

# 把握“脱虚向实”力度<sup>\*</sup>

## ——房地产与实体经济的风险传染机制研究

杨海生, 杨桢奕

**摘 要:** 本文建立 GARCH-in-Mean 模型,首次将增长速度和风险强度同时纳入分析框架,考察了“房改”20 年来房地产与实体经济之间的风险传染效应,并探究了其中的金融传导机制,发现:(1) 房地产投资增长能促进实体经济的增长;(2) 但房地产投资风险增加会通过放大金融风险来抑制实体经济发展,而实体经济风险增加会同时提高金融增长速度和放大金融风险使资金流向房地产;(3) 短期,实体经济的增长更能带动房地产投资的增长,而房地产投资风险会更显著地提高实体经济风险;(4) 长期,两部门之间的风险溢出效应占主要地位,且溢出效应随房地产政策调整而成周期性变化。本文认为房地产投资的风险对实体经济发展具有很强的抑制作用,而实体经济的风险则会促进金融和房地产泡沫。在引导资金“脱虚向实”时若盲目追求速度反而会抑制实体经济的发展,增大整体风险。

**关键词:** 房地产; 实体经济; 金融传导机制; GARCH-in-Mean 模型; 风险传染机制

DOI: 10.13471/j.cnki.jsysusse.2019.04.019

### 一、引 言

从 2012 年开始我国经济结束近 20 年 10% 的高速增长,转而进入增速换挡期,进入“新常态”。如何在经济增速放缓的背景下保持经济结构的合理发展,实现“房子是用来住的不是用来炒的”,保障实体经济的增长是当前中国经济面临的重要问题。

从 1998 年 7 月的“房改”将住房分配制度转变为市场化制度至今约 20 年,房地产在我国经济中扮演越来越重要的角色。房地产投资占总投资的比例从 1998 年的 7% 左右提升到 2016 年的 17.8%,房地产贷款占金融机构总贷款比例到 2017 年末达到 35%,房地产企业利润率 2017 年达到 12% 左右,是工业企业的一倍。如今,房地产已经逐渐区别于建筑行业,不单单具有实体经济的特征,其资本化的定价方式与投资品的特征也已经使之成为虚拟经济的重要组成部分(苏治等,2017; 黄群慧,2017; 王千,

<sup>\*</sup> 收稿日期: 2019-01-14

**基金项目:** 国家自然科学基金面上项目“中国上市公司财务决策中的同群效应”(71672206); 教育部人文社会科学研究项目“国际政治环境、‘一带一路’倡议与中国对外投资研究”(18YJA790001); 广东省自然科学基金面上项目“不确定条件下企业过度投资与产能效率的微观机理研究——以广东为例”(2016A030313094)

**作者简介:** 杨海生,中山大学岭南学院(广州 510275);

杨桢奕(通讯作者),中山大学岭南学院(广州 510275)。

2006; 彭俞超等, 2018)<sup>①</sup>。2008 年房产泡沫的破裂、金融危机的爆发也充分证实了房地产的虚拟性。2015 年 11 月提出的“供给侧结构性改革”中“三去一降一补”中的“去杠杆”, “降成本”, 很大一部分是来自于房地产部门的杠杆和由此拉高的资金成本。2017 年中央经济工作会议指出“要稳中求进, ‘脱虚向实’, 将资金从房地产或者金融部门有效地引导到实体经济部门”。可见, 房地产的虚拟性已经被学界和政策制定者所肯定, 且其虚拟性正是其风险的主要来源。深入分析房地产与实体经济的关系对当前经济结构调整和经济持续健康发展具有重要的现实意义。

