

城镇化对消费率的影响及其作用机制

万广华 张杰皓 胡晓珊*

内容提要 在国际局势骤变和逆全球化浪潮下，提升居民消费率成为中国解决供求失衡、保障经济增长持续性最为根本和重要的途径。据此，本文结合使用中国家庭追踪调查和省级面板数据，考察了城镇化对居民消费率的影响及其作用机制。基准、工具变量回归和稳健性检验结果均显示，城镇化能够提升居民消费率，即缓解供求失衡，进而畅通双循环、推动经济增长。机制分析表明，城镇化主要通过降低收入不确定性、扩大居民社交网络规模、改变居民消费环境和消费结构影响消费率。异质性分析发现，城镇化对农村户籍、低收入或户主受教育程度较低、东部地区、受儒家文化影响较小以及市场化程度较高地区家庭消费率的提升效果相对更大。本文的核心结论是，大力推进城镇化是发挥消费的基础性作用、构建双循环新发展格局的重要途径。

关键词 城镇化 消费率 双循环 新发展格局

一 引言

改革开放前的中国一穷二白，是典型的短缺型经济，供给远小于需求。20世纪70年代末开始的改革开放显著提升了中国的产能，使得基本需求逐步得到了满足。在邓小平南方谈话，特别是加入世界贸易组织后，中国经济的供给端突飞猛进，但国内需求尤其是居民消费提升却一直滞后，使得供大于求的经济失衡现象开始显现，供需缺

* 万广华，复旦大学世界经济研究所，电子邮箱：guanghuawan@fudan.edu.cn；张杰皓（通讯作者），复旦大学世界经济研究所，电子邮箱：jiehaozhang627@163.com；胡晓珊，上海电机学院商学院，电子邮箱：coralhu_cn@163.com。本文是教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（批准号：23JJD790001）的阶段性成果。

口不断扩大。然而，直到 2008 年前后，供求失衡并没有影响中国的经济增长，更没有引发经济危机。正如万广华（2011）早就指出的，是全球化帮助中国通过大量净出口保持了市场出清，取得了举世瞩目的增长奇迹。

2007 - 2008 年的国际金融危机触发了贸易保护主义，叠加国际局势的变化，逆全球化浪潮开始涌现（万广华、朱美华，2020）。不难推断，在国际变局与逆全球化相互强化的背景下，除非国内需求得到显著提升，高度开放、高度依赖国际市场的中国经济无疑会受到严重的影响。查阅数据可以发现，中国的贸易依存度从国际金融危机前高于世界、东亚（包括日本和韩国）平均水平，迅速下降到大幅度低于后者。特别是，中国最终消费品出口占国内生产总值（GDP）的比重同时发生了显著下降，从 2005 年 13.52% 的峰值下降到了 2019 年的 4.73%^①。换言之，本来由国际市场消化的大量商品开始滞留国内，中国不再能依靠全球化维持供求均衡。这至少部分解释了中国自 2008 年以来的经济下行（万广华等，2022），似乎也可以帮助解释近年来开始露出端倪的通缩现象。

遗憾的是，逆全球化和国际局势骤变及其对供求失衡的潜在影响一直没有得到及时关注^②，直到 2020 年双循环发展战略的出台。事实上，双循环战略的两个基点——创新和内需，正是针对逆全球化和国际变局所带来的“卡脖子”和供求失衡问题。由于创新创业早已作为政府的重大举措推进了很多年，双循环战略的真正新意在于通过扩大内需，基本实现国内供给与国内需求的均衡，以支撑经济持续增长。

国内需求是国内投资和国内消费之和。长期以来，中国国内投资特别旺盛，但其回报率一直在下降（白重恩、张琼，2014），这既有边际效应递减原理的作用，也有体制机制方面的原因。至少可以说，通过增加投资化解供求失衡问题的潜力有限。因此，提升消费是增加国内需求、构建新发展格局的根本出路。其中，增加居民消费又是重中之重。这是因为，中国家庭部门的消费占 GDP 的比重远低于世界、亚洲、东亚的平均值，具有大幅度提高的潜力。根据世界银行的最新数据，居民消费占 GDP 比重全球平均值为 55.29%（2022 年），经济合作与发展组织（OECD）国家更是高达 59.96%（2021 年），而中国仅为 37.39%（2022 年）。如果能够将这个比重提高 10 ~ 15 个百分点，接近全球平均值，中国就能够基本消化逆全球化和国际变局对最终消费品出口的

^① 参见 <http://www.cepii.fr>。

^② 万广华早在 2011 年就发文指出，国际局势将会发生骤变（万广华，2011），又在 2018 年呼吁注重逆全球化对中国经济的伤害（参见 https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_2036299）。

冲击，解决供求失衡问题，助力双循环新发展格局的构建。

需要指出的是，经济失衡从本质上说，是在给定 GDP（= 投资 + 消费 + 净出口）或收入（= 劳动收入 + 资本收入）的情况下出现的消费不足问题，并不是无条件的消费不足问题。从动态角度看，如果 GDP 增长或收入增加的速度大于需求端（投资 + 消费 + 净出口）增长的速度，失衡问题将愈加严重。当前中国投资和净出口增长潜力有限，破解供求失衡的关键是在收入不变时增加消费，或在发展过程中增加消费占收入的比重，两者都可以表示为消费率的上升。

但是，针对中国消费率的研究成果并不多（更多的是关于中国消费水平的文献）。特别地，城镇化与中国增长和消费紧密相关（万广华，2011），而聚焦城镇化对消费率影响的实证文献很少（详见下文的文献综述）。据此，本文结合使用中国家庭追踪调查（CFPS）和省级面板数据，考察城镇化对居民消费率的影响及其作用机制。基准、工具变量回归和稳健性检验结果均显示，城镇化能够提升居民消费率。机制分析表明，城镇化主要通过降低收入不确定性、扩大居民社交网络规模、改变居民消费环境和消费结构影响消费率。异质性分析发现，城镇化对农村户籍家庭、低收入或户主受教育程度较低的家庭、东部地区、受儒家文化影响较小以及市场化程度较高地区家庭的消费率提升效果更大。因此，大力推进城镇化是发挥消费基础性作用、构建双循环新发展格局的重要途径。

本文余下的内容安排如下：第二部分是文献综述；第三部分是基于省级面板数据的实证分析，在宏观层面初步探讨城镇化对居民消费率的影响；第四部分是基于家庭调查数据的实证研究，在微观层面探讨城镇化对居民消费率的影响及其异质性和影响机制；第五部分是结论与政策建议。

