

doi: 10.16299/j.1009-6116.2016.05.014

中国房地产投资波动对经济周期的影响研究

冯科

(北京大学经济学院,北京 100871)

摘要: 房地产市场的剧烈波动,会对宏观经济造成巨大冲击,研究房地产周期与经济周期的关系,对于调控房地产市场的剧烈波动、制定更优的宏观经济政策有着重要意义。文章构建了关于房地产投资和经济周期相关时间序列的单变量和多变量 UC 计量模型,运用 1992—2014 年的数据,对中国房地产投资波动对经济周期的影响进行了分析。研究结果表明,房地产投资短周期和中周期与国内生产总值周期较为接近,其中短周期拐点先于经济周期,可以此预测经济周期波动;中周期两者非常接近;长周期上,房地产增长趋势与国内生产总值增长一致;短期内房地产市场的波动能通过固定资产投资引发整个经济的波动。最后针对研究结论,提出了适当发挥房地产业的积极作用,促进宏观经济的顺利转型等政策建议。

关键词: 房地产投资; 投资波动; 经济周期; 短周期; 中周期; 长周期; UC 模型

中图分类号: F293.3; F124 **文献标志码:** A **文章编号:** 1009-6116(2016)05-0116-11

一、引言

主流宏观经济学对于经济周期的各种讨论,大多数都忽略了房地产市场的影响,或只是将房地产市场视为诸多商品市场中的一种。这种做法割裂了房地产市场与宏观经济的紧密联系,尽管有一些房地产方面的理论或实证的研究分析了通货膨胀、产出、就业等宏观经济变量,但是这些研究均将宏观经济变量作为外生的控制变量(Leung, 2004)^[1]。有关城市经济学或房地产投资方面的经济模型,一般都将经济周期视为既定,在此基础上讨论利率、收入等经济变量对于房地产投资的影响,或者将利率作为解释变量,直接讨论货币政策与房地产市场的关系(Leamer, 2007)^[2]。

然而,房地产市场确实不同于一般的商品市场,它对于宏观经济有着巨大的影响。这可以从理论和实践两个方面来做出描述。

从理论上讲,第一,大量的住房抵押贷款以及在此基础上进行的资产证券化和一系列的金融创新,蕴涵着一定的风险,当房地产价格剧烈波动时,风险就会暴露出来,对宏观经济造成冲击;第

二,房地产投资在社会总投资中占了相当大的比例,其投资水平直接影响产出水平,其投资的减少往往是经济衰退的先兆,理解房地产投资的动态变化对于控制经济周期是非常重要的(Nguyen, 2010)^[3];第三,房地产价格会影响家庭消费,进而影响宏观经济,这主要通过“财富效应”与“信贷效应”来实现。“财富效应”指的是,当房地产价格上升时,家庭的财富水平随之上升;若边际消费倾向不变,家庭消费将增加。“信贷效应”指的是当房地产价格上升时,家庭拥有的房地产的抵押价值随之上升,从而家庭的借贷能力增加,推动消费增加;第四,房地产价格会影响企业投资,进而影响宏观经济,这主要通过“托宾 Q 效应”与“信贷效应”来实现,与影响家庭消费的机制类似。综上所述,房地产市场会通过多种渠道和机制来影响宏观经济。

从实践上来看,任何一次房地产市场的剧烈波动,都对宏观经济造成了巨大冲击。如 20 世纪 80 年代末的日本房地产泡沫、1997 年的东南亚金融危机、2007 年的美国次贷危机等,都说明了这

收稿日期: 2016-04-31

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“改革开放以来我国经济增长理论与实践研究”(15ZDA007)。

作者简介: 冯科(1971—),男,广东河源人,北京大学经济学院副教授,博士,研究方向:宏观经济政策、房地产市场等。

一点。特别是2007年由房地产市场导致的美国次贷危机,引发了全球经济衰退,因而房地产市场的波动与宏观经济的关系得到人们的高度关注。

近些年已有不少研究分析了房地产市场波动与经济周期的关系。Wheaton(1999)^[4]认为不同类别的房地产市场具有不同的周期,并建立了一个存量—流量模型,分析了作为外生变量的宏观经济因素对房地产市场的冲击。Campbell & Hercowitz(2005)^[5]构造了一个经济周期模型,论证了住房抵押贷款的创新对宏观经济波动的影响。Iacoviello(2005)^[6]运用新凯恩斯主义货币政策框架,讨论了房地产价格冲击与借款约束对实际经济周期的影响。Morris & Heathcote(2005)^[7]通过校准的多因素增长模型的分析,认为房地产投资的波动幅度两倍于其他投资,且房地产投资波动先于经济周期,而其他投资滞后于经济周期。Mian & Sufi(2009)^[8]分析了美国住房抵押贷款违约危机及其扩散机制对宏观经济的影响。Dufrenot & Malik(2010)^[9]分析了美国、英国、西班牙的房地产市场,认为房地产价格所传递的信号在经济高速增长国家和低速增长国家是非对称的。IMF的一项研究认为,房地产需求冲击能解释美国和日本产出变化的20%~25%,并且在“二战”结束后,美国历次经济衰退中,五分之四左右都与房地产市场的大量问题有关,且房地产市场的衰退先于整体经济(IMF,2008)^[10]。Álvarez & Cabreró(2010)^[11]也持相似观点,他们通过对西班牙房地产市场的研究,认为房地产市场引导了经济周期,且经济周期的波动具有非对称性,即衰退的持续时间要短于扩张。Bouchouicha & Ftiti(2012)^[12]分析了美国和英国的房地产市场及其与宏观经济环境之间的动态相互作用,并采用基于动态相干函数的方法来研究这些相互作用对于不同类型房地产市场的影响。结论表明,共同的宏观经济趋势驱动不同类型的房地产市场在英国和美国的发展。在美国,财富和住房支出渠道通常是房地产危机的传导渠道。Moscone et al.(2014)^[13]基于美国部分地区住房繁荣和萧条的证据,对美国房地产贷款的事后信用风险的时空变化进行了研究,并开发了一个特设广义矩量法的程序,实证模型的估算结果表明,房地产价格对不良贷款有着负面影响,从而进一步影响各地区经济增长。

