

《房地产下行背景下提振居民消费的宏观政策研究》附录

附录 1 房地产下行背景下居民消费走弱的典型化事实

自 2020 年以来，中国经济增长放缓，2020—2024 年中国实际国内生产总值（GDP）增速较 2015—2019 年呈现出明显的放缓趋势。本文将通过梳理相关宏观经济数据，分析需求收缩导致经济增长动能趋弱的原因。

事实一：近年来房地产市场的深度调整放缓居民收入增长，导致消费不足

消费是收入的函数，居民收入增长放缓和下降是消费不足的重要原因。2020—2024 年，中国居民人均可支配收入五年平均增速为 6.11%，较 2015—2019 年均值 8.79% 下降 2.68 个百分点。

长期以来，中国存在内需占 GDP 比重偏低的情况。主要原因是土地等资产性财富初始分配向政府和国企集中，同时再分配调节效能有限，政府转移支付不足，最终导致居民收入增长滞后于国民收入。然而，近年来内需不足拉低经济增长的状况显著加剧，这一现象难以单纯再由过往长期存在的因素完全解释。近年来房地产市场的深度调整通过其与金融体系的深度绑定、与土地财政的收支联动，以及与上下游产业的关联效应，引发房地产及其上下游行业的调整，对居民收入增速的显著放缓产生了关键影响。

首先，我国房地产高负债高杠杆模式依赖银行信贷（陈创练和戴明晓，2018）。根据中国人民银行《中国货币政策执行报告（2024 年第一季度）》数据，我国基建、房地产、制造业等重资产行业贷款约占全部贷款的五成，而居民非住房消费贷款占比不足 10%。房地产下行时房地产融资需求下降导致贷款规模下降，传导至金融部门，银行资产负债表收缩、信贷投放能力减弱。房地产贷款不良率持续攀升，上市银行对公房地产贷款不良率在 2025 年上半年末已升至 4.1%¹；例如，中国银行的房地产业贷款不良率由 2024 年末的 4.94% 上升至 2025 年末的 6.26%²，直接冲击银行资产负债表，并抑制整体信贷投放。

其次，1994 年分税制后土地出让收入成为地方财政支柱（梅冬州等，2018）。根据 Wind 数据，2021 年全国土地出让收入达 8.71 万亿元，占地方本级政府性基金收入的 92.67%，占地方一般公共预算本级收入的 78.37%；2022—2025 年，土地出让收入连续四年累计下降 52.31%，2025 年降至 4.15 万亿元，占地方一般公共预算本级收入的比重降至 34.01%；2025 年地方土地出让收入相关支出为 4.71 万亿元，较 2021 年（7.75 万亿元）累计下降 39.23%，地方政府财力收紧、支出缩减，制约宏观经济。

最后，房地产业具有与其他产业关联度高、对上下游行业拉动力强的显著特征（侯成琪和肖雅慧，2022），房地产下行会导致房地产上下游行业的衰退。房地产下行既通过第二产业房屋建筑业影响投资，直接影响 GDP，还通过影响地产开工链（钢铁、非金属制品等）间接影响 GDP，此外，房地产下行还会导致商品房销售需求下降，拖累第三产业房地产和地产后周期消费（建材、家具、家电等）³。2024 年我国房地产及其上下游产业链拉动的 GDP 约为 13 万亿元，占当年 GDP 的 9.6%⁴。国家统计局数据显示，2024 年全国房地产开发投资为 10.03 万亿元，同比下降 10.6%，房屋新开工面积为 7.39 亿平方米，同比下降 22.99%，2025 年房地产开发投资进一步降至 8.28 万亿元，同比下降 17.2%，房屋新开工面积进一步降至 5.88 亿平方米，同比下降 20.47%；销售端同样深度调整，2024 年新建商品房销售面积同比下降 12.86%，商品房销售额下降 17.1%，2025 年销售面积继续下降 9.53%，销售额下降 12.6%。房地产下行通过投资端、销售端双重渠道共同拉低上下游行业产出。

