

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*

摘 要: 本文从投机性非理性预期的视角出发,分析基于学习效应的投机性预期造成房价持续波动的内生机制及其对宏观经济周期的影响,并进一步探讨政策应对措施。本文发现投机性预期会使得房屋价格脱离其居住价值,产生投机性泡沫,进而放大宏观经济周期波动。房地产市场的过度繁荣会抑制消费,挤出实体部门的产出,造成宏观经济脱实向虚;房地产市场过冷则会影响经济复苏,拖累财政收入。引入房地产税虽然可以抑制投机行为和稳定经济周期,但会在趋势上导致总产出显著下滑,带来经济阵痛。因此,推行房地产税的时机需要谨慎抉择。

关键词: 投机性预期;房价波动;经济周期

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.04.09

一、引 言

房地产行业是我国宏观经济的重要组成部分。2021 年,房地产开发投资达固定资产投资的 26.7%。按增加值测算,2020—2024 年房地产业占 GDP 的平均比重即直接贡献达 7%。保持房地产市场的平稳运行是确保我国宏观经济稳定发展的关键所在。自 1998 年城镇住房制度改革以来,房地产价格经历了多轮快速上涨。根据国家统计局数据,1999—2020 年,35 个城市的住宅销售价格平均上涨了 6 倍。2003—2013 年间,我国一、二线城市的年均房价上涨幅度约为 13.1%,远高于美国 1996—2006 年房价大繁荣期间一线城市 5% 的房价上涨幅度(Glaeser et al., 2017)。现有研究表明,投机性炒房是推动房价快速上涨的重要原因(高波等,2013;况伟大,2010)。但自 2022 年以来房地产市场持续面临深度调整,二手房挂牌量激增,市场供需关系发生变化,对宏观经济的复苏带来挑战,促进房地产市场止跌回稳成为政策焦点。

房地产市场中“追涨杀跌”式的投机性预期会导致房价脱离其居住价值而持续波动,产生泡沫,进而放大宏观经济的周期波动。为此,中央经济工作会议多次强调投机性炒房这一重要问题,为了促进房地产市场的平稳健康发展和宏观经济的平稳增长,稳定预期成为近年来的重要政策目标。投机性预期下的炒房行为及其政策调控在社会各界引起了广泛讨论,但目前相关的学术研究仍有局限。本文将结合数据和理论模型分析投机

* 张同斌、陈丹妮、吴化斌,上海财经大学经济学院;欧声亮,上海交通大学安泰经济与管理学院。通信作者及地址:吴化斌,上海市杨浦区武川路 111 号上海财经大学经济学院辅楼 415 室,200433;电话:021-65902050;E-mail:wu.huabin@sufe.edu.cn。作者感谢期刊编辑和匿名审稿人的宝贵意见,同时感谢国家自然科学基金(72173076、71850002、72103121)的资助和支持。

性预期在我国房价波动以及宏观经济周期中的重要作用,以及通过抑制投机性需求使住房回归居住属性的政策路径和利弊权衡。

根据中国人民银行城镇储户问卷调查报告,我们发现房地产市场估值指标与预期增长指数之间存在显著的正相关关系,即估值越高(低),人们预期房价继续上涨的幅度也会越高(低)。一方面,这样的公众预期与理性预期不相符;另一方面,这也是房地产市场产生投机炒作现象,越涨(跌)越买(卖),越买(卖)越涨(跌)的根源。为了准确刻画我国房地产市场中的投机炒作行为,我们在动态随机一般均衡分析框架中引入了具有微观基础的非理性预期形成方式,即假设人们会根据房价的主观预期与真实房价之间的关系来学习更新下一期的主观预期。在这一学习效应的作用下,当真实房价由于外生冲击提高(降低)时,人们对房价的主观预期也会上调(下调),从而导致投机性需求增加(减少),并进一步推高(压降)房价,形成实际房价与房价增速预期之间的正反馈机制。

我们使用国家统计局关于房地产市场和宏观经济的相关数据对模型参数进行了校准和估计。考虑到可能存在的测量误差,我们还使用了 Fang et al. (2016) 基于商业银行房贷数据构造的房价指数进行了稳健性分析。在此基础上,我们进行了政策模拟分析,发现相对于在理性预期下房价等于其居住价值,在投机性预期下,外生冲击会造成房价大幅度的脱离居住价值的波动,产生房价泡沫,并导致宏观经济的无效率波动。特别是,正向房产偏好冲击会大幅挤出基础消费和投资,对实体经济造成较大的扭曲;负向冲击会降低总产出,恶化土地财政收入。我们的结果从理论上进一步证实了文献中的相关结论,例如房价飞涨会扭曲家庭的消费决策(李江一,2017)、储蓄决策(陈彦斌和邱哲圣,2011;陈斌开和杨汝岱,2013)和企业的投资决策(Miao et al., 2015),还衍生出经济结构失衡等一系列问题(佟家栋和刘竹青,2018)。

房地产税作为一种旨在通过增加持有环节成本来抑制投机需求的政策工具,在推动住房回归其居住属性方面发挥着关键作用。该政策在英美等发达国家已得到广泛应用,并在我国的上海和重庆进行了长期试点。基于此,我们在模型中引入了房地产税,并分析了固定税率及逆周期调整的最优税率规则对经济周期和趋势的双重影响。研究结果显示,尽管房地产税能在住房需求冲击下显著降低房价的无效波动,但同时会导致房地产部门收缩,使总产出显著下滑,并对家庭收入和消费产生不利影响。进一步考察开征房地产税的转移动态发现,尽管房地产税能够有效引导房价预期、降低房价波动,但相较于理性预期,投机性预期可能导致房地产市场过度冷却,加剧对总产出的拖累。同时,在宏观经济向新稳态过渡的过程中,政府收支也将面临短期压力。

综上所述,房地产税改革在经济周期层面有助于减轻房价无效波动对实体经济的扭曲作用,但其代价是经济将不可避免地经历产出下降的短期阵痛,且投机性预期会在下行周期加剧产出损失。在当前宏观经济处于新旧动能转换、总需求不足、房地产市场持续低迷的背景下,我们建议暂缓推出房地产税。

从文献中看,我国房地产市场的快速发展引起了学术界对于该市场的持续关注,如 Fang et al. (2016) 通过银行房贷数据详细构建了我国大中城市的房价指数,以及 Glaeser et al. (2017) 发现我国一、二线城市在 2003—2013 年的年均房价涨幅较高,但空置率同样

高于美国。已有解释我国房价快速上涨的研究,一方面,集中于基本面的探讨,如 Han et al. (2018)认为基本面因素包括收入增长、人口、移民和土地供给都不能很好地解释北京的高房价;Garriga et al.(2023)认为城市化和经济结构转型是推升我国房价上升的重要动力。另一方面,Chen and Wen (2017)认为中国的经济转型和资源错配造成了房地产市场的理性泡沫;Dong et al.(2021)则认为我国房价的理性泡沫来自经济的不确定性。

对于我国房地产市场调控政策的研究,王敏和黄滢(2013)在局部均衡模型中研究了限购和房地产税对于房价的影响,发现限购政策只能有限地降低房价,开征房地产税能在短期内降低房价,但是有可能拉高未来长期的房价。Dong et al.(2021)在一般均衡模型中发现限购政策虽然提升了宏观经济的稳定程度,但由于抑制了消费的风险分散而导致社会福利水平下降。刘建丰等(2020)在企业家对房地产和实体投资进行资产组合决策的模型中引入房地产税,并分析其宏观效应。本文则从投机性非理性预期的微观基础出发,从一般均衡的视角分析了房地产税政策抑制投机需求的作用机制及其效果。

国内关于非理性预期的文献多集中于将传统的适应性学习预期引入对产出缺口和通货膨胀的预期中,使用新凯恩斯模型来研究相应货币政策的传导机制,并提出最优的货币政策,如卞志村和高洁超(2014)、蒋海和储著贞(2014)、范从来和高洁超(2016)以及郭豫媚等(2016)。但文献中缺乏使用非理性预期视角理解我国房价波动的研究。