中国房地产市场经过20多年的发展,逐步成熟起来,但是近年来,房地产价格上涨过快,引起了全社会的高度关注,很多人担心房地产泡沫破灭给宏观经济带来危害。不仅如此,中国房地产投资在全社会固定资产投资中占有相当大的比例;更进一步地,从产业特性上来看,房地产业的产业链长,波及面广,国民经济中的绝大部分产业与房地产业都有着关联关系,总体上中国房地产业每增加1单位产值,对各产业的总带动效应为1.416(王国军、刘水杏,2004)^[14]。

已有一些研究关注了中国房地产市场与宏观经济的关系。张晓晶、孙涛(2006)^[15]分析了驱动房地产周期的增长面、宏观面、制度面因素,并运用1992—2004年的季度数据进行了计量分析,结果表明房地产业发展 and 房地产价格总水平在较长时期内仍会呈现出稳中趋升的态势。该研究重点关注了房地产周期对金融稳定性的影响,指出了房地产信贷风险暴露、政府担保风险以及长存短贷的期限错配风险问题。张红等(2007)^[16]运用北京市1989—2004年的时间序列数据,建立自回归分布滞后的ARMAX模型,对变量进行单整ADF检验和多重协整JJ检验,求出误差修正序列,然后用包含误差修正项的模型来预测房地产市场周期,结果得出北京市房地产市场的周期约为4~5年。刘春航、王清容(2008)^[17]将房地产周期对经济衰退的预测与收益率曲线反转对经济衰退的预测结合起来进行联合预测,并用美国经济2007—2008年的数据进行了分析,结果表明,房地产周期和收益率曲线反转的联合预测力远大于单变量预测力。吴璟、刘洪玉(2009)^[18]提出运用灰色—马尔可夫模型来进行房地产周期的分析和预测,即通过运用GM(1,1)模型来估计长期趋势成分,运用马尔可夫链预测模型来估计周期性波动成分,将二者结合来对房地产周期进行拟合与预测。唐志军等(2010)^[19]通过协整和VAR分析得出,中国房地产投资的波动对国内生产总值的增长率有显著的正影响,即当房地产投资额的增长率上升1个百分点时,国内生产总值的增长率上升0.181个百分点,且1个单位的房地产投资波动的冲击在第4个季度时达到最大,之后缓慢衰减,并由此说明房地产投资的波动对国内生产总值有着长期的影响。徐国祥、王芳(2010)^[20]

以国房景气指数作为反映房地产市场周期波动的分析指标,并采用加窗平均周期图谱分析和多次分辨法相结合的方法,发现中国房地产市场自1998年1月以来存在为期36个月的主周期和27个月的次周期波动,且该周期波动与中国房地产政策的周期性是密不可分的。蔡明超等(2011)^[21]构建了居民基于非住房消费、住房消费的二元效用函数,并结合金融市场、房地产市场的参数校准,对政府可能采用的政策组合进行了数值模拟分析,分析结果表明,在给定参数下居民对贷款首付比例的政策变化最为敏感,其结论为政府的反周期房地产政策调控提供了理论依据。许宪春等(2015)^[22]运用了统计和国民经济核算的理论和方法,从房地产开发投资、房地产生产和房地产消费三个方面分析了房地产经济对我国国民经济增长的作用,结论认为,房地产经济合理增长对国民经济健康发展具有重要意义,但同时房地产经济增长速度过高或过低,都会影响国民经济的稳定增长。

综上所述,房地产市场波动,特别是房地产投资波动与经济周期关系密切,对于房地产市场调控和宏观经济政策的制定有着重要意义。现有国外文献很多都从抵押贷款的角度来分析房地产市场波动与宏观经济周期的相互关系,研究对象多为某些国家或某些地区,采用的微观方法也比较成熟。相比而言,国内文献多从宏观角度,通过建立各种计量模型或理论模型来分析房地产市场波动与宏观经济周期的相互关系,注重总量分析,但缺乏对总量的进一步分解分析。而这种分解有助于认识房地产市场和宏观经济波动的原因。本文做的工作,就是做这种分解,对于房地产投资波动和宏观经济的周期性变化以及趋势性变化等无法直接观测到的变量,利用已有的时间序列数据以及状态空间的方法去估计。

二、模型、数据及研究设计

(一) 模型构建

由于本文要对房地产投资波动和宏观经济的周期性变化以及趋势性变化等无法直接观测到的变量进行分解,需采用已有的时间序列数据,用状态空间的方法去估计。UC模型(无法观察成分时间序列模型,Unobserved Components Time Series Models)是含有不可观测变量的模型,适合做这种

分析,而且国内目前缺乏这种分析,因而本文选用UC模型对房地产投资波动和宏观经济的周期性变化以及趋势性变化进行分解。UC模型由Harvey(1989)^[23]和Koopman et al.(2007)^[24]提出并改进,包括单变量模型和多变量模型。其中,单变量模型重点考察时间序列的分布和波动特征,进而形成对时间序列的预测;多变量模型能在分解各个时间序列结构的同时,分析多个经济时间序列之间的动态关系,从中反映经济变量之间的相互作用。本文的研究重点关注宏观经济周期变量与房地产市场周期变量之间的相互关系和动态作用,该模型能较好地契合研究的需要。

首先,我们来看单变量UC模型。在UC模型中,时间序列被表示为时间性随机过程,并被分解成多个组成。一般而言,包括趋势、周期和不规则波动。其中,趋势部分为时间序列缓慢进化过程,周期部分以静态自回归移动平均模型(ARMA)实现,而不规则干扰成分定义为高斯白噪声过程。对UC模型的参数估计是基于卡尔曼滤波和相关平滑算法进行,多变量UC模型以状态空间转换模型的方式进行估计。