上述房地产行业与金融体系的深度绑定效应、土地财政收支体系的联动收缩效应，以及产业关联度高引发的上下游衰退效应，三重因素交织共振，共同导致宏观经济增速放缓。

¹ 数据来源：中金公司研究部，《房地产金融化险“下半场”？》，2025 年。基础数据来自 Wind 及上市银行披露数据。

² 资料来源于中国银行 2024 年、2025 年年度报告。

³ 资料来源：何宁、陈策和潘纬桢，《中国扩大内需的路径选择——2025 年宏观展望》，开源证券宏观深度报告，2024 年 12 月 5 日。

⁴ 数据来源：东吴证券研究所，《宏观深度报告：房地产对中国经济的影响已明显减弱》，2025 年。该数据为基于国家统计局投入产出表的测算结果。

作为吸纳就业的重要领域，房地产上下游行业覆盖建材生产、建筑施工、家居服务等全产业链，承载着包括农民工在内的大量低收入群体就业，其就业规模与收入稳定性对从业人员及其家庭的消费能力具有重要作用。广义房地产部门就业规模多年来始终保持高位，持续吸纳大量就业人员。随着房地产行业持续下行，就业市场将面临严重负向冲击。据 Wind 数据统计，全国房地产开发企业从业人数从 2019 年峰值的 293.74 万人锐减至 2024 年的 168.62 万人，累计减少 125.12 万人，减员比例高达 42.59%；据国家统计局第五次全国经济普查数据，2023 年末全国房地产业企业法人单位从业人员为 1439.8 万人，其中房地产开发经营企业 271.3 万人，较 2018 年末下降 27.0%。上下游就业链条同步萎缩，2024 年，与房地产密切相关的建筑业直接从事生产经营活动的平均人数为 5962.07 万人，比上年末减少 833.21 万人，降幅高达 12.26%；2025 年进一步降至 5114.89 万人，净减少 762.47 万人，降幅 12.97%¹。据 Wind 数据统计，农民工群体受冲击尤为严重，2024 年建筑业农民工约 4286 万人，同比减少 6.46%；与 2021 年房地产高点时期相比，受地产下滑拖累，建筑业农民工累计减少 1272 万人。房地产下行经由行业内部裁员到上下游就业萎缩再到农民工大规模离场的链条，对居民收入及消费市场形成持续性压力。

事实二：房价下跌对不同收入群体的消费影响呈现显著差异性，低收入群体消费下降幅度高于高收入群体，进而总体上拉低消费。

收入差距依然存在。根据国家统计局数据，中国低收入群体占比较大，2015—2024 年，按全国居民五等份收入分组，低收入组（占全国人口 20%）家庭居民月人均可支配收入仅 617.40 元，中间偏下收入组（占全国人口 20%）家庭居民月人均可支配收入为 1375.13 元，也就是说，全国 40%的人口月人均可支配收入不足 1400 元。进一步对比城镇和农村居民收入，农村居民人均可支配收入远低于城镇居民。低收入组城镇居民月人均可支配收入为 1280.75 元，而农村居民对应数据仅为 354.66 元，为城镇居民的 27.69%；中间偏下收入组的城镇居民月人均可支配收入为 2292.16 元，而农村居民对应数据为 848.04 元，为城镇居民收入的 37.00%。

理论上高收入群体的边际消费倾向相对较低，低收入群体的边际消费倾向较高。高、低收入群体在边际消费倾向上的差异，源于两者在资产结构、预算约束特征及跨期消费平滑能力上的根本区别。低收入群体因流动性财富匮乏，缺乏通过借贷或储蓄平滑消费的能力，且收入风险较高、缺乏有效保险手段，导致其消费高度依赖当前收入，对短期收入变化敏感，存在较高的边际消费倾向；而高收入群体持有大量流动性与非流动性资产，能够通过跨期替代实现消费平滑，其消费决策更基于长期收入预期，同时更倾向于通过资产组合再平衡而非调整消费来应对冲击，从而表现出较低的边际消费倾向。这种差异本质上是不同收入群体在资产缓冲能力、风险应对机制及预算约束条件上的差异性结果（Kaplan et al., 2018）。基于中国数据的相关实证研究亦为这一理论阐释提供了重要的经验支撑。甘犁等（2018）基于中国家庭金融调查(CHFS)、中国家庭追踪调查(CFPS)和中国家庭收入调查(CHIP)三个微观数据库研究发现，前 20%高收入群体的边际消费倾向约为 0.2 至 0.4，而最后 20%低收入群体的边际消费倾向约为 0.6 至 0.9。姚健等（2022）基于 CHFS 数据，使用门槛回归估计研究发现，居民边际消费倾向存在差异性，家庭拥有的信贷缓冲和资产缓冲是边际消费倾向差异性的重要来源，高杠杆率家庭的边际消费倾向高于低杠杆率家庭。因此，房地产市场下行对居民消费的影响在不同收入群体间可能存在显著差异性：高收入群体消费调整可能相对平缓，而低收入群体消费能力更可能受到市场因素干扰，进而拉低整体消费水平。

