

股权资产泡沫驱动因素的实证研究： 基于 20 个国家的证据^①

陈浪南¹，王升泉^{2*}

(1. 中山大学岭南(大学)学院, 广州 510275; 2. 中山大学国际金融学院, 珠海 519082)

摘要: 资产价格泡沫是关系金融、经济能否稳定发展的重要经济现象。现有国内外文献鲜有对资产价格泡沫驱动因素的实证探讨。以理性资产泡沫理论为依据, 使用 20 个代表经济体 2000 年—2015 年的经济金融数据, 采用面板 Logit 模型实证研究了股权资产泡沫的驱动因素, 弥补了该领域研究的不足。研究发现, 交易量和价格波动率是股权资产泡沫的显著正向驱动因素, 但对程度严重的股权泡沫而言, 交易量不再是显著的决定因素; 货币政策是驱动股权资产泡沫产生的显著因素之一; 银行对私人部门的信贷规模及其滞后项也是股权资产泡沫的稳健决定变量。除此之外, 还考察了制度变量对股权泡沫发生的作用, 基本结论可概括为普通法、小投资者保护度低、政府透明度高、套利自由的国家更易发生股权资产泡沫。最后, 还通过 BMA-Logit 模型和其他方法做了一系列的稳健性检验, 确保了研究结论的稳健性。

关键词: 股权资产泡沫; 驱动因素; 面板 Logit 模型; BMA-Logit 模型

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2019)01-0001-16

0 引 言

抑制资产价格泡沫、防范系统风险与稳定经济增长之间存在紧密的联系, 是政策制定者与学术界共同关注的话题。长期以来, 脱离经济基本面的暴涨暴跌现象是资产价格的显著特征之一^[1]。2016 年 7 月 26 日的中共中央政治局会议首次提出并强调了“抑制资产泡沫”。大量学者针对资产价格泡沫问题开展了广泛的理论研究^[2-6]。

以我国上证综合指数与美国 S&P500 指数为例, 进入新世纪以来股权资产价格均发生了大幅度的波动。随着网络泡沫的破灭, S&P500 指数到 2003 年损失了其市场价值的 40%, 2007 年—2009 年的次贷危机中, S&P500 指数损失了其市

场价值的 53%, 之后进入繁荣阶段。截止 2015 年底, 其市场价值膨胀了近三倍之多。上证综指运动轨迹与 S&P500 有所不同, 本世纪初的市场价值下降持续至 2006 年初, 2006 年—2007 年末市场价值上涨六倍之多, 而至 2009 年跌幅近 71%, 之后有小幅上涨后又进入下跌通道, 直至 2015 年的疯狂。

如何解释如上所述的资产价格波动是经济学的难题之一^[3]。与新古典理论认为资产价格波动源于经济周期等基本面因素的变化有所不同, 学者们开始将资产价格(P_t) 分为泡沫成分(P_t^B) 和基础价值成分(P_t^F), 即 $P_t = P_t^B + P_t^F$ 。Shiller^[3] 研究认为未来预期分红的变动不能解释美国股权资产价格的变动。LeRoy^[7]、Shiller^[8] 研究

① 收稿日期: 2017-06-16; 修订日期: 2018-05-05。

基金项目: 广东省自然科学基金资助项目(2017A030311038); 教育部人文社会科学研究规划基金资助项目(17YJA790011); 广东省社科规划课题资助项目(GD17TWO1-3)。

通讯作者: 王升泉(1991—), 男, 山东临沂人, 博士, 科研博士后。Email: wangshq37@mail.sysu.edu.cn

了美国股权资产和房地产的繁荣后发现,市场繁荣不是由基本面因素(包括人口统计学变量、利率、建筑成本)驱动。French和Poterba^[9]针对日本资产市场的研究得出类似的结论。

资产价格泡沫之所以值得关注,在于它对实体经济产生的影响。Samuelson^[2]认为泡沫通过完善现有市场而有利于福利的提升。Tirole^[4]认为泡沫只会动态无效的经济中出现,因此也可以改善福利。然而Grossman和Yanagawa^[10]在一个包含外部性的动态模型框架下,研究认为泡沫对实体经济产生负向作用。Oliver^[11]则认为泡沫对实体经济产生的影响要依赖于被投机资产的类型。Martin和Ventura^[12]将投资者情绪冲击和金融市场的完善性引入Samuelson-Tirole模型,产生了实际观测到的泡沫以及宏观变量的变动。Miao等^[13]估计了一个具有内生信贷约束的DSGE模型,该模型中情绪冲击驱动泡沫的变动,进而产生了股权资产价格和实际宏观变量的协同运动。

综上所述,泡沫理论对解释资产价格波动提供了可信的研究思路,资产泡沫在实体经济发展中发挥着重要作用。因此,探讨资产泡沫的驱动因素具有丰富的理论与现实意义,为探究资产泡沫的驱动因素,本文以股权资产为例,使用20个代表性国家的经济金融数据,实证研究了驱动泡沫产生的稳健驱动因素。

本文的贡献在于:第一,本文基于跨国面板数据,依据理性资产泡沫理论,综合多种因素从实证角度回答了“什么因素驱动股权资产泡沫的发生?”^②,弥补了该领域实证研究的不足。第二,本文研究结合使用了多种科学的计量方法,包括最新发展的泡沫检验技术(Phillips等^[14])、考虑模型不确定性的贝叶斯模型平均法(BMA)等,这些方法的使用丰富了资产泡沫的实证研究。第三,本文研究丰富了制度金融学理论,实证考察了制度变量在资产泡沫形成中所发挥的作用。第四,本文基于研究结论从泡沫监督和泡沫管理双重角度提出政策建议,丰富了泡沫预警、货币政策、宏观审

慎政策的内容体系。

1 文献综述与机制分析

Brunnermeier和Oehmke^[1]认为很多泡沫理论的文献都是将Minsky模型正式化,Minsky模型将泡沫过程分为五个阶段:置换阶段(以新技术和金融创新发生为主要特征)、繁荣阶段(以信贷扩张和投资增加为主要特征)、疯狂阶段(以高交易量和价格波动为主要特征)、利润攫取阶段(以投资者减少头寸带走利润为主要特征)、恐慌阶段(以倾销资产为主要特征)。

Scheinkman和Xiong^[5]基于异质信念将以上论述模型化,认为泡沫会伴随着巨大的交易量和价格波动,并且二者对资产泡沫的发生有正向作用。具体机制为,在均衡处,当资产所有者认为资产基本面的价值低于中介的出价,他就会只进行资产出售,该过程在一个有限的时间周期内重复无穷次就会导致交易疯狂,交易疯狂会带来平均交易量的上升,因此导致更多的泡沫发生;由于交易者信念的异质性,当信念方差变大,资产价格的波动率会相应上升,会导致资产泡沫发生,与Topol^[16]的结论一致。Narayan等^[17]利用美国股权资产数据,实证支持了交易量和资产价格是股权资产泡沫的显著正向驱动因素。

2007年—2009年的金融危机促进了资产泡沫形成理论的迅速发展。第一个洞察是对货币政策的再思考,危机之前政策制定者和经济学家忽视泡沫的存在,认为金融部门有自我稳定的功能,忽视货币当局的金融稳定角色。Galí^[18]、Galí和Gambetti^[19]基于Tirole的框架考察了货币政策对股票市场泡沫的效应,他们的研究挑战了传统的“逆风而动”的货币政策,认为紧缩性的货币政策会助推股权泡沫的发生。具体机制为,资产价格中的基础价值部分确能通过紧缩货币政策对贴现率的影响得以降低,但当紧缩货币政策时,

^② 资产泡沫潜在驱动因素的选取依据的是理性资产价格泡沫理论,该理论源于Samuelson^[2]和Tirole^[4]的研究,在此基础上学者做了诸多拓展研究。另外,还有一派泡沫理论的研究范式,即考察行为因素,如市场情绪、过度自信、从群效应^[15]等在泡沫形成中的作用。需要说明的是,虽然我们承认行为因素在泡沫形成中会起到关键的作用,但由于至少以下两点原因,本文研究并未将其纳入分析框架,第一,本文是总量分析,个体层面的非理性并不一定导致市场层面的非理性;第二,由于行为因素在泡沫传导中的复杂性,不适合与理性因素在同一框架下分析。基于以上原因,本文的分析限定在理性资产泡沫理论的范畴内。

资产价格中的泡沫部分由于套利交易的存在泡沫成分会增大,当紧缩货币政策导致的基础价值下跌小于泡沫上升时,会表现为紧缩货币政策导致资产价格上涨。袁越和胡文杰^[20]在以上框架下分析了中国股权资产价格受货币政策变动的影 响,得出了类似的研究结论。Svensson^[21]也认为应谨慎使用传统货币政策管理泡沫。杨宝臣和张涵^[22]在异质主体经济跨期模型研究中认为提升无风险利率无法有效抑制资产泡沫。