令 $\{Y_t\}$ 为研究变量观测值,对其取自然对数,表示为:

$$y_t = \log(Y_t) \quad \text{其中 } t = 1 \cdots n; \quad (1)$$

则 y_t 被分解成如下形式:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2); \quad (2)$$

(2)式中 μ_t 代表趋势成分, ψ_t 代表周期波动成分, ε_t 为不规则干扰成分。

进一步表示趋势波动成分为:

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \beta_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2); \quad (3)$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2); \quad (4)$$

β_t 为趋势 μ_t 的斜率,不规则干扰成分 $\varepsilon_t, \eta_t, \zeta_t$ 相互独立。

当 $\sigma_\zeta = 0$,而 $\sigma_\eta \neq 0$ 时,趋势 μ 为系数表示 β_t 的随机游走过程(Random Walk);当 $\sigma_\eta = 0$,而 $\sigma_\zeta \neq 0$ 时,趋势 μ 为伴随平滑过程的随机游走过程;当两者均为0时, μ 为线性趋势。

周期分解 ψ_t 可以定义如下:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \sim NID(0, \sigma_\kappa^2 I_2); \quad (5)$$

其中 λ_c 为以弧度表示的频率, 即波动的期间以 $\frac{2\pi}{\lambda_c}$ 表示, 其范围为 $(0, \pi)$, ρ 的范围为 $(-1, 1)$ 。

1) 周期性趋势 ψ_t 与辅助周期性趋势 ψ_t^* 为静态 ARMA(2, 1) 过程; 当 $\lambda_c = 0$ 时, 则为 AR(1) 过程。

接下来, 在单变量 UC 模型的基础上扩展至多变量, 假设 y_t 为 $N \times 1$ 变量, 则 (1) 式为:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (6)$$

关于趋势的 (3)、(4) 式以及关于周期的 (5) 式均以向量的形式表示, 而同理其不规则扰动部分均为向量过程, 如 $\eta_t \sim NID(0, \Sigma_\eta)$ 等。

此时, 对于 (6) 式的分解是采用似乎不相关时间序列模型进行 (Seemingly Unrelated Time Series Equation, SUTSE), 各变量之间趋势斜率 β_t 通过不规则扰动矩阵 Σ_ε 中各自扰动项的相关系数联系在一起, 形成彼此之间的相互作用。

在实际的处理过程中, 可对扰动矩阵进行 Choleski 分解, 即:

$$\Sigma_\varepsilon = A_\varepsilon D_\varepsilon A_\varepsilon' \quad (7)$$

$$\zeta_t = A_\varepsilon \zeta_t^*, \zeta_t^* \sim NID(0, D_\varepsilon) \quad (8)$$

以及:

$$\beta_t = \beta^* + A_\beta \beta_t^*, \beta_{t+1}^* = \beta_t^* + \zeta_t^* \quad (9)$$

(二) 数据处理与描述性统计分析

本研究的数据来源于国家统计局统计年鉴数据, 为月度数据, 数据区间为 1992 年 1 月—2014 年 12 月, 数据完整, 无缺失值。之所以选择从 1992 年开始, 是因为中国自 1992 年开始系统地建立市场经济, 房地产市场的波动与宏观经济的关系开始密切相关。研究的变量包括两个类别。

第一类别是经济周期的代理变量。主流经济学倾向于用国内生产总值的变化来衡量经济周期的波动, 例如, Leung (2004)^[1]、Iacoviello (2005)^[6]、Bouchouicha & Ftiti (2012)^[12]、唐志军等 (2010)^[19]、许宪春等 (2015)^[22] 等, 本文遵循了这一做法。对于中国的国内生产总值来讲, 投资是最为重要的, 参照 Iacoviello (2005)^[6]、Morris & Heathcote (2005)^[7] 等文献的做法, 本文选取了固定资产投资指标, 并细分为三大产业。另外, 对于消费, 本文选取了全社会消费品零售总额指标。具体而言, 变量包括: 国内生产总值 (GDP), 固定资产投资 (I), 第一产业固定资产投资 (Ist), 第二

产业固定资产投资 (Ind), 第三产业固定资产投资 (Ird), 全社会消费品零售总额 (CUS)。

第二类别是房地产市场的代理变量。对于房地产市场的波动, 参照 Mian & Sufi (2009)^[8]、Moscone et al. (2014)^[13] 等文献的做法, 以及数据的可得性, 本文选取了房地产开发投资、房地产开发景气指数以及房地产价格指数。具体而言, 变量包括: 房地产开发投资 (HI), 房地产开发景气指数 (HDI) 和房地产价格指数 (HPI)。

为了更好地衡量规模变量的百分比变化, 本文对其均以对数表示 (在变量前加 L 表示)。样本数据的描述性统计如表 1 所示。

从表 1 中可以看出, 一方面, 1992 年 1 月—2014 年 12 月, 中国的国内生产总值增长迅速, 月平均增长率约为 1.31%。同时, 国内生产总值序列的方差为 15 660.67, 这表明国内生产总值在快速增长的同时, 也存在着较为明显的波动性。因此, 对于国内生产总值的趋势、周期性因素和不规则扰动进行分解是很有意义的。另一方面, 对于房地产开发投资来说, 其增长速度也非常快, 月平均增长率约为 3.05%, 接近国内生产总值增长率的 3 倍, 这说明, 中国的房地产市场经历了 20 多年的惊人发展速度, 同时在国民经济和社会发展中具有重要的地位和作用。

(三) 经验分析模型的设计

基于第二部分的计量模型, 根据本文的研究目的把计量模型具体化。具体内容如下: 第一, 房地产投资与经济周期关系的单变量 UC 模型分别把各研究序列的周期因素分解成短周期、中周期、长周期因素; 第二, 房地产投资与经济周期关系的单变量和多变量 UC 模型参数的估计基于状态空间模型 (State Space), 应用极大似然估计, 具体实现运用 OxMetrics 6 的 STAMP 程序包 (Koopman et al. 2007)^[24]。对变量趋势的提取运用卡尔曼滤波和相关算法。