本文相较于现有文献的贡献主要体现在以下三个方面:首先,通过深入分析调查数据,本文提供了房价预期更符合投机性预期而非理性预期的实证证据。其次,基于实证发现,本文构建了一个包含房地产市场的宏观经济一般均衡模型,深入探讨了投机性非理性预期在我国房地产市场中的重要作用,并系统分析了投机性预期下房价偏离居住价值的内在机制及政策调控的理论基础。最后,本文通过政策模拟实验,详细探讨了房地产税政策的设计和利弊权衡问题,为相关政策制定提供了理论依据。

二、投机性预期:来自预期调查数据的实证证据

公众预期难以直接观测,需要通过问卷调查来获取大样本微观预期数据。近年来,使用预期调查数据来研究公众的主观预期已成为学术界的研究热点之一(Coibion and Gorodnicheko, 2015)。

在理性预期模型中,实际资产价格等于资产现金流的折现和,因此具有均值回归的性质。当实际资产价格越高(低)于其基本面时,公众预期未来资产价格的涨幅就会越低(高)。因此,预期资产价格涨幅与资产价格偏离基本面的程度指标(如股价红利比等)之间会呈现负相关关系。然而,Greenwood and Shleifer(2014)以及 Adam et al.(2017)通过分析美国股市预期调查数据发现,预期股价增速与股价红利比呈现显著的正相关关系,即当股价高于红利越多时,公众认为未来股价增速会越快,反之亦然。他们认为,上述公众预期不符合理性预期假说,体现了公众的投机性动机,即公众更加看重资产价格的未来涨幅而不是其内在价值。由于他们提出的预期检验方法具有一般性,我们也参照这一方法检验公众在住房市场的行为是否具有投机性动机。

我们参照 Adam et al.(2017)和 Adam et al.(2025)的预期检验方法分别建立如下线性回归模型,并使用了来自中国人民银行城镇储户问卷调查报告的房价预期调查数据^①,以检验预期房价涨幅与房地产市场估值的相关性是否有别于实际房价涨幅^②:

$$E_t^p qg_{t+1} = a_e + c_e \times PR_t + u_{e,t}, \quad (1)$$

$$E_t(x_t u_{e,t}) = 0, \quad (2)$$

$$qg_{t+1} = a_r + c_r \times PR_t + u_{r,t+1}, \quad (3)$$

$$E_t(x_t u_{r,t+1}) = 0, \quad (4)$$

其中, $E_t^p qg_{t+1}$ 为预期房价涨幅, qg_{t+1} 为实际房价涨幅。 PR_t 表示房价房租比, 是房地产市场估值指标, 衡量了房价对于基本面的偏离, 是公众形成预期的重要信息 (Campbell et al., 2009; Kishor and Morley, 2015; Adam et al., 2025)。式 (2) 为外生性假设, $x_t' = (1, PR_t)$ 。误差项 $u_{e,t}$ 代表不能用房价房租比解释的公众预期变化, 包含公众用于形成预期的其他信息。误差项 $u_{r,t+1}$ 对应实际房价变化的残差项。

表 1 中 $\hat{c}_e$ 和 $\hat{c}_r$ 分别表示式 (1) 和式 (3) 中 c_e 和 c_r 的最小二乘估计值。表 1 第 (2) 列表明, 预期房价增幅与当前的房价房租比显著正相关。二者同向变动, 预期呈现“追涨杀跌”的顺周期特征, 体现了公众购房动机的投机性。但第 (3) 列结果则显示实际房价增幅是逆周期的, 即房地产市场估值与未来实际房价增速反向变动。预期增幅与实际增幅的周期性截然不同。

表 1 预期与实际房价增幅的实证结果

	$\hat{c}_e$	$\hat{c}_r$	p 值
$H_0: c_e = c_r$	0.691 *** (0.230)	-5.691 * (3.210)	0.047 **

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。

我们还可以基于以上回归模型检验公众预期是否为理性预期, 原假设和备择假设分别为: $H_0: E_t^p = E_t$, $H_1: E_t^p \neq E_t$, 其中, E_t^p 为公众的主观预期, E_t 为理性预期。在原假设下, 根据式 (1) 可得

$$qg_{t+1} = a_e + c_e \times PR_t + u_{e,t} + \epsilon_{t+1},$$

其中, ϵ_{t+1} 是理性预期下的预测误差 $qg_{t+1} - E_t qg_{t+1}$, 与公众在第 t 期的信息无关。根据式 (2) 以及理性预期下预测误差的性质, 我们可以得到

$$E_t[x_t(u_{e,t} + \epsilon_{t+1})] = 0.$$

因此, 理性预期的原假设意味着 $c_e = c_r$ 。从而我们可以根据 Adam et al.(2017) 建立如下检验统计量

$$\sqrt{T} \frac{\hat{c}_e - \hat{c}_r}{\hat{\sigma}_e} \rightarrow N(0, 1),$$

① 篇幅所限, 关于实证数据的详细说明请查阅附录 I, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

② 由于公众形成预期时所用的信息可能没有完全被经济学家所观察到, 因此采用相关系数的检验方法可能产生计量上的缺陷 (Adam et al., 2017)。

其中, $\hat{\sigma}_c$ 是 $\hat{c}_e - \hat{c}_r$ 标准差的估计值。

表1最后一列报告了原假设成立的概率,结果表明在5%的置信度水平上显著拒绝了公众预期是理性预期的原假设。^① 基于上述讨论,我们将在第三部分偏离理性预期,构建基于投机性预期的理论模型,并分析投机性预期对房地产市场和宏观经济的影响。

三、模型设定

模型包含代表性家庭、代表性企业和政府。代表性家庭提供劳动以赚取工资,享受消费品、闲暇、住房和政府服务带来的效用,拥有并积累资本,通过租赁给两类企业收取租金。代表性企业分为两个部门:实体部门生产最终产品,而房地产部门生产住宅房屋,两部门的产品都出售给家庭。政府的收入来源于向房地产部门出售土地以及对家庭征收房地产税,支出则用于向家庭提供公共服务,政府执行平衡预算。

(一) 家庭

假设家庭的效用来自非耐用品消费 C_t 、房屋持有量 H_t 和政府公共服务 G_t , 劳动供给 N_t 则产生负效应,从而其目标函数具有如下形式:

$$\max_{C_t, H_t, N_t, K_{t+1}} E_t^P \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[\ln C_{t+j} + \phi_H \chi_{t+j} \ln H_{t+j} + \phi_G \frac{G_{t+j}^{1-\gamma_G}}{1-\gamma_G} - \frac{N_{t+j}^{1+\eta}}{1+\eta} \right],$$

其中, β 是主观贴现因子, χ_t 是房屋需求冲击, $\eta > 0$ 是逆 Frisch 劳动供给弹性, $\gamma_G > 0$ 是政府公共服务的风险厌恶系数, ϕ_H 是房屋在家庭效用中的权重, ϕ_G 是公共服务在家庭效用中的权重。

家庭的预算约束为:

$$C_t + q_t H_t + K_{t+1} = (1 + r_{k,t} - \delta_K) K_t + (1 - \delta_H)(1 - \tau_t) q_t H_{t-1} + w_t N_t + \Gamma_t,$$

其中, q_t 表示房屋相对消费品的价格, w_t 表示实际工资, $r_{k,t}$ 表示资本的回报率, K_t 代表家庭持有的资本, δ_K 和 δ_H 分别表示资本和房屋的折旧率, τ_t 代表政府对家庭持有房屋所征收的房地产税率, Γ_t 为家庭从其持有的公司所获得的利润。房屋需求冲击服从 AR(1) 过程: $\log \chi_t = \rho_\chi \log \chi_{t-1} + \epsilon_{\chi,t}$ 。

(二) 房地产部门

房地产企业租赁家庭持有的资本,雇用劳动,并按 $q_{L,t}$ 的价格购买政府持有的土地,生产出房屋后以 q_t 的价格卖出。房地产企业将最大化如下形式的利润函数:

$$\max_{K_{h,t}, N_{h,t}, L_t} q_t h_t - r_{k,t} K_{h,t} - w_t N_{h,t} - q_{L,t} L_t.$$

