。因此，本文从供需两侧构建了新型城镇化建设释放居民消费潜力的逻辑框架。

### **3.2.1 供给侧效应：消费市场规模与层次的持续扩张**

新型城镇化建设优化了城市规模和结构，大量农民迁移到城市，转变为城市居民。这一变化不仅直接扩大了既有消费市场的规模，也创造了一系列新的生产和消费需求，使得当地消费市场在规模和层次上都得以充分提升。一方面，新型城镇化推进了城市的规模扩张与空间优化，为消费市场提供了广阔的空间。随着城市规模的扩大，商业设施、休闲娱乐场所和公共服务设施都随之增多，为居民提供了更为丰富和多元的消费选择。同时，随着城市的功能和结构调整，中心区、商业区和居住区的相互衔接与整合更加紧密，形成了有机的消费网络，便利了居民的日常生活和消费活动。另一方面，新型城镇化建设不仅带来了消费市场的量变，还带来了质变。高品质的商场、专业化的市场和个性化的小店纷纷出现，满足了居民对高品质、多元化和个性化消费的需求。而这种消费市场的层次提升，更是为高收入和中产阶级居民创造了优质的消费环境，增强了居民消费的获得感，进一步释放了其消费潜力。

### **3.2.2 需求侧效应：居民收入增长与消费保障的稳固**

从需求侧看，新型城镇化的进程给居民带来了前所未有的机会。一方面，新型城镇化建设推动了就业市场的多元化和高质量化。随着城镇化的推进，传统产业升级，新兴产业也应运而生，为居民提供了更为广泛和高薪的就业机会。这不仅提高了城镇居民的收入水平，而且还缩小了城乡之间的收入差距，农业转移人口在转变为市民的过程中，其收入也显著提升。

另一方面，新型城镇化建设也为居民提供了更为完善的社会保障和公共服务。社会保障的完善减少了居民因疾病、意外等风险导致的预防性储蓄，为居民消费提供了更为稳固的保障，提高了其消费意愿和能力。而公共服务的提升，如教育、医疗、公共交通等，也减少了居民的生活成本，释放了更多的可支配收入，从而进一步促进了消费。与此同时，由于城乡一体化的推进，农村和城市之间的资源和服务得到了更为公平的分配，从而缩小了城乡之间的消费差距。这不仅提高了农村居民的消费水平，也进一步扩大了城市居民的消费潜力。

综上所述，新型城镇化建设从消费市场的供需两侧为居民消费潜力的释放创造了条件。从供给侧来看，新型城镇化为消费市场带来了更为丰富多样的选择，从而优化了居民消费的环境，增加了居民消费的获得感；从需求侧来看，新型城镇化提高了居民的收入和消费保障水平，增强了居民的消费能力和消费意愿。为此，本文提出如下**研究假说**：

**H2:** 新型城镇化建设能够在供给侧扩大当地消费市场规模和提高消费市场层次，在需求侧提升居民收入和加强居民消费保障，进而促进城镇居民消费水平的提高。

**H2a:** 新型城镇化建设能够在供给侧扩大当地消费市场规模，进而促进城镇居民消费水平的提高。

**H2b:** 新型城镇化建设能够在供给侧提高消费市场层次，进而促进城镇居民消费水平的提高。

**H2c:** 新型城镇化建设能够在需求侧提升居民收入，进而促进城镇居民消费水平的提高。

**H2d:** 新型城镇化建设能够在需求侧加强居民消费保障，进而促进城镇居民消费水平的提高。

**H3:** 新型城镇化建设能够在供给侧扩大当地消费市场规模和提高消费市场层次，在需求侧提升居民收入和加强居民消费保障，进而促进农村居民消费水平的提高。

**H3a:** 新型城镇化建设能够在供给侧扩大当地消费市场规模，进而促进农村居民消费水平的提高。

**H3b:** 新型城镇化建设能够在供给侧提高消费市场层次，进而促进农村居民消费水平的提高。

**H3c:** 新型城镇化建设能够在需求侧提升居民收入，进而促进农村居民消费水平的提高。

**H3d:** 新型城镇化建设能够在需求侧加强居民消费保障，进而促进农村居民消费水平的提高。

本文提出的新型城镇化促进居民消费水平提高的影响机制如图 3-1 所示。

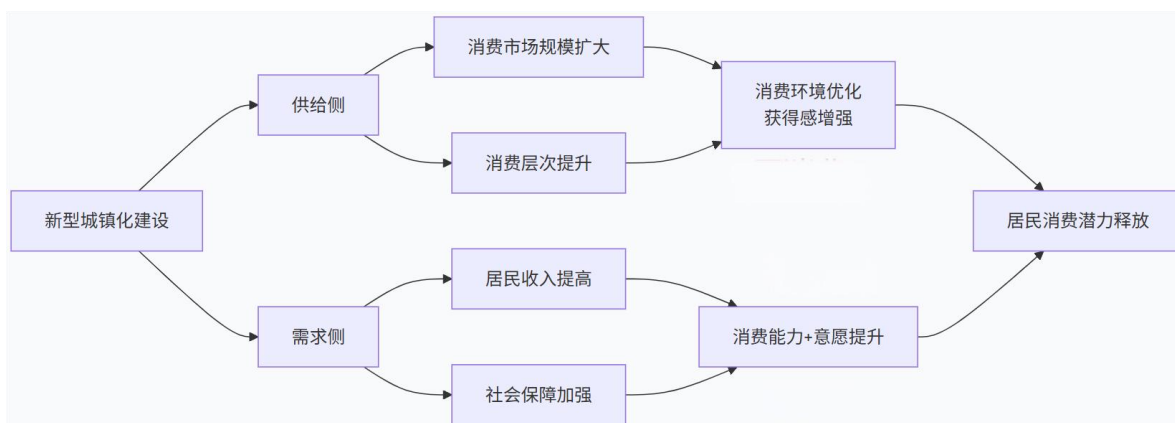


图 3-1 新型城镇化促进居民消费水平提高的影响机制

### 3.3 新型城镇化对居民消费水平的调节效应

新型城镇化对居民消费水平的影响并非孤立存在，而是受到城乡收入分配结构的调节。城乡居民人均可支配收入比反映了城乡之间的收入差距，该比值越大，表明农村居民相对城镇居民的购买力越弱。这一收入分配格局会显著调节新型城镇化对城镇居民消费与农村居民消费的作用方向和强度。

就城镇居民消费而言，当城乡居民收入比较高时，城镇居民的相对收入水平更高，其消费升级的潜力更大。新型城镇化带来的产业集聚、公共服务改善和消费市场扩张，将进一步强化城镇居民的消费优势，促使其增加享受型与发展型消费支出。此时，城乡收入差距的存在反而可能放大新型城镇化对城镇居民消费的正向刺激作用。

就农村居民消费而言，情况则相反。当城乡居民收入比过高时，农村居民可支配收入相对不足，即使新型城镇化通过基础设施延伸、数字技术下沉等方式将更多消费场景引入农村，农村居民仍因购买力有限而难以有效转化为实际消费。此外，收入差距过大会削弱农村居民的消费信心与边际消费倾向，使得新型城镇化对农村消费的促进作用受到抑制。反之，若城乡居民收入比较低（即城乡收入差距较小），农村居民具备更强的消费能力，新型城镇化所带来的供给端改善（如商品可及性提高）和需求端提升（如非农就业机会增加）将更有效地释放农村消费潜力。因此，城乡居民人均可支配收入比在新型城镇化影响居民消费的过程中发挥着负向调节作用，尤其对农村居民消费的调节效应更为明显。

基于此，提出本文的研究假设 4：

**H4a:** 城乡居民人均可支配收入比正向调节新型城镇化对城镇居民消费水平的影响，即收入比越大，新型城镇化的促进作用越强。

**H4b:** 城乡居民人均可支配收入比负向调节新型城镇化对农村居民消费水平的影响，即收入比越大，新型城镇化的促进作用越弱。

### 3.4 新型城镇化对居民消费水平的门槛效应

城乡居民人均可支配收入比不仅作为调节变量影响新型城镇化与居民消费的关系强度，还可能存在门槛特征，即当该比值跨越某一临界值时，新型城镇化对城镇居民消费与农村居民消费的影响会发生非线性变化。这种门槛效应的存在源于城乡收入差距对消费结构与消费能力的结构性约束。

对于城镇居民消费，当城乡居民收入比低于某一较低门槛值时，城乡收入差距较小，城镇居民的相对优势并不突出，新型城镇化对城镇消费的拉动作用主要体现在基本消费需求的满足上，效应较为平缓；当收入比跨越门槛值后，城镇居民的相对购买力优势显现，新型城镇化所催生的高品质消费、服务消费与数字消费更易被城镇居民吸纳，其对城镇居民消费的边际效应随之增强。因此，城乡居民收入比对城镇居民消费的影响存在单一门槛，越过门槛后促进作用提升。

对于农村居民消费，门槛效应呈现相反方向。当城乡居民收入比低于门槛值时，农村居民收入水平相对接近城镇居民，新型城镇化带来的就业机会增加、消费品下乡、社保覆盖扩大等政策能够有效转化为农村实际消费，促进作用较强；一旦收入比超过门槛值，农村居民购买力相对不足，即使供给端条件改善，农村居民也因收入约束而难以扩大消费，新型城镇化对农村居民消费的边际效应显著递减甚至趋近于零。因此，城乡居民收入比对农村居民消费的影响存在门槛逆转特征，越过门槛后促进作用减弱。

需要指出的是，该门槛变量与调节变量为同一指标，但二者在分析视角上有所区别：调节效应关注交互项对线性关系的改变，门槛效应则揭示不同区间内的非线性突变。基于此，提出本文的**研究假设 5**：

**H5a:** 城乡居民人均可支配收入比对新型城镇化影响城镇居民消费存在门槛效应，超过门槛值后促进作用增强。

**H5b:** 城乡居民人均可支配收入比对新型城镇化影响农村居民消费存在门槛效应，超过门槛值后促进作用减弱。

### 3.5 新型城镇化对居民消费水平的空间溢出效应

不同地区的经济发展与城镇化进程存在显著的空间依赖性与空间溢出特征。一个地区的新型城镇化建设不仅影响本地区的居民消费水平，还会通过要素流动、产业转移、信息扩散与消费示范效应等渠道，对邻近地区的城镇居民消费与农村居民消费产生间接影响。

首先，要素流动与产业转移渠道。新型城镇化水平较高的地区往往具有更强的要素集聚能力，吸引资本、技术与劳动力向该地区集中。但随着本地区生产成本上升与土地资源趋紧，部分产业会向邻近地区转移。产业转移带动邻近地区就业岗位增加与居民收入提升，进而促进邻近地区城镇居民与农村居民的消费增长。

其次，信息扩散与消费示范渠道。新型城镇化依托数字基础设施与互联网平台，消费信息、消费模式与消费习惯能够快速跨区域传播。本地区新型消费业态（如直播电商、即时零售）的成功经验会被邻近地区模仿，促使邻近地区居民接触并接受新型消费方式，从而提高其消费倾向。特别是农村居民，通过跨区域的信息溢出，能够更便捷地获取城市消费资讯，缓解信息不对称，进而缩小与城镇居民在消费结构上的差距。

再次，物流网络与基础设施溢出渠道。新型城镇化推动交通网络与物流体系向周边地区延伸。本地区建设的大型物流中心、仓储设施与配送网络不仅服务于本区域，还辐射邻近县乡，降低了邻近地区农村居民的消费品获取成本与时间，扩大了其消费选择空间。同时，本地区消费市场的规模扩张会产生“虹吸”与“扩散”并存的双重效应：当本地区市场吸引力过强时，可能暂时抽走邻近地区的购买力，但从长期看，市场一体化程度的提高将带动邻近地区消费环境的整体改善。

最后，空间权重与异质性。空间溢出的强度受地理位置、交通建设水平与互联网普及率等控制变量的影响。交通网络越密集、互联网普及率越高，空间溢出效应越明显；而物价水平上涨则可能削弱实际购买力，抑制跨区域消费流动。此外，由于城镇居民与农村居民的消费行为对空间溢出的敏感程度不同，需要分别考察新型城镇化对两类居民消费的空间溢出效应。

基于上述机制，本文引入空间计量模型（如空间杜宾模型或空间自回归模型）进行实证检验。提出本文的**研究假设 6**：

**H6a**：新型城镇化对城镇居民消费水平存在正向空间溢出效应，即本地区新型城镇化水平提高会显著促进邻近地区城镇居民消费增长。

H6b: 新型城镇化对农村居民消费水平存在正向空间溢出效应, 即本地区新型城镇化水平提高会显著促进邻近地区农村居民消费增长。

### 3.6 新型城镇化促进居民消费的作用可能存在异质性

我国小城镇规模庞大, 与大城市相较而言, 其经济发展根基薄弱、基础设施滞后、人力资本匮乏、收入水平偏低, 此状况极大地制约了经济发展与消费增长。此外, 在城乡二元结构的现实情境下, 城乡分割问题突出, 城乡发展不均衡。为深入探究新型城镇化对不同地区居民消费水平的影响差异, 本文将我国划分为东部、中部、西部及东北部地区, 开展分区域研究, 以探寻不同地区两者影响的差异状况。

基于此, 提出本文的研究假设 7: 受城乡分割影响, 新型城镇化对城镇和农村居民消费水平的促进作用上可能具有异质性。

## 4 实证分析

### 4.1 变量的选取

#### 4.1.1 被解释变量

本文的被解释变量为城镇居民消费水平与农村居民消费水平。为深入开展居民消费水平的模型研究, 需对其进行量化处理。目前, 学术界尚未就居民消费水平这一指标达成统一的量化标准。任伟(2019)等人采用居民消费价格指数作为衡量消费水平的指标, 该指标能够真实反映居民所消费商品与服务在特定期间的价格变动状况。胡瑞东(2020)等人则以居民人均消费支出作为衡量依据, 并指出资本、劳动力等生产要素与人均消费支出之间存在紧密联系。毛中根(2020)等人以长三角城市群为研究样本, 发现该地区居民消费水平以上海、南京、杭州构成的三角区为中心向西辐射, 且区域内差异化程度逐年降低。

鉴于消费支出乃衡量消费水平的关键要素, 因此本文以全国城镇居民家庭人均消费支出(UC)作为衡量城镇居民消费水平的指标, 以全国农村居民家庭人均消费支出(RC)作为衡量农村居民消费水平的指标。

#### 4.1.2 解释变量

本文选取新型城镇化(UR)作为解释变量。既往学术研究多以城镇人口占比衡量城镇化程度, 然而自2014年新型城镇化建设加速推进后, 评价视角不再局

限于人口占比，而是同步考量生态环境、社会保障、基础设施建设等发展维度，更聚焦于城镇居民生活品质的提升而非单纯居住空间的转移。基于此，本文从人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、生态城镇化四个维度构建包含 18 项指标的综合评价体系，并运用熵值法进行量化分析。具体指标及权重详见表 4-1。

