

金融杠杆与资产泡沫动态引导关系研究*

冯文芳^{1,2}, 刘晓星¹, 石广平¹, 王正军²

(1. 东南大学, 南京 211189; 2. 兰州理工大学, 兰州 730050)

摘要: 资产泡沫就是资产价格偏离了资产基本面的情形, 基于此定义尝试用协整和 VEC 模型分离和提取了我国股市泡沫和房地产泡沫。通过引入滚动窗口 Granger 因果检验模型分析了金融杠杆与资产泡沫之间的动态引导关系。实证结果表明: 金融杠杆与房地产泡沫之间存在双向引导关系, 影响多为正效应且程度剧烈, 而对股市泡沫仅存在单向引导关系且在股市大跌时表现为正效应; 房地产和股票具有财富的替代效应和挤出效应, 从影响程度来看, 金融杠杆对股市泡沫引导关系比对房地产泡沫更剧烈和更敏感, 但从影响频率来看却相反; 金融杠杆与资产泡沫之间的这种引导关系与经济周期密切相关。

关键词: 金融杠杆; 股市泡沫; 房地产泡沫; 动态引导关系

一、引言

资产泡沫是当今世界经济史上频繁出现的难题, 荷兰“郁金香疯狂”、英国“南海股票泡沫”、美国“次贷危机”、日本和北欧的“经济泡沫”, 不胜枚举。我国近几年出现的股票热、尤其是房地产热都是资产泡沫现象的表现。资产泡沫不但影响实体经济的效率和增长, 而且大多数泡沫会造成实体经济的严重衰退。在经历了大萧条以来由美国次贷危机引起的最严重金融危机之后, 学者们普遍认为不能再把资产泡沫当作个别现象而将其排除在宏观经济调控之外。美联储主席 Greenspan (2013) 公开放弃成见: 他不再支持对市场“非理性繁荣”的善意忽视, 开始赞成中央银行应比以往更加严肃认真地关注泡沫, 至少是其中一部分泡沫的观点^[1]。

在资产价格形成过程中, 我们发现金融杠杆与资产泡沫之间存在一种相互影响相互促进的动态引导关系, 这种关系直接导致了资产泡沫的产生、膨胀和崩溃。Allne & Gale (2000) 运用“信贷(金融杠杆)一资产泡沫模型”指出资产泡沫就是“用贷款去购买资产, 由于风险转移引起的价格超过其基础价值的部分”^[2]。即投资者利用自有资金购买资产形成的价

格就是资产的基础价值, 利用借款购买资产引起的资产价格上涨部分就是“泡沫”。当投资者运用借款进行投资且只承担有限责任时, 出于对风险资产的偏好和风险转移行为过度投资风险资产推高了资产价格, 从而产生了泡沫, 这表明金融杠杆(信用扩张)和资产泡沫之间有密切联系。Simon (2003) 指出资产泡沫的基本特征之一就是金融杠杆会加剧资产泡沫的膨胀^[3]。美联储主席 Greenspan (2013) 指出, 资产泡沫本身不会产生金融危机, 产生危机的根源是使用了金融杠杆^[1]。大量证据显示, 金融杠杆与资产泡沫之间存在高度相关性, 国内一些学者指出金融杠杆膨胀和经济繁荣互相推动, 通常表现就是资产价格节节攀升, 但当对经济的推动超过某一个“临界点”, 由资产价格上升引起纯粹的“投机”行为, 也就是说金融资产和实物资产的购买都是为了再出售并且大多这种行为能够获得利益时, 将会吸引更多的投机者参与, 资产泡沫便会产生。

由于我国金融市场的不完全性和金融资产种类简单, 投资者缺乏更多地可以充当抵押品和保值手段的金融资产, 为资产泡沫的产生提供了条件。资产泡沫会吸引许多单纯出于投机或者资产保值动机的投资者,

作者简介: 冯文芳 (1976-), 女, 东南大学经济管理学院金融学专业博士研究生, 兰州理工大学经济管理学院副教授, 研究方向: 金融理论与政策等; 刘晓星 (1970-), 男, 东南大学经济管理学院教授, 博士, 研究方向: 金融工程与风险监管等; 石广平 (1986-), 女, 东南大学经济管理学院金融工程专业博士研究生, 研究方向: 资产价格与金融工程; 王正军 (1967-), 男, 兰州理工大学经济管理学院教授, 研究方向: 公司财务、制度经济学等。

* 基金项目: 国家自然科学基金“资产价格波动与实体经济: 影响机制及其动态均衡研究”(71473036), 负责人为刘晓星; 甘肃省社科规划项目“甘肃省现代交通运输体系构成研究”(14YB051), 负责人为冯文芳; 甘肃省软科学项目“甘肃中小微企业融资模式创新研究”(1504ZKCA022-4), 负责人为冯文芳。

近几年出现的股市热和房地产热中，很多企业和个人放弃原有的生产性投资，转而热衷于房地产和股市等资本市场投机，引起资金从实体经济部门流向证券市场和房地产市场，在这些封闭的经济体中资产泡沫开始产生并且膨胀，这就使得有效投资或者生产性投资下降，生产部门受到挤压，对实体经济造成巨大危害。

二、文献综述

国内外学者就资产泡沫的含义、形成机理、度量和对经济增长影响等方面进行了研究并提出了一些重要见解，本文对其相关文献进行系统性地梳理。

(一) 资产泡沫的含义及其形成机理

Stiglitz (1990) 认为泡沫就是资产价格偏离了资产基本面的情形^[4]。一种或者一系列资产在一个连续过程中突然上涨，是由于投资者预期明天它的价格还会上涨，而与经济的基本面无关系，泡沫就存在了。也就是说，投资者忽视了资产本身可以盈利的能力，只关心买卖价差收益，这个泡沫将随着对资产价格预期出现逆转而结束。从这个定义中可以看出资产泡沫是一个由价格连续不断上涨到暴跌的过程，预期在这个泡沫形成的过程中尤其是价格发生逆转过程中起关键作用，持此观点的还有 Kindleberger (1978)^[5]。日本学者对资产泡沫定义理解有以下共同点：一是强调泡沫是资产价格相对经济基础的偏离，把资产泡沫与经济要素联系起来；二是强调资产泡沫的变化是资产价格从上涨到暴跌的一个过程。我国学者主要从资产价格偏离经济基础角度来定义泡沫的含义，黄名坤和薛敬孝 (2002) 认为泡沫是经济失衡的一种表现，是某种价格水平相对于经济基础条件决定的理论价格 (一般为均衡稳定状态价格) 的非平稳性向上偏移^[6]。资产泡沫可以说是一种资产的定价扭曲，它的产生根源于金融市场的不完全性，也就是说金融市场缺乏某些或者某种能够用于在不同市场状态间进行资源配置的金融资产，金融市场的这种不完全性使得一种资产要发挥多种职能而扭曲了现有资产的定价 (Caballero & Krishnamurthy (2006)); Caballero et al. (2008)^{[7][8]}。金融市场的不完全性导致资产泡沫产生这一说法得到了大多学者的赞同。如果金融市场是完全的，市场中出现的任何可能状况在发生前都可以通过相应的金融资产工具及其组合冲掉风险，所有金融资产能够得到正确估价，因而也就不会产生泡沫 (王永钦等，2016)^[9]。金融市场不完全性的一个重要特征就是金融资产种类单一，可用作抵押和保值的金融资产数量匮乏，在信贷约束较严的情况下，为资产泡沫的产生提供了条件。Farhi & Tirole (2011) 指出，在金融杠杆受到约束的情况下，由于经济中能够充当