然而, 要实现“脱虚向实”, 简单地将资金从房地产抽离到实体经济部门就可以实现实体经济的健康发展吗? 重拳打压房地产市场、造成房地产行业剧烈的波动就能够让资金转移到实体经济部门吗? 反之, 实体经济的增速下降、风险加大是否会使资金更多地转移到房地产部门呢? 基于以上问题, 本文构建二元 VAR 的 GARCH-in-Mean 模型, 首次将增长速度和风险强度同时纳入分析框架, 并探究了其中的金融传导机制, 且从短期冲击到长期动态溢出效应的角度分析并揭示了房地产波动的风险驱动力及其与政策周期的联结, 得出在“脱虚向实”中不应冒进, 应着力先从供给侧提高实体经济水平的结论。

本文的主要贡献有三方面: 第一, 以往的文献忽略了风险对增长直接的影响。本文将风险因素直接引入到均值方程中, 同时分析房地产与实体经济增长和风险因素对彼此增长的直接影响。第二, 本文把房地产、金融信贷部门和实体经济三者同时纳入一个框架, 考虑了金融部门的风险传导作用。第三, 本文从短期冲击和长期动态均衡角度发现房地产既是实体经济增长的驱动力也是风险的来源点, 而且其风险溢出效应与房地产调控的政策周期之间具有同周期。

文章余下部分的安排如下: 第二部分是关于房地产的虚拟性、房地产和实体经济发展的关系、影响机制和溢出效应的研究文献综述; 第三部分是变量选取和模型设定; 第四部分为实证结果及分析; 最后是结论以及政策建议。

## 二、文献综述

### (一) 房地产的虚拟性

首先, 根据虚拟经济的定义, 苏治等(2017) 和黄群慧(2017) 等认为虚拟经济与实体经济最大的区别在于其主要由心理预期支撑的、资本化的定价方式。这种定价方式决定了虚拟经济是单纯地依靠资本利得, 不必经过实体经济的物质转换。相比于依照成本定价的实体经济, 房地产业兼具了依照心理支撑的定价系统和成本支撑的定价系统两种特性。王千(2006) 则从房地产的不动产效应、投资品属性、融资方式、证券化以及房地产与实体经济因素的联系减弱等多个方面阐述了房地产的虚拟性。黄群慧(2017) 认为, 房地产呈现的主要是金融衍生品的特征, 且其涉及到实体经济的部分已经包含在建筑业中, 因此房地产业和金融业合并组成了区别于其他实体经济行业的虚拟经济。孟宪春等(2018) 也指出在我国主要依赖间接融资的背景下, 房地产作为抵押品和投资品的属性使其价格逐渐脱离成本化的定价, 成为一种虚拟资产。

诚然, 房地产投资确实有一部分与建筑业相联系, 是具有实体经济特征的。但是, 习近平总书记在关于我国经济“三大失衡”中指出“房地产本来属于实体经济, 但用加杠杆的办法进行房地产投机就不同了”。由于实体经济面临结构性的失衡, 利润率较低, 而经济增长、财政收入、银行利润越来越依赖于“房地产繁荣”, 大量的资金通过加杠杆的方式进入房地产市场, 投机动机高涨, 使资金“脱实向虚”。由

---

<sup>①</sup> 由于房地产也具有较长的产业链条, 且居民对房地产的投资也是有着货币乘数效应的, 放大的货币量流入到各行各业中, 房地产是否为虚拟经济是值得讨论的问题。因此, 我们在第二部分文献综述处加入对房地产虚拟性的讨论。

于我国房地产开发企业的杠杆率较高(2017年末上市房地产公司杠杆率为79.08%<sup>①</sup>),高企的房地产投资杠杆使得房地产具有了投机的性质,也就出现了虚拟资产的特征。另外,2016年我国房地产开发企业共施工75.90亿平方米,竣工10.61亿平方米,但商品房销售仅为15.73亿平方米,占20.7%<sup>②</sup>。我国的二级市场房价高企,但住房空置率很高(2017年我国城镇地区住房空置率为21.4%<sup>③</sup>),说明很大一部分的房地产开发已经变成了一种单纯的资本品投资或炒作活动而非满足生产生活的需要。这都反映了房地产投资的投机性和虚拟性。

