

房地产价格波动:投资效应、财富效应与通货膨胀效应

黄 文

(河海大学商学院,江苏南京 210098)

摘 要:为了探究我国房价波动的宏观经济效应,基于 2005 年 7 月至 2016 年 11 月 70 个大中城市的月度数据,从投资效应、财富效应和通货膨胀效应 3 个维度构建 ARDL 模型,以研究我国房价波动对经济增长、国民消费和物价水平的影响。结果发现,短期来看,房价会通过财富效应侵蚀当期消费;经市场充分消化后,长期来看,房价会带来消费回升;房价波动与社会总投资规模之间没有长期稳定的关系。鉴于此,从强实抑虚、规范房地产业发展、促进经济持续增长等角度提出相关建议。

关键词:房地产价格;宏观经济;投资效应;财富效应;通货膨胀效应

中图分类号:F293.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2017)06-0049-06

一、引 言

近年来,我国房地产市场获得长足发展。一方面,房地产业投资额快速增长;另一方面,商品房销售额和销售面积也在大幅增长。然而,房价的快速上涨也带来诸多问题,饱受诟病。截至 2016 年 11 月,一线城市百城住宅平均价格同比增长 25.20%、二线城市同比增长 17.89%、三线城市同比增长 9.24%,其中一线城市住宅均价 6 年内翻倍,并且还处于快速上升中。房价的上升牵动着决策者、普通居民、金融机构的神经,已然成为社会发展的热点问题。货币政策制定需要兼顾房地产市场承受能力,居民面临基本生活住房、改善性住房甚至投资性房地产的购买决策,同时金融机构需要合理配置资产,保持资产负债表健康。在宏观经济增速放缓的大背景下,房价的快速上涨为货币政策的制定和实施带来了极大的挑战,主要表现就是房地产投机盛行。当前,投资房地产比投资实业、股票市场的收益更高,形成房价越高、投机越盛的恶性循环,而且刚性住房需求者无力购买,有房者和无房者的财富水平不断拉大,不利于社会的和谐发展。房价上升的溢出效应究竟如何,其对经济增长、居民财富效应以及物价上涨的变化贡献有多大,值得深入研究。因此,在总结国内外关于房地产价格波动溢出效应研究成

果的基础上,提出 ARDL 模型,以综合分析房价波动对投资、消费以及通货膨胀的影响,并采用误差修正模型检验房价波动与宏观经济的短期动态效应与长期关系。

二、文献综述

从宏观层面看,房地产周期与经济周期高度相关,且这一现象普遍存在于世界各国^[1-3]。同时,房价上升极易引起泡沫经济,威胁金融机构安全,对金融稳定造成负面影响^[4-6]。

相关研究表明,房地产开发投资对经济增长的重要性日益突出,主要体现在以下 3 个方面:房地产开发投资增长速度较快、房地产开发投资占固定资本形成的比重不断上升、房地产开发投资对经济增长的贡献率不断提高^[7]。夏明通过 2007 年投入产出表发现,房地产投资可以在很大程度上拉动采掘业、原材料加工和能源加工、器材制造、仓储业、租赁业等产业的发展,而对房地产服务业的拉动效用相对较小,但是房地产投资对商务服务、住宿、金融等行业的拉动效果不容忽视。综合来看,房地产投资和服务对经济增长的拉动达到 10.7%,这就表明房地产已经成为我国宏观经济的重要组成部分,是维持经济稳定增长的重要力量^[8]。许宪春等把房地产经济划分为房地产开发投资、房地产生产和房地

收稿日期:2017-09-24

基金项目:国家社会科学基金重点项目(15AGL011);中央高校基本科研业务费项目(2015B08114)

