

DOI: 10.19361/j.er.2016.05.04

房价波动、住房自有率和房地产挤出效应

祝梓翔 邓翔 杜海韬*

摘要: 本文试图回答三个问题:(1)驱动房价波动的主要因素是什么?(2)房地产行业对于其他行业的影响是怎样的?(3)住房自有率怎样影响房地产行业?文章首先构建了一个包含代表性家户、房地产企业、资本品生产者和代表性企业主的多部门模型,基于贝叶斯估计的分析发现,驱动中国房价波动的因素短期来自于住房偏好冲击,中长期则取决于房地产投资、全要素生产率和需求冲击。房价、房地产投资对于非房地产投资和居民消费有微弱的挤出效应,理论和实证显示了一致性。接着文章扩展出一个包含无房家户的异质性主体模型,发现过高的住房自有率会强化这种挤出效应。本文认为房地产市场的回落以及住房自有率的下降有助于宏观经济的平衡发展。

关键词: 住房偏好;住房自有率;挤出效应

一、引言

我国的住房改革始于20世纪90年代初,1998年开始实行货币化住房制度,得益于供需两旺的因素,房地产业发展迅速,房价、房屋销售波动剧烈。图1比较了房地产行业波动和产出波动,^①总体上,房价、房地产销售的波动明显高于产出。那么房地产行业波动的原因是什么呢?部分理论和证据表明货币金融因素起着重要作用,王云清等(2013)基于新凯恩斯一般均衡模型,认为宽松的货币政策是导致我国房价上涨和波动的主要原因。然而,宽松的货币或信贷政策只是放松了房地产企业和家户的跨期预算约束,扩大了开发商的投资能力和购房者的购房能力,但是否投资和购房仍然取决于经济主体的选择,要形成有效购房需求,必须既有购买能力又有购买愿望。

梁斌和李庆云(2011)认为成本冲击是中国房价波动的主要因素。成本冲击指土地购置费的变化或政府调控造成的成本变化。应该说,土地价格是房价最重要的组成部分,虽然我国已采用市场化的土地拍卖制度,但地方政府垄断了一级土地交易市场,土地规划和开发除了遵循地方和国家的发展规划外,还受到“18亿亩红线”的约束。因此严格来说,土地供给

*祝梓翔,西南交通大学经济管理学院,邮政编码:610031,电子信箱:zhuzixiang23@163.com;邓翔,四川大学经济学院,邮政编码:610065,电子信箱:dengxiang@scu.edu.cn;杜海韬,西南民族大学经济学院,邮政编码:610041,电子信箱:haitao_du@qq.com。

本文获得国家自然科学基金项目“新兴市场经济周期与波动的特征及启示”(项目编号:71473169)、西南民族大学学位点建设项目(项目编号:2014XWD-S0202)的资助。感谢匿名审稿人的意见,感谢编辑老师的工作,文责自负。

①国家统计局的房价数据是由当期房地产总销售额除以当期新建商品房销售面积得到。所有数据剔除季节性后取对数,按HP1600方式剔除趋势。

并非一种市场行为。王学龙和杨文(2012)构建模型表明,房地产市场的真实逻辑是房价决定地价,房价上涨的根本因素是土地财政造成了更大的投机需求。但这种观点很难解释目前的情况,当前不少地方政府的土地出让收入大幅下降,这显然不是土地供给不足,而是由于开发商缺乏投资动力,因为购房需求的放缓导致房地产行业的整体预期收益率下降。

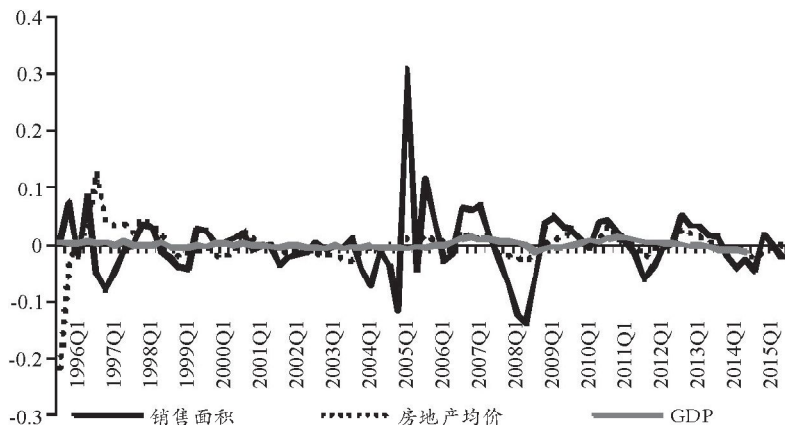


图1 房地产市场波动

综上所述,本文认为房价波动的根本因素仍然来自于购房需求,不管这种买房的动机是什么^①。基于这种认识,房地产的调控仍然需要从需求方入手。正如李绍荣等(2011)指出,货币或信贷调控政策对房地产市场影响只是短期的,无法长期稳定房价,稳定房价需要从控制房地产市场消费者比例入手。本文的结构安排如下:第一部分为引言;第二部分列出基本事实;第三部分以基准模型为框架,分析房价波动的原因以及房地产行业的挤出效应;第四部分构建包含租房家户在内的扩展模型,分析住房自有率对于房地产部门挤出效应的影响;第五部分为结论和政策建议。

二、基本事实

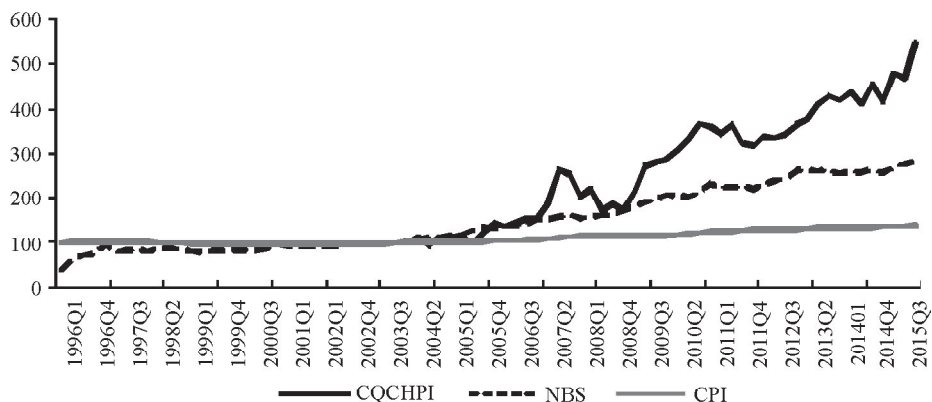
(一) 房地产价格

图2比较了房地产和普通消费品价格指数。浅色实线表示消费者物价指数CPI,黑色虚线表示由国家统计局(NBS)数据计算的房价指数,黑色实线表示Guo等(2014)所估算的住房同质价格指数(CQCHPI)。如图所示,房价指数的增幅远远高于普通消费品价格指数。需要注意的是,国家统计局的指标是全国35个重点城市的加权平均价格,年均增速在近十年低于产出的平均增速^②。Wu等(2014)认为,国家统计局的房价数据没有考虑房屋质量变化等因素^③,可能低估了真实增长。为解决这个问题,Guo等(2014)应用特征价格模型(Hedonic Method)控制质量变化,估计得到中国城市新建商品住房同质价格指数。相比国家统计局,同质价格指数显示我国房价的增速和波动都更大,这与直觉更为接近。因此,后文将使用住房同质价格指数作为观测数据。