三、经验分析

(一) 单变量 UC 模型分析

本文首先对所研究的时间序列进行单变量 UC 模型估计, 目的在于了解被研究序列的趋势和周期情况, 同时对对比解释后续多变量 UC 模型结果打下基础。

本部分分别对国内生产总值 (GDP)、固定资

表1 样本数据的描述性统计分析

变量	均值	中位数	最大值	最小值	方差值	偏度	峰度
<i>GDP</i>	18 520.34	11 490.45	59 538.97	1 658.10	15 660.67	1.23	3.82
<i>LGDP</i>	4.26	4.06	4.77	3.22	0.39	-0.08	2.29
<i>I</i>	10 139.88	3 862.70	58 053.96	62.91	13 214.91	1.77	5.41
<i>LI</i>	4.01	3.58	4.77	1.80	0.66	-0.18	2.39
<i>Ist</i>	1 712.09	1 426.07	5 790.67	196.63	1 172.24	1.31	4.55
<i>LIst</i>	3.23	3.15	3.76	2.29	0.31	-0.35	2.94
<i>Ind</i>	6 449.03	4 361.85	21 972.10	788.40	5 033.89	1.14	3.41
<i>LInd</i>	3.81	3.64	4.34	2.90	0.35	-0.07	2.29
<i>Ird</i>	5 623.94	3 860.63	32 937.99	673.07	4 825.25	1.28	4.04
<i>Lird</i>	3.74	3.59	4.52	2.83	0.39	-0.06	2.12
<i>CUS</i>	6 806.01	3 939.60	25 801.31	719.80	4 021.45	1.24	3.60
<i>LCUS</i>	3.83	3.60	4.41	2.86	0.35	0.03	2.20
<i>HI</i>	2 002.09	870.33	11 280.04	6.55	1 537.79	1.72	5.47
<i>LHI</i>	3.30	2.94	4.05	0.82	0.66	-0.40	2.54
<i>HDI</i>	101.91	102.78	118.99	96.43	7.59	-3.73	27.73
<i>HPI</i>	105.28	104.84	130.97	96.88	9.23	-1.63	15.96

注:变量前加*L*表示对变量值取对数。

产投资(*I*)、房地产开发投资(*HI*)和房地产价格指数(*HPI*)的时间序列进行分解,按照经验分析模型的设计,各个序列分别被分解成趋势部分、三个周期部分和不规则扰动部分。例如,对于房地产开发投资序列的分解,具体如图1所示。其中,图1(1)中较为平滑的线为房地产开发投资的趋势部分。

应用单变量UC模型进行参数估计,结果如表2所示,表中分别包括了模型的基本情况,各分解部分与不规则扰动方差(*var*),三个周期(短周期、中周期、长周期)的年化值和周期衰减系数 ρ 。

模型基本情况分别考察了预测误差平方根、

残差的正态性、序列自相关程度和模型拟合程度,总的来看,模型能较好地对时间序列进行模拟和分解。结合*var*的值,当*var*值为0时,该分解部分符合随机静态时间序列的特点,对比分析可以看出*LGDP*、*LI*和*LHI*的标准误差较小,而*HPI*的标准误差较大,且*HPI*的周期性*var*为13.242,这表示以房地产价格指数为房地产价格的代理变量,其存在一定的不足。

四个时间序列均被分解成为三个周期,从中可以看到。

第一,国内生产总值的短周期约为4年,中周期约为8.4年,长周期为60年左右。对比分析三

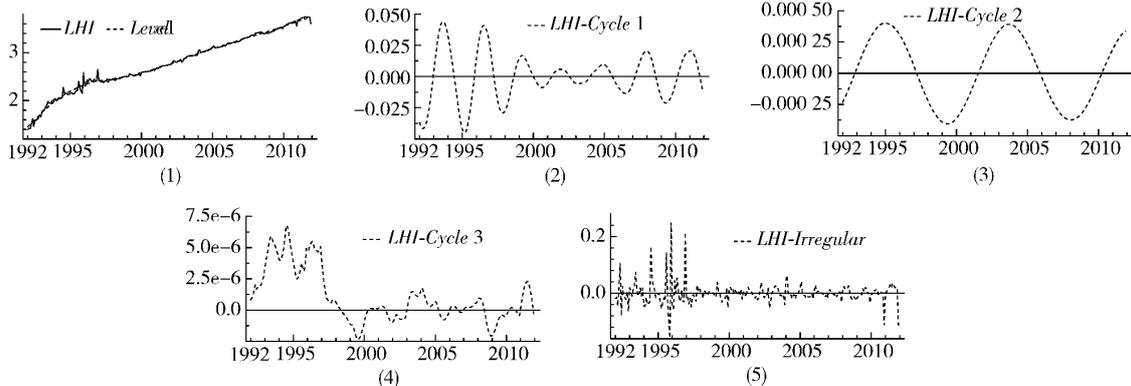


图1 房地产开发投资单变量UC模型分解

表 2 房地产投资与经济周期关系的单变量 UC 模型参数估计

变量		LGDP	LI	LHI	HPI
var	趋势	0.000	0.000	0.000	0.000
	斜率	0.000	0.000	0.000	0.000
	周期	0.000	0.000	0.001	13.242
	不规则扰动	0.000	0.000	0.002	0.000
短周期	年化周期	3.992	16.650	2.906	1.431
	ρ	0.465	0.120	0.992	0.942
中周期	年化周期	8.395	52.191	8.706	2.849
	ρ	0.827	0.060	0.999	0.979
长周期	年化周期	57.440	91.230	87.256	11.562
	ρ	0.551	0.242	0.998	0.997
模型概况	std. error	0.005	0.028	0.045	4.525
	Normality	123.630	97.642	123.630	318.520
	H(79)	0.514	0.280	0.169	4.360
	DW	1.965	1.949	1.904	1.863
	r(1)	0.013	-0.010	0.017	0.066
	R ²	0.584	0.536	0.521	0.690

