

我国房地产周期的测度及其非线性动态调整

司颖华

(兰州商学院 甘肃经济发展数量分析研究中心, 兰州 730020)

摘要:文章基于1998~2012年的国房景气指数月度数据。一方面,利用HP滤波分析了我国房地产市场的波动性,并利用频域分析确定了我国房地产市场的最小周期。另一方面,利用LM检验得到了房地产市场具有非线性特征,并构建了相应的LSTAR模型,分析了我国房地产变化的非线性动态特征。

关键词:房地产周期;国房景气指数;HP滤波;频域分析;LSTAR

中图分类号:F822 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2014)19-0148-03

0 引言

Mitchell(1927)^[1]最早建立了房地产周期研究的理论基础。Wilson等(1999)^[2]使用了频域分析方法测度了美国、英国和澳大利亚的房地产股票指数之间的关系,证明了美国房地产周期的存在性以及国家间周期的相关性。何国钊等(1996)^[3]采用房地产相关的指标验证了我国房地产周期的存在性。“房地产周期波动研究”课题组(2002)^[4]研究了我国房地产的波动特征。张晓晶等(2006)^[5]分析了驱动我国房地产周期的增长面、宏观面与制度面因素。张红等(2008)^[6]采用主成分分析与谱分析结合的方法研究了北京市房地产市场周期运行特征。邱兆祥等(2009)^[7]详细地划分了我国房地产市场的周期,认为我国的房地产经济表现出了较强、且较有规律的周期性波动特征,周期长度以短周期为主,1992年以前周期长度为3~5年之间,1993年以后周期长度出现逐渐缩短的趋势,并且表现出2年左右超短周期的特征。吴璟等(2009)^[8]利用马尔可夫链模型进行了周期性波动成分的估计。

由以上文献可知,我国房地产周期研究中代表性指标的选取主要包括房地产相关的指标、商品房销售额同比增长率和房地产销售价格指数等。本文将采用更具有代表性的国房景气指数来研究我国房地产的同期性及其房地产市场的非线性动态调整特征。

1 房地产周期的测度

对国房景气指数数据,利用HP滤波进行趋势分解,进而分析了我国房地产市场的波动特征。利用频域分析方法得到中国房地产周期是存在的。得到我国房地产市场具有大约3年的短周期,据此解释了房地产市场15年的发展历程。

1.1 方法说明与指标确定

(1)方法说明。

Hodrick和Prescott(1997)^[9]最早提出了HP滤波方法即趋势分解,是周期研究较为常用的方法,通过趋势分解可以识别时间序列分解为周期成分和增长成分,进而分析序列的波动特征。

频域分析是利用谱密度函数来分析指标的各主要频率分量,根据谱峰值对指标分别进行周期识别。频谱分析方法是利用不同频率的正弦和余弦的周期描述时间序列的变化,可由谱密度图或者周期图表现。谱密度图用于序列周期性的检验,它是时间序列频域分析中的识别序列隐含周期性的有效方法。具体地,令 $\{y_t\}$ 是具有绝对可和自协方差序列 $\{\gamma_l\}$ 的平稳过程。其相应的谱为:

$$f(w) = \frac{1}{2\pi} \sum_{l=-\infty}^{+\infty} \gamma_l e^{-iwl} = \frac{1}{2\pi} [\gamma_0 + 2 \sum_{l=1}^{+\infty} \gamma_l \cos wl], \quad -\pi \leq w \leq \pi$$

以样本数据为基础,用样本自协方差 $\hat{\gamma}_l$ 代替理论自协方差 γ_l ,得到样本谱 $\hat{f}(w)$ 。进而周期图的估计量 $\hat{I}(w)$ 为:

$$\hat{I}(w) = 4\pi \hat{f}(w)$$

所以,如果基本模型确定在频率 w_0 处包含单个周期分量,则在接近 w_0 处周期图的值最大。

(2)指标和数据的确定。

房地产周期测度所依据的指标有单指标和综合指数两大类。国外研究房地产周期以单指标为主,所使用的指标主要有房地产股票价格指数、房价指数或者空置率等。而我国研究房地产周期多数使用国房景气指数和不同指标成分与权重的综合指数等。使用综合指数的原因是由于我国的房地产市场不是完善的市场,使用单一的价格指标不能完全反映市场的整体情况。何国钊等(1996)^[3]选择了与房地产相关的一些指标利用扩散指数的方法来反映中国房地产市场。郑慧娟(2012)^[10]采用房地产销售价格