表 4-1 新型城镇化水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标具体定义	属性	权重
新型城镇化水平	人口城镇化	二、三产业就业人员占比	二、三产业就业人员/ 总就业人员	+	0.0233
		常住人口城镇化率	城镇人口/年末常住人口	+	0.0165
		城镇登记失业率	直接数据	-	0.0290
		城市人口密度	直接数据	+	0.0577
	经济城镇化	经济水平	人均GDP	+	0.0556
		城镇居民人均可支配收入	直接数据	+	0.0305
		第三产业增加值占比	第三产业增加值/GDP	+	0.0726
		人均地方财政一般预算收入	地方财政一般预算支出/ 年末常住人口	+	0.0569
		人均社会消费品零售总额	社会消费品零售总额/ 年末常住人口	+	0.0283
	社会城镇化	教育投入	教育支出/地方财政一般 预算支出	+	0.0342
		教育规模	每十万人高等学校平 均在校生数	+	0.0630
		医疗卫生水平	医疗卫生机构床位数	+	0.0774
		人均公共图书馆图书总藏量	直接数据	+	0.0261
		公共交通发展水平	每万人拥有公共交通工具	+	0.0193
	生态城镇化	公园绿地水平	人均公园绿地面积	+	0.0848
		城市污水日处理能力	直接数据	+	0.0073
		垃圾处理水平	生活垃圾无害化处理率	+	0.0560
		森林覆盖率	直接数据	+	0.0079
	科技城镇化	研究与开发经费占 GDP 比重	R&D 经费支出/地区生产总值 (当年价)	+	0.2002
		每万人专利申请授权数	直接数据	+	0.0460
		网络通讯普及率	互联网宽带接入用户(万 户)/年末常住人口(万人)	+	0.0072

### 4.1.3 中介变量

#### (1) 消费市场规模 (lnCS)。

从供给侧来看,消费市场规模直接决定了居民消费的可及性与多样性。新型城镇化建设通过人口集聚与产业扩张,显著扩大了城市社会零售品销售总额。市场规模越大,意味着居民能够接触到的商品与服务种类越丰富,消费选择的边界越宽,从而有利于激发居民消费潜力。此外,规模扩大的消费市场通过供应链下沉与物流网络延伸,还能将消费便利性辐射至农村地区。基于此,本文预期变量系数为正,并采用城市社会零售品销售额衡量消费市场规模,同时对其进行取对数处理。

#### (2) 消费结构 (ENGEL)。

消费结构的优化是居民消费升级的重要标志。本文使用居民恩格尔系数表征消费结构,即当地居民人均食品消费支出除以人均可支配收入。恩格尔系数越低,表明居民在食品之外的发展型与享受型消费(如教育、文化、旅游、医疗等)支出占比越高,消费层次相应提升。新型城镇化通过引入高品质商业业态与数字消费场景,能够有效降低恩格尔系数,推动居民消费结构升级。因此,本文预期变量系数为负,并直接采用恩格尔系数作为衡量指标,数值越小代表消费层次越高。

#### (3) 居民劳动收入 (lnIOR)。

从需求侧来看,居民劳动收入是消费增长的根本驱动力。唯有收入水平持续提升,居民消费潜力才能得以充分释放,消费结构升级也才有实现的物质基础。新型城镇化建设推动了产业升级与就业市场多元化,显著提高了当地职工的平均工资水平。收入增长不仅直接增强居民的购买力,还通过改善未来收入预期降低预防性储蓄,从而促进当期消费。基于此,本文预期变量系数为正,采用当地职工平均工资衡量居民劳动收入,并对其进行取对数处理。

#### (4) 消费保障程度 (APC)。

消费保障程度反映了居民在面临不确定性时的消费能力与意愿,本文使用居民平均消费倾向予以衡量,即居民人均生活消费性支出与居民人均可支配收入之比。平均消费倾向越高,表明居民将更大比例的收入用于当期消费,而非用于谨慎性储蓄。这一倾向受到公共服务与社会保障体系的显著影响:当养老、医疗、失业等保障制度趋于完善时,居民对未来风险的预期更为乐观,预防性储蓄动机减弱,从而敢于将更多收入用于消费。新型城镇化通过健全社会保障覆盖与提升

公共服务水平，能够有效增强居民消费保障程度。据此，本文预期变量系数为正，采用居民平均消费倾向作为衡量指标。

#### 4.1.4 调节变量与门槛变量

本文选取城乡居民人均可支配收入比（DIFF）作为调节变量与门槛变量。城乡收入差距是影响居民消费结构与消费能力的关键结构性因素，既往研究表明，收入分配格局会显著改变城镇化对居民消费的传导效果。为量化城乡收入差距，本文采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值进行测度。该比值越大，表明城乡收入差距越显著，农村居民相对购买力越弱；反之则说明城乡收入分配趋于均衡。在模型设定中，DIFF 一方面作为调节变量，通过构造与新型城镇化的交互项，检验其对城乡居民消费关系的线性调节作用；另一方面作为门槛变量，运用面板门槛回归模型考察当城乡收入比跨越特定临界值时，新型城镇化对居民消费是否存在非线性突变效应。

#### 4.1.5 控制变量

本研究所选用的控制变量涵盖：

（1）物价水平（CPI），其能够体现某一国家或地区在连续时段内一般消费品价格的涨幅情况。显然，物价上涨速度越快，越会抑制居民消费意愿，进而对消费水平产生作用。本文采用居民消费价格指数进行衡量。

（2）交通建设（lnROA），公路、铁路等基础设施的完善能够进一步促进消费品的流通，推动有效供给并影响消费行为。该指标通过公路里程数（ROA）的自然对数来衡量交通建设的发展水平。

（3）产业结构（STR3），陈立俊等（2010）经实证研究指出，国内产业结构与城市化之间存在紧密关联，强调产业结构合理化与升级能够促进城市化良性发展。陈立泰·刘艺（2013）通过实证分析表明，我国产业结构演进是城镇化发展的前提、动力及基础。产业结构调整与升级的意义在于主导产业的转变，即从收益率相对较低的产业转向收益率较高的产业，具体表现为从第一产业向第二、第三产业等非农产业演变。这一演变过程将引发劳动力要素的变动，促使大量人口从农村迁移至城镇，进而扩大城镇化规模，该指标通过第三产业占比来衡量。

（4）互联网发展（Internet），于新常态情境中，互联网已然成为驱动居民消费的关键引擎。其一，伴随近年来互联网电商平台的勃兴与拓展，在某种程

度上突破了消费的空间桎梏，缓解了农村地区消费场所匮乏所引发的消费困境，有力推动了居民消费进程。其二，“互联网+”催生了经济发展的全新业态与模式，对居民消费文化产生深刻影响，催生了相关服务业的就业岗位，为居民消费的持续增长持续注入崭新活力。本研究借鉴既有相关研究成果，采用互联网普及率以表征该指标的发展态势，并对其进行自然对数处理。

## 4.2 构建模型

为系统检验新型城镇化对城镇居民消费与农村居民消费的影响，并探究其中介效应、调节效应、门槛效应及空间溢出效应，本研究分别构建如下计量模型。

### 4.2.1 基准回归模型

为考察新型城镇化对城乡居民消费的直接影响，设定如下基准回归模型：

$$UC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$RC_{it} = \beta_0 + \beta_1 UR_{it} + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

其中， $i$  表示省份 ( $i=1, 2, \dots, 31$ )， $t$  表示年份 ( $t=2011, 2012, \dots, 2023$ )； $UC_{it}$  为城镇居民消费水平， $RC_{it}$  为农村居民消费水平； $UR_{it}$  为核心解释变量新型城镇化水平； $CV_{itk}$  为控制变量集合，包括物价水平 (CPI)、交通建设 (TRA)、第三产业占比 (IND) 和互联网普及率 (INT)； $\mu_i$  为省份固定效应， $v_t$  为年份固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

### 4.2.2 中介效应模型

根据前文理论分析，新型城镇化可能通过消费市场规模 (lnCS)、消费结构 (ENGEL)、居民劳动收入 (lnIOR) 和消费保障程度 (APC) 四个中介变量分别影响城乡居民消费。参考温忠麟等 (2004) 的中介效应检验方法，构建如下模型。

以城镇居民消费 (UC) 为因变量的中介效应模型为：

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 UR_{it} + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

$$UC_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 UR_{it} + \varphi_2 M_{it} + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

以农村居民消费 (RC) 为因变量的中介效应模型为：

$$RC_{it} = \rho_0 + \rho_1 UR_{it} + \rho_2 M_{it} + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

其中， $M_{it}$  依次代表四个中介变量：消费市场规模（ $\ln CS$ ，以城市社会零售品销售额对数衡量）、消费结构（ $ENGEL$ ，以恩格尔系数衡量）、居民劳动收入（ $\ln IOR$ ，以当地职工平均工资对数衡量）和消费保障程度（ $APC$ ，以居民平均消费倾向衡量）。模型（4.3）和（4.5）检验新型城镇化对中介变量的影响；模型（4.4）和（4.6）将新型城镇化与中介变量同时纳入，检验中介效应是否存在。若  $\theta_1$  与  $\phi_2$ （或  $\lambda_1$  与  $\rho_2$ ）均显著，且  $\phi_1$ （或  $\rho_1$ ）相较于基准模型系数有所下降或不再显著，则表明存在部分或完全中介效应。

### 4.2.3 调节效应模型

城乡居民人均可支配收入比（ $DIFF$ ）既反映城乡收入差距，也可能调节新型城镇化对居民消费的影响。为检验调节效应，在基准模型中加入交互项  $UR_{it} \times DIFF_{it}$ 、 $UR_{it} \times DIFF_{it}$ ，构建如下模型：

$$UC_{it} = \delta_0 + \delta_1 UR_{it} + \delta_2 DIFF_{it} + \delta_3 (UR_{it} \times DIFF_{it}) + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4.6)$$

$$RC_{it} = \eta_0 + \eta_1 UR_{it} + \eta_2 DIFF_{it} + \eta_3 (UR_{it} \times DIFF_{it}) + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4.7)$$

若交互项系数  $\delta_3$ （或  $\eta_3$ ）显著为正，表明城乡居民收入比正向调节新型城镇化对居民消费的影响；若显著为负，则表明负向调节。根据前文假设，预期  $\delta_3$  为正（对城镇居民消费）， $\eta_3$  为负（对农村居民消费）。

### 4.2.4 门槛效应模型

考虑到城乡居民人均可支配收入比（ $DIFF$ ）可能对新型城镇化的消费效应产生非线性门槛影响，本研究采用 Hansen（1999）提出的面板门槛回归模型，以  $DIFF$  作为门槛变量，分别估计其对城镇居民消费和农村居民消费的门槛效应。以单一门槛为例，模型设定如下：

$$UC_{it} = \tau_0 + \tau_1 UR_{it} \cdot I(DIFF_{it} \leq \gamma) + \tau_2 UR_{it} \cdot I(DIFF_{it} > \gamma) + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.8)$$

$$RC_{it} = \xi_0 + \xi_1 UR_{it} \cdot I(DIFF_{it} \leq \gamma) + \xi_2 UR_{it} \cdot I(DIFF_{it} > \gamma) + \sum \gamma_k CV_{itk} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.9)$$

其中， $I(\cdot)$  为示性函数，当括号内条件成立时取 1，否则取 0； $\gamma$  为待估计的门槛值。通过 bootstrap 方法检验门槛是否存在及门槛个数。若门槛效应显著，则说明新型城镇化对居民消费的影响随城乡收入比的变化而发生非线性结构变化。

#### 4.2.5 空间溢出效应模型

为检验新型城镇化对居民消费的空间溢出效应，需引入空间权重矩阵与空间计量模型。首先，构建空间权重矩阵  $W$ （如地理距离矩阵或经济距离矩阵）。其次，采用空间自回归模型（SAR）、空间误差模型（SEM）或空间杜宾模型（SDM）进行估计。根据空间计量经济学的一般做法，本文构建空间杜宾模型（SDM）如下：

$$UC_{it} = \phi_0 + \phi_1 UR_{it} + \phi_2 \sum_{j \neq i} W_{ij} UR_{jt} + \phi_3 \sum_{j \neq i} W_{ij} UC_{jt} + \sum_k \gamma_k CV_{itk} + \sum_k \psi_{kj} \sum_{j \neq i} W_{ij} CV_{jtk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.10)$$

$$RC_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 UR_{it} + \zeta_2 \sum_{j \neq i} W_{ij} UR_{jt} + \zeta_3 \sum_{j \neq i} W_{ij} RC_{jt} + \sum_k \gamma_k CV_{itk} + \sum_k \psi_{kj} \sum_{j \neq i} W_{ij} CV_{jtk} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4.11)$$

其中， $W_{ij}$  为空间权重矩阵第  $i$  行第  $j$  列元素，反映地区  $i$  与地区  $j$  的空间邻近程度。 $\phi_2$  和  $\zeta_2$  为空间溢出效应系数，若显著为正，表明本地区新型城镇化水平提升会促进邻近地区居民消费增长； $\phi_3$  和  $\zeta_3$  为空间自回归系数，反映邻近地区居民消费对本地区消费的影响。为检验空间效应的适用性，需在回归前进行全局莫兰指数（Moran's I）检验，并通过 LM 检验、Hausman 检验以及 LR 检验确定最优的空间计量模型。

空间权重矩阵反映研究单元之间关联的方式和程度，包括空间经济地理权重矩阵（ $W_{ij}^{eg}$ ）、空间经济距离矩阵倒数（ $W_{ij}^{ed-1}$ ）、空间经济距离平方倒数矩阵（ $W_{ij}^{ed-2}$ ）等形式。本文参考 Pilipp et al.（2015）、黄大湖等（2022）等的研究，采用空间经济地理权重矩阵  $W^d$  来衡量空间因素的作用，具体表示如下。

$$W_{ij}^{eg} = \begin{cases} 0, & i = j \\ \frac{1}{\text{人均GDP}} * 0.5 + \frac{1}{\text{地理距离}} * 0.5 & \end{cases} \quad (4.12)$$

式中， $W_{ij}$  表示地区  $i$  与地区  $j$  的空间经济地理关联强度； $GDP_i$  和  $GDP_j$  分别为地区  $i$  和地区  $j$  的人均地区生产总值， $|GDP_i - GDP_j|$  为两地区人均 GDP 之差的绝对值； $d_{ij}$  为地区  $i$  与地区  $j$  之间的地理距离，以各省份省会城市的地理经纬度为基础测算得到。权重系数各取 0.5，表示经济差距与地理距离在空间关联中各占同等重要性。

## 4.3 数据来源、描述性统计以及相关性分析

### 4.3.1 数据来源

本文所运用数据均源自《中国统计年鉴》以及各省市自治区的统计年报。本研究选取我国 31 个省市自治区作为样本，将研究时段设定为 2011-2023 年，且进一步对相关数据予以加工处理，获取样本数据容量 5642（403\*14）。