二 文献综述

与本文相关的文献主要有两类。一类与居民消费率的影响因素有关，主要从以下几个视角展开。首先，根据预防性储蓄理论，未雨绸缪（针对未来收入和支出的不确定性进行储蓄）导致现期消费减少。家庭在医疗、住房、养老、教育等方面面临的不确定性，以及劳动力市场上的风险驱动了中国居民储蓄率的上升或消费率的下降（何立新等，2008；杨汝岱、陈斌开，2009；Chamon & Prasad，2010；Meng，2003）。其次，流动性约束是导致中国家庭低消费、高储蓄的重要原因（甘犁等，2018；万广华等，2001），而中国金融市场不发达、消费信贷供给不足、信息不对称等恶化了流动性

约束问题（李江一、李涵，2017；齐天翔、李文华，2000；尹志超等，2022）。再次，居高不下的收入不均等严重制约了低收入人群的消费能力。此外，在攀比成风的中国，贫富差距促使人们为追求社会地位千方百计积累财富，进而压缩消费（金烨等，2011）。最后，学者们还从消费习惯和金融市场发育状况等不同角度讨论了中国的消费不振问题（杭斌，2009；黄娅娜、宗庆庆，2014；叶海云，2000）。

另一类文献关注城镇化的消费效应，大多研究城镇化对消费水平（而非消费率）的影响，发现城镇化与消费水平正相关（傅程远、陈蕾，2017）。城镇化不仅提供了更多的就业机会和改善劳动力素质的机会，提升了个体的议价能力与收入预期（Black & Henderson，1999），而且城市居民的生活和消费方式也会对农村居民产生影响（李林杰等，2007；周建、杨秀祯，2009），带来整体消费水平的上升。但是，城镇化在促进消费增长时，往往也会带来收入的增加，因此城镇化对消费率（=消费/收入）的影响并不确定。如果城镇化的消费效应小于其收入效应，那么城镇化的推进就会使消费率下降，恶化中国的经济失衡；反之，如果城镇化的消费效应大于其收入效应，那么城镇化的推进就有助于解决中国的失衡问题。显然，仅仅考察城镇化的消费效应是不够的，有必要直接估计城镇化对消费率的影响。

前文提到，关于城镇化对消费率影响的文献很少，易行健等（2020）、张诚等（2023）是例外。在省级层面定义半城镇化率为（城镇常住人口 - 城镇户籍人口）/总人口，易行健等（2020）发现，半城镇化率与居民消费率或城镇居民消费率负相关。但这两个负相关难以说明城镇常住人口占比（通常的城镇化率指标）或户籍人口占比与消费率的关系，必须先假设其中一个保持不变后方可进行推断或解释。张诚等（2023）考察家庭由农村户籍转换为城镇户籍（即市民化）对家庭储蓄率的影响，没有考察通常意义上的城镇化的影响。他们的研究发现市民化增加了收入但没有增加消费，所以提升了储蓄率或降低了消费率。这是因为农村人获得城市户籍后，为与城里人攀比或为子女接受城镇教育，需要减少开支，增加储蓄。

顺便提及，雷潇雨和龚六堂（2014）在论文实证分析部分，研究了城市（总体、户籍人口、农民工）人口规模与消费率对数差分的关系，没有直接估计城镇化对消费率的影响。然而，消费率与其差分不同，人口规模与城镇化率也不同。在人口收缩的城市，人口规模的减少往往意味着城镇化率的上升，因为移民大部分是农村居民。即便一个城市的人口规模不变，城镇化率既可能上升（如果本市农村居民移居本市城区或外面的城镇），也可能下降（如果本市农村人口的增长大于城镇人口的增长）。

上述文献综述表明，鲜有文献直接估计城镇化对居民消费率的影响。需要强调的是，2023年中国的城镇化率为66.16%，而耕地紧缺的农村将来能够容纳的人口占比不会超过美国。特别是，中国第一产业的GDP占比仅为7.1%，预计还会下降。所以，如果以城乡收入均衡为发展目标，将来的农村人口占比应该低于3%。显然，中国的城镇化还有很长的路要走。深入探讨城镇化对消费率的影响不仅能够弥补现有文献的不足，而且具有重要的现实和政策意义。

三 基于省级面板数据的实证分析

（一）模型设定与数据来源

为考察城镇化对居民消费率的影响，本文首先基于2005–2018年的省级面板数据展开实证研究^①。本文的基准回归模型设定如下：

$$Consumratio_{it} = \beta_0 + \beta_1 Urban_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中，下标*i*和*t*分别表示省份和年份；*Consumratio_{it}*表示居民消费率（消费支出占可支配收入比重）；*Urban_{it}*表示城镇化率，为各地城镇常住人口占总人口的比重。*X_{it}*表示一系列控制变量，分为两组。第一组为经济发展指标，包括各地区的经济开放程度、经济增速、金融发展程度、不确定性、产业结构以及收入差距。其中，经济开放程度为各地区进出口总额占GDP的比重（*Trade*）；经济增速为GDP增长率（*GDPgrowth*）；金融发展程度为金融机构贷款占GDP的比重（*Finance*）；不确定性用各地受灾面积占耕地面积的比重来衡量（*Disaster*）；产业结构为第二产业增加值占GDP的比重（*Manu*）；收入差距采用基尼系数来衡量（*Gini*）。第二组变量为人口特征，包括人口年龄结构、家庭规模，前者为14岁以下人口占比（*Childratio*），后者为户均人口规模（*Familysize*）。 λ_i 为省份固定效应， μ_t 为年份固定效应， ε_{it} 为误差项。所有数据均来自各省（自治区、直辖市）统计年鉴。主要变量的描述性统计如表1所示。

^① 考虑到数据可得性问题，本文剔除了港澳台地区以及西藏自治区。国家统计局从2005年起开始公布全体居民人均消费支出数据，因此本文省级层面样本的起始时间为2005年。由于国家统计局尚未公布各省收入不均等数据，本文基于Shorrocks & Wan (2009)的方法，将各省（自治区、直辖市）统计年鉴中公布的收入分组数据“还原”为个体观察值以测算基尼系数，数据截至2018年。

