

## 附录

### 附录一、参数校准与估计

本文主要采用校准和贝叶斯估计相结合的方式确定模型参数,校准的参数可以通过文献和宏观数据获得取值。

#### (一) 参数校准

对于标准参数,本文主要依据文献或常用取值进行校准。无房贷家庭贴现因子 $\beta_h$ 取0.991,对应系统稳态时3.6%的贷款年利率,这一取值也与文献常用取值相一致;参考Iacoviello (2015),有房贷家庭和企业部门的贴现因子 $\beta_s$ 与 $\beta_e$ 取0.94。参考Liu et al. (2013),消费习惯参数 $\gamma$ 取0.5;依据Smets and Wouters (2007)和Iacoviello and Neri (2010)的估计结果,劳动供给弹性约为2,因此我们设定 $\eta$ 为0.5。各个部门的资产负债率 $\bar{m}_s$ 、 $m_e$ 均取值0.8,本文会在后续的反事实分析中调整取值探讨各部门杠杆高低对均衡的影响。

对于结构性参数,本文主要依据对现实宏观数据的观察进行校准。根据CQER数据库<sup>①</sup>和Penn-World Table数据库,我国劳动收入份额为48%,因此取 $\alpha_n$ 为0.48。依据制造业投资占GDP的比值(约25%),在稳态中反解出资本回报份额 $\alpha_k$ 为0.471。假设生产函数规模报酬不变,因此有 $\alpha_l = 1 - \alpha_n - \alpha_k = 0.049$ ,这一取值与Iacoviello (2015)接近。资本折旧率 $\delta_k$ 取0.025,对应年均10%的折旧率。依据西南财经大学CHFS数据库,2017年有32%的家庭背负着债务,因此本文设定无房贷家庭占比 $\mu$ 为0.7。我国金融市场中的年化存贷款利差约为4%,因此设定 $\bar{\kappa}$ 为0.01。有房贷家庭和企业的债务调整系数 $\rho_s$ 和 $\rho_e$ 分别取0.25和0.5,分别对应两个部门每一季度可以调整75%和50%的债务。住宅用地供给和工业用地供给的稳态值 $\bar{h}_r$ 和 $\bar{h}_e$ 也不影响对数线性化后的均衡,可不失一般性地设为1。劳动负效用程度参数 $\bar{\psi}$ 并不影响模型系统在对数线性化后的均衡,因此并不需要校准或估计。

在基准模型中,本文单独考察房价驱动宏观经济的影响机制,暂不引入房价调控政策,因此房价调控政策的相关参数暂不需要校准。

#### (二) 贝叶斯估计

基于贝叶斯估计得到的参数,大多缺乏一致的文献取值,或缺少现实数据的直接对应。例如,基础设施对产出的外部性 $\alpha_g$ 在文献中的取值较为多样,Aschauer (1989)估得0.24,Leeper et al. (2010)取0.1和0.05,Baxter and King (1993)取0.05,赵扶扬等 (2017)估得中国取值为0.0739。又如,房屋和土地的折旧率 $\delta_h$ ,我国城镇国有土地使用年限为40-70年,但实际用于生产或居住的时间并没有那么长<sup>②</sup>;另外,本文模型假设土地总量处于稳定,这与现实中不停扩张的城镇面积相悖,去除增长趋势后对应模型中的房屋和土地折旧率应当更高,上述原因均给 $\delta_h$ 的取值带来困难。冲击相关的持续性参数和波动性参数同样面临上述情况,需要采用贝叶斯估计的方法确定取值。最后,银行的信贷调整成本参数 $\chi_b$ 、 $\theta$ 和企业的调整成本参数 $\chi_e$ ,也需要通过估计的方式得到。

① 由Chang et al. (2016)基于CEIC、Wind、国家统计局数据库、中国人民银行数据库整理的中国宏观时间序列数据库。

② 以70年的住宅用地为例,其上面建筑的商品房的设计使用年限只有50年,而实际上,大多小区使用30年后就由于安全、环境、市容、管线等问题面临大规模改造和翻新。此外,快速的城镇化和经济增长也给土地使用带来了很大的不确定性,土地使用者必须遵守政府的城市发展规划,往往会在土地使用到期前面临拆迁。当前,北京已经开始试点将部分土地使用年限缩短为20年。

贝叶斯估计采用的数据为 2004Q1–2017Q4 的六列季度数据，包括住宅用地价格、GDP、居民消费、居民信贷余额、工业企业投资、固定资产投资价格指数。所有数据均为实际变量，并进行了对数差分的处理。住宅地价数据来自 Wu et al. (2012)，居民信贷余额来自社科院国家资产负债表研究中心公布的家庭债务数据，其他数据来自 CQER 数据库<sup>①</sup>。由于数据中包含增长趋势  $\bar{g}$ ，对于任意带有增长趋势的变量  $X$ ，对数差分后的数据  $X_t^{data}$  与模型变量  $X_t$  应满足度量方程（measurement equation）： $X_t^{data} = \bar{g} \cdot X_t / X_{t-1} - 1$ ， $\bar{g}$  同样依靠贝叶斯估计得到。贝叶斯估计的先验分布和后验结果展示在附表 1 中，从 90%置信区间来看，后验分布的 90%置信区间较紧，估计结果可信性高。

附表 1 参数的贝叶斯估计

参数	先验分布			后验分布		
	分布类型	均值	标准差	均值	5%下限	95%上限
$\bar{\phi}$	Gamma	1	0.2	0.2962	0.2325	0.3561
$\alpha_g$	Beta	0.075	0.02	0.0900	0.0653	0.1207
$\delta_h$	Beta	0.01	0.002	0.0116	0.0074	0.0156
$\chi_e$	Gamma	1	0.2	1.1808	0.9011	1.4361
$\theta_1$	Gamma	0.6	0.2	0.2241	0.0862	0.3540
$\theta_2$	Gamma	0.6	0.2	0.2170	0.0826	0.3419
$\bar{g} - 1$	Gamma	0.02	0.005	0.0193	0.0114	0.0270
$\rho_\phi$	Beta	0.6	0.1	0.9724	0.9629	0.9799
$\rho_\psi$	Beta	0.6	0.1	0.7193	0.6559	0.7771
$\rho_z$	Beta	0.6	0.1	0.9752	0.9695	0.9800
$\rho_q$	Beta	0.6	0.1	0.9794	0.9788	0.9800
$\rho_m$	Beta	0.6	0.1	0.8206	0.7497	0.8966
$\rho_\kappa$	Beta	0.6	0.1	0.9709	0.9614	0.9797
$\rho_\lambda$	Beta	0.6	0.1	0.6241	0.4845	0.7783
$\sigma_\phi$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.2691	0.2030	0.3252
$\sigma_\psi$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.1374	0.1085	0.1650
$\sigma_z$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.0228	0.0184	0.0272
$\sigma_q$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.0114	0.0099	0.0129
$\sigma_m$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.1179	0.1001	0.1368
$\sigma_\kappa$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.0018	0.0014	0.0020
$\sigma_\lambda$	Inv-Gam	0.01	0.1	0.0085	0.0027	0.0144