作者简介:黄文(1971—),女,江苏南京人,博士研究生,从事房地产经济方面的研究。

产消费 3 大类别,通过 2004—2013 年统计数据检验发现,自 2004 年以来,房地产开发投资对 GDP 增长的直接贡献均维持在 5.8% 以上,其中 2009 年达到了 13.3% ; 2013 年房地产生产对 GDP 增长的间接贡献达到 24.8% ; 房地产消费对 GDP 也有较为稳定的贡献^[9]。部分学者认为,房价波动对宏观经济的影响应分别进行短期和长期考察,波动程度也应成为重要的参考变量。如骆永民等在构建动态随机一般均衡(DSGE)模型和数值模拟的基础上进行分析发现,房价上升虽然在短期内会给宏观经济带来负面影响,但是从长期来看则会对经济增长产生积极作用^[10]。原鹏飞等基于 DSGE 模型系统分析房价上涨对经济增长、收入分配和贫富差距的影响,认为房价的上涨可以刺激房地产业快速发展,带来宏观经济的快速增长,同时带动进口、出口的小幅增长^[11]。巴曙松等构建 DSGE 模型,通过脉冲响应分析发现,房价的攀升会造成经济增长的波动,对经济可持续发展造成较大阻碍,为此应运用货币政策稳定房价进而稳定宏观经济^[12]。

至于房地产价格波动的财富效应,多数文献从其对居民消费的影响展开研究,并认为存在着双重影响:一方面,投资房地产可以直接拉动住房、建材和耐用消费品的消费,间接带来建筑工人消费增加;另一方面,会对其他消费产生较大的挤出效应。Campbell 等认为,房地产是家庭财富的重要组成部分,房价波动主要通过财富渠道影响住户的消费决策。拥有住房者会因为房价的正向波动增加消费,而对于租房者而言,房价的正向波动却会带来消费的负面影响^[13]。Davis 等基于美国数据研究发现,国内生产总值、消费与房地产投资之间存在正向关系^[14]。杜莉等运用我国 172 个地级市 2002—2006 年的数据实证研究发现,房地产市场每单位价格增长 1 000 元人民币,平均消费水平将减少 0.8% ~ 1% ,且这一现象可以从财富效应、抵押效应和购买住房的压力效应 3 方面解释^[15]。杨俊杰运用真实经济周期(RBC)模型分析认为,房价的波动会对消费造成负面影响,利用 2000—2010 年数据进行检验发现,房价正向波动提高了消费者预期收益从而减少消费^[16]。也有学者认为,房地产在我国发展尚不成熟,对财富效应的影响有限,比如霍钊认为,房地产的财富作用并不显著^[17]。田磊运用 ARCH 模型和多元 GARCH 模型进行研究发现,当房价较高时,房地产业会对消费造成极大挤占,影响消费需求扩张,进而危害宏观经济^[18]。

大部分文献的研究都认为,房价对未来的通货膨胀具有显著预测力,并且这种预测力强于股票价

格。Kontonikas 等估计房价对总需求和通货膨胀的影响发现,房价对总需求具有重要影响,并且住房价格波动与未来消费价格膨胀之间具有高度正相关性^[19]。Tkacz 等分别检验股价与房价对加拿大 GDP 和通货膨胀的预测能力发现,房价能够帮助预测未来产出与通货膨胀^[20]。段忠东构建四象限模型对房价、物价水平和产出三者间关系进行理论研究,实证检验发现,长期内房价会对物价水平构成显著正向影响,但是物价水平的正向波动会带来房价的正向波动,即房价在影响物价水平时也会受到物价和产出水平的正向反馈,这种正向反馈很可能会诱发经济过热和房价泡沫^[21]。进一步探究房价波动影响通货膨胀的持续时间,高东胜运用 2005 年 7 月至 2010 年 10 月全国大中城市的相关数据进行实证检验发现,从短期来看,房价正向波动能通过住房投资、消费等多种渠道实现宏观经济增长的加快,但这种拉动也是以增加通货膨胀压力为代价的,房价上涨对通货膨胀的影响大约持续两年^[22]。