基金项目:甘肃省高校人文社科重点研究基地甘肃经济发展数量分析研究中心项目

作者简介:司颖华(1980-),女,甘肃临洮人,博士研究生,讲师,研究方向:计量方法及其应用。

指数进行周期分析。詹世鸿(2012)^[1]利用商品房销售额同比增长率数据来表征我国房地产市场的发展水平。本文选取更具有代表性的国房景气指数(记为RWI)来表征我国房地产市场。国房景气指数由国家统计局1997年研制建立,并于该年年底正式对外发布。国房景气指数是根据全国房地产开发进度统计资料,运用景气指数原理,通过构成房地产市场三个方面(土地、资金、销售)的8个指标,对全国房地产开发市场的景气程度进行量化描述。其以1995年3月为基础,以100为景气线,100以上为景气空间,100以下为不景气空间。

本文选取国家统计局公布的1998年1月至2012年12月的国房景气指数数据(数据大多来自CCER中国经济金融数据库,部分缺失数据采用插值处理)。

1.2 房地产周期的测度和周期解读

(1) 房地产周期波动特征分析

通过HP滤波,从国房景气指数中分解出趋势成分和周期成分如图1所示。

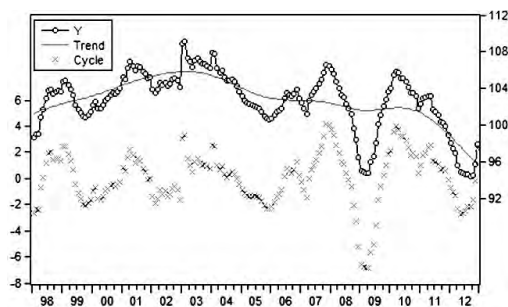


图1 国房景气指数的HP滤波

计算波动性指数以表示房地产周期的波动程度。波动性指数是以趋势成分序列代中长期均衡价格,通过原序列相对趋势成分序列的平均偏离程度来表示价格的波动程度。计算方法如下:

$$V = \frac{1}{n} \sum (P - P') / P'$$

其中, V 代表波动性指数, P 是国房景气指数, P' 是国房景气指数的趋势成分, n 代表样本个数。

经过计算,在样本区间,房价的波动性指数为0.016,即1998年1月至2012年12月间,国房景气指数月平均偏离均衡指数0.016。从单月度波动性来看,波动幅度的最大值分别为2007年11月和2009年3月,2007年11月国房景气指数高于均衡指数4.144,2009年3月低于均衡指数6.848。

(2) 房地产周期的测度

我们对国房景气指数(RWI)序列进行单位根检验,可得带漂移项的ADF检验对应的P值为0.02。所以,在5%的显著性水平下,国房景气指数是平稳的。满足频域分析对序列的要求。利用频域分析给出国房景气指数的谱图如图2所示。

图2表明,1998年1月至2012年12月间的房地产市场的波动大致可由短周期的行为解释,也验证了中国房地产市场周期的存在性。该谱图显示了1个较大峰值,意味

着序列中存在1个明显的周期成分,出现的频率处于周期图中的最大峰值。这个高峰出现在大约36个月($w_0 = 0.0278$),即根据国房景气指数进行的频域分析得到中国房地产市场具有大约3年的周期,这个结论和郑慧娟(2012)^[10]给出的房地产市场大致2.75年的结论相类似。

(3) 房地产周期解读

根据上述分析结果(大致3年的周期长度),如果以顶点作为一个周期的起点,并参考中国经济年鉴,可以将1998年1月至2012年12月间中国房地产历程划分为4个完整短周期和两个阶段并大致解读如下:

第一阶段:1998年1月至1999年1月期间。1998年为了应对亚洲金融危机的冲击,国家实施了以基础设施建设为主的扩大内需政策措施。有力的刺激了住房交易,市场销售旺盛。

第一周期:1999年1月至2001年4月和第二周期:2001年4月至2003年8月。这两个阶段市场形势相对平稳,住房供应市场化程度逐步提高。

第三周期:2003年6月至2007年11月。这个时期,以住宅为主的房地产业成为中国的支柱产业和消费热点。市场供求关系在2004年发生转折,由供求基本平衡到供不应求。2004~2006年,全国房地产开发投资同比增长分别为28.1%、19.8%和21.8%。2003年以来,针对过热的市场,国家采取了一系列房地产宏观调控措施但收效甚微。

