

投机性预期视角下的房价波动与宏观经济周期

张同斌 陈丹妮 吴化斌 欧声亮

目录

附录 I 实证结果的稳健性	1
I.1 实证数据说明	1
I.2 城市异质性分析	1
I.3 理性预期检验	3
附录 II 稳健性估计与量化分析	4
II.1 稳健性估计	4
II.2 投机性水平的稳健性分析	6
II.3 投机性预期的对称性	7
附录 III 房地产税政策分析	8
III.1 房地产税率求解	8
III.2 政策调控效果	8
III.3 稳态分析	10

附录 I 实证结果的稳健性

I.1 实证数据说明

在我国,质量最高覆盖时间最长的房价预期调查数据来自中国人民银行城镇储户问卷调查报告。该调查每个季度在全国 50 个大中小城市、400 个银行网点各随机抽取 50 名储户,全国共 20000 名储户。问卷包括收入感受指数、就业感受指数、物价和房价预期以及消费、储蓄和投资意愿等四个部分。在房价预期方面,问卷设置了下季度房价预期涨幅的四项定性选择,分别为“上涨”“基本不变”“下降”和“看不准”。

本文第二部分中使用了该调查数据,样本区间为 2011 年第三季度到 2019 年第四季度,其中 2012 年第二季度到 2013 年第一季度的数据缺失。我们参照央行构建物价和就业预期增速指数的方法将定性选择转换为定量指数。首先剔除“看不准”的样本,然后分别对预期“上涨”“基本不变”和“下降”的居民占比赋予权重 1、0.5 和 0 后求和得到房价预期增速指数^①。

由于新房价格会受到限价政策的影响,不能很好地反映市场供需关系的变化,本文使用国家统计局 70 个大中城市二手住宅销售价格环比增速数据构建房价指数。同时使用国家统计局全国居民消费价格(CPI)中租房房租环比增速数据构建房租指数。我们将样本区间中第一期的前一期单位化为 100,进而使用环比增速构建指数。在数据平稳性方面,本文模型假设了平稳增长路径。由于非理性预期在长期中会收敛至理性预期,房价和房租具有共同趋势,因此作为解释变量的房价房租比是平稳的随机变量。同时,作为被解释变量的实际房价增速作为房价指数的一阶差分也是平稳的,另一被解释变量预期增速根据模型的预期形成方式也是平稳的。在实证上,解释变量和被解释变量都拒绝了 DF-GLS 检验中不平稳的原假设。所以不需要进行去趋势处理,这与文献是一致的(Adam et al., 2017; Adam et al., 2025; Greenwood and Shleifer, 2014)。

I.2 城市异质性分析

在第二部分中,我们通过实证分析发现公众的房价增速预期在全国层面呈现出顺周期的特点,但考虑到我国房地产市场在不同城市间的差异性可能较大,本节将分一、二、三线城市分别检验不同类别城市的房价增速预期是否依然具有顺周期的性质。在数据方面,我们的检验受到两方面的限制。一是央行只公布了全国层面的预期调查数据,并没有城市层面的数据。因此,我们依然只能选用根据全国层面数据构建出的预期指数 $E_t^p q_{t+1}$ 。二是城市层面的房租数据缺失较大,缺乏足够时间长度的房价房租比指标,因此我们选用房价指标作为替代。但由于房价本身具有趋势性,不是平稳的时间序列,不适合采用第二部分中的回归分析,本节选择检验增速预期与房价之间的相关系数。

表 I 1 展示了房价增速预期与各城市房价之间的相关系数,其中 $q_{1,t}$ 、 $q_{2,t}$ 和 $q_{3,t}$ 分别表示一、二、三线城市的房价。如表所示,房价增速预期与各城市房价均呈现显著的正相关性,具有稳健的顺周期特点。房价越高(低)时,公众的预期就越乐观(悲观)。比较不同城市间的相关系数可以发现,二、三线城市的相关系数高于一线城市,且 p 值更小。

对于相关性的城市差异,我们认为至少存在三种解释。一是样本权重不匹配。预期数据来自全国层面的抽样调查。抽样方法是中国人民银行在全国 50 个大中小城市、400 个银行网点各随机抽取 50 名储户。由于一线城市数量在全国所占比重较小,因此一线城市样本占总样本的比例可能偏低。根据 Kuchler and Zafar (2019),公众主要基于本地房价的信息形成对于未来全国房价的预期,而我国不同级别城市间房价相关性存在差异。一线城市房价

^① 0 的权重是相对值,并不代表忽略了认为房价下跌的居民信息。作为稳健性检验,我们将“下降”的居民权重设为-1。所得指数与原指数的相关系数超过 0.99,权重改变未影响实证结果。

与二、三城市房价的相关系数为 0.68 和 0.59，而二、三城市之间房间的相关系数为 0.89。因此，样本比重较小的一线城市与全国房价增速预期的相关系数较低。

二是我国不同级别城市间住房功能存在差异。一线城市的房产相较于其他城市而言是更加优质的资产，具有储值功能。Dong et al. (2021) 认为在面对不确定性时，我国居民往往基于储值保值的考虑购买房屋资产。公众购买一线城市房产时，除投机性动机之外，还存在比二、三线城市更强的储值动机，从而削弱了一线城市房价增速预期与当期房价的相关性。