对房地产市场及宏观经济的研究可以看出,多数学者都认为房地产市场对宏观经济具有重要影响,这种影响不仅体现在经济增长方面,还体现在其对国民消费、物价稳定的作用上。由于现有研究多集中在房价波动和宏观经济单一变量的关系,并不能从多角度充分说明房价的影响广度和深度。因此,在已有研究基础上,综合考虑房价波动的投资效应、财富效应和通货膨胀效应,将房价波动与投资增长、财富效应、通货膨胀纳入统一的分析框架。此外,大部分学者选择传统的 VAR 模型作为研究工具,然而 VAR 模型要求所有变量同阶单整,这在一定程度上增加了金融时间序列研究的难度,而 ARDL 模型不仅不需要同阶单整,而且能够通过进一步构建误差修正模型检验经济变量间的长期关系,如李富有等^[23-25]均使用 ARDL 模型分析经济变量间的长短期效应,以更贴合经济实际运行轨迹。因此,以房价对宏观经济的影响机制为基石,运用 ARDL 模型检验房价波动对经济增长、消费水平和价格波动的短期影响和长期影响,从而使得研究结论具有更强的解释力和更高的准确度。

三、变量选取与模型确定

1. 变量选取与描述性统计

①采用 70 个大中城市新建住宅价格指数当月同比增长率(*housep*)作为反映房价波动的变量。全国 70 个大中城市是由国家统计局选择与公布的经济发展较快的地区,其房地产开发投资额占全国城市房地产投资开发总额的 80% 以上,是极具代表性

的城市房价样本。住宅价格分为新建和二手房价格,虽然两者存在差异,但是其趋势基本相同,所以新建住宅价格可以在一定程度上反映经济体房价波动。

②以社会消费品零售总额同比增长率(*retail*)表征财富效应波动的指示变量,社会消费品零售总额指批发和零售业、住宅和餐饮业以及其他行业直接供给城乡居民和社会集团的消费品零售额,其可以作为社会总体消费水平的代表,因此可以表征财富效应。

③以工业增加值当月同比增长率(*iva*)作为宏观经济表现的反映变量,由于缺乏国内生产总值(*GDP*)的月度数据,所以,为保证和其它数据的频率相同及存在足够的数据量,采用和*GDP*高度相关的工业增加值作为指示变量,用以表征投资效应。

④用居民消费价格指数(*cpi*)作为反映通货膨胀水平的变量,居民消费价格衡量了物价水平随时间的变动情况。

自2005年以来,政府对过快上涨的房价调控力度加大,房价增速波动效应明显。鉴于数据的可得性,采用2005年7月至2016年11月的月度数据为样本,并以EViews作为主要的数据处理软件。选取的变量见表1,变量的时序为图1。

表1 变量及其说明

变量名称	含义	经济意义
<i>housep</i>	新建住宅价格指数当月同比增长率	反映房价波动
<i>retail</i>	社会消费品零售总额同比增长率	表征财富效应
<i>iva</i>	工业增加值当月同比增长率	宏观经济表现的反应变量
<i>cpi</i>	居民消费者价格指数	反映通货膨胀水平

由图1可知,70个大中城市新建住宅价格指数当月同比增长率与*cpi*当月同比增长率、社会消费

品零售总额同比增长率、工业增加值当月同比增长率之间无明显的相关关系。但是在某些时间节点,如2008年之前,四者均呈水平趋势,工业增加值当月同比增长率围绕某一水平线震荡;2008年11月,四者均呈现断崖式下跌,于2009年1月左右跌至最低点,之后逐渐上升,并在2010年2月达到较高值;此后,除房价波动较大外,其他变量波动幅度较小。

2. ARDL 模型设定

相比VAR模型,自回归分布滞后模型(ARDL)只需要变量满足I(0)或I(1),但并不要求变量为同阶单整,而且能综合考察长短期效应,因此具有广泛的适用性和明显的优势。研究过程将采用ARDL模型检验我国房价波动对宏观经济变量的影响。