第四周期:2007年11月至2010年3月。这个阶段房价、地价全面大幅上涨,商品房平均销售价格涨幅突破两位数,超过人均可支配收入增长幅度和物价上涨指数。房地产泡沫出现,金融领域的信贷风险得到重视。中国人民银行6次加息、11次提高存款准备金率,并两度完善“第二套房贷新政”。在前期紧缩政策的作用和国际金融危机影响下市场转冷,于2009年1月到达低点。2009年3月房地产市场回暖,房地产销售价格从3月开始一路上扬,一直持续到2010年3月。

第二阶段:2010年3月以来。在一系列严厉的宏观调控政策影响下,2010年3月以后房地产市场过热趋势得到抑制,市场运行呈现以下特点:一是房地产开发投资增速有所放缓,但总体上仍保持了高增长态势;二是消费者观望气氛浓厚,购房意愿继续回落,商品房成交量增速与上年同期相比大幅回落;三是房价继续延续着下调回稳的趋势,调控效果日渐显著。但2012年9月以后又有上扬的趋势。

2 房地产市场的非线性动态特征

2.1 非线性模型设定和估计

(1) 模型的LM检验及非线性模型设定

根据ARMA模型滞后阶数的判断准则,设定线性为

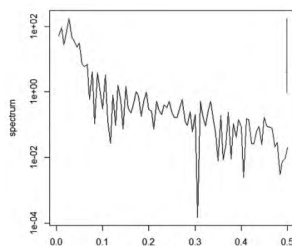


图2 国房景气指数的谱图

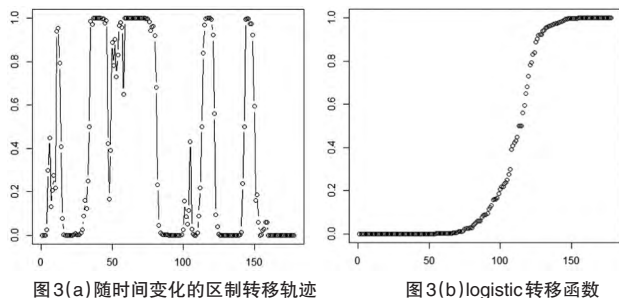


图3(a)随时间变化的区制转移轨迹

图3(b)logistic转移函数

AR(2)模型:

$$y_t = a + by_{t-1} + cy_{t-2} + u_t \quad (1)$$

其中, y_t 为国房景气指数, a, b, c 为系数, u_t 是扰动变量。模型(1)的各择假设LSTAR(2)模型为:

$$y_t = a_1 + b_1 y_{t-1} + c_1 y_{t-2} + (a_2 + b_2 y_{t-1} + c_2 y_{t-2}) F(\gamma, c; s_t) + u_t \quad (2)$$

其中 $F(\gamma, c; s_t)$ 为转换函数, s_t 为转换变量, 斜率参数 γ 反映由一种状态“0”过渡到另一种状态“1”的速度; 定位参数 c 用来确定状态转换的门限值, 当转换变量 s_t 的值低于门限值 c 时, 门限处于“0”状态, 当转换变量 s_t 的值超过门限值 c 时, 门限处于“1”状态。鉴于大量应用研究集中考察logistic函数形式, 又为了避免参数 γ 的过渡估计, 利用 $\hat{\sigma}(s_t)$ 对转移函数 F 进行缩放比例处理。转移函数可以表示为:

$$F(\gamma, c; s_t) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)/\hat{\sigma}(s_t)]}$$