①包括改善性住房、财富贮藏、投机动机等。

②国家统计局35个重点城市综合房价水平1999-2013年的年均实际房价增长率为5.76%,而同期世界银行给出的中国人均产出实际年均增长率高达9%。

③新建的住房价格即使与原来相差不大,但容积率更高、离中心城区、地铁的位置更远,实际价值更小。



注: NBS (National Bureau of Statistics) 表示国家统计局指标, 原始数据为月度数据, 单位为元/每平方米, 转换为季度数据, 按照 Census X12 方式剔除季节性, 最后折算成 2004Q1 = 100 的定基指数; CQCHPI (Constant-Quality China House Price Index) 表示中国同质住房价格指数, 计算方法参见 Guo 等 (2014)。

图2 房地产价格指数比较

同质价格指数显示, 我国的房地产价格水平在十年间上涨了 4 倍多, 同期的居民消费品价格只上涨了不到 0.4 倍。吕江林 (2010) 估算出我国的房价收入比的合理上限约在 4.38 ~ 6.78, 而 2009 年第三季度全国 35 个重点城市的平均房价收入比高达 12.99, 高房价收入比意味着“房地产泡沫”。此外, 房地产作为居民财富的主要组成部分, 影响着居民消费。虽然房价的上涨意味着家庭财富的增值, 由此产生的“财富效应”会对家庭消费产生积极作用, 但更多的文献发现房价上涨促进了储蓄而抑制了消费。陈斌开和杨汝岱 (2013) 基于国家统计局城镇住户调查数据, 发现房价上涨使得居民不得不“为买房而储蓄”。谢洁玉等 (2012) 发现房价高涨显著抑制了消费, 并且抑制效应在不同群体间差异明显。

(二) 房地产投资和非房地产投资

房价高涨带动了房地产投资, 然而过快的房地产投资可能不利于非房地产行业的发展。目前国内关于这方面的研究还较少, 武康平和胡谔 (2010) 通过 SVAR 模型发现房价的过快增长对非房地产投资产生了一定的“挤出效应”, 但还没有学者在 DSGE 框架下讨论房地产行业的挤出机制。已有文献主要从实证上讨论房价对居民消费的影响, 但对其他方面的影响涉及较少。

我们通过考察非房地产投资 i^k 与住宅价格 q_{HR} 、住宅投资 i_R^H 、住宅销售 ih_R 的相关系数, 可以初步评估这种“挤出效应”^①。表 1 给出了两种剔除趋势方法得到的相关系数: 非房地产投资和房地产的三个相关变量存在明显的负相关性, 并且 HP 滤波的负相关性更强; 其次, 所有负相关系数的绝对值在滞后二期和滞后三期达到最大, 然后开始衰减。虽然非房地产投资和房地产行业的相关指标呈现出一定的负相关性, 但并不能简单认为房地产行业对于其他行业的影响一定是负面的。原鹏飞和魏巍贤 (2010) 基于可计算一般均衡模型, 发现房价变动的方向和各行业的产出变动方向一致, 并且重工业、采掘业所受到的影响相对最大。房地产行业对于其他行业的影响需要通过规范的计量分析予以验证, 这是未来研究的重要方向。然而, 房地产行业的高利润的确吸收了大量社会资源, 正如 Deng 等 (2011) 指出, 2008 年我国的财

^①非房地产投资等于固定资产投资减去房地产投资。

政刺激资金很大一部分流入了房地产市场,不少国有企业把所获贷款用于购置土地。

表 1 相关系数

	剔除线性趋势			HP 滤波		
	$Corr(i^k, q_{HR})$	$Corr(i^k, ih_R)$	$Corr(i^k, i_R^H)$	$Corr(i^k, q_{HR})$	$Corr(i^k, ih_R)$	$Corr(i^k, i_R^H)$
当期	-0.075	0.531	-0.237	-0.350	0.461	-0.145
滞后一期	-0.228	0.086	-0.516	-0.630	0.012	-0.577
滞后二期	-0.248	-0.362	-0.681	-0.672	-0.500	-0.803
滞后三期	-0.160	-0.536	-0.558	-0.519	-0.684	-0.627
滞后四期	0.009	-0.440	-0.257	-0.268	-0.528	-0.191

注: i^k 表示非房地产投资, q_{HR} 表示住宅价格, i_R^H 表示住宅投资, ih_R 表示商品房住宅销售面积。滞后期以房价、房地产投资以及住宅投资滞后于非房地产投资。数据处理方式见表 2。时期 2006Q1-2014Q4。

(三) 住房自有率

住房自有率衡量一个国家或地区的住房产权结构,是指居住在自有住房中的家庭占总户数的比例。中国的住房自有率有三个来源:《中国家庭金融调查报告》(China Household Finance Survey, CHFS)^①、全国第六次人口普查^②以及《中国居住小康指数》^③。根据 CHFS《2014 年中国城镇住房市场发展趋势》的数据显示,2013 年中国总体和城镇住房自有率分别为 90.8%、87%;“六普”显示 2010 年中国的整体城市家庭住房自有率为 69.8%;《小康指数》基于 40 个城市的调查数据,计算得到 2012 年中国城市人口住房自有率为 78.6%。虽然不同机构发布的数据有差异,但普遍承认的事实是我国住房自有率比过去有了较大幅度的增长。本文主要参照 CHFS 的数据,CHFS 的数据显示,中国的住房自有率水平远远高于发达国家,甚至高于大部分发展中国家^④。

住房自有率对于宏观经济的影响,特别是对于房地产行业的影响,目前还缺乏规范的研究。虽然适度提高住房自有率能增进国民福利,然而居民持有过多住房可能形成空置房,特别是我国较低的住房持有成本有利于居民持有空置房,例如我国的房产税较低、房价租金比较高^⑤。根据 CHFS 的调查:中国城镇家庭多套房拥有率上升迅速,2014 年 3 月底已达 21%;住房市场供给过剩,2013 年城镇住房空置率高达 22.4%。空置房造成严重的资源浪费:一方面,空置房没有实现其本身的居住功能;另一方面,空置房和银行房贷捆绑在一起,降低了金融市场的效率。这些都可能对其他部门乃至整个宏观经济造成不利影响。

三、基准模型

(一) 模型

本文的基准模型思想源自 Iacoviello (2005),他将家户分为耐心家户(Patient Household)和无耐心家户(Impatient Household),以便两类家户之间会发生抵押借贷。进一步的,模型部

①由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发布,简称 CHFS。

②由国家统计局发布,简称“六普”。

③由浙江大学不动产投资研究中心、清华大学媒介调查实验室与《小康》杂志社联合发布,简称《小康指数》。

④详见 <http://chfs.swufe.edu.cn/Default.aspx>。

⑤Wu 等(2012)的研究显示,全国 8 个主要城市的房价租金比目前都在 30 以上,其中,北京的房价租金比为 45.9,上海 45.5,杭州 65.5,只有武汉略微低于 30,其余均在 30 以上,住房租金只占房屋总价的 2%~3%,并且我国的房产税还未普遍征收,这使得我国居民持有房屋的成本偏低。

分借鉴了 Liu 等(2013)的设计,不同之处在于, Liu 等(2013)将土地作为生产要素,而本文将生产性房产(写字楼、商业建筑、企业厂房)作为生产要素。

1. 代表性家户

家户拥有住宅房产,并能够实现跨期替代,有房家户用上标“ O ”表示。效用主要受三个因素影响:住宅持有 $h_{R,t}$ 、一般消费 c_t^O 和劳动 n_t 。家户的目标函数为 $\text{Max } E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_o^t U(h_{R,t}, c_t^O, n_t)$ 。其中 $0 < \beta_o < 1$ 表示家户的折现率; c_t^O 表示家户的实际消费; $h_{R,t}$ 表示住宅存量,既可用于自住,也可能是空置房; n_t 表示劳动时间。效用函数的形式为 $U(h_{R,t}, c_t^O, n_t) = \log(c_t^O) + \lambda_{H,t} \log(h_{R,t}) - n_t$,其中 $\lambda_{H,t}$ 表示住房需求弹性,假设为外生随机过程:

$$\ln \lambda_{H,t} = (1 - \rho_H) \ln \bar{\lambda}_H + \rho_H \ln \lambda_{H,t-1} + \varepsilon_{H,t}, 0 < \rho_H < 1, \varepsilon_{H,t} \sim N(0, \sigma_H^2) \quad (1)$$