生产函数为:

$$h_t = A_{h,t} (K_{h,t}^\gamma N_{h,t}^{1-\gamma})^\alpha L_t^{1-\alpha},$$

其中, h_t 为新建房屋, $A_{h,t}$ 为房屋生产技术冲击,服从 AR(1) 过程 $\log A_{h,t} = \rho_{A_h} \log A_{h,t-1} +$

^① 通过预期调查数据得到的公众主观预期可能存在测量误差问题,但如果测量误差与房价房租比不相关,以上理性预期检验的结果仍然成立。

$\epsilon_{A_{h,t}}$ 。 $K_{h,t}$ 与 $N_{h,t}$ 是用于房地产部门的资本和劳动, L_t 是房地产部门购买的土地, $1-\alpha$ 是房地产部门的土地收入份额, γ 和 $1-\gamma$ 分别影响资本和劳动要素的收入份额。

房屋存量的动态方程为:

$$H_t = h_t + (1 - \delta_H) H_{t-1}.$$

(三) 实体部门

实体部门以资本、劳动为要素生产最终产品, 最大化以下形式的利润函数:

$$\max_{K_{h,t}, N_{c,t}} Y_t - r_{k,t} K_{c,t} - w_t N_{c,t}.$$

生产函数为:

$$Y_t = A_t K_{c,t}^\varphi N_{c,t}^{1-\varphi},$$

其中, A_t 为技术冲击, 服从 AR(1) 过程 $\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \epsilon_{A,t}$ 。 $K_{c,t}$ 与 $N_{c,t}$ 是用于实体部门的资本和劳动, φ 和 $1-\varphi$ 分别是资本和劳动要素的收入份额。

(四) 政府部门

政府的收入来源于向家庭征收房地产税以及向房地产部门出售土地, 预算约束为以下形式:

$$G_t = q_{L,t} L_t + (1 - \delta_H) \tau_t q_t H_{t-1},$$

其中, G_t 代表政府提供的包括基础设施建设、环保和扶贫等公共服务的支出。根据 Chen and Wen(2017) 以及 Dong et al.(2021), 我们简化政府的土地供给规则为:

$$L_t = \bar{L},$$

其中, $\bar{L}$ 为常数, 即政府每期供给固定数量的土地。

(五) 理性预期

为了帮助理解非理性预期均衡与理性预期的区别, 我们先简要介绍该模型在理性预期下的均衡。家庭对于房屋需求的一阶条件为

$$\frac{q_t}{C_t} = \psi_H \frac{\chi_t}{H_t} + \beta(1 - \delta_H)(1 - \tau_t) E_t^P \left(\frac{q_{t+1}}{C_{t+1}} \right), \quad (5)$$

其中, E_t^P 表示主观预期。在理性预期下, $E_t^P = E_t$ 。家庭具有完全信息, 因此可以将一阶条件式(5)写成如下具有递归形式的定价公式:

$$q_t = \psi_H C_t E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1 - \delta_H)^j \left(\prod_{k=0}^j (1 - \tau_{t+k}) \right) \frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}} \right]. \quad (6)$$

我们假设不存在理性预期下的泡沫, 即

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \beta^j (1 - \delta_H)^j E_t \left(\prod_{k=0}^j (1 - \tau_{t+k}) \right) \frac{q_{t+j}}{C_{t+j}} = 0.$$

此时, 根据定价公式(6), 房价 q_t 等于其未来每期居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 的折现和。同时, 家

庭的信息集包含了定价公式(6), 即家庭知道均衡房价 q_t 与房屋居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 之间的函

数关系,并使用该函数关系形成对于未来房价的预期。因此,家庭的预期房价由预期未来居住价值确定。

(六) 投机性预期

在投机性非理性预期下,家庭不具有完全信息。根据 Adam and Marcet(2011),信息缺失导致家庭不能使用期望迭代法则推导出定价公式(6)。因此,家庭无法掌握均衡房价 q_t 与房屋居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 之间的函数关系,进而无法通过对 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 的预期来形成对于未来房价增速的预期。但家庭依然会基于有限信息进行最优决策,因此式(5)依然成立。

我们首先定义家庭对下一期房价增速的主观预期 m_t 为

$$m_t \equiv E_t^P \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1} \frac{q_{t+1}}{q_t} \right]. \quad (7)$$

参考 Adam et al.(2016),假设家庭所感知到的经过风险调节的房价增速是持久性部分 b_t 和短暂冲击部分 η_t 之和:

$$\left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{-1} \frac{q_t}{q_{t-1}} = b_t + \eta_t, \quad (8)$$

$$b_t = b_{t-1} + v_t, \quad (9)$$

其中, $\eta_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\eta^2)$ 和 $v_t \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2)$ 是相互独立的高斯噪声。根据式(8)和式(9)可知,只有持久性部分 b_t 对形成房价增速预期 m_t 提供了有效信息,但家庭并不能直接观察到 b_t ,只能观察到作为信号的变量 $\left(\frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^{-1} \frac{q_t}{q_{t-1}}$ 。基于此信号-噪音模型的设定,家庭房价增速预期的最优形成过程为:

$$m_t = m_{t-1} + g \left(\left(\frac{C_{t-1}}{C_{t-2}} \right)^{-1} \frac{q_{t-1}}{q_{t-2}} - m_{t-1} \right), \quad (10)$$

其中,常数 g 表示学习速率,是信噪比的函数,衡量了预测误差对公众预期更新的影响程度。式(10)表达的预期形成方式对应了文献中典型的适应性学习预期。^① 不同于理性预期均衡,由于家庭并不知道房价 q_t 与房屋居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 之间的函数关系,因此家庭的房价增速预期 m_t 不取决于预期未来居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 。

根据房价增速预期的定义式(7)和家庭的一阶条件式(5),我们可以得到投机性预期下的房价动态:

$$q_t = \frac{\phi_H \chi_t C_t}{H_t [1 - \beta(1 - \delta_H)(1 - \tau_t)m_t]}. \quad (11)$$

根据式(11)可知,当其他变量不变时,房价增速的主观预期 m_t 越高(低),则投机

^① 如果使用当期信息,则预期与价格在同期生成,在正反馈机制的作用下会出现多重均衡问题。因此,本文采用了适应性学习文献中的常用做法,使用滞后一期的信息形成预期(Adam et al., 2016, Adam et al., 2017),即预期增速 m_t 是每期事先确定的。Adam et al.(2017)分别从预期形成的贝叶斯更新角度和个体效用角度证明和发现了使用滞后信息的合理性。

性购房需求越高(低),从而推升(降低)当期房价 q_t 。结合式(10)和式(11)可以看出,房价主观预期 m_t 的形成过程与房屋居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 不直接相关,同时由于 $\beta(1-\delta_H) \times (1-\tau_t)$ 接近于 1,所以 m_t 对于房价 q_t 的影响明显大于房屋居住价值对房价的影响。由此可见,公众购房时存在投机性动机,更加在意房屋价格回报。因此,我们称此时的房价主观预期 m_t 为投机性预期。

在此基础上,式(10)和式(11)可以产生偏离房屋居住价值的房价动态:当公众预期房价增速 m_t 上涨时,出于投机性需求的购房活动会推升当期的均衡房价 q_t ;更高的房价 q_t 使得公众在下一期上调对于房价增速的预期 m_{t+1} ,这将更加助长投机性的购房行为并进一步推升未来房价 q_{t+1} ,反之亦然。由此形成了房价和房价增速预期之间的正反馈机制。此时,在投机性预期下产生的均衡房价 q_t 会偏离房屋的居住价值,即由定价公式(6)确定的未来每期居住价值的折现和。我们称此类由于投机性预期造成的资产价格与价值的偏离为投机性泡沫。

从模型简化的角度考虑,我们并没有直接模型化租房行为和房租。但在模型中我们可以得到隐含的房租 R_t 等于房屋相对于消费品的边际效用比:

$$R_t = \frac{\phi_H \chi_t C_t}{H_t}.$$

结合式(11)可以看出, m_t 越高(低)会导致房价房租比 $\frac{q_t}{R_t}$ 越高(低)。而当房价由于投机性预期脱离基本面 R_t 上升(下降)时,又会通过式(10)的正反馈形成下一期更高(更低)的预期 m_{t+1} 。因此,该模型可以产生房价增速预期与房价房租比的正相关性,与实证发现一致。同时,根据 Adam et al.(2016)的证明以及模型中房地产部门的构建,此类预期模型具有均值回归的特征。^① 因此,未来实际房价增速与当期房价房租比呈现负相关性。