注: Normality 为 Bowman-Shenton 的检验统计量, 该统计量是用来测量残差的第 3 阶矩、第 4 阶矩数据正态性; DW 用来检验残差一阶自相关; H(79) 为异方差性检验; r(1) 为一阶向量自回归残差估计值。

个周期的衰减指数, 本文发现周期 2 的衰减指数为 0.872, 即该周期的持续能力最强, 为当前中国经济周期的主要时间维度。

第二, 固定资产投资的短周期为 17 年, 最长周期高达 91 年。结合其周期衰减指数, 本文发现固定资产投资衰减指数明显小于其他序列, 即该序列的周期持续能力是有限的。这说明, 当前中国固定资产投资并没有呈现出明显的周期性增长。结合前文的描述性统计分析, 本文认为, 受国内生产总值增长需要的限制, 中国的固定资产投资一直保持稳定快速的的增长趋势, 且周期性不明显。

第三, 房地产开发投资呈现的短周期为 3 年, 中周期为 8.7 年, 长周期高达 87 年, 其衰减系数均大于 0.99。这说明中国房地产市场的周期性行为十分明显, 其短周期和中周期十分接近于经济增长周期。其中短周期比国内生产总值周期少 1 年, 中周期接近经济周期。这说明, 在短期, 房地产市场的周期性拐点先于经济周期, 即可以基于房地产周期状况来预测未来经济周期的变动; 在中期, 两者相互接近, 即房地产市场与经济周期

形成共振现象, 若房地产市场存在明显的波动就会加剧经济波动, 这一点在 2008 年全球经济危机中得到了充分体现。

第四, 对于房地产价格指数的周期和周期衰减系数, 本文发现一方面中国房地产市场价格指数呈现了明显的周期性波动行为, 另一方面其波动的三个周期均小于其他序列, 分别为 1.4、2.8 和 11.5 年。即从短期看, 中国房地产价格大约在 1 年半的时间内就会呈现一次周期性的波动, 中期为 3 年左右的时间。

由于各时间序列是以同样的方式和模型进行分解, 因此, 本文应用卡尔曼滤波和相关算法分别提取出国内生产总值、固定资产投资、房地产开发投资和房地产价格指数的三个周期的序列数据, 并对其相关性分析, 结果如表 3 所示。

从表 3 可以看出, 周期 1 的固定资产投资与国内生产总值相关系数显著为正, 两者的第一周期正向相关, 这与经济的实际情况相符。由于固定资产投资是国内生产总值的重要组成部分, 其短期的周期性变动必然引发国内生产总值的波动。同时, 周期 1 的固定资产投资与周期 2 的房

表3 房地产开发投资单变量 UC 模型周期性分解项相关性分析

	1GDP	1HPI	1LHI	1LI	2GDP	2HPI	2LHI	2LI	3GDP	3HPI	3LHI
1GDP	1.00										
1HPI	0.00	1.00									
1LHI	0.00	0.01	1.00								
1LI	0.27***	0.08	0.00	1.00							
2GDP	0.05	0.05	0.01	0.05	1.00						
2HPI	0.00	0.02	0.07	0.00	0.00	1.00					
2LHI	0.14**	0.15**	0.00	0.38***	0.06	0.01	1.00				
2LI	0.01	0.05	0.70***	0.05	-0.02	-0.13**	0.03	1.00			
3GDP	0.00	-0.06	0.03	-0.02	0.43***	-0.18***	0.01	-0.05	1.00		
3HPI	0.00	0.15**	-0.02	0.03	-0.09	0.13**	0.07	0.14**	-0.27***	1.00	
3LHI	0.02	0.24***	0.12**	0.14**	0.02	0.05	0.27***	0.22***	0.04	0.46***	1.00

注:表中变量前缀表示所属周期,如1GDP则表示分解的GDP第一周期;***、**分别表示相关系数在1%和5%的显著性水平下显著。

地产开发投资两者相关系数为0.38,显著为正,以及与周期3的房地产开发投资相关系数显著,为0.14,以及周期1的房地产开发投资与周期2的固定资产投资相关性显著,这充分说明了房地产开发投资在固定资产投资中的重要作用。

房地产开发投资周期和房地产价格周期存在显著的正相关,如周期1的房地产价格与周期2的房地产开发投资相关系数为0.15,与周期3的房地产开发投资相关系数为0.12,周期3的房地产价格与周期3的房地产开发投资相关系数为0.46,这说明了中国房地产市场存在的量价齐升的现象,快速上涨的房地产价格必然会激发房地产开发投资的需要。

此外,值得注意的是,周期2的房地产价格指数和周期2的固定资产投资以及周期3的国内生产总值的相关系数显著为负,即当房地产价格周期处于上升时期时,可能导致固定资产投资的下降以及经济增长的下降。

(二) 房地产投资与经济周期关系的多变量 UC 模型分析

当建立起多变量 UC 模型时,就可以分析其多个组成部分的相关性来探究两个序列或者是多个序列之间存在的交互关系。对于房地产与经济周期进一步关系的分析包括房地产开发投资与国内生产总值双变量 UC 模型,以及房地产开发投资波动、固定资产投资波动、国内生产总值波动多

变量 UC 模型。如表4所示,为对房地产开发投资与国内生产总值序列双变量 UC 模型参数估计得到的结果。

表4 房地产开发投资与国内生产总值双变量 UC 模型参数估计

变量	LHI	LGDP	相关系数
趋势	0.000	0.000	0.536
短周期	0.004	0.000	1.000
中周期	0.003	0.001	0.606
长周期	0.001	0.000	-0.873
不规则扰动	0.001	0.000	0.283
std. error	0.043 7	0.004 4	
Normality	105.440	242.960	
H(79)	0.155	0.472	
DW	1.906	2.027	
r(1)	0.023	-0.015	
R ²	0.593	0.547	

注:Normality为Bowman-Shenton的检验统计量,该统计量是用来测量残差的第3阶矩、第4阶矩数据正态性;DW用来检验残差一阶自相关;H(79)为异方差性检验;r(1)为一阶向量自回归残差估计值。