针对原假设 $H_0: \gamma = 0$, 备择假设 $H_1: \gamma > 0$, Teräsvirta (1994)^[12] 建议应用一阶Taylor序列来近似LSTAR, 然后采用LM检验。具体地, 对(1)进行回归, 得到回归方程的残差拟合值 e_t 和残差平方和 SSR^0 。然后, 对 e_t 关于 y_{t-1} 、 $s_t y_{t-1}$ 进行回归获得残差平方和 SSR^1 。最后, 计算LM统计量:

$$LM = T(SSR^0 - SSR^1)/SSR^0$$

其中 T 是样本观测值个数。在原假设下, LM 服从 $\chi^2(pk)$ (其中 p 为滞后阶数, k 为变量的个数, 这里 $pk=2$)。

分别以 y_t, y_{t-1} 等作为转移变量时, 对应LM检验的P值如表1所示。

LM检验的P值			
转移变量	y_t	y_{t-1}	y_{t-2}
LM检验的P值	0.00	0.45	0.90

从表1可知, 当使用国房景气指数 y_t 作为转移变量时, 检验的P值最小。并且方程可以拒绝线性假设, 支持LSTAR的设定。

(2)模型的估计。

本文参考赵进文等(2005)^[13]的研究方法, 使用网格搜点法进行初值的估计, 其中斜率参数 γ 的取值方位设定为0.5~150, 步长为极差的1/40, 定位参数 c 的取值范围是转移变量值域的中间80%, 步长为极值的1/40。针对每对 (γ, c) 的组合, 运用非线性最小二乘法对LSTAR(2)模型

进行估计, 依据回归模型残差平方和最小的准则, 得到最优斜率参数 γ 和定位参数 c 的估计值分别为11和104。图3给出了对应的平滑转换函数。由图3直观地看到, 国房景气指数从一个状态到另一个状态的调整不是跳跃的, 而是有一定的缓慢过渡。

对应的LSTAR(2)模型估计结果为:

$$y_t = 8.35 + 1.60y_{t-1} - 0.68y_{t-2} + (33.28 - 0.84y_{t-1} + 0.53y_{t-2})F(y_{t-4}) + \hat{u}_t \quad (3)$$

其中 $F(y_{t-4}) = 1/[1 + \exp[-11(y_{t-4} - 104)/3.20]]$ 。

并且利用上述LM线性检验方法对(3)的估计残差序列进行线性检验, 方程中没有支持非线性的证据。因此, 以国房景气指数作为转移变量, 斜率参数 γ 和定位参数 c 的值分别为11和104时, LSTAR模型充分捕捉了国房景气指数的非线性特征。

2.2 非线性动态特性分析

通过以上分析, 我们可以认为国房景气指数在门限值104以上为国房景气指数的高位状态, 104以下为国房景气指数的低位状态。下面通过计算估计模型对应的特征多项式的特征根, 分析我国国房景气指数的动态特性。依据 Teräsvirta (1994)^[12] 的做法, 对于共轭的复根 $\lambda_{1,2} = a \pm bi$, 对应的模 $R = \sqrt{a^2 + b^2}$ 和幅角 $\theta = \arccos(a/R)$, 特征根的周期为 $2\pi/\theta$ 。我们计算两个状态下的特征根, 根据估计式(3)可以写出高位状态和低位状态对应的特征方程分别为:

$$\lambda_1^2 - 1.60\lambda_1 + 0.68 = 0$$

$$\lambda_2^2 + 0.84\lambda_2 + 0.53 = 0$$

动态特性由绝对值最大的特征根所主导, 我们称之为支配特征根。求解以上特征方程, 得到两种状态下的特征根分别为 $0.8 + 0.2i$ 和 $-0.42 + 0.59i$, 对应的模分别为0.82和0.72, 周期分别为28.38和2.86。解释为, 两种体制的特征根均为复数, 这表明当国房景气指数处在高位状态或低位状态时, 系统对外生冲击的脉冲响应具有余弦周期振荡特性。

同时, 特征根的模及周期也显示, 我国国房景气指数具有明显的非对称动态特性。当系统处于高位状态时, 特征根的周期约为28个月, 这表明在存在外生冲击的28个月, 系统对此冲击的反应重新回到峰值。而在低位状态时, 这个周期较短为大约3个月。另外, 由于特征根的模小于1, 所以国房景气指数在这两个状态时都较稳定, 并且具有较高的持续性。只有系统受到很强的冲击时, 国房景气指数才能从这两个状态中转移出去。这种动态特性决定了我国房地产市场一旦进入高位状态时, 如果没有很强的政策效力, 房地产市场运行的高位状态的恢复将会相当缓慢。

3 结论

本文利用国房景气指数表征我国房地产市场, 针对

利率波动对湖北省居民消费支出的影响研究

马莉莉,王 越

(武汉大学 经济与管理学院,武汉 430072)