值得注意的是,当家庭对于房价增速的预期 m_t 为理性预期时,式(11)依然成立。 m_t 越高(低)同样会导致房价 q_t 越高(低)。其机制在于,在理性预期均衡中, m_t 和 q_t 都是由预期居住价值 $\frac{\chi_{t+j}}{H_{t+j}}$ 决定的。虽然预期未来居住价值变化会推动房价增速预期 m_t 和当期房价 q_t 相应改变,但 m_t 不受历史均衡房价的影响,从而当期房价 q_t 并不会进一步导致下一期的 m_{t+1} 变化。然而,在投机性预期均衡中,式(6)不成立,房价增速预期 m_t 由式(10)确定,脱离了居住价值并形成与 q_t 相互加强的正反馈机制。

(七) 市场出清

在竞争均衡中,消费品市场、资本市场以及劳动力市场满足出清条件:

$$Y_t = C_t + K_{t+1} - (1 - \delta_K) K_t + G_t,$$

其中:

① 在第四部分第(二)节的量化分析中,根据模型的脉冲响应图,我们也可以清晰得知模型均值回归的性质。

$$K_t = K_{h,t} + K_{c,t},$$

$$N_t = N_{h,t} + N_{c,t}.$$

总投资的动态方程为：

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta_K) K_t.$$

另外,包含新建房屋的总产出如下：

$$Y_{ht} = Y_t + q_t h_t.$$

四、模型估计与结果分析

(一) 模型估计

在进行模型量化分析之前,我们首先对参数进行校准和估计,选取季度作为数据和校准的时间单位。因为我国暂时未全面推广房地产税,所以校准和估计时设定房地产税率为0。参考 Dong et al. (2021),家庭的主观贴现因子 β 取 0.995 以匹配我国的实际年化存款利率 1.8%。劳动供给弹性的倒数 η 取 1,政府公共服务跨期替代弹性的倒数 γ_G 取 3。参考 Song et al. (2011),我国实体部门生产的劳动收入份额 $1-\varphi$ 取值 0.5,资本的折旧率 δ_K 取值 0.025。与 Iacoviello and Neri (2010)以及 Dong et al. (2021)一致,我们取房屋的折旧率 δ_H 为 0.01,代表房屋的年化折旧率为 4%。根据土地出让金的数据计算, α 取 0.5 以匹配房地产部门中土地收入占 50%的份额。参考 Dong et al. (2021), γ 取 0.7,表示房地产部门资本和劳动收入份额分别为 35%和 15%。土地供给标准化为 1,不影响本文的关键结论。参考 Iacoviello and Neri (2010),房屋持有量在家庭效用中的权重 ϕ_H 取 0.12。表 2 展示了参数校准的结果。

表 2 参数校准

参数	取值	描述
β	0.995	家庭贴现因子
η	1	劳动供给弹性
γ_G	3	政府公共服务的风险厌恶系数
α	0.5	房地产部门土地收入份额
γ	0.7	房地产部门资本收入份额
φ	0.5	实体部门资本收入份额
δ_K	0.025	资本折旧率
δ_H	0.01	房屋折旧率
ϕ_H	0.12	房屋的效用权重
ϕ_G	0.06	政府公共服务的效用权重
$\bar{L}$	1	土地供给

我们使用贝叶斯方法估计其余参数,包括外生冲击的参数以及不易观察到的学习速率 g 。选取的先验分布参考 Iacoviello and Neri(2010)以及高然和龚六堂(2017)。我们使用四组中国宏观数据进行估计,分别为:实际人均消费(2003Q1—2019Q4)、实际人均

投资(2003Q1—2019Q4)、实际房价(2003Q1—2019Q4)和房价增速预期(2011Q3—2019Q4)。^①其中消费和投资数据来自 Chang et al. (2015),投资的构造参考 Ge et al. (2022),而针对房价,我们则使用了两组数据。房价指数 I 参照 Ge et al. (2022)的做法,使用国家统计局房地产销售额和销售面积计算房价指数;房价指数 II 则是在 2013 年之前使用 Fang et al. (2016)构造的一线城市房价指数,2013 年之后仍然使用国家统计局的一线城市房价数据。这样做是考虑到使用国家统计局数据计算得到的平均房价可能存在测量误差,例如在构建房价指标时缺乏对不同类房产质量差异的控制,从而低估了房价的上涨趋势,使得我们对非理性预期的衡量出现偏误。而 Fang et al. (2016)的做法则针对这样的误差做出了修正,因此采用房价指数 II 进行估计进一步保证了本文结果的稳健性。Coibion and Gorodnichenko (2015)发现将预期调查数据作为可观察变量用于模型估计是十分重要的。因此为了更充分地体现公众主观预期对于房地产市场以及宏观经济周期的影响,我们还使用了第二部分中构建的房价增速预期指数进行估计。我们对前三组数据取对数并转换为实际值,构造增长率数据作为贝叶斯估计所用到的可观测序列,而对预期数据进行去均值处理,将这种做法作为基准。另外,我们进行了一组稳健估计,与基准估计的不同是使用单侧 HP 滤波去除数据趋势,分别使用两组房价数据的参数估计结果由附录 II.1 给出,与正文中的基准估计结果比较一致,我们的结果总体上比较稳健。

表 3 展示了两组贝叶斯估计的结果,两组估计都共同使用了实际人均消费和实际人均投资。实际房价数据分别采用了房价指数 I 和房价指数 II。从估计结果来看,参数的估计值均较合理。首先,两组房价指数下外生冲击参数的估计值区别不大,且房屋需求冲击的标准差均高于实体部门技术冲击的标准差。这反映了我国房地产市场频繁的需求端调控政策带来的影响,并与赵扶扬等(2017)的估计结果相近。其次,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,模型机制意味着根据房价指数 II 估计的预期更新速度应当更高。 g 的估计结果符合推断,从房价指数 I 中的 0.0034 上升到了房价指数 II 中的 0.0059。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., 2016; Adam et al., 2017)^②,本文的估计结果与文献一致。

表 3 贝叶斯估计参数

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	0.9225	[0.8859, 0.9578]	0.9194	[0.8845, 0.9554]
ρ_{Ah}	Beta	0.8	0.1	0.9933	[0.9886, 0.9985]	0.9958	[0.9924, 0.9992]
ρ_X	Beta	0.8	0.1	0.9516	[0.9270, 0.9778]	0.9228	[0.8769, 0.9683]

① 为了剔除疫情冲击的影响,本文选取的数据截止到 2019 年第四季度。

② 由于文献中学习速率的取值跨度较大,我们在附录 II.2 中对于关键参数 g 的取值进行了讨论,在模型有解的前提下,核心结果对于参数取值均比较稳健。

(续表)

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
σ_A	Inv_Gamma	0.001	0.01	0.0132	[0.0113, 0.0151]	0.0131	[0.0111, 0.0150]
σ_{Ah}	Inv_Gamma	0.001	0.01	0.1448	[0.1135, 0.1791]	0.1589	[0.1280, 0.1933]
σ_χ	Inv_Gamma	0.001	0.01	0.0407	[0.0349, 0.0465]	0.0389	[0.0332, 0.0444]
g	Beta	0.03	0.01	0.0034	[0.0019, 0.0048]	0.0059	[0.0041, 0.0077]

(二) 量化分析

通过理性预期和投机性预期的对比量化分析,我们发现在投机性预期下房价和房价增速预期形成了相互加强的正反馈机制,为我国房价显著波动的事实提供了有力的解释。现有研究指出,相对于技术冲击,房屋需求冲击是解释我国房地产市场波动的重要冲击(高然和龚六堂,2017;赵扶扬等,2017),因此我们重点关注主要变量对一个标准差房屋需求冲击的脉冲响应^①,结果由图1给出^②。其中,纵坐标表示变量偏离稳态的百分比;实线代表理性预期下的脉冲响应,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。