从表4可以看出,两个序列的趋势分解的相关性系数为0.536,较为明显地,这说明在趋势上

两者是正向影响的,即存在较为一致的发展趋势。

两者周期 1 的分解相关系数为 1,在周期 1 的水平上,两者高度相关,验证了短期房地产开发投资波动对经济波动影响显著的说法,这也说明了对房地产市场进行合理的调控是保障整个社会经济快速平稳发展的必要条件。两者的周期 2 相关系数为 0.606,在中期,两者的相互正向作用仍然明显。周期 3 的相关性系数却为 -0.873,即长期房地产投资周期与国内生产总值增长周期存在负相关,从长期来看过热的房地产市场对经济增长的作用为负。这说明,如果中国经济的长期增长仍然是依赖于房地产投资的增长,其在一定程度上反而会抑制经济的持续增长。

更进一步地,房地产开发投资与国内生产总值双变量 UC 模型分解如图 2 所示。从图中我们可以看到房地产开发投资与国内生产总值双变量的趋势性变化、季节性变化、短周期变化、中周期变化、长周期变化,不规则扰动变化,以及房地产开发投资与国内生产总值双变量的相互作用。

进一步考察房地产投资波动与经济波动的关系,表 5 展示了房地产开发投资波动(DHI)与固定资产投资波动(DI)和国内生产总值波动(DGDP)的关系。关注表的 2、3 列的相关系数,可发现房地产波动的趋势值与国内生产总值以及固定

表 5 国内生产总值、固定资产投资、房地产开发投资波动多变量 UC 模型参数估计

变量	DGDP	DI	DHI
趋势	1.000	1.000	1.000
短周期	1.000	1.000	1.000
中周期	0.105	0.282	0.406
长周期	0.711	1.000	1.000
不规则扰动	-0.108	0.218	0.156
std. error	0.011	0.071	0.148
Normality	371.300	107.100	172.450
H(79)	0.688	0.174	0.066
DW	2.108	2.620	2.695
r(1)	-0.058	-0.322	-0.354
R ²	0.521	0.691	0.671

注: Normality 为 Bowman-Shenton 的检验统计量,该统计量是用来测量残差的第 3 阶矩、第 4 阶矩数据正态性; DW 用来检验残差一阶自相关; H(79) 为异方差性检验; r(1) 为一阶向量自回归残差估计值。

资产投资波动高度一致,这表明在中国,房地产市场的波动必然会引发固定资产投资波动以及整个经济体系波动,这和中国经济的构成与结构有大大关系。结合前文的描述性统计分析,可知固定资产投资占中国国内生产总值的比例很大,而其他

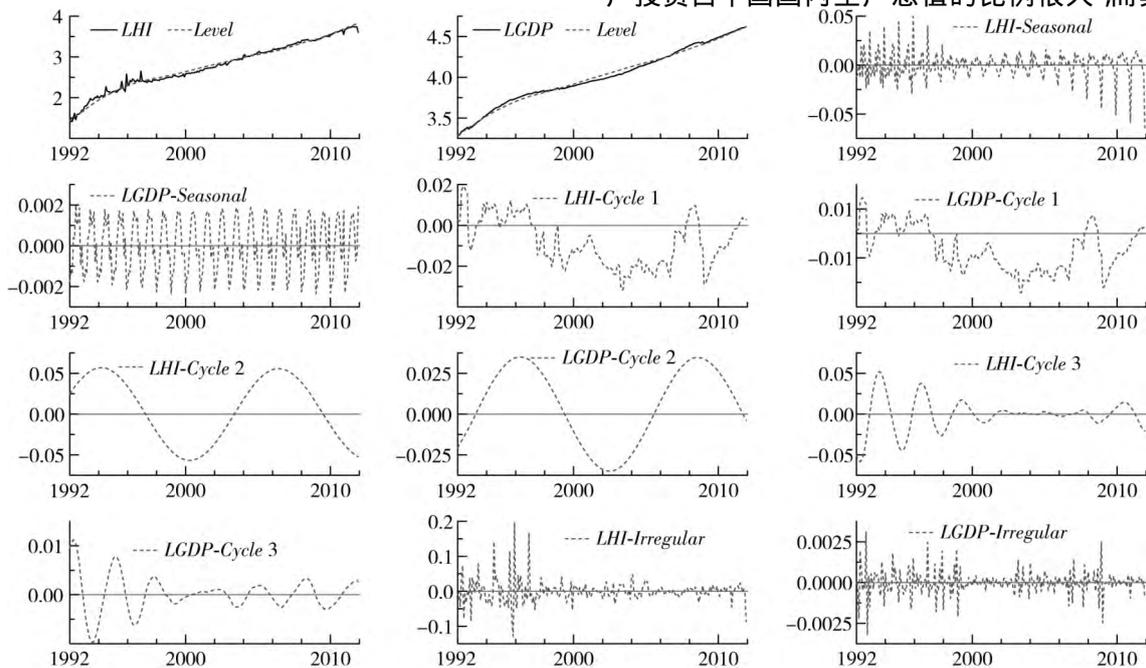


图 2 房地产开发投资与国内生产总值双变量 UC 模型分解

构成,尤其是消费则不足;另一方面,房地产市场波动是引发固定资产投资波动的重要来源,由于连锁反应,房地产投资的波动最终会引发整个经济体系的波动。值得注意的是,从周期上看,周期

1的房地产投资波动与两个序列的相关系数为1,即房地产投资的波动能迅速反映在整个经济周期的波动上,与之同时,房地产市场的波动也会导致经济周期的长期波动,详细的分解如图3所示。