表 1 变量定义和描述性统计：省级面板数据

| 变量 | 变量定义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------------|---------------------|-----|---------|--------|--------|---------|
| <i>Consumratio</i> | 居民消费率 (%) | 302 | 75.986 | 4.815 | 65.630 | 90.104 |
| <i>Urban</i> | 城镇化率 (%) | 302 | 53.575 | 13.848 | 29.499 | 89.608 |
| <i>Trade</i> | 进出口总额占 GDP 比重 (%) | 302 | 35.612 | 41.625 | 1.687 | 172.148 |
| <i>GDPgrowth</i> | GDP 增长率 (%) | 302 | 11.179 | 3.102 | 0.500 | 23.800 |
| <i>Finance</i> | 金融机构贷款占 GDP 比重 (%) | 302 | 124.758 | 41.944 | 58.458 | 243.782 |
| <i>Disaster</i> | 受灾耕地面积占比 (%) | 302 | 6.104 | 4.557 | 0.000 | 21.695 |
| <i>Manu</i> | 第二产业增加值占 GDP 比重 (%) | 302 | 47.066 | 8.219 | 19.262 | 59.045 |
| <i>Gini</i> | 基尼系数 | 302 | 0.368 | 0.066 | 0.192 | 0.710 |
| <i>Childratio</i> | 14 岁以下人口占比 (%) | 302 | 22.864 | 6.385 | 9.600 | 38.100 |
| <i>Familysize</i> | 户均人口规模 (人) | 302 | 3.105 | 0.333 | 2.330 | 3.930 |

资料来源：根据历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

（二）实证结果

表 2 展示了基准模型估计结果。在加入控制变量，并控制省份固定效应和年份固定效应后，第（1）列普通最小二乘（OLS）回归中城镇化率的系数显著为正，表明城镇化率每提高 1 个百分点，居民消费率将提高 0.195 个百分点。

表 2 基准回归：省级面板数据

| | OLS | 2SLS | LIML |
|-------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 城镇化率 | 0.195 ** (0.085) | 1.170 *** (0.504) | 1.401 *** (0.530) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 弱工具变量检验 F 值 | | 2.002 | |
| 观测数 | 302 | 302 | 302 |

注：括号内为稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

考虑到模型中可能存在反向因果或遗漏变量问题，本文参照刘启超和王亚华（2023）的研究，选取各地区的地形起伏度构建城镇化率的工具变量（IV）。一方面，自然条件在城市发展中具有重要作用，地形起伏度是影响人口分布和劳动力密集程度

的重要因素之一。通常而言，地形越平坦越利于农耕和村落形成，城镇化程度相对较低；而崎岖的地形不宜进行大规模耕作，促使居民集聚，城镇化的速度往往更快。

另一方面，地形起伏度取决于最高与最低海拔、平地面积和区域总面积，是天然形成的，外生性较强。据此，地形起伏度是一个合理的工具变量。但地形起伏度不随时间而变化，因此本文将地形起伏度与年份哑变量进行交互，作为城镇化率的工具变量。表2第(2)列报告了使用两阶段最小二乘(2SLS)法估计工具变量模型的结果。第一阶段弱工具变量检验的F值低于临界值，表明可能存在弱工具变量风险。为了克服潜在的弱工具变量问题，本文借鉴Combes et al.(2019)的做法，利用有限信息最大似然法(LIML)重新进行估计。在大样本情况下，2SLS和LIML渐进等价，但如果存在弱工具变量问题，LIML的小样本性质将优于2SLS。LIML对于弱工具变量不敏感，估计值受影响较小(林晨等，2022；刘修岩等，2019)。表2第(3)列汇报了基于LIML的工具变量回归结果，可以看到LIML和2SLS估计结果的显著性和符号无明显差异。具体估计结果显示，城镇化率每提高1个百分点，居民消费率提高1.401个百分点。

四 基于家庭微观调查数据的实证分析

本部分使用家庭微观调查数据研究城镇化对消费率的影响，主要有以下四个方面考虑：第一，宏观和微观数据在统计口径和收集处理方面存在差异，基于加总数据得到的结论在微观层面不一定成立(Chamon & Prasad, 2010)；第二，省级层面宏观数据抹去了省内不同家庭之间在变量上的差异，影响估计结果的准确度和可靠性；第三，宏观数据的观测值较少，难以展开机制和异质性分析；第四，消费理论往往以微观家庭为决策主体，最优化条件不具备可加性，因此使用加总数据难以对理论的有效性进行检验(徐润、陈斌开，2015)。

(一) 数据来源

本部分使用的家庭数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)，该数据涵盖25个省(自治区、直辖市)，跟踪收集了个体、家庭和社区三个层面的信息。考虑到CFPS统计口径以及研究设计的需要，本文以2012-2018年数据作为初始样本^①，并做以下处理：

^① 考虑到2010年CFPS相对于2012年及之后的调查在家庭消费与收入统计项目上存在不一致的地方，本文将家庭样本的时间跨度设定为2012-2018年。另外，由于CFPS并未直接给出家庭户主信息，本文将调查时“最熟悉家庭财务的受访者”作为户主。

第一，由于 CFPS 数据并未提供家庭户主信息，本文将财务问题的回答人定义为用户，并与成人库中的个人编码匹配，得到户主特征，然后利用家庭编码将家庭库与成人库进行匹配，保留户主年龄在 18~80 岁之间的样本；第二，为减少异常值的影响，本文对家庭收入和消费数据进行了 1% 的截尾处理，并剔除了收入为负数以及关键变量缺失的样本；第三，一般情况下，家庭的消费支出应当小于收入，本文将消费率大于 1 的样本剔除。最终得到的样本量为 25518。

(二) 变量说明

核心被解释变量 (*Consumratio*) 为家庭消费支出与家庭可支配收入之比，其中家庭消费支出为食品、衣着、居住等 8 项支出之和，家庭可支配收入定义为工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入之和。