### 4.3.2 描述性统计

从表 4-2 的描述性统计结果来看，样本量为 403 个，数据完整，满足后续分析要求。被解释变量中，城镇居民消费（ $\ln UC$ ）均值为 10.00854，农村居民消费（ $\ln RC$ ）均值为 9.28036，前者显著高于后者，且农村居民消费的标准差（0.41563）大于城镇居民（0.31283），表明城乡居民消费水平存在明显差距且农村内部的区域差异更为突出。核心解释变量新型城镇化水平（ $UR$ ）均值为 0.27300，最小值为 0.11097，最大值为 0.56614，反映出各省份城镇化进程的阶段差异显著，具有良好的识别空间。从中介变量看，消费市场规模（ $\ln CS$ ）标准差达 1.07104，显示各省消费市场容量悬殊；消费结构（ $ENGEL$ ）均值为 0.30698，处于相对富裕区间，但最小值与最大值跨度较大，说明消费结构升级不均衡；居民劳动收入（ $\ln IOR$ ）均值为 10.07470，最高省份收入约为最低省份的 2.9 倍；消费保障程度（ $APC$ ）均值为 0.71388，表明居民总体将约 71%的可支配收入用于消费，但部分省份偏低，可能与预防性储蓄有关。调节变量（亦为门槛变量）城乡居民人均可支配收入比（ $DIFF$ ）均值为 0.72354，对应城乡收入比约 1.38，最小值和最大值分别反映收入比约 2.04 和 1.04，显示我国城乡收入差距依然显著且地区差异较大。各控制变量如物价水平（ $\ln CPI$ ）、交通建设（ $\ln ROA$ ）、第三产业占比（ $STR3$ ）和互联网普及率（ $\ln Internet$ ）均表现出不同程度的离散性，为分析新型城镇化影响居民消费的调节机制与空间溢出效应提供了可靠的数据基础。总体而言，变量分布合理、波动范围适中，数据质量可靠，可支撑后续的实证分析。

表 4-2 变量的描述性统计

VARIABLES	(1) N	(2) mean	(3) sd	(4) min	(5) max
lnRC	403	9.28036	0.41563	8.36045	10.21046
lnUC	403	10.00854	0.31283	9.37697	10.78112
UR	403	0.27300	0.10277	0.11097	0.56614
lnCS	403	8.85928	1.07104	6.01249	10.66757
ENGEL	403	0.30698	0.04069	0.21326	0.44583
lnIOR	403	10.07470	0.44487	9.18389	11.25694
APC	403	0.71388	0.05473	0.58208	0.86075
DIFF	403	0.72354	0.10002	0.48739	0.95923
lnCPI	403	4.62649	0.01223	4.60417	4.66253
lnROA	403	11.70019	0.84079	9.46853	12.72779
STR3	403	3.86509	0.18590	3.48124	4.40273
lnInternet	403	0.25546	0.12389	0.06025	0.52280

### 4.3.3 相关性分析

表 4-3 报告了本文主要变量的 Pearson 相关系数矩阵。由结果可知，核心解释变量新型城镇化水平（UR）与城镇居民消费（lnUC）、农村居民消费（lnRC）均呈显著正相关，相关系数分别为 0.8638 和 0.8640（均在 1%水平显著），初步支持了新型城镇化有助于提升城乡居民消费水平的研究假设。从被解释变量来看，城镇居民消费与农村居民消费之间高度正相关（0.9402），表明二者存在协同变动趋势，但城镇消费水平整体高于农村，与描述性统计结果一致。

就中介变量而言，消费市场规模（lnCS）与城乡居民消费均呈显著正相关，相关系数分别为 0.4377（城镇）和 0.5198（农村），说明消费市场扩容对农村消费的拉动效应更为明显；消费结构（ENGEL）与城乡居民消费呈显著负相关（-0.4093 和 -0.4085），符合恩格尔系数越低、消费层次越高的理论预期；居民劳动收入（lnIOR）与城乡居民消费的相关系数高达 0.9657 和 0.9525，表明收入水平仍是消费增长的核心驱动力；消费保障程度（APC）与城乡居民消费呈显著负相关（-0.3928 和 -0.4094），这一结果表面看似与预期符号相反，但考

考虑到平均消费倾向受预防性储蓄、收入预期等多重因素影响，需在后续回归中进一步控制其他变量后加以检验。

调节变量（亦为门槛变量）城乡居民人均可支配收入比（DIFF）与城镇居民消费、农村居民消费均呈显著正相关（0.6890 和 0.6950），初步显示城乡收入差距较大的地区，居民消费水平也可能较高，这可能与经济发展阶段有关，具体调节与门槛效应有待回归分析进一步验证。

控制变量方面，第三产业占比（STR3）和互联网普及率（lnInternet）与城乡居民消费均呈显著正相关，符合经济结构升级与数字化赋能消费的预期；物价水平（lnCPI）与居民消费呈显著负相关，说明通货膨胀对实际购买力存在抑制作用；交通建设（lnROA）与农村居民消费呈微弱负相关（-0.1604），与城镇居民消费呈较显著负相关（-0.2915），这与直觉不符，可能是因为交通建设指标（如公路里程）在欠发达地区较高而消费水平较低所致，需在多元回归中控制其他因素后重新审视。

从多重共线性角度判断，各解释变量之间的相关系数绝对值大多低于 0.8，仅居民劳动收入（lnIOR）与城镇居民消费（0.9657）、农村居民消费（0.9525）以及新型城镇化（0.9004）之间相关系数较高。考虑到中介变量与因变量高度相关是中介效应成立的前提条件，且后续回归将采用逐步回归与 VIF 检验，目前判断不存在严重的多重共线性问题，可进一步进行多元回归分析。

表 4-3 变量的相关性分析

Variables	lnRC	lnUC	x	lnCS	ENGEL	lnIOR	APC	DIFF	lnCPI	lnROA	STR3	lnInternet
lnRC	1.0000											
lnUC	0.9402	1.0000										
	***											
x	0.8640	0.8638	1.0000									
	***	***										
lnCS	0.5198	0.4377	0.7073	1.0000								
	***	***	***									
ENGEL	-0.4085	-0.4093	-0.355	-0.3800	1.0000							
	***	***	5***	***								

lnIOR	0.9525 ***	0.9657 ***	0.9004 ***	0.5214 ***	-0.4672 ***	1.0000						
APC	-0.4094 ***	-0.3928 ***	-0.503 8***	-0.3088 ***	0.1742 ***	-0.5187 ***	1.0000					
DIFF	0.6950 ***	0.6890 ***	0.6966 ***	0.4695 ***	-0.5017 ***	0.7993 ***	-0.2787 ***	1.0000				
lnCPI	-0.5300 ***	-0.4869 ***	-0.344 0***	-0.2126 ***	0.2011 ***	-0.4467 ***	0.2495* **	-0.1468 ***	1.0000			
lnROA	-0.1604 ***	-0.2915 ***	-0.110 5**	0.3836 ***	0.0975 *	-0.3155 ***	0.0656 ***	-0.4967 ***	-0.1096 **	1.0000		
STR3	0.6792 ***	0.7916 ***	0.6317 ***	0.1805 ***	-0.2780 ***	0.7613 ***	-0.3885 ***	0.5499* **	-0.3349 ***	-0.4687 ***	1.0000	
lnInternet	0.8649 ***	0.7978 ***	0.7175 ***	0.3643 ***	-0.2782 ***	0.7953 ***	-0.4619 ***	0.4419* **	-0.5240 ***	-0.0146 ***	0.5508 ***	1.0000

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

#### 4.3.4 多重共线性

为防止解释变量间存在较强相关性进而对回归结果的稳定性及可靠性造成影响，本文针对模型的核心自变量与控制变量开展多重共线性检验，检验结果详见表 4-4。由表中数据可知，各变量的 VIF 值均处于 1.450—2.670 范围内，均小于经验临界值 5，且 1/VIF 指标均位于 0.375—0.687 区间，未呈现明显偏低的容差水平。此外，模型均值 VIF 为 2.100，远低于 5 的判定标准。综上所述，该模型未呈现严重多重共线性问题，各解释变量间独立性良好，回归模型设定具备合理性，后续回归结果具有较高的可信度及解释力。

表 4-4 多重共线性检验结果

Variables	VIF	1/VIF
UR	2.670	0.375
lnCPI	2.490	0.401

lnROA	2.380	0.421
STR3	1.510	0.662
lnInternet	1.450	0.687
Mean VIF	2.100	

为防止中介效应模型和调节效应模型中引入额外变量后产生共线性问题,本文分别对中介效应第二阶段回归方程(包含自变量、中介变量及控制变量)以及调节效应回归方程(包含中心化后的自变量、调节变量、交互项及控制变量)进行了方差膨胀因子(VIF)检验。结果显示:在以消费市场规模(lnCS)为中介变量的模型中,VIF最大值为7.64(自变量UR),其余变量均低于5,均值VIF为3.64;在以恩格尔系数(ENGEL)和平均消费倾向(APC)为中介变量的模型中,各变量VIF均低于2.67,均值分别为1.99和2.04;在以居民劳动收入(lnIOR)为中介变量的模型中(结果与lnCS类似,因收入与城镇化高度相关),VIF最高值亦在8以内。对于调节效应模型,对中心化后的自变量(x\_c)、调节变量(DIFF\_c)及交互项(x\_DIFF\_c)进行检验,结果显示VIF最大值为7.40,其余变量均低于4.58,均值VIF为3.58。上述模型中所有变量的VIF均远低于经验临界值10,即使部分变量的VIF略高于5,也属于中介机制存在的合理情形,且1/VIF(容差)均大于0.1,表明模型不存在严重的多重共线性问题,可进行后续的中介效应与调节效应回归分析。

#### 4.4 模型的选择

一般情况下,面板数据的估计涵盖混合OLS估计、随机效应模型与固定效应模型三种类型。具体检验方法包含F检验(当 $p < 0.05$ 时,表明固定效应模型优于混合OLS)、LM检验(当 $p < 0.05$ 时,表明随机效应模型优于混合OLS)以及Hausman检验(当 $p < 0.05$ 时,表明固定效应模型优于随机效应模型)。借助上述三种检验方法,可具体确定每个模型所对应的估计模型。

表 4-5 模型检验结果

	F 检验		LM 检验		Hausman 检验		
	统计量	概率值	统计量	概率值	统计量	概率值	
模型 (4.1)	362.45	0.0000	667.40	0.0000	75.12	0.0000	
模型 (4.2)	4774.44	0.0000	1118.58	0.0000	53.15	0.0000	
模型 (4.3)	lnCS	2296.65	0.0000	1284.67	0.0000	71.12	0.0000
	ENGEL	3153.60	0.0000	1585.22	0.0000	18.65	0.0000
	lnIOR	626.82	0.0000	1009.21	0.0000	82.49	0.0000
	APC	436.60	0.0000	840.96	0.0000	12.62	0.0000
模型 (4.4)	lnCS	577.99	0.0000	658.48	0.0000	79.85	0.0000
	ENGEL	453.45	0.0000	761.36	0.0000	68.96	0.0000
	lnIOR	478.92	0.0000	830.11	0.0000	26.07	0.0000
	APC	449.71	0.0000	670.95	0.0000	66.32	0.0000
模型 (4.5)	lnCS	531.67	0.0000	861.66	0.0000	91.24	0.0000
	ENGEL	560.67	0.0000	897.43	0.0000	81.03	0.0000
	lnIOR	615.95	0.0000	896.05	0.0000	46.31	0.0000
	APC	494.59	0.0000	852.90	0.0000	85.59	0.0000
模型 (4.6)	285.25	0.0000	576.05	0.0000	66.21	0.0000	
模型 (4.7)	904.48	0.0000	713.89	0.0000	73.87	0.0000	

由上表可知,模型 3.1 的 F 检验结果显示,  $p=0.0000<0.05$ , 故对模型 3.1 来说, 固定效应模型优于混合 OLS 模型, 根据 LM 检验结果显示,  $P=0.0000<0.05$ , 随机效应优于混合 OLS 模型, 再根据豪斯曼检验结果,  $p=0.0000<0.05$ , 固定效应模型优于混合 OLS, 最终通过以上三个检验, 本文将对模型 4.1 进行固定效应模型分析。同理, 模型 4.2、4.3、4.4、4.5、4.6、4.7 均选择固定效应模型进行估计。

## 4.5 多元回归分析

表 4-6 基准回归分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	lnRC	lnRC	lnUC	lnUC
UR	3.495*** (30.95)	0.989*** (2.90)	2.629*** (30.76)	0.855*** (4.47)
lnCPI		1.490 (1.55)		-0.046 (-0.07)
lnROA		0.458*** (5.48)		0.292*** (3.66)
STR3		0.125 (1.46)		-0.016 (-0.23)
lnInternet		-0.146 (-0.70)		0.062 (0.29)
Constant	8.326*** (253.08)	-3.683 (-0.76)	9.291*** (368.37)	6.617** (2.08)
Observations	403	403	403	403
R-squared	0.747	0.989	0.746	0.986
F test	0	0.000155	0	0.000205
r2_a	0.746	0.987	0.745	0.984
F	957.9	7.209	946.0	6.945

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

基于固定效应模型的基准回归结果见表 4-6。模型（1）和模型（2）以农村居民消费（lnRC）为因变量，模型（3）和模型（4）以城镇居民消费（lnUC）为因变量；其中模型（1）和模型（3）仅纳入核心解释变量，模型（2）和模型（4）进一步加入全部控制变量。

结果显示,新型城镇化水平(UR)对农村居民消费和城镇居民消费均具有显著正向影响,且均在1%的统计水平上显著。在未加入控制变量时,新型城镇化对农村居民消费的系数为3.495,对城镇居民消费的系数为2.629;加入控制变量后,系数分别降至0.989和0.855,但依然高度显著。这表明新型城镇化通过人口集聚、产业升级与基础设施完善,有效改善了城乡居民的消费条件与消费能力,进而推动消费支出增长。值得注意的是,无论是否加入控制变量,新型城镇化对农村居民消费的促进系数均大于对城镇居民消费的系数,说明城镇化进程中农村居民的消费释放弹性更强。这一结果可能与农村地区基期消费水平较低、消费抑制较为明显有关,新型城镇化带来的就业机会增加、消费品下乡及社保覆盖扩大,对农村居民的边际消费拉动作用更为突出。

从控制变量来看,交通建设(lnROA)在模型中均呈现正向影响,且在模型(2)、模型(4)中显著,表明交通基础设施的改善降低了居民获取商品和服务的时空成本,有利于释放消费需求,尤其对农村居民消费的促进作用更为显著。物价水平(lnCPI)在模型(2)中为正但不显著,在模型(4)中为负且不显著,说明物价波动对城乡居民消费的影响方向存在差异,但统计上尚不明显。第三产业占比(STR3)系数在模型(2)中为正(0.125),在模型(4)中为负(-0.016),均不显著,可能与产业结构升级对消费的传导存在时滞或区域异质性有关。互联网普及率(lnInternet)在模型(2)中为负(-0.146),在模型(4)中为正(0.062),均未通过显著性检验,这提示互联网对消费的促进作用可能存在非线性特征或受其他因素制约,尤其在农村地区,互联网基础设施与应用能力的非均衡发展可能削弱其消费拉动效果。各模型的拟合优度( $R^2$ )介于0.746至0.989之间,表明模型对城乡居民消费差异具有较好的解释力。F检验均通过1%的显著性水平,说明模型整体设定合理。