### （三）方差分解

从估计结果来看，住房需求冲击展现出了较强的持续性（0.9724）和较大的波动性（0.2691）。这一结果与文献中的估计结果是大体一致的，例如 Iacoviello and Neri (2010) 对美国住房需求冲击持续性和波动性的估计结果分别为 0.96 和 0.0416，Liu et al. (2013) 对美国的估计结果分别为 0.9997 和 0.0462，Liu et al. (2016) 对美国的估计结果分别为

① 由 Chang et al. (2016) 整理，随后逐年更新。

0.996 和 0.077, 赵扶扬等 (2017) 对中国的估计结果分别为 0.9860 和 0.2935, 孟宪春和张屹山 (2021) 对中国的估计结果分别为 0.9281 和 0.5030。

为了检验各种经济冲击对宏观经济波动贡献的百分比, 本文在贝叶斯估计后进行了方差分解。本文研究的重点, 在于解释房价波动下的中国经济结构性波动, 因此应最为关注住房需求冲击对经济波动的贡献, 相应结果展示在了附表 2 中。住房需求冲击首先会直接影响房价 (住宅地价), 继而通过地方政府的土地财政收入影响基建投资。此外房价的波动对金融市场传导也较为明显, 贷款利率和非金融家庭的债务都受到较大影响。由于中国不同用途的土地市场是分割的, 住宅用地的价格波动难以外溢到工业地价上, 因此工业地价受到的直接影响相对较小。但即便如此, 住房需求冲击对企业信贷和投资的影响并不弱, 且对总消费也有明显的影响, 下一节会对这些影响的传导渠道进行细致的分析。从总体来看, 住房需求冲击是本文模型框架中解释宏观经济波动最重要的冲击。

附表 2 方差分解: 房屋需求冲击的贡献程度 (%)

时期	1Q	4Q	8Q	16Q	20Q
房价(住宅地价)	94.21%	95.28%	95.23%	94.93%	94.86%
工业地价	16.85%	17.32%	17.42%	17.35%	17.32%
消费	10.23%	14.60%	18.04%	18.30%	17.75%
贷款利率	18.01%	24.52%	31.49%	30.39%	30.07%
有房贷家庭贷款	38.32%	45.35%	52.00%	57.61%	59.36%
企业贷款	23.40%	35.61%	37.34%	31.06%	29.02%
商业投资	16.53%	17.02%	17.24%	17.21%	17.19%
基建投资	1.68%	38.72%	58.84%	71.46%	73.96%
总投资	9.96%	10.12%	11.61%	14.61%	15.55%
GDP	1.52%	0.95%	1.13%	1.35%	1.45%

美国次贷危机后, 国际宏观学界意识到房地产市场会通过信贷渠道对宏观经济产生巨大影响, 而住房需求冲击 (housing demand shock) 则成为模型中能够驱动房地产市场和信贷市场的重要源头 (Liu et al., 2019)。住房需求冲击较早地见于 Iacoviello and Neri (2010)、Liu et al. (2013)<sup>①</sup>, 二者均认为该冲击很大程度上驱动了美国经济波动, Liu et al. (2019) 的文章 “*A Theory of Housing Demand Shock*” 为住房需求冲击提供了一个微观基础<sup>②</sup>。赵扶扬等 (2017) 为中国的住房需求冲击指出了一些背景, 其认为中国住房需求的大幅度波动是多种事件共同作用的结果, 例如住房商品化改革, 以及城镇化、高校扩招、城乡户籍改革等引起的人口流动, 再如金融危机后政府出台的一系列提振经济的刺激政策 (包括房地产市场的直接刺激, 以及货币宽松和金融政策等的间接刺激), 又如 2008 年前的“国八条”“国六条”和 2010 年后的“国十一条”和“国五条”等对房地产市场的调控作用。何青等 (2015) 认为, 政府经常采用行政管制手段, 如限购等政策, 来调控房地产市场, 这些政策对中国居民房地产需求造成了较大影响。其他典型国际前沿文献另见 Iacoviello (2015)、Liu et al. (2016) 等, 中文权威期刊的文献另见梅冬冬等 (2018)、孟宪春和张屹山 (2021) 等。

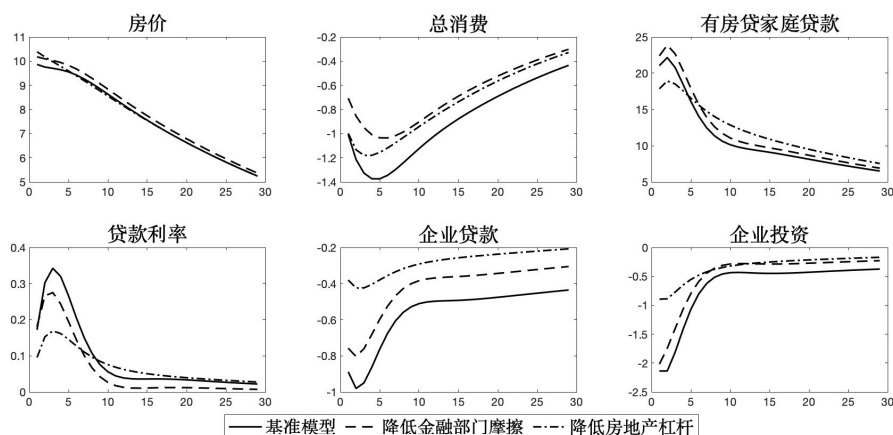
① 在 Iacoviello and Neri (2010)、Liu et al. (2013) 中, 住房需求冲击被解读为多层因素的简约形式 (reduced form), 一是社会因素或制度因素对国民住房偏好的影响, 二是相对其他产品, 可用于购买住房的资源周期性波动, 三是给定住房存量的情况下, 可用于生产住房服务的要素集合的随机变动。Liu et al. (2013) 借助出色的量化宏观工作, 进一步识别并突出了住房需求冲击的重要性, 该文章同样将住房需求冲击赋予了丰富的内涵, 其不仅是家庭住房偏好的外生变动, 更是为被模型内生刻画的深层摩擦和冲击的加总简约形式。

② Liu et al. (2019) 通过微观基础正面回应了学界对住房需求冲击的疑问, 在文章的异质性个体框架中, 部分微观个体所受金融约束的变动影响了其借贷能力, 加总至宏观的欧拉方程中恰有一项与传统文献中的住房需求冲击形成了准确对应。