家户的支出包括:消费 c_t^O ;新购买的住宅房屋 $q_{H,t}[h_{R,t} - (1 - \delta_H)h_{R,t-1}]$,其中 $0 < \delta_H < 1$ 表示住宅的折旧率, $q_{H,t}$ 表示房价^①;新购买的可贷债券 b_t/r_t ,其中 $r_t > 1$ 表示总体实际贷款利率;一次性总付税 t_t 。家户的收入包括工资收入 $w_t n_t$ 和到期贷款债权 b_{t-1} , w_t 表示实际工资水平。于是 t 期的资源约束为:

$$c_t^O + q_{H,t}[h_{R,t} - (1 - \delta_H)h_{R,t-1}] + \frac{b_t}{r_t} + t_t \leq w_t n_t + b_{t-1} \quad (2)$$

家户在预算约束(2)式下,选择 $c_t^O, h_{R,t}, n_t, b_t$ 最大化目标函数。

2. 房地产企业

Iacoviello 和 Neri (2010)、王云清等(2013)将土地存量作为生产要素,构建了适用于房地产生产的函数,由此得到土地的边际产出,从而确定土地的均衡价格。但严格来讲,若不考虑拆迁重建(如旧城改造),开发商主要利用新增土地进行房地产开发,而无法使用已有附着建筑物的土地进行开发,因此在房屋建筑生产函数中,土地要素应该视为一种流量而非存量。本文并不单独构建房地产部门的显示生产函数,而是将房地产视为存量资本,该建筑资本由外生的房地产企业生产,这种设计来自 Liu 等(2013)的附录 F。假设存在住宅和非住宅两类房地产商,分别用 R 和 F 表示,于是房地产商选择房地产投资数量 i_t^J 以最大化累计红利现值:

$$V_{HJ,t} = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta_o^i \frac{\mu_{0,t+i}}{\mu_{0,t}} \left\{ q_{HJ,t+i} \lambda_{J,t+i} \left[1 - \frac{\Omega_H}{2} \left(\frac{i_{t+i}^J}{i_{t+j-1}^J} - 1 \right)^2 \right] i_{t+i}^J - i_{t+i}^J \right\}, J \in \{R, F\}$$

假设房地产企业由家户拥有, $\beta_o^i \frac{\mu_{0,t+i}}{\mu_{0,t}}$ 表示随机折现因子; $\frac{\Omega_H}{2} \left(\frac{i_{t+i}^J}{i_{t+j-1}^J} - 1 \right)^2$ 表示房地产投资的调整成本; $\Omega_H > 0$ 表示房地产资本的调整成本系数; $\lambda_{J,t}$ 表示针对房地产投资的边际效率冲击,该冲击影响着投资品转换为房地产存量的速率,遵循 Justiniano 等(2011)的设计:

$$\ln \lambda_{J,t} = \rho_J \ln \lambda_{J,t-1} + \varepsilon_{J,t}, 0 < \rho_J < 1, \varepsilon_{J,t} \sim N(0, \sigma_J^2), J \in \{R, F\} \quad (3)$$

两类房地产企业通过选择房地产投资数额 $i_{J,t}^J$ 最大化累计利润现值。此外,房地产市场出清意味着新增房地产存量等于总房地产投资^②:

①我们假设生产类房产价格和住宅类房产价格是一致的。

②郑忠华和邱俊鹏(2012)虽然采用了与本文类似的处理方式,但他们假设房屋存量 $h_t = h_{R,t} + h_{F,t} = 1$,这种设计意味着当住宅存量 $h_{R,t}$ 增加时,生产性房产存量 $h_{F,t}$ 必须减少。

$$h_{J,t} - (1 - \delta_H) h_{J,t-1} = \lambda_{J,t} \left[1 - \frac{\Omega_H}{2} \left(\frac{i_{J,t}^H}{i_{J,t-1}^H} - 1 \right)^2 \right] i_{J,t}^H, J \in \{R, F\} \quad (4)$$

3. 资本品企业

类似的,假设资本 k_t 由资本品企业生产,该企业通过选择投资 i_t^K 以最大化累计利润现值:

$$V_{K,t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta_E^j \frac{\mu_{E,t+j}}{\mu_{E,t}} \left\{ q_{K,t+j} \lambda_{K,t+j} \left[1 - \frac{\Omega_K}{2} \left(\frac{i_{t+j}^K}{i_{t+j-1}^K} - 1 \right)^2 \right] i_{t+j}^K - i_{t+j}^K \right\}$$

上式中: $q_{K,t}$ 表示资本品价格; $\lambda_{K,t}$ 表示针对生产资本的边际效率冲击:

$$\ln \lambda_{K,t} = \rho_{Kl} \ln \lambda_{K,t-1} + \varepsilon_{Kl,t}, 0 < \rho_{Kl} < 1, \varepsilon_{Kl,t} \sim N(0, \sigma_{Kl}^2) \quad (5)$$

同样的,资本品市场出清:

$$k_t - (1 - \delta_K) k_{t-1} = \lambda_{K,t} \left[1 - \frac{\Omega_K}{2} \left(\frac{i_t^K}{i_{t-1}^K} - 1 \right)^2 \right] i_t^K \quad (6)$$

(6)式中: $0 < \delta_K < 1$ 表示资本品折旧率, $\Omega_K > 0$ 表示资本存量的调整成本系数。

4. 最终品企业主

前述的房地产企业和资本品企业的所有者为家户,最终品企业为独立的企业主所拥有。

假设企业主不提供劳动,目标函数为 $E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_E^t \log(c_t^E)$,其中 $0 < \beta_E < 1$ 表示企业主的折现率; c_t^E 表示消费。在 t 期,最终品企业主以生产性房产 $h_{F,t-1}$ 、资本 k_{t-1} 和劳动 n_t 为生产要素:

$$y_t = \lambda_{Z,t} [(h_{F,t-1})^\varphi (k_{t-1})^{1-\varphi}]^\alpha n_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

(7)式中: $0 < 1 - \alpha < 1$ 表示劳动的产出份额; $0 < \varphi < 1$ 表示生产性房产资本的指数; $\lambda_{Z,t}$ 为全要素生产率:

$$\ln \lambda_{Z,t} = \rho_Z \ln \lambda_{Z,t-1} + \varepsilon_{Z,t}, 0 < \rho_Z < 1, \varepsilon_{Z,t} \sim N(0, \sigma_Z^2) \quad (8)$$

最终品企业主的支出包括:消费 c_t^E ;新购买的资本 $q_{K,t} [k_t - (1 - \delta_K) k_{t-1}]$ 和生产性房产 $q_{HF,t} [h_{F,t} - (1 - \delta_H) h_{F,t-1}]$;工资支付 $w_t n_t$;到期贷款 b_{t-1} 。收入包括总产出 y_t 和新借贷款 b_t / r_t 。于是资金约束为:

$$c_t^E + q_{K,t} (k_t - (1 - \delta_K) k_{t-1}) + q_{HF,t} (h_{F,t} - (1 - \delta_H) h_{F,t-1}) + w_t n_t + b_{t-1} \leq y_t + \frac{b_t}{r_t} \quad (9)$$

此外,企业主的借贷能力受到其抵押品价值的限制,假设房地产和资本品都可用于抵押:

$$b_t \leq \lambda_{M,t} E_t (q_{H,t+1} h_{F,t} + q_{K,t+1} k_t) \quad (10)$$

遵循 Kiyotaki 和 Moore (1997) 的设计,企业将资本抵押给贷方以获得贷款,贷款额占抵押品价值的比重为 $\lambda_{M,t}$,服从随机过程:

$$\ln \lambda_{M,t} = (1 - \rho_M) \ln \bar{\lambda}_M + \rho_M \ln \lambda_{M,t-1} + \varepsilon_{M,t}, 0 < \rho_M < 1, \varepsilon_{M,t} \sim N(0, \sigma_M^2) \quad (11)$$