综上所述,基准回归结果有力证实了新型城镇化对城乡居民消费具有显著的推动作用,且对农村居民消费的拉动效应更为突出。这一发现支持了本文的研究假设H1a与H1b,也为后续中介效应、调节效应及空间溢出效应分析奠定了实证基础。

#### 4.6 内生性检验

本研究首先通过Durbin-Wu-Hausman检验对基准OLS模型的内生性进行诊断,结果显示新型城镇化水平存在显著内生性,因此为减轻可能存在的反向因果

关联与遗漏变量偏差，本文运用工具变量法开展内生性处理，选取解释变量 UR 的滞后二期 UR(t-2) 作为工具变量。城镇居民消费影响回归结果见下表。

首先，依据第一阶段回归结果，工具变量 UR(t-2) 对内生解释变量 UR 呈现出显著的正向作用（系数 =0.83344，t = 22.63353），且 F 值显著大于 10（第一阶段显著性检验结果良好），这表明所选工具变量与内生变量具备充分的相关性，满足工具变量有效性的相关性假设。其次，基于第二阶段回归结果，运用工具变量后的系数依旧为显著正值（系数 = 1.13049，t = 4.51439），这表明在控制内生性后，结论依然可靠，即新型城镇化水平能够显著增强城市居民消费能力，与 OLS 基准回归方向相符。总体而言，工具变量相关性成立（第一阶段强相关且 F>10），2SLS 的方向、符号与 OLS 一致，且显著性依旧存在，排除了严重内生性偏误对结论的干扰。基于上述分析，可认定本文关于“新型城镇化能够显著促进居民消费”的研究结论具备稳健性与可信度。

表 4-7 内生性处理分析回归结果 (UC)

	(1)	(2)	(3)
	OLS	First Stage	2SLS
UR	0.85532*** (4.46502)		
lnCPI	-0.04571 (-0.06856)	0.09258 (0.78097)	-0.35418 (-0.52637)
lnROA	0.29191*** (3.65569)	-0.00520 (-0.44003)	0.27601*** (3.36337)
STR3	-0.01586 (-0.22638)	-0.00238 (-0.24045)	-0.00937 (-0.13140)
lnInternet	0.06194	0.08681**	0.02407

	(0.29270)	(2.60705)	(0.11623)
Lagged x(t-2)		0.83344***	
		(22.63353)	
Linear prediction			1.13049***
			(4.51439)
Constant	6.61664**	-0.30823	8.18296**
	(2.07815)	(-0.56477)	(2.60936)
Observations	403	341	341
Adjusted R-squared	0.98417	0.99164	0.97930
F-statistic	6.94489	158.10714	6.88949
t statistics in parentheses			
* $p < 0.1$ , ** $p < 0.05$ , *** $p < 0.01$			

对农村居民消费影响回归结果如表所示。在第一阶段回归分析中，UR(t-2)针对 UR(t) 的系数显著呈现正值（系数值=0.83079，t 值=17.72148），此表明工具变量与内生变量间存在强相关性。同时，其第一阶段 F 统计量值为 81.07197，显著超越 10 的阈值标准（Staiger & Stock, 1997），进一步证实不存在弱工具变量之问题。第二阶段（2SLS）回归分析结果表明，UR 对 lnRC 的影响依旧显著为正，回归系数值为 1.19550，其方向与 OLS 分析结果保持一致，且相较于 OLS 的系数值（1.09304）有所提升。综合考量，工具变量 UR(t-2)同时满足相关性与外生性之条件，2SLS 与 OLS 方向一致但系数值略有提升，此表明 OLS 估计可能存在一定程度之向下偏误，然而内生性问题并未对核心结论产生实质性改变。

表 4-8 内生性处理分析回归结果 (RC)

	(1)	(2)	(3)
	OLS	First Stage	2SLS
UR	0.98948*** (2.90306)		
lnCPI	1.48992 (1.55416)	0.09258 (0.78097)	1.81290** (2.30023)
lnROA	0.45777*** (5.47598)	-0.00520 (-0.44003)	0.55147*** (5.44240)
STR3	0.12465 (1.45674)	-0.00238 (-0.24045)	0.06105 (0.73794)
lnInternet	-0.14588 (-0.70353)	0.08681** (2.60705)	-0.16031 (-0.75151)
Lagged x(t-2)		0.83344*** (22.63353)	
Linear prediction			1.36145*** (3.28691)
Constant	-3.68334 (-0.75998)	-0.30823 (-0.56477)	-6.05521 (-1.57209)
Observations	403	341	341
Adjusted R-squared	0.98725	0.99164	0.98597
F-statistic	7.20913	158.10714	9.18398

*t* statistics in parentheses  
\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 4.7 稳健性检验

### 4.7.1 更换解释变量的稳健性检验

为检验本文模型数据的稳定性, 采用两种检验方法。其一, 替换解释变量, 选取各省市城镇化率 urb 替代新型城镇化 UR, 其中, 各省市的城镇化率 (urb) 指标以城镇户籍人口占比来表征, 其余指标数据选取情况与前文保持一致。回归结果详见表 4-9:

表 4-9 稳健性检验 (1) 回归结果

VARIABLES	(1) lnRC	(2) lnRC	(3) lnUC	(4) lnUC
lnUrb	1.440*** (21.78)	0.516*** (2.92)	1.069*** (16.01)	0.376*** (3.76)
lnCPI		1.960* (1.82)		0.338 (0.53)
lnROA		0.309*** (3.79)		0.174** (2.29)
STR3		0.092 (1.17)		-0.041 (-0.62)
lnInternet		-0.361 (-1.52)		-0.090 (-0.49)
Constant	3.423*** (12.74)	-5.760 (-1.10)	5.662*** (20.61)	5.065* (1.70)
Observations	403	403	403	403
R-squared	0.579	0.989	0.563	0.985
F test	0	0.000214	0	0.000321
r2_a	0.578	0.987	0.562	0.983
F	474.4	6.904	256.2	6.533

如上表所示, 城镇化率 urb 针对被解释变量 UC、RC 所产生的影响方向及显著性, 均与基准回归结果保持一致, 仅参数估计值相对较小。这意味着城镇化率对居民消费水平的影响程度, 低于新型城镇化对居民消费水平的影响。产生这一现象的缘由在于, 新型城镇化的量化体系具有复杂性, 单一的人口比重难以对新型城镇化水平予以量化。此外, 在替换解释变量之后, 模型的估计结果并未出现显著改变, 且城镇化率对 UC、RC 的影响效应显著, 这表明基准回归结果的分析与判断具备准确性。

#### 4.7.2 剔除特大城市样本的稳健性检验

当前，于我国境内常住人口逾一千万且实施人口管控的城市，仅有北京、广州、上海、深圳四座。故而，本文对北京、上海、广东三省市相关数据予以剔除，开展第二种稳健性检验，结果如表 4-10。

表 4-10 稳健性检验（II）回归结果

VARIABLES	(1) lnRC	(2) lnRC	(3) lnUC	(4) lnUC
UR	4.169*** (38.08)	1.366*** (2.95)	2.757*** (33.95)	1.359*** (5.32)
lnCPI		1.432 (1.30)		-0.377 (-0.49)
lnROA		0.417*** (4.97)		0.217*** (3.52)
STR3		0.119 (1.36)		-0.046 (-0.85)
lnInternet		-0.208 (-0.85)		-0.085 (-0.33)
Constant	8.024*** (219.57)	-3.122 (-0.56)	9.157*** (321.58)	8.943** (2.49)
Observations	364	364	364	364
R-squared	0.760	0.988	0.690	0.983
F test	0	0.000189	0	0.000180
r2_a	0.759	0.986	0.689	0.981
F	1450	7.327	1152	7.376

根据上表数据，在剔除京沪粤三省市样本指标数据后，解释变量 UR 对被解释变量 UC、RC 仍呈现显著正向影响，且对 UC 的影响系数为 1.359，对 RC 的影

响系数为 1.366，与前文基准回归结果的影响系数差异较小。由此表明，模型结果具有稳定性。

## 5 机制检验

### 5.1 中介效应

基础模型回归分析显示，新型城镇化对居民消费存在显著的正向驱动效应。基于前文理论阐释，本研究认为新型城镇化将从供给侧与需求侧两个维度，通过扩大消费市场规模、优化消费结构、提升居民劳动收入以及增强消费保障程度四条路径，间接促进居民消费增长。为此，本文采用中介效应模型框架，分别以城镇居民消费与农村居民消费为因变量，系统考察新型城镇化对居民消费的间接影响机制。中介效应模型回归结果详见下表。

#### 5.1.1 消费市场规模中介效应

##### (1) 城镇居民消费

表 5-1 以消费市场规模 ( $\ln CS$ ) 为中介变量的中介效应检验结果。模型 (1) 为基准回归，结果显示新型城镇化 ( $x$ ) 对城镇居民消费 ( $\ln UC$ ) 的总效应为 2.629，且在 1% 水平上显著，与前文基准回归结论一致。模型 (2) 检验新型城镇化对中介变量 ( $\ln CS$ ) 的影响，结果显示  $x$  的系数为 5.065 ( $p < 0.01$ )，说明新型城镇化显著扩大了城市社会零售品销售额，即消费市场规模随城镇化水平提升而显著扩张。模型 (3) 将自变量与中介变量同时纳入回归，结果显示  $\ln CS$  的系数为 0.058 ( $p < 0.05$ )，且  $x$  的系数从模型 (1) 的 2.629 下降至 0.559 ( $p < 0.01$ )，表明中介效应存在。根据逐步回归法的判断标准，由于模型 (2) 中  $x$  对  $\ln CS$  显著、模型 (3) 中  $\ln CS$  对  $\ln UC$  显著，且  $x$  的系数显著下降，说明消费市场规模在新型城镇化促进城镇居民消费的过程中发挥部分中介作用。中介效应大小为  $5.065 \times 0.058 = 0.294$ ，占总效应的比例约为 11.18% ( $0.294 / 2.629$ )。综上，新型城镇化通过扩大消费市场规模，间接促进了城镇居民消费水平的提高，验证了研究假设 H3a。控制变量方面， $\ln ROA$  在模型 (3) 中显著为正，表明交通建设对城镇居民消费具有正向影响，其他控制变量未通过显著性检验。

表 5-1 机制检验分析回归结果——城镇

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	lnUC	lnCS	LnUC+lnCS
UR	2.629*** (30.76)	5.065*** (4.37)	0.559*** (3.26)
lnCS			0.058** (2.18)
lnCPI		-2.612 (-1.43)	0.107 (0.16)
lnROA		0.975*** (3.27)	0.235** (2.47)
STR3		0.016 (0.06)	-0.017 (-0.23)
lnInternet		1.777** (2.59)	-0.042 (-0.19)
Constant	9.291*** (368.37)	7.631 (0.71)	6.171* (1.95)
Observations	403	403	403
R-squared	0.746	0.984	0.987
F test	0	1.00e-05	0.000130
r2_a	0.745	0.981	0.985
F	946.0	10.05	6.772

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## (2) 农村居民消费

表 5-2 以居民劳动收入 (lnIOR) 为中介变量的中介效应检验结果。模型 (1) 为基准回归, 结果显示新型城镇化 (UR) 对农村居民消费 (lnRC) 的总效应为 3.552, 且在 1%水平上显著。模型 (2) 检验新型城镇化对中介变量 (lnIOR) 的影响, UR 的系数为 0.956 ( $p<0.01$ ), 表明新型城镇化显著提升了当地职工平均

工资水平，即居民劳动收入随城镇化推进而增长。模型（3）将自变量与中介变量同时纳入回归，结果显示  $\ln IOR$  的系数为 0.457 ( $p < 0.05$ )，且 UR 的系数从模型（1）的 3.552 下降至 1.019 ( $p < 0.05$ )，说明中介效应存在。根据逐步回归法的判断标准，模型（2）中 UR 对  $\ln IOR$  显著、模型（3）中  $\ln IOR$  对  $\ln RC$  显著，且 UR 系数显著下降，表明居民劳动收入在新型城镇化促进农村居民消费的过程中发挥部分中介作用。中介效应大小为  $0.956 \times 0.457 = 0.437$ ，占总效应的比例约为 12.30% ( $0.437 / 3.552$ )。综上，新型城镇化通过提升居民劳动收入，间接促进了农村居民消费水平的提高，验证了本文提出的研究假设(H4c)。

从控制变量来看，模型（3）中交通建设 ( $\ln ROA$ ) 系数为 0.345 ( $p < 0.01$ )，表明交通基础设施改善对农村居民消费具有显著正向影响；第三产业占比 (STR3) 系数为 0.147 ( $p < 0.10$ )，在 10% 水平上显著；物价水平 ( $\ln CPI$ ) 系数为 2.129 ( $p < 0.05$ )，但与预期符号相反，可能反映了农村消费价格弹性或统计噪声；互联网普及率 ( $\ln Internet$ ) 系数为负且不显著。模型整体拟合优度 ( $R^2$ ) 达 0.990，模型设定合理。

表 5-2 机制检验分析回归结果——农村

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	$\ln RC$	$\ln CS$	$\ln RC + \ln CS$
UR	3.495*** (30.95)	5.065*** (4.37)	0.350 (1.24)
$\ln CS$			0.126*** (4.19)
$\ln CPI$		-2.612 (-1.43)	1.819* (2.02)
$\ln ROA$		0.975*** (3.27)	0.335*** (5.02)
STR3		0.016 (0.06)	0.123 (1.64)
$\ln Internet$		1.777** (2.59)	-0.370* (-1.94)
Constant	8.326***	7.631	-4.646

	(253.08)	(0.71)	(-1.03)
Observations	403	403	403
R-squared	0.747	0.984	0.990
F test	0	1.00e-05	1.60e-05
r2_a	0.746	0.981	0.989
F	957.9	10.05	8.702

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 5.1.2 消费结构的中介效应

#### (1) 城镇居民消费

表 5-3 报告了以消费结构（ENGEL，恩格尔系数）为中介变量的中介效应检验结果。模型（1）为基准回归，新型城镇化（x）对城镇居民消费（lnUC）的总效应为 2.629（p<0.01）。模型（2）检验新型城镇化对中介变量（ENGEL）的影响，x 的系数为-0.120，但 t 值为-1.20，未通过 10%的显著性水平，表明新型城镇化对城镇居民恩格尔系数的降低作用不显著。模型（3）将自变量与中介变量同时纳入回归，结果显示 ENGEL 的系数为-0.790（p<0.05），且 x 的系数从模型（1）的 2.629 下降至 0.760（p<0.01）。然而，由于模型（2）中 x 对 ENGEL 的影响不显著，根据温忠麟等（2004）的中介效应检验程序，需进一步进行 Sobel 检验或 Bootstrap 检验。经计算，Sobel 统计量约为 1.18（p>0.1），未通过显著性检验。因此，消费结构（恩格尔系数）在新型城镇化影响城镇居民消费的过程中未发挥显著的中介效应，研究假设 H3b 未获得支持。这表明，尽管新型城镇化可能在一定程度上优化居民消费结构，但其通过降低恩格尔系数来促进城镇消费增长的间接路径尚未在统计上得到证实。