消费效应、投资效应与通货膨胀效应相互制约:首先,对于一个家庭部门而言,在财富一定的约束条件下,消费与投资短期存在着此消彼长的关系,投资需求的增加必然会减少消费需求。但是从长期来看,随着投资回报的收回,消费需求不断增加,最终引致消费效应。消费需求促进社会再生产,工业增加值提高,由此产生投资效应。其次,短期内商品价格有所上升,考虑民众购买商品的刚性需求和反应时滞,在一定收入水平下消费数量下降的并不明显,短期内消费总量仍是处于上升趋势。随着物价的进一步上升,民众购买力下降,从而减少购买或寻找替代品,从而消费需求下降。同理,消费下降使得商品供大于求,短期内物价下跌,但随着消费的进一步下降,市场中的多数厂商破产倒闭,商品市场成为垄断市场,厂商成为产品价格的制定者,由此产生垄断利润,最终物价上升。最后,工业增加值的上升使得商品供给增加,从而物价总体下降,而物价的下降会使得生产利润下滑,产品的供给减少,工业增加值下降,投资效应减弱。

由此,构建如下ARDL模型:

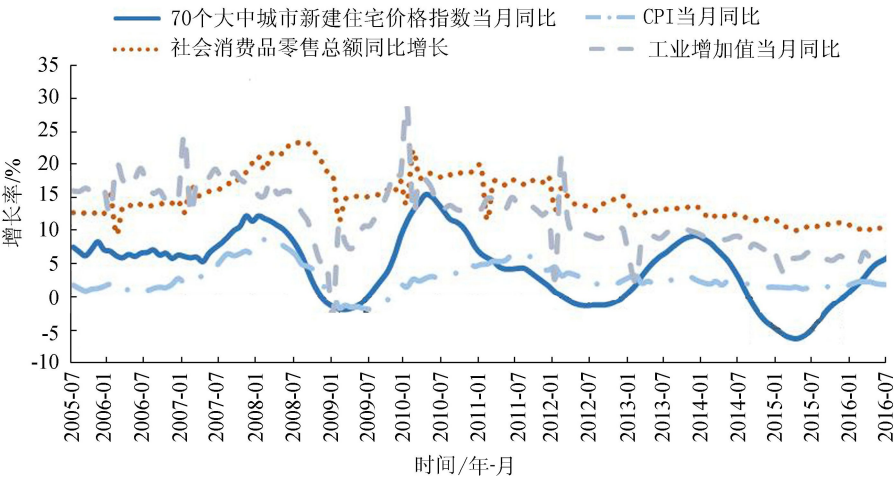


图1 2005—2016 年各变量趋势图

$$\left\{ \begin{aligned} \Delta retail_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta retail_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta iva_{t-i} + \\ &\quad \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varepsilon_i \Delta housep_{t-i} + \zeta x_{t-1} + \eta_t \\ \Delta iva_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta iva_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta retail_{t-i} + \\ &\quad \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varepsilon_i \Delta housep_{t-i} + \zeta x_{t-1} + \eta_t \\ \Delta cpi_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta retail_{t-i} + \\ &\quad \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta iva_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varepsilon_i \Delta housep_{t-i} + \zeta x_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \right. \quad (1)$$

式中, $retail_t$ 、 iva_t 、 cpi_t 、 $housep_t$ 分别为 t 期的社会消费品零售总额同比增长率、工业增加值当月同比增长率、居民消费者价格指数和新建住宅价格指数当月同比增长率 $\Delta retail_t$ 、 Δiva_t 、 Δcpi_t 、 $\Delta housep_t$ 为 $retail_t$ 、 iva_t 、 cpi_t 、 $housep_t$ 的一阶差分; β_i 、 γ_i 、 δ_i 、 ε_i 为系数, α 为常数项, $x = (retail, iva, cpi, housep)'$, $\zeta = (\theta, \iota, \kappa, \lambda)'$, θ 、 ι 、 κ 、 λ 分别为 $retail_t$ 、 iva_t 、 cpi_t 、 $housep_t$ 的系数, η_t 为误差项。