抵押品的金融资产数量缺乏，从而使得一些项目得不到融资。在这种状况下，泡沫资产本身就可以作为抵押品使企业获得更多的外部融资，即可以“挤入”投资^[10]。也就是说投资者利用借款购买资产，资产价格初始上涨将增加抵押品价值，借款人能够获得更多的信贷资金从而购买更多的资产 (挤入投资)，如此反复便可能导致资产价格上涨与资产泡沫出现。当资产价格开始下跌并且引起去杠杆化时，逆向反馈机制同样发生作用，即资产价格下跌引起抵押品价值发生贬值和金融杠杆收缩，投资者被迫出售资产导致资产价格泡沫破裂。Martin & Ventura (2012) 指出，如果充当抵押品的泡沫资产对企业信贷 (金融杠杆) 限制放松效果 (“挤入投资”) 较小，那么资产泡沫破灭对实体经济的 “挤出” 效应会更加显著，资产泡沫使得资金从企业部门转移到了非企业部门，从而 “挤出” 了投资，使得投资水平低于社会最优水平^[11]。

(二) 资产泡沫与金融杠杆的关系

Jorda et al. (2015) 指出资产价格泡沫在本质上是不同的：一种是纯粹未加杠杆的 “非理性繁荣” 泡沫，它们对金融稳定和宏观经济前景影响有限，另一种是 “信贷繁荣” 泡沫，这种泡沫可能是一种危险的组合体^[12]。这正如 Mishkin (2009) 也指出，当 “信贷繁荣” 泡沫破灭时，导致的持续去杠杆将压制商业和家庭开支，削弱经济活动以及增加信贷市场中的宏观经济风险^[13]，而这些持续的去杠杆压力是经济在金融危机后复苏缓慢的根本原因 (Mian & Sufi, 2015)^[14]。Kindleberger (2000) 认为投机过热一般都是在货币和金融杠杆扩张的助长下加速发展的，金融杠杆膨胀对资产价格上涨起着火上浇油的作用^[15]。荷兰的 “郁金香疯狂” 便是由私人信贷的过度扩张引起的，英国的 “南海股票泡沫” 中发挥着主要作用的是索沃德银行。Gerdrup (2003) 通过对 1890 年以来发生在挪威的三次主要金融危机进行对比研究发现，三次危机之间存在着一些共同特征：即在危机前金融杠杆显著膨胀、非金融部门负债不断增加和资产价格大幅上涨^[16]。还有一些学者认为引起资产泡沫的一个重要原因是蓬齐对策 (Ponzi Games)，即债务人不是依靠经营收入获得现金流，而是通过不断借取新的债务来维持流动性，导致了 “金融连锁性” 游戏的产生，出现了资产泡沫。我国学者马勇和陈雨露等 (2009、2012) 基于 66 个国家的面板数据，运用 ML - Bi - Nary Probit 方法研究发现金融杠杆膨胀与资产泡沫存在显著的正相关关系^{[17][18]}。张睿锋 (2009) 也发现金融杠杆与资产泡沫存在正相关关系，即较高的金融杠杆引起资产价格泡沫的概率较高，资产价格泡沫也较

大^[19]。

(三) 房地产泡沫与金融杠杆关系分析

对房地产泡沫而言, Krugman (1999) 认为房地产泡沫有一个共同特征, 即都是由金融中介融资引起的^[20]。Bertrand (1996) 研究了 1985 - 1994 年全球房地产波动情况, 认为各国房地产波动和泡沫形成的原因是由于国际资本流动, 金融管制放松, 信贷扩张、大量流动性资金的涌入^[21]。Herring (1998) 通过构建信贷市场模型研究发现银行集中贷款导致了房地产泡沫^[22]。Edelstein & Paul (2000) 通过构建的土地价格预期模型分析了日本的房地产泡沫产生的原因是信贷利率低、国际资本流动导致的房地产金融支持过度^[23]。我国国内学者近几年也开始研究金融杠杆对房地产泡沫的影响, 谢百三、王巍 (2005) 认为我国部分城市房地产过热的原因关键是商业银行信贷资金的大量介入, 指出房地产市场完全建立在银行信贷支撑基础上, 银行信贷在房地产价格大涨中起到了重要作用, 使得住宅价格极大地偏离了长期均衡值, 市场出现了非理性繁荣^[24]。

(四) 资产泡沫度量

关于资产泡沫度量, 目前国内外学术界主要有三种研究方法: 其一, 从泡沫定义及其形成原理出发, 认为资产泡沫就是资产价格偏离资产基础价格的部分, 通过构建模型估算出基础价值并与实际价格相比较实现对资产泡沫的度量; 其二, 从金融、消费、供求和投资等层面选取一系列指标体系构建一个综合合成指数进行度量 (Van Nodren & Sehallar, 1999)^[25]; 其三, 则是从动态的角度测度泡沫的变化速度 (吕炜和刘晨晖, 2012a)^[26]。

综上所述, 现有文献研究虽然取得了一些成果, 但仍存在不足之处:

(1) 国内大多数研究将资产泡沫与资产价格变动混淆, 在分析资产泡沫指标时依照国外的做法, 运用资产价格变动度量资产泡沫, 这是不合适的。资产价格包括基础部分和投机部分, 前者由供求与收入决定, 后者才是由市场投机活动造成的泡沫, 而西方发达国家的资本市场和房地产市场发展比较完善, 影响其基础价值决定的因素变动很小, 资产价格发生猛烈变动大多是由市场上参与者的投机行为引起的, 因而对这个指标不进行区分, 而在我国, 资产价格和资产泡沫有明显不同, 证券市场完善和高速城镇化过程中都可能对价格波动起重要的推动作用。本文运用协整和 VEC 模型对资产的基础价格和泡沫进行了分离, 提取了股票市场和房地产市场的泡沫。

(2) 国内现有研究大多使用传统的 Granger 因果

检验和向量自回归 (VAR) 模型研究变量间的引导关系, 但是, 传统的 Granger 因果检验要求变量在长期内一直是稳定的。由于经济现象的复杂性, 变量虽然在长期是稳定的, 但在某个小区间内可能存在结构上的变化, 传统 Granger 因果检验无法捕捉时间序列变量在短期内可能存在的结构性突变而产生显著的偏误。本文将 Bootstrap 统计检验和滚动宽窗 Granger 因果检验模型结合, 不仅能够解决变量短期内结构突变的问题, 还能有效分析样本不同子区间的动态引导关系。

三、实证模型

传统 Granger 因果检验统计量一般要求渐进分布假设, 这对于非渐进分布的非 0 阶平稳时间序列如果存在结构性突变时, 原检验将出现明显偏误。本文运用 Bootstrap 仿真统计量结合滚动宽窗 Granger 因果检验来分析短期内存在的结构性变化问题。

(一) 滚动宽窗 Granger 因果检验

传统的二元 VAR (p) 模型的形式如下:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

为了与研究变量相联系, 把 y_t 分割成两个子向量 y_{1t} 和 y_{2t} , 每一个子向量代表一个研究变量, 这时方程 (1) 可以写成下列矩阵的形式:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中, y_{1t} 和 y_{2t} 是两组时间序列; $\phi_{ij}(L) = \sum_{k=1}^p \phi_{ij,k} L^k$; $j = 1, 2$, L 为滞后算子, 即 $L^k x_t = x_{t-k}$, K 为滞后阶数; ε_{1t} 和 ε_{2t} 是白噪声序列。基于上述假设条件可知: 若 y_{2t} 不是 y_{1t} 的 Granger 因果关系的原假设是 $\phi_{12,k} = 0$ $k = 1, 2, \dots, p$; 类似地, 若 y_{1t} 不是 y_{2t} 的 Granger 因果关系的原假设是 $\phi_{21,k} = 0$ $k = 1, 2, \dots, p$ 。

滚动宽窗 Granger 因果检验的核心是把传统 Granger 因果检验区间不断进行滚动估计, 从而得到变量间的动态因果关系。其具体方法为: 假设整个样本容量为 T , 选定滚动宽窗为 n ($2p + 1 < n < T$), 整个样本区间就转化为 $T - n$ 个子样本序列, 任意子样本的样本期为 $t = \tau - n + 1, \tau - n, \dots, \tau$, $\tau = n, n + 1, \dots, T$ 。