因此,从文献、事实以及本文的估计结果都可以看到,住房需求冲击对解释宏观经济波动的重要性。在后续的内容中,本文也将以住房需求冲击为起点进行机制解释。

## 附录二、机制分析

### （一）金融摩擦的影响



附图 1 金融摩擦的影响：一单位正向住房需求冲击下的脉冲图

本文模型关注的金融摩擦包括两个方面：一方面是银行部门存在的金融摩擦，另一方面是异质性家庭中部分家庭受到的借贷约束。

首先，我们分析银行部门中的金融摩擦带来的影响。基准模型中，企业面对升高的贷款利率，降低了贷款需求，最终缩小了商业投资规模。企业部门之所以受到如此明显的影响，主要在于企业受到了贷款利率上升的影响，而贷款利率上升，不仅仅受到有房贷家庭贷款需求的驱动，同时还受到金融市场自身摩擦的影响。由于金融中介道德风险和资本充足率等要求的存在，金融部门受到贷款规模调整成本的限制。因而，存贷利差受到贷款规模影响，

$$R_{lt} = R_{dt} + \kappa_l + \theta_l \left[ \left( \frac{L_{st} + L_{et}}{\bar{L}_s + \bar{L}_e} \right)^{\theta_l} - 1 \right], \quad (A1)$$

贷款规模越大，金融摩擦导致边际调整成本进一步上升，带来存贷利差的进一步上升。

为了验证上述机制，我们设置反事实检验，将调整成本系数  $\theta_l$  从估计值 0.2241 调为 0（或从估计值调为），重新考察系统对住房需求冲击的脉冲反应。从附图 1 可以看到，当银行部门的金融摩擦较小时，贷款的扩张对存贷利差的影响较小，因此贷款利率上升幅度远小于基准模型，对企业部门的信贷和投资的挤出效果也大大削弱。此外，当银行部门摩擦降低时，利率上扬幅度下降，也使得家庭部门的债务负担下降，减弱了其对居民消费的挤出作用。

接着，考察第二方面。家庭消费的下降，从最直接的原因来看，来源于住房需求增加对消费的抑制，其中有房贷家庭起到了重要作用。在住房需求和房价双双上升时，有房贷家庭的最优决策是借更多的钱用于购房；更高的房价、更多的住房购买、更高的债务负担对自身消费产生了极大的抑制。在上述现象中，起到核心作用的，是有房贷家庭的融资约束带来的金融加速器。房价的上升会首先增加有房贷家庭现有房产的价值，这提高了有房贷家庭在贷款中的抵押资产价值，提高了其贷款能力；新增的贷款主要用于购房，增加了对住房的总需求，因此房价会进一步上升，形成了正反馈循环。我们可以通过有房贷家庭对住房的最优性条件，进一步将问题分析得更为清晰，该条件列示如下：

$$(1 + \tau_l) Q_{rt} \mu_{st} = \frac{\varphi_l}{\xi_l H_{sr,t}} + E_t \beta_s (1 - \delta_h) (1 + \tau_{l+1} - \omega_{l+1}) Q_{r,t+1} \mu_{s,t+1} + (1 - \rho_s) m_{st} \mu_{sl,t} E_t \frac{Q_{r,t+1}}{R_{s,t+1}} \quad (A2)$$

其中  $\mu_{st}$  为预算约束的拉格朗日乘子， $\mu_{sl,t}$  为贷款约束的拉格朗日乘子。方程左侧，代表卖出手中一单位房产，获得的边际效用；而方程右侧为保留一单位房产，获得的边际效用。方程右侧，共包含三项：第一项为持有房产本身获得的边际效用，第二项为房产在下一期折旧后价值对应的边际效用，第三项  $(1-\rho_s)m_{st}\mu_{sl,t}E_t Q_{r,t+1}/R_{s,t+1}$ ，为通过持有房产放松自身融资约束获得的边际效用。因此对于有房贷家庭来说，持有一单位房产的边际效用更高，房屋不仅具有居住价值和投资价值，还可以作为抵押物放松借贷约束。因此房价和家庭杠杆存在强烈的互动关系，房价将在家庭借贷约束的促进下波动得更为剧烈，进而影响居民消费、企业投资以及整体宏观经济。

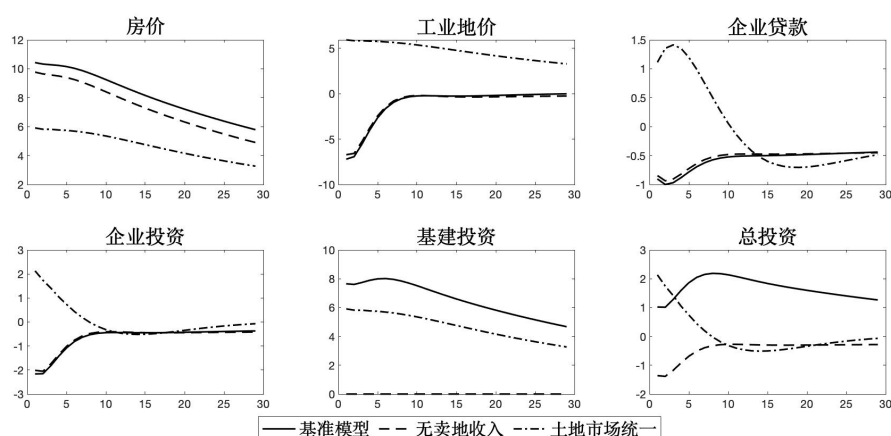
为了验证上述机制，我们设置反事实检验。上述机制，主要在于有房贷家庭借贷约束带来的金融加速器，回顾式（A2），等号右侧第三项依赖于资产负债率  $m_{st}$ ，其大小决定了房价缓解借贷约束的能力，也即金融加速器的程度。因此，我们将有房贷家庭资产负债率  $\bar{m}_s$  从 0.8 调低成 0.6。从附图 1 的对比中可以看到，降低有房贷家庭的资产负债率后，其贷款上升幅度下降，缓解了自身消费和总消费的下降，也使利率上升幅度缩小，最终缓解了企业贷款和投资的挤出。

## （二）土地财政的影响

地方政府的土地财政行为包括两个方面：一方面是土地出让收入用于基础设施建设，积累公共资本，另一方面是土地市场分割，导致工业地价无法随房价和住宅地价一同上涨。我们从这两个角度展开分析如下。

首先，我们分析土地出让收入的作用。房价上涨的另一个效应，是大幅增加地方政府的土地财政收入。附图 2 显示，基建投资的波动幅度和房价是一致的。正是因为基建投资的拉动，总投资和 GDP 在正文图 3 中存在着正向的反应。本小节验证土地财政和基建投资在模型中起到的作用，在反事实模型中，我们剔除土地财政机制，令基础设施水平  $K_{gt}$  固定为常数，土地出让收入通过转移支付返还给家庭户。重新考察系统对住房需求冲击的脉冲反应。

附图 2 显示，当剔除土地财政收入，并将基础设施水平固定为常数后，基建投资不会对冲击作出反应，因而总投资会随着企业投资的下降而下降，此时房地产繁荣与总投资和总产出的正相关关系被削弱。这一检验印证了土地财政和基建投资对我国总投资和总产出的拉动作用。



附图 2 土地财政的影响：一单位正向住房需求冲击下的脉冲图

接着，我们分析土地市场分割的影响。在中国的特征事实中和本文基准模型中，都出现了企业部门被房地产繁荣挤出的情况，这与美国经济周期的特征事实形成了鲜明的对比。土地和房产繁荣对美国非房地产部门的“挤入带动效应”早已在理论和实证中得到了证明：Chaney et al. (2012) 和 Cvijanović (2014) 通过微观企业层面的实证研究，发现房地产价

值的上升会通过融资抵押渠道促进企业投资的上升;在理论层面和宏观层面, Iacoviello and Neri (2010)讨论了房地产行业对其他行业的溢出效应, Liu et al. (2013)讨论了美国土地价格动态与投资等宏观变量的协同关系;宏观经济学范式下的相关研究另见 Miao et al. (2015)、Iacoviello (2015)、Liu et al. (2016)等。是什么导致了房地产繁荣在中国的“挤出效应”和美国的“挤入效应”?