如果式(1)通过边界协整检验,则可估计误差修正模型 (ARDL-ECM) 并进行分析。误差修正模型如式(2)所示:

$$\left\{ \begin{aligned} \Delta retail_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta retail_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta iva_{t-i} + \\ &\quad \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varepsilon_i \Delta housep_{t-i} + \varphi ecm_{t-1} + v_t \\ \Delta iva_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta iva_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta retail_{t-i} + \\ &\quad \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varepsilon_i \Delta housep_{t-i} + \varphi ecm_{t-1} + v_t \\ \Delta cpi_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta retail_{t-i} + \\ &\quad \sum_{i=0}^m \delta_i \Delta iva_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varepsilon_i \Delta housep_{t-i} + \varphi ecm_{t-1} + v_t \end{aligned} \right. \quad (2)$$

式中, φ 为修正后 ζ , ecm_{t-1} 为修正后的 x_{t-1} , v_t 为误差项。

四、变量检验与实证结果

1. 单位根检验

鉴于 ARDL 模型对时间序列的平稳性存在要求,首先采用 ADF 方法对其单位根进行检验 (表 2)。

表 2 单位根检验结果

	变量	ADF 统计量	P-value	平稳性
$housep$	水平值	-4. 68	0. 000 2	平稳
	一阶差分	-6. 36	0. 000 0	平稳
$retail$	水平值	-1. 56	0. 499 6	不平稳
	一阶差分	-7. 10	0. 000 0	平稳
iva	水平值	-1. 75	0. 402 2	不平稳
	一阶差分	-7. 10	0. 000 0	平稳
cpi	水平值	-3. 18	0. 023 3	平稳

从表 2 可以看出, $housep$ 和 cpi 在 5% 的置信度下为 $I(0)$ 序列, $retail$ 和 iva 则为 $I(1)$ 序列,此时 VAR 模型失效,但 ARDL 模型依然可以得出稳健和有效的结果。

2. 边界协整检验

采用 AIC 指标选择最佳滞后阶数,确定 $retail$ 、 iva 和 cpi 3 个变量的最佳滞后阶数分别为 12 阶、5 阶和 9 阶,然后进行边界协整检验,即检验原假设 $\theta=\iota=\kappa=\lambda=0$ 。如果 F 统计量大于边界值,则拒绝原假设,表明变量间存在协整关系,可以进一步估计误差修正模型;如果 F 统计量小于边界值,则无法拒绝原假设(表 3)。

表 3 边界协整检验结果

被解释变量	模型	F 统计量	是否协整	AIC
$retail$	ARDL(12,1,0,3)	8. 22	是	3. 23
iva	ARDL(5,0,12,3)	2. 23	否	4. 85
cpi	ARDL(9,9,8,3)	5. 75	是	1. 20

从表 3 可以看出, $retail$ 、 cpi 作为被解释变量时,与其它变量存在协整关系,可以进一步构建误差修正模型; iva 作为被解释变量时,没有通过边界协整检验,因此可以认为 iva 与其它变量不存在长期协整关系。

3. 财富效应与通货膨胀效应

基于边界协整检验结果,以 $retail$ 、 cpi 分别作为被解释变量进行分析(表 4、5)。

表 4 房价波动的财富效应

短期动态效应	系数	P 值
$\Delta retail_{t-1}$	-0. 530 ***	0. 000
$\Delta retail_{t-2}$	-0. 220 **	0. 019
$\Delta retail_{t-4}$	-0. 164 *	0. 073
$\Delta retail_{t-11}$	0. 313 ***	0. 000
Δvia	-0. 024	0. 474
Δcpi	0. 161 **	0. 024
$\Delta housep$	-0. 435 *	0. 062
$\Delta housep_{t-2}$	0. 498 **	0. 039
ecm_{t-1}	-0. 154 ***	0. 000
长期关系	系数	P 值
iva	1. 003 ***	0. 001
cpi	1. 046 **	0. 046
$housep$	-0. 149	0. 547
C	0. 682	0. 856