(二) Wald 和 LR 统计量

$$\begin{aligned} \text{令 } Y: &= (y_1, y_2, \dots, y_T) \quad (2 \times T) \text{ matrix} \\ B: &= (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p) \quad (2 \times (2P + 1)) \text{ matrix} \\ Z_t: &= (1, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1})^T \quad ((2P + 1) \times 1) \\ &\text{matrix} \\ Z: &= (Z_0, Z_1, \dots, Z_{T-1}) \quad ((2P + 1) \times T) \\ &\text{matrix} \end{aligned}$$

$\eta_i = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T)$ ($2 \times T$) matrix

则 VAR (p) 模型可以写成:

$$Y = BZ + \eta \quad (3)$$

系数矩阵的最小二乘估计为:

$$\hat{B} = YZ^T (Z^T Z)^{-1} \quad (4)$$

若原假设成立下带约束条件的最小二乘估计对应的残差矩阵为 η_r ; 无约束条件的最小二乘估计式 (4) 中对应的 ($2 \times T$) 残差矩阵为 η_u ; 分别定义两种情形下的残差内积为 $S_r = \eta_r^T \eta_r$, $S_u = \eta_u^T \eta_u$, 则 Wald 统计量、LR 似然比统计量的表达式为:

$$W = T(\text{tr}S_u^{-1}S_r - k) \quad (5)$$

$$LR = (T - K) \ln\left(\frac{\det S_r}{\det S_u}\right) \quad (6)$$

其中, T 为样本容量; k 为滞后阶数; \det 表示对应的矩阵; 当 T 较大时, 两个统计量均服从渐进 χ^2 分布, T 较小时则表现为非规则渐进分布特征, 为了解决这一问题, 采用 Bootstrap 对统计量的分布进行估计。Shukur & Mantalos (2000) 指出, 基于 Bootstrap 仿真的统计量对应的临界值稳健性良好, 且在小样本下比统计量直接检验的结果更为精确^[27]。

四、样本选取与资产泡沫提取

(一) 样本选取

本文中所有变量的数据均来自同花顺数据库, 样本期为 2006 年 1 月 - 2016 年 6 月。

(二) 金融杠杆测度与资产泡沫提取

本文研究涉及两个变量: 金融杠杆和资产泡沫。

1. 金融杠杆 (Financial leverage, FL)。金融杠杆用私人部门信贷总额与 GDP 的比率衡量, 表示信贷部门给私人提供的应偿还的金融资源, 然后进行滤波处理 (见图 1) 表示金融杠杆波动, 该指标的数值越大, 表示一个国家的金融杠杆波动程度越高。私人部门信贷主要由非金融类企业信贷、居民和非赢利机构信贷组成 (不包括公共部门贷款), 之所以选择私人部门信贷, 主要是因为其债务水平与实体经济的增速走势大致趋同, 表明其变化具有顺经济周期性。

由于我国私人部门信贷总额与 GDP 比率的数据是按年公布的, 没有月度数据, 而文中其余变量都采用月度数据, 所以对该指标使用即时拆分技术 (Temporal Disaggregation, 简称 TD) 对其进行估计^①, 把年度数据拆分为月度数据值 (结果如图 2)。即时拆分技术是一种可以将低频数据拆分为高频数据的统计方法, 目前, 该方法使用已经比较成熟, 将年度数据拆分为月度数据虽然精确度稍有欠缺, 但在没有更好替代指

标使用的前提下仍不失为一种有益的尝试。

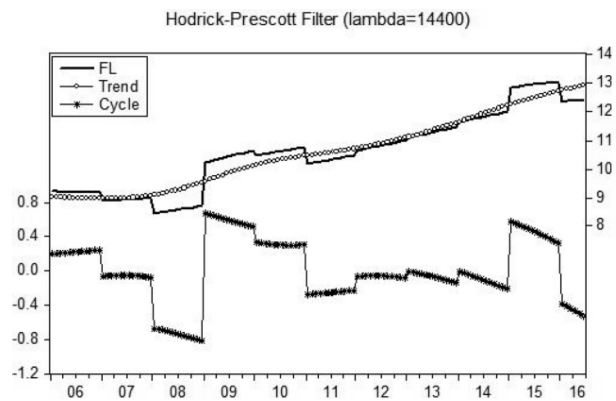


图 1 金融杠杆滤波

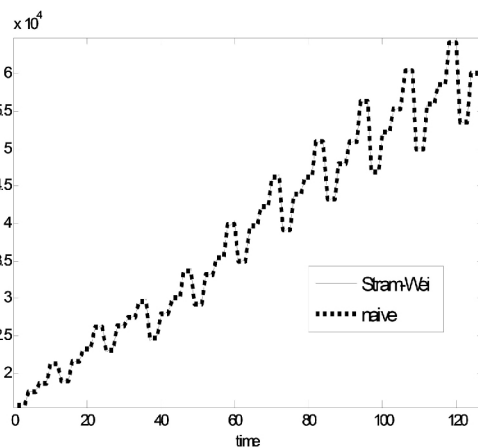


图 2 即时拆分法

2. 资产泡沫提取。泡沫在本质上是一种价格运动现象, 是资产价格偏离了基本面价值的情形。资产种类很多, 为了方便研究, 本文只选取股票和房地产进行分析。

在传统金融学理论中通常以利得来代表股市的基本面价值, 但我国许多上市公司长期不分红或者分红极少, 我国的分红制度相对于西方国家来说很不完善, 因此选取红利来度量股市基本面价值不太合理。本文参考了赵鹏、曾剑云 (2008) 和 Ahmed (1999) 的处理方法^{[28][29]}, 用相关的宏观经济变量作为股市基本面价值的代理变量, 运用 VAR 协整模型和 VEC 向量误差修正模型剔除股票的基本面价值从而提取出股价泡沫成分。选取上海证券综合指数 (SCI)、银行间同业拆借利率 (7 天)、居民消费价格指数和工业增加值四个变量作为股市基本面价值的代理变量。首先对银行间同业拆借利率 (7 天)、居民消费价格指数和工业增加值的数据进行 Census X12 季节调整, 然后对上海证

① 本文使用 Quilis (2013) 开发的包括各种即时拆分方法的 matlab 程序进行估算。

券综合指数 (SCI)、银行间同业拆借利率 (7 天)、居民消费价格指数和工业增加值四个变量进行单位根检验发现均为 I (1) 序列, 进行 Johansen 协整检验 (见下表 1 所示), 结果表示在 5% 的显著性水平上, 至少在四个变量之间存在 1 个协整关系, 表明四个时间序列变量之间存在长期均衡关系, 运用向量误差修正模型 (VEC) 剔除上海证券综合指数的基本面价值来提取股市泡沫是可行的。VEC 模型剔除的上海证券综合指数的基本面价值所得的残差序列 (SCI Residuals)

(如图 3 所示) 就是提取的股市泡沫成分 (Stock Bubble, SB), 股市泡沫的相对规模用残差序列与上海证券综合指数 (SCI) 的比率来计算, 使用 LR 检验 VEC 模型, 滞后阶数为 2。对于房地产泡沫 (House Bubble, HB) 的计算, 仍然参考上述方法, 选取变量为房价平均增长率/GDP、房地产贷款增长率, 房地产开发投资增长率、商品房施工面积/竣工面积和国房景气指数 (NHCI) 五个变量, Johansen 协整检验结果和残差序列分别如下表 2 和图 4 所示。

表 1 股市泡沫 Johansen 协整检验结果

原假设	特征根	T 统计量	5% 临界值	P **
无协整关系*	0.193993	53.96971	47.85613	0.0120
至多一个协整关系	0.134732	27.87456	29.79707	0.0820
至多两个协整关系	0.059066	10.36394	15.49471	0.2538
至多三个协整关系	0.024466	2.997156	3.841466	0.0834