第二个洞察是信贷市场周期与股权繁荣、萧条的同步性。Kiyotaki 和 Moore^[23]首次研究了信贷与资产价格的互动关系。Jordà 等^[24]将信贷视为泡沫的驱动因素,并且信贷驱动型的泡沫比其他类型泡沫更加危险。Jordà 等^[25]、Martin 和 Ventura^[26]认为信贷的迅速扩张与后续更高的概率陷入金融危机的萧条相关。概括来看,信贷影响资产价格变动的具体机制为,企业面临内生的信贷约束,为获取借款需要以资产作为抵押或质押,信贷的增加会通过企业的投资效益触发资产价格的初期上涨,资产价格的上涨有放松信贷约束的作用,进而引起信贷增长,投资增加^[27],预期企业净现金流入增加,资产价格进一步上升,这种双向反馈机制最终导致资产泡沫化。

第三个洞察是资产泡沫在各经济体之间的迅速蔓延。自我功能良好的经济体也可能会受到输入性危机的攻击。Ventura^[28]、Martin 和 Ventura^[29]在理性泡沫的框架下研究了信贷泡沫的国际传递,认为金融全球化、低利率环境促使泡沫产生,泡沫发挥了替代资本流动的作用。具体可概括为两个传递渠道:第一,低利率渠道。一国发生泡沫会通过提升本国利率水平以吸引资本流入,其他国家则会经历资本流出、低投资、低增长,而低增长为泡沫产生创造了环境;第二,贸易渠道。该机制短期内带来负溢出,长期带来正溢出。一国发生泡沫会通过财富渠道提升该国对产品需求和供给,短期内,供给调整有限,需求效应占据主导,此时泡沫会导致其他国家贸易项的改善和实际升值,引起其他国家资产价格上涨;长期则供给效应占据主导,产生相反的结果。除此之外,Clain-

Chamosset-Yvrard 和 Kamihigashi^[30]在纯交换的两国 OLG 框架下分析了两类太阳黑子冲击泡沫的国际传递情况。第一种情形下外国受到太阳黑子冲击,此时外国会发生泡沫且会传递至东道国,第二种情形下外国和东道国都受到独立的太阳黑子冲击,此时外国泡沫会对东道国泡沫的产生既可以带来正向也可以负向的作用。

综上,现有文献基于不同的假设和模型设定,得出了丰富的资产泡沫理论。然而,鲜有资产泡沫的实证研究文献^[7, 31]。可能的原因有两点:第一,尽管文献中已经提出很多种资产泡沫的识别方法,但被广泛接受的可信方法仍缺乏^[32];第二,动态随机一般均衡研究是当前宏观经济研究的主流,资产泡沫的研究属于边缘话题^[33]。

2 研究设计

2.1 基准模型

基于资产泡沫形成的理论文献,在基准研究中,本文使用以下的面板数据 Logit 模型来考察各因素对股权资产泡沫形成的效应^③。

$$P(B_{it} = 1) = \frac{e^{y_{it}}}{1 + e^{y_{it}}} \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$B_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } y_{it} > 0 \\ 0, & \text{if } y_{it} \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

其中 $i = (1, 2, 3, \dots, I)$ 代表国家, $t = (1, 2, 3, \dots, T)$ 代表时间, $P(\cdot)$ 表示事件发生的概率, B_{it} 是二元变量,表明国家 i 在时间 t 股权泡沫的状态,当股权泡沫发生 $B_{it} = 1$,否则为 $B_{it} = 0$,后文将看到泡沫的检验采用最新发展的 GSADF 方法, y_{it} 是不可观测的潜变量,服从方程(2)对应的决策规则, X_{it} 表示在理论文献中讨论的泡沫驱动因素,包括交易量(tw),价格波动率(pv),利率(r),M2 环比增长率(gm),私人信贷占 GDP 比重的环比增长率($gcre$) $gcre$ 的一阶滞后项($L.gcre$),人均消费的环比增长率(gc) gc 的一阶滞后项($L.gc$) 外汇储备环比增长率(gfr) gfr 的一阶滞后

③ 在模型设定中,我们不能将时间固定效应考虑进来,因为本文使用的是小 $N (=20)$ 和大 $T (=64)$ 的样本,意味着偶发参数问题会在时间维度上存在。另外,由于面板 Probit 模型无法刻画固定效应,因此本文使用面板 Logit 模型。

项(L, gfr). β 是系数向量 α 代表国家固定效应 ε_{it} 是服从 logistic 分布的扰动项. 方程(1)和(2)组成了面板数据 Logit 模型. 采用条件 MLE 方法对该模型进行估计.

2.2 贝叶斯模型平均法

在选择泡沫驱动因素时,如文献综述部分所言,由于存在很多不同的资产泡沫形成理论,缺乏统一的理论解释,若实证分析中包含所有可能的驱动因素,可能带来模型不确定问题^[34]. 后文分析中,将使用贝叶斯模型平均法来消除模型不确定对基准实证结果带来的可能偏误.

贝叶斯模型平均的基本思想是,将每个候选模型所估计的参数进行加权平均. 候选模型的个数取决于解释变量的个数,本文解释变量共 10 个,故候选模型个数为 2^{10} ($= 1\ 024$) 个

$$\hat{\psi}_{MA} = \sum_{k=1}^{1\ 024} \omega_k \psi_k \tag{4}$$

其中 $\hat{\psi}_{MA}$ 为模型平均的参数向量, ψ_k 为第 k 个模型的参数向量.

每个模型的估计采用贝叶斯方法,参数后验分布为

$$g(\psi^k | Y, M_k) = \frac{f(Y | \psi^k, M_k) g(\psi^k | M_k)}{f(Y | M_k)} \tag{5}$$

其中 Y 为被解释变量, $g(\psi^k | Y, M_k)$ 为模型 k 的参数的后验分布, $f(Y | \psi^k, M_k)$ 为似然函数, $g(\psi^k | M_k)$ 为模型 k 的参数的先验分布.

贝叶斯推断表明可将后验模型概率作为模型平均的权重,给定模型 k 的先验概率为 $P(M_k)$, 通过贝叶斯方法可得模型的后验概率为

$$P(M_k | Y) = \frac{f(Y | M_k) P(M_k)}{f(Y)} \tag{6}$$

即贝叶斯模型平均包括两个不同先验概率的设定,一个是参数空间的先验概率($g(\psi^k | M_k)$), 一个是模型空间的先验概率($P(M_k)$). 为计算式(6),需要先计算 $f(Y | M_k)$, 称为边际似然函数,结合式(4)以及 $\int g(\psi^k | Y, M_k) d(\psi^k) = 1$, 可计算得

$$f(Y | M_k) = \int f(Y | \psi^k, M_k) g(\psi^k | M_k) d(\psi^k) \tag{7}$$

根据 Leamer 和 Leonard^[34], 所有模型参数的后验概率为

$$g(\psi | Y) = \sum_{k=1}^{1\ 024} P(M_k | Y) g(\psi^k | Y, M_k) \tag{8}$$

参数分布的均值作为点估计值

$$E(\psi | Y) = \sum_{k=1}^{1\ 024} P(M_k | Y) E(\psi^k | Y, M_k) \tag{9}$$

相应的参数方差为

$$V(\psi | Y) = \sum_{k=1}^{1\ 024} P(M_k | Y) V(\psi^k | Y, M_k) + \sum_{k=1}^{1\ 024} P(M_k | Y) (E(\psi | Y, M_k) - E(\psi | Y))^2 \tag{10}$$

可计算单个变量包含在回归方程中的后验概率来判断该变量的稳健程度,称为后验包含概率 (posterior inclusion probability, PIP), 即所有包含该变量的模型的后验模型概率之和

$$P(\psi_k \neq 0 | Y) = \sum_{\psi_k \neq 0} P(M_k | Y) \tag{11}$$

2.3 变量选取

1) 被解释变量

本文的实证分析中被解释变量是股权资产泡沫发生的概率,因此识别泡沫是本文的关键. 尽管文献中提出很多泡沫检验的方法,但实证上识别泡沫仍不容易^[32]. 典型的检验方法包括方程界检验^[3]、两步检验^[35]、单整协整检验^[36]、上确界 ADF 检验^[37]. Homm 和 Breitung^[38] 以 NASDAQ 指数为例对比了以上方法在检验股市泡沫时的效率,发现上确界 ADF 检验要优于前者. 而本文使用了 Phillips 等^[14] 提出的广义上确界 ADF 方法检测泡沫,该方法是在上确界 ADF 检验基础上的进一步优化,在识别多重泡沫时更有优势^④.