(11)式中: $0 \leq \bar{\lambda}_M \leq 1$ 表示 $\lambda_{M,t}$ 的稳态值,即资产的稳态抵押率。最后,企业主在预算约束(9)式和信贷约束(10)式下,选择 $c_t^E, k_t, h_{F,t}, n_t, b_t$ 实现效用最大化。

5. 加总均衡

假设政府满足预算平衡:

$$\lambda_{G,t} = t_t \quad (12)$$

(12)式中: $\lambda_{G,t}$ 表示政府支出,服从外生随机过程:

$$\ln \lambda_{G,t} = (1-\rho_G)\bar{\lambda}_G + \rho_G \ln \lambda_{G,t-1} + \varepsilon_{G,t}, 0 < \rho_G < 1, \varepsilon_{G,t} \sim N(0, \sigma_G^2) \quad (13)$$

社会总消费 c_t 等于:

$$c_t \equiv c_t^O + c_t^E \quad (14)$$

联立家户预算约束(2)式、最终品企业主预算约束(9)式、房地产市场出清(4)式、资本品市场出清(6)式、消费加总(14)式和政府预算约束(12)式,总体资源约束为:

$$c_t + q_{K,t} \lambda_{K,t} \left[1 - \frac{\Omega_K}{2} \left(\frac{i_t^K}{i_{t-1}^K} - 1 \right)^2 \right] i_t^K + \sum_{j=R,F} q_{Hj,t} \lambda_{Hj,t} \left[1 - \frac{\Omega_H}{2} \left(\frac{i_{j,t}^H}{i_{j,t-1}^H} - 1 \right)^2 \right] i_{j,t}^H + \lambda_{G,t} = y_t \quad (15)$$

(二) 参数估计

最终模型是一个由 21 个内生变量、7 个外生变量组成的非线性方程系统,将系统在稳态附近对数线性化,转化为状态空间形式^①。模型的参数采取校准和贝叶斯两种方式确定。

1. 数据来源及描述

首先,新出售面积更好的体现了购房主体的行为。其次,由于国家统计局可能低估了真实房价,因此文章采用恒隆房地产研究中心的住房同质价格指数,其他原始数据来自 CEIC 中国数据库。数据区间为 2006Q1-2014Q4,因为住房同质价格指数和非消费类贷款数据只能从此时获得。由于模型不包括外部经济,季度产出需转换为净产出;资本品价格由生产者购买价格指数(PPI)和消费者价格指数(CPI)相比所得;银行部门总贷款扣除消费性贷款的部分视为非消费类贷款。所有数据转换为当期值后剔除季节性。除销售面积数据外,所有数据利用 CPI 剔除价格因素。最后采用剔除线性趋势法平稳化。经处理,最终观测变量包括净产出 y_t 、商品房住宅销售面积 $ih_{R,t}$ ^②、商品房非住宅销售面积 $ih_{F,t}$ 、资本品相对价格 $q_{K,t}$ 、住房同质价格指数 $q_{HR,t}$ 、非消费类贷款 b_t 、政府支出 $\lambda_{G,t}$ 七个数据。

2. 校准参数

折旧率参考 Iacoviello 和 Neri (2010),其中房地产折旧率 δ_H 为 0.01,资本品折旧率 δ_K 为 0.025。在 2006-2013 年期间我国实际平均年借贷利率为 5.98%^③,这意味着季度实际平均利率 $\bar{r}$ 为 1.495%,于是折现率 $\beta_O = 0.98$ 。为使信贷约束(10)式绑定,最终品企业主需要比家户缺乏耐心,遵循 Iacoviello (2005),折现率 $\beta_E = 0.97$ 。Iacoviello (2005)将住房偏好参数 $\bar{\lambda}_H$ 设为 0.1,Iacoviello 和 Neri (2010)将其设为 0.12,考虑到我国居民对于住房的特殊偏好和高住房自有率,我国的先验值可能高于这个水平,本文设为 0.4,该值使得住宅类房产占总量的稳态水平为 70%^④。中国产出的资本份额系数 α 取自 Penn World Table 8.0 数据库 2004-2011 年的平均值。郑忠华和邸俊鹏(2012)、王云清等(2013)将抵押率 $\bar{\lambda}_M$ 设为 70%,按照中国人民银行的规定,不动产抵押率一般不超过 70%。但本文的模型将所有资产都视为抵押物,而资本品的抵押率可能远低于房地产的抵押率。2006Q1-2014Q4 的数据显示,非消费类贷款占净产出比值 b/y 的平均值为 3.88,由此可得抵押率为 0.325。政府支出占产出的稳态

①详细一阶条件和推导过程,如有兴趣,可向作者索取。

② $ih_{R,t} = h_{R,t} - (1-\delta_H)h_{R,t-1}$, $ih_{F,t} = h_{F,t} - (1-\delta_H)h_{F,t-1}$ 。

③名义借贷利率数据来自中国人民银行网站,原始数据为每日数据,通过简单加总平均值法换算为年度名义借贷利率,然后根据年度 CPI 数据换算为实际借贷利率。

④数据显示,2006Q1-2014Q4 期间,中国住宅类投资占总房地产投资比重的平均水平大约为 70%。

值 g/y 为同期政府支出占产出比值的平均值。校准参数取值见表 2。

表 2 校准参数取值

参数	解释	数值
δ_H	房屋建筑的季度折旧率	0.01
δ_K	非建筑形态资本折旧率	0.025
β_O	家户的主观折现率	0.98
β_E	厂商的主观折现率	0.97
α	产出的资本弹性	0.578
$\bar{\lambda}_M$	抵押率稳态值	0.325
g/y	政府消费占净资产的比值	0.223
$\bar{\lambda}_H$	住房偏好参数	0.4

3. 贝叶斯估计

剩余的参数使用贝叶斯方式估计,先验分布主要参考国内外相关经典文献,并结合我国的实际情况进行修正。外生参数的先验值和分布类型参考 Iacoviello 和 Neri (2010)^①。此外,陈晓光和张宇麟(2010)估计得出我国的全要素生产率的自回归系数接近 0.7,因此本文将自回归系数的先验取值设为 0.7,接近梁斌和李庆云(2011)的取值,服从 beta 分布。生产性房产的收入份额在不同文献中有较大差异,如郑忠华和邸俊鹏(2012)中只有 0.03,王云清等(2013)的取值高达 0.1,本文取中间值 0.06,这意味着生产性房产指数 φ 的先验取值为 0.1,服从 beta 分布。由于生产性资本的调整成本系数 Ω_K 和 Ω_H 的取值远大于 1,假设服从 gamma 分布。Aguiar 和 Gopinath(2007)将新兴市场的资本调整成本系数设为 4,本文将两类投资的调整成本系数先验值设为 5。估计结果如表 3 所示。