表 2 房地产泡沫 Johansen 协整检验结果

原假设	特征根	T 统计量	5% 临界值	P **
无协整关系*	0.392882	122.4735	69.81889	0.0000
至多一个协整关系*	0.285564	62.09052	47.85613	0.0013
至多两个协整关系	0.099258	21.40277	29.79707	0.3330
至多三个协整关系	0.047492	8.753805	15.49471	0.3887
至多四个协整关系	0.023410	2.866296	3.841466	0.0905

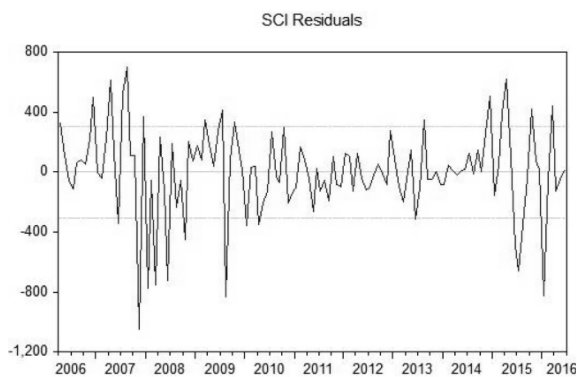


图 3 提取的股市泡沫

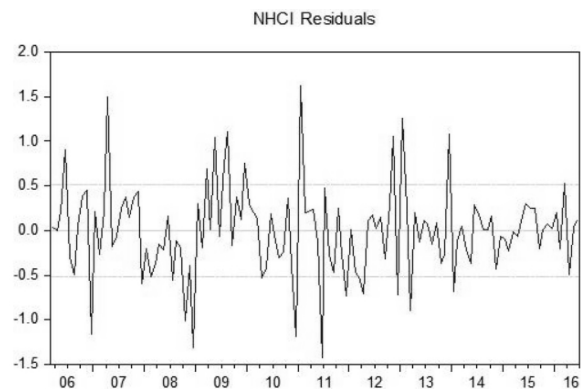


图 4 提取的房地产泡沫

五、实证检验结果及其分析

(一) 变量的平稳性检验

为了避免出现“伪回归”现象, VAR 模型要求所有时间序列变量是平稳的, 所以对各时间序列变量进行 ADF 单位根检验, 其验证结果如下表 3 所示。

表 3 ADF 单位根检验

变量	检验形式 (C, T, L)	ADF 统计量	1% 临界值	10% 临界值	P 值	结论
HB	(0, 0, 0)	-12.03007	-2.583898	-1.614997	0.0000	平稳***
SB	(0, 0, 0)	-10.92317	-2.584055	-1.614984	0.0000	平稳***

DFL	(C, 0, 0)	-2.985055	-3.483751	-2.579282	0.0391	平稳**
-----	-----------	-----------	-----------	-----------	--------	------

注：检验形式中的 C、T、L 分别表示 ADF 单位根检验的常数项、趋势项和滞后期。0 值表示没有此项，**、*、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

从上表 3 可知，HB 和 SB 分别在 1% 的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设，表明它们是平稳时间序列，而 FL 无法拒绝存在单位根的原假设，但是其一阶差分 DFL 能够在 5% 的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设，说明 DFL 也是平稳的，因此，上述三个变量可以进行滚动宽窗 Granger 因果检验。

(二) 参数的稳健性检验

利用全样本数据建立的二元 VAR 模型参数的稳定性决定全样本 Granger 因果检验结果的稳健性，若二元 VAR 模型参数不稳定则可能会影响检验结果的效果

(徐胜和朱晓华, 2015)^[30]。由于经济现象的复杂性，虽然参数在长期内稳定，但在短期内可能存在结构上的变化从而导致 VAR 模型的内在不稳定性，那么结果也会随着小样本区间变化而发生变化。因此，需要对参数短期稳健性进行检验。本文根据 Shukur & Mantalos (2000) 提出的 Bootstrap 统计量进行检验^[27]，P 值计算过程中设定 Bootstrap 循环次数为 2000，选取 (0.15, 0.85) 分位区间内的样本数据进行检验，由 HB、SB 和 DFL 两两组合构建的参数短期稳定性检验结果如下表 4 所示：

表 4 金融杠杆 (DFL) 和股市泡沫 (SB) 参数短期稳健性检验

	DFL 方程		SB 方程	
	Statistic	Bootstrap p-value	Statistic	Bootstrap p-value
Sup - LR	40.13588***	0.000000	6.950821**	0.011500
Exp - LR	16.84626***	0.000000	0.981707*	0.099000
Mean - LR	8.789200***	0.000000	1.352729	0.213500
Sup - Wald	120.4076***	0.000000	20.85246**	0.011500
Exp - Wald	56.55811***	0.000000	6.202068**	0.019000
Mean - Wald	26.36760***	0.000000	4.058186	0.213500

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

从表 4 可以看出，Sup - LR、Exp - LR 和 Mean - LR 检验结果显示 DFL 方程的参数在 1% 的显著性水平上均拒绝原假设，并且 Sup - Wald、Exp - Wald 和 Mean - Wald 的检验结果也显示 DFL 方程的参数在 1% 的显著性水平上均拒绝原假设，这表明 DFL 方程的参数在短期内是极不稳定的。同理，Sup - LR、Sup - Wald 和 Exp - Wald 检验结果显示 SB 方程的参数在 5% 的显著性水平上均拒绝原假设，表明 SB 方程的参数在短期内也是极不稳定的。

表 5 金融杠杆 (DFL) 和房地产泡沫 (HB) 参数短期稳健性检验

	DFL 方程		SB 方程	
	Statistic	Bootstrap p-value	Statistic	Bootstrap p-value
Sup - LR	41.55534***	0.000000	6.536881**	0.014500
Exp - LR	17.50298***	0.000000	0.960898	0.123000
Mean - LR	8.971255***	0.000000	1.302119	0.253500
Sup - Wald	124.6660***	0.000000	19.61064**	0.014500
Exp - Wald	58.57563***	0.000000	5.966853**	0.021000
Mean - Wald	26.91377***	0.000000	3.906358	0.253500

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

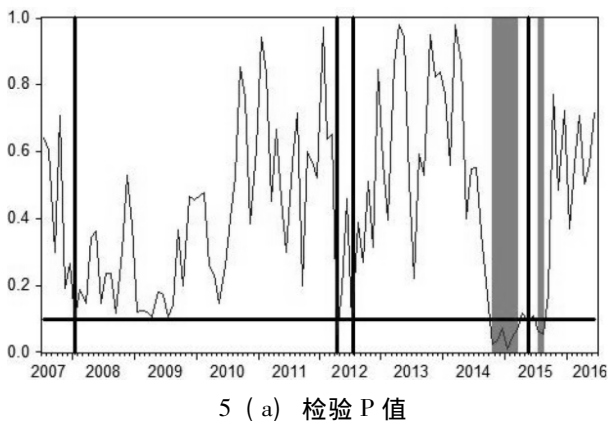
从表 5 可以看出，Sup - LR、Exp - LR 和 Mean - LR 检验结果显示 DFL 方程的参数在 1% 的显著性水平

上均拒绝原假设，并且 Sup - Wald、Exp - Wald 和 Mean - Wald 的检验结果也显示 DFL 方程的参数在 1%

的显著性水平上均拒绝原假设，这表明 DFL 方程的参数在短期内是极不稳定的。同理，Sup - LR、Sup - Wald 和 Exp - Wald 检验结果显示 HB 方程的参数在 5% 的显著性水平上均拒绝原假设，这表明 HB 方程的参数在短期内也是极不稳定的。