附录 2 低收入群体变量补充说明

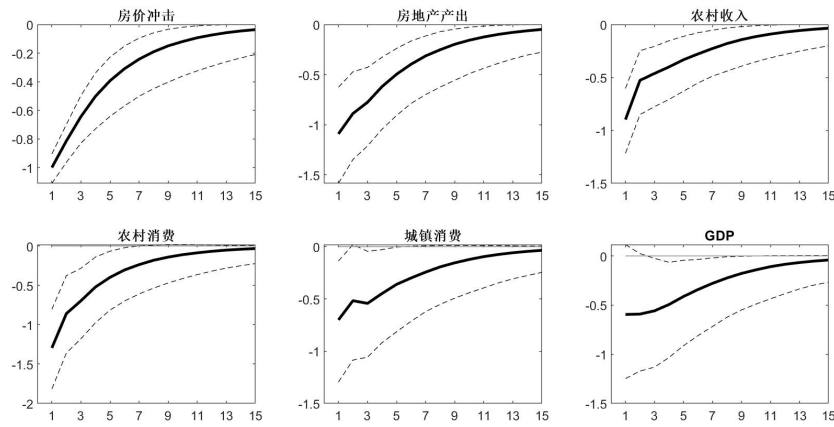
由于国家统计局尚未公开发布能够同时区分收入组别且具有连续季度频率的居民收入与消费支出序列，本文无法直接采用严格意义上的低收入群体季度数据开展宏观时间序列分析。为尽可能识别房地产下行对低收入群体消费的差异性影响，本文以农村外出务工劳

¹ 数据来源：中国建筑业协会《2024 年建筑业发展统计分析》《2025 年建筑业发展统计分析》。报告统计口径为“具有资质等级的总承包和专业承包建筑业企业，不含劳务分包建筑业企业”。需说明的是，2024 年与 2025 年数据的跨年衔接存在微小统计差异，本文均直接引用相关年度报告的原始公布结果，该差异不改变行业就业持续下降的核心结论。

动力月均收入作为低收入群体收入的代理变量，以农村居民人均消费支出作为其消费的代理变量。这样处理主要基于以下考虑：第一，从个体工资看，农民工收入不一定处于最低水平，但考虑到其家庭赡养、抚养负担及社会保障覆盖不足等因素，其家庭人均可支配资源相对有限，因而可在一定程度上反映低收入群体的收入状况；第二，农村居民总体收入水平显著低于城镇居民，其消费行为更能反映收入约束较强群体的消费特征；第三，农村居民住房财富效应相对较弱，其消费变动更能体现房地产下行经就业和收入渠道产生的宏观收入效应。

附录3 关于房价下降对消费影响的稳健性检验

为提升研究结论的可靠性，本文对房价下降影响消费的结论进行稳健性检验，将低收入群体收入的指标由“农民工收入”替换为“农村居民收入”。附图1的稳健性检验结果显示，在同等幅度的房价负向冲击下，农村居民消费的收缩幅度、速度均远超城镇居民，农村居民人均消费的最大降幅是城镇居民人均消费的1.85倍。这一结果与基准回归结论一致，表明即便更换收入指标的测度方式，房价波动对农村居民消费的影响仍相对更大。