表 1 房价增速预期与不同城市房价的相关系数

	相关系数	p 值
$\text{corr}(E_t^p qg_{t+1}, q_{1,t})$	0.322*	0.083
$\text{corr}(E_t^p qg_{t+1}, q_{2,t})$	0.465***	0.010
$\text{corr}(E_t^p qg_{t+1}, q_{3,t})$	0.530***	0.002

注：***代表 1% 水平下显著，*代表 10% 水平下显著。

三是一线城市的调控力度往往大于二、三线城市，从而抑制了房地产市场的投机性。为了验证这一猜测，我们计算了不同城市在滚动窗口样本上的相关系数。图 I 1 展示了这一结果。图中的横坐标代表滚动窗口的起始时间，样本区间为 20 个季度。从图中可以看出，三线城市的相关系数一直较高，维持在 0.7—0.8 之间。一线城市的相关系数在前期较低，在后期快速提高。二线城市的相关系数在前期高于一线，但低于三线，在后期同样快速提高。根据盛松成等（2021），2009 年后随着房地产市场趋热，政策开始抑制房价。2010 年，国务院发布《关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》，2011 年发布国八条，2013 年发布《关于继续做好房地产市场调控工作的通知》等。这些调控政策主要针对房地产市场热点城市，特别是一线城市。而自 2015 年开始，随着经济下行压力加大，房地产市场的抑制性政策纷纷转向为刺激性政策。滚动窗口中的相关系数变化与政策变化基本一致。调控政策趋紧时，投机性较弱，相关系数较低；调控政策放松时，投机性较强，相关系数较高。自 2018 年开始，“房住不炒”的各类型政策纷纷落地，如图 I 1 所示，各城市最后时期相关系数均开始下降。这验证了房地产市场调控政策对于投机行为的抑制作用，也可以部分解释一线城市相关系数较低的现象。

房地产市场城市异质性的进一步讨论需要未来深入探索，如建立房地产市场的异质性预期模型，投机性动机与储值性动机相结合的模型以及构建房地产市场调控政策指数等。

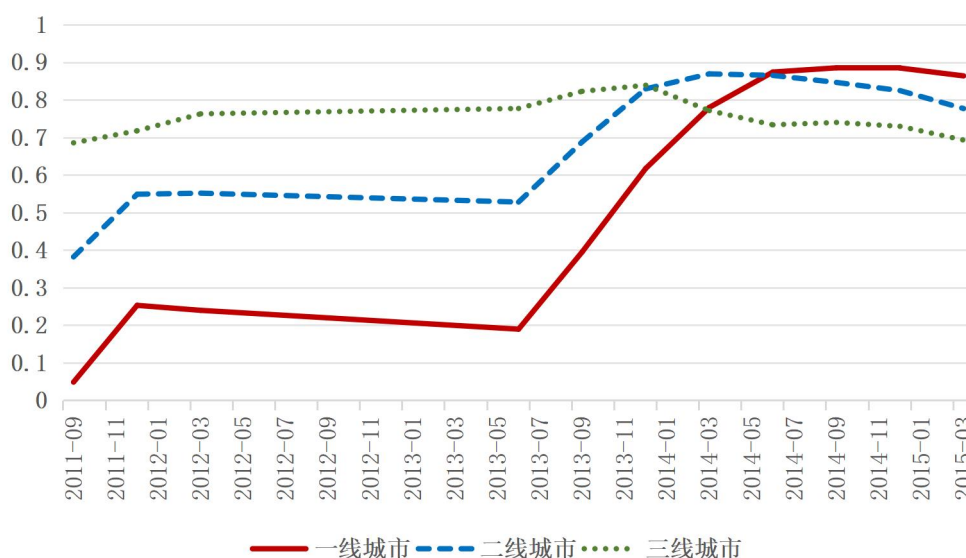


图 I 1 房价增速预期与不同城市房价滚动窗口的相关系数

I.3 理性预期检验

在第二部分的理性预期检验中，我们根据文献（Greenwood and Shleifer, 2014; Adam et al., 2017; Adam et al., 2023），只选择了房价房租比作为被解释变量，其他与房价房租比不相关，但用于形成预期的信息均包含在扰动项中。该回归模型可能遗漏公众预期形成中与房价房租比相关的变量。因此，本小节在第二部分的回归模型中加入房价上期涨幅作为控制变量，以检验结果的稳健性。回归模型如下：

$$E_t^P qg_{t+1} = a_e + c_e * PR_t + d_e * qg_{t-1} + u_{e,t}, \quad (I1)$$

$$qg_{t+1} = a_r + c_r * PR_t + d_r * qg_{t-1} + u_{r,t+1}, \quad (I2)$$

其中 qg_{t-1} 是房价上期涨幅。其他变量的定义与第二部分保持一致。

回归结果在表 I 2 中报告。从表中可以看出，加入新的控制变量并不改变第二部分的主要结果。预期增速与房价房租比同向变动，实际增速则反向变动。同时，我们可以在 5% 的显著性水平下拒绝理性预期的原假设。在两个回归模型中，虽然控制变量 qg_{t-1} 估计值的符号相同，但统计检验也拒绝了两者相同的原假设，进一步证明公众的主观预期不同于理性预期。

表 I 2 预期与实际房价增幅的实证结果

	$\hat{c}_e$	$\hat{c}_r$	p 值
$H_0: c_e = c_r$	0.489** (0.209)	-6.520** (3.164)	0.027**
	$\hat{d}_e$	$\hat{d}_r$	
$H_0: d_e = d_r$	0.023*** (0.007)	0.428*** (0.149)	0.006***