(三) 滚动宽窗 Granger 因果动态引导关系检验

由表 4 和表 5 可知，在二元 VAR 模型中，金融杠杆与资产泡沫方程参数在短期内均显示出强烈的不稳定性，表明参数在短期内具有结构性变化，这完全违背了传统 Granger 因果检验模型的假设条件，传统 Granger 因果检验无法证实他们之间可能存在的引导关系，所以运用滚动宽窗 Granger 因果检验来消除这种结

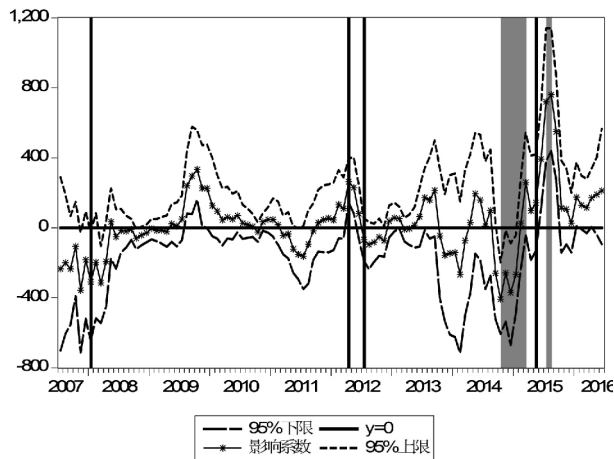


5 (a) 检验 P 值

构性变化带来的影响。运用滚动宽窗 Granger 因果检验研究的关键在于窗口宽度的选择，Balcilar (2013) 认为恰当的窗口宽度能减小异方差影响，提高估计的有效性^[31]。Pesaran & Timmermann (2005) 研究指出窗口宽度设定在 10 - 25 之间比较理想^[32]。本文从变量自由度和结构变化特性综合进行考虑，把窗口宽度设定为 15 (占样本总数的 12%)。

1. 金融杠杆与股市泡沫之间的动态引导关系分析

(1) 金融杠杆对股市泡沫的动态引导关系。图 5 为金融杠杆对股市泡沫滚动宽窗 Granger 因果检验的 P 值 (见 a 图) 和影响系数估计 (见 b 图)。



5 (b) 检验影响系数估计

图 5 金融杠杆对股市泡沫滚动宽窗 Granger 因果检验

滚动宽窗 Granger 因果检验 P 值原假设为金融杠杆不是股市泡沫的 Granger 原因，而图 5 (a) 黑线^②部分和阴影区域部分表示在 10% 的显著性水平上拒绝了原假设，即在 2014 年 10 月—2015 年 3 月，2015 年 7 月—2015 年 8 月两个时间段内表明金融杠杆是股市泡沫的 Granger 原因，金融杠杆与股市泡沫之间存在动态引导关系。

2014 年 11 月 - 2015 年 6 月期间，我国股市进入新一轮牛市，与以往历次牛市不同的是这次牛市是我国的投资者第一次经历加资金杠杆的牛市。在这次牛市中，上证综指从 2400 点一路上扬上涨到 5178^③ 点，涨幅为 115%；创业板指数从 1500 点上升到 4037 点，涨幅高达 169%，中小企业板指数从 5500 点上升到 12084 点，上涨幅度为 119%。图 5 (a) 中出现存在显著 Granger 因果关系的时期：2014 年 10 月—2015 年 3 月就在这次大牛市期间内。这次股市大幅上涨与金融

杠杆增加有直接联系。中国经济整体杠杆率从 2008 年的 170% 上升至 2014 年的 235.7%^④。到 2015 年年底，中国实体经济的负债总额为 162.3 万亿元，实体经济的杠杆率达到 239.8%。同时 2014 年 12 月 27 日中央银行在出台的 387 号文件中规定，2015 年起非银行金融机构的同业存款及同业借款将被纳入银行存贷比考核体系，其存款准备金率 (RRR) 暂定为零。央行这次调整商业银行存贷比统计口径后，意味着商业银行存贷比平均降幅将达 5% 左右，相当于人民币信贷额度释放了大约 5.5 万亿元人民币。进入股市的信贷资金规模虽没有精确统计，保守估计可能已接近万亿元，大量的信贷资金流入股市，推高了股票价格，形成了泡沫。2003 年以来央行明令禁止银行信贷不准违规进入股票市场，但近几年随着银行理财业务和金融创新产品的出现，这个渠道被逐渐打通。在这次大牛市期

② 黑线部分表示该点的 P 值也在 10% 之下，但因为仅是一个点，不能够解释变量之间的 Granger 因果关系，所以本文只研究阴影区域部分。

③ 下面所有数据来源于中国人民银行官网。

④ 数据来源于《中国国家资产负债表 2015》报告。

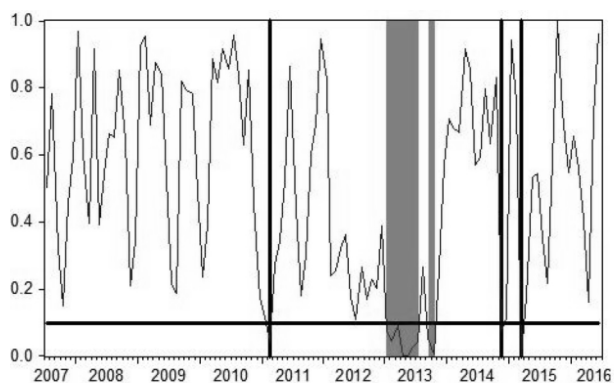
间, 信贷资金进入股市主要通过三种方式: 其一, 银行通过发行理财产品, 其中“伞形信托”是最典型的形式。伞形信托是指银行、信托机构和证券公司合作, 依靠银行理财聚集资金通过借道信托产品, 以配资和融资的方式加杠杆后投资于股票市场, 在股价上涨过程中可以获得高收益, 从而更进一步刺激这些机构将资产加速配置到股票市场。其二, 通过融资融券渠道进入股市。融资融券交易是指投资者向具有融资融券业务资格的证券机构提供质押品, 借入资金买入证券(融资交易)或者借入证券并卖出(融券交易)的行为。融资融券交易制度始于2010年, 但由于其严格规定投资者的资金只有达到或超过50万元才具备资格进行融资融券活动, 在沪深两市股票账户中符合此规定的投资者数量的比例很低, 所以一直发展缓慢, 直到2013年4月该规定取消, 2014年下半年随着股价上升, 融资余额从4000亿元增长到10000亿元, 2015年6月增加到22000亿元, 融资余额迅速增加推动了股价快速上涨。其三, 大规模的场外配资增长。场外配资是投资者增加资金杠杆的另外一个渠道。场外配资由于监管缺失, 与合法的融资交易规定了融资比例不同, 它往往有较高的融资杠杆, 比例一般在1:3左右, 在这次牛市中, 有些甚至高达1:10左右。

在2015年7月—2015年8月这个时段, 我国股市在经历了前期的暴涨之后出现了暴跌。2015年6月15日—7月9日, 上证综数跌幅为32%, 创业板跌幅为42%, 中小板跌幅达到39%, 在8月中旬股票市场更是持续暴跌1000点, 出现千股跌停现象, 创造了最近20年我国股市下跌速度之最。引起这次股灾的直接根源就是股市二级市场的去杠杆化, 首先, 2015年6月证监会全面叫停了场外配资数据端口服务和声明未经证监会批准任何证券公司不得向客户融资、融券; 其次, 2015年6月15号前后强制性平仓。最后, 千股叫停。2015年7月8号前后有1400多只股票停牌, 绝大部分是大股东的质押融资, 这实际是金融机构与股票市场之间联通的另外一条通道, 在此市场上交易的资金规模比伞形信托和场外配资数量要大的多。这次股灾形成的直接原因就是股市与银行之间缺少了监管防火墙, 银行信贷资金大量涌入股市导致杠杆融资比例过高, 在强制性去杠杆的作用下引起的。