本文认为,导致中美差异的根源,在于土地制度,更具体一点,在于中美土地用途决定机制的差异。在中国,每个城市的地方政府可以被看成是决定土地用途的垄断供给者。然而地方政府对土地的供给,往往不是为了满足或者平衡不同用途土地市场的需求。事实上,土地的供给被地方政府各方面的动机扭曲了,这些动机包括但不限于政治锦标赛、招商引资、财政收支缺口等。最终,商服住宅用地和工业用地存在着明显的市场分割:各地的商服和住宅用地价格颇高,而工业用地价格极低。反观美国,土地用途同样存在明确的规划(zoning),每个美国城市都有相关部门对土地用途进行管理。但实际上,美国土地区划实际上反映了全体利益相关者的共同决定(Nelson, 1979)。一旦条件允许,就会有区划的修改和更新(rezoning),以保证对土地的合理使用,不管是私人申请者(土地所有者、开发商、社区代表、公益组织),还是相关政府部门,都可以提出修正土地区划的申请,后续会有调查研究、听证会、投票环节等。在过去几十年的美国,土地在不同用途之间的重新区划非常常见,很多学者都惊讶于私人团体在土地(重新)区划过程中的影响力。很多研究都认为土地用途的区划是“跟随市场”的(Wallace, 1988; McMillen and McDonald, 1991; Wheaton, 1993)。

中国住宅用地和工业用地存在的市场分割,使得房价上涨仅带动了住宅用地价格的上涨,却很难对工业用地价格产生任何影响。因此,企业部门手中的厂房和工业用地没有增值,也难以通过融资抵押效应(collateral effect)增加企业的融资能力,反而出现了企业信贷被房地产信贷扩张挤出的情况。形成鲜明对比的,是在美国等西方发达国家,企业部门持有的房产和地产随着房地产繁荣一同升值,通过融资抵押效应提升了自身的融资能力,使得企业的信贷与投资随房价一同上升(Liu et al., 2013; Liu et al., 2016)。

为了验证这一机制,本小节的事实检验是将土地市场统一,即住宅用地和工业用地可以相互转换,家庭和企业对房产和土地的需求面临共同的供给,也面临共同的价格。具体的操作,是将基准模型中正文式(22)和式(23)两个土地市场出清条件,统一为一个市场出清条件,

$$H_{hrt} + H_{srt} + H_{et} - (1 - \delta_h)(H_{hr,t-1} + H_{sr,t-1} + H_{e,t-1}) = h_t, \quad (A3)$$

同时要求两类土地的价格完全统一

$$Q_{rt} = Q_{et}. \quad (A4)$$

观察附图2可以看到,土地市场统一后,房价的上涨外溢到了工业用地上。更多的工业用地转化成了住宅用地,使得住房供给提升,房价上涨程度远小于基准模型。此时,企业持有的厂房和土地增值,提高了抵押物的价值,进而融资能力上升,企业的商业投资也获得了提升,这恰与美国房地产繁荣对企业的“挤入效应”相吻合,见Liu et al. (2013)、Iacoviello (2015)等。本文从土地用途分割的视角探讨房地产对实体部门的挤出效应,与高然和龚六堂(2017)、梅冬州等(2018)等研究土地财政的文献存在本质差别,这也是本文的贡献和创新之一<sup>①</sup>。

然而,需要注意的是,当房价低于基准模型时,地方政府的土地出让收入相对基准模型出现下降,这也影响到了基建投资和总投资的波动幅度。这一现象的推论是,地方政府并没

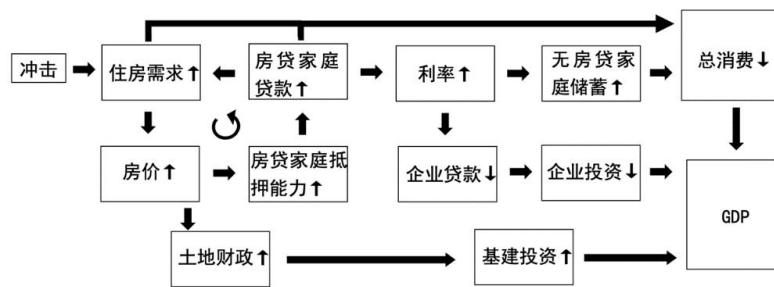
① 高然和龚六堂(2017)、梅冬州等(2018)等文献看似是引入了住宅用地、工业用地等不同用途的土地形式,但实则在这些模型中不同土地类型并不存在分割,可以依据市场需求相互转化。在这些文献中,地方政府并不决定不同用途的土地供给量,而是简单地决定一个总的土地供给量,至于出让的土地用于什么用途,由市场决定。这样做的方式,就是不同用途的土地最终具有一个统一的价格。

有动机放开土地用途的市场分割，因为当土地用途由市场决定时，住宅用地的供给将被迫增加，房价向下承压，将威胁到其财政收入和基建投资。

### （三）小结

对上面的分析进行总结，房价上升对宏观经济的结构性影响体现在如下方面：首先是推动房价和家庭杠杆的螺旋上升，但挤出了实体部门融资；其次是提高了基建投资，但挤出了实体部门投资；最后是遏制了消费。房价的持续上升使得这一系列现象愈演愈烈，消费占 GDP 的比例不断下降，实体经济不断被挤出，GDP 的增长越来越依赖基建投资。

通过对上面的分析，我们梳理了造成这一系列经济现象背后的关键渠道和因素<sup>①</sup>。**第一个渠道是金融摩擦**。其中，在居民部门的金融摩擦下，住房可以作为抵押物放松家庭融资约束，导致房价和家庭杠杆存在相互强化的作用，最终挤出了消费；在银行部门的金融摩擦下，当大量贷款流向房贷时，贷款利率的上升会进一步强化，这提高了企业的融资成本，挤出企业投资。**第二个渠道是土地财政**。其中，以土地财政为支撑的基建投资，在房地产繁荣时出现了大幅度扩张，拉动了总投资和 GDP；在不同用途的土地市场分割下，房价上涨仅带动了住宅地价的上涨，却很难对工业地价产生任何影响，企业部门手中的厂房和工业用地没有增值，也难以通过融资抵押效应增加企业的融资能力，反而出现了企业信贷被房地产信贷扩张挤出的情况。总结来看，房价上升拉动了总投资和 GDP，但代价是居民杠杆的提高，以及居民消费和企业投资的挤出。上述传导机制的结构可以用如下的流程图表示。