注：***代表 1% 水平下显著，**代表 5% 水平下显著，*代表 10% 水平下显著。

附录 II 稳健性估计与量化分析

II.1 稳健性估计

图 II 1 展示了使用房价指数 II 估计的参数值得到的脉冲响应结果，与正文一致，我们讨论一标准差房屋需求的正向冲击。其中，纵坐标表示变量偏离稳态的百分比；黑色实线代表理性预期下的脉冲响应，蓝色虚线代表投机性预期下的脉冲响应。在理性预期下，房价反映了房屋的基本面价值，即居住价值；而在投机性预期下，房价会偏离房屋的居住价值，产生我们在第三部分指出的投机性泡沫。对比使用统计局房价数据 I 的结果（由正文图 1 给出），投机性预期导致房价脱离居住价值，产生投机性泡沫，进而放大房地产部门乃至宏观经济波动的相关结论均比较稳健。另外，我们可以比较两组不同参数下的结果。当学习速率越高时，房价增速预期的更新速度和响应程度就会越高，从而导致房价以及整体宏观经济的波动程度越大。所以，当公众在媒体宣传等多重因素影响下，更快地更新其投机性预期时，会引发宏观经济更大的无效率波动，造成更严重的脱实向虚。

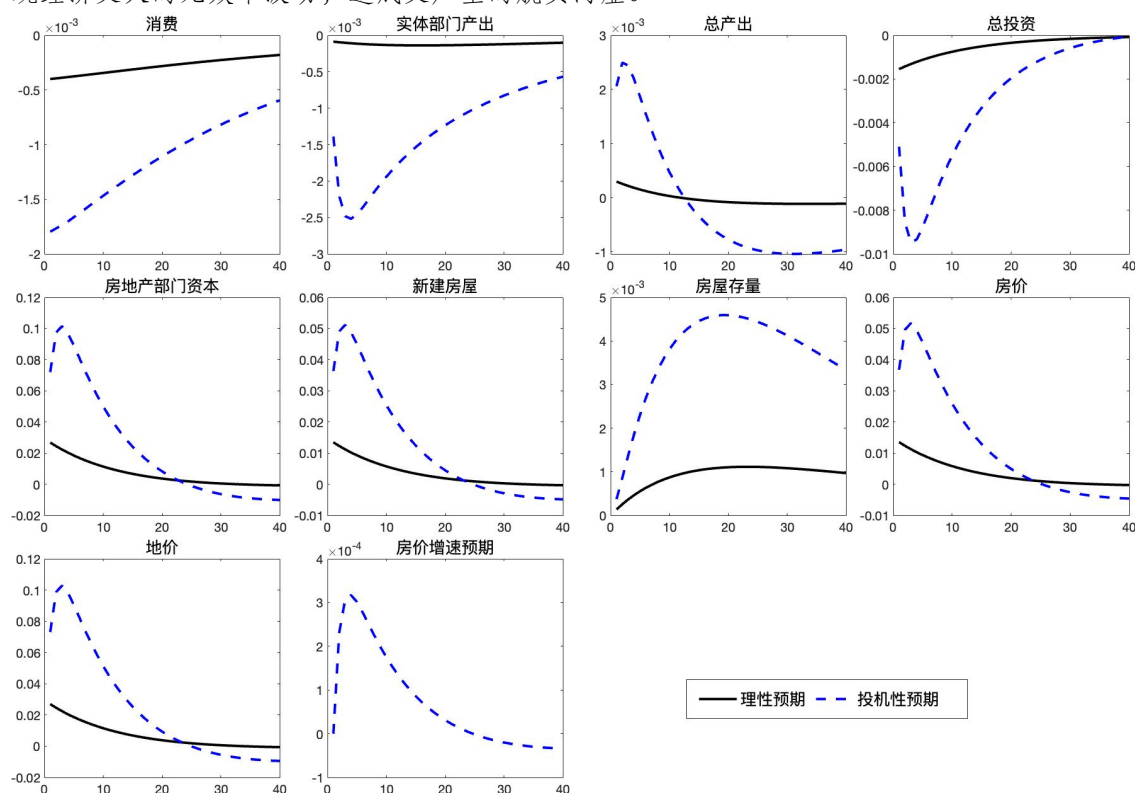


图 II 1 正向房屋需求冲击的脉冲响应：房价数据 II

作为稳健性结果，我们使用单侧 HP 滤波对两组宏观数据进行去除趋势处理，贝叶斯参数估计的结果由表 II 1 给出，估计值与正文中使用增长率数据的基准估计结果一致。如表所示，参数的估计值均较合理，使用两组房价指数对外生冲击参数的估计影响不大。另外，从学习速率 g 的角度来看，因为房价指数 II 的波动显著大于房价指数 I，模型的机制意味着在房价指数 II 中更高的预期更新速度， g 的估计值从房价指数 I 的 0.0036 上升到了房价指数 II 中的 0.0061。在关于资产价格的适应性学习预期文献中，学习速率一般估计值为 0.002—0.02 之间（Adam et al., 2012; Adam et al., 2016），使用稳健数据的估计结果也与文献一致。