表 3 贝叶斯估计

参数	先验			后验		
	分布类型	初始值	标准差	均值	下界	上界
ρ_H	beta_pdf	0.700	0.1000	0.7596	0.6512	0.8683
ρ_Z	beta_pdf	0.700	0.1000	0.7985	0.6943	0.8857
ρ_{RI}	beta_pdf	0.700	0.1000	0.7350	0.5906	0.8211
ρ_{FI}	beta_pdf	0.700	0.1000	0.6597	0.5513	0.7631
ρ_{KI}	beta_pdf	0.700	0.1000	0.5362	0.4462	0.6039
ρ_G	beta_pdf	0.700	0.1000	0.5975	0.4389	0.7291
ρ_M	beta_pdf	0.700	0.1000	0.7914	0.6890	0.8987
σ_H	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.4926	0.3415	0.7159
σ_Z	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.0222	0.0167	0.0275
σ_{RI}	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.0729	0.0580	0.0892
σ_{FI}	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.0689	0.0524	0.0848
σ_{KI}	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.1081	0.0797	0.1391
σ_G	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.0502	0.0409	0.0592
σ_M	inv_gamma_pdf	0.001	0.0100	0.0319	0.0267	0.0377
φ	beta_pdf	0.100	0.0100	0.1005	0.0853	0.1179
Ω_K	gamma_pdf	5.000	1.0000	4.5142	2.9556	5.9961
Ω_H	gamma_pdf	5.000	1.0000	6.0261	4.3370	7.7467

注:“下界”和“上界”分别表示后验分布 90%概率区间的上下界。

①Iacoviello 和 Neri (2010) 将外生过程的自回归系数先验均值设为 0.8,标准差为 0.1,服从 Beta 分布,随机扰动项先验均值设为 0.001,标准差为 0.01,服从 Inverse Gamma 分布。

(三) 数量和传导机制分析

1. 方差分解

(1) 住宅价格

在确定所有参数后,模型可拟合出变量的条件方差分解结果。如表4所示,整体上,房价波动主要取决于住房偏好冲击,该冲击解释的部分始终超过2/3。正如上文所述,房价波动主要取决于需求的因素,只是在不同时期,需求冲击所起的重要性略有差别。短期来看,住房偏好冲击能够解释房价波动的九成,但在更长期,随着经济主体对房地产市场形成更准确的预期,这种影响快速衰减;其次,虽然全要素生产率冲击本质是一种供给冲击,但由于其增加(或减少)了家庭的收入水平,扩充了(减少了)家庭的购房能力,影响着住房需求,这种冲击的影响在长期放大。另一方面,住宅投资冲击在短期内影响微弱,而在较远时期影响程度不断加大,也就是说,从长期来看,供给因素变得愈发重要。房地产投资由于周期长,因此供给在短期缺乏弹性,但在长期会增加。

为了解释住房偏好冲击和房价之间的关系,考虑一个简单例子,假设代表性家庭的效用函数为简单的线性形式 $U(c, h_R) = c + \bar{\lambda}_H h_R$, c 和 h_R 分别为消费和住房持有,住房偏好参数 $\bar{\lambda}_H$ 可看作住房和消费之间的边际替代率,由家庭关于住房 h_R 的一阶条件得 $q_H = \bar{\lambda}_H / (1 - \beta)$ ^①,这意味着住房价格的变化取决于住房偏好的变化。进一步的,在本文的基准模型中,家庭关于住房的一阶条件为:

$$q_{H,t} = \lambda_{H,t} \frac{c_t^o}{h_{R,t}} + \beta_o (1 - \delta_H) E_t \frac{c_t^o}{c_{t+1}^o} q_{H,t+1} \quad (16)$$

(16)式表明,代表性家庭获得额外一单位住房所需要支付的成本等于持有住房所带来的边际效用价值与房屋再出售的现值之和。当不存在住房偏好冲击时(也就是 $\lambda_{H,t}$ 为常数时),房价的波动主要来自消费和房屋存量的波动,而数据显示房价的波动大于消费和住宅存量的波动^②,因此单纯的全要素生产率冲击和投资冲击无法解释房地产价格的波动。

(2) 投资

根据表4,住宅投资的波动主要来自房地产投资技术冲击和住房偏好冲击。短期来看,住宅投资波动主要由住宅投资边际效率冲击引起,解释部分高达六成,住房偏好冲击解释部分接近1/3。随着期数的增加,住宅投资冲击和住宅偏好冲击的影响明显减弱,而全要素生产率冲击和非房地产投资冲击的影响逐渐增加,后两类冲击解释的比重在远期接近30%。这是因为,正向偏好冲击抬高了房价,增长的房价提高了房地产投资的预期收益率,进而影响房地产投资。然而,房地产行业的发展不能脱离宏观层面的发展,全要素生产率和非房地产投资因素的影响在远期显现出来,这是因为收入的增长会增加总需求,包括对生产性房产和住宅类房产的需求,从而拉动房地产投资。类似的,资本品投资主要受到资本品投资边际效率冲击和全要素生产率冲击的影响,两者解释的部分之和始终在85%以上。随着期数的增加,资本品投资的边际效率冲击的影响开始衰减;全要素生产率冲击的影响份额则略微增

① 家庭当期支付的单位房价应该等于该住房在当期和未来给家庭带来的边际效应的现值之和: $q_H = \bar{\lambda}_H (1 + \beta + \beta^2 + \beta^3 \dots)$ 。

② 虽然中国没有季度私人消费数据,但作为代理变量的社会消费品零售总额2006Q1-2014Q4的波动率明显小于房价波动。

加,保持在1/3以上,说明宏观基本面因素对资本品投资是非常重要的。

(3)其他

方差分解显示抵押信贷冲击对于投资和产出的影响并不是很大。Iacoviello (2005)和Liu等(2013)发现住房和土地抵押价值变化对于美国经济波动有重要影响。但不同于美国,Wu等(2013)基于中国35个城市的土地价格以及若干非房地产企业投资数据,发现这些企业投资行为中并没有明显的抵押传导效应,这可能是因为大型国有企业的融资行为受到其抵押品价值的约束程度小,而非国有企业由于更多依赖自有资本,也不存在显著的抵押传导效应。本文的分析再次印证了Wu等(2013)的观点。

表4 条件方差分解(%)

期数	$\varepsilon_{H,t}$ 住房需求	$\varepsilon_{Z,t}$ 生产技术	$\varepsilon_{FI,t}$ 非住宅投资	$\varepsilon_{RI,t}$ 住宅投资	$\varepsilon_{KI,t}$ 资本品投资	$\varepsilon_{G,t}$ 政府支出	$\varepsilon_{M,t}$ 信贷约束
住宅价格							
1	90.60	1.47	0.00	2.96	0.17	1.08	3.71
5	71.76	9.55	0.02	4.90	5.42	0.99	7.35
20	67.64	9.11	0.02	9.19	5.54	0.91	7.59
40	67.28	9.04	0.02	9.56	5.56	0.90	7.65
∞	67.24	9.04	0.02	9.56	5.59	0.90	7.65
住宅房地产投资							
1	30.90	5.17	0.00	61.87	0.24	0.32	1.50
5	31.30	8.02	0.01	56.18	0.15	0.26	4.08
20	28.70	14.14	0.01	43.40	9.38	0.22	4.15
40	24.06	12.98	0.06	40.32	16.50	0.17	5.92
∞	23.50	12.69	0.08	40.67	16.58	0.17	6.32
非房地产投资							
1	0.00	33.01	0.09	0.00	65.04	0.94	0.90
5	0.00	32.97	0.09	0.04	58.28	0.52	8.10
20	0.18	38.49	0.11	0.60	47.02	0.41	13.20
40	0.35	37.87	0.24	0.98	47.20	0.40	12.96
∞	0.36	37.75	0.25	1.00	47.34	0.40	12.89
产出							
1	0.41	93.61	0.01	0.67	0.89	1.12	3.30
5	0.65	76.22	0.03	1.02	12.09	1.19	8.81
20	0.65	69.72	0.04	0.99	18.07	0.89	9.63
40	0.87	66.46	0.06	1.68	20.09	0.83	10.01
∞	1.04	65.70	0.07	2.07	20.17	0.82	10.13