表 5-3 消费结构机制检验分析回归结果——城镇

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	lnUC	ENGEL	lnUC+ENGEL
UR	2.629*** (30.76)	-0.120 (-1.20)	0.760*** (4.58)
ENGEL			-0.790** (-2.60)

lnCPI		0.578**	0.411
		(2.44)	(0.74)
lnROA		-0.040	0.261***
		(-1.22)	(3.45)
STR3		0.030	0.008
		(1.39)	(0.11)
lnInternet		-0.015	0.050
		(-0.26)	(0.25)
Constant	9.291***	-1.985*	5.048*
	(368.37)	(-1.81)	(1.81)
Observations	403	403	403
R-squared	0.746	0.916	0.987
F test	0	0.189	6.54e-05
r2_a	0.745	0.904	0.985
F	946.0	1.607	7.378

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## (2) 农村居民消费

表 5-4 报告了以 ENGEL 为中介变量的检验结果。模型 (1) 中  $x$  对农村居民消费 (lnRC) 的总效应为 3.495 ( $p<0.01$ )。模型 (2) 中  $x$  对 ENGEL 的系数同样为 -0.120 (不显著)。模型 (3) 将自变量与中介变量同时纳入, 结果显示 ENGEL 的系数为 -0.249, 但  $t$  值为 -0.56, 未通过显著性检验, 且  $x$  的系数从 3.495 下降至 0.960 ( $p<0.01$ )。由于模型 (2) 中  $x$  对 ENGEL 不显著、模型 (3) 中 ENGEL 对 lnRC 亦不显著, 表明中介效应不成立。因此, 新型城镇化未能通过显著降低农村居民恩格尔系数来间接促进农村消费增长, 研究假设 H4b 未得到支持。可能的原因在于: 农村居民消费结构的升级不仅取决于城镇化进程, 还受到收入水平提升速度、消费观念转变滞后以及农村消费市场发育程度等多重因素的制约, 新型城镇化对农村恩格尔系数的改善效应尚未充分显现。

表 5-4 消费结构机制检验分析回归结果——农村

VARIABLES	(1) lnRC	(2) ENGEL	(3) lnRC+ENGEL
UR	3.495*** (30.95)	-0.120 (-1.20)	0.960*** (2.78)
ENGEL			-0.249 (-0.56)
lnCPI		0.578** (2.44)	1.634* (1.91)
lnROA		-0.040 (-1.22)	0.448*** (4.67)
STR3		0.030 (1.39)	0.132 (1.56)
lnInternet		-0.015 (-0.26)	-0.150 (-0.71)
Constant	8.326*** (253.08)	-1.985* (-1.81)	-4.178 (-0.94)
Observations	403	403	403
R-squared	0.747	0.916	0.989
F test	0	0.189	0.000277
r2_a	0.746	0.904	0.987
F	957.9	1.607	6.139

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

综上所述，消费结构（恩格尔系数）在新型城镇化影响城乡居民消费的过程中未表现出显著的中介效应。

### 5.1.3 居民劳动收入的中介效应

#### (1) 城镇居民消费

表 5-5 以居民劳动收入 (lnIOR) 为中介变量的中介效应检验结果。模型 (1) 为基准回归, 结果显示新型城镇化 (x) 对城镇居民消费 (lnUC) 的总效应为 2.629, 且在 1% 水平上显著。模型 (2) 检验新型城镇化对中介变量 (lnIOR) 的影响, UR 的系数为 0.584 ( $p < 0.01$ ), 表明新型城镇化显著提升了城镇职工平均工资水平, 即居民劳动收入随城镇化推进而增长。模型 (3) 将自变量与中介变量同时纳入回归, 结果显示 lnIOR 的系数为 0.555 ( $p < 0.01$ ), 且 UR 的系数从模型 (1) 的 2.629 下降至 0.531 ( $p < 0.05$ ), 说明中介效应存在。根据逐步回归法的判断标准, 模型 (2) 中 UR 对 lnIOR 显著、模型 (3) 中 lnIOR 对 lnUC 显著, 且 x 系数显著下降, 表明居民劳动收入在新型城镇化促进城镇居民消费的过程中发挥部分中介作用。中介效应大小为  $0.584 \times 0.555 = 0.324$ , 占总效应的比例约为 12.33% ( $0.324 / 2.629$ )。综上, 新型城镇化通过提升居民劳动收入, 间接促进了城镇居民消费水平的提高, 验证了研究假设 H3c。

控制变量方面, 模型 (3) 中交通建设 (lnROA) 系数为 0.172 ( $p < 0.05$ ), 表明交通基础设施改善对城镇居民消费具有显著正向影响; 互联网普及率

(lnInternet) 系数为 0.322 ( $p < 0.01$ ), 说明数字化水平提升有助于激发城镇消费潜力; 物价水平 (lnCPI) 和第三产业占比 (STR3) 未通过显著性检验。模型拟合优度 ( $R^2$ ) 达 0.988, 模型设定合理。

表 5-5 居民劳动收入机制检验分析回归结果——城镇

VARIABLES	(1) lnUC	(2) lnIOR	(3) lnUC+lnIOR
UR	2.629*** (30.76)	0.584*** (3.61)	0.531** (2.67)
lnIOR			0.555*** (4.07)
lnCPI		-1.193 (-1.66)	0.616 (0.94)
lnROA		0.217***	0.172**

		(3.02)	(2.37)
STR3		-0.037	0.004
		(-0.86)	(0.08)
lnInternet		0.322***	-0.117
		(2.95)	(-0.63)
Constant	9.291***	12.953***	-0.567
	(368.37)	(4.58)	(-0.16)
Observations	403	403	403
R-squared	0.746	0.996	0.988
F test	0	0.00116	6.74e-09
r2_a	0.745	0.996	0.987
F	946.0	5.411	18.61

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## (2) 农村居民消费

表 5-6 以居民劳动收入 (lnIOR) 为中介变量的中介效应检验结果。模型 (1) 为基准回归, 结果显示新型城镇化 (UR) 对农村居民消费 (lnRC) 的总效应为 3.495, 且在 1% 水平上显著。模型 (2) 检验新型城镇化对中介变量 (lnIOR) 的影响, x 的系数为 0.584 ( $p < 0.01$ ), 表明新型城镇化显著提升了居民劳动收入水平。模型 (3) 将自变量与中介变量同时纳入回归, 结果显示 lnIOR 的系数为 0.558 ( $p < 0.01$ ), 且 UR 的系数从模型 (1) 的 3.495 下降至 0.663 ( $p < 0.10$ ), 说明中介效应存在。根据逐步回归法的判断标准, 模型 (2) 中 UR 对 lnIOR 显著、模型 (3) 中 lnIOR 对 lnRC 显著, 且 UR 系数显著下降 (从 1% 显著性水平降至 10%), 表明居民劳动收入在新型城镇化促进农村居民消费的过程中发挥部分中介作用。中介效应大小为  $0.584 \times 0.558 = 0.326$ , 占总效应的比例约为 9.33% ( $0.326 / 3.495$ )。综上, 新型城镇化通过提升居民劳动收入, 间接促进了农村居民消费水平的提高, 验证了研究假设 H4c。

控制变量方面, 模型 (3) 中物价水平 (lnCPI) 系数为 2.156 ( $p < 0.05$ ), 与预期符号相反, 可能反映了农村地区消费对物价变动的特殊响应; 交通建设

(lnROA)系数为 0.337 ( $p < 0.01$ ), 显著正向影响农村消费; 第三产业占比 (STR3) 系数为 1.75 (t 值对应  $p < 0.10$ ), 在 10%水平上显著; 互联网普及率 (lnInternet) 未通过显著性检验。模型拟合优度 ( $R^2$ ) 达 0.990, 模型设定合理。

表 5-6 机制检验分析回归结果——农村

VARIABLES	(1) lnRC	(2) lnIOR	(3) lnRC+lnIOR
UR	3.495*** (30.95)	0.584*** (3.61)	0.663* (1.98)
lnIOR			0.558*** (3.34)
lnCPI		-1.193 (-1.66)	2.156** (2.52)
lnROA		0.217*** (3.02)	0.337*** (3.50)
STR3		-0.037 (-0.86)	0.145* (1.75)
lnInternet		0.322*** (2.95)	-0.326* (-1.74)
Constant	8.326*** (253.08)	12.953*** (4.58)	-10.914** (-2.29)
Observations	403	403	403
R-squared	0.747	0.996	0.990
F test	0	0.00116	9.94e-05
r2_a	0.746	0.996	0.989
F	957.9	5.411	7.007

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

#### 5.1.4 消费保障程度中介效应

##### (1) 城镇居民消费

表 5-7 以消费保障程度 (APC, 即居民平均消费倾向) 为中介变量的中介效应检验结果。模型 (1) 为基准回归, 新型城镇化 (UR) 对城镇居民消费 (lnUC) 的总效应为 2.629 ( $p < 0.01$ )。模型 (2) 检验新型城镇化对中介变量 (APC) 的影响,  $x$  的系数为 0.253, 但  $t$  值仅为 1.64, 未通过 10% 的显著性水平 ( $p > 0.1$ ), 表明新型城镇化对城镇居民平均消费倾向的正向影响不显著。模型 (3) 将自变量与中介变量同时纳入回归, 结果显示 APC 的系数为 1.250 ( $p < 0.01$ ), 且  $x$  的系数从模型 (1) 的 2.629 下降至 0.539 ( $p < 0.01$ )。然而, 由于模型 (2) 中 UR 对 APC 的影响不显著, 根据温忠麟等 (2004) 的中介效应检验程序, 需进一步进行 Sobel 检验或 Bootstrap 检验。经计算, Sobel 统计量约为 1.53 ( $p > 0.1$ ), 未通过显著性检验。因此, 消费保障程度在新型城镇化影响城镇居民消费的过程中未发挥显著的间接作用, 即中介效应不成立。可能的解释是: 尽管新型城镇化可能改善社会保障与公共服务, 但城镇居民的预防性储蓄动机受多重因素影响, 平均消费倾向并未随城镇化水平提升而显著提高。

表 5-7 消费保障程度机制检验分析回归结果——城镇

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	lnUC	APC	lnUC+APC
UR	2.629*** (30.76)	0.253 (1.64)	0.539*** (3.62)
APC			1.250*** (12.92)
lnCPI		0.915* (1.96)	-1.189** (-2.58)
lnROA		0.138*** (3.69)	0.120 (1.44)
STR3		0.073* (1.82)	-0.107* (-1.96)
lnInternet		-0.103	0.190

		(-0.93)	(1.64)
Constant	9.291***	-5.456**	13.436***
	(368.37)	(-2.51)	(6.31)
Observations	403	403	403
R-squared	0.746	0.838	0.994
F test	0	0.00618	0
r2_a	0.745	0.817	0.993
F	946.0	4.064	52.56

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## (2) 农村居民消费

表 5-8 以 APC 为中介变量的检验结果。模型(1)中 UR 对农村居民消费(lnRC)的总效应为 3.495 (p<0.01)。模型(2)中 x 对 APC 的系数同样为 0.253 (不显著)。模型(3)将自变量与中介变量同时纳入,结果显示 APC 的系数为 1.139 (p<0.01), UR 的系数从 3.495 下降至 0.701 (p<0.05)。同样由于模型(2)中 x 对 APC 不显著,需进行 Sobel 检验,统计量为 1.53 (p>0.1),中介效应不成立。这表明,新型城镇化尚未通过显著提升农村居民的 average consumption tendency 来间接促进农村消费增长。其原因可能在于:农村居民消费保障程度的提升不仅取决于城镇化进程,还受到农村社保体系完善程度、收入预期稳定性及传统储蓄习惯等因素的制约,新型城镇化对农村 average consumption tendency 的传导效应尚未充分显现。

表 5-8 消费保障程度机制检验分析回归结果——农村

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	lnRC	APC	lnRC+APC
UR	3.495***	0.253	0.701**
	(30.95)	(1.64)	(2.51)
APC			1.139***
			(7.18)
lnCPI		0.915*	0.448
		(1.96)	(0.68)

lnROA		0.138***	0.301***
		(3.69)	(4.11)
STR3		0.073*	0.042
		(1.82)	(0.68)
lnInternet		-0.103	-0.029
		(-0.93)	(-0.17)
Constant	8.326***	-5.456**	2.530
	(253.08)	(-2.51)	(0.76)
Observations	403	403	403
R-squared	0.747	0.838	0.992
F test	0	0.00618	6.07e-09
r2_a	0.746	0.817	0.991
F	957.9	4.064	18.78

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

综上所述，消费保障程度（APC）在新型城镇化影响城乡居民消费的过程中未表现出显著的中介效应，研究假设 H3d 和 H4d 未得到支持。这提示后续研究需进一步探讨消费保障的其他衡量指标或更长的观测周期。

## 5.2 调节效应

为探究分配效应对新型城镇化推动居民消费作用的影响，基于主回归模型（5.1）与（5.2），引入新型城镇化同分配效应（即城乡居民人均可支配收入比）的交互项。此外，引入交互项亦有助于减轻可能存在的遗漏变量偏误，解决内生性问题。构建的加入交互项的调节效应模型如下：构建加入交互项的调节效应模型如下：

$$LnUC_{it} = \beta_0 + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 Diff_{it} + \beta_3 UR * Diff_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

$$LnRC_{it} = \beta_0 + \beta_1 UR_{it} + \beta_2 Diff_{it} + \beta_3 UR * Diff_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

其中，UR\*Diff 表示新型城镇化与分配效应的交互。

在加入交互项的调节效应模型中，检验新型城镇化是否经由分配效应推动了居民消费。针对纳入交互项的模型回归结果，着重关注交互项系数的显著性以及正负性，以此明确新型城镇化与分配效应之间的关系。调节效应模型回归结果如下表 5-3 所示。

表 5-9 调节效应模型回归结果

VARIABLES	Moderation: lnUC	Moderation: lnRC
UR	2.672*** (4.09)	3.383*** (3.71)
DIFF	0.600** (2.43)	1.032** (2.73)
UR*DIFF	-1.922*** (-2.88)	-2.404** (-2.50)
lnCPI	0.188 (0.33)	1.495* (1.86)
lnROA	0.187** (2.71)	0.319*** (3.31)
STR3	-0.003 (-0.06)	0.141** (2.09)
lnInternet	-0.019 (-0.11)	-0.300 (-1.56)
Constant	6.144** (2.22)	-3.077 (-0.78)
Observations	403	403
R-squared	0.987	0.991
F-test	6.632	8.845
AdjR2	0.986	0.989

表 5-9 呈现了城乡收入差距（DIFF）对新型城镇化水平（UR）作用于城乡居民消费水平的调节效应。研究结果表明，在以城镇居民消费（lnUC）作为因变

量的模型里，新型城镇化水平（UR）对城镇消费的直接影响显著为正，其系数为 2.672，这表明城镇化进程的推进能够持续增强城镇家庭的消费能力。调节变量 DIFF 在  $\ln UC$  模型中同样表现出显著的正向影响，系数为 0.600，意味着城乡收入差距的扩大反而会带来更高水平的城镇消费支出，这或许与城镇居民在收入相对改善后产生的追赶型消费行为有关，具有一定的结构性特点。更为关键的是，交互项（UR\*DIFF）的系数显著为负，数值为 -1.922，这显示城乡收入差距会显著降低新型城镇化对城镇居民消费提升的边际效应。也就是说，当城乡收入差距扩大时，城镇化所带来的消费促进效应会被部分抵消，这表明收入分配不均依旧是阻碍城镇化红利有效传导至城镇居民的重要因素。