表 II 1 贝叶斯估计参数：单侧 HP 滤波数据

参数	先验分布			后验分布			
	分布	均值	标准差	房价指数 I		房价指数 II	
				均值	90% 概率区间	均值	90% 概率区间
ρ_A	Beta	0.8	0.1	0.9654	[0.9538,0.9773]	0.9641	[0.9521, 0.9763]
ρ_{A_h}	Beta	0.8	0.1	0.9979	[0.9962,0.9997]	0.9983	[0.9968, 0.9997]
ρ_χ	Beta	0.8	0.1	0.9606	[0.9309,0.9887]	0.9240	[0.8879, 0.9641]
σ_A	Inv_gamma	0.001	0.01	0.0181	[0.0157,0.0207]	0.0182	[0.0155, 0.0208]
σ_{A_h}	Inv_Gamma	0.001	0.01	0.1947	[0.1573,0.2332]	0.2310	[0.1841, 0.2748]
σ_χ	Inv_Gamma	0.001	0.01	0.0337	[0.0288,0.0383]	0.0397	[0.0338, 0.0455]
g	Beta	0.03	0.01	0.0064	[0.0047, 0.0081]	0.0082	[0.0066, 0.0097]

考察使用滤波数据估计的参数值得到的脉冲响应结果,我们的主要结论均和正文第三部分保持一致。使用两组稳健性参数估计值的脉冲响应由图 II 2 和图 II 3 给出。总体来说,投机性预期导致房价脱离居住价值,产生投机性泡沫,进而放大房地产部门乃至宏观经济波动的相关结论均比较稳健。