核心解释变量为城镇化率 (*Urban*)，即各地区城镇人口占总人口的比重。参考 Li et al.(2020)、Zhao et al.(2022) 等，本文从户主、家庭、省份三个维度选择控制变量。户主层面包括年龄 (*Age*) 及其平方项 (*Age2*)、性别 (*Gender*)、受教育年限 (*Edu*)^①、婚姻状况 (*Spouse*)、健康状况 (*Health*)^②、就业状况 (*Employment*)。家庭层面包括人口规模 (*Familysize*)、是否拥有多处房产 (*House*)、青少年 (14 岁以下少年儿童) 人口占比 (*Childratio*) 以及收入对数 (*Lnfincome*)。省级层面控制变量包括进出口总额占 GDP 比重 (*Trade*)、GDP 增长率 (*GDPgrowth*)、金融机构贷款占 GDP 比重 (*Finance*)、第二产业增加值占 GDP 比重 (*Manu*)。变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量定义和描述性统计：家庭微观调查数据

| 变量 | 变量定义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------------|------------------|-------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Consumratio</i> | 家庭消费率 (%) | 25518 | 56.007 | 23.892 | 1.253 | 99.989 |
| <i>Urban</i> | 城镇化率 (%) | 25518 | 57.993 | 12.830 | 35.400 | 93.800 |
| <i>Age</i> | 户主年龄 (岁) | 25518 | 49.307 | 13.434 | 18 | 80 |
| <i>Age2</i> | 户主年龄 (岁) 平方项/100 | 25518 | 26.116 | 13.323 | 3.240 | 64.000 |
| <i>Gender</i> | 户主性别 (男=1, 女=0) | 25518 | 0.538 | 0.499 | 0 | 1 |

① 本文根据户主的受教育程度对受教育年限进行赋值，将“未上学”赋值为 0，“小学”赋值为 6，“初中”赋值为 9，“高中”赋值为 12，“大学及以上”赋值为 16。

② 本文对户主健康状况进行赋值，将“不健康”赋值为 1，“一般”赋值为 2，“比较健康”赋值为 3，“很健康”赋值为 4，“非常健康”赋值为 5。

续表

| 变量 | 变量定义 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------------|--------------------|-------|---------|--------|--------|---------|
| <i>Edu</i> | 户主受教育年限（年） | 25518 | 7.772 | 4.934 | 0 | 16 |
| <i>Spouse</i> | 户主婚姻状况（已婚=1，未婚=0） | 25518 | 0.867 | 0.339 | 0 | 1 |
| <i>Health</i> | 户主健康状况 | 25518 | 2.914 | 1.177 | 1 | 5 |
| <i>Employment</i> | 户主就业情况（就业=1，未就业=0） | 25518 | 0.778 | 0.416 | 0 | 1 |
| <i>Familysize</i> | 家庭人口规模（人） | 25518 | 3.777 | 1.848 | 1 | 19 |
| <i>House</i> | 家庭是否有多处房产（是=1，否=0） | 25518 | 0.195 | 0.396 | 0 | 1 |
| <i>Childratio</i> | 家庭14岁以下成员占比（%） | 25518 | 12.231 | 16.072 | 0.000 | 80.000 |
| <i>Lnfincome</i> | 家庭收入（元）对数值 | 25518 | 10.999 | 0.788 | 8.046 | 12.922 |
| <i>Trade</i> | 进出口总额占GDP比重（%） | 25518 | 31.302 | 32.466 | 1.693 | 132.360 |
| <i>GDPgrowth</i> | GDP增长率（%） | 25518 | 7.739 | 2.159 | 0.500 | 13.800 |
| <i>Finance</i> | 金融机构贷款占GDP比重（%） | 25518 | 147.362 | 46.944 | 69.165 | 255.070 |
| <i>Manu</i> | 第二产业增加值占GDP比重（%） | 25518 | 43.544 | 7.165 | 18.630 | 56.330 |

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

（三）模型设定

本部分使用的模型与上一部分类似。式（2）中， $Consumratio_{ict}$ 为省份*i*的家庭*c*在*t*年的消费率； $Urban_{it}$ 为省份*i*在*t*年的城镇化率； X_{ict} 为户主以及家庭层面的控制变量，包括年龄、性别、就业状况等； Z_{it} 为省级层面的控制变量，包括第二产业增加值和金融机构贷款占GDP比重等； λ_i 、 μ_t 分别为省份和年份固定效应； ε_{ict} 为随机误差项。

$$Consumratio_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Urban_{it} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

需要指出的是，在基准回归中，本文参照Zhao（2019）的研究，控制省份固定效应 λ_i 和年份固定效应 μ_t ，并未控制家庭固定效应。这是因为本文使用的面板数据较短（只有4期），如果控制家庭固定效应会损失较多的自由度，使得估计结果出现偏误（黄家林等，2022）。本文在稳健性检验部分也报告了控制家庭固定效应的结果。

（四）内生性问题

本文使用省级层面而非城市层面的城镇化率有其合理性。第一，与跨省劳动力流动相比，家庭在省内流动往往更容易，“用脚投票”的可能性和频率更高，不必受限于家庭所在的城市（罗长远等，2023）。第二，模型（2）因为遗漏变量和测量误差仍然可能存在一定的内生性问题，而省级层面的城镇化率更为外生。本文仍然使用地形区

伏度与年份哑变量的交互项作为工具变量。在稳健性检验部分，本文也引入基于异方差构建的工具变量（Lewbel，2012）进行回归。

（五）基准估计结果

模型估计结果见表4。第（1）列和第（2）列为OLS估计结果，第（3）列为工具变量估计结果。根据第（3）列，城镇化提高1个百分点，家庭消费率提高1.010个百分点，经济显著性是OLS估计值的2倍多。第一阶段检验弱工具变量的F值为1479.732，所以模型不存在弱工具变量问题。特别需要指出的是，这些结果与使用省级面板数据获得的发现基本一致，即城镇化能够显著提高家庭消费率。

表4 基准回归：家庭微观调查数据

| | OLS | OLS | 2SLS |
|-----------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 城镇化率 | 0.117 *** (0.011) | 0.416 *** (0.149) | 1.010 ** (0.496) |
| 控制变量 | 否 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 否 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 是 | 是 |
| 弱工具变量检验F值 | | | 1479.732 |
| 观测数 | 25518 | 25518 | 25518 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

（六）稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验。第一，基于Lewbel（2012）的方法，使用异方差构建工具变量。第二，由于直辖市往往具有较高的城镇化率，在决策机制、城市规划等方面与其他省（自治区）存在差异，本文剔除直辖市样本后重新回归。第三，考虑到家庭层面存在无法观测的变量，本文引入家庭层面的固定效应。第四，为了避免户主处于上学、退休等状态对家庭消费决策的影响，本文排除了户主年龄在22岁以下和65岁以上以及未就业的家庭样本。第五，考虑到医疗保健支出和教育支出具备消费和投资双重属性，与家庭成员的年龄和健康状况紧密相关，支出刚性较强，本文将这两类消费支出剔除。第六，考虑到消费率可能存在非正态性，本文对家庭消费率进行对数变换后重新回归。从表5可以看出，城镇化对家庭消费率的影响始终显著为正，验证了基准回归结果的稳健性。