附图1 房价下降对消费影响的稳健性检验

附录4 非房地产部门、零售商及非房地产部门资本品生产商设定

（一）非房地产部门

非房地产企业风险中性，在区间 $[0, 1]$ 中连续分布，非房地产企业生产需要使用资本 $K_{c,t-1}$ 、雇佣劳动 $N_{c,t}$ 和购买土地 $L_{c,t}$ ，生产函数为： $Y_{c,t} = (A_{c,t} K_{c,t-1}^{\psi_c} N_{c,t}^{1-\psi_c})^{\gamma_c} (L_{c,t})^{(1-\gamma_c)}$ 。其中， $Y_{c,t}$ 为非房地产部门的产出， $A_{c,t}$ 为非房地产部门技术冲击， ψ_c 为资本在非土地要素复合投入中的份额， γ_c 为非土地要素复合投入所占份额。

（二）零售商

为了引入价格粘性，假设存在调整名义价格的隐性成本，并且与 Bernanke et al. (1999) 的研究一致，在零售层面存在垄断竞争。存在一个连续统的零售商，总测度为 1，用 z 索引。零售商在竞争市场上以 $P_{c,t}$ 的价格从非房地产部门购买中间产品 $Y_{c,t}$ ，无成本地将其差异化

为 $Y_t(z)$ ，并以 $P_t(z)$ 的价格出售 $Y_t(z)$ 。最终产品为 $Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(z)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} dz \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$ ，其中 $\varepsilon >$

1。由此可得价格指数为 $P_t = \left(\int_0^1 P_t(z)^{1-\varepsilon} dz \right)^{1/(1-\varepsilon)}$ ，因此每个零售商面临的个体需求曲线为 $Y_t(z) = (P_t(z)/P_t)^{-\varepsilon} Y_t$ 。每个零售商在给定 $P_{c,t}$ 和需求曲线的情况下选择销售价格 $P_t(z)$ 。零售商在每个时期仅以 $1 - \theta$ 的概率调整价格。用 $P_t^*(z)$ 表示“重置”价格。最优的 $P_t^*(z)$ 满足以下条件：

$$\frac{P_t^*}{P_t} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left(E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \frac{C_{t+k}^R}{C_t^{R-\sigma}} \left(\frac{P_{t+k}}{P_t} \right)^{\varepsilon} \frac{P_{c,t+k}}{P_{c,t}} Y_{t+k} \right) / \left(E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \frac{C_{t+k}^R}{C_t^{R-\sigma}} \left(\frac{P_{t+k}}{P_t} \right)^{\varepsilon-1} Y_{t+k} \right)$$

其中， $\beta^k C_{t+k}^R / C_t^{R-\sigma}$ 是高收入家庭的跨期贴现因子， $P_{c,t}/P_t$ 是边际成本。这个条件表明， P_t^* 使预期贴现后的边际收益等于预期贴现后的边际成本。

（三）非房地产部门资本品生产商

参考标准的 DSGE 文献（Christensen and Dib，2008）关于资本品生产的刻画，假设每期非房地产部门都将折旧后的剩余资本品 $(1-\delta)K_{c,t-1}$ 出售，而非房地产部门资本品生产商从非房地产部门购入折旧后的资本并结合新增加的投资 $I_{c,t}$ 生产最终的资本品，该资本品将在下一期进入企业的生产。在此过程中，假设存在一定的调整成本，借鉴 Iacoviello（2005）的工作，可以得到非房地产部门资本积累方程如下：

$$K_{c,t} = (1-\delta)K_{c,t-1} + \left[I_{c,t} - \chi_k / 2 (I_{c,t} / K_{c,t-1} - \delta)^2 K_{c,t-1} \right]$$