再者,从定量上,苏治等(2017)将房地产作为衡量虚拟经济的四个主要指标之一。他们利用主成分分析方法发现,中国虚拟经济规模主要由股票市场和房地产市场决定。还发现房地产业对虚拟经济冲击的脉冲响应幅度最大,并呈现明显的持续性和周期性,他们认为这种现象可以“从侧面体现出房地产的虚拟性,以及虚拟经济自我循环膨胀的特征”。因此也佐证了房地产具有较强的虚拟经济的特征这一观点。

综上所述,我们根据学界的定义和分析以及政策制定者的界定,并结合中国实际数据,从定性和定量角度论证了房地产的虚拟性。我们认为它是虚拟经济的重要组成部分。

## (二) 房地产与实体经济发展的关系

目前,对于房地产与实体经济的发展之间关系的研究可以分为两个方向。研究实体经济发展对房地产影响的文献基本都得出相似的结论,即实体经济的发展促进了房地产业的快速发展。更多文献关注的则是房地产对实体经济增长的影响,但这些文献却得到了相悖的结论。其中一方认为,房地产占用了过多的资源,不仅绑架了实体经济,还阻碍了实体经济的发展。Miao & Wang(2014)基于两部门内生增长模型,发现资产泡沫具有明显的再分配效应。实体经济部门向有泡沫的部门转移投资,同时金融部门也会给予房地产部门更多信贷支持,进一步挤出实体经济投资。房地产业的过度投资加大了房地产泡沫,而房地产泡沫又进一步地刺激了房地产投资,这种恶性循环显著地抑制了实体经济投资。而另一方则认为房地产作为经济中重要的一环,它的投资对拉动实体经济的发展具有重要的作用。如,唐志军等(2010)发现当房地产投资额增长率上升1%,GDP增长率上升0.181%。更进一步地,Farhi & Tirole(2012)认为房地产作为一种抵押品,能使得企业获得更多外部融资,从而使投资“挤入”实体经济部门。当企业拥有的房屋价格上涨时,其投资会显著增加,总体经济也会增长。

同样,房地产的风险与经济风险也有很强的关系。比如Green(1997)区分了住宅投资和非住宅投资波动对GDP的影响,发现前者的波动风险放大了国民经济的波动风险而后者则更多地是受到国民经济波动风险的影响。我们也承认房地产与实体经济之间具有较强的内生关系,且这种关系既存在于短期也存在于长期,因此需要把两者纳入同一框架下进行研究。但是现有文献忽略了两部门间一方的发展中就直接包含了另一方的风险因素,即一旦一个部门有较大的波动或者结构性的调整,另一个部门的发展方向就会直接受到影响,而非只是单纯的波动变化,因而低估了相互之间的风险传染力度,低估了相关政策实施时产生的冲击。我们认为房地产不仅在增长率上与实体经济的增长率具有相关性,它们各自的风险也会影响另一方的增长率。

其次,我们还探究了房地产与实体经济间增长率和风险的金融传导机制。以往文献从模型和实证角度都阐述了银行信贷对房地产和实体经济的影响(赵胜民等,2011)。但基本都是分开研究房地产与金融或实体经济与金融的关系,没有把三者同时纳入一个框架并分析其中的风险传染机制。另外,我们还认为它们两者对金融部门增长或者风险的影响很可能是不同的,而正是这种不同导致了它们的地位是不同的。

① 根据wind数据库计算。

② 数据来源:国家统计局。

③ 数据来源:西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心(CHFS)发布的《2017中国城镇住房空置分析》。