表 5 稳健性检验

| | Lewbel IV | 剔除直辖市 样本 | 更细维度 固定效应 | 剔除部分 样本 | 剔除医疗和 教育支出 | 消费率 取对数 |
|--------|---------------------|--------------------|----------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 城镇化率 | 0.358 ** (0.166) | 0.309 * (0.180) | 0.414 *** (0.138) | 0.347 * (0.182) | 0.343 ** (0.141) | 0.009 *** (0.003) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 家庭固定效应 | 否 | 否 | 是 | 否 | 否 | 否 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 25518 | 22733 | 20019 | 18325 | 25476 | 25518 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

（七）异质性分析

1. 家庭特征异质性

城镇化主要体现为农村人口移居城镇，不但冲击移民（作为城镇样本的一部分）的消费行为，而且通过各种渠道（如农民工与来源地亲朋好友的交流）影响农村消费行为。已有研究表明，人力资本和物质资本等在家庭投资和消费储蓄决策中占据重要地位（易行健、周利，2018）。本文将从家庭户籍（城乡）、家庭收入和户主受教育程度三个方面讨论城镇化对家庭消费率影响的异质性。

第一，中国城乡发展不平衡，城乡居民在收入水平、生活条件以及消费模式等方面存在较大差异，这种二元经济结构决定了城镇化对两类居民消费的影响不同。本文将数据分为农村样本和城镇样本进行分组回归。第二，不同收入群体往往具有不同的财富积累动机和边际消费倾向，城镇化对其消费行为的影响也可能不同。本文依照各年份家庭收入的均值，将样本分为低收入组和高收入组进行分析。第三，教育水平影响消费观念和信息的获取，进而影响消费决策。本文按照户主受教育程度将样本分为高中以下家庭和高中及以上家庭来探讨异质性。这些异质性分析结果报告于表6中。

表 6 家庭特征异质性分析

| | 城乡异质性 | | 收入异质性 | | 户主受教育程度异质性 | |
|------|--------------------|------------------|----------------------|------------------|---------------------|------------------|
| | 农村 | 城镇 | 低收入 | 高收入 | 高中以下 | 高中及以上 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 城镇化率 | 0.361 * (0.207) | 0.157 (0.214) | 0.503 *** (0.195) | 0.343 (0.233) | 0.459 ** (0.185) | 0.333 (0.257) |

续表

| | 城乡异质性 | | 收入异质性 | | 户主受教育程度异质性 | |
|--------|-------|------|-------|------|------------|-------|
| | 农村 | 城镇 | 低收入 | 高收入 | 高中以下 | 高中及以上 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 17371 | 8115 | 16715 | 8802 | 18513 | 7004 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

从第（1）列和第（2）列可以看到，城镇化会显著提高农村家庭的消费率，而对城镇家庭的影响不显著。众所周知，城镇拥有更加便利与多样化的消费环境，但城乡分割严重制约了农村居民的消费（万广华等，2022）。随着城镇化的推进以及户籍制度的改革，城乡分割有所缓解。同时，城镇化过程中城镇居民会对农村居民的消费行为产生示范效应，有助于释放农村居民的消费潜力。相较而言，城镇家庭已经享受到了城镇的各种优势，因此城镇化对其消费率的提升效应较小。

与城乡分割紧密相关的是，高收入群体往往居住在城镇，而绝大多数低收入家庭生活在农村。进城打工是众多农村居民改变收入和地位的重要出路。此外，相较于高收入家庭，低收入家庭的边际消费倾向往往更高，从农村流动到城市的概率更大。因此，城镇化对低收入家庭消费率的提升作用更大，这也表明城镇化的消费率提升效应具有一定包容性，具体见表6第（3）列和第（4）列的结果。

从第（5）列和第（6）列中可以看到，城镇化能够提高受教育程度较低家庭的消费率，而对受教育程度较高家庭的消费率影响较小。通常而言，个体的受教育程度越高，知识储备越丰富，认知能力越强，在储蓄和消费的跨期选择中会更加谨慎和有耐性。同时，这类家庭往往拥有相对丰富的信息，消费习惯和观念趋于稳定，消费行为受城镇化的影响较小。因此，城镇化对受教育程度较低家庭的消费率提升效应更加明显。

2. 区域特征异质性

考虑到中国地域辽阔，不同地区在经济、社会以及文化条件上存在较大差异，本文基于地理和文化两个维度，从受儒家文化影响程度、市场化程度和地理位置三个方面进行进一步探讨。首先，勤俭节约是儒家文化的重要内涵，也是中华民族的优良美

德，城镇化对家庭消费率的影响是否会因儒家文化影响程度的不同而产生差异？借鉴刘铠豪等（2022）的方法，本文采用明清进士数测度各地区受儒家文化的影响程度，并依据样本均值分为受儒家文化影响较大和较小的区域。其次，市场化程度无疑会影响居民的消费。为此，本文基于樊纲等（2011）的市场化指数，将样本分为市场化程度较高和较低的两个样本。最后，考虑到中国东部和中西部地区在自然条件和经济发展等方面的差异，本文将样本分为东部和中西部。这些异质性分析结果报告于表7。

表7 区域特征异质性分析

| | 儒家文化影响 较大区域 | 儒家文化影响 较小区域 | 市场化程度 较高区域 | 市场化程度 较低区域 | 东部地区 | 中西部地区 |
|--------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|----------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 城镇化率 | 0.221 (0.323) | 0.366 ** (0.174) | 0.559 ** (0.229) | 0.559 (0.448) | 0.734 *** (0.216) | -0.332 (0.456) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 12414 | 13104 | 11546 | 13972 | 11661 | 13857 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