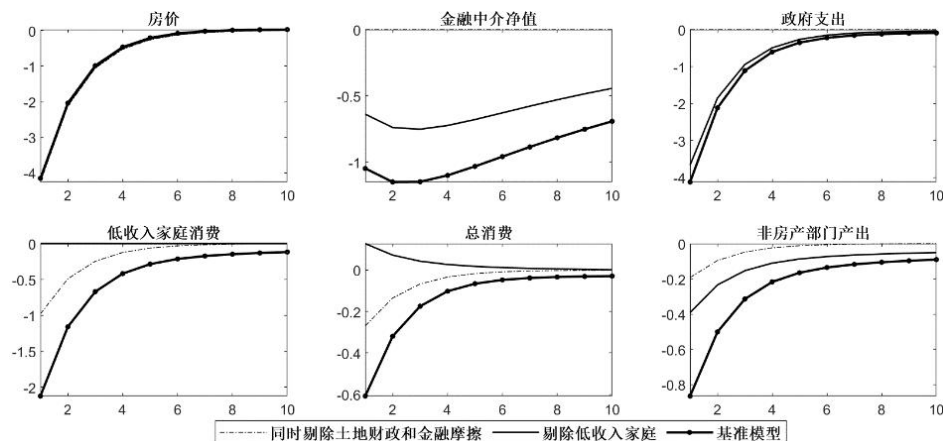
附录 5 贝叶斯参数估计

附表 1 展示了待估参数的先验均值与贝叶斯估计结果。在本文的参数校准与估计下，模型中投资占 GDP 比重的稳态值为 40.89%，政府支出占 GDP 比重为 7.25%¹。上述结果与实际数据较为吻合。根据 Wind 数据，2005—2024 年，投资占 GDP 比重的波动范围为 39.61%至 46.55%；2010—2024 年，我国土地出让收入中实际用于政府支出的部分占 GDP 比重的波动范围为 3.74%至 7.39%。模型所得稳态值均落在实际数据波动区间内，验证了参数设定的合理性。

附表 1 贝叶斯参数估计

参数	参数含义	先验分布	后验均值	90%置信区间
n	低收入家庭比例	beta[0.3600,0.0020]	0.3592	[0.3562,0.3630]
γ_h	房地产部门非土地要素份额	beta[0.8100,0.0020]	0.8106	[0.8077,0.8139]
γ_c	非房地产部门非土地要素份额	beta[0.9500,0.0020]	0.9502	[0.9471,0.9530]
ψ_h	房地产部门非土地要素中资本要素占比	beta[0.7400,0.0020]	0.7405	[0.7378,0.7432]
ψ_c	非房产部门非土地要素中资本要素占比	beta[0.3200,0.0020]	0.3155	[0.3130,0.3185]
j	住房偏好系数	gamm[1.1000,0.0100]	1.0999	[1.0851,1.1164]
ω	每一期加入银行的比率	beta[0.0045,0.0008]	0.0048	[0.0032,0.0061]
ρ_π	利率对预期通胀的反应系数	gamm[1.1000,0.0020]	1.0999	[1.0968,1.1028]
ρ_{GDP}	利率对 GDP 的反应系数	beta[0.0300,0.0020]	0.0310	[0.0277,0.0339]
ρ_j	住房偏好冲击持续性参数	beta[0.5000,0.0020]	0.4999	[0.4958,0.5029]
$\sigma_{\varepsilon_{j,t}}$	住房偏好冲击标准差	invlg[1.0000,0.0200]	0.9947	[0.9657,1.0340]

注：先验分布列中括号内的值分别为分布的先验均值与标准差，beta、gamm 和 invg 分别表示贝塔分布、伽马分布和逆伽马分布。低收入家庭比例 n 的先验均值参考了姚健等（2022），其基于 CHFS 数据，使用门槛回归方法估计后发现中国至少有 36%的家庭是月光族家庭。限于篇幅，本表仅列示住房偏好冲击的持续性参数与标准差的贝叶斯估计结果；其他冲击的持续性参数及对应标准差的估计结果从略。