最后,现有文献大多都集中在VAR方差分解的框架下研究短期的脉冲影响(如唐志军等,2010),或者研究长期的均衡关系,却没有考虑到长期的均衡关系也可能根据经济周期、政策周期等不同而发生结构性的变化。本文利用广义脉冲响应函数、方差脉冲响应函数和基于Diebold和Yilmaz(2009)的动态溢出效应分析,为我们的VAR框架下的GARCH-in-Mean模型加上了时间维度的分析,让我们更深入地了解了在房地产市场化改革20年来,它与实体经济之间在增长和风险、短期和长期方面到底存在怎样的关系,以及政策周期对两者关系的影响。

### 三、变量选取及模型设定

#### (一) 变量选取

本文选用房地产投资来衡量房地产业的发展。我们选用房地产投资作为衡量房地产业发展情况的指标是因为投资是当前驱动中国经济增长的主要动力,但投资不当也是造成许多其他问题的根源(李扬和张晓晶,2015)。而其中,房地产投资是中国投资及经济增长的重要驱动力,但也是诱发相关行业投资“过度”与产能“过剩”的深刻原因。参照以上逻辑,我们认为房地产过度开发投资是驱动房地产业投机性及虚拟性等相关问题的一个重要因素,我们可以选用它来作为反映房地产的虚拟性特征及引致房地产行业其他问题的基础指标(张晓晶和孙涛,2006)。房地产投资的驱动作用也通过Granger因果检验得到证实(结果备索)。

具体地,我们选用月度的房地产开发投资完成额(累计值)计算得出的月度房地产开发新增投资额<sup>①</sup>。现有文献中,房地产开发投资完成额都普遍被使用作为分析房地产业发展情况的主要指标(梁云芳等,2006)。尽管其有一定的提前计划性,但文章中使用的新增额已去掉了部分提前计划的维持性投资,且该指标是根据当月的实际情况调整的实际完成额,包含当期决策因素。另外,本文关注的是房地产和实体经济之间的长期均衡关系,后文模型中控制的滞后项在一定程度上已考虑了“预期及计划”的影响<sup>②</sup>。参照张晓晶和孙涛(2006)和张勇(2015),从房地产需求端考虑,用以1998年1月为基期的居住类居民消费价格指数进行平减,得到实际值。我们认为,相比于受到限价政策影响的房价而言,居住类居民消费价格指数,更能反映实际的房市繁荣情况和房地产消费需求情况。而相比于生产者价格指数,房地产投资中受到心理预期及其他投资品价格影响的部分更能被消费价格指数反映。Liu et al. (1997)也指出房地产投资是一种对抗通胀的保值性投资,它可能更依赖于消费的价格而非生产者价格<sup>③</sup>。1998—1999年的房地产投资数据来源于东方财富Choice数据库<sup>④</sup>,2000—2017年数据来源于国家统计局。

参考何青等(2018)和黄群慧(2017),我们选用月度的实际工业增加值作为衡量实体经济增长的指标。这里,我们不研究工业投资额是因为本文更关注实体经济的发展情况,而不是投入量,投入量可能

① 根据统计核算规则,统计局只公布2—12月的累计投资额,因此将2月的累计投资额进行平均作为1月和2月的新增投资。

② 我们仍然选用了当期土地成交价款和土地购置费用两个指标做了稳健性检验,发现结果及所得结论与原结果基本一致(结果备索)。但是由于土地交易仍受到政府和政策的颇多约束,且土地的招标、拍卖、挂牌和协议方式出让等过程更加依赖于长期以来的计划、竞拍、协商等,具有很强的计划性和预期性,也无法反映当期的决策情况。因此,我们仍然选用房地产开发投资作为衡量每月房地产业发展情况的指标。此外,根据审稿人的建议,我们对该指标中的预期因素进行扣除,发现结果仍是一致且稳健的,结果备索。

③ 为排除由于价格指数选用所致的结果差异的可能性,我们也从供给端考虑,用以1998年1月为基期的月度生产者价格指数(PPI)对新增房地产开发投资进行平减,得到的模型估计结果以及结论与原文一致。限于篇幅原因,结果备索。

④ 数据来源: [http://data.eastmoney.com/cjsj/hyys\\_EMI00