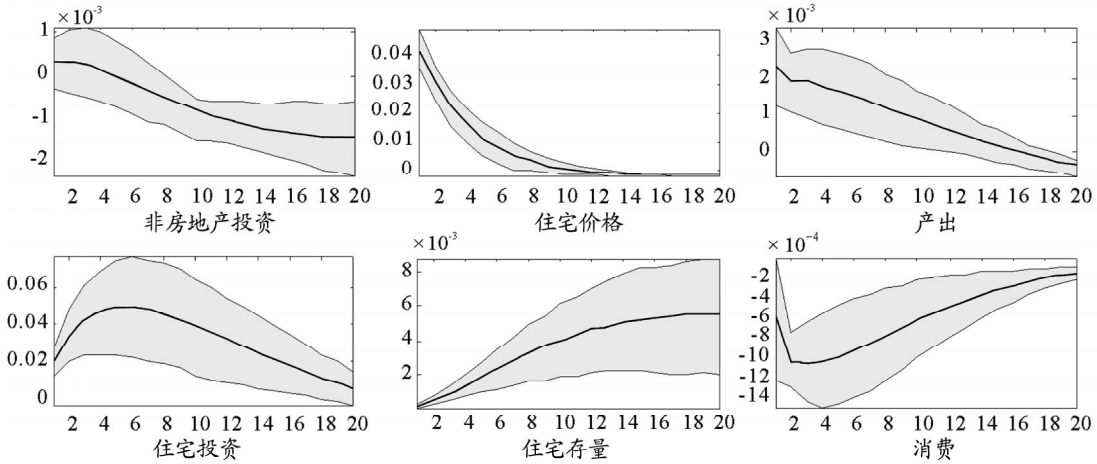
2.脉冲响应

由于本文关注的重点是需求对于房价的影响和房地产行业的挤出效应,只列出住房偏好冲击和投资冲击的影响,方差分解也显示这两类冲击确实比较重要。

(1)住房偏好冲击

Iacoviello和Neri(2010)指出,住房偏好冲击体现着家户对于住房持有偏好的外生变化。如图3所示,非房地产投资在冲击下呈现负向偏离,说明住房偏好冲击对非房地产投资有一定“挤出效应”。此外,住房偏好冲击对消费也有微弱的“挤出效应”,这与前述的实证结果基本一致。另一方面,房价、住宅投资以及建筑存量在住房偏好冲击的影响下发生了显著的正向偏离,其中房价的反应最为迅速,在冲击发生的初始时刻即达到峰值,然后立刻向稳态收敛,房地产投资的响应峰值稍慢于房价,而快于建筑存量的响应峰值。房价的上涨使

得家户为将来购房而储蓄更多,从而减少了消费。总体来看,模型关于住房偏好冲击的拟合结果与王云清等(2013)保持了一致。

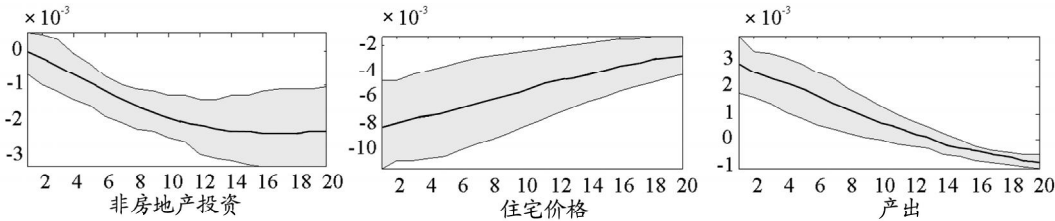


注:黑色实线表示脉冲响应函数,灰色阴影表示90%的概率区间,下同。

图3 住房偏好冲击

(2) 房地产投资边际效率冲击

按照 Justiniano 等(2011)的解释,投资边际效率冲击影响着投资支出转化为实际可出售房地产或资本品的速率,这意味着等量投资支出在不同投资冲击条件下形成的资产存量是不同的。进一步的,如果资本品生产企业(如房地产部门)需要通过外部融资来进行投资,那么投资的效率在很大程度上受到企业获取信贷能力的约束,这种能力取决于金融市场的效率。房地产投资不同于一般的设备购买,具有投资周期长、金额大、审批环节多^①等特点,往往需要大量的外部融资,房地产企业面临的信贷约束包含在投资的边际效率冲击中。另一方面,政府采取的房地产调控措施,如增加融资障碍、提高准入门槛、限制土地供应,会直接影响房地产的投资成本,同样可视为投资冲击的一部分。如图4所示,在住宅投资冲击下,住宅存量和产出出现了微弱的正向偏离,住宅投资则出现了大幅的正向偏离。另一方面,非房地产投资、住宅价格、消费则出现了不同程度的负向偏离。正向的住宅投资冲击实际降低了住宅投资的成本,有利于更多的资金流向房地产行业,从而减少了其他行业的投资和居民消费。而房地产投资会增加住宅存量,这对房价构成了下行压力。



^①房地产开发商除前期的立项、可行性分析、资金落实外,还需要经过若干行政审批过程。根据我国当前的制度,房地产建设项目的行政许可程序一般分六个阶段:(1)选址定点;(2)规划总图审查及确定规划设计条件;(3)初步设计及施工图审查;(4)规划报建图审查;(5)施工报建;(6)建设工程竣工综合验收备案。只有当开发商五证齐全——《国有土地使用证》、《建设用地规划许可证》、《建设工程规划许可证》、《建筑工程施工许可证》、《商品房预售许可证》,才能销售商品房。

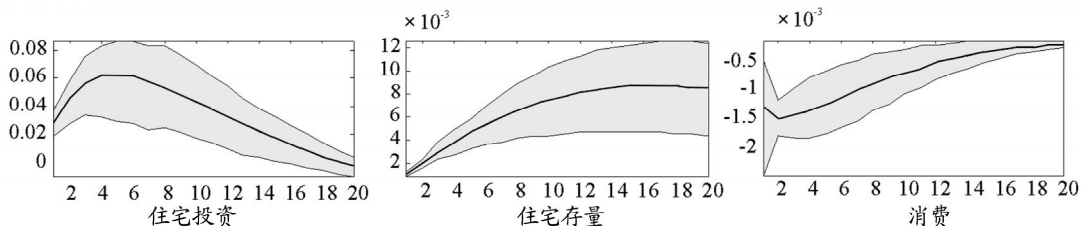


图4 房地产投资边际效率冲击

四、扩展模型——引入租房家户

从我国来看,一方面,预防性储蓄动机使得总体居民储蓄率维持在较高水平,然而,投资渠道单一加上对房地产价格的升值预期使得中高收入家户倾向于持有更多的房地产;另一方面,我国的确存在着一大群体——如刚进入劳动力市场的大学生和年轻人、从农村到城市的进城务工人员、行业 and 机会限制所形成的低收入族群,这些群体不太容易获得个人信贷、储蓄较少,只能租住房屋。

(一) 模型

基准模型只将经济主体分为代表性家户和最终品企业主,事实上默认所有家户都拥有住房。更符合现实的假设是模型中的部分家户没有住房,需要租住房屋。有房家户拥有较多经济资源,也称“李嘉图(Ricardian)”家户,假设这部分家户所占比重为 $1-\omega$,表示房屋自有率大小,有房家户用上标“O”表示;剩余部分 ω 的家户只能获得劳动收入,称为经验规则家户(Rule of Thumb),用上标“R”表示。这种异质化处理在诸多文献中可见,如 Galí 等(2007)、Andrés 等(2008)。国内学者陈晓光和张宇麟(2010)采取了类似方法。扩展模型保留了基准模型的主体结构,只是将家户分为有房和无房家户。上文的方差分解显示,政府支出冲击对于经济的影响非常微弱,因此去掉政府部分不会影响文章主要结论。住宅类房产分为自持和出租:

$$h_{R,t} = (1-\omega)h_{R,t}^O + \omega h_{R,t}^R \quad (17)$$

(17)式中: $h_{R,t}^O$ 表示有房家户自持的房屋, $h_{R,t}^R$ 表示用于出租的房屋。无房家户和有房家户都提供劳动,获得工资收入,同时实现各自消费:

$$c_t \equiv (1-\omega)c_t^O + \omega c_t^R + c_t^E \quad (18)$$

$$n_t \equiv (1-\omega)n_t^O + \omega n_t^R \quad (19)$$

(18)、(19)式中: c_t^O, n_t^O 表示有房家户的消费和劳动, c_t^R, n_t^R 表示无房家户的消费和劳动。

1. 有房家户

有房家户的效用函数和基准模型一致。有房家户向无房家户出租房屋获得租金收入,因此预算约束变为:

$$c_t^O + \frac{1}{1-\omega} \left(q_{HR,t} (h_{R,t} - (1-\delta_H)h_{R,t-1}) + \frac{b_t}{r_t} \right) \leq w_t n_t^O + \frac{\omega}{1-\omega} r_{R,t} h_{R,t}^R + \frac{1}{1-\omega} b_{t-1} \quad (20)$$