如图1所示,投机性预期与理性预期在主要变量的脉冲响应方向上一致。当家庭的住房需求受到正向的冲击时,住房需求的上升均会导致房价上涨,房地产部门的劳动和资本投入上升。但房价的上升抑制了消费,挤出了实体部门的产出。同时,地价随着房地产市场的繁荣大幅度上升,直接扩大了政府的土地财政规模,并且房价和地价的波动程度明显高于消费,这些特征均符合现实数据。

更重要的是,对比投机性预期与理性预期的脉冲响应结果可知,投机性预期有力地放大了房价乃至宏观经济的波动。在一个标准差房屋需求冲击下,房价最高上升约5%,地价最高上升约9%。当家庭出于投机性动机购买住房时,若观察到预期外的需求上升导致房价上涨,就会显著上调房价增速预期^③。更加乐观的预期会促使家庭进一步购买房屋以求获取房屋资产的增值性收益,表现出“越涨越买”的现象,此类投机性购房需求会进一步推升房价,导致“越买越涨”的结果,最终形成实际房价和房价增速预期之间脱离房屋基本面的正反馈机制。这样的正反馈机制符合实证数据中预期房价增速与房价房租比之间的正相关关系。其后果是房价会远远偏离其理性预期下的价格,即房屋的基本面价值,产生投机性泡沫,造成剧烈的波动。

① 后文所展示的结果在未经说明的情况下,均使用国家统计局房价指数 I 得到的参数估计值作为基准参数。由于篇幅原因,使用房价指数 II 和滤波数据的稳健性结果及量化分析放在附录 II.1 和附录 II.2 中。

② 基于可比性的考虑,理性预期结果使用与投机性预期相同的模型参数。唯一的例外是理性预期下不需要参数 g 。

③ 脉冲响应中的房价增速预期特指投机性预期下的 m_t , 定义由式(7)给出。

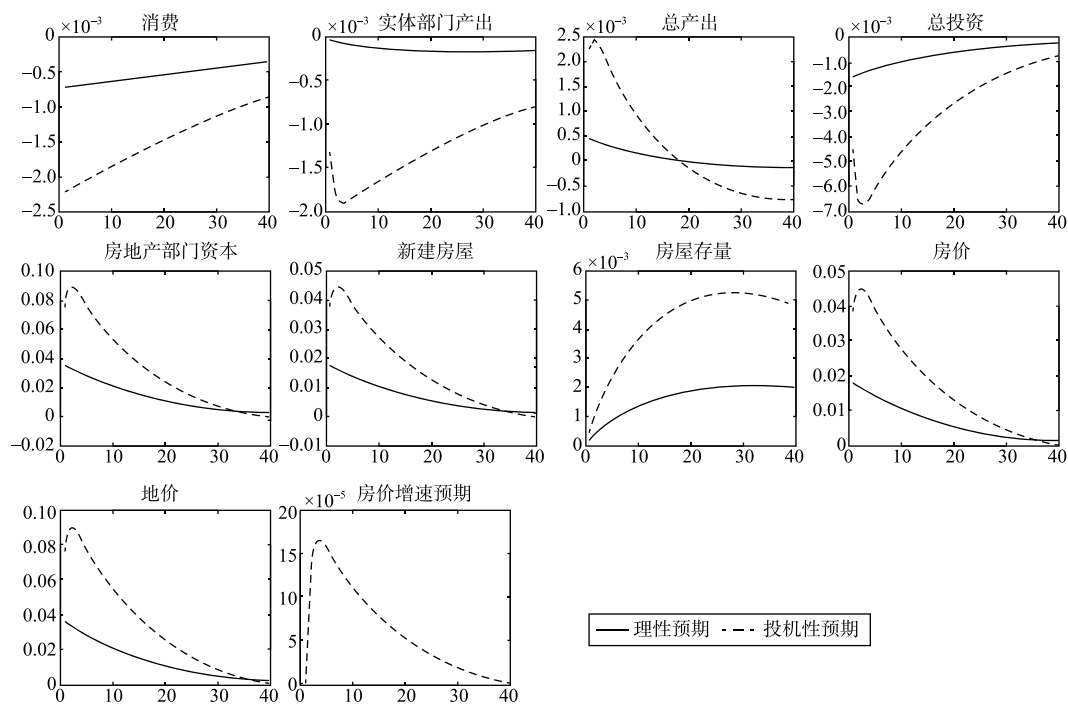


图 1 正向房屋需求冲击的脉冲响应

从对宏观经济的影响来看,在投机性预期下,房价的大幅度上升一方面会较理性预期更加显著地促进房地产部门投资,并拉升总产出。房地产部门的资本存量最高上升约 9%,总产出最高上升 0.25% 左右,显著高于理性预期下的脉冲响应。但另一方面,房地产部门的繁荣会更严重地挤出消费和实体部门产出,导致消费和实体部门产出最高下降约 0.2%,使得宏观经济结构失衡,进一步地脱实向虚。

从冲击的持续性角度看,房价的快速上升会通过一般均衡效应促使新建房屋供给大幅提升,当房价在第 2 期到达峰值后,供给的增多会抑制房价的过快上涨。当实际房价的上涨幅度不及主观预期时,根据预期形成公式(10),公众会不断调低主观预期,造成房价开始下跌。房价的下跌会抑制房地产投资和总产出。最终,在投机性预期下,经济中的主要变量,特别是总产出,需要 40 期左右甚至更长的时间来恢复到稳态的水平上,远高于理性预期下所需的时间。

最后,考虑到 2022 年以来,我国房地产市场持续遇冷,房价增速预期也显著走弱,本文的投机性机制将有助于理解这一现状。根据线性化模型的对称性可知,在负向的需求冲击下,投机性预期造成了房价下行与房价增速预期下行之之间的正反馈,助长“越跌越卖、越卖越跌”的现象,并对地方政府财政收入带来巨大挑战,相比理性预期的情况,房地产市场乃至宏观经济将承受持续且沉重的下行压力。^① 因此,综上所述,稳定预期是稳定房价、地价的前提,也是稳定宏观经济、防止经济脱实向虚的关键。

① 由于文章篇幅原因,负向房屋需求冲击下的结果由附录 II.3 给出。

五、房地产税调控政策

房地产税作为一种持续且稳定的地方税源,在英美等国家已有广泛的实践基础。存量房地产税的征收不仅能够推动住房需求回归理性,还有助于地方政府摆脱对“土地财政”这一不可持续发展模式的依赖,从而有效调节房地产市场的供需矛盾,缩小收入差距,促进共同富裕目标的实现。为了合理引导市场预期和房地产投资行为,抑制房地产市场的无序波动和投机炒作,推动房地产市场的平稳健康发展,我国在总结上海和重庆两地长达10年试点经验的基础上,于2021年由全国人大常委会授权国务院进一步深化房地产税改革试点。2022年,国家发改委推进涉税房地产价格认定的数字化转型,标志着房地产税改革向正式立法迈出了重要一步。

因此,本文着重关注房地产税这一政策工具。现有研究已经指出,房地产税能够有效抑制房价的上涨(况伟大,2012;骆永民和伍文中,2012;刘甲炎和范子英,2013;王敏和黄滢,2013;刘建丰等,2020),但是针对投机性预期下的房价形成机制,房地产税将如何发挥作用以及政策的设计还鲜有涉及,我们接下来对此进行讨论。

(一) 最优房地产税分析

根据房屋定价公式(11),我们可以看出房地产税率 τ_t 可以影响均衡房价 q_t 。当其他变量不变时,房地产税率越高意味着房屋持有成本越高,从而抑制了房屋需求,造成房价走低,反之亦然。均衡房价 q_t 还会进一步通过预期形成公式(10)影响公众的主观预期。考虑到房地产税率的改变可能需要较为繁琐的行政或者立法过程,因此我们首先分析固定的房地产税率 $\bar{\tau}$ 对于稳地价、稳房价、稳预期的政策效果。