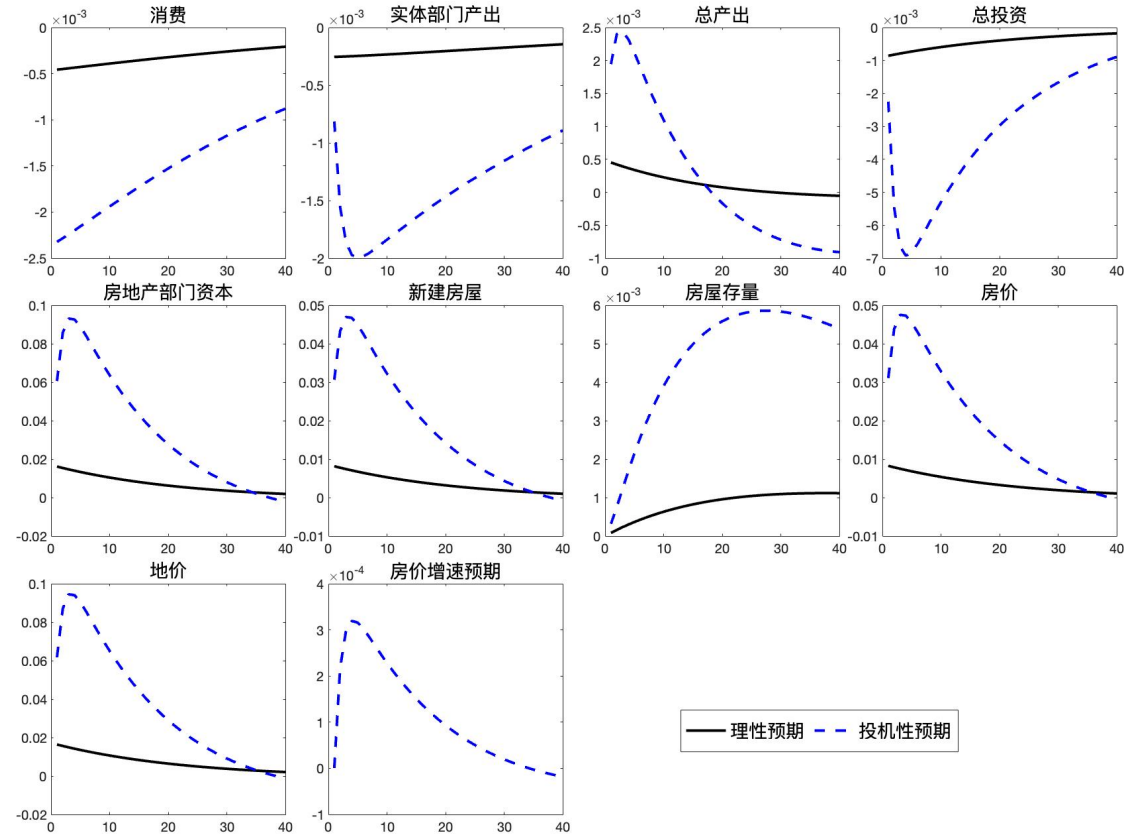


图 II 2 正向房屋需求冲击的脉冲响应：单侧 HP 滤波数据（I）

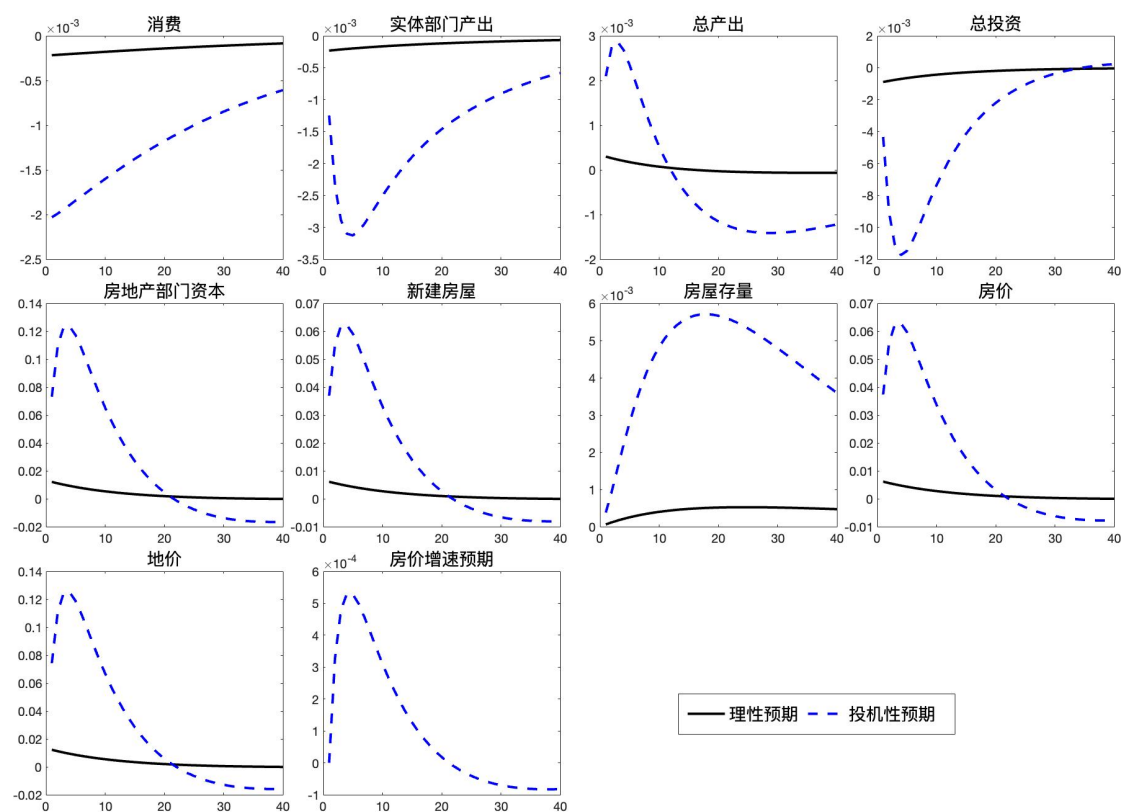


图 II.3 正向房屋需求冲击的脉冲响应：单侧 HP 滤波数据 (II)

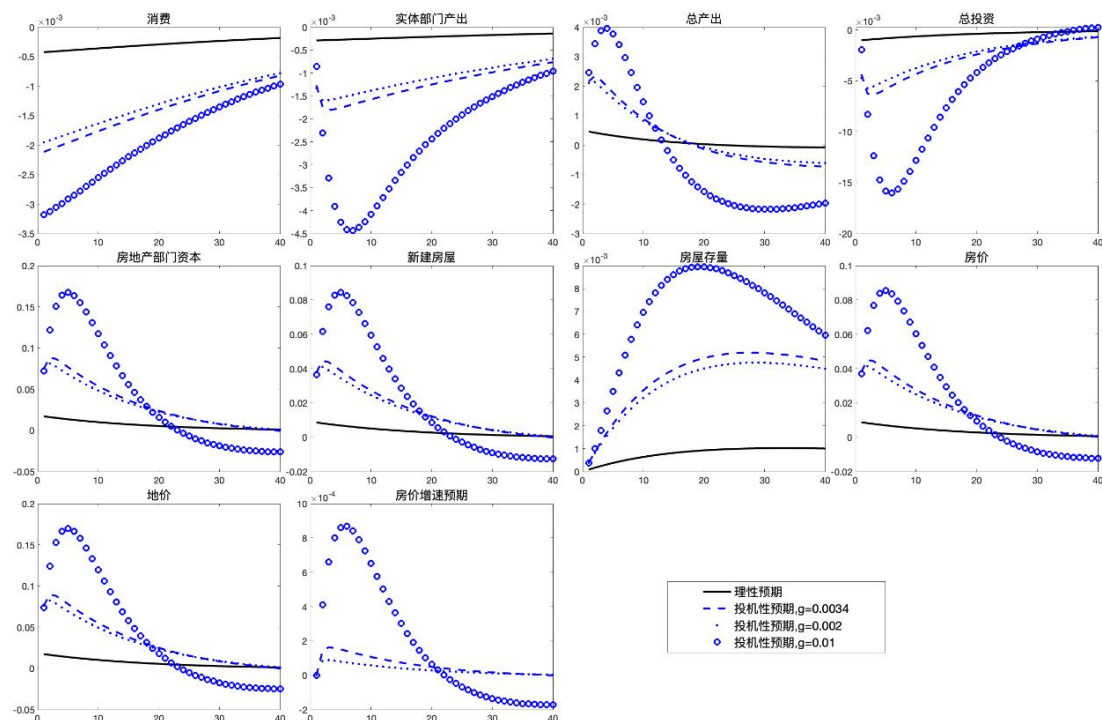


图 II.4 正向房屋需求冲击的脉冲响应与投机性程度

II.2 投机性水平的稳健性分析

另外，考虑到资产价格文献中学习速率 g 的取值跨度较大，我们也对此进行了稳健性检验。图 II.4 给出了不同的投机性水平下正向房屋需求冲击的脉冲响应，实线代表理性预期下的结果，短划线、点线和圆圈线分别代表基准估计、 $g = 0.002$ 与 $g = 0.01$ 的情况。 g 取值较