(20)式中: $r_{R,t}$ 表示住宅的租金率。

2. 无房家户

无房家户只有劳动所得,他们的消费主要取决于当期收入的变化,效用函数形式与有房家户同构。相较于有房家户而言,无房家户的租房需求刚性更大、偏好程度更小。假设

不存在租房需求冲击,令 $\bar{\lambda}_H^R$ 表示租房偏好弹性,于是有 $0 < \bar{\lambda}_H^R < \bar{\lambda}_H$ 。无房家户的预算约束为:

$$c_t^R + r_{R,t} h_{R,t}^R \leq w_t n_t^R \quad (21)$$

由于不存在跨期替代,无房家户只在预算约束(21)式下,选择消费 c_t^R 、住房需求 $h_{R,t}^R$ 和劳动 n_t^R 以最大化当期效用^①。

(二) 传导机制

有房家户关于自有住房的一阶条件为:

$$\frac{\lambda_{H,t}}{h_{R,t}^O} = \frac{r_{R,t}}{c_t^O} \quad (22)$$

(22)式表明,在住房持有偏好和消费不变的情况下,房租 $r_{R,t}$ 的上升会减少家户持有空置住房 $h_{R,t}^O$ 。无房家户的比重 ω 提高会增加租房需求,因而会提高整体房屋租金的价格,根据(22)式,在有房家户的消费和偏好不发生改变条件下, $h_{R,t}^O$ 必须下降,以提升持有住房带给有房家户的边际效用。另一方面,套利行为使得住宅类租金和生产类建筑租金相等,这从有房家户关于生产性房产的一阶条件可以得出:

$$r_{H,t} = r_{R,t} = \alpha \varphi \frac{y_{t+1}}{h_{F,t}} \quad (22)$$

住宅类房租 $r_{R,t}$ 上涨意味着生产类房产租金 $r_{H,t}$ 上涨,也就是生产类房产的边际产出需要增加。如果 $h_{F,t}$ 持续增加,那么其他资本要素或劳动力投入必须增加,以维持生产类房产边际产出不变。换句话说,房租的上涨促使企业主使用更为便宜的生产要素,如其他资本和劳动,从而降低了房地产部门的挤出效应。

扩展模型的参数估计方式和基准模型保持一致^②。根据中国家庭金融调查数据显示,我国的总体住房自有率为90.8%,因此令 $\omega = 0.1$ 。此外,令租房偏好参数 $\bar{\lambda}_H^R = 0.2$,其他参数取值和基准模型一致。贝叶斯估计得到的参数估计结果和基准模型并没有明显的差异,不同之处在于偏好冲击的扰动进一步增强,即 $\sigma_H = 0.7289$,方差分解的结果也显示住宅偏好冲击对于住宅价格和住宅投资的影响进一步强化。脉冲响应显示扩展模型同样能够拟合出住房需求冲击和住宅投资冲击对非房地产投资的“微弱的”挤出效应。在确定所有参数取值后,通过调整无房家户的比重 ω 来观察变量的反应。 ω 增加意味着租房群体比重的上升,使得更多住房可用于出租而不是空置。房屋出租实际上提供了一种“居住服务”,增加了居民的福利水平。

如图5所示,黑色实线表示 $\omega = 0.1$,浅色线表示 $\omega = 0.3$,黑色虚线表示 $\omega = 0.5$ 。当其他条件不变时,在住房偏好冲击下,非房地产投资呈现负向偏离,随着住房自有率水平的下降,即 ω 的增加,越来越多的家户选择租房,非房地产投资的负向偏离程度明显减弱,换句话说,住房偏好冲击对于非房地产投资的“挤出效应”随着住房自有率的下降而减弱。同样的情况发生在消费,只是消费的负向偏离在初始时刻即达到最大,而非房地产投资的负向偏离存在较大的滞后性。另一方面,住宅投资和住宅销售的正向偏离程度随着住房自有率水平的下降而下降,这意味着住房自有率水平的下降将减少房地产市场的波动。

①扩展模型的完整形态和详细推导可向作者索取。

②参数估计结果可向作者索取。

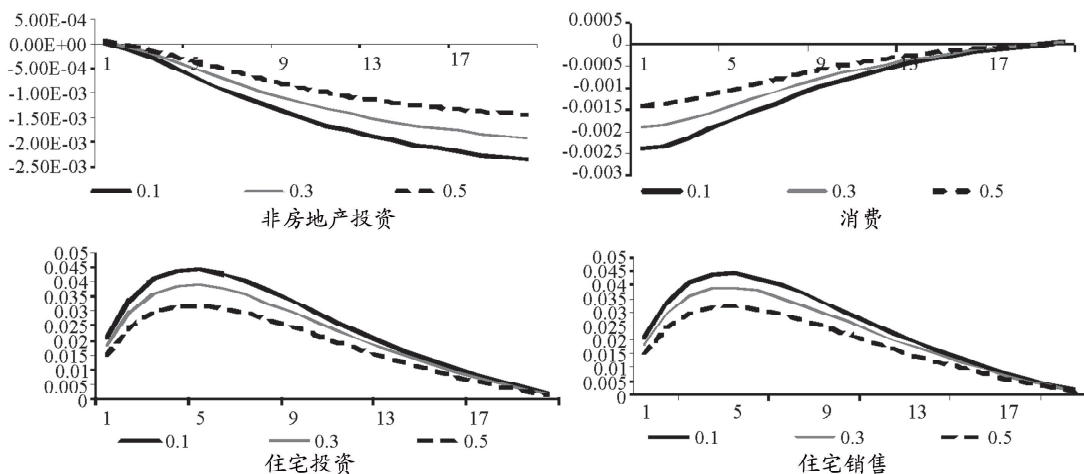


图5 住房偏好冲击下的脉冲响应

五、结论和启示

中国房地产行业的快速发展伴随着高房价波动,这不但造成了资源错配,还为宏观经济埋下了风险。已有文献认为房价波动源于宽松的货币政策和土地财政。本文认为,房价波动的根源来自需求,过度的房地产投资对其他部门具有一定的“挤出效应”,并且高住房自有率会强化这种“挤出效应”。文章首先构建了一个包含代表性家户、最终品企业主、房地产企业和资本品企业的多部门模型,模型引入住房偏好冲击、住宅投资冲击等7个外生过程,参数由校准和先验贝叶斯方式估计得到。方差分解表明:(1)房价波动短期内主要受到住房需求扰动的影响,而在更长期,需求的因素有所减弱,以房地产投资冲击形式存在的房屋供给因素逐渐凸显;(2)住宅投资主要受到住宅投资冲击、住宅偏好冲击以及全要素生产率冲击的影响;(3)抵押信贷冲击对于非房地产投资和产出的影响非常有限。模型还拟合出住房需求冲击以及房地产投资冲击对于非房地产投资和居民消费微弱的“挤出效应”。