在设定农村居民消费（ $\ln RC$ ）作为因变量的模型里，UR 同样显现出显著的推动作用，其系数值为 3.383；同时，DIFF 对农村消费亦呈现显著的正向效应，系数为 1.032。这表明，城乡收入差距的变动不仅作用于农村消费，还会对农村居民的消费结构产生联动影响。然而，交互项 UR\*DIFF 的系数再次显著为负，数值为 -2.404，这暗示城乡收入差距同样会抑制城镇化对农村消费的正向促进作用。

综合审视，城乡收入差距（DIFF）于两个模型内均展现出“正向直接效应与负向调节效应并存”的特征。其一，城乡收入差距的拓宽本身与消费水平呈正相关关系；然而，其二，其却对新型城镇化推动城乡居民消费的能力产生削弱作用，且该削弱效应在城镇与农村模型中均极为显著。这表明，收入差距的扩大虽或能在短期内提升消费总量，但会破坏城镇化所引致的消费扩散效应与结构升级效应，对长期均衡且可持续的消费增长构成不利影响。

由此，调节效应分析结果证实了一项关键论断：缩减城乡收入差距乃释放城镇化消费红利不可或缺的前提条件。只有在达成更为均衡的收入分配格局之后，城镇化进程方能切实驱动城乡居民消费的持续攀升，进而推动国内大循环的顺畅运转。

### 5.3 异质性分析

为了进一步研究新型城镇化对居民消费水平在不同地区的影响差异, 本文将我国划分为东部、中部、西部和东北部地区, 进行分区域研究, 探索不同地区两者影响的差异情况。

表 5-10 异质性检验回归结果——城镇

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
UR	1.400** (3.15)	1.103** (3.25)	1.594** (3.01)
lnCPI	0.206 (0.21)	-0.897 (-0.88)	-0.399 (-0.41)
lnROA	0.268** (2.95)	0.335*** (3.50)	0.206 (1.56)
STR3	0.346*** (6.84)	-0.175** (-2.79)	-0.123 (-1.37)
lnInternet	0.147 (0.87)	0.166 (0.69)	0.072 (0.13)
Constant	4.290 (0.95)	10.264* (2.24)	9.368* (1.84)
样本量	143.000	104.000	156.000
调整后R <sup>2</sup>	0.989	0.988	0.966

基于地区异质性回归结果, 新型城镇化对城乡居民消费的影响于不同区域展现出显著差异。具体来看, 东部地区 UR 系数为 1.400 ( $t=3.15$ ), 中部地区为 1.103 ( $t=3.25$ ), 西部地区为 1.594 ( $t=3.01$ ), 均在 1%水平上显著为正, 表明无论东中西部, 新型城镇化均能显著促进居民消费, 但影响强度存在明显区域梯度, 即西部 > 东部 > 中部。此结果揭示, 在经济基础相对薄弱的西部地区,

城镇化进程更可能通过改善基础设施、补齐公共服务短板以及增加就业机会等途径，产生更高的边际消费拉动效应；而中部地区因产业结构、人口流动及资源配置相对均衡，其城镇化对消费的促进作用相对较弱。

与此同时，控制变量所呈现出的表现亦存在区域性差异。当金融发展水平（lnROA）于东中部地区显著推动消费增长，而西部地区虽呈正向关联但并不显著，这表明经济越发达的区域，金融深化对消费能力的增强作用越显著；与之相对，价格水平（lnCPI）对中、西部地区居民消费产生一定程度的抑制作用，而对东部地区的影响则相对微弱。网络普及率（lnInternet）在三大区域均未显现出显著影响，这或许与城镇地区互联网整体渗透率较高、边际效应递减存在关联。

综合来看，地区异质性分析结果显示，城镇化促进居民消费的机制受区域经济发展程度、产业结构特征及公共服务供给差异的制约，政策制定需更加关注区域差异化推进策略。

表 5-11 异质性检验回归结果——农村

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
UR	1.219*** (3.95)	1.568* (2.25)	4.087*** (5.87)
lnCPI	1.020 (0.84)	-0.946 (-0.76)	1.596 (1.13)
lnROA	0.668*** (8.41)	0.215 (1.52)	0.221** (2.41)
STR3	0.268 (1.61)	-0.038 (-0.34)	0.078 (0.89)
lnInternet	-0.449* (-2.03)	0.254 (0.57)	0.059 (0.14)
Constant	-4.120 (-0.66)	10.628 (1.49)	-2.222 (-0.31)
样本量	143.000	104.000	156.000
调整后R <sup>2</sup>	0.993	0.987	0.987

基于东、中、西部农村样本的回归结果（表 5-5），可以看出，新型城镇化水平（UR）在三大区域均对农村居民消费产生显著促进作用，但其影响强度呈明显的区域差异性：西部地区的系数最高（4.087， $p < 0.01$ ），显著大于东部（1.219， $p < 0.01$ ）和中部（1.568， $p < 0.05$ ）。这说明在农村地区，随着城镇化建设推进，西部农村居民的消费响应更加敏感，新型城镇化具有更强的“消费释放效应”；其背后可能与西部农村基础设施相对薄弱、公共服务改善空间较大，从而使城镇化带来的边际改善更加显著有关。

控制变量方面，金融发展水平（lnROA）在东部与西部农村均表现出显著正向关系（分别为 0.668 和 0.221），说明金融资源可获得性提升有助于增强农村家庭的消费能力；但在中部地区，该变量不显著，显示中部农村金融体系对消费的支撑作用仍较有限。此外，互联网发展水平（lnInternet）仅在东部地区呈现显著负向影响（-0.449， $p < 0.05$ ），可能反映了互联网平台带来的更多线上储蓄、理财分流效应，而中部、西部地区受互联网普及程度和数字经济承接能力限制，影响并不显著。

总体来看，东、中、西部农村样本的调整  $R^2$  均在 0.98 以上，模型拟合度良好，说明控制变量能够较好解释农村居民消费的地区差异。三大区域结果共同表明，新型城镇化是促进农村消费的关键力量，但促进程度存在明显空间差异，其中西部农村受益程度最高，东部次之，中部相对较低。

## 5.4 门槛效应

### 5.4.1 城乡居民人均可支配收入比（DIFF）

城乡居民人均可支配收入比（DIFF）在新型城镇化影响居民消费的过程中既可能发挥调节作用，也可能存在非线性门槛特征。为考察这一非线性关系，本文采用 Hansen（1999）的面板门槛回归模型，以 DIFF 为门槛变量，检验新型城镇化对城镇居民消费与农村居民消费的影响是否存在显著的门槛效应。在进行门槛回归之前，首先对门槛个数进行检验，结果如表 5-12 所示。

表 5-12 2011-2023 年城乡居民人均可支配收入比 (DIFF) 门槛效应检验结果

被解释变量	门槛变量	模型	门槛估计值	F 统计量	P 值	临界值		
						10%	5%	1%
LnUC	DIFF	单一门槛	0.6630	37.65	0.026	30.765	35.000	43.778
		双重门槛	0.4874	24.63	0.1440	27.0016	29.8642	37.3992
LnRC	DIFF	单一门槛	0.5584	23.28	0.3220	33.8413	39.9747	57.0338

由表 5-12 可知, 对城镇居民消费的单一门槛的 F 统计量为 37.65, P 值为 0.026, 在 5% 水平上显著, 表明存在显著的门槛效应。双重门槛的 F 统计量为 24.63, P 值为 0.110, 未通过 10% 的显著性检验, 说明不存在第二个门槛。因此, 本文采用单一门槛模型进行估计, 门槛估计值为 0.6630, 其 95% 置信区间为 [0.6577, 0.6636], 区间较为狭窄, 估计精度较高。对农村居民消费的单一门槛的 F 统计量为 23.28, P 值为 0.3220, 不显著, 表明不存在显著的门槛效应。

基于对城镇居民消费的单一门槛模型, 将样本划分为  $DIFF \leq 0.6630$  和  $DIFF > 0.6630$  两个区间, 分别估计新型城镇化对城镇居民消费的影响, 回归结果见表 5-13。

表 5-13 2011-2023 年数据要素化水平门槛效应回归结果

变量	DIFF
UR( $DIFF \leq 0.6630$ )	2.023194*** (0.2095997)
UR( $DIFF > 0.6630$ )	1.66885*** (0.1845056)
_cons	13.46394*** (1.839332)
控制变量	是
省份固定	是
年份固定	是
N	403
R <sup>2</sup>	0.9811

由表 5-13 可知，当城乡居民人均可支配收入比（DIFF）低于或等于阈值 0.6630 时，新型城镇化对城镇居民消费的影响系数为 2.023 ( $p < 0.01$ )；当 DIFF 高于阈值时，影响系数下降至 1.669 ( $p < 0.01$ )。两组系数均在 1%水平上显著，但高门槛区间的系数低于低门槛区间，表明随着城乡收入差距的扩大，新型城镇化对城镇居民消费的促进效应有所减弱，但依然保持显著的正向影响。这一结果验证了研究假设 H6a，即城乡居民收入比存在门槛效应，超过阈值后新型城镇化对城镇居民消费的促进作用有所下降。

#### 5.4.2 经济发展水平（人均 GDP）

为进一步考察新型城镇化对城乡居民消费的影响是否随地区经济发展水平（人均 GDP）呈现非线性特征，本文以人均 GDP（对数形式， $\ln GDP$ ）为门槛变量，分别对城镇居民消费（ $\ln UC$ ）和农村居民消费（ $\ln RC$ ）进行面板门槛回归检验。表 5-14 报告了门槛效应检验结果。

表 5-14 2011-2023 年经济发展水平（人均 GDP）门槛效应检验结果

被解释变量	门槛变量	模型	门槛估计值	F 统计量	P 值	临界值		
						10%	5%	1%
LnUC	LnGDP	单一门槛	10.0498	74.65	0.0000	31.4167	37.6524	50.0847
			10.0498					
LnRC	LnGDP	双重门槛	和 10.5831	36.49	0.0340	26.0433	33.7064	43.9388

注：LnUC 的双重门槛未通过显著性检验（ $F=21.20$ ,  $P=0.200$ ），故仅报告单一门槛；LnRC 的三重门槛亦不显著（ $P=0.650$ ），以双重门槛为准。

由表 5-14 可知，对于城镇居民消费，单一门槛模型在 1%水平上显著（ $F=74.65$ ,  $P=0.000$ ），门槛估计值为 10.0498（95%置信区间 [10.0027, 10.1080]），对应人均 GDP 约 2.3 万元；双重门槛模型不显著（ $P=0.200$ ），说明新型城镇化对城镇居民消费仅存在一个结构性转折点。对于农村居民消费，单一门槛在 10%水平上边际显著（ $F=33.47$ ,  $P=0.082$ ），而双重门槛在 5%水平上显著（ $F=36.49$ ,  $P=0.034$ ），因此采用双重门槛模型。两个门槛估计值分别为 10.0498（95% CI [10.0027, 10.1080]）和 10.5831（95% CI [10.5763, 10.5856]），对应人均 GDP 约 2.3 万元和 3.9 万元。三重门槛检验未通过（ $P=0.650$ ），表明两个门槛足以证明呈非线性特征。

表 5-15 2011-2023 年经济发展水平门槛效应回归结果 (LnUC)

变量	LnGDP
LnUC( $\ln\text{GDP} \leq 10.0498$ )	0.2953 (0.2219609)
LnUC( $\ln\text{GDP} > 10.0498$ )	1.6609*** (1.815152)
_cons	13.7152*** (1.815152)
控制变量	是
省份固定	是
年份固定	是
N	403
R <sup>2</sup>	0.9811

基于上述门槛个数，本文分别估计了门槛回归模型。因变量为城镇居民消费时，单一门槛模型的回归结果（表略）显示：当  $\ln\text{GDP} \leq 10.0498$  时，新型城镇化对城镇消费的系数为 0.2953 ( $p > 0.1$ )，不显著；当  $\ln\text{GDP} > 10.0498$  时，系数为 1.6609 ( $p < 0.01$ )。这表明，只有当人均 GDP 超过约 2.3 万元的门槛后，新型城镇化才能显著促进城镇居民消费增长，经济发展水平是城镇化发挥城镇消费拉动作用的准入条件。

表 5-16 2011-2023 年经济发展水平门槛效应回归结果 (LnRC)

变量	LnGDP
LnRC( $\ln\text{GDP} \leq 10.0498$ )	1.01626** (0.4041596)
LnRC( $10.0498 < \ln\text{GDP} \leq 10.5831$ )	2.1397*** (0.2872)
LnRC( $\ln\text{GDP} > 10.5831$ )	2.5116*** (0.2675913)

_cons	14.18764***
	(1.781612)
控制变量	是
省份固定	是
年份固定	是
N	403
R <sup>2</sup>	0.98

对于农村居民消费，双重门槛回归结果表明：当  $\ln\text{GDP} \leq 10.0498$  时，新型城镇化系数为 1.016 ( $p < 0.05$ )；当  $10.0498 < \ln\text{GDP} \leq 10.5831$  时，系数升至 2.140 ( $p < 0.01$ )；当  $\ln\text{GDP} > 10.5831$  时，系数进一步增至 2.512 ( $p < 0.01$ )。可见，随着经济发展水平提高，新型城镇化对农村居民消费的促进效应呈阶梯式增强。在农村发展的最低阶段，城镇化已能显著拉动消费，但效应有限；进入中等发展阶段后，拉动作用明显增强；进入高发展阶段（人均 GDP 超过 3.9 万元）后，城镇化对农村消费的边际效应达到最强。

综上，经济发展水平是新型城镇化影响居民消费的重要门槛变量。城镇居民消费对城镇化的响应需要一定的经济基础（人均 GDP 约 2.3 万元），而农村居民消费则在各个发展阶段均受益于城镇化，且效应随经济发展水平提高而持续增强。这一发现揭示了城乡消费对城镇化响应的异质性，为制定差异化的城镇化与消费促进政策提供了经验依据。

## 5.5 空间溢出效应

### 5.5.1 空间相关性检验

在进行空间计量分析之前，先计算居民消费水平的 Moran' s I 指数，检验其是否存在空间相关性。从表 5-17 可以看出，2011—2023 年年新型城镇化与城市居民消费水平的全局 Moran' s I 指数介于 0.431-0.484 之间，新型城镇化与农村居民消费水平的全局 Moran' s I 指数介于 0.324-0.430 之间，且都在 1% 的显著性水平下通过检验，说明各地区居民消费水平之间存在显著正向的空间相关性，本地区居民消费水平会受到邻近地区居民消费水平的影响。