表7第（1）列和第（2）列表明，城镇化对家庭消费率的影响在受儒家文化影响较小的区域显著，但在受儒家文化影响较大的区域，由于“成由勤俭败由奢”的观念更加牢固，城镇化对其消费率的影响不显著。此外，城镇化的消费率提升效应在市场化程度高的区域更加显著，具体见第（3）列和第（4）列的结果。本文的解释是：市场化程度较高的区域有更强烈的市场竞争，物品更丰富且价格相对较低，居民消费选择更多，使得城镇化的消费率提升效应更大。从第（5）列和第（6）列的结果可以发现，城镇化提高了东部地区的家庭消费率，对中西部地区的家庭消费率影响不显著。相较于中西部地区，东部沿海地区的养老保险、医疗保险等社会保障制度以及基础设施更为完善，居民的预防性储蓄动机相对较弱，使得城镇化对东部地区家庭消费率的提升作用更为明显。

（八）机制分析

1. 收入不确定性视角

由于容易受到气候、病虫害以及价格波动的影响，农业生产往往面临较大风险。

对此，农村居民会通过增加储蓄或减少消费来应对。城镇化意味着经济活动的多样化。随着城镇化的推进，越来越多家庭有机会脱离传统农业生产活动（解垩，2020），这在一定程度上可以提高收入稳定性，降低预防性储蓄，提振消费。

为验证上述机制，本文参照罗楚亮（2004）、沈坤荣和谢勇（2012）的方法构造家庭收入不确定性指标。以家庭可支配收入的对数作为被解释变量，用其余变量作为解释变量进行回归，该模型的预测值在求指数后即为企业持久性收入，家庭可支配收入与持久性收入之差为暂时性收入。参考易行健等（2017）的做法，本文将家庭收入不确定性定义为家庭暂时性收入和家庭持久性收入之比。从表 8 第（1）列和第（2）列可以看出，城镇化确实能够降低家庭的收入不确定性，减弱居民预防性储蓄动机，进而提高家庭消费率。

表 8 收入不确定性机制

| | 收入不确定性 | 家庭消费率 |
|--------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) |
| 城镇化率 | -0.023 *** (0.008) | |
| 收入不确定性 | | -7.135 *** (0.181) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 观测数 | 25518 | 25518 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

2. 社会关系网络视角

中国的社会网络是家庭重要的经济禀赋之一（尹志超等，2022），其功能之一是提供非正式保险机制^①，以减缓信贷约束或帮助防范风险，降低预防性储蓄（章元、黄露露，2022）。这在正规金融市场和保险市场发展相对不充分的中国尤为重要（Ayyagari et al., 2010）。同时，社会网络还能为成员提供就业机会、融资渠道和经商信息。城镇

^① 2014-2018年，CFPS询问了家庭首选的借款对象，其中亲友占比为60%，银行占比为24%。

化使居民能够接触到更多的人，也能强化移民家庭成员之间的社会和经济联系。城市优良的基础设施和经济活动的高密度分布能够提升人们的交流频率，促进非地缘和非亲缘社会网络的形成与发展（孙晓华等，2023）。因此，城镇化可能会通过扩大社会网络影响家庭消费率。

通信费用可以反映社交规模（胡浩等，2018），而建立、维护和发展社会网络的主要手段是赠予礼品，体现为人情礼金支出。考虑到人情礼金支出和通信费支出很大程度上取决于家庭自身的收入状况，本文用家庭人情礼金支出和通信费支出占家庭可支配收入的比值衡量家庭社会关系网络规模。据此，本文首先考察城镇化对这两个指标的影响，结果报告于表9的第（1）列和第（3）列，然后考察这两个指标对家庭消费率的影响。表9显示，城镇化提高了家庭人情礼金和通信费支出占比，且后者与家庭消费率正相关，说明社会关系网络是城镇化影响家庭消费率的重要机制之一。

表9 社会关系网络机制

| | 人情礼金支出占比 | 家庭消费率 | 通信费支出占比 | 家庭消费率 |
|----------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 城镇化率 | 0.156 ** (0.080) | | 0.040 ** (0.016) | |
| 人情礼金支出占比 | | 0.231 *** (0.019) | | |
| 通信费支出占比 | | | | 2.607 *** (0.065) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 19688 | 19688 | 25461 | 25461 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

3. 家庭消费环境视角

众所周知，农村的交通和商业网点等消费设施及消费环境显著落后，商品和服务的种类和质量也不如城镇（张勋等，2020）。为考察城镇化的影响机制，本文将农村家庭和城镇家庭的消费环境差异分为以下三种情况进行讨论：第一类是在农村难以消费到的产品或服务，包括居住（农村很少有租金支出）、旅游、教育文化和娱乐支出；第二类是在城乡都能消费，但城镇所提供的商品与服务质量显著优于农村，价格

也更高，包括家庭设备、日用品和衣着鞋帽等；第三类也是在农村和城镇都能够消费，但在城镇消费更多，包括交通通信和食品。估计结果如表 10 所示。从表 10 可以看出，城镇化提高了第一类和第三类商品和服务的消费率，对第二类商品和服务的消费率影响不显著。这说明城镇化通过改善消费基础设施和消费环境，确实影响了居民的消费率。

表 10 城乡消费环境机制

| | 第一类消费率 | 第二类消费率 | 第三类消费率 |
|--------|----------------------|-------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 城镇化率 | 0.290 *** (0.066) | -0.022 (0.052) | 0.216 ** (0.105) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 25459 | 25417 | 25380 |

注：括号内为稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

4. 家庭消费结构视角

城镇化是否可以通过改变消费结构而影响消费率呢？表 11 的结果显示，城镇化对不同商品和服务消费率的影响存在较大差异。首先，根据第（1）列和第（2）列，城镇化提高了食品和居住的消费率，这是因为农村很少为住房支付费用，且不少食品是自产的。随着城镇化的推进，食品自给率大幅下降，外出就餐频率逐渐提高。因此，食品消费率提高。同时，居民进城必须为住房支付费用，市民化后的移民也会追求住房条件的改善，这些都会提升居住消费率。

表 11 家庭消费结构机制

| | 食品 | 居住 | 衣着 | 家庭设备 | 医疗 | 交通通信 | 教育文娱 |
|--------|--------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 城镇化率 | 0.171 * (0.099) | 0.191 *** (0.047) | -0.006 (0.023) | -0.015 (0.045) | -0.035 (0.055) | 0.047 (0.032) | 0.100 ** (0.043) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

续表

| | 食品 | 居住 | 衣着 | 家庭设备 | 医疗 | 交通通信 | 教育文娱 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 25477 | 25518 | 25417 | 25517 | 25518 | 25404 | 25461 |