注:本表仅列出统计结果显著或重要的变量估计;***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5% 和 10%

表 5 房价的通货膨胀效应

短期动态效应	系数	P 值
Δcpi_{t-3}	0.160 *	0.082
Δcpi_{t-7}	0.380 ***	0.000
Δcpi_{t-8}	0.217 **	0.018
$\Delta retail_{t-3}$	0.065 **	0.050
$\Delta retail_{t-8}$	-0.076 **	0.010
Δvia	-0.048 ***	0.002
Δvia_{t-3}	0.040 **	0.041
Δvia_{t-5}	-0.044 **	0.022
Δvia_{t-6}	-0.036 **	0.046
$\Delta housep$	0.388 ***	0.000
$\Delta housep_{t-1}$	0.279 *	0.057
$\Delta housep_{t-2}$	-0.300 ***	0.001
ecm_{t-1}	-0.118 ***	0.001
长期关系	系数	P 值
$retail$	0.002	0.990
iva	0.140	0.358
$housep$	0.134	0.299
C	0.443	0.816

注：本表仅列出统计结果显著或重要变量估计值；***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5% 和 10%

研究过程中主要关注模型检验结果中 $housep$ 和 $retail$ 及其滞后项之间的关系。表 4 显示, $housep$ 对 $retail$ 并不存在长期影响, 从短期看, 房价对社会消费品零售总额存在显著影响, 证明房价波动的财富效应的存在。由于住房需求普遍存在, 房价上升带来的房地产价值增加往往会被未来住房消费价格上升所抵消, 房价波动的财富效应的作用空间非常有限, 此外, 由于缺乏反向抵押贷款这类可以让其不出售资产就可以获得财富净值的住房价值转换产品。具体来看, 房价波动当期即会对消费水平产生显著影响, $\Delta housep$ 系数为 -0.435, 在 10% 的显著性水平下显著, 说明房价波动当期即显著影响居民的正常消费。但 $\Delta housep_{t-2}$ 系数为 0.498, 即代表滞后两期房价上涨会刺激消费, 可能的原因是房价上涨会引起住房拥有者财富的增加, 刺激该群体的消费。综合来看, 房价上涨最直接的影响是侵蚀总体消费, 经市场充分消化后, 住房拥有者变现或改变消费预期后会在相同程度上带来消费的回升。

表 5 显示, 房价对通货膨胀水平具有显著影响, 但是影响偏短期。 $\Delta housep$ 系数为 0.388, 且在 1% 的显著性水平下显著, $\Delta housep_{t-1}$ 系数为 0.279, 在 10% 的显著性水平下显著, 表明房价上涨会在很大程度上带来通货膨胀率上升。 房地产市场价格的正向波动产生正向通货膨胀效应, 即房价波动对居民消费需求以及企业的投资需求有正向刺激, 而短时间内供给很难完全匹配这种需求的增加, 因而表现为社会膨胀水平的提高。这种正相关的变动关系一方面可能源于房地产作为固定资产直接计入产品的

生产成本, 影响厂商的边际贡献进而波及至其定价决策, 传导至整个经济体后, 整体物价水平呈现随房价增长而上升的趋势; 另一方面, 房价波动同时会显著影响市场主体的投资和储蓄行为, 进一步改变社会的总供给和总支出。此外, 房价上涨会通过金融加速器效应使流通中的货币增加, 通过货币乘数效应进一步放大流通中的货币总量, 使货币内生性增强, 也易进一步诱发通货膨胀。滞后两期市场有一定修复, 但整体来看房价和通货膨胀水平呈正相关。