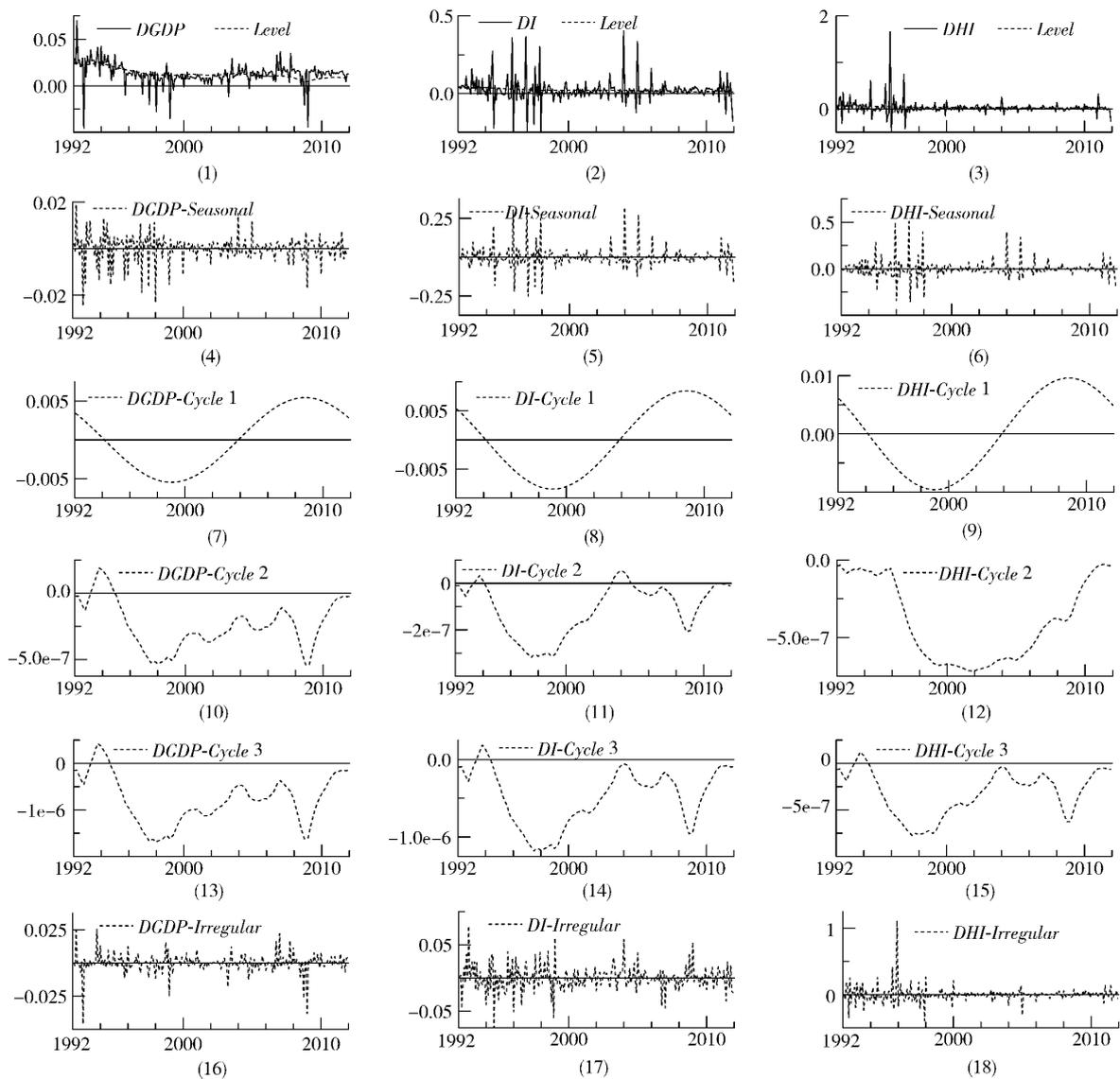


图3 国内生产总值、固定资产投资、房地产开发投资波动多变量UC模型分解

更进一步分析,国内生产总值、固定资产投资、房地产开发投资波动多变量UC模型分解如图3所示。从图中我们可以看到,国内生产总值、固定资产投资、房地产开发投资波动多变量的趋势性变化、季节性变化、短周期变化、中周期变化、长周期变化、不规则扰动变化,以及国内生产总值、固定资产投资、房地产开发投资波动三变量的相互作用。

四、结论与政策建议

(一) 研究结论

本文构建了关于房地产投资和经济周期相关时间序列的单变量和多变量UC计量模型,其中单变量模型分解各时间序列为趋势、三个周期和不规则扰动三部分,以此来研究各序列本身的周期性行为。对于多变量模型关注变量之间的相互关系,本文重点考察了房地产开发投资与国内生

产总值,房地产开发投资波动、固定资产投资波动与国内生产总值波动的相互关系。主要的研究结论如下。

第一,中国房地产投资占国内生产总值的比例较为平稳,但房地产投资波动剧烈且与固定资产投资高度相关,这引发了整个经济体系波动的连锁反应。这个结论强化了已有的房地产市场波动剧烈的原因。

第二,从序列的周期性行为来看,国内生产总值中周期约为8.4年,衰减指数为0.872;固定资产投资持续稳定增长,其短周期就长达24年,周期性不明显;房地产投资短周期和中周期与国内生产总值周期较为接近,其中短周期拐点先于经济周期,可以此预测经济周期波动;中周期两者十分接近,房地产波动会引发经济周期波动的共振。本文对于房地产周期提供的这种精确衡量,是对已有文献的有益补充。

第三,从各个序列周期的相关性分析来看,房地产投资在固定资产投资以及经济周期中占据重要位置;就房地产市场本身而言,房地产投资与房地产价格指数相关系数显著为正,即在中国存在房地产市场的量价齐升现象。

第四,关于房地产投资与经济周期多变量UC模型研究结果表明,在趋势上房地产增长与国内生产总值的增长一致;短期内房地产波动对经济波动影响显著,即房地产市场的波动能在短期通过固定资产投资引发整个经济体的波动。这个结论有别于通常的房地产调控政策没有区分短期与长期的做法。

(二) 政策建议

第一,适当地发挥房地产业的积极作用,促进中国宏观经济顺利地由低端制造业向高端制造业转型。中国当前的经济进入了“新常态”,在这个过程当中,需要房地产投资发挥经济稳定的作用,对工业品进行大量的消费,从而化解钢铁、水泥以及建材等过剩产能,拉动建筑业、钢铁水泥等后向关联产业,从而为经济的顺利转型赢得时间和过渡期。