GSADF 程序本质上讲是基于以下回归模型的滚动窗口 ADF 检验

$$\Delta p_t = \hat{\alpha}_{t_1, t_2} + \hat{\beta}_{t_1, t_2} p_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\psi}_{t_1, t_2}^i \Delta p_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t \tag{12}$$

④ 该方法已经受到很多中央银行等部门的关注,包括美国联邦储备银行、美国财政部、中国人民银行、德国中央银行、加拿大中央银行、韩国中央银行、香港金融管理局、法国中央银行、台湾中央银行、新加坡金融管理局、政府投资公司等(参见: <http://www.mysmu.edu/faculty/yujun/>).

其中 p 是某个经济体在时间 t 的对数化股权资产价格, 通过 SCI 准则确定最优滞后阶 k . 方程 (12) 表明滚动窗口始于全样本 (T) 的 r_1 比例部分, 结束于 r_2 比例部分, $r_2 = r_1 + r_w$, $r_w > 0$ 是窗口的大小. 传统的 ADF 统计量为 $ADF_{r_1}^{r_2}$, $GSADF$ 统计量可以根据如下计算

$$GSADF(r_0) = \sup(ADF_{r_1}^{r_2}) \quad (13)$$

$r_1 \in [r_0, 1]$ 和 $r_2 \in [0, r_2 - r_0]$

其中 r_0 是窗口的最小宽度, 通过规则 $r_0 = 0.01 +$

$1.8/\sqrt{T}$ 设定. 通过对比 $GSADF$ 统计量和模拟临界值的大小, 可以识别出泡沫开始与结束时间.

以 S&P500 指数为例, 实施 $GSADF$ 检验. 如图 1 所示, 在样本期内 S&P500 指数出现了三次泡沫周期, 与 Pavlidis 等^[39] 结论一致. 第一次是 2000 年左右, 对应于网络泡沫; 第二次是 2008 年左右的次贷危机期间; 第三次是 2014 年—2015 年左右的复苏阶段^⑤. 检验结果基本符合直觉, 可见 $GSADF$ 法具有一定的适用性.

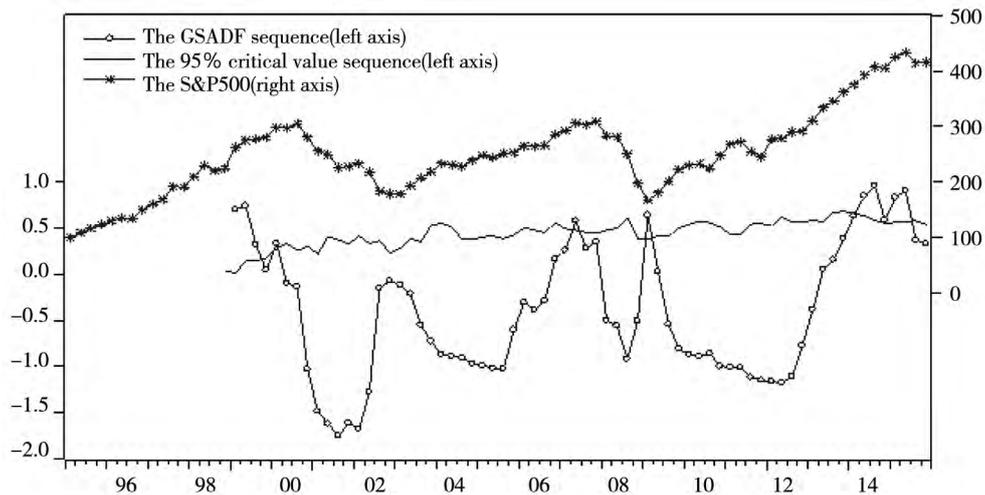


图 1 GSADF 法检验 S&P500 中的泡沫

Fig. 1 Identify the bubbles in S&P500 using $GSADF$ approach

2) 解释变量

通过检索理性资产泡沫形成的文献, 本文在回归分析中将包含十个可能的泡沫驱动因素.

根据 Scheinkman 和 Xiong^[5] 的研究, 交易量和价格波动率是泡沫的潜在驱动因素, 因此在本文回归分析将二者加入. 为更具代表性, 本文参考 Narayan 等^[17] 的做法, 使用四种计算方法所得波动率的主成分作为价格波动率的测度.

根据货币政策驱动泡沫理论的研究, 以及不同国家货币政策规则的差异性, 本文选取 M2 环比增长率和利率作为股权泡沫的潜在驱动因素. 基于信贷驱动泡沫理论, 本文将银行对私人部门信贷占 GDP 比重的环比增长率作为股权泡沫驱动因素之一. 根据输入性资产泡沫的研究, 本文将外汇储备环比增长率作为一国对冲输入

性泡沫的工具, 其增长率越大意味着该国有更加充分的外汇储备以干预泡沫传染, 相应本国发生泡沫的概率下降.

除此之外, 根据消费资本资产定价理论 (CCAPM) 代表性个体会在生命周期内平滑消费, 一阶条件满足 $u'(c_{t+1}) = \beta_i u'(c_t)$. 此处假设贴现系数时变, Campbell 和 Cochrane^[40] 认为 贴现系数的时变性可能是资产价格异象的一种非泡沫解释. 经计算可知消费增长率近似可以代表贴现系数. 另外, 消费的变动也是经济基本面变动的良好代理. 因此本文将个人消费环比增长率纳入回归分析.

进一步, 本文通过加入信贷增长率、外汇储备增长率、个人消费增长率的滞后项以考察变量对泡沫发生概率的跨期效应, 使用 AIC 准则确定滞后阶数为一阶.

⑤ 2014 年—2015 年间, S&P500 指数达到 2000 点以上的历史高位, 是进入新世纪以来的最高阶段, 而这显然不是经济基本面所支撑的, 因为 2008 金融危机后美国实体经济一直处于缓慢复苏的阶段. 甚至 Market Watch 专栏作家 Brett Arends 曾撰文指出 2014 年是美国股市历史上的第三大泡沫 (参见: <http://finance.sina.com.cn/stock/usstock/comment/20140812/023619979148.shtml>).

3 数据处理与统计描述

为使研究更具一般性,在基准分析中,本文使用20个代表性国家,2000年—2015年的季度经济金融数据开展股权泡沫驱动因素的实证研究。既包括OECD国家也包括新兴市场国家,所选国家均属于摩根士丹利编制的发达国家指数或新兴市场国家指数。包含的国家和股票指数见表A2。另外,本文使用X12方法对变量进行去季节性处理,以2000年第一季度为基期,将名义变量转化成实际变量。如表1所示,各国家之间潜在的泡沫驱动因素的均值有较大差异,这对应于各国股权泡沫发生的差异。交易量最大值和最小值分别发生在中国和阿根廷,分别为26.343和20.131。俄罗斯股权资产价格波动率是澳大利亚的2.6倍。如前所述,利率和货币增长率一起反映了一国货币政策的基本状态,利率最小值为日本的0.614%,最大值为巴西的14.413%,相应的货币增长率最小值为日本的0.613%,最大值为俄罗斯的6.375%。银行信贷增速最小值为日本的0.163%,最大值为中国的4.490%。仅为0.008%的日本个人消费增长率与4.930%的阿根廷并存。外汇增长率方面,最小值为德国的-0.512%,最大值为俄罗斯的7.180%。

通过表1的均值分析,可以看到每个变量值的最大值往往落在新兴市场国家,而最小值往往出现在成熟市场国家。这从一定程度上与观测事实一致,即新兴市场国家与成熟市场化国家相比会遭遇频率更高、强度更大的股权泡沫。

表2汇报了各变量样本期内的基本统计量。与表1类似,每个变量表现出较大差异,意味着股权泡沫在不同时期发生概率会有较大差异^⑥。外汇储备增长率是变动最大的变量,其标准差为17.613,样本期内最小值为-63.656%,最大值为483.952%。

4 实证结果与分析

通常情况下,可使用混合最小二乘(PLS)、固

定效应(FE)和随机效应(RE)三种方法估计面板数据模型。本文分析中,通过使用Hausman检验拒绝了PLS和RE的设定,因此本文仅汇报FE模型的估计结果。

4.1 基准结论

为保证实证结论的稳健性,本文通过逐步增加变量(stepwise selection)的策略分别对Logit模型进行估计,基准结论如表3所示,其中回归(1)至(5)仅考察了股权泡沫与潜在驱动因素之间的当期效应,回归(6)在回归(5)基础上考察了跨期效应,回归(7)在回归(6)基础上加入了其它控制变量以检验结论的稳健性。