附图 3 机制传导图

## 附录三、模型拓展

### （一）引入完整的银行部门设置

本小节将基于 Iacoviello (2015)、梅冬州等 (2021)、孟宪春和张屹山 (2021) 等文章的范式，为正文基准模型的简化设置提供一个微观基础，具体如下。

金融市场存在摩擦，资金的供需双方通过金融中介实现资金融通。银行部门从无房贷家庭吸收存款  $D_t$ ，结合其自有资金，向有房贷家庭和企业发放贷款  $L_{st}$  和  $L_{et}$ 。银行并非风险中性，而是风险厌恶的，其最大化如下经营目标

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \log(\Pi_{bt}), \quad (A5)$$

① 在文献中，房地产对实体经济的挤出效应可大致分为三类：第一，在房地产繁荣时期，非房地产企业为追求高回报而进行房地产投资或进入房地产领域，导致主营业务投资受到挤压（林嵩，2012；吴海民，2012；荣昭和王文春，2014；王文春和荣昭，2014；Dong et al., 2021）；第二，在房地产繁荣时期，金融市场上的信贷配置更偏向于房地产相关领域，抬高了实体部门的融资成本（罗知和张川川，2015；Chen et al., 2017；田国强和赵旭霞，2019；刘畅等，2020；Huang et al., 2020；冀云阳等，2021）；第三，房地产部门在扩张时增加了对生产要素的需求，提高了生产要素的价格，对其他部门的生产成本带来压力（黄静和屠梅曾，2009；范言慧等，2013；陈斌开等，2015；陈勇兵等，2021）。可以说，本文提出的“土地用途分割”具有理论创新意义。本文将在附录三模型拓展中，通过引入房地产部门论证房地产企业贷款扩张带来的挤出效应（见第二个拓展），通过引入完整的地方财政设置论证地方政府债务扩张带来的挤出效应（见第三个拓展）。

其中  $\Pi_{bt}$  为银行各期的净利润。 $\beta_b$  为银行部门的贴现因子，为保证稳态时银行部门和非家庭部门（以及后文将要介绍的企业部门）借贷约束是紧的，本文要求  $\beta_b$  大于有房贷家庭户的贴现因子  $\beta_s$ ，小于无房贷家庭户的贴现因子  $\beta_h$ 。银行部门在各期的现金流应满足

$$\Pi_{bt} + R_{d,t-1}D_{t-1} + (L_{st} + L_{et}) \leq R_{l,t-1}(L_{s,t-1} + L_{e,t-1}) + D_t - AC_{bt}, \quad (A6)$$

其中  $AC_{bt} = AC_b(L_{st} + L_{et})$  表示银行调整贷款时损失的调整成本，并满足  $AC_b(0) = 0$ ， $AC_b' > 0$ ， $AC_b'' > 0$ 。

银行部门受到监管限制，巴塞尔协定对商业银行资本充足率具有要求，以避免出现“卷款跑路”的道德风险问题。另一种等价的要求，可写为对银行部门杠杆率的限制

$$D_t \leq m_{bt}(L_{st} + L_{et}), \quad (A7)$$

即要求银行的负债（即家庭存款），不能超过总资产（即贷款）的一个比例  $m_{bt} \in (0, 1)$ ，而  $m_{bt}$  代表银行资本充足率冲击，其越大则代表对银行的资本充足率要求越低，信贷更为扩张，金融环境更为宽松。 $m_{bt}$  的随机过程形式与传统外生冲击形式一致。

对银行求解最优性条件，将银行部门对存款需求和对贷款供给的最优条件作差，可得到下方式 (A8)：

$$R_{lt} - R_{dt} = \frac{(1 - m_{bt})\lambda_{bt}}{E_t \beta_b (\Pi_{bt} / \Pi_{b,t+1})} + \frac{AC_{bt}'}{E_t \beta_b (\Pi_{bt} / \Pi_{b,t+1})} \quad (A8)$$

其中  $\lambda_{bt}$  为银行部门资本充足率要求的拉格朗日乘子（用利润  $\Pi_{bt}$  调整过后的），由于  $\beta_b$  小于  $\beta_s$ ，可以证明  $\lambda_{bt}$  是严格大于零的。可以看到，等号左侧的存贷利差，主要受到等号右侧的两方面的影响：一是银行的杠杆率  $m_{bt}$ ，对银行部门资本充足率要求越高，银行杠杆率  $m_{bt}$  越小，银行最优决策下的存贷利差就越大；二是银行部门的贷款调整成本， $AC_b' > 0$  越大，调整贷款需要损失的成本越高，存贷利差就越大。式 (A8) 已经和正文式 (7) 形成了基本对应，如果进一步假设银行贷款调整成本  $AC_b$  服从如下形式

$$\chi_b \left[ \frac{1}{1 + \theta_2} \left( \frac{L_{st} + L_{et}}{\bar{L}_s + \bar{L}_e} \right)^{\theta_2} - 1 \right] (L_{st} + L_{et}), \quad (A9)$$

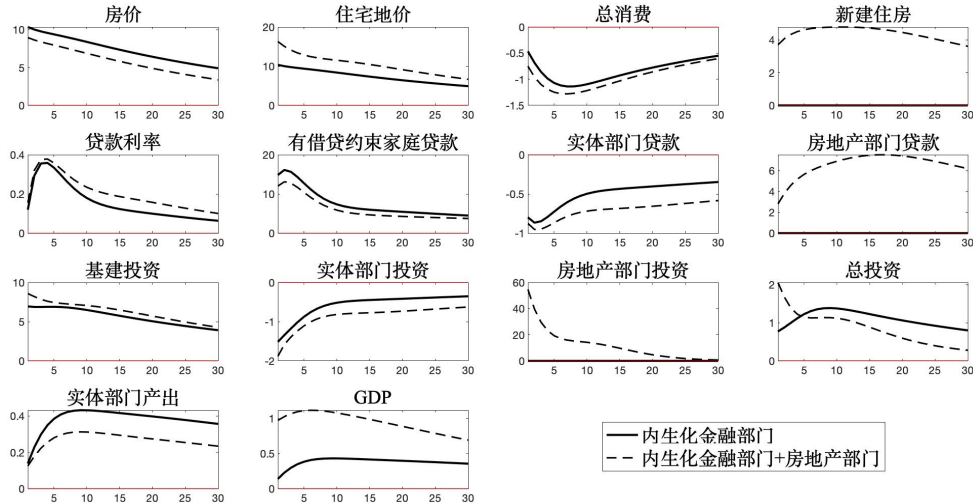
那么式 (A8) 可进一步简化为

$$R_{lt} = R_{dt} + \frac{(1 - m_{bt})\lambda_{bt}}{E_t \beta_b (\Pi_{bt} / \Pi_{b,t+1})} + \frac{\chi_b}{E_t \beta_b (\Pi_{bt} / \Pi_{b,t+1})} \left[ \left( \frac{L_{st} + L_{et}}{\bar{L}_s + \bar{L}_e} \right)^{\theta_2} - 1 \right]. \quad (A10)$$