第二,重视推进房地产市场的供给侧改革。过去房地产政策主要在需求端发力,而今后同时需要重视供给侧。现在的消费者已经越来越挑剔,对住房的需求已经从过去的“人住”提升到了

现在的“人居”。供给侧改革的主要方式是控制增量,调整土地供应节奏,增加土地有效供给;同时还要消化存量,以增强对周围人口吸引力为目的的加快户籍制度改革;在库存积压严重区域增加道路、医疗、教育等公共物品和基础设施配套;加快推进政府购买服务,保障房和棚改回迁房以货币化安置为主;建立良好的金融和法律环境等。

第三,在微观层面,引导开发商的行为,调控房地产市场的剧烈波动。可以在开发商信贷、金融工具创新、房地产信托、房地产投资基金等各个方面做好调节。从趋势上讲,要引导开发商从重资产模式向轻资产模式转型,从住宅开发销售向商用物业持有并重转型,从依赖低成本土地向依赖规模和控制能力来降低成本转型,从依赖土地自然高速增值向依赖产品价值来提升利润率转型,从纯住宅开发向产业综合地产开发转型,从单一地产开发行业向业务多元化转型,从依赖房价上涨获取高利润向依赖高周转提升净收益率转型。

参考文献:

- [1] Leung C. Macroeconomics and housing: a review of the literature [J]. *Journal of Housing Economics*, 2004, 13 (1): 249 - 267.
- [2] Leamer E E. Housing is the business cycle [Z]. NBER Working Paper No. 13428, 2007.
- [3] Nguyen Q H. Housing investment: what makes it so volatile? Theory and evidence from OECD countries [Z]. HKIMR Working Paper No. 23, 2010.
- [4] Wheaton W C. Real estate cycles: some fundamentals [J]. *Real Estate Economics*, 1999, 27(2): 209 - 230.
- [5] Campbell J, Hercowitz Z. The role of collateralized household debt in macroeconomic stabilization [Z]. NBER Working Paper No. 11330, 2005.
- [6] Iacoviello M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle [J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3): 739 - 764.
- [7] Morris D, Heathcote J. Housing and the business cycle [J]. *International Economic Review*, 2005, 46(3): 751 - 784.
- [8] Mian A, Sufi A. The consequences of mortgage expansion: evidence from the U. S. mortgage default crisis [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1449 - 1496.
- [9] Dufrénot G, Malik S. The changing role of house

price dynamics over the business cycle [Z]. Banque de France Working Paper, No. 309, 2010.

[10] International Monetary Fund. The changing housing cycle and the implications for monetary policy [EB/OL]. (2008-01-09) [2015-10-26]. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/01/pdf/c3.pdf>.

[11] Álvarez L J, Cabrero A. Does housing really lead the business cycle? [Z]. Banco de España Working Paper, No. 1024, 2010.

[12] Bouchouicha R, Ftiti Z. Real estate markets and the macroeconomy: a dynamic coherence framework [J]. Economic Modelling, 2012, 29(5): 1820-1829.

[13] Moscone F, Tosetti E, Canepa A. Real estate market and financial stability in US metropolitan areas: a dynamic model with spatial effects [J]. Regional Science & Urban Economics, 2014, 49(4): 129-146.

[14] 王国军, 刘水杏. 房地产业对相关产业的带动效应研究[J]. 经济研究, 2004(8): 38-47.

[15] 张晓晶, 孙涛. 中国房地产周期与金融稳定[J]. 经济研究, 2006(1): 23-33.

[16] 张红, 马进军, 孔沛. 基于动态计量经济学模型的房地产周期研究[J]. 清华大学学报: 自然科学版, 2007

(12): 2111-2113.

[17] 刘春航, 王清容. 美国房地产周期与经济衰退的可预测性研究[J]. 经济研究, 2008(2): 1-12.

[18] 吴璟, 刘洪玉. 基于灰色-马尔可夫模型的房地产周期研究[J]. 统计与决策, 2009(6): 32-34.

[19] 唐志军, 徐会军, 巴曙松. 中国房地产市场波动对宏观经济波动的影响研究[J]. 统计研究, 2010(2): 15-22.

[20] 徐国祥, 王芳. 我国房地产市场周期波动谱分析及其实证研究[J]. 统计研究, 2010(10): 18-24.

[21] 蔡明超, 黄徐星, 赵戴怡. 房地产市场反周期宏观调控政策绩效的微观分析[J]. 经济研究, 2011(S1): 80-89.

[22] 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.

[23] Harvey A C. Forecasting, structural time series models and the kalman filter [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

[24] Koopman S J, Harvey A C, Doornik J A, et al. Stamp 8.0: structural time series analyser, modeller and predictor [M]. London: Timberlake Consultants, 2007.

Research on Impact of Real Estate Investment Fluctuation on Business Cycle in China

FENG Ke

(School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: The fluctuation in real estate market will have a huge impact on macro-economy. It is significant to study the relationship between real estate cycle and business cycle for better control of fluctuation in real estate and making macroeconomic policy. This paper builds a single and multi-variable UC Model of real estate investment and business cycle, analyzing how fluctuation in real estate can affect business cycle based on the data during the years from 1992 to 2014. It indicates that the short-term and mid-term cycle investment in real estate is similar to the GDP cycle. For short-term investment in real estate, the inflection point turns earlier than business cycle, so it can be used to predict the economic fluctuation. For mid-term investment in real estate, they are both similar. For long-term investment, the growth in real estate is identical with the GDP growth. In the short run, the fluctuation in real estate market can lead to economic fluctuation through the fixed asset investment. Finally, according to the research conclusion, this paper makes some recommendations such as making the use of the positive role of real estate industry to promote the smooth macroeconomic transformation.

Key Words: real estate investment; investment fluctuation; business cycle; short-term cycle; mid-term cycle; long-term cycle; UC Model

(本文责编 王 轶)