首先,实证结论与理论分析一致,交易量和价格波动率时股权资产泡沫的显著驱动因素,尤其价格波动率解释能力很强,这与Narayan等^[17]的实证研究结论一致。交易量的系数在5%或1%水平上显著且系数为正,表明交易量越大意味着股权泡沫发生的概率越大。经过简单转换,交易量一单位标准误的增加会使股权泡沫发生的概率上升1.65至3.40个百分点。平均来看,交易量对泡沫发生的边际效应为0.1,表明交易量增加一单位会使泡沫发生概率上升0.1%。价格波动率的系数在1%的水平上正向显著,表明股权资产价格波动程度越高,泡沫发生的概率越大。平均来看,价格波动率的边际效应为2,表明价格波动率上升一个单位会使泡沫发生概率上升2%。

与近期研究文献一致,扩张性货币政策被认为是驱动股权资产泡沫的因素之一,本文实证结论证实了该观点。不考虑控制变量时,利率的系数在5%或10%水平上正向显著,该结论与Galí^[18]、Galí和Gambetti^[19]一致。但当加入控制变量后,利率的系数不再显著。本文实证结论表明货币增长率的系数在所有的回归设定中都在1%水平正向显著。系数的边际效应为0.5,表明货币供给对资产泡沫发生有实际影响,因此货币非中性,货币政策的资产泡沫渠道值得更多的关注。

⑥ 尽管在本文设定中,时间固定效应可能也是显著的,但出于偶发参数问题的考虑,参考Schularick和Taylor^[41]的设定未考虑时间固定效应。

表 1 回归分析中各国家各变量样本期内均值

Table 1 Mean value of variables in regression analysis across countries

国家	<i>tw</i>	<i>pv</i>	<i>r</i>	<i>gm</i>	<i>gcre</i>	<i>gc</i>	<i>gfr</i>
美国	24.873	0.065	1.894	1.547	1.444	1.003	0.744
阿根廷	20.131	0.141	12.413	5.717	0.638	4.930	0.319
澳大利亚	24.315	0.056	4.739	1.995	2.743	1.621	2.736
巴西	25.521	0.108	14.413	3.562	2.525	2.792	4.360
加拿大	23.028	0.063	2.478	1.533	1.587	1.086	1.541
中国	26.343	0.102	3.326	3.935	4.490	4.053	5.784
法国	22.692	0.082	2.186	1.443	1.700	0.727	0.210
德国	22.607	0.093	2.186	1.110	0.929	0.647	-0.512
希腊	21.088	0.121	2.405	1.443	1.888	0.611	4.406
印度	21.173	0.099	6.645	3.250	2.828	3.337	3.967
日本	24.891	0.088	0.113	0.614	0.163	0.008	2.581
韩国	23.933	0.090	3.941	1.917	2.201	1.497	2.695
墨西哥	22.837	0.083	7.430	2.719	1.650	1.810	3.028
荷兰	22.614	0.084	2.186	1.443	1.345	0.514	0.954
葡萄牙	21.452	0.069	2.186	1.443	1.852	0.741	0.479
俄罗斯	22.376	0.147	8.897	6.375	2.518	3.883	7.180
新加坡	23.447	0.069	0.793	1.777	2.334	1.036	2.272
西班牙	23.502	0.088	2.186	1.443	2.091	0.803	0.213
泰国	25.496	0.090	2.300	1.722	1.771	1.552	2.907
英国	25.007	0.063	3.089	1.664	1.625	0.852	2.235

注: 本表汇报了在回归分析中各变量的样本期内均值, 各变量正式定义参见表 A1. 加粗体表示该数值在本列中为最大或最小.

表 2 回归分析中各变量样本期内统计量

Table 2 Statistics of variables in regression analysis

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>tw</i>	23.366	1.901	15.584	28.918	1 267
<i>pv</i>	0.090	0.053	0.019	0.427	1 280
<i>r</i>	4.290	4.954	-0.100	67.330	1 280
<i>gm</i>	2.333	2.739	-11.569	34.819	1 260
<i>gcre</i>	1.916	5.224	-31.926	21.065	1 260
<i>gc</i>	1.649	4.089	-9.826	30.599	1 246
<i>gfr</i>	2.405	17.613	-63.656	483.952	1 160

注: 本表汇报了回归分析中各变量样本期内的基本统计量, 包括均值、标准差、最小值、最大值和观测值个数, 各变量正式定义参见表 A1.

结论表明, 信贷增长, 包括当期和一阶滞后期的系数在 1% 水平上正向显著作用于股权泡沫发生. 信贷增长的边际效应约为 0.5, 意味着以单位信贷扩张会使股权泡沫发生的概率上升 0.5%. 本文结论与近期的信贷驱动泡沫理论一致.

结论表明, 私人消费和外汇储备的变动不是

股权泡沫发生的驱动因素, 表明资产价格异象的非泡沫解释是值得怀疑的^⑦, 外汇储备未能发挥对冲泡沫跨国传染的作用.

在回归(7)中, 增加了五个控制变量, 包括通货膨胀、产出增长、Gini 系数、市场化指数和净出口增长, 结果表明前文主要实证结论基本未发生变化, 证明了结论的稳健性.

⑦ 需要指出的是, 消费者增长只是时变折现系数的一个粗糙代理变量, 可能并不能完全反映折现系数变动对资产价格异象的解释, 需要更加深入的研究.

表3 股权资产泡沫驱动因素的基准实证结果

Table 3 Baseline results of the determinants of equity bubbles

变量	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)	回归(7)
<i>lv</i>	0.193 2** [0.085 3]	0.277 9*** [0.093 6]	0.293 7*** [0.096 3]	0.245 0*** [0.096 9]	0.300 1*** [0.103 1]	0.313 7*** [0.107 2]	0.316 1*** [0.107 5]
<i>pv</i>	6.279 6*** [1.795 7]	9.677 2*** [2.086 4]	8.594 9*** [2.108 8]	8.372 1*** [2.124 6]	8.229 8*** [2.224 0]	6.793 7*** [2.258 9]	6.776 8*** [2.260 2]
<i>r</i>		0.056 1** [0.023 4]	0.050 0** [0.023 7]	0.051 5** [0.023 5]	0.041 3* [0.024 9]	0.047 5* [0.027 8]	0.043 6 [0.030 5]
<i>gm</i>		0.215 5*** [0.038 2]	0.204 5*** [0.038 4]	0.207 4*** [0.039 8]	0.194 9*** [0.039 9]	0.192 0*** [0.041 9]	0.192 4*** [0.042 2]
<i>gcre</i>			0.081 4*** [0.017 3]	0.077 0*** [0.017 4]	0.073 4*** [0.018 1]	0.073 7*** [0.0188]	0.074 2*** [0.018 8]
<i>L. gcr</i>						0.074 0*** [0.019 1]	0.074 7*** [0.019 2]
<i>gc</i>				0.025 8 [0.020 0]	0.035 0* [0.020 8]	0.045 7* [0.023 9]	0.045 0* [0.024 1]
<i>L. gc</i>						0.022 4 [0.022 5]	0.022 4 [0.022 6]
<i>gfr</i>					0.002 5 [0.004 3]	0.002 3 [0.004 7]	0.002 3 [0.004 7]
<i>L. gfr</i>						0.003 5 [0.003 8]	0.003 5 [0.003 9]
控制变量	No	No	No	No	No	No	Yes
<i>ll</i>	-506.006	-473.319	-461.626	-455.955	-411.310	-393.981	-393.930
伪 R^2	0.017 4	0.059 1	0.082 4	0.083 2	0.083 6	0.105 3	0.105 4
$LR \chi^2$	17.90	59.48	82.86	82.74	75.00	92.76	92.86
<i>N</i>	1 267	1 248	1 248	1 234	1 136	1 117	1 117

注：本表汇报了各变量系数与标准误(中括号内)。ll表示对数似然。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平显著。

4.2 泡沫强度

为更加深入分析,本文引入泡沫强度的概念,泡沫强度是指资产价格偏离其基础价值的程度。由于GSADF方法只能识别泡沫,不能对泡沫强度进行量化,因此需要改变泡沫识别策略。本文使用直观的HP滤波法提取趋势性成分,并将其定义为资产基础价值,将资产价格偏离基础价值一定阈值定义为泡沫,通过变化不同阈值,可以识别出不同强度的股权泡沫。Goodhart和Hofmann^[42]使用该种方法定义了房地产泡沫。

为考察潜在驱动因素对不同强度资产泡沫影响的差异性,本文尝试多个阈值后发现0.1至0.15在研究样本内是合理的区间,如果阈值小于0.1,无法排除股权市场噪音的干扰,如果大于

0.15,会将大多数资产泡沫排除。显然,阈值越大,可以识别出更加严重的股权泡沫。表4汇报了将阈值设定为0.1、0.12、0.15的实证结果,回归(1)、回归(3)、回归(5)未包含控制变量,回归(2)、回归(4)、回归(6)包含了控制变量。