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）、历年各省（自治区、直辖市）统计年鉴数据计算得到。

其次，随着城镇化的不断推进，居民收入持续增加，生活水平不断改善。根据马斯洛需求理论，此时人们会追求更高品质的商品和服务，部分家庭还可能开始追求更高的社会地位。从第（3）列、第（4）列和第（7）列可以看出，城镇化显著提高了家庭在教育 and 文娱方面的消费率^①，但对衣着和家庭设备的消费率影响不显著。不难理解，增加人力资本投资是提升社会地位的重要手段（易行健等，2023），而城镇能够提供培训和再教育的机会。

最后，城镇化的推进没有对医疗消费率产生显著影响。当居民从农村流向城镇时，他们有机会参加城镇医疗保险，而城镇医疗保险的报销比例和覆盖范围大于农村医疗保险，因此进城居民的医疗费用自付比例会降低，不一定会产生更多的医疗费用。

五 结论与政策建议

在国际局势骤变和逆全球化浪潮下，刺激内需、提振消费成为推动中国经济复苏和经济增长的关键。2022年国务院办公厅《关于进一步释放消费潜力促进消费持续恢复的意见》指出，需“综合施策释放消费潜力，促进消费持续恢复”。2024年的《政府工作报告》也将恢复和扩大消费摆在优先位置。面对国家这一重大战略需求，本文基于2005–2018年省级面板数据和2012–2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，考察了城镇化对扩大消费、促进经济循环的作用。结果表明，城镇化能够显著提高居民消费率，此结论在克服内生性并进行稳健性检验后依然成立。异质性分析表明，城镇化对农村、受教育程度更低和低收入家庭，以及位于东部地区、受儒家文化影响较弱、市场化程度较高地区家庭的消费率影响更显著。机制分析发现，城镇化降低了家庭收入不确定性，通过强化社会网络增强了居民抵抗风险的能力，同时还能改变居民

^① 本文进一步对教育及文化娱乐支出消费率进行分组回归，发现城镇化主要推动了教育消费率的提升，具体结果可向作者索取。

消费环境和消费结构。这些均促进了家庭消费率的提升。

基于上述研究发现，本文提出以下政策建议。第一，加快推动城镇化建设，提升城镇化的“质”和“量”。本文研究表明，城镇化能够提振消费率，是有效扩大内需的核心动力。中国的城镇化还有很长的路要走，特别是多年强调的市民化进展缓慢。因此，应继续鼓励农村居民移居城镇，同时降低落户门槛，从“乡土中国”加速走向“城镇中国”。

第二，改善农村消费设施和环境，加大农村市场监管力度。中国是农业大国，农村人口规模巨大，是超大规模市场的重要组成部分，也是拉动国内消费增长的“蓝海”。在城镇化进程中，城乡消费环境的改善显著提升了消费率，促进了居民消费潜力的释放。政府不仅要注重改善物流、通信、仓储、互联网等基础性“硬设施”条件，还要提高农村市场监管等“软设施”的建设水平，为居民提供更优质的消费环境。

第三，建立健全社会保障制度，加强劳动者技能培训。本文研究发现，居民社会网络规模扩大和收入不确定性下降是城镇化提高消费率的重要机制。前者表明了风险分担的重要性，因此要激励居民参加商业保险，同时扩大社会保障的覆盖范围，构建多层次的社会保障体系。2020 年，中国社会保障与就业支出仅占 GDP 的 3.2%，远低于同等发展状况国家的平均水平。后者表明居民收入预期会显著影响消费决策，政府需为居民提供更多就业培训机会，提高其劳动技能，帮助居民从事收入更稳定的工作，降低因收入不确定性所引致的预防性储蓄，提升消费率。

最后，本文仅考察了城镇化对消费率的影响。长期以来，中国家庭部门的消费占 GDP 比重很低，严重制约了经济增长。经济学界亟需挖掘深层原因，从不同角度研究提升该占比的途径，也需要更多关注如何提高居民消费率，而不仅仅是分析影响消费水平的因素。

参考文献：

- 白重恩、张琼 (2014), 《中国的资本回报率及其影响因素分析》, 《世界经济》第 10 期, 第 3-30 页。
- 樊纲、王小鲁、马光荣 (2011), 《中国市场化进程对经济增长的贡献》, 《经济研究》第 9 期, 第 4-16 页。
- 傅程远、陈蕾 (2017), 《人口因素对居民储蓄率的影响研究》, 《经济经纬》第 3 期, 第 147-152 页。
- 甘犁、赵乃宝、孙永智 (2018), 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》, 《经

- 济研究》第12期，第34-50页。
- 杭斌（2009），《习惯形成下的农户缓冲储备行为》，《经济研究》第1期，第96-105页。
- 何立新、封进、佐藤宏（2008），《养老保险改革对家庭储蓄率的影响：中国的经验证据》，《经济研究》第10期，第117-130页。
- 胡浩、王海燕、张沛莹（2018），《社会互动与家庭创业行为》，《财经研究》第12期，第31-43页。
- 黄家林、傅虹桥、宋泽（2022），《补充医疗保险对居民消费的影响——来自城乡居民大病保险的证据》，《金融研究》第10期，第58-76页。
- 黄娅娜、宗庆庆（2014），《中国城镇居民的消费习惯形成效应》，《经济研究》第S1期，第17-28页。
- 金烨、李宏彬、吴斌珍（2011），《收入差距与社会地位寻求：一个高储蓄率的原因》，《经济学（季刊）》第3期，第887-912页。
- 雷潇雨、龚六堂（2014），《城镇化对于居民消费率的影响：理论模型与实证分析》，《经济研究》第6期，第44-57页。
- 李江一、李涵（2017），《消费信贷如何影响家庭消费？》，《经济评论》第2期，第113-126页。
- 李林杰、申波、李杨（2007），《借助人口城市化促进国内消费需求的思路与对策》，《中国软科学》第7期，第30-40页。
- 林晨、陈荣杰、徐向宇（2022），《外部产业投资与区域协调发展——来自“三线建设”地区的证据》，《经济研究》第3期，第173-190页。
- 刘铠豪、臧旭恒、王雪芳（2022），《贸易自由化与家庭消费——来自中国城镇住户调查的微观证据》，《中国工业经济》第3期，第57-75页。
- 刘启超、王亚华（2023），《城市规模、社会网络与农民工的工作搜寻》，《财贸经济》第3期，第150-164页。
- 罗楚亮（2004），《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》，《经济研究》第4期，第100-106页。
- 罗长远、刘子琦、宋弘（2023），《经济增速放缓对国民心理健康的影响——来自中国家庭层面的证据》，《经济学（季刊）》第2期，第604-621页。
- 刘修岩、杜聪、李松林（2019），《自然地理约束、土地利用规制与中国住房供给弹性》，《经济研究》第4期，第99-115页。