我们从社会福利最大化角度出发来测算最优房地产税率。假设政府制定房地产税率政策的决策目标是最大化社会福利 $W_{f,t}$,即代表性家庭的终身效用。社会福利函数 $W_{f,t}$ 可表示为以下递归形式:

$$W_{f,t} = \ln C_t + \phi_H \chi_t \ln H_t + \phi_G \frac{G_t^{1-\gamma_G}}{1-\gamma_G} - \frac{N_t^{\gamma+1}}{1+\gamma} + \beta E_t W_{f,t+1}.$$

考虑到不同固定税率对应的稳态不同,我们以最大化社会福利的非条件期望为目标进行求解,得到的最优税率为1.2%。相比无房地产税的情况,福利的期望值从5.9921显著提升至6.0588。从美国县级政府的经验来看,房地产税率一般为1%—3%,我们得出的最优税率具备一定的可行性。^①

脉冲响应图2展示了固定房地产税率在投机性预期下对房屋需求冲击的调控效果。其中实线表示没有房地产税时的脉冲响应,虚线代表实施最优固定税率1.2%时的脉冲响应。如第四部分第(二)节所述,投机性需求推动房价上涨,导致房地产部门繁荣,并挤出实体部门产出,造成宏观经济相对于理性预期更加显著的无效率波动。引入固定税率

^① 另外,我们还探讨了投机性预期变化的强度对于政策变量取值的影响,结果表明最优税率随投机性预期变化强度增强而上升,具体结果报告在附录III.1中。

可以提高投机炒房的成本,有效抑制投机性需求,缓和房价的过快上涨,进而稳定房价增速预期以及宏观经济。^①

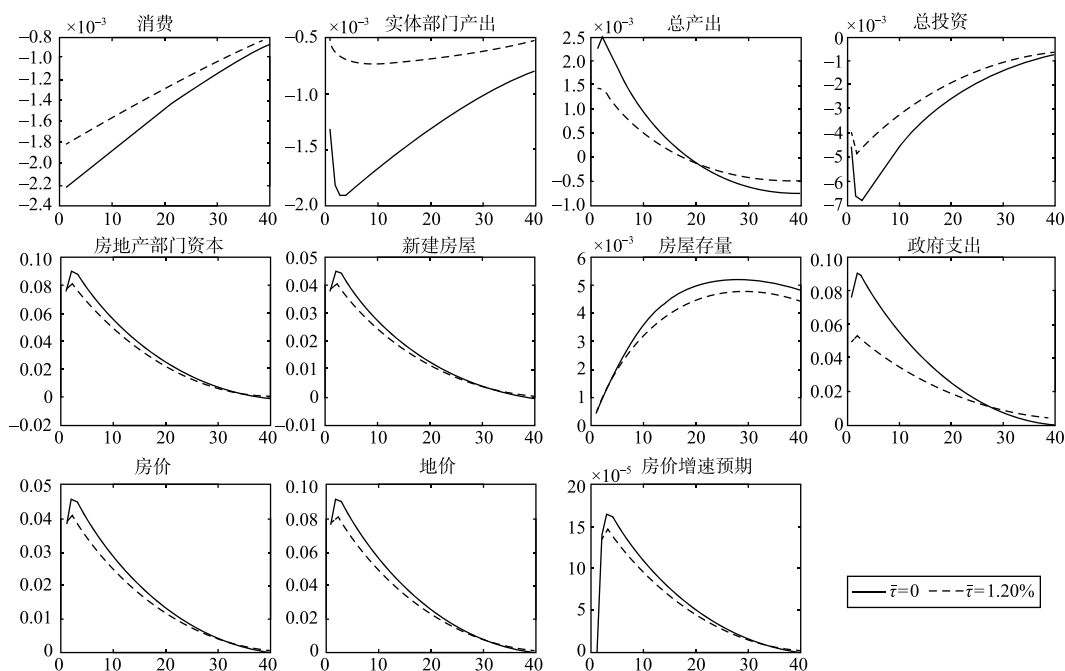


图 2 房地产税政策的调控作用

首先,引入 1.2% 房地产税后,房价和地价的最大反应较无房地产税时分别下降了 20% 和 10% 左右,房价增速预期也得到了有效控制,较好地达到了稳地价、稳房价、稳预期的目的。其次,推出房地产税可以通过稳定房地产市场抑制宏观经济波动。比如总产出在冲击初期的反应幅度减少将近 50%,其他主要变量如房地产部门投资、新建房屋和政府支出等的反应强度均显著下降。最后,稳定的房地产市场还可以有效减缓投机性需求对实体部门的挤出,实体部门产出的降幅收窄超过 50%。消费的疲软也得到了明显的缓解,最高降幅减少了约 20%。因此,房地产税的推出起到了平稳宏观经济周期波动、避免经济脱实向虚的作用。

另外,我们还通过政策模拟对比了主要经济变量分别在房地产税率为 0 和最优固定税率下的标准差,结果再次验证了房地产税能够稳定宏观经济的结论,如表 4 所示。

首先,房地产税政策的实施使得新建房屋、房价和地价波动的幅度均明显降低。其中,新建房屋、房价和地价的标准差较无房地产税时均下降超过 9%。这反映出投机性炒房活动的减少,投机性需求得到抑制,房地产部门得以更加平稳地发展。

其次,房地产税的推出可以稳定实体部门和总产出的波动。如表 4 所示,实体部门产出和总产出在固定税率调控下相较于无房地产税时波动分别下降了 44.6% 和 37.8%,总投资和消费的波动分别下降了约 26.4% 和 9.7%。政府支出的波动也下降了 38.0%。

① 我们考察了负向需求冲击下房地产税的调控效果,具体结果报告在附录 III.2 中。

结合社会福利值和标准差的对比分析,我们认为,房地产税是合理引导房地产市场预期、抑制投机性需求的重要政策工具,能够有效防止经济脱实向虚,稳定宏观经济周期。

表4 主要经济变量的标准差

变量	无房地产税	1.2%房地产税	标准差变化(%)
消费	0.0092	0.0083	-9.7
实体部门产出	0.0083	0.0046	-44.6
总产出	0.0074	0.0046	-37.8
总投资	0.0201	0.0148	-26.4
房地产部门投资	7.3620	7.3005	-0.8
新建房屋	0.1322	0.1200	-9.2
房屋存量	0.0358	0.0335	-6.4
房价	0.1342	0.1215	-9.5
地价	0.2663	0.2416	-9.3
政府支出	0.2663	0.1651	-38.0

最后,我们探讨最优房地产税率规则。根据美国的政策实践,县一级政府的房地产税率可以根据房地产市场状况进行逆周期调整(Lutz, 2008)。假设我国的房地产税率借鉴其政策方案,则我们可以基于本文的结构模型,探索如何设计最优的房地产税率规则来有效调控房价、引导预期。假设房地产税率根据房价进行逆周期调整,即房价高于稳态水平时提高房地产税,反之亦然。具体的房地产税率规则设定如下:

$$\tau_t = \bar{\tau}^{1-\varphi_\tau} \tau_{t-1}^{\varphi_\tau} \left(\frac{q_t}{q_{ss}} \right)^{\varphi_q}, \quad (12)$$

其中 q_{ss} 代表稳态房价, $\bar{\tau}$ 代表稳态房地产税率, φ_q 衡量税收政策对房价变动的反应强度, φ_τ 为政策惯性。我们对税率规则中的稳态值设定了两种情况,分别是最优固定税率 1.2% 和等于上海试点税率 0.6% 的情况。参考文献中关于福利衡量的两类主要做法 (Schmitt-Grohé and Uribe, 2007), 我们分别从长短期两种视角,以最大化社会福利为目标计算了最优房地产税率规则:一是基于不同政策区制下目标函数的无条件期望值,侧重于考察长期的房地产税政策效果;二是基于以稳态为初始值的目标函数的条件期望值,侧重于考察短期内房地产税政策对宏观经济波动的调控效果。在第一种情况下 ($\bar{\tau} = 1.2\%$), 我们得到从两种视角出发的最优规则均是 $\varphi_q = 0$, 即房地产税率不针对房价作出反应。相比最优的固定税率而言,针对房价进行动态调控并没有带来福利上的提升,反而会导致更大的扭曲,从而降低社会福利。该结果符合经典的税收平滑理论,即扭曲税率应当保持固定值以最小化税收带来的额外损失 (Barro, 1979; Lucas and Stokey, 1983)。在第二种情况下,我们参考上海房产税试点的通用税率选择 $\bar{\tau} = 0.6\%$ ^①。此时长期视角对应的最优政策反应系数分别为 $\varphi_\tau = 0.99$, $\varphi_q = 0.04$, 相比 0.6% 固定税率的情况,