与基准结论一致,在三种情形下,*pv*、*r*、*gm*、*gcre*和*L. gcre*都是股权泡沫的稳健驱动因素。然而,当阈值设定为0.15时,交易量不再是股权泡沫的显著驱动因素,意味着交易量对严重股权泡沫的发生没有解释力。与基准结论不同的是,表4的结论表明*gc*和*gfr*是股权泡沫的显著正向驱动因素,但各变量系数的显著水平会随泡沫强度增大而降低,他们对股权泡沫的边际效应约为0.5。这些结论意味着,严重的股权泡沫可预测性更差,需要更多的关注。

表 4 考虑不同泡沫强度的实证结果

Table 4 Results with consideration of different bubble intensity

变量	回归(1) P-HP > 0.1	回归(2) P-HP > 0.1	回归(3) P-HP > 0.12	回归(4) P-HP > 0.12	回归(5) P-HP > 0.15	回归(6) P-HP > 0.15
<i>tw</i>	0.172 9** [0.087 8]	0.160 4* [0.087 8]	0.254 1** [0.100 3]	0.238 6** [0.100 2]	0.169 1 [0.103 8]	0.155 0 [0.103 6]
<i>pv</i>	5.227 7*** [1.813 0]	5.283 6*** [1.804 5]	5.197 6*** [1.918 7]	5.245 6*** [1.906 6]	5.349 3** [2.095 9]	5.496 0*** [2.089 5]
<i>r</i>	0.108 2*** [0.024 4]	0.141 0*** [0.034 4]	0.117 8*** [0.025 8]	0.161 1*** [0.037 9]	0.097 4*** [0.025 4]	0.137 0*** [0.036 6]
<i>gm</i>	0.138 8*** [0.038 3]	0.129 1*** [0.037 7]	0.159 5*** [0.041 9]	0.147 0*** [0.041 2]	0.154 5*** [0.042 0]	0.159 6*** [0.041 8]
<i>gcre</i>	0.044 5*** [0.015 9]	0.043 7*** [0.015 8]	0.041 4** [0.017 2]	0.040 3** [0.017 1]	0.061 4*** [0.018 6]	0.058 0*** [0.018 4]
<i>L. gcre</i>	0.058 6*** [0.015 9]	0.054 3*** [0.016 2]	0.055 8*** [0.017 1]	0.050 2*** [0.017 4]	0.055 0*** [0.018 6]	0.050 3*** [0.019 1]
<i>gc</i>	0.039 9** [0.020 3]	0.045 1** [0.020 6]	0.041 0* [0.021 1]	0.047 4** [0.021 5]	0.039 2* [0.022 3]	0.044 4* [0.022 7]
<i>L. gc</i>	0.035 2* [0.019 7]	0.035 2* [0.019 8]	0.027 3 [0.020 6]	0.027 2 [0.020 8]	0.024 2 [0.021 7]	0.023 0 [0.021 7]
<i>gfr</i>	0.020 9** [0.007 7]	0.021 0*** [0.007 8]	0.021 0*** [0.008 1]	0.021 3*** [0.008 1]	0.018 9** [0.008 5]	0.019 3** [0.008 5]
<i>L. gfr</i>	0.011 9* [0.007 2]	0.012 8* [0.007 3]	0.014 0* [0.007 8]	0.015 3* [0.007 9]	0.011 3 [0.007 4]	0.012 3 [0.007 7]
控制变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
<i>ll</i>	-512.715	-511.472	-461.358	-459.589	-402.611	-400.734
伪 R^2	0.087 5	0.089 7	0.092 2	0.095 6	0.090 4	0.094 7
$LR \chi^2$	98.31	100.80	93.67	97.21	80.05	83.81
<i>N</i>	1 117	1 117	1 117	1 117	1 117	1 117

注: 本表汇报了各变量系数与标准误(中括号内)。ll 表示对数似然。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1% 水平显著。

5 稳健性检验

为考察基准结论的稳健性,本文以五种方式重新估计了潜在驱动因素对股权泡沫的影响。第一,根据制度金融的研究文献,将多个制度变量加入实证模型;第二,解决了本实证研究中可能的内生性问题;第三,使用更加高频的月度数据替换基准研究中的季度数据;第四,考虑了资产泡沫发生的持续性,构建动态的面板 Logit 模型;最后,使用模型平均法克服本文设定中可能存在的模型不确定问题。

5.1 制度因素

制度金融学的文献表明制度变量是影响金融表现的重要因素,而一国金融市场的规模、金融市场完备程度等都会对资产泡沫的发生作用^[43],因此本文将制度变量引入实证分析,在对基本结论稳健性进行考察的同时又丰富了本文的研究结论。

根据 La Porta 等^[44~45]的系列研究,认为一国法律制度起源(*ls*)对其金融市场的发展会产生显著影响。Djankov 等^[46]研究认为一国对小投资者的保护力度(*pmi*)也是决定其金融市场发展程度的制度因素。除此之外,本文还考察了政府透

明度 (gt)^[47] 和卖空约束 (ss)^[48] 两个制度变量对股权泡沫产生的影响^⑧。

如表 5 所示,加入制度变量后,本文基准结论仍然成立。需要强调的是,本文所使用的四个制度变量中,小投资者保护力度和卖空约束均是股权资产泡沫的显著驱动因素。虽然统计意义上,法律起源并不是股权泡沫的显著驱动因素,但普通法法系 ($ls = 1$) 的国家由于其对投资者保护程度较高,与民法法系国家相比会更小概率发生股权资产泡沫,这与 La Porta 等^[44, 45] 的研究结论一致,同理具有较高小投资者保护水平 (pmi 取值越大) 的国家发生股权资产泡沫的概率也会降低。有趣的是,本文发现政府透明度越高 (gt 取值越大) 的国家,发生股权资产泡沫的概率越大,虽然这在统计意义上并不显著,笔者认为政府透明度高一定程度上意味着政府通过调控资产价格以达到政策目的的成本越高,因此政策制定者会较少关注资产价格波动,也即本文样本内股权资产泡沫发生的概率越大。存在卖空约束 ($ss = 1$) 的国家,投资者套利的成本更高,资产发生错误定价的可能性

会降低^[49, 50],股价跳跃风险降低和过度投机减少^[51] 因此股权资产泡沫发生的概率较小。

5.2 内生性问题

本文虽然在基准回归中已经加入了解释变量和控制变量的滞后项,从一定程度上可减轻或克服内生性问题,但为更加准确的避免可能的内生性问题对本文研究结论造成的影响,我们使用工具变量法做进一步的分析。5.1 节中关于制度变量的分析,为我们寻找工具变量提供了思路。本文选取法律起源和政府透明度分别作为交易量和价格波动率的工具变量。以该两个变量工具变量,原因在于:第一,各国的法律起源通常源自占领或殖民^[45],意味着法源是外生的,而政府透明度也可认为是外生的;第二,5.1 的分析已经表明,法律起源和政府透明度都是决定交易量和价格波动率的制度变量。进一步,参考张璟和刘晓辉^[52],使用 IV Probit 进行回归分析。表 6 列出工具变量法下的回归结果,结果与基准结论基本一致,表明了实证结论的稳健性,以及本实证研究不存在严重的内生性问题。

表 5 考虑制度因素的的实证结果

Table 5 Results with consideration of the institutional variables

变量	回归(1) ls	回归(2) pmi	回归(3) gt	回归(4) ss
制度变量	-0.065 4 [0.189 1]	-0.039 1 *** [0.004 6]	0.089 2 [0.324 9]	-14.168 3 *** [5.702 9]
tw	0.115 0 *** [0.041 9]	0.529 4 *** [0.188 3]	0.327 3 *** [0.107 4]	0.336 0 *** [0.107 7]
pv	7.088 4 *** [2.088 4]	10.112 1 *** [2.973 8]	6.144 4 *** [2.269 2]	7.264 0 *** [2.278 9]
r	0.077 3 *** [0.018 1]	-0.575 6 *** [0.077 7]	-0.030 1 [0.028 4]	-0.051 4 * [0.027 9]
gm	0.181 6 *** [0.035 7]	0.274 9 *** [0.065 0]	0.195 0 *** [0.040 8]	0.191 9 *** [0.042 0]
$gcre$	0.061 1 *** [0.017 6]	0.132 8 *** [0.027 6]	0.072 7 *** [0.018 7]	0.073 4 *** [0.018 8]
$L.gcre$	0.061 5 *** [0.017 7]	0.097 1 *** [0.028 0]	0.073 4 *** [0.019 1]	0.074 2 *** [0.019 1]
gc	0.034 1 * [0.019 7]	0.032 3 [0.037 2]	0.046 7 * [0.024 2]	0.000 7 [0.000 5]
$L.gc$	0.014 9 [0.019 3]	0.011 1 [0.035 7]	0.022 2 [0.022 7]	0.044 9 * [0.023 5]
gfr	0.002 6 [0.004 5]	0.006 1 [0.005 1]	0.003 0 [0.004 3]	0.002 2 [0.004 7]
$L.gfr$	0.004 6 [0.003 8]	0.005 7 [0.004 9]	0.003 9 [0.003 8]	0.003 4 [0.003 8]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
ll	-461.184 2	-212.383 3	-390.021 0	-391.120 0
伪 R^2	0.129 0	0.304 5	0.114 3	0.111 8
$LR \chi^2$	136.59	185.99	100.68	98.48
N	1 117	700	1 117	1 117