式 (A10) 中，第一项与正文式 (7) 中的冲击项  $\kappa_t$  对应，后者是前者的简约式；第二项的系数  $E_t \chi_b \Pi_{b,t+1} / (\beta_b \Pi_{bt})$  与正文式 (7) 中的系数  $\theta_1$  形成对应，后者是前者的简约式。因而，正文基准模型中银行部门的简化形式是具备充分微观基础的。

本文对拓展模型进行了模拟。参考 Iacoviello (2015)，令  $\beta_b$  取 0.94， $m_{bt}$  的稳态值取 0.9；经检验， $\chi_b$  的取值并不影响核心机制，下文模拟中令其取 0.01。模拟结果见下方附图 4 的实线。可以看到，脉冲图的变动方向与正文基准模型的结果完全一致：房价飙升伴随着家庭房贷杠杆的攀升，但挤出了家庭消费；金融市场中抬升的融资成本挤出了实体部门的融资和投资；最终，总投资和 GDP 只能靠基建投资来拉动。

可以说，正文中简化的银行部门设置，是具备微观基础的，是抓住了银行部门金融摩擦核心内涵的。无论是简化的形式，还是完整的设置，模拟结果和内在机制都是一致的，正文的结论及后续政策分析也是稳健的。



附图 4 引入内生金融部门和房地产部门后的脉冲图（正向住房需求冲击下）

## （二）引入房地产部门

尽管将住房与住宅用地等同具备较强的文献基础，如 Liu et al. (2013)、Liu et al. (2016)、赵扶扬等 (2017)、高然和龚六堂 (2017)，但引入房地产部门显然可以进一步丰富模型的结论和机制。本小节在上一小节引入完整银行部门的基础上，进一步引入房地产部门。

房地产部门包含房地产业、建筑业等相关行业，其设置与实体部门企业基本对称。房地产企业雇用劳动  $N_{hr,t}$  和  $N_{sr,t}$ ，积累实物资本  $K_{rt}$ ，在住宅用地  $h_{rt}$  上建造商品住房  $H_{rt}$ 。同时，基础设施水平  $K_{gt}$  也对房地产企业的产出具有正外部性。生产函数为

$$H_{rt} = K_{r,t-1}^{1-\alpha_{lr}-\alpha_{nr}} h_{r,t-1}^{\alpha_{lr}} (N_{hr,t}^{\mu} N_{sr,t}^{1-\mu})^{\alpha_{nr}} K_{g,t-1}^{\alpha_g}, \quad (A11)$$

其中  $a_{lr}$  与  $a_{nr}$  分别代表住宅用地和劳动的产出弹性。与银行部门、实体部门一样，房地产部门的企业也是风险厌恶的，其最大化如下经营目标

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \log(\Pi_{rt}), \quad (A12)$$

其中  $\Pi_{rt}$  为各期的净利润， $\beta_e$  为贴现因子，与实体部门企业相一致。房地产企业的预算约束与实体部门企业相似

$$\Pi_{rt} + I_{rt} + Q_{ht} h_{rt} + R_{rt} L_{r,t-1} \leq Q_{rt} H_{rt} - w_{hr,t} N_{hr,t} - w_{sr,t} N_{sr,t} + L_{rt} - AC_{rt}, \quad (A13)$$

其中  $I_{rt}$  表示房地产部门的实物投资，对  $K_{rt}$  的积累过程与实体部门相似， $Q_{ht}$  和  $Q_{rt}$  分别表示住宅地价和房价， $L_{rt}$  表示房地产部门的贷款， $AC_{rt} = \chi_e (K_{rt} - K_{r,t-1})^2 / 2$  表示投资调整成本。

需要注意的是，与实体部门企业不同，当商品房出售后，附着的住宅用地使用权也交给了居民住户，因此住宅用地在房地产部门仅能持有一期，其需要不断地从地方政府处购买新的住宅用地作为建造商品房的基本要素。房地产企业同样不能无限借贷，债务总量  $L_{rt}$  不能大于自身固定资产价值的一个比例

$$L_{rt} \leq \rho_r L_{r,t-1} + (1 - \rho_r) m_r E_t (Q_{h,t+1} H_{ht} / R_{l,t+1} + K_{rt}), \quad (A14)$$

其中的相应参数与实体部门企业相一致。在参数选取上，依据国家统计局，土地购置成本占房屋建造成本 50% 以上，取  $a_{lr}$  为 0.5；依据《中国统计年鉴》，房地产行业劳动的回报份额占 20%—30%，因此  $a_{nr}$  取 0.25；其余参数取值和实体部门企业对应的参数保持一致。

由于引入了一个新部门，部分变量的符号需要调整。令实体部门企业雇用的劳动标记为  $N_{he,t}$  和  $N_{se,t}$ ，因此劳动力市场出清条件修改为  $N_{ht} = N_{he,t} + N_{hr,t}$  和  $N_{st} = N_{se,t} + N_{sr,t}$ 。令银行部门放出的企业贷款标记为  $L_{ft}$ ，因此企业贷款市场出清条件为  $L_{ft} = L_{et} + L_{rt}$ 。区分房价和地价

后, 基建投资和土地出让收入的关系应修改为  $I_{gt} = Q_{ht} h_{rt} + Q_{et} h_{et} + \omega_t (1 - \delta_h)(H_{hr,t-1} + H_{hs,t-1})$ 。区分住宅用地和商品住房后, 商品房市场的出清条件应修改为  $H_{hrt} + H_{srt} - (1 - \delta_h)(H_{hr,t-1} + H_{sr,t-1}) = H_{rt}$ 。最后, 总投资  $I_t$  应表示为实体企业投资  $I_{et}$ 、房地产企业投资  $I_{rt}$ 、基建投资  $I_{gt}$  之和。

基于上述拓展, 我们重新模拟了脉冲图, 见上方附图4中的虚线。可以看到, 引入房地产部门后, 变量波动的方向完全不变, 基准结论和机制是稳健的。针对实线和虚线在波动幅度上的差异, 我们给出如下的解释。引入房地产部门后的房价上升幅度相对较低, 主要由于房地产部门在冲击的反应下扩大了新建住房的供给, 这缓解了房价的上升压力。引入房地产部门后的住宅地价相对更高, 这来自两方面因素: 一是在住房生产函数中土地和实物资本存在互补性, 当房地产企业实物投资增加时, 提高了土地的边际生产率; 二是此时住宅用地可被房地产企业用于抵押借贷, 住宅用地具备的金融属性进一步提高了其价值。由于住宅地价相对更高, 基建投资也相对更高。房地产部门在扩张的过程中, 增加了其在金融市场的贷款, 金融市场的贷款利率被进一步拉高, 增加了实体部门企业的融资成本, 导致其贷款、投资、产出等相对更低。在最终核算总GDP时, 由于新纳入了房地产部门, 因此此时GDP的上升幅度是更高的。