大时模型没有稳定解，因此我们只展示 $g = 0.01$ 的结果，其他参数均使用基准估计值。总的来说，我们的核心结果均比较稳健，学习速率 g 取值越高，家庭购房的投机性越强，导致房价脱离房屋居住价值的正反馈机制越强，房地产部门乃至宏观经济的波动更加剧烈，脱实向虚的现象也越发严重。

II.3 投机性预期的对称性

最后，我们在正文第4.2节指出，投机性预期在线性化模型中的机制应该是对称的，负向需求冲击下的脉冲响应由图 II 5给出。

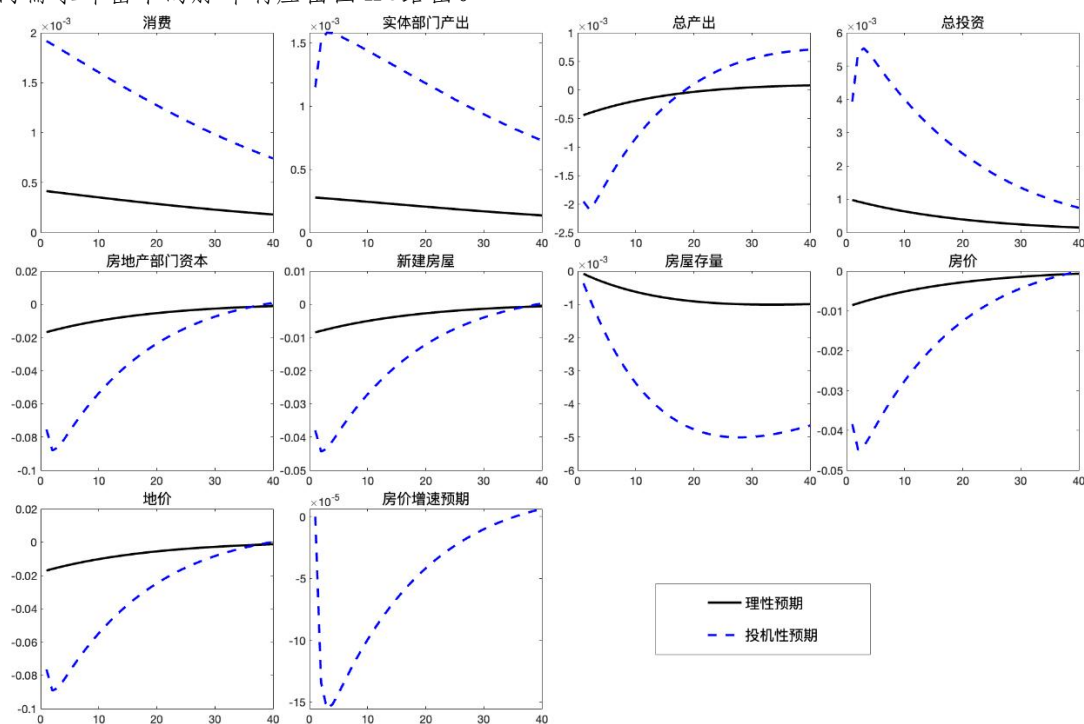


图 II 5 负向房屋需求冲击的脉冲响应

附录 III 房地产税政策分析

III.1 房地产税率求解

在正文第五部分的内容中，我们以最大化社会福利的无条件期望为目标进行求解，得到的最优税率为 1.2%。另外，我们在不同的学习速率 g 取值下进行了求解，简要讨论投机性程度的高低对政策变量取值的影响，结果由图 III1 给出。总的来说，投机性预期变化越强，实现最优目标所需的政策力度越大。与基准情况下 1.2% 的税率相比，当 $g=0.01$ 时，最优固定税率将上升至 1.3%。