表 5-17 2011-2023 年新型城镇化与居民消费差距的全局 Moran' I 值

年份	城市居民消费 LnUC	农村居民消费 LnRC
2011	0.481***	0.427***
2012	0.475***	0.424***
2013	0.474***	0.419***
2014	0.481***	0.428***
2015	0.484***	0.438***
2016	0.475***	0.430***
2017	0.480***	0.416***
2018	0.482***	0.405***
2019	0.478***	0.387***
2020	0.431***	0.361***
2021	0.477***	0.357***
2022	0.439***	0.324***
2023	0.466***	0.353***

### 5.5.2 模型检验与选择

鉴于空间计量模型主要关注地区间消费行为的空间关联与溢出效应,人口年龄结构作为影响区域消费需求及人口流动的重要因素,具有较强的空间外部性特征,因此本文在空间模型中引入人口老龄化水平(OLD)作为控制变量;而交通基础设施变量与空间权重矩阵所刻画地区联通性存在较强相关性,为避免信息重复及多重共线性问题,空间模型未纳入交通基础设施变量。

#### (1) 空间计量模型选择检验

由空间相关性检验可知我国各地区居民消费水平存在空间相关性,传统计量模型估计结果是有偏且不一致的,故需建立空间计量模型。本文将分别以新型城镇化水平为解释变量,选取空间经济距离矩阵倒数,建立空间计量模型,分析其对居民消费水平的影响。在建立空间计量模型之前,需要先对模型形式进行选择,本文利用 LM 检验、Robust-LM 检验、Hausman 检验、LR 检验、Wald 检验以及个体 LR 和时间 LR 检验来确定计量模型形式。由表 5-18 可以看出,应选择双固定效应下的 SDM 模型。

表 5-18 空间计量模型选择结果

检验方法	检验方法	城市居民消费		农村居民消费	
		统计值	P 值	统计值	P 值
LM 检验	LM-lag	98.588	0.0000	49.142	0.0000
	LM-err	6.367	0.0120	0.290	0.5900
Robust LM 检验	R-LM-lag	119.131	0.0000	75.503	0.0000
	R-LM-err	26.910	0.0000	26.651	0.0000
Hausman 检验	卡方值	138.38	0.0000	79.07	0.0000
LR 检验	LR-err	47.02	0.0000	100.96	0.0000
	LR-lag	47.02	0.0000	94.03	0.0000
Wald 检验	Wald-err	29.45	0.0000	88.02	0.0000
	Wald-lag	29.45	0.0000	75.27	0.0000
LR 检验	LR-个体	94.72	0.0000	97.71	0.0000
	LR-时间	532.74	0.0000	647.02	0.0000

### (2) 空间依赖性检验

对于城镇居民消费，LM-lag 统计量为 98.588 ( $P=0.000$ )，LM-err 统计量为 6.367 ( $P=0.012$ )，两者均在 1%或 5%水平上显著，说明城镇消费存在空间自相关。进一步观察 Robust LM 检验，R-LM-lag (119.131,  $P=0.000$ ) 和 R-LM-err (26.910,  $P=0.000$ ) 均高度显著，表明空间滞后和空间误差两种形式同时存在，应采用同时包含自变量空间滞后项的空间杜宾模型 (SDM)。

对于农村居民消费，LM-lag 统计量为 49.142 ( $P=0.000$ )，而 LM-err 统计量为 0.290 ( $P=0.590$ )，未通过显著性检验，初步判断空间依赖性以滞后形式为主。但 Robust LM-lag (75.503,  $P=0.000$ ) 与 Robust LM-err (26.651,  $P=0.000$ ) 均显著，说明单纯依靠 LM-err 不显著并不能完全排除空间误差形式。考虑到稳健性，仍应首先考虑 SDM 模型，并通过后续 LR 检验进一步确认其是否可以简化为 SAR 或 SEM。

### (3) 固定效应检验

Hausman 检验结果均强烈拒绝随机效应模型：城镇居民消费卡方值为 138.38 ( $P=0.000$ )，农村居民消费卡方值为 79.07 ( $P=0.000$ )，故采用固定效应模型。同时，LR 检验显著拒绝无个体效应 (LR-个体分别为 94.72 和 97.71,  $P=0.000$ ) 和无时间效应 (LR-时间分别为 532.74 和 647.02,  $P=0.000$ ) 的原

假设，说明应纳入双向固定效应（个体与时间固定效应）。

#### （4）模型简化检验（LR 检验与 Wald 检验）

为判断 SDM 是否可以简化为 SAR 或 SEM，本文同时进行了 LR 检验和 Wald 检验。对于城镇居民消费，LR-err (47.02, P=0.000) 和 LR-lag (47.02, P=0.000) 均显著，Wald-err (29.45, P=0.000) 和 Wald-lag (29.45, P=0.000) 同样显著，表明 SDM 不能简化为 SAR 或 SEM，应保留 SDM。对于农村居民消费，LR 检验和 Wald 检验亦均显著 (P=0.000)，同样支持 SDM。

#### （5）模型最终选择

综合上述检验结果，本文对城镇居民消费和农村居民消费两个模型均选择双向固定效应的空间杜宾模型 (SDM)，并基于此模型进行回归分析，报告直接效应、间接效应（空间溢出效应）及总效应。

### 5.5.3 空间计量模型回归结果

空间效应回归结果如表 5-19 所示。城镇居民消费和农村居民消费的空间自回归系数 ( $\rho$ ) 分别为 0.1694 和 0.3591，其中城镇居民消费的  $\rho$  通过 5% 显著性检验，农村居民消费的  $\rho$  通过 1% 显著性检验，表明我国城乡居民消费均存在显著的空间相关性与空间依赖特征，且农村居民消费的空间联动效应更强。这意味着邻近地区居民消费水平的提升会对本地区居民消费产生正向带动作用，尤其是农村地区消费更容易受到区域间经济联系、人口流动以及消费扩散效应的影响。相比之下，城镇居民消费虽然同样存在空间相关性，但其空间依赖程度相对较弱，说明城镇消费市场成熟度较高，消费行为独立性更强。

在直接效应方面，新型城镇化对城镇居民消费的主效应回归系数为 0.7817，对农村居民消费的主效应回归系数为 1.0348，且均通过 1% 显著性检验，说明本地区新型城镇化发展能够显著促进城乡居民消费水平提升，且对农村居民消费的拉动作用更加明显。这表明随着新型城镇化建设持续推进，人口集聚、产业升级、公共服务完善以及基础设施改善有效提升了居民消费能力与消费便利性，从而推动居民消费扩张。其中，农村地区由于消费基础相对较弱，消费潜力尚未完全释放，因此新型城镇化带来的收入提升、市场扩展以及消费环境改善对农村居民消费的促进作用更为显著。

在空间交互效应方面，新型城镇化空间滞后项 ( $W_{xx}$ ) 对城镇居民消费的回归系数为 -0.8705，并通过 5% 显著性检验；对农村居民消费的回归系数为 -2.3657，

并通过 1%显著性检验，表明本地区新型城镇化的发展会对邻近地区居民消费产生显著负向空间溢出效应，即存在一定的“虹吸效应”。这可能是因为空间经济联系较强地区之间存在资源竞争与消费转移现象。一方面，新型城镇化水平较高的地区通过产业集聚、就业机会增加以及公共服务改善，吸引周边地区劳动力、资本与消费资源向本地区集中，导致邻近地区居民收入增长动力减弱、消费市场活力下降，从而对邻近地区居民消费形成抑制。另一方面，本地区在交通设施、商业配套及互联网平台建设方面形成的规模优势，提高了区域消费便利性，使周边地区居民更倾向于跨区域消费，进一步加剧了消费资源向核心地区集聚。相比之下，农村居民由于消费选择相对有限、对价格和商品丰富度更为敏感，更容易受到周边发达地区消费市场的吸引，因此农村居民消费的负向空间溢出效应更加明显。

从控制变量来看，老龄化水平（OLD）对城镇居民消费呈显著负向影响，说明人口老龄化可能通过降低边际消费倾向抑制城镇消费增长；而第三产业发展水平（STR3）对农村居民消费呈显著正向影响，表明服务业发展有助于改善农村消费供给结构、拓展消费场景，从而促进农村消费增长。此外，空间滞后项中，邻近地区居民消费价格水平（W×lnCPI）对农村居民消费呈显著负向影响，说明周边地区物价上涨可能通过成本传导与消费转移效应抑制本地区农村消费；邻近地区人口老龄化水平（W×OLD）同样对农村居民消费存在显著负向影响，进一步表明区域人口结构变化会对消费增长形成一定约束。

总体来看，空间计量结果表明，新型城镇化不仅能够显著促进本地区城乡居民消费增长，同时还具有明显的空间溢出与区域虹吸效应。尤其是在农村消费领域，空间关联性和负向溢出效应更为突出。因此，在推进新型城镇化过程中，应更加注重区域协调发展与城乡资源均衡配置，避免核心地区对周边消费资源形成过度吸附，从而实现城乡居民消费的协调增长与区域经济高质量发展。

表 5-19 2011-2023 年新型城镇化对居民消费的空间效应回归

VARIABLES	(1)	(2)
	LnUC	LnRC
UR	0.7817*** (0.215)	1.0348*** (0.309)
lnCPI	-0.0611	1.1328

	(0.700)	(1.029)
STR3	-0.0019	0.1208*
	(0.078)	(0.068)
lnInternet	0.1190	0.0029
	(0.187)	(0.202)
OLD	-1.1441**	-0.0892
	(0.508)	(0.526)
$W \times UR$	-0.8705**	-2.3657***
	(0.432)	(0.712)
$W \times \ln CPI$	-1.3582	-3.5762***
	(1.440)	(1.261)
$W \times STR3$	0.1877	-0.0744
	(0.155)	(0.188)
$W \times \ln Internet$	-0.2157	0.1181
	(0.423)	(0.607)
$W \times OLD$	-1.9096	-2.3617**
	(1.169)	(1.173)
rho	0.1694**	0.3591***
	(0.068)	(0.070)
sigma2_e	0.0014***	0.0019***
	(0.000)	(0.000)
Observations	403	403
R-squared	0.078	0.549
Number of id	31	31

注：括号内为 t 值 \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

#### 5.5.4 空间效应分解

当空间自回归系数 ( $\rho$ ) 显著不为 0 时, 空间杜宾模型的点估计结果可能会产生系统性偏差, 因此本文进一步将回归结果以偏微分形式进行空间效应分解。如表 5-20 所示。

新型城镇化对城镇居民消费（LnUC）的直接效应系数为 0.7535，通过 1% 显著性检验；间接效应系数为-0.8384，通过 10% 显著性检验；总效应系数为 -0.0849，不显著。这意味着：本省的新型城镇化发展能够显著促进本地区城镇居民消费，但邻近地区城镇化水平的提高反而会抑制本地区城镇居民消费。进一步观察系数大小可知，间接效应的绝对值（0.8384）略大于直接效应（0.7535），正负效应相互抵消后总效应不再显著。这可能是因为城镇化进程中地方政府对消费资源的竞争、同质化建设导致的边际收益递减，使得邻近地区的城镇化扩张对本地区产生了“虹吸效应”，抵消了本地区城镇化带来的消费增长。

新型城镇化对农村居民消费（LnHC，对应原模型中的 LnRC）的直接效应系数为 0.8559，通过 1% 显著性检验；间接效应系数为-0.8638，通过 1% 显著性检验；总效应系数为-2.0078，通过 5% 显著性检验。这表明：本省的新型城镇化能够显著提升本地区农村居民消费，但邻近地区城镇化发展却对本地区农村居民消费产生了更强的负向空间溢出。从系数大小来看，间接效应的绝对值（0.8638）略大于直接效应（0.8559），两者共同作用下总效应显著为负（-2.0078）。这一结果可能源于农村劳动力与消费市场更容易被邻近已城镇化地区所吸引，产业与人口向周边城镇集聚，导致本地区农村消费潜力被“抽离”。相比之下，农村消费对周边城镇化的竞争更为敏感，从而形成了“本地受益、邻地受损且受损更大”的格局。

综上，新型城镇化对本地区消费的促进主要体现在直接效应，而空间溢出效应普遍为负，且对农村消费的负向总效应尤为显著。这提示政策制定者在推进城镇化建设时，应注重区域协同与功能互补，避免因过度竞争导致消费溢出损失。

表 5-20 2011-2023 年新型城镇化对居民消费的空间效应分解

效应	变量	LnUC	LnRC
直接效应	新型城镇化	0.7535***	0.8559***
间接效应	新型城镇化	-0.8384*	-0.8638***
总效应	新型城镇化	-0.0849	-2.0078**

注：括号内为 t 值 \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

### 5.5.5 空间效应的稳健性分析

由于空间计量模型的估计结果容易受到空间权重矩阵设定方式的影响，因此本文进一步采用不同形式的空间经济权重矩阵对基准回归结果进行稳健性检验。

具体而言，本文分别构建空间经济距离倒数矩阵  $W_e^{-1}$  与空间经济距离平方倒数矩阵  $W_e^{-2}$  进行回归分析。其中，空间经济距离倒数矩阵  $W_e^{-1}$  的构建综合考虑地区间地理距离与经济发展水平差异，矩阵元素采用经济距离的倒数形式表示；空间经济距离平方倒数矩阵  $W_e^{-2}$  则在此基础上进一步强化空间距离衰减效应，即矩阵元素采用经济距离平方后的倒数形式表示，以反映区域间经济联系随距离增加而快速减弱的特征。

稳健性检验结果表明，在替换空间权重矩阵后，新型城镇化对城乡居民消费的影响方向、显著性水平以及空间溢出效应与基准回归结果总体保持一致，核心解释变量的估计系数未发生实质性变化。这说明本文空间计量模型的估计结果并未因空间权重矩阵设定差异而产生明显偏误，研究结论具有较好的稳健性与可靠性。

不同空间权重矩阵下的回归结果分别见表 5-21 的列（1）—列（4）。结果显示，无论采用空间经济距离倒数矩阵，还是空间经济距离平方倒数矩阵，核心解释变量新型城镇化水平的估计系数符号与显著性均未发生实质性变化，且系数大小与基准回归结果较为接近，表明本文空间计量模型的估计结果具有较好的稳健性。这说明新型城镇化对居民消费的促进作用并不依赖于特定空间权重矩阵的设定，研究结论具有较强的可靠性与稳定性。

表 5-21 不同权重矩阵下 SDM 模型回归结果

变量	$W_{eg}$		$W_e$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	LnUC	LnRC	LnUC	LnRC
UR	0.6926*** (0.219)	0.8696*** (0.319)	0.9203*** (0.222)	1.1826*** (0.249)
lnCPI	-0.3464 (0.680)	0.5275 (0.955)	-0.2539 (0.610)	1.2402 (0.867)
STR3	-0.0155 (0.071)	0.0902 (0.071)	0.2480*** (0.079)	0.3590*** (0.064)
lnInternet	0.0241 (0.191)	-0.0549 (0.217)	-0.0220 (0.073)	0.1186 (0.077)
OLD	-1.3420***	-0.6307	-0.0179	-0.2700