注:本表汇报了各变量系数与标准误(中括号内)。ll 表示对数似然。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1% 水平显著。

⑧ 法律起源数据来源于 La Porta 等^[44] 小投资者保护力度数据来源于世界银行发布的各期《全球营商环境报告》,政府透明度数据来源于透明国际组织的报告,卖空约束数据来源于 Gromb 和 Vayanos^[49]。
⑨ 由于法律制度起源为非时变变量,在面板模型估计时会被删除,因此该处使用了混合 Logit 模型。

表 6 基于工具变量法的实证结果

Table 6 Results based on the IV method

变量	回归(1) <i>TSE</i>	回归(2) <i>MLE</i>
<i>tw</i>	0.317 7*** [0.026 6]	0.174 1*** [0.033 9]
<i>pv</i>	6.515 8*** [0.686 7]	10.250 7** [4.830 6]
<i>r</i>	0.018 2 [0.021 0]	0.144 2*** [0.025 1]
<i>gm</i>	0.083 2*** [0.024 1]	0.105 7*** [0.030 8]
<i>gcre</i>	0.038 0*** [0.011 4]	0.048 7*** [0.018 0]
<i>L. gcre</i>	0.039 3*** [0.012 1]	0.031 3* [0.018 4]
<i>gc</i>	0.035 9** [0.015 7]	0.006 3 [0.018 3]
<i>L. gc</i>	0.023 5 [0.015 0]	0.010 4 [0.017 2]
<i>gfr</i>	0 [0.003 2]	0.000 3 [0.003 4]
<i>L. gfr</i>	0.000 9 [0.003 1]	0.001 7 [0.003 0]
控制变量	Yes	Yes
<i>N</i>	1 117	1 117

注: 本表汇报了各变量系数与标准误(中括号内). *ll* 表示对数似然. *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著. *MLE* 和 *TSE* 分别指极大似然估计和两步法估计.

5.3 月度数据

本文使用月度数据重新估计了基准模型, 实证结果如表 7 所示, 所得结论与基准结论一致. 交易量和价格波动率在 1% 水平上正向显著, 是股权资产泡沫的稳健驱动因素. 货币增长率也在 1% 显著水平上

正向作用于股权泡沫的发生. 由于使用的是月度数据, 信贷增速的动态效应在短期内不再存在. 需要强调的是, 对比表 7 和表 3 可发现, 使用月度数据模型的拟合程度要明显低于使用季度数据, 证明了本文基准研究中使用季度数据的合理性.

表 7 基于月度数据的实证结果

Table 7 Results based on the monthly data

变量	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)	回归(7)
<i>tw</i>	0.147 5*** [0.049 1]	0.165 3*** [0.050 3]	0.166 9*** [0.050 6]	0.168 5*** [0.050 6]	0.167 4*** [0.050 7]	0.172 7*** [0.051 3]	0.171 7*** [0.052 1]
<i>pv</i>	8.984 9*** [1.904 5]	8.670 1*** [1.930 5]	8.749 2*** [1.925 8]	8.610 5*** [1.927 0]	8.665 8*** [1.932 2]	8.818 4*** [1.946 5]	8.434 0*** [1.976 8]
<i>r</i>		-0.020 1 [0.015 7]	-0.022 6 [0.016 0]	-0.021 1 [0.016 1]	-0.020 5 [0.016 1]	-0.018 8 [0.016 4]	-0.024 1 [0.017 6]
<i>gm</i>		0.061 6*** [0.019 6]	0.059 9*** [0.019 7]	0.058 8*** [0.019 8]	0.058 5*** [0.019 8]	0.056 9*** [0.020 0]	0.053 0*** [0.020 3]
<i>gcre</i>			0.038 4* [0.020 8]	0.038 8* [0.020 8]	0.039 1* [0.020 8]	0.041 6* [0.020 9]	0.038 7* [0.021 5]
<i>L. gcre</i>						0.018 8 [0.023 1]	0.017 3 [0.024 4]
<i>gc</i>				0.000 7 [0.000 5]	0.000 7 [0.000 5]	0.000 4 [0.000 6]	0.000 3 [0.000 6]
<i>L. gc</i>						0.000 8 [0.000 6]	0.000 7 [0.000 6]
<i>gfr</i>					0.002 3 [0.004 3]	0.003 3 [0.004 4]	0.003 9 [0.004 2]
<i>L. gfr</i>						0.004 7 [0.004 1]	0.004 9 [0.004 2]
控制变量	No	No	No	No	No	No	Yes
<i>ll</i>	-1 508.444	-1 500.622	-1 496.258	-1 495.311	-1 495.178	-1 485.684	-1 368.469
伪 R^2	0.010 5	0.014 3	0.014 7	0.015 2	0.015 3	0.018 6	0.020 2
$LR \chi^2$	31.88	43.41	44.35	46.24	46.51	49.99	46.60
<i>N</i>	3 648	3 623	3 623	3 623	3 623	3 604	3 401

注: 本表汇报了各变量系数与标准误(中括号内). *ll* 表示对数似然. *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著.

5.4 泡沫持续性

根据 Chen^[53] 的实证策略, 股权泡沫发生的概率可能会表现出持续性或惯性, 即前一季度发生泡沫意味着本一季度发生泡沫的概率更大. 本文加入被解释变量的一阶滞后和二阶滞后变量. 根据 Chen^[53], Logit 模型下实施差分 GMM 或系统 GMM 估计很困难. 本文研究样本的长面板特征意味着动态面板偏误可以忽略. 因此本文仍使用基准实证中的 FE 面板 Logit 模型进行估计, 实证结

果如表 6 所示.

表 8 结果表明股权泡沫展现出较强的持续性. 股权泡沫的一阶滞后 ($L.B$) 的系数在 1% 水平上显著. 其他结论与基准研究一致, 表明了研究结论的稳健性. 交易量、价格波动率、货币增长率、信贷增长率及其一阶滞后仍是股权资产泡沫的稳健驱动因素. 而且, 对比表 6 和表 3 的伪 R^2 , 可见考虑股权泡沫持续性的模型拟合程度是基准设定的五倍, 再次证明了股权泡沫具有较强的持续性.

表 8 考虑泡沫持续性的实证结果

Table 8 Results with consideration of bubble persistence

变量	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)	回归(7)
$L.B$	3.661 2*** [0.300 4]	3.628 8*** [0.302 8]	3.609 8*** [0.303 7]	3.596 8*** [0.304 0]	3.820 3*** [0.342 1]	3.818 3*** [0.343 1]	3.821 9*** [0.343 6]
$L2.B$	0.550 6* [0.319 6]	0.550 1* [0.321 4]	0.493 6 [0.323 3]	0.479 7 [0.323 5]	0.266 8 [0.367 6]	0.268 0 [0.368 7]	0.265 5 [0.369 0]
tw	0.218 9* [0.131 4]	0.279 0** [0.139 1]	0.264 7* [0.140 8]	0.243 6* [0.142 1]	0.268 9* [0.150 9]	0.248 6* [0.153 0]	0.251 6* [0.153 0]
pv	10.065 7*** [2.735 9]	12.396 2*** [3.033 5]	11.553 7*** [3.048 8]	11.612 1*** [3.060 2]	11.815 5*** [3.260 4]	11.703 1*** [3.284 4]	11.663 0*** [3.290 1]
r		0.007 5 [0.039 4]	0.018 1 [0.036 3]	0.018 6 [0.037 3]	0.006 7 [0.043 7]	0.011 5 [0.044 4]	0.004 1 [0.052 2]
gm		0.160 4*** [0.045 3]	0.169 3*** [0.044 3]	0.170 8*** [0.044 5]	0.168 5*** [0.047 5]	0.163 8*** [0.047 6]	0.161 1*** [0.048 3]
$gcre$			0.058 2** [0.022 9]	0.057 3** [0.022 9]	0.053 4** [0.024 6]	0.058 5** [0.025 2]	0.059 8** [0.025 7]
$L.gcre$						0.047 8* [0.027 9]	0.048 4* [0.027 9]
gc				0.008 3 [0.028 9]	0.021 8 [0.030 0]	0.010 3 [0.032 4]	0.010 4 [0.032 4]
$L.gc$						-0.032 0 [0.030 9]	-0.031 1 [0.031 1]
gfr					-0.002 3 [0.011 1]	-0.004 3 [0.012 2]	-0.004 3 [0.012 2]
$L.gfr$						0.004 5 [0.004 9]	0.004 5 [0.004 9]
控制变量	No	No	No	No	No	No	Yes
ll	-258.275	-251.472	-248.274	-247.257	-218.104	-215.643	-215.604
伪 R^2	0.478 0	0.491 8	0.498 2	0.494 8	0.505 2	0.510 3	0.510 4
$LR \chi^2$	473.03	486.63	493.03	484.30	445.44	449.43	449.51
N	1 229	1 229	1 229	1 216	1 118	1 117	1 117

注: 本表汇报了各变量系数与标准误(中括号内). ll 表示对数似然. *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著.