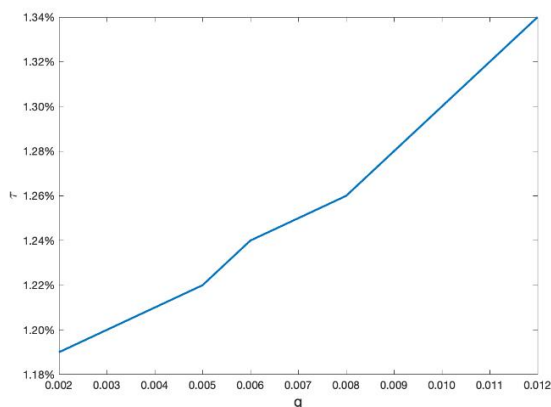


图 III.1 最优固定税率与投机性水平

III.2 政策调控效果

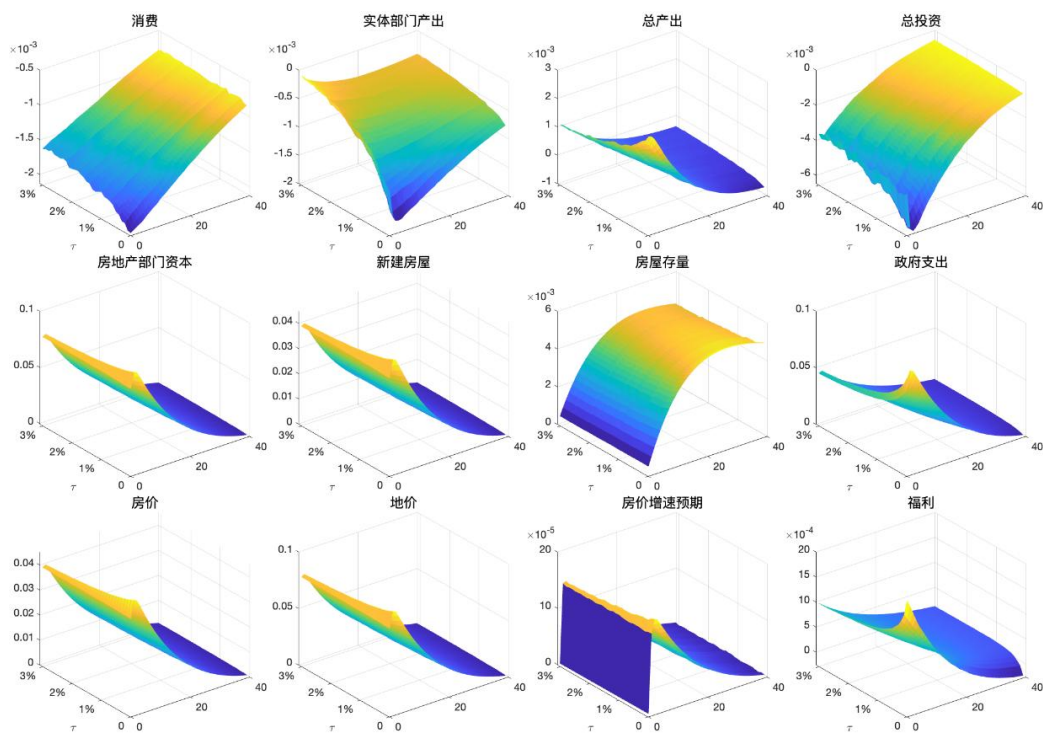


图 III.2 正向房屋需求冲击的脉冲响应：不同房地产税率值的结果

图III2使用基准(I)参数报告了各变量在投机性预期下对一标准差房屋需求冲击的脉冲响应结果。图中房地产税率取值从0到3%，从而包含了正文第5.1节图2的结果。如图所示，随着房地产税率上升，对于房地产部门投机性预期的调控效果有所上升，在超过最优税率后的政策效应提升比较有限，而且过高的房地产税会损害社会福利。考虑无房地产税与实施最优税率1.2%对比并结合稳态值分析，无房地产税时，在经济受到房屋需求冲击后，投机性预期下房价增速预期很快提升，最高上升约0.017%，房价和地价最高上升约5%和9%左右，对应变化值约0.02个单位和0.10个单位。消费和实体部门产出最高下降约0.2%，对应变化值约0.004个单位和0.006个单位，总产出由于房地产部门的扩张得以上升约0.25%，即0.007个单位左右。在实施最优固定税率后，房价增速预期的上升幅度降低至最高约0.015%，房价和地价最高上升约4%和8%，对应变化值约0.03个单位和0.13个单位，由于房价和地价的稳态值明显降低，房地产税对投机性预期放大房地产部门扩张的缓解效果仍然是显著的。消费和实体部门产出最高下降约0.17%和0.07%，对应变化值约0.004个单位和0.002个单位，相比无房地产税时，实体部门受到的挤出效应有明显的缓解。总产出最高上升0.15%左右，即0.004个单位左右，响应强度和变化值均明显低于无房地产税的情况。总体来说，与正文第五部分的结论一致，我们可以认为房地产税是实现“房住不炒”政策目标的一项有力工具，能够有效地缓解经济脱实向虚以及宏观经济周期的波动。