① 按照 2011 年印发的《上海市开展对部分个人住房征收房产税试点的暂行办法》第五条规定,适用税率暂定为 0.6%。

社会福利从 6.0541 提升至 6.0543,但仍然显著低于实施最优固定税率的情况;而短期视角对应的最优政策仍然是不对房价作出反应,即 $\varphi_q = 0$ 。

(二) 推行房地产税的权衡

通过上一节的分析,我们发现房地产税能够有效稳定预期以及调控房价、地价的无序波动。然而房地产税自 2011 年在上海和重庆试点以来,尽管历经了十余年的讨论,在全国范围内全面推动房地产税落地依然具有难度。特别是 2022 年以来,房地产市场持续面临下行压力,房地产税的推行更加不具备客观条件。那么推行房地产税“难”在哪里? 投机性预期在其中又起到怎样的作用?

通过比较无房地产税和有房地产税两种模型设定下的稳态差异^①和动态转移路径,我们发现了两个关键结果。第一,房地产税作为一种扭曲税会造成宏观经济的稳态变化。由于房地产税会造成国民经济中举足轻重的房地产部门显著收缩,稳态房价、地价大幅下降,尽管实体部门稳态产出有所上升,但尚不能弥补其总产出造成的损失,进而损害家庭收入和消费。图 3 展示了 20 期,即 5 年内的结果,实线和虚线分别代表理性预期和投机性预期的结果。如图所示,当政府将房地产税永久性地从 0 提升至 1.2% 时,更高的房屋持有成本抑制了需求,导致房价迅速下跌。房价下跌虽然促进了资源配置到实体部门,增加了实体部门的产出,但房地产部门持续收缩。因此,开征房地产税虽然可以在长期中缓解对实体经济的挤出效应,但会造成总产出不可忽视的下滑。

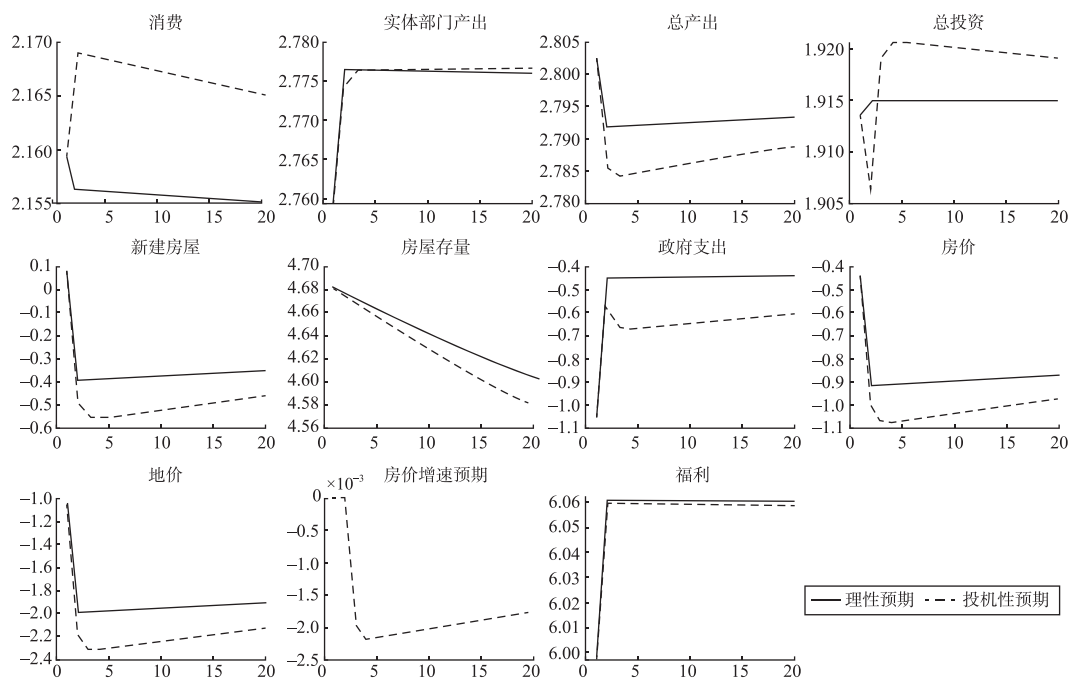


图 3 征收房地产税的经济转移动态

① 稳态分析报告在附录 III.3 中,由于篇幅原因并未在正文展示。

第二,投机性预期会放大房地产税的扭曲作用。相对于理性预期,在投机性预期下,房地产部门面临更严重的收缩,“硬着陆”风险加剧,总产出将因此面临更大的损失。通过房价下跌—房价增速预期下降—房价进一步下跌的正反馈机制,房价在第5期的累计下降幅度约0.6个单位,比理性预期下的降幅增加约50%,并且收敛到新稳态的时间明显更长。房屋需求紧缩导致房地产部门的产出萎缩,新建房屋量在第5期累计下降约0.6个单位,比理性预期下的降幅扩大20%左右。更重要的是,投机性预期下,过度冷却的房地产市场对总产出的拖累程度加剧,总产出在第5期的累计下降幅度比理性预期扩大近一倍,并且需要花费超过20期的时间达到新稳态。另外,政府收支由于税源的突然增加立即上升,但随着房地产市场遇冷,政府收支将出现将近一年的显著回落。最后,在转移路径上的社会福利均低于理性预期情形,开征房地产税的福利改善也低于理性预期。虽然家庭消费和政府支出的上升在一段时间内会使社会福利显著提升,但消费将最终降低至新稳态。因此,开征房地产税叠加投机性预期会造成宏观经济在短期承受不容小觑的阵痛。

综上所述,房地产税政策的推出时机需要谨慎抉择。虽然房地产税的推行能够有效平抑经济波动,但同时会造成短期产出下滑,给经济带来不可忽视的阵痛。当房地产市场处于上行周期乃至房价过热时,乐观投机性预期对波动的放大作用与房地产税的作用方向相反,可以部分抵消短期产出损失,从而经济可以较快恢复。而当房地产市场遇冷或处于下行周期时,悲观投机性预期将放大下行波动,叠加房地产税对产出的负面影响,可能对宏观经济造成难以承受的代价。当前国内外环境异常复杂多变,我国改革发展稳定任务艰巨繁重,经济发展在趋势上处于新旧动能转换、在周期上面临总需求不足,房地产市场正在经历深刻调整,经济工作要坚持“稳中求进、以进促稳”,这样的利弊权衡分析或为理解我国政府尚未大规模推行房地产税的现状提供了深刻的启示。

六、政策含义

本文的分析结果表明,在投机性预期下,实际房价和房价增速预期形成了相互加强的正反馈机制,外生冲击不仅会直接导致房价波动,还会导致房价预期在学习效应的作用下出现显著波动,从而加剧房地产市场和宏观经济的波动与结构失衡,这也是房地产市场调控政策通过稳定预期、抑制投机性需求,使得住房回归居住属性的宏观经济学逻辑。

本文的结论对于推动房地产市场平稳健康发展,推动经济高质量发展和人民安居乐业、社会和谐稳定具有明确的政策含义。第一,投机性预期下,房地产市场的过度波动在经济上行周期中会加剧对实体部门的挤出效应,在下行周期中会加剧下行压力,因此,稳定预期是稳定房地产市场的前提,也是发展实体经济、提高经济发展质量的必然要求。第二,存量房地产税通过抑制投机性需求,能够在经济周期上有效地稳定预期、缓解房价的无效波动,使房价和住房需求更接近理性预期水平。第三,尽管房地产税存在以上调控效果,但是在投机性预期下推出该政策会造成总产出在趋势上显著下滑,政府收支也