5.5 BMA 法克服模型不确定性

由于本文基准设定中包含的股权泡沫潜在驱动因素较多, 可能带来模型不确定性问题, 为克服该问题, 本文使用贝叶斯模型平均法对模型进行估计, 估计结果如表 9 所示. 表 9 的第(2)至(4)列汇报了

BMA 分析中的基本统计量, 包括变量的后验包含概率、系数的后验条件均值 ($P.con.mean$) 及后验条件标准误 ($P.con.sd$). 表 9 的第(5)至第(9)列汇报了五个后验模型概率 ($P.P$) 最大的模型.

根据 Raftery^[54] 的经验准则, 变量的后验包含

概率介于50%和75%之间时,该变量被认为是弱稳健;当后验包含概率介于75%和95%之间时,被认为是稳健;当后验包含概率介于95%到99%时,被认为是强稳健;当后验包含概率大于99%时,被认为极强稳健。

一般来讲,表9说明基准结论中的六个显著驱动因素在BMA分析中也是稳健的,证明了基准结论的稳健性。而且,六个变量系数后验条件均值

和后验条件标准误的比率都大于2,尽管在贝叶斯框架下该比率不服从通常的t分布,但该比率大于2意味着大约95%的贝叶斯覆盖区域内该系数显著不为零。

五个最优模型的累计后验模型概率达0.943,意味着基于该五个模型做股权泡沫发生概率的预测出具有极高的可信度。因此,基准设定中潜在的模型不确定性问题得以解决。

表9 基于混合BMA-Logit模型的实证结果

Table 9 Results based on the pooled BMA-Logit model

变量	PIP	P. con mean	P. con sd	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
tv	63.6	0.118 3	0.041 8	0.119		0.114		0.121
pv	100.0	6.836 7	2.026 2	6.930	6.580	6.880	6.550	6.993
r	100.0	0.079 5	0.018 1	0.081	0.078	0.078	0.076	0.082
gm	100.0	0.207 9	0.034 7	0.205	0.214	0.192	0.200	0.203
gcre	100.0	0.064 2	0.017 5	0.066	0.063	0.063	0.060	0.065
L. gcr	94.3	0.061 0	0.017 7	0.062	0.059	0.064	0.060	0.061
gc	10.0	0.031 9	0.018 8			0.030	0.034	
L. gc	0	0	0					
gfr	0	0	0					
L. gfr	3.2	0.005 1	0.003 8					0.005
cons	100	-0.466 5	1.558 1	0.554 1	-2.244	0.419	-2.265	0.597
BIC				-6.863	-6.862	-6.859	-6.858	-6.858
P. P				0.522	0.289	0.056	0.044	0.032

注: PIP表示系数的后验包含概率。P. con mean表示系数的后验条件均值。P. con sd表示系数的后验条件标准误。P. P表示后验模型概率。

6 结束语

资产价格泡沫作为重要的一种经济现象受到政策制定者和学术界的广泛关注,学术界对其进行了大量的理论研究,但鲜有文献进行资产泡沫的实证研究。作为资产泡沫理论研究的补充,以理性资产泡沫理论为依据,本文实证考察了股权资产泡沫的稳健驱动因素,丰富了该领域的实证研究。

以20个代表性国家2000年—2015年的金融经济数据为研究样本,使用最新发展的泡沫识别策略及面板Logit模型,确定股权资产泡沫的稳健驱动因素。主要研究结论包括:第一,资产交易量及价格波动率在全样本中是股权资产泡沫的稳健驱动因素,但按照泡沫强度进行划

分后,资产交易量不再是严重资产泡沫的驱动因素;第二,货币政策,尤其是货币增长率,是股权泡沫发生的显著正向驱动因素;第三,银行部门的私人信贷增长及其滞后项也是股权泡沫发生的稳健驱动因素。

除以上的基准研究外,本文可分为泡沫监督和泡沫管理两个角度。首先,资产交易量和价格波动率,尤其价格波动率,与泡沫发生概率显著正相关,据此监管部门可建立以交易量和价格波动率为核心的股权泡沫预警机制,及时发现资产泡沫化信号;其次,货币当局在制定货币政策时应充分考量对资产价格造成的影响,谨慎使用货币政策,过度宽松的货币政策将超出实体经济的容纳能力,推动资产价格的上涨;再次,货币当局应审慎监控银行信贷供给,有效管理信贷规模,信贷驱动资产泡沫化的重要因素之一。

参考文献:

- [1] Brunnermeier M K, Oehmke M. Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk [M]. Handbook of the Economics of Finance

- George M C , Harris M , Stulz R M , ed. 2013 , 2: 1221 – 1288.
- [2] Samuelson P A. An exact consumption loan model of interest with or without the contrivance of money [J]. *Journal of Political Economy* , 1958 , 66(1) : 32 – 35.
- [3] Shiller R J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? [J]. *American Economic Review* , 1981 , 71: 421 – 36.
- [4] Tirole J. Asset bubbles and overlapping generations [J]. *Econometrica* , 1985 , 53: 1499 – 1528.
- [5] Scheinkman J A , Xiong W. Overconfidence and speculative bubbles [J]. *Journal of Political Economy* , 2003 , 111: 1183 – 1219.
- [6] Martin A , Ventura J. The international transmission of credit bubbles: Theory and policy [J]. *Journal of Monetary Economics* , 2015 , 125(7) : 3267 – 3272.
- [7] LeRoy S F. Rational exuberance [J]. *Journal of Economic Literature* , 2004 , 42: 783 – 804.
- [8] Shiller R J. *Irrational Exuberance* [M]. Princeton: Princeton University Press , 2005.
- [9] French K R , Poterba J M. Were Japanese stock prices too high? [J]. *Journal of Financial Economics* , 1991 , 29: 337 – 363.
- [10] Grossman G M , Yanagawa N. Asset bubbles and endogenous growth [J]. *Journal of Monetary Economics* , 1993 , 31: 3 – 19.
- [11] Olivier J. Growth-enhancing bubbles [J]. *International Economic Review* , 2000 , 41(1) : 133 – 151.
- [12] Martin A , Ventura J. Economic growth with bubbles [J]. *American Economic Review* , 2012 , 102(6) : 3033 – 3058.
- [13] Miao J , Wang P , Xu Z. A Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model of stock market bubbles and business cycles [J]. *Quantitative Economics* , 2015 , 6(3) : 599 – 635.
- [14] Phillips P C B , Shi S , Yu J. Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500 [J]. *International Economic Review* , 2015 , 56: 1043 – 1078.
- [15] 刘京军, 刘彦初, 熊和平. 基金竞争与泡沫资产配置的模仿行为研究 [J]. *管理科学学报* , 2018 , 2: 114 – 126.
Liu Jingjun , Liu Yanchu , Xiong Heping. Competition among mutual funds and their imitation behavior on bubble assets allocations [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2018 , 2: 114 – 126. (in Chinese)
- [16] Topol R. Bubbles and volatility of stock Prices: Effect of mimetic contagion [J]. *Economic Journal* , 1991 , 101: 786 – 800.
- [17] Narayan P K , Mishra S , Sharma S , et al. Determinants of stock price bubbles [J]. *Economic Modelling* , 2013 , 35: 661 – 667.
- [18] Galí J. Monetary policy and rational asset price bubbles [J]. *American Economic Review* , 2014 , 104: 721 – 752.
- [19] Galí J , Gambetti L. The effects of monetary policy on stock market bubbles: Some evidence [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics* , 2015 , 7: 233 – 257.
- [20] 袁越, 胡文杰. 紧缩性货币政策能否抑制股市泡沫? [J]. *经济研究* , 2017 , 52(10) : 82 – 97.
Yuan Yue , Hu Wenjie. Can contractionary monetary policy curb stock market bubbles? [J]. *Economic Research Journal* , 2017 , 52(10) : 82 – 97. (in Chinese)
- [21] Svensson L E O. Inflation targeting and “leaning against the wind” [J]. *International Journal of Central Banking* , 2014 , 10: 103 – 114.
- [22] 杨宝臣, 张涵. 技术分析、主体异质性与资产定价 [J]. *管理科学学报* , 2017 , 20(6) : 101 – 110.
Yang Baochen , Zhang Han. Technical analysis , agent heterogeneity and asset pricing [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2017 , 20(6) : 101 – 110. (in Chinese)
- [23] Kiyotaki N , Moore J. Credit cycles [J]. *Journal of Political Economy* , 1997 , 105: 211 – 248.
- [24] Jordà Ò , Schularick M , Taylor A M. Leveraged bubbles [J]. *Journal of Monetary Economics* , 2015 , 76: S1 – S20.
- [25] Jordà Ò , Schularick M , Taylor A M. When credit bites back? [J]. *Journal of Money , Credit and Banking* , 2013 , 45(S2) : 3 – 28.
- [26] Martin A , Ventura J. Managing credit bubbles [J]. *Journal of the European Economic Association* , 2016 , 14(3) : 753 – 789.
- [27] Chaney T , Sraer D , Thesmar D. The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment [J]. *American Economic Review* , 2012 , 102(6) : 2381 – 2409.
- [28] Ventura J. Bubbles and capital flows [J]. *Journal of Economic Theory* , 2012 , 147(2) : 738 – 758.
- [29] Martin A , Ventura J. The international transmission of credit bubbles: Theory and policy [J]. *Journal of Monetary Economics*