五、结论与建议

自住房制度改革以来, 房地产逐渐成为国民经济的支柱产业, 房地产价格波动的溢出效应为理论与实务界所关注。在此背景下, 将房地产价格、投资效应、财富效应以及物价效应纳入统一分析框架, 基于宏观经济变量的月度数据构建 ARDL 模型, 从房价波动的投资效应、财富效应和通货膨胀效应 3 个维度检验房价波动的宏观经济效应。研究发现: ①在短期内房价上升会产生财富效应, 但从长期来看, 房价上涨会通过财富效应侵蚀当期消费, 经市场充分消化后, 住房拥有者变现或改变消费预期后会在相同程度上带来消费的回升。②房价通过影响宏观经济的关键变量 cpi , 会带来通货膨胀水平的提高, 房地产价格对于宏观经济发挥着先行指示器的作用。③实证研究并未发现房地产价格波动与投资额之间存在长期稳定的关系, 这与慕金强^[26]的研究结论具有相似之处, 投资额的增加更多的是依靠经济增速与物价水平, 而不是取决于房价波动。同时, 考虑到中国房地产的投机特征, 游资冲击所引致的房价上升并不会使得资本真正进入实体经济中, 因而房价的上升并不会明显提高工业增加值。

此次研究结论的启示在于以下 3 个方面。

第一, 抑制投机, 让房地产回归使用功能。由于房地产价格波动在短期内会影响居民的财富效应, 特别是当房地产价格上升时会给居民带来财富快速增加的幻觉, 于是居民大量投资会转向房地产市场, 由此使得房地产的居住、使用功能逐渐弱化, 而其投资的金融属性日益增强。资金来源不断地进入房地产业, 必然催生房地产泡沫。在“买涨不买跌”的投资心理驱使下, 一旦房地产行业有所波动, 尤其是当房地产价格下降时, 隐藏其中的“灰犀牛”就会迅速显化, 从而诱发系统性金融风险, 危及金融稳定与安全, 并对实体经济产生巨大冲击。因此, 管理当局应该继续完善政策措施, 抑制房地产投资需求, 让房地产回归其提供居住功能的本质。

第二, 关注房地产价格波动引发的物价水平变

化,提高货币政策有效性。从长期来看,房地产价格波动是诱发物价波动的一个因素,这应该引起货币当局的重视。经济增长、充分就业、稳定物价和内外均衡是货币政策的目标,而在我国货币政策目标更偏重于经济增长与物价稳定。在货币政策制定与调整过程中,如果货币当局没有充分认清房地产价格在商品价格波动中的作用,则会削弱货币政策调整的针对性与有效性,甚至可能误伤其他的产业。在社会优质资产短缺的背景下,缺乏针对性的货币政策调整可能会导致资金向房地产业集聚,进一步助推房地产价格的非理性上涨。

第三,强实抑虚,防范资金在房地产市场空转。房地产价格波动与全社会投资之间不存在长期稳定的关系,这在一定程度上说明了房地产业的发展对社会其他行业的投资具有虹吸效应。中国房地产价格连续多年的快速上升,而居民高杠杆的操作进一步放大了房地产价格上升的幅度。房地产业高杠杆源于商业银行提供的住房抵押贷款这种制度性安排,以及房地产业从商业银行获得的过度融资,形成了事实上的政府与商业银行对房地产业的隐性担保。逐利是资本的本性,在社会资源约束客观存在的条件下,大量资本涌入房地产在行业空转,从而对社会经济其他行业产生虹吸效应,由此使得部分其他行业面临融资约束问题。因此,在供给侧结构性改革进程中,强实抑虚的一个重要举措就是将房地产业内空转的资金引导进入实体经济的其他行业与部门。

参考文献:

[1] GIROUARD N, KENNEDY M, ANDRE C. Has the rise in debt made households more vulnerable? [J]. Oecd Economics Department Working Papers, 2006 (534): 1-39.

[2] LEAMER E E. Housing is the business cycle[J]. Nber Working Papers, 2007(9):149-233.