附图 2 不同收入群体、金融摩擦渠道以及土地财政渠道对经济影响的强弱对比

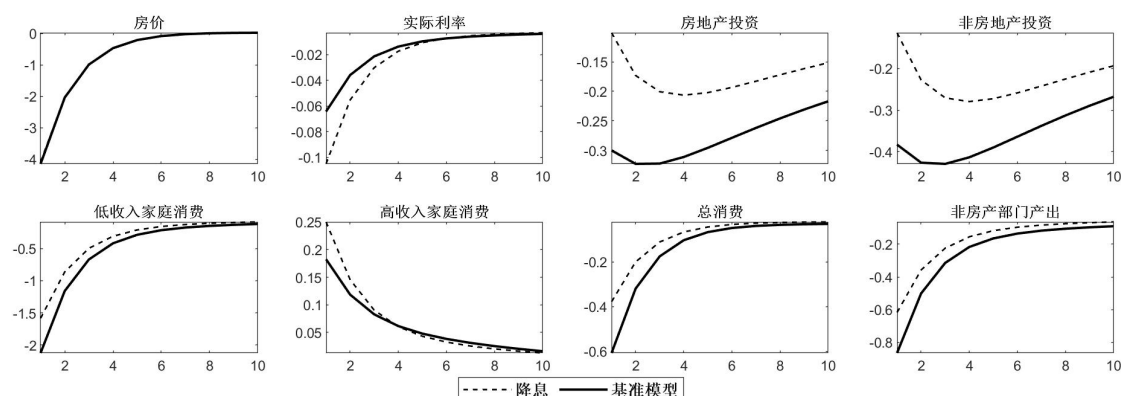
¹ 需要说明的是，本文模型中政府收入仅来源于土地出让，且全部用于政府支出，因此模型中的政府支出占 GDP 比重并不对应广义政府消费占 GDP 比重，而是对应土地出让收入中实际用于政府支出的部分占 GDP 的比重。

附录6 不同收入群体、金融摩擦渠道与土地财政渠道的作用对比

作为正文机制分析的补充与稳健性检验，本附录进一步分析了不同收入家庭群体、金融摩擦渠道以及土地财政渠道的相对重要性。为了清晰展现低收入家庭对总消费下滑的决定性影响，附图2绘制了同时剔除土地财政和金融摩擦情形与剔除低收入家庭情形的对比。可以看出，同时剔除土地财政和金融摩擦时，总消费虽仍呈下降趋势，但降幅相比基准模型更缓；若不剔除土地财政和金融摩擦，仅剔除低收入家庭，总消费反而出现上升。这表明土地财政和金融摩擦仅放大了对消费的负面影响，而核心机制在于低收入家庭的存在，正是这一因素使得房价下跌时总消费下滑。

附录7 降息政策模拟分析

附图3为房价下跌情境下降息政策与基准模型的对比分析图。降息政策推动实际利率下降，一方面使得银行部门对两类生产部门贷款的风险溢价下降，有效缓解了两类生产部门的投资下滑；另一方面实际利率的下降进一步推升高收入家庭的消费水平，两方面因素共同缓解了非房地产部门产出的下滑。同时，附图3还显示，降息对非房地产部门产出下滑的缓解作用，主要通过直接缓冲投资下滑来实现，而经由就业与收入传导至消费的间接路径，对低收入家庭消费及总消费下滑的缓解作用则相对较弱。



附图3 房价下跌时降息政策与基准模型对比图

参考文献

- [1] 陈创练和戴明晓，2018，《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》，《经济研究》第9期，第52~67页。
- [2] 甘犁、赵乃宝和孙永智，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。
- [3] 侯成琪和肖雅慧，2022，《住房价格与经济增长：基于中间品需求渠道及其乘数效应的分析》，《经济研究》第4期，第120~137页。
- [4] 梅冬州、崔小勇和吴娱，2018，《房价变动、土地财政与中国经济波动》，《经济研究》第1期，第35~49页。
- [5] 姚健、臧旭恒和周博文，2022，《中国居民边际消费倾向异质性与消费潜力释放——基于家庭信贷和资产配置视角的分析》，《经济学动态》第8期，第45~60页。
- [6] Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist, 1999, "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", *Handbook of Macroeconomics*, 1, pp.1341~1393.
- [7] Christensen, I. and A. Dib, 2008, "The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model", *Review of Economic Dynamics*, 11(1), pp.155~178.
- [8] Iacoviello, M., 2005, "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, 95(3), pp.739~764.
- [9] Kaplan, G., B. Moll and G. L. Violante, 2018, "Monetary Policy According to HANK", *American Economic Review*, 108(3), pp.697~743.