- 齐天翔、李文华 (2000), 《消费信贷与居民储蓄》, 《金融研究》第 2 期, 第 111 - 116 页。
- 沈坤荣、谢勇 (2012), 《不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究》, 《金融研究》第 3 期, 第 1 - 13 页。
- 孙晓华、郭旭、范世龙 (2023), 《社会网络、技能提升与就业地选择》, 《经济研究》第 5 期, 第 116 - 134 页。
- 万广华 (2011), 《2030 年: 中国城镇化率达到 80%》, 《国际经济评论》第 6 期, 第 99 - 111 页。
- 万广华、罗知、张勋、汪晨 (2022), 《城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究》, 《经济研究》第 5 期, 第 87 - 105 页。
- 万广华、张茵、牛建高 (2001), 《流动性约束、不确定性与中国居民消费》, 《经济研究》第 11 期, 第 35 - 44 页。
- 万广华、朱美华 (2020), 《“逆全球化”: 特征、起因与前瞻》, 《学术月刊》第 7 期, 第 33 - 47 页。
- 解垚 (2020), 《城镇化与中国农村减贫》, 《经济科学》第 3 期, 第 5 - 16 页。
- 徐润、陈斌开 (2015), 《个人所得税改革可以刺激居民消费吗? ——来自 2011 年所得税改革的证据》, 《金融研究》第 11 期, 第 80 - 97 页。
- 杨汝岱、陈斌开 (2009), 《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》, 《经济研究》第 8 期, 第 113 - 124 页。
- 叶海云 (2000), 《试论流动性约束、短视行为与我国消费需求疲软的关系》, 《经济研究》第 11 期, 第 39 - 44 页。
- 易行健、陈仁静、来特、杨碧云 (2017), 《户主受教育水平的提高是否显著提高了家庭储蓄率》, 《上海金融》第 11 期, 第 21 - 27 页。
- 易行健、李家山、万广华、杨碧云 (2023), 《财富差距的居民消费抑制效应: 机制探讨与经验证据》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期, 第 27 - 47 页。
- 易行健、周利 (2018), 《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》, 《金融研究》第 11 期, 第 47 - 67 页。
- 易行健、周利、张浩 (2020), 《城镇化为何没有推动居民消费倾向的提升? ——基于半城镇化率视角的解释》, 《经济学动态》第 8 期, 第 119 - 130 页。
- 尹志超、吴子硕、蒋佳伶 (2022), 《移动支付对中国家庭储蓄率的影响》, 《金融研究》第 9 期, 第 57 - 74 页。

- 张诚、翁希演、尹志超 (2023), 《农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 126 - 147 页。
- 张勋、杨桐、汪晨、万广华 (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》第 11 期, 第 48 - 63 页。
- 章元、黄露露 (2022), 《社会网络、风险分担与家庭储蓄率——来自中国城镇居民的证据》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 87 - 108 页。
- 周建、杨秀祯 (2009), 《我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究》, 《经济研究》第 1 期, 第 83 - 95 页。
- Ayyagari, Meghana, Asli Demirgüç-Kunt & Vojislav Maksimovic (2010). Formal versus Informal Finance: Evidence from China. *Review of Financial Studies*, 23 (8), 3048 - 3097.
- Black, Duncan & Vernon Henderson (1999). A Theory of Urban Growth. *Journal of Political Economy*, 107 (2), 252 - 284.
- Chamon, Marcos & Eswar Prasad (2010). Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 93 - 130.
- Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton & Laurent Gobillon (2019). The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities. *The Review of Economic Studies*, 86 (4), 1556 - 1589.
- Lewbel, Arthur (2012). Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30 (1), 67 - 80.
- Li, Jie, Yu Wu & Jing Jian Xiao (2020). The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China. *Economic Modelling*, 86, 317 - 326.
- Meng, Xin (2003). Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 31 (3), 465 - 485.
- Shorrocks, Anthony & Guanghua Wan (2009). Ungrouping Income Distributions: Synthesizing Samples for Inequality and Poverty Analysis. In Kaushik Basu & Ravi Kanbur (eds.), *Arguments for a Better World: Essays in Honor of Amartya Sen: Volume I: Ethics, Welfare, and Measurement*. New York: Oxford University Press, pp. 414 - 434.
- Zhao, Weimin (2019). Does Health Insurance Promote People's Consumption? New Evidence from China. *China Economic Review*, 53, 65 - 86.
- Zhao, Chunkai, Yaqian Wu & Jianhao Guo (2022). Mobile Payment and Chinese Rural Household Consumption. *China Economic Review*, 71, 101719.

The Impact of Urbanization on Consumption Rate and the Underlying Mechanisms

Wan Guanghua¹, Zhang Jiehao¹ & Hu Xiaoshan²

(Institute of World Economy, Fudan University¹;

Business School, Shanghai Dianji University²)

Abstract: Amidst rapid changes in the international landscape and the rise of anti-globalization trends, enhancing the consumption rate of residents has emerged as a crucial strategy for China to address supply-demand imbalances and sustain economic growth. This paper utilizes data from the China Family Panel Studies (CFPS) and provincial panel data to investigate the impact of urbanization on the consumption rate of residents and the underlying mechanisms. The results from baseline models, instrumental variable approaches, and robustness checks consistently indicate that urbanization can increase the consumption rate of residents, thereby mitigating supply-demand imbalances, facilitating the dual circulation strategy, and promoting economic growth. Mechanism analysis reveals that urbanization primarily boosts consumption by reducing income uncertainty, expanding residents' social networks, and altering the consumption environment and structure. Further heterogeneity analysis indicates that the positive impact of urbanization on the consumption rate is more pronounced among populations with rural household registration, low-income or less-educated households, households in the eastern regions, those less influenced by Confucian cultural norms, and households in highly marketized areas. The core conclusion of this study is that advancing urbanization is a vital approach to enhancing the fundamental role of consumption and establishing a new dual circulation development framework.

Keywords: urbanization, consumption rate, dual circulation, new development pattern

JEL Classification: R11, R58, J61

(责任编辑: 西 贝)