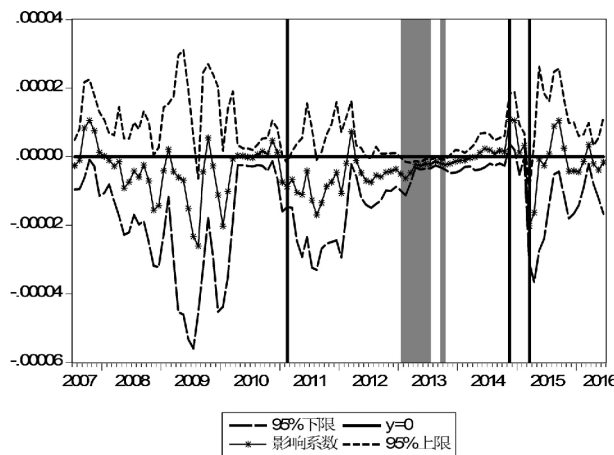
为了更加清晰地度量金融杠杆对股市泡沫的影响程度和影响方向, 图5(b)表示股市泡沫检验方程中估计系数均值及其在95%置信水平的上下限, 阴影部分为对应的图5(a)中存在显著Granger因果引导关系的时期。可以看出, 2014年10月—2015年3月股市大涨期间, 金融杠杆对股市泡沫存在显著负效应,

最低达到-407.986, 而在2015年7月—2015年8月股市大跌期间, 金融杠杆对股市泡沫存在显著正效应, 最高可达760.570。我国股市资金来源除了通过机构投资者进入的信贷资金外, 还有将近1.4亿的个人投资者, 由于我国个人投资者的非理性和投机性较强, 在追涨杀跌的羊群效应下, 股市大涨时带着资金蜂拥而入, 而在股市大跌时纷纷出逃。在股市大涨时, 个人投资者的资金对股市泡沫的引导作用比金融杠杆更突出, 换句话说就是由金融杠杆增加引起的股市泡沫在减小, 股市泡沫的膨胀更多是由个人投资者投入的资金引起的, 所以金融杠杆对股市泡沫在股市大涨时存在负向累积作用, 而在股市大跌时相反, 股市泡沫更多是由金融杠杆引起的, 故存在较大正向累积作用。综上所述, 金融杠杆是引起股市泡沫的Granger原因且这种Granger原因与经济周期密切相关, 金融杠杆的急剧变化会引起股市牛熊市反转。

(2) 股市泡沫对金融杠杆的动态引导关系。图6为股市泡沫对金融杠杆滚动宽窗Granger因果检验的P值(见a图)和影响系数估计(见b图)。



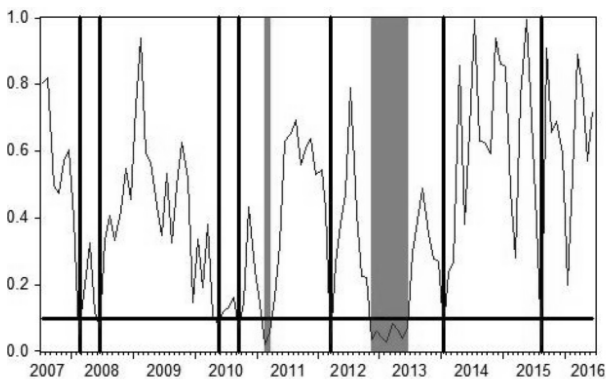
6 (a) 检验 P 值



6 (b) 检验影响系数估计

图6 股市泡沫对金融杠杆滚动宽窗Granger因果检验滚动宽窗Granger因果检验P值原假设为股市泡沫不是金融杠杆的Granger原因, 而图6(a)的阴影和

黑线部分表示在 10% 的显著性水平上拒绝了原假设，这表明在 2013 年 1 月—2013 年 7 月，2013 年 9 月—2013 年 10 月两个时间段内股市泡沫是金融杠杆的 Granger 原因。2013 年股市收益是 2008 年以来表现最差的一年，全年累计下跌 6.75%，沪指在 6 月 24 日出现放量重挫大跌 5.30%，创 2009 年以来单日跌幅最大，6 月 25 日更是在盘中创下 1849 点新低。虽然在这两个时间段内从图 6 (a) 可以得出股市泡沫对金融杠杆存在显著的 Granger 原因，并且在这个时间段股市大跌的同时最初是交易所发生钱荒，隔夜回购利率在 6 月 6 日均值达到 23.8%，6 月 20 日辐射到银行，银行间隔夜回购利率均值升至 11.6%，最高时达到 30%，创造了历史新高。从这些数据的表像看，好像确实是股市泡沫对金融杠杆存在动态引导关系，但从图 6 (b) 检验影响系数可以看出系数均值接近 0，影响程度微弱，所以股市泡沫对金融杠杆的动态引导关系几乎不存在。究其原因，由于我国对金融业监管严格、垄断程度较高，股市泡沫风险在金融体系内部传染性



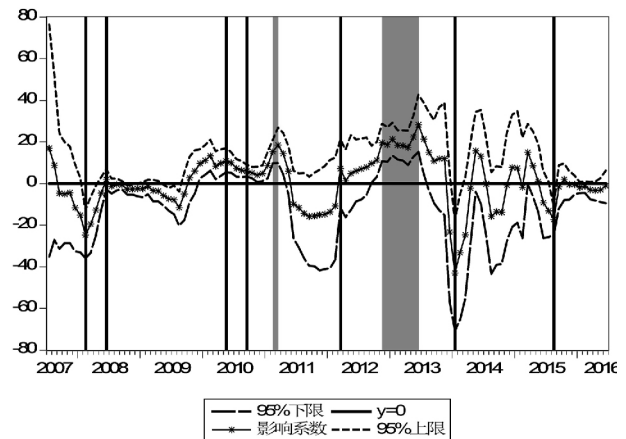
7 (a) 检验 P 值 7 (b) 检验影响系数估计

有限。我国股市下跌可能会给金融机构带来坏帐，但产生的亏损额都在可接受的范围内。这次银行钱荒更多是监管部门“金融去杠杆化”和“结构性期限错配”引起的。“金融去杠杆化”是管理层为引导资金流向实体经济有意整顿金融杠杆膨胀太大和打击资金空转而采取的措施。结构性期限错配是指银行资金来源短期化，而资金运用却长期化的问题。我国金融机构的大部分信贷资金都投入到中长期项目中（大部分投入到房地产市场），短期运营资金主要靠金融机构的同业拆借来维持，长短资金比例结构失调较严重，短期资金市场利率一旦上涨，便出现资金紧张的局面。

综上所述，金融杠杆对股市泡沫存在很强的 Granger 原因，但股市泡沫对金融杠杆却几乎不存在 Granger 原因，它们之间的动态引导关系是单向的。

2. 金融杠杆与房地产泡沫之间的动态引导关系分析

(1) 金融杠杆对房地产泡沫的动态引导关系。图 7 为金融杠杆对房地产泡沫滚动宽窗 Granger 因果检验的 P 值（见 a 图）和影响系数估计（见 b 图）。



7 (b) 检验影响系数估计

图 7 金融杠杆对房地产泡沫滚动宽窗 Granger 因果检验

滚动宽窗 Granger 因果检验 P 值原假设为金融杠杆不是房地产泡沫的 Granger 原因，而图 7 (a) 黑线部分和阴影区域部分表示在 10% 的显著性水平上拒绝了原假设，即在 2011 年 2 月—2011 年 3 月，2012 年 11 月—2013 年 6 月两个时间段内表明金融杠杆是房地产泡沫的 Granger 原因，金融杠杆与房地产泡沫之间具有动态引导关系。在 2011 年 1—3 月间，国家出台了一

系列限制房地产的货币政策（见下表 6 所示），同时 2010 年 1 月—2011 年 1 月被称为房地产史上最严调控年，受此影响，2011 年 3 月房地产市场形势表现为：多个城市 3 月份成交量低于去年同期水平，但房价仍然上涨。金融杠杆仍然稳中有升，3 月份底，人民币贷款增加 6794 亿元。