综上所述, 引入房地产部门后, 本文基准模型的核心结论依然稳健, 而拓展模型进一步丰富了房价对宏观经济波动的影响渠道。

### (三) 引入一般公共预算和地方政府债务

在正文基准模型中, 地方政府的预算约束被高度抽象, 其财政收入仅包含土地出让收入, 其财政支出则仅包含基建投资支出。事实上, 政府财政收入最重要的组成部分是一般公共预算收入, 以税收为主; 而政府财政支出也包含大量非投资性的支出项目。此外, 地方政府债务也是中国地方财政的一大突出特点, 地方政府债务不仅是金融系统(银行部门)的重要组成部分, 也是地方财政的重要组成部分。而由于相当多的地方政府债务都以土地储备进行抵押或增信, 其与房价地价存在着直接互动关系, 也与本文的核心逻辑存在密切关系。

本小节在前文引入完整银行部门的基础上, 将上述财政模块纳入模型中。为此, 针对企业的产出引入了税收, 假设企业每期缴税额为  $(\tau_c + \tau_l)Y_t$ , 其中  $\tau_c$  代表中央政府财政收入对应的税率,  $\tau_l$  代表地方政府财政收入对应的税率, 依据现实企业税负和中央-地方财政分成, 可令两个参数均取0.1。此时, 企业的预算约束, 正文方程(10), 需要进行修改, 其最优决策方程也应进行相应调整。令  $G_{lt}$  表示地方政府非投资性公共支出, 令  $L_{gt}$  表示地方政府债务, 则地方政府预算约束修改为,

$$I_{gt} + G_{lt} + R_{lt} L_{g,t-1} = Q_{rt} h_{rt} + Q_{et} h_{et} + L_{gt} + \omega_t (1 - \delta_h)(H_{hr,t-1} + H_{hs,t-1}), \quad (A15)$$

其中地方政府非投资性公共支出  $G_{lt}$  可不失一般性地设为外生常数, 依据现实数据可令其取稳态中GDP的1/10。受到《预算法》的约束, 地方政府不能随意举债。2014年后, 地方政府显性债务受财政部设定的限额约束, 这一约束与各地经济规模正相关, 我们假设其与当地GDP和  $Y_t$  正相关。此外, 地方政府还可以通过地方融资平台举借隐性债务, 这类债务中相当一部分需要抵押担保, 而各地的土地储备是最好的抵押物<sup>①</sup>。同时, 土地储备估值与商住用地价格存在极其相似的增长率<sup>②</sup>, 因此可以假设这类债务与未来住宅用地价格  $Q_{r,t+1}$  正相关。综上, 可令地方政府债务的动态变动方程服从如下规则。

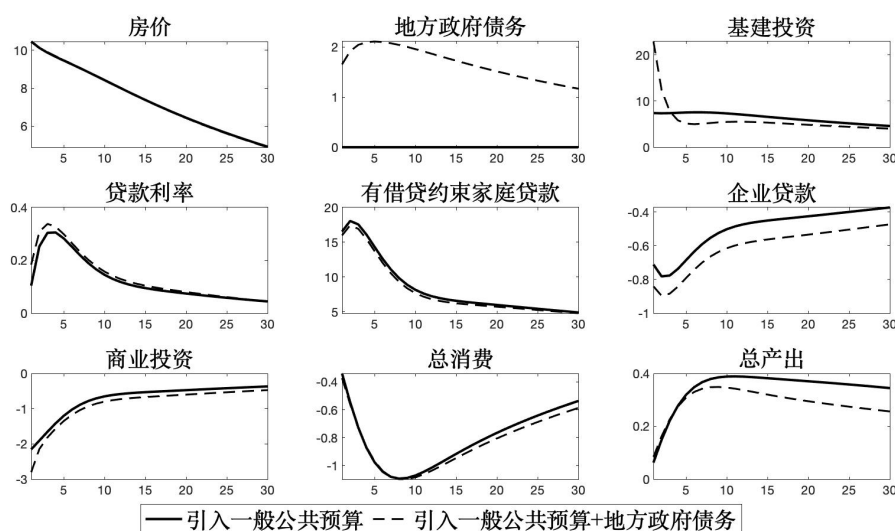
① 据国土资源部不动产登记中心(2017), 全国84个重点城市政府储备用地的抵押贷款中, 抵押金额和面积自2007年后飞速增长, 在2014年已经达到了1.4万亿的规模; 据中债资信披露的数据, 2013—2014年地方融资平台发行的配有增信措施的城投债中, 超过40%都采用了以土地使用权为抵(质)押担保的形式, 而2014年的新增城投债已经达到了1.5万亿的水平。

② 据国土资源部不动产登记中心(2017), 2014年储备用地的单位面积抵押金额是2007年的3倍, 可见房价与地价的快速上涨也反映在了储备用地的估值上。

$$L_{gt} \leq \rho_g L_{g,t-1} + (1 - \rho_g) \xi E_t [(Q_{r,t+1})^{\kappa_q} (Y_t)^{\kappa_y}] , \quad (A16)$$

其中,  $\kappa_q$  和  $\kappa_y$  分别代表隐性债务对地价和显性债务对经济规模的反应弹性,  $\rho_g$  代表地方政府债务的调整频率(或调整难易程度),  $\xi$  表示影响地方政府债务稳态值的参数。根据地价和地方政府债务增长率(BIS口径)的相关性, 取  $\kappa_q$  为 0.2125; 根据地方政府显性债务(财政部口径)和经济规模的相关性, 取  $\kappa_y$  为 0.5;  $\xi$  的取值, 由社科院国家资产负债表研究中心数据中地方政府债务相对于非房地产非金融类企业债务的比值(0.1058)反向求解而得;  $\rho_g$  的取值与  $\rho_e$  一致。中央政府的预算约束可简化设置为,  $G_{ct} = \tau_c Y_t$ , 其中中央政府支出  $G_{ct}$  应当进入国民收入恒等式, 但由于瓦尔拉斯法则, 国民收入恒等式可在均衡系统中省略。除上述设置和调整外, 银行部门的贷款总量应修改为  $L_{bt} = L_{st} + L_{ct} + L_{gt}$ 。

基于上述拓展, 我们重新模拟了脉冲图, 见下方附图 5。为了区分不同财政模块对模型和结论的影响, 附图 5 采取了分步引入和分布模拟的方式。附图 5 中的实线仅为引入一般公共预算(引入  $\tau_c$ 、 $\tau_l$ 、 $G_{ct}$ 、 $G_{lt}$ )后的脉冲图, 附图 5 中的虚线为引入一般公共预算和地方政府债务(引入  $\tau_c$ 、 $\tau_l$ 、 $G_{ct}$ 、 $G_{lt}$ 、 $L_{gt}$ )后的脉冲图。从附图 5 实线可以看到, 引入一般公共预算的脉冲图和附图 4 中的实线几乎一模一样, 即一般公共预算对本文的模拟结果不产生任何影响, 主要是由于这部分拓展内容并未触及本文的核心机制——金融摩擦和土地财政。



附图 5 引入一般公共预算和地方政府债务后的脉冲图  
(基于引入完整银行部门的拓展模型, 正向住房需求冲击下)