将短期承压,宏观经济将面临不容小觑的阵痛。因此,在国内外环境复杂多变、国内经济处在结构调整转型关键期的情况下,房地产税的落地时机尤其需要谨慎权衡和综合研判。

参 考 文 献

- [1] Adam, K., P. Kuang, and A. Marcet, “House Price Booms and the Current Account”, *NBER Macroeconomics Annual*, 2012, 26(1), 77-122.
- [2] Adam, K., and A. Marcet, “Internal Rationality, Imperfect Market Knowledge and Asset Prices”, *Journal of Economic Theory*, 2011, 146(3), 1224-1252.
- [3] Adam, K., A. Marcet, and J. Beutel, “Stock Price Booms and Expected Capital Gains”, *American Economic Review*, 2017, 107 (8), 2352-2408.
- [4] Adam, K., A. Marcet, and J. P. Nicolini, “Stock Market Volatility and Learning”, *The Journal of Finance*, 2016, 71(1), 33-82.
- [5] Adam, K., O. Pfäuti, and T. Reinelt, “Subjective Housing Price Expectations, Falling Natural Rates, and the Optimal Inflation Target”, *Journal of Monetary Economics*, 2025, 149, 103647.
- [6] Barro, R. J. “On the Determination of the Public Debt”, *Journal of Political Economy*, 1979, 87(5), 940-971.
- [7] 卞志村、高洁超, “适应性学习、宏观经济预期与中国最优货币政策”, 《经济研究》, 2014 年第 4 期, 第 32—46 页。
- [8] Campbell, S. D., M. A. Davis, J. Gallin, and R. F. Martin, “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent-price Ratio”, *Journal of Urban Economics*, 2009, 66(2), 90-102.
- [9] Chang, C., K. Chen, D. Waggoner, and T. Zha, “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, 2015, 30, 1-84.
- [10] 陈斌开、杨汝岱, “土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄”, 《经济研究》, 2013 年第 1 期, 第 110—122 页。
- [11] Chen, K., and Y. Wen, “The Great Housing Boom of China”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(2), 73-114.
- [12] 陈彦斌、邱哲圣, “高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等”, 《经济研究》, 2011 年第 10 期, 第 25—38 页。
- [13] Coibion, O., and Y. Gorodnichenko, “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts”, *American Economic Review*, 2015, 105 (8), 2644-2678.
- [14] Dong, F., J. Liu, Z. Xu, and B. Zhao, “Flight to Housing in China”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2021, 130, 104189.
- [15] 范从来、高洁超, “适应性学习与中国通货膨胀非均衡分析”, 《经济研究》, 2016 年第 9 期, 第 17—28 页。
- [16] Fang, H., Q. Gu, W. Xiong, and Li-An Zhou, “Demystifying the Chinese Housing Boom”, *NBER Macroeconomics Annual*, 2016, 30, 105-166.
- [17] 高波、王文莉、李祥, “预期、收入差距与中国城市房价租金‘剪刀差’之谜”, 《经济研究》, 2013 年第 6 期, 第 100—112 页。
- [18] 高然、龚六堂, “土地财政、房地产需求冲击与经济波动”, 《金融研究》, 2017 年第 4 期, 第 32—45 页。
- [19] Garriga, C., A. Hedlund, Y. Tang, and P. Wang, “Rural-Urban Migration, Structural Transformation, and Housing Markets in China”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2023, 15(2), 413-440.
- [20] Ge, X., X. L. Li, Y. Li, and Y. Liu, “The Driving Forces of China’s Business Cycles: Evidence from an Estimated DSGE Model with Housing and Banking”, *China Economic Review*, 2022, 72, 101753.
- [21] Glaeser, E., W. Huang, Y. Ma, and A. Shleifer, “A Real Estate Boom with Chinese Characteristics”, *Journal*

- of *Economic Perspectives*, 2017, 31(1), 93-116.
- [22] Greenwood, R., and A. Shleifer, "Expectations of Returns and Expected Returns", *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(3), 714-746.
- [23] 郭豫媚、陈伟泽、陈彦斌, "中国货币政策有效性下降与预期管理研究", 《经济研究》, 2016年第1期, 第28—41+83页。
- [24] Han, B., L. Han, and G. Zhu, "Housing Price and Fundamentals in a Transition Economy: The Case of The Beijing Market", *International Economic Review*, 2018, 59(3), 1653-1677.
- [25] Iacoviello, M., and S. Neri, "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(2), 125-64.
- [26] 蒋海、储著贞, "总供给效应、适应性学习预期与货币政策有效性", 《金融研究》, 2014年第5期, 第1—16页。
- [27] Kishor, N. K., and J. Morley, "What Factors Drive the Price-rent Ratio for the Housing Market? A Modified Present-value Analysis", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2015, 58, 235-249.
- [28] 况伟大, "预期、投机与中国城市房价波动", 《经济研究》, 2010年第9期, 第67—78页。
- [29] 况伟大, "房产税、地价与房价", 《中国软科学》, 2012年第4期, 第25—37页。
- [30] Kuchler, T., and B. Zafar, "Personal Experiences and Expectations about Aggregate Outcomes", *The Journal of Finance*, 2019, 74(5), 2491-2542.
- [31] 李江一, "房奴效应导致居民消费低迷了吗?", 《经济学》(季刊), 2017年第1期, 第405—430页。
- [32] 刘甲炎、范子英, "中国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究", 《世界经济》, 2013年第11期, 第117—135页。
- [33] 刘建丰、于雪、彭俞超、许志伟, "房产税对宏观经济的影响效应研究", 《金融研究》, 2020年第8期, 第34—53页。
- [34] Lucas, R. E. B., and N. L. Stokey, "Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital", *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(1), 55-93.
- [35] 骆永民、伍文中, "房产税改革与房价变动的宏观经济效应——基于DSGE模型的数值模拟分析", 《金融研究》, 2012年第5期, 第1—3+5—14页。
- [36] Lutz, B. F., "The Connection Between House Price Appreciation and Property Tax Revenues", *National Tax Journal*, 2008, 61(3), 555-572.
- [37] Miao, J., P. Wang, and J. Zhou, "Asset Bubbles, Collateral, and Policy Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 2015, 76, S57-S70.
- [38] Schmitt-Grohé, S., and M. Uribe, "Optimal Simple And Implementable Monetary And Fiscal Rules", *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(6), 1702-1725.
- [39] Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, "Growing Like China", *American Economic Review*, 2011, 101(1), 196-233.
- [40] 佟家栋、刘竹青, "房价上涨、建筑业扩张与中国制造业的用工问题", 《经济研究》, 2018年第7期, 第59—74页。
- [41] 王敏、黄滢, "限购和房产税对房价的影响: 基于长期动态均衡的分析", 《世界经济》, 2013年第1期, 第141—159页。
- [42] 赵扶扬、王忞、龚六堂, "土地财政与中国经济波动", 《经济研究》, 2017年第12期, 第46—61页。

Housing Price Fluctuations and Business Cycles from the Perspective of Speculative Expectations

ZHANG Tongbin CHEN Danni WU Huabin*

(Shanghai University of Finance and Economics)

OU Shengliang

(Shanghai Jiao Tong University)

Abstract: We analyze the mechanism by which speculative expectations influence housing price volatility through the lens of speculative irrational expectations. Additionally, we examine the role of speculative expectations in business cycles and discuss appropriate policy responses. Our findings indicate that speculative expectations can decouple housing prices from fundamental values, creating speculative bubbles that amplify macroeconomic fluctuations. A housing market boom driven by speculative expectations can suppress consumption and crowd out investment and labor in the real economy. A subsequent bust can hinder economic recovery and weaken fiscal revenue. Though introducing a property tax can effectively curb speculative behavior in the housing market and stabilize the economic cycle, it could lead to substantial decline in total output, generating short-term economic pain. Therefore, the timing of its implementation requires careful consideration.

Keywords: speculative expectations; housing price fluctuations; business cycle

JEL Classification: D84, R21, E32

* Corresponding Author; WU Huabin, Room 415, Annex Building, School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, No. 111 Wuchuan Road, Yangpu District, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65902050; E-mail: wu.huabin@sufe.edu.cn.