表 6 2011 年 1—3 月国家出台的限地房地产的货币政策

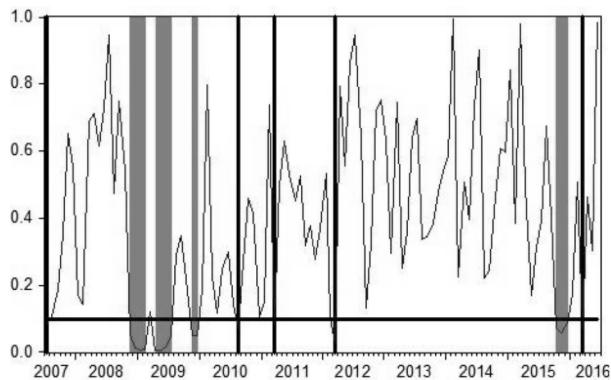
时间	政策	内容
2011. 1. 10	国十一条出台	控制房地产信贷与二套房首付不得低于 40%
2011. 1. 17	实施差别化房贷政策	
2011. 1. 20	存款准备金率上调 0.5%	
2011. 1. 26	新“国八条”	限购限价

2011. 1. 27	个人住房房产税改革	
2011. 2. 09	上调住房公积金贷款利率	5 年期以上上调 0.2% , 5 年期以下上调 0.25%
2011. 2. 24	存款准备金率上调 0.5%	
2011. 3. 25	存款准备金率上调 0.5%	大型金融机构存款准备金率高达 20%

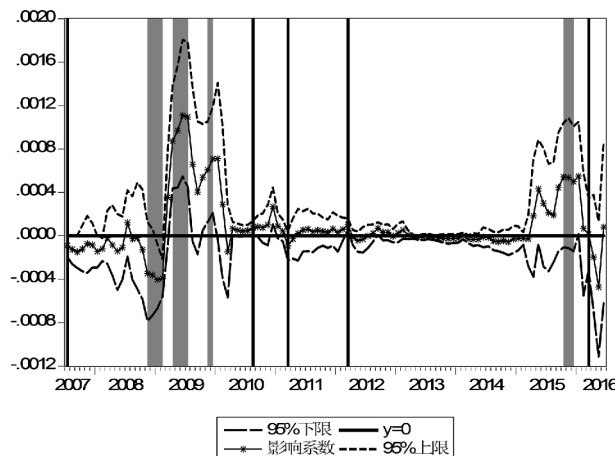
在 2012 年 11 月—2013 年 6 月这个时间段内，房地产市场在经历了 2010 年和 2011 年的严厉调控之后，到 2012 年下半年，随着国家调控的放松和市场环境好转，一、二线城市房价明显回升，城市住房价格 288 指数在 2012 年底已与本轮回调前的峰值大致持平，到 2013 年 6 月该指数已经连续上涨 12 个月并且明显超过前期最高点。一线城市到 2013 年 6 月成交量同比增加 29%，土地成交金额同比提升 181%，楼板价提升 73%，二线城市市场也迅速回升，到 2013 年 6 月成交量同比增加 56%。土地成交量与楼板价分别同比提升了 37% 及 77%。由于通货膨胀压力的减轻和货币政策趋于扩张，金融杠杆也迅速增加，但 2013 年 6 月 GDP 增速较一季度下跌 0.2%，同时投资、消费、出口、居民收入等增速也出现不同程度的回落，2013 年股市收益表现也较差，这在前面已经论述。这些事实表明，金融杠杆膨胀流入实体经济的资金有限，股市泡沫破灭后，更多的资金涌入了房地产市场。股票和房地产作为我国最主要的两种金融资产，具有财富的替代效应和挤出效应，使得资金在两个市场间流动，房地产泡沫迅速吹大。

从图 7 (b) 检验影响系数可以看出，在 2011 年 2 月—3 月和 2012 年 11 月—2013 年 6 月，金融杠杆对房地产泡沫影响程度剧烈且存在显著的正效应，金融杠杆增大引起了房地产泡沫膨胀，当住房投机者利用金融市场过高杠杆、过低利率涌入房地产市场时，房价一定会推高，房地产泡沫就越大。

(2) 房地产泡沫对金融杠杆的动态引导关系。图 8 为房地产泡沫对金融杠杆滚动宽窗 Granger 因果检验的 P 值 (见 a 图) 和影响系数估计 (见 b 图)。



8 (a) 检验 P 值



8 (b) 检验影响系数估计

图 8 房地产泡沫对金融杠杆滚动宽窗 Granger 因果检验

滚动宽窗 Granger 因果检验 P 值原假设为房地产泡沫不是金融杠杆的 Granger 原因，而图 8 (a) 黑线部分和阴影区域部分表示在 10% 的显著性水平上拒绝了原假设，即在 2008 年 11 月—2009 年 2 月、2009 年 4 月—2009 年 7 月，2009 年 11 月—2009 年 12 月、2015 年 10 月—2015 年 12 月四个时间段内表明房地产泡沫是金融杠杆波动的 Granger 原因，它们之间具有动态引导关系。

2008 年末至 2009 年末，全国房地产市场经历了急转向上的 V 行情，全国商品房销售面积达到 93 713 万平方米，比上年同期增长了 42.1%，房价创历史新高，“地王”频出。2015 年国家的房地产政策仍然坚持促消费、去库存的总基调，国家通过多次降准、降息、降首付和减免税费等降低购房成本，地方政府也采取税费减免、财政补贴、取消限购限外等多项措施刺激消费，在这些政策的刺激下，新房成交创历史新高且各类城市均出现显著增长。与房地产一枝独秀相对应，房地产资本市场也是一片繁荣：众多内地房企赴港上市和全年 9.6 万亿新增贷款。截至 2015 年 12 月，人民币房地产贷款余额达到 21.01 万亿元，同比增长 21%，2015 年全年增加了 3.59 万亿元，同比增加 8 434 亿元，增加量占到全年各项信贷增量的 30.6%。

从图 8 (b) 影响系数可以看出，在 2008 年 11 月—2009 年 2 月、2009 年 4 月—2009 年 7 月，2009 年 11 月—2009 年 12 月、2015 年 10 月—2015 年 12 月四个时间段内，房地产泡沫对金融杠杆影响程度剧烈，

除了在 2008 年 11 月—2009 年 2 月存在显著的负效应外其余三个时间段皆为显著正效应。究其原因,在 2008 年 11 月—2009 年 2 月,由于高速的城镇化进程,我国房地产供应紧张,刚性需求较旺盛,所以金融杠杆增加,而房地产泡沫却在减小,后期随着 4 万亿经济刺激计划的启动和资金的投入,金融杠杆急剧增加引起房地产泡沫的迅速膨胀。综上所述,比较图 5、图 6 和图 7,从 Granger 因果影响程度来看,金融杠杆对股市泡沫的影响程度比对房地产泡沫更剧烈和更敏感,但从影响频率和次数来看却恰恰相反。

六、结论及其启示

金融杠杆是资产泡沫产生的根源。中央银行在进行金融杠杆扩张时认为只要银行合理分配不同投资方向的贷款比例,银行就可以掌握信贷投放方向,为只有真实需要的实体经济提供信贷资金支持,但恰恰相反,金融杠杆的扩张总是更多地刺激了投机活动。本文基于滚动宽窗 Granger 因果检验,分析了金融杠杆与资产泡沫之间的动态引导关系,研究结论与启示如下:

1. 对于资产泡沫的计算,国内外文献研究方法较多。本文基于资产泡沫就是资产价格偏离了资产基础价值而形成的这一定义,尝试运用 VEC 模型提取了资产泡沫,实证结果表明其变化与经济周期变化相吻合。
2. 金融杠杆与资产泡沫之间存在动态引导关系且与经济周期密切相关。我国金融杠杆在经历了 2009 年及 2011 年两轮加杠杆后已经严重扭曲,国内债务周期已进入庞氏阶段的后期,明斯基时刻已经来到。当资产价格泡沫是由金融杠杆支撑时,中央银行的传统货币政策难以取得明显的效果,所以应该将资产价格视为未来商品和服务价格的替代纳入价格指数作为制定货币政策的参考目标。
3. 金融杠杆的急剧变化会引起股市大涨和大跌,金融杠杆对股市泡沫的引导效应在股市大跌时比对股市大涨时更加显著,且在股市大跌时表现为正效应,所以当局部的资金链断裂传导到金融市场的时候可能引发金融危机。但金融杠杆与股市泡沫的动态引导关系是单向的,股市泡沫对金融杠杆几乎不存在动态引导关系,这也进一步证实了我国股市作为经济的“晴雨表”作用不明显。
4. 金融杠杆与房地产泡沫之间存在显著的双向 Granger 因果关系,两者之间方向多为正效应且程度剧烈;从 Granger 因果关系的影响程度来看,金融杠杆对股市泡沫的影响比对房地产泡沫更剧烈和更敏感,但从 Granger 因果关系的影响频率来看,对房地产泡沫影

响频率更高。当前中国住宅类房屋市值在 200 万亿元左右,是 2016 年 5 月底中国 A 股市值的近五倍^⑤。房地产在规模上已经超越股市成为重要的融资场所,而且我国的房地产市场火爆都伴随着经济增长较快或者过热的情况,与宏观经济周期更为密切。资产价格泡沫若是金融杠杆繁荣支撑的结果,则此类泡沫将会对经济造成巨大的危害,金融杠杆支撑的房地产泡沫尤为危险 (Jorda et al, 2015)^[12]。所以控制货币供给增长和金融杠杆规模应该是有效的政策手段能够对房地产泡沫产生非常明显的影响。

5. 房地产和股票作为我国投资者资产组合中两种非常重要的金融资产,具有财富的挤出效应和替代效应。挤出效应和替代效应能够引起资金在房地产市场和股票市场两个市场间来回进行流动,资金的来回流动使得两个市场具有联动关系,所以制定调控政策时必须全面考虑,制定针对一个市场的调控政策时,必须考虑到可能引起另一个市场的波动,调控的预期目标才可能实现。

参考文献:

- [1] Kearns J. Greenspan says bitcoin a bubble without intrinsic currency value [J]. Bloomberg, December, 2013, 4: 2013.
- [2] Allen F, Gale D. Bubbles and crises [J]. The economic journal, 2000, 110(460): 236-255.
- [3] Simon G, Levinsen M T. Alternative method to deduce bubble dynamics in single-bubble sonoluminescence experiments [J]. Physical Review E, 2003, 67(2): 026320.
- [4] Stiglitz J E. Symposium on bubbles [J]. The Journal of Economic Perspectives, 1990, 4(2): 13-18.
- [5] Kindleberger C P. Economic response: comparative studies in trade, finance, and growth [M]. Harvard University Press, 1978.
- [6] 黄名坤, 薛敬孝. 日本泡沫经济的破灭与就业调整——Ramsey 模型下的资产与劳动市场的相互影响 [J]. 日本研究, 2002 (3): 40-44.
- [7] Caballero R J, Krishnamurthy A. Bubbles and capital flow volatility: Causes and risk management [J]. Journal of monetary Economics, 2006, 53(1): 35-53.
- [8] Caballero R J, Farhi E, Gourinchas P O. An Equilibrium Model of Global Imbalances and Low Interest Rates [J]. The American Economic Review, 2008, 98

^⑤ 艾经纬 《房市大衰退: 33 年房市变迁大推演》。

(1): 358 - 393.

[9]王永钦,高鑫,袁志刚等. 金融发展,资产泡沫与实体经济: 一个文献综述[J]. 金融研究,2016(5): 191 - 206.

[10]Farhi E ,Tirole J. Bubbly liquidity[J]. The Review of Economic Studies 2012 ,79(2) : 678 - 706.

[11] Martin A , Ventura J. Economic growth with bubbles[J]. The American Economic Review ,2012 ,102(6) : 3033 - 3058.

[12] Jordà Ò ,Schularick M ,Taylor A M. Leveraged bubbles[J]. Journal of Monetary Economics ,2015 ,76: S1 - S20.

[13]Mishkin F S. Is monetary policy effective during financial crises? [R]. National Bureau of Economic Research ,2009.

[14] Mian A ,Sufi A ,Trebby F. Foreclosures ,house prices , and the real economy[J]. The Journal of Finance ,2015 ,70(6) : 2587 - 2634.

[15] Kindleberger C P. Manias , panics , and crashes: a history of financial crises[J]. The Scribnerian and the Kit - Cats ,2000 ,32(2) : 379.

[16] Gerdrup K R. Three episodes of financial fragility in Norway since the 1890s[J]. Ssm Electronic Journal ,2003 ,68(3) : 1 - 18.

[17]马勇,杨栋,陈雨露. 信贷扩张,监管错配与金融危机: 跨国实证[J]. 经济研究,2009,12: 93 - 105.

[18] 陈雨露,马勇. 泡沫、实体经济与金融危机: 一个周期分析框架[J]. 金融监管研究,2012(1): 1 - 19

[19] 张睿锋. 杠杆比率,资产价格泡沫和银行信贷风险[J]. 上海金融,2009(9): 15 - 17.

[20] Krugman P. Balance sheets , the transfer problem , and financial crises [M]. International finance and financial crises. Springer Netherlands ,1999: 31 - 55.

[21] Bertrand M R ,DeNicola A J ,Beissinger S R , et al. Effects of parturition on home ranges and social affiliations of female white - tailed deer [J]. The Journal of wildlife management ,1996: 899 - 909.

[22] Sattenspiel L ,Herring D A. Structured epidemic models and the spread of influenza in the Norway House District of Manitoba ,Canada [J]. Human Biology ,1998 ,70(1) : 91 - 115.

[23] Edelstein R H ,Paul J. Japanese land prices: explaining the boom - bust cycle[J]. Asia's Financial Crisis and the Role of Real Estate ,2000: 65 - 82.

[24]谢百三,王巍. 我国商业银行在房地产热潮中的两难选择[J]. 国际金融研究,2005(3): 52 - 58.

[25] Van Norden S ,Schaller H. Speculative behavior , regime - switching , and stock market crashes [M]. Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data. Springer US ,1999: 321 - 356.

[26]吕炜,刘晨晖. 财政支出,土地财政与房地产投机泡沫——基于省际面板数据的测算与实证[J]. 财贸经济,2012a(12): 21 - 30.

[27]Shukur G ,Mantalos P. A simple investigation of the Granger - causality test in integrated - cointegrated VAR systems[J]. Journal of Applied Statistics ,2000 ,27(8) : 1021 - 1031.

[28] 赵鹏,曾剑云. 我国股市周期性破灭型投机泡沫实证研究——基于马尔可夫区制转换方法[J]. 金融研究 2008(4) : 174 - 187.

[29] Ahmed E ,Rosser J B ,Uppal J Y. Evidence of nonlinear speculative bubbles in pacific - rim stock markets [J]. The quarterly review of economics and finance ,1999 ,39(1) : 21 - 36.

[30]徐胜,朱晓华. 人民币汇率与物价的非线性关系研究——基于傅里叶函数和滚动因果检验[J]. 金融发展研究,2015(8): 3 - 9.

[31] Balciilar M ,Ozdemir Z A. The export - output growth nexus in Japan: a bootstrap rolling window approach [J]. Empirical Economics ,2013 ,44(2) : 639 - 660.

[32] Pesaran M H ,Timmermann A. Small sample properties of forecasts from autoregressive models under structural breaks[J]. Journal of Econometrics ,2005 ,129(1) : 183 - 217.

(编辑校对: 韦群跃 陈崇仁)