接着,文章又构建了一个包含有房家户和无房家户的异质性模型,并引入了住房自有率的概念。扩展模型能够拟合出与基准模型一致的结论:住房偏好冲击对于房价和住宅投资具有重要影响;房地产行业对于非房地产投资和居民消费具有“挤出效应”。更重要的是,敏感性分析发现,随着住房自有率的下降,房地产部门的“挤出效应”明显减弱,因此,过高的住房自有率可能不利于宏观经济发展。

基于上述认识,本文认为调控房价的关键仍然在需求方面。虽然我国采取了一系列公共住房政策,提高了住房供给,满足了部分中低收入阶层的需要,但对中高收入阶层和“炒房”投机者而言,购买房产仍然是为数不多的贮藏财富和获利的手段。目前我国的房地产市场进入调整期,房地产市场的萎靡不振对我国经济造成了较大的下行压力。然而考虑到房地产行业存在产能过剩,这种收缩和调整可能是必要的,房地产行业利润率的下降会引导更多的经济资源流向其他部门,有利于实体经济的复苏和经济结构的优化,同时还能降低与房地产业相关的金融信贷风险。此外,适度鼓励居民租房而不是买房也有助于社会资源的有效配置:一方面,空置房比例会下降;另一方面,将买房的资金直接投资于生产性部门或是间接购买其他资产,可能更有益于经济的长期发展。

参考文献:

- 1.陈斌开、杨汝岱,2013:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》第1期。
- 2.陈晓光、张宇麟,2010:《信贷约束、政府消费与中国实际经济周期》,《经济研究》第12期。
- 3.李绍荣、陈人可、周建波,2011:《房地产市场的市场特征及货币调控政策的理论分析》,《金融研究》第6期。
- 4.梁斌、李庆云,2011:《中国房地产价格波动与货币政策分析——基于贝叶斯估计的动态随机一般均衡模型》,《经济科学》第3期。
- 5.吕江林,2010:《我国城市住房市场泡沫水平的度量》,《经济研究》第6期。
- 6.王学龙、杨文,2012:《中国的土地财政与房地产价格波动——基于国际比较的实证分析》,《经济评论》第4期。
- 7.王云清、朱启贵、谈正达,2013:《中国房地产市场波动研究——基于贝叶斯估计的两部门DSGE模型》,《金融研究》第3期。
- 8.武康平、胡谍,2010:《房地产市场与货币政策传导机制》,《中国软科学》第11期。
- 9.谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐,2012:《中国城市房价与居民消费》,《金融研究》第6期。
- 10.原鹏飞、魏巍贤,2010:《房地产价格波动的宏观经济及部门经济影响——基于可计算一般均衡模型的定量分析》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 11.张晓晶、孙涛,2006:《中国房地产周期与金融稳定》,《经济研究》第1期。
- 12.赵奉军、邹琳华,2012:《自有住房的影响与决定因素研究评述》,《经济学动态》第10期。
- 13.郑忠华、邸俊鹏,2012:《房地产信贷、金融加速器和经济波动——一个贝叶斯估计的DSGE模拟研究》,《经济评论》第6期。
- 14.Aguiar, Mark, and Gita Gopinath. 2007. "Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend." *Journal of Political Economy* 115(1): 69–102.
- 15.Andrés, Javier, Rafael Doménech, and Antonio Fatás. 2008. "The Stabilizing Role of Government Size." *Journal of Economic Dynamics and Control* 32(2): 571–593.
- 16.Chen, Kaiji, and Yi Wen. 2014. "The Great Housing Boom of China." Working Papers 2014–22, Federal Reserve Bank of St. Louis. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2669853.
- 17.Deng, Yongheng, Randall Morck, Jing Wu, and Bernard Yeung. 2011. "Monetary and Fiscal Stimuli, Ownership Structure, and China's Housing Market." NBER Working Paper 16871. <http://www.nber.org/papers/w16871>.
- 18.Gali, J., D. López – Salido, and J. Vallés. 2007. "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption." *Journal of the European Economic Association* 5(1): 227–270.
- 19.Guo, Xiaoyang, Siqi Zheng, David Geltner, and Hongyu Liu. 2014. "A New Approach for Constructing Home Price Indices: The Pseudo Repeat Sales Model and Its Application in China." *Journal of Housing Economics* 25(1): 20–38.
- 20.Iacoviello, M. 2005. "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle." *American Economic Review* 95(3): 739–764.
- 21.Iacoviello, M., and S. Neri. 2010. "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model." *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(2): 125–164.
- 22.Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti. 2011. "Investment Shocks and the Relative Price of Investment." *Review of Economic Dynamics* 14(1): 101–121.
- 23.Kiyotaki, N., and J. Moore. 1997. "Credit Cycles." *Journal of Political Economy* 105(2): 211–248.
- 24.Liu, Z., P. Wang, and T. Zha. 2013. "Land–Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations." *Econometrica* 81(3): 1147–1184.
- 25.Wu, Jing, Joseph Gyourko, and Yongheng Deng. 2012. "Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets." *Regional Science and Urban Economics* 42(3): 531–543.
- 26.Wu, Jing, Joseph Gyourko, and Yongheng Deng. 2013. "Is There Evidence of a Real Estate Collateral Channel Effect on Listed Firm Investment in China?" NBER Working Paper 18762. <http://www.nber.org/papers/w18762>.
- 27.Wu, Jing, Yongheng Deng, and Hongyu Liu. 2014. "House Price Index Construction in the Nascent Housing Market: The Case of China." *Journal of Real Estate Finance and Economics* 48(3): 522–545.

Housing Price Fluctuation, Homeownership Rate, and Crowding Effect

Zhu Zixiang¹, Deng Xiang² and Du Haitao³

(1: The School of Economics and Management, Southwest Jiaotong University;

2: The School of Economics, Sichuan University; 3: The School of

Economics, Southwest University for Nationalities)

Abstract: This Paper tries to answer three questions. Firstly, what are the main driving factors of housing price fluctuations? Secondly, how does real estate industry influence the non-real estate industries? Thirdly, how does the housing owned rate affect the real estate industry? The Paper firstly constructs a multi-sector model including the representative households, real estate enterprises, capital goods producers and representative entrepreneurs. With the Bayesian estimation analysis, the housing price volatility mainly depends on the housing demand shock in the short term, and in the long run housing demand shock, housing investment shock and TFP shock together play important roles. Both housing price and real estate investment have weak crowding effect over non-real estate investment as well as consumption. Thus the empirical evidence and theory show some consistency. Afterwards, the paper extends a heterogeneous model including the households without owning the housing and finds higher housing owned rate would strengthen the crowding out effect. The paper supposes the deceleration of the real estate market as well as the housing owned rate would benefit the macro economy in a more balance way.

Keywords: Housing Preference, Housing Owned Rate, Crowding Effect

JEL Classification: E27, E30, E60

(责任编辑:彭爽)

(上接第 51 页)

Product Market Power, Industry Concentration, and Analyst

Forecast Activity: Evidence from China Listed Companies

Xie Jun and Chen Hangxing

(School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract: This paper investigates the effects of product market power and industry concentration on analyst forecast activities, by using a sample of Shanghai and Shenzhen listed companies over the 2006–2014 period. We find that both firm-level market power and industry-level concentration are positively associated with analyst following and forecast accuracy. Furthermore, the influence of market power on analyst following and forecast accuracy in State-Owned Enterprises (SOEs) is greater than that in non-SOEs. Nevertheless, industry concentration has negative impacts on analyst following and the effect of industry concentration on forecast accuracy is no longer significant in non-SOEs. Hence, these findings contribute to the extant research on the influential factors of analyst forecast activities.

Keywords: Product Market Power, Industry Concentration, Analyst Following, Forecast Accuracy

JEL Classification: L10, M41, P31

(责任编辑:彭爽)