进一步地, 从附图 5 中的虚线可以看到, 引入地方政府债务后, 变量波动的方向完全不变, 但幅度出现了变化, 我们给出如下的解释。从地方财政来看, 房价上升后, 土地储备的抵押估值上升, 导致地方政府债务上升; 短期债务融资能力上升, 导致基建投资短期上升, 但需要注意的是, 地方政府债务上升后, 后续还本付息压力也上升, 因此基建支出相对于基准模型在后期反而出现了相对的下降。可见, 引入地方政府债务后, 地方财政和基建投资与房价的捆绑关系更为紧密, 这进一步提醒我们注意房价调控政策对地方财政可持续性的影响。除此之外, 地方政府债务对宏观经济产生影响, 不仅仅是通过基建投资和地方财政的渠道, 事实上, 由于地方政府债务扩张, 增加了金融市场上的信贷需求, 导致贷款利率高于基准模型, 进而企业融资成本大大上升, 最终企业信贷、投资, 以及总投资、总产出相对基准模型出现下降。可以说, 地方政府债务的引入, 强化了本文的机制, 丰富了本文的视角, 对本文的核心结论形成了极大补充。

## 参 考 文 献

- [1] Aschauer, D. A., "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?", *Journal of Monetary Economics*, 1989, 24(2), 171-188.
- [2] Baxter, M., and R. G. King, "Fiscal Policy in General Equilibrium", *The American Economic Review*, 1993, 315-334.
- [3] Chaney, T., D. Sraer, and D. Thesmar, "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment", *American Economic Review*, 2012, 102(6), 2381-2409.
- [4] Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha, "Trends and Cycles in China's Macroeconomy", *Nber Macroeconomics Annual*, 2016, 30(1), 1-84.
- [5] Chen, T., L. Liu, W. Xiong, and L. Zhou, "Real Estate Boom and Misallocation of Capital in China", *Work. Pap., Princeton Univ., Princeton, Nj*, 2017.
- [6] 陈斌开、金箫、欧阳涤非, "住房价格、资源错配与中国工业企业生产率", 《世界经济》, 2015年第4期, 第77-98页。
- [7] 陈勇兵、刘佳祺、徐丽鹤, "房价与出口: 不可贸易部门对可贸易部门的挤出效应", 《经济研究》, 2021年第3期, 第186-203页。
- [8] Cvijanović, D., "Real Estate Prices and Firm Capital Structure", *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(9), 2690-2735.
- [9] Dong, F., Y. Guo, Y. Peng, and Z. Xu, "Economic Slowdown and Housing Dynamics in China: A Tale of Two Investments by Firms", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2021.
- [10] 范言慧、席丹、殷琳, "繁荣与衰落: 中国房地产业扩张与“荷兰病”", 《世界经济》, 2013年第11期, 第27-50页。
- [11] 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。
- [12] 国土资源部不动产登记中心, 《基于经济与金融视角的土地抵押融资研究》。北京: 中国大地出版社, 2017年。
- [13] 何青、钱宗鑫、郭俊杰, "房地产驱动了中国经济周期吗?", 《经济研究》, 2015年第12期, 第41-53页。
- [14] 黄静、屠梅曾, "基于非平稳面板计量的中国城市房价与地价关系实证分析", 《统计研究》, 2009年第7期, 第13-19页。
- [15] Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza, "Local Crowding - Out in China", *The Journal of Finance*, 2020, 75(6), 2855-2898.
- [16] Iacoviello, M., "Financial Business Cycles", *Review of Economic Dynamics*, 2015, 18(1), 140-163.
- [17] Iacoviello, M., and S. Neri, "Housing Market Spillovers: Evidence From an Estimated Dsge Model", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(2), 125-164.
- [18] 冀云阳、毛捷、文雪婷, "地方公共债务与资本回报率——来自新口径债务数据和三重机制检验的经验证据", 《金融研究》, 2021年第6期, 第1-20页。
- [19] Leeper, E. M., T. B. Walker, and S. S. Yang, "Government Investment and Fiscal Stimulus", *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(8), 1000-1012.
- [20] 林嵩, "房地产行业对于创业活动的挤出效应——基于中国跨地区面板数据的分析", 《经济管理》, 2012年第6期, 第21-29页。
- [21] 刘畅、曹光宇、马光荣, "地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?", 《经济研究》, 2020年第3期, 第1-15页。
- [22] Liu, Z., J. Miao, and T. Zha, "Land Prices and Unemployment", *Journal of Monetary Economics*, 2016, 80(C), 86-105.
- [23] Liu, Z., P. Wang, and T. Zha, "Land - Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations", *Econometrica*, 2013, 81(3), 1147-1184.

- [24]Liu, Z., P. Wang, and T. Zha, "A Theory of Housing Demand Shocks", National Bureau of Economic Research, 2019.
- [25]罗知、张川川,“信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率”,《金融研究》,2015年第7期,第60-75页。
- [26]McMillen, D. P., and J. F. McDonald, "A Markov Chain Model of Zoning Change", *Journal of Urban Economics*, 1991, 30(2), 257-270.
- [27]Miao, J., P. Wang, and J. Zhou, "Asset Bubbles, Collateral, and Policy Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 2015, 76, S57-S70.
- [28]梅冬州、崔小勇、吴娱,“房价变动、土地财政与中国经济波动”,《经济研究》,2018年第1期,第35-49页。
- [29]梅冬州、温兴春、王思卿,“房价调控、地方政府债务与宏观经济波动”,《金融研究》,2021年第1期,第31-50页。
- [30]孟宪春、张屹山,“家庭债务、房地产价格渠道与中国经济波动”,《经济研究》,2021年第5期,第75-90页。
- [31]Nelson, R. H., "A Private Property Right Theory of Zoning", *The Urban Lawyer*, 1979, 11(4), 713-732.
- [32]荣昭、王文春,“房价上涨和企业进入房地产——基于我国非房地产上市公司数据的研究”,《金融研究》,2014年第4期,第158-173页。
- [33]Smets, F., and R. Wouters, "Shocks and Frictions in Us Business Cycles: A Bayesian Dsge Approach", *American Economic Review*, 2007, 97(3), 586-606.
- [34]田国强、赵旭霞,“金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角”,《经济研究》,2019年第8期,第4-20页。
- [35]Wallace, N. E., "The Market Effects of Zoning Undeveloped Land: Does Zoning Follow the Market?", *Journal of Urban Economics*, 1988, 23(3), 307-326.
- [36]王文春、荣昭,“房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究”,《经济学》(季刊),2014年第2期,第465-490页。
- [37]Wheaton, W. C., "Land Capitalization, Tiebout Mobility, and the Role of Zoning Regulations", *Journal of Urban Economics*, 1993, 34(2), 102-117.
- [38]Wu, J., J. Gyourko, and Y. Deng, "Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets", *Regional Science and Urban Economics*, 2012, 42(3), 531-543.
- [39]吴海民,“资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究”,《中国工业经济》,2012年第1期,第46-56页。
- [40]赵扶扬、王忼、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。

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。