- ics , 2015 , 125(7) : 3267 – 3272.
- [30]Clain-Chamosset-Yvard L , Kamihigashi T. International transmission of bubble crashes in a two-country overlapping generations model[J]. *Journal of Mathematical Economics* , 2017 , 68: 3607 – 3613.
- [31]Miao J. Introduction to economic theory of bubbles[J]. *Journal of Mathematical Economics* , 2014 , 53: 130 – 136.
- [32]Gürkaynak R S. Econometric tests of asset price bubbles: Taking stock[J]. *Journal of Economic Surveys* , 2008 , 22: 166 – 186.
- [33]Caballero R J. Macroeconomics after the crisis: Time to deal with the pretense-of-knowledge syndrome[J]. *Journal of Economic Perspectives* , 2010 , 24: 85 – 102.
- [34]Leamer E , Leonard H. Reporting the fragility of regression estimates[J]. *Review of Economics and Statistics* , 1983 , 82: 942 – 963.
- [35]West K. A specification test for speculative bubbles[J]. *Quarterly Journal of Economics* , 1987 , 102: 553 – 580
- [36]Diba B , Grossman H. Explosive rational bubbles in stock prices? [J]. *American Economic Review* , 1988 , 78: 520 – 530.
- [37]Phillips P C B , Wu Y , Yu J. Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: When did exuberance escalate asset values? [J]. *International Economic Review* , 2011 , 52(1) : 201 – 226.
- [38]Homm U , Breitung J. Testing for speculative bubbles in stock markets: A comparison of alternative methods[J]. *Journal of Financial Econometrics* , 2012 , 10(1) : 198 – 231.
- [39]Pavlidis E G , Paya I , Peel D A. Testing for speculative bubbles using spot and forward prices[J]. *International Economic Review* , 2017 , 58(4) : 1191 – 1226.
- [40]Campbell J Y , Cochrane J H. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior[J]. *Journal of Political Economy* , 1999 , 107: 205 – 251.
- [41]Schularick M , Taylor A M. Credit booms gone bust: Monetary policy , leverage cycles , and financial crises , 1870 – 2008 [J]. *American Economic Review* , 2012 , 102: 1029 – 1061.
- [42]Goodhart C , Hofmann B. House prices , money , credit , and the macroeconomy [J]. *Oxford Review of Economic Policy* , 2008 , 24(1) : 180 – 205.
- [43]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. Wang Yongqin , Gao Xin , Yuan Zhigang , et al. Financial development , asset bubble and the real economy: A survey [J]. *Journal of Financial Research* , 2016 , 5: 191 – 206. (in Chinese)
- [44]La Porta R , Lopez-de-Silanes F , Shleifer A , et al. Legal determinants of external finance [J]. *Journal of Finance* , 1997 , 52: 1131 – 1150.
- [45]La Porta R , Lopez-de-Silanes F , Shleifer A , et al. Law and finance [J]. *Journal of Political Economy* , 1998 , 106: 1113 – 1155.
- [46]Djankov S , La Porta R , Lopez-de-Silanes F , et al. The law and economics of self-dealing [J]. *Journal of Financial Economics* , 2008 , 88: 430 – 465.
- [47]Chinn M D , Ito H. What matters for financial development? Capital controls , institutions , and Interactions [J]. *Journal of Development Economics* , 2006 , 81: 163 – 192.
- [48]Scheinkman J A , Xiong W. Overconfidence , Short-Sale Constraints , and Bubbles [R]. Princeton: Princeton University Economic Theory , Working Papers , 2002.
- [49]Gromb D , Vayanos D. Limits of arbitrage [J]. *Annual Review of Financial Economics* , 2010 , 2: 251 – 275.
- [50]朱宏泉 , 余 江 , 陈 林. 异质信念、卖空限制与股票收益——基于中国证券市场的分析[J]. *管理科学学报* , 2016 , 19(7) : 115 – 126. Zhu Hongquan , Yu Jiang , Chen Lin. Heterogeneous beliefs , short-sale constraints and stock returns: Evidence from China [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2016 , 19(7) : 115 – 126. (in Chinese)
- [51]李志生 , 杜 爽 , 林乘旋. 卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验 [J]. *金融研究* , 2015 , 6: 173 – 188. Li Zhisheng , Du Shuang , Lin Bingxuan. Short selling and stock-price stability: A natural experiment from the margin trading market in China [J]. *Journal of Financial Research* , 2015 , 6: 173 – 188. (in Chinese)
- [52]张 璟 , 刘晓辉. 金融结构与固定汇率制度: 来自新兴市场的假说和证据 [J]. *世界经济* , 2015 , 38(10) : 3 – 29. Zhang Jing , Liu Xiaohui. Financial structure and fixed exchange rate regime: Hypothesis and evidence from emerging market economies [J]. *World Economy* , 2015 , 38(10) : 3 – 29. (in Chinese)
- [53]Chen Q. Climate shocks , state capacity and peasant uprisings in North China during 25 – 1911_{CE} [J]. *Economica* , 2014 ,

82: 295 – 318.

[54]Raftery A E. Bayes model selection in social research[J]. Sociological Methodology ,1995 ,25: 111 – 163.

Empirical investigation on the determinants of asset bubbles: Evidence from 20 Economies

CHEN Lang-nan¹ , WANG Sheng-quan^{2*}

1. Lingnan (University) College , Sun Yat-sen University , Guangzhou 510275 , China;

2. International School of Business & Finance , Sun Yat-sen University , Zhuhai 519082 , China

Abstract: Based on the rational bubbles theory , this study examines the determinants of asset bubbles by using the panel data Logit model and the data of 20 Economies dated from 2000 to 2015. The results suggest that trading volume and price volatility are significantly positive determinants of asset bubbles with the full sample. However , the explainable power of trading volume disappears during the period of severe equity bubbles. The results also reveal that monetary policy is a determinant of asset bubbles. Credit and its lag term are the two important variables that drive asset bubbles. Besides , this paper investigates the effect of the institutional variables on the occurrence of equity bubbles. The results suggest that equity bubbles are more likely to occur in the country with common law system , low protection on small investors , high transparency of government and free arbitrage. These results are confirmed by the robustness checks.

Key words: asset bubbles; determinants; panel data Logit model; pooled BMA-Logit model

附录:

表 A1 回归变量描述

Table A1 Description of variables in regression

变量	描述	计算方式	来源
<i>tw</i>	股权资产交易量	取自然对数	WIND
<i>pv</i>	股权资产价格波动率	根据 Narayan 等 ^[17] 计算	WIND
<i>r</i>	利率	一年期存款利率	OECD
<i>gm</i>	货币增长率	M2 环比增长率	FRED
<i>gcre</i>	信贷增长率	银行对私人部门信贷占 GDP 比重环比增长率	BIS
<i>gc</i>	私人消费增长率	私人消费环比增长率	FRED
<i>gfr</i>	外汇储备增长率	外汇储备环比增长率	FRED

表 A2 样本国家及其股票指数

Table A2 Countries and stock indexes

国家	指数	国家	指数
美国	S&P500	荷兰	AEX
加拿大	Toronto 300	希腊	ASE
墨西哥	MXX	俄罗斯	RTS
阿根廷	MERV	日本	N225
巴西	IBOVESPA	韩国	KOSPI
英国	FTSE 100	澳大利亚	S&P/ASX 200
法国	CAC40	新加坡	STI
德国	DAX	泰国	SET
西班牙	IBEX35	中国	SSEC
葡萄牙	PSI	印度	SENSEX30