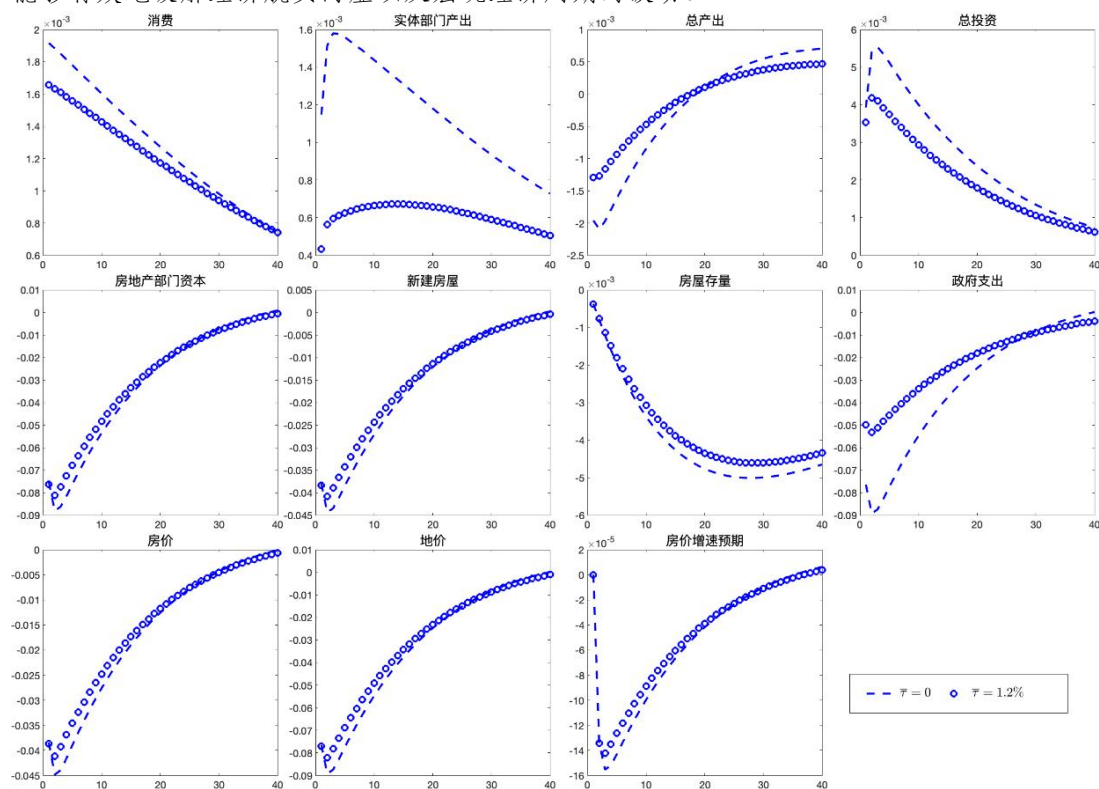


图 III 3 负向房屋需求冲击下的房地产税政策调控

另外，图III3给出了负向房屋需求冲击下房地产税的调控效果，参数均使用基准估计值，此时的机制同样与正向冲击的情况对称。无房地产税时，投机性预期造成了房价下行与房价增速预期下行之反馈，导致总产出和房价、地价过度下跌，并对地方政府财政收入带来巨大挑战。而房地产税的实行缓解了总产出和政府支出的损失，随着房价下跌，家庭需要缴纳的税收也减少，缓冲了部分投机性抛售导致的房价降幅。需要指出的是，如正文第5.2节所指出的，不论在经济上行还是下行周期，仅从平抑波动的角度出发探讨房地产税的调控效果可能是不全面的，对推行房地产税政策的权衡需结合经济波动和稳态变化（以及转移动态）进行分析。

III.3 稳态分析

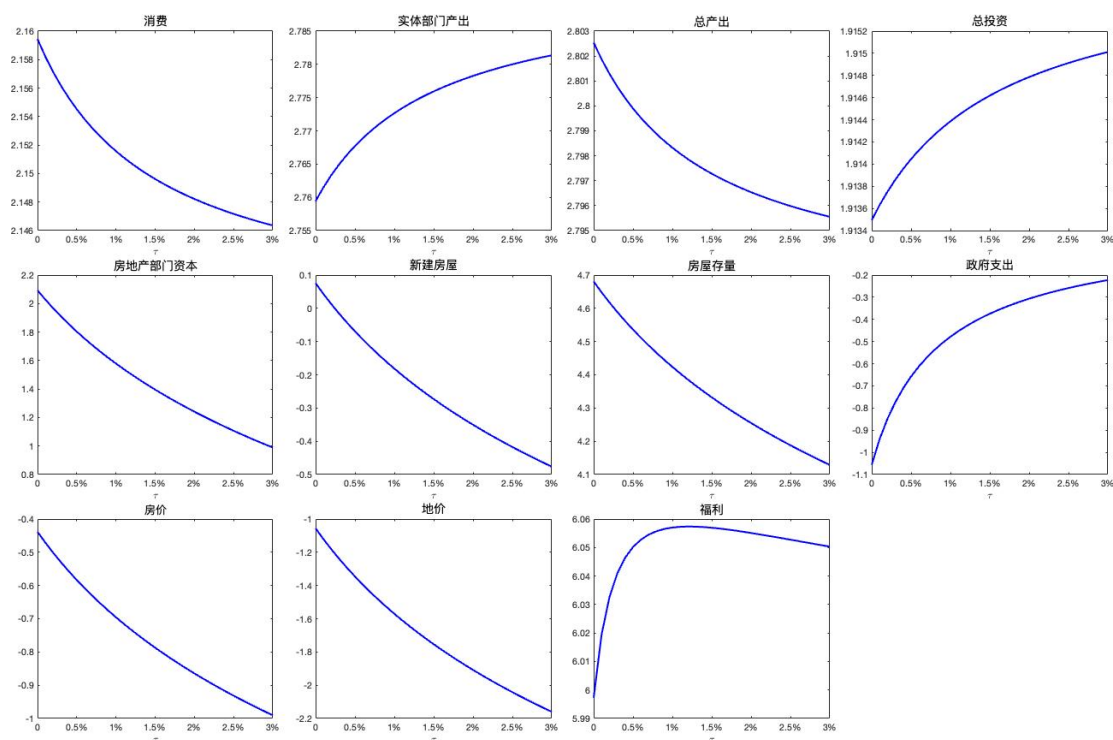


图 III.4 房地产税率与主要变量稳态值

考虑到不同的固定税率所对应的稳态不同,我们另外比较了不同房地产税率下的模型稳态值,使用基准参数估计值的结果由图III.4给出。值得注意的是,投机性预期在稳态时会收敛至理性预期。结果表明,当房地产税上升,房地产部门的挤出效应随之缓解,实体部门的产出增加,但房地产部门的投入和产出均持续下降。同时,房价和地价的稳态值不断下降。房地产税率上升带来的税源增加效应超出了对于房价和地价的抑制作用,因此政府支出表现出随税率上升而增长的趋势,导致社会福利在这一阶段内持续提升。另一方面,作为一种扭曲税,过高的房地产税可能会损害社会福利。随着税率上升,家庭的收入减少,消费将持续下降,并且房地产部门的严重收缩给总产出带来了不可忽视的损失,总产出的稳态值随税率上升而持续降低。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。