	(0.514)	(0.462)	(0.209)	(0.168)
<i>W</i> ×UR	-1.5789**	-3.4657***	-0.3976	-0.9739**
	(0.717)	(0.752)	(0.363)	(0.378)
<i>W</i> ×lnCPI	-1.5985	-3.2029**	-1.5201**	-2.2394***
	(1.399)	(1.451)	(0.760)	(0.844)
<i>W</i> ×STR3	0.1578	0.0396	0.0701	0.1869
	(0.181)	(0.209)	(0.101)	(0.119)
<i>W</i> ×lnInternet	-0.0576	0.1825	-0.0179	-0.1110
	(0.580)	(0.846)	(0.103)	(0.104)
<i>W</i> ×OLD	-1.9243*	-1.0712	0.1860	0.1050
	(1.149)	(1.401)	(0.223)	(0.287)
rho	-0.0403	0.1778*	0.0514	0.1087**
	(0.131)	(0.106)	(0.050)	(0.052)
sigma2_e	0.0014***	0.0020***	0.0013***	0.0016***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Observations	403	403	403	403
R-squared	0.369	0.650	0.002	0.029
Number of id	31	31	31	31

注：括号内为 t 值 \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

## 6 研究结论

本文基于 2011—2023 年中国 31 个省份面板数据，围绕“新型城镇化如何影响居民消费”这一核心问题，从理论逻辑、作用机制、非线性特征与空间溢出效应等多个维度展开系统研究。研究综合采用固定效应模型、工具变量法、中介效应模型、调节效应模型、门槛效应模型以及空间杜宾模型，对新型城镇化促进居民消费的经济效应进行了多层次实证检验。主要研究结论如下：

## 6.1 新型城镇化能够显著促进居民消费水平提升

实证结果表明，无论是总体居民消费，还是城镇与农村居民消费，新型城镇化均表现出显著正向影响。该结论在替换核心变量、缩尾处理、滞后变量回归以及工具变量估计等多项稳健性检验后依然成立，说明新型城镇化已成为扩大居民消费、释放内需潜力的重要驱动力。其根本原因在于，新型城镇化不仅推动人口、产业与资源要素向城市集聚，而且通过基础设施完善、公共服务优化以及就业机会增加，提高了居民消费能力与消费意愿，从而形成了消费扩张效应。

## 6.2 新型城镇化对居民消费的影响存在明显的机制传导特征

从中介效应结果来看，消费市场规模与居民劳动收入是新型城镇化促进居民消费的重要中介路径。一方面，新型城镇化推动交通、物流、数字基础设施以及商业体系不断完善，扩大了消费市场规模，提高了消费可达性与市场活跃度；另一方面，新型城镇化带动产业结构升级与非农就业增加，提高了居民劳动收入水平，从而增强了居民消费能力。相比之下，消费结构优化与消费保障程度的中介效应未通过显著性检验，说明当前我国新型城镇化在推动消费升级和提高居民长期消费预期方面仍存在一定局限，消费潜能尚未得到充分释放。

## 6.3 城乡收入差距会削弱新型城镇化对居民消费的促进效应

调节效应结果显示，城乡居民收入差距越大，新型城镇化促进消费的作用越弱。这表明，在收入分配不均衡背景下，城镇化发展所带来的消费红利并未完全覆盖低收入群体，特别是农村居民消费能力提升仍受到较强约束。收入差距扩大容易导致边际消费倾向下降，使消费增长更多集中于中高收入群体，进而削弱整体消费扩张效应。因此，缩小城乡收入差距、提高农村居民收入水平，是提升新型城镇化消费带动能力的重要前提。

## 6.4 新型城镇化对居民消费的影响具有显著的非线性门槛特征

以城乡收入差距为门槛变量时，城镇居民消费存在显著单一门槛效应，当城乡收入差距超过一定阈值后，新型城镇化对城镇消费的促进作用出现减弱；而农

村居民消费未表现出显著门槛特征。以经济发展水平为门槛变量时，城镇居民消费存在显著单一门槛，农村居民消费则呈现双重门槛特征，且随着经济发展水平提高，新型城镇化对农村消费的促进作用逐渐增强。这说明新型城镇化的消费效应并非线性递增，而是受到地区经济发展阶段与收入结构差异的约束。经济发展水平越高、公共服务体系越完善，新型城镇化对消费的带动作用越容易释放。

## 6.5 居民消费具有显著空间相关性，新型城镇化存在明显空间溢出效应

空间杜宾模型结果表明，各地区居民消费之间具有显著正向空间相关性，即一个地区消费水平的提升会对周边地区形成联动影响。同时，新型城镇化对本地区消费具有显著促进作用，但对邻近地区消费存在负向空间溢出效应，表现出一定的“虹吸效应”。其原因可能在于，中心城市在资源、资本、人才与消费市场方面形成较强集聚优势，吸引周边地区消费资源向核心区域集中，从而对周边地区形成一定挤出效应。这意味着未来推进新型城镇化过程中，不仅要关注区域内部发展质量，还需要重视区域协调与空间均衡发展。

## 6.6 新型城镇化促进居民消费存在明显区域异质性

从区域层面来看，新型城镇化对居民消费的促进作用呈现“西部地区 strongest、中部地区 weakest”的梯度特征。其中，西部地区由于基础设施改善空间较大、公共服务补短板效应更明显，新型城镇化对消费的边际促进作用更强；东部地区由于经济基础较好，消费市场较为成熟，城镇化对消费的促进作用相对稳定；中部地区则受到产业转型压力与人口外流等因素影响，消费带动效应相对有限。此外，农村居民消费仍存在较大潜力，新型城镇化在促进农村消费升级方面仍具有较大发展空间。

总体而言，本文从机制识别、门槛效应与空间效应等多个维度，系统揭示了新型城镇化影响居民消费的内在逻辑与区域差异，丰富了新型城镇化与居民消费领域的研究视角，也为扩大内需战略背景下如何更好发挥新型城镇化的消费促进功能提供了新的经验证据。

## 7 政策建议

基于上述研究结论，本文从推进高质量新型城镇化、扩大居民消费需求以及促进区域协调发展等角度，提出如下政策建议：

### 7.1 持续推进以人为核心的新型城镇化建设，夯实居民消费增长基础

新型城镇化的核心在于“人的城镇化”，因此应进一步推进农业转移人口市民化，提升公共服务均等化水平，增强居民消费预期与消费能力。首先，应持续深化户籍制度改革，逐步降低落户门槛，推动教育、医疗、住房、社保等公共服务向常住人口全面覆盖，增强流动人口的城市归属感与长期消费意愿。其次，应加快完善城市基础设施与数字基础设施建设，提高交通、物流、信息网络以及商业服务体系覆盖水平，降低居民消费成本，拓展消费场景。再次，应进一步推动县域城镇化建设，增强县城综合承载能力，促进城乡消费市场融合发展，推动消费扩容下沉。

### 7.2 提高居民收入水平，增强消费内生动力

收入是决定居民消费能力的核心因素，因此应通过多渠道提高居民收入水平，特别是提高中低收入群体与农村居民收入。首先，应进一步完善就业优先政策，加快发展现代服务业、数字经济以及新兴产业，扩大高质量就业岗位供给，提升居民工资性收入。其次，应加大对农村地区产业扶持力度，推动农村产业融合发展，促进农民经营性收入与财产性收入增长。再次，应完善初次分配、再分配与第三次分配协调机制，优化收入分配结构，逐步扩大中等收入群体规模，提高居民整体消费能力与边际消费倾向。

### 7.3 缩小城乡收入差距，提升新型城镇化的消费传导效率

研究表明，城乡收入差距会削弱新型城镇化对消费的促进作用，因此应更加重视城乡协调发展。首先，应进一步完善农村基础公共服务体系，加大教育、医疗、养老等领域财政投入，提高农村居民生活保障水平。其次，应加快城乡要素

双向流动机制建设，推动资本、技术、人才等资源向农村地区合理流动，增强农村经济发展活力。再次，应健全农村社会保障体系与农业支持保护制度，提高农村居民消费信心，减少预防性储蓄行为，促进农村消费潜力释放。

#### **7.4 优化消费市场体系，推动消费结构升级**

虽然消费市场规模与劳动收入发挥了显著中介作用，但消费结构升级路径尚未充分显现，因此应进一步优化消费供给体系，提升居民消费质量。首先，应积极培育数字消费、绿色消费、健康消费以及服务消费等新型消费模式，拓展消费新场景。其次，应加快完善城乡商业体系建设，推动电商平台、智慧物流与数字支付向县域与农村延伸，提高消费便利化水平。再次，应加强消费者权益保护与市场监管，优化消费环境，提升居民消费信心与消费体验。

#### **7.5 强化区域协调与空间联动，缓解“虹吸效应”带来的负面影响**

针对新型城镇化存在的负向空间溢出效应，应进一步强化区域协调发展机制。首先，应加快构建以城市群和都市圈为核心的区域协同发展体系，推动基础设施互联互通与公共服务共享，增强区域消费联动效应。其次，应支持周边中小城市与县域经济发展，避免资源过度向核心城市集中，缓解消费资源“虹吸”现象。再次，应完善区域产业分工与协作机制，引导不同地区形成差异化产业定位，提高区域经济与消费发展的均衡性。

#### **7.6 实施差异化区域政策，提升新型城镇化政策精准性**

由于不同地区经济发展阶段与消费基础存在明显差异，因此应根据区域特点实施差异化政策。对于东部地区，应重点推动消费升级与服务消费发展，加快形成高品质消费市场；对于中部地区，应强化产业承接与就业吸纳能力，提高城镇化与消费协同发展水平；对于西部地区，则应继续加大基础设施建设与公共服务投入，充分发挥新型城镇化对消费的边际带动效应。同时，应进一步关注农村消费市场潜力释放，通过完善农村商业体系、发展农村数字经济与提升农村居民收入水平，推动城乡消费协调增长。

## 7.7 完善长效机制建设，促进消费与城镇化良性循环

未来应进一步建立新型城镇化与居民消费协同发展的长效机制。政府应加强宏观政策协调，推动财政政策、产业政策、就业政策与消费政策协同发力，形成促进消费增长的制度合力。同时，应强化数据监测与评估体系建设，动态跟踪不同地区新型城镇化推进质量及消费变化趋势，提高政策制定的科学性与精准性。此外，还应注重绿色低碳发展理念，将生态文明建设融入新型城镇化与消费升级过程中，实现经济增长、消费扩张与可持续发展的有机统一。

综上所述，新型城镇化不仅是推动经济高质量发展的重要引擎，也是扩大居民消费、畅通国内大循环的重要抓手。未来应进一步提升新型城镇化发展质量，通过优化收入分配结构、完善消费市场体系以及强化区域协调发展，不断释放居民消费潜力，为构建以内需为主导的发展格局与实现共同富裕目标提供持续动力。

## 参考文献

- 陈立俊·王克强(2010). 中国城市化发展与产业结构关系的实证分析.『中国人口资源与环境』,20(S1),17-20.
- 陈立泰·刘艺(2013). 中国产业结构变迁对城市化发展的影响——基于省级面板数据的实证研究.『经济问题探索』,(08),61-66.
- 初春·吴福象(2018). 金融集聚、空间溢出与区域经济增长——基于中国 31 个省域空间面板数据的研究.『经济问题探索』,(10),79-86.
- 曹光宇·刘晨冉·周黎安等(2020). 财政压力与地方政府融资平台的兴起.『金融研究』,(05),59-76.
- 丁月龙·李晓玲·刘鉴等(2024). 中国东北边境城市城镇化可持续发展过程及机制研究——以东宁和珲春市为例.『地理科学』,44(03),474-482.
- 韩立岩·杜春越(2012). 收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异.『经济研究』,47(S1),15-27.
- 韩立岩(2021). 数字赋能提升企业核心竞争力.『创新世界周刊』,(06),22-23+6.
- 贺唯唯·侯俊军(2023). 数字经济发展对居民消费的影响——来自城市面板数据的经验证据.『改革』,(05), 41-53.
- 景辛辛·章晟·辛冲冲(2018). 民生性财政支出对中国居民消费的动态驱动效应研究——基于 LMDI 模型的再检验.『西南民族大学学报(人文社科版)』,39(06),132-141.
- 李佐军·田惠敏(2022). 大力提升县域产业竞争力.『经济参考报』,(05), 17(001).
- 林毅夫·文永恒·顾艳伟(2022). 国有企业与经济增长: 基于基础设施的视角.『社会科学辑刊』,11(01),16-26.
- 刘泽誉(2025). 绿色金融对中国对外直接投资的影响研究.『内蒙古财经大学』.
- 刘倩·游易亨·韩立岩(2025). 家庭数字金融使用与消费不平等.『消费经济』,41(01),82-98.
- 孟晓迪·许如玉·顾晓霞(2018). 山西省新型城镇化的测度与空间演变分析.『山西财经大学学报』,40(S2):10-12.

- 毛中根·武优勳·谢迟(2020). 长三角城市群消费水平空间格局及其影响机制. 『经济地理』,40(12),56-62.
- 潘荣(2014). 民生性财政支出与城乡居民消费关联性实证分析——基于我国1978~2012年的数据. 『武汉金融』,(09),63-66.
- 任伟(2019). 老龄化、居民消费与商品房价格——基于我国省际数据的实证分析. 『武汉金融』,(12),10-17.
- 孙倩·宋在科(2022). 应用型本科高校智能财会人才培养路径研究. 『财会通讯』,(11),167-171.
- 苏红键(2024). 中国新型城镇化的发展趋势与战略转型. 『甘肃社会科学』,(04),197-206.
- 孙倩·吴昱昊·刘志杰(2024). 数智化时代会计改革创新与新质生产力的融合发展. 『财务与会计』,(14),71-72.
- 孙斌·杜松朴·薛建春等(2024). 黄河流域城市群新型城镇化—生态安全—公共健康协调发展研究. 『资源开发与市场』,40(09),1298-1306.
- 韦淼·张翼驰·胡锡琴(2023). 收入视角下城镇化质量对中国居民消费的影响. 『北京理工大学学报(社会科学版)』,25(04),173-181.
- 王云多·冯誉婷(2025). 新型城镇化、城镇居民养老保险覆盖率与消费结构升级. 『南都学坛』,45(01),116-124.
- 肖峰·李晨·韩兆洲(2025). 新型城镇化对居民消费的作用机制与空间效应——基于空间杜宾模型的分析. 『调研世界』,(08),76-86.
- 杨佩卿(2023). 中国式现代化场阈数字经济赋能新型城镇化研究. 『西北大学学报(哲学社会科学版)』,53(04),168-182.
- 张利霞(2025). 新型城镇化水平对城乡居民消费的影响. 『商业经济研究』,(05),39-42.
- 张勋·杨桐·汪晨等(2020). 数字金融发展与居民消费增长：理论与中国实践. 『管理世界』,36(11),48-63.

赵磊•方成(2019). 中国省际新型城镇化发展水平地区差异及驱动机制.『数量经济技术经济研究』 ,36(05),44-64.

赵洪丹(2016). 中国农村经济发展的金融支持研究. 『吉林大学』 .

J. Vernon Henderson.(2021). Chapter 24 Urbanization and Growth. *Handbook of Economic Growth*,pp.1.

John Knight, & Linda Yueh.(2020). Job Mobility of Residents and Migrants in Urban China. *Journal of Comparative Economics*,32(4),91-102.

W. ARTHUR LEWIS.(1954). Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*,22(2),44-57.