[3] CHO S J, KIM J R. Housing and the business cycle: evidence from the uk housing price and quantity [J]. Seoul Journal of Economic, 2013,26(4):383-400.

[4] 曾康霖. 必须关注房地产经济的特殊性及其对金融的影响——对我国现阶段房地产经济的理论分析[J]. 金融研究,2003(9):39-43.

[5] 况伟大. 房地产投资、房地产信贷与中国经济增长[J]. 经济理论与经济管理,2011(1):59-68.

[6] 林素钢. 江苏省城镇居民住房资产的财富效应研究 [J]. 南通大学学报(社会科学版),2016,32(2):8-13.

[7] 国家统计局综合司课题组. 关于房地产对国民经济影响的初步分析[J]. 管理世界,2005(11):30-33.

[8] 夏明. 从投入产出数据看房地产发展对我国经济的影响[J]. 经济学动态,2009(11):11-15.

[9] 许宪春,贾海,李皎,等. 房地产经济对中国国民经济增长的作用研究 [J]. 中国社会科学,2015 (1): 84-101.

[10] 骆永民,伍文中. 房产税改革与房地产市场价格变动的宏观经济效应——基于 DSGE 模型的数值模拟分析 [J]. 金融研究,2012(5):1-14.

[11] 原鹏飞,冯蕾. 经济增长、收入分配与贫富分化——基于 DCGE 模型的房价上涨效应研究 [J]. 经济研究, 2014(9):77-90.

[12] 巴曙松,田磊. 房地产市场价格波动、货币政策与经济周期波动:一个 DSGE 分析框架 [J]. 当代财经,2015 (8):3-16.

[13] CAMPBELL J Y, COCCO J F. How do house prices affect consumption? Evidence from micro data [J]. Society for Economic Dynamics, 2004:591-621.

[14] DAVIS M A. Housing and the business cycle [J]. International Economic Review, 2005, 46(3):751-784.

[15] 杜莉,潘春阳,张苏予,等. 房价上升促进还是抑制了居民消费——基于我国 172 个地级城市面板数据的实证研究 [J]. 浙江社会科学, 2010(8):24-30.

[16] 杨俊杰. 房价波动对宏观经济波动的微观作用机制探究 [J]. 经济研究,2012(1):117-127.

[17] 霍钊. 房地产投资泡沫与宏观经济变量的关系 [J]. 技术经济与管理研究,2013(6):77-83.

[18] 田磊. 房价波动、货币政策与中国经济波动 [D]. 武汉:华中科技大学,2013.

[19] KONTONIKAS A, MONTAGNOLI A. Has monetary policy reacted to asset price movements? Evidence from the UK [J]. Economics & Finance Discussion Papers, 2002, 7(1):18-33.

[20] TKACZ G, WILKINS C. Linear and threshold forecasts of output and inflation using stock and housing prices [J]. Staff Working Papers, 2010, 27(2):131-151.

[21] 段忠东. 房地产价格与通货膨胀、产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验 [J]. 数量经济技术经济研究,2007(12):127-139.

[22] 高东胜. 我国房价波动的宏观经济效应研究 [J]. 经济纵横,2011(19):116-118.

[23] 李富有,罗莹. 人民币汇率传递的物价效应分析——基于引入虚拟变量的 ARDL 模型的实证研究 [J]. 国际金融研究, 2013(2):67-73.

[24] 谢博婕,西村友作,门明. 汇改前后人民币汇率传递效应研究——基于 ARDL 模型的实证分析 [J]. 中央财经大学学报, 2013, 1(12):30-36.

[25] 李志慧,刘山. 不同阶段人民币汇率的物价传递效应分析——基于 ARDL 模型的实证研究 [J]. 上海金融, 2016(6):3-8.

[26] 慕金强. 房地产价格波动对宏观经济影响研究 [J]. 中国市场, 2014(19):80-85.

(责任编辑:高虹)