摘 要:文章构建基于t分布的EGARCH(1,1)模型来研究利率波动对湖北省城镇居民消费支出的影响。实证结果表明,EGARCH(1,1)模型可以较好地拟合利率波动的持续性和非对称性,负向冲击对利率波动的影响会大于正向冲击的影响;EGARCH(1,1)模型比GARCH(1,1)模型更好地刻画了利率波动对湖北省居民消费支出的影响;利率波动的当期和滞后期值都会在一定程度上抑制湖北省城镇居民的消费支出。

关键词:利率波动;EGARCH模型;非对称性;消费支出

中图分类号:F064.1

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2014)19-0151-04

0 引言

“消费、投资、出口”是拉动经济增长的三大马车。由于湖北省经济外向度不高,出口对经济增长的影响较小,因此投资率和消费率呈现出此消彼长的关系。此外,物价上涨、房价上涨的预期使得居民的消费欲望得不到彻底释放。居民边际消费倾向的下降带来了较高的储蓄,为投资提供了充足的资金来源。加之各级政府为发展经济不断

投资,使得消费率一直处于较低的水平。2012年,湖北省最终消费对GDP的贡献率不到40%,与全国最终消费对GDP55%的贡献率有较大的差距。内需结构失衡给湖北省经济的持续增长带来了巨大的挑战。因此“扩大内需、刺激消费”成为了湖北省“十二五”规划调结构的重要关注点。在利率市场化和由资源型社会向消费型社会转型的大背景下,本文以湖北省城镇居民为对象,研究利率波动对居民消费支出的影响。

基金项目:教育部人文社会科学研究项目(13YJC630110)

作者简介:马莉莉(1979-),女,湖北武汉人,副教授,研究方向:金融计量、宏观金融管理。

1998年1月至2012年12月的国房景气指数数据。一方面,利用HP滤波分析了我国房地产市场的波动性,得到国房景气指数月平均偏离均衡指数0.016。利用频域分析确定了我国房地产市场的最小周期大约为3年,并对区间数据进行了周期划分和详细解读。另一方面,利用LM检验得到了国房景气指数具有非线性特征,并构建了相应的LSTAR(2)模型,得到我国房地产市场具有明显的非对称动态特性。当系统处于高位状态时,周期约为28个月。而在低位状态时,周期较短为大约3个月。另外,国房景气指数在这两个状态时都较稳定,并且具有较高的持续性。这种动态特性决定了我国房地产市场一旦进入高位状态时,如果没有很强的政策效力,房地产市场运行的高位状态的恢复将会相当缓慢。这为我国政府对房地产市场进行调控提供了科学的理论依据。

参考文献:

- [1] Mitchell W C. Business Cycles: The Problem and Its Setting[M]. New York: National Bureau of Economic Research, 1927.
- [2] Wilson P, Okunev J. Spectral Analysis of Real Estate and Financial Assets Markets[J]. Journal of Property Investment and Finance, 1999, 17(1).
- [3] 何国钊,曹振良,李晟. 中国房地产周期研究[J]. 经济研究, 1996,

(12).

- [4] 房地产周期波动研究课题组. 中国房地产周期波动的基本轨迹和特征[J]. 经济研究参考, 2002, (71).
- [5] 张晓晶, 孙涛. 中国房地产周期与金融稳定[J]. 经济研究, 2006, (1).
- [6] 张红, 谢娜. 基于主成分分析与谱分析的房地产市场周期研究[J]. 清华大学学报(自然科学版), 2008, (9).
- [7] 邱兆祥, 王涛. 我国房地产经济周期划分研究(1950~2008年)[J]. 经济研究参考, 2009, (71).
- [8] 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).
- [9] Hodrick R J, Prescott E C. Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation[J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 1997.
- [10] 郑慧娟. 中国房地产价格周期波动与成因研究[D]. 暨南大学, 2012.
- [11] 詹世鸿. 中国房地产市场与宏观经济运行的关联性研究[D]. 吉林大学, 2012.
- [12] Teräsvirta, Timo. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models[J]. Journal of the American Statistical Association, 1994, 89(425).
- [13] 赵进文, 闵捷. 央行货币政策操作政策拐点与开关函数的测定[J]. 经济研究, 2005, (12).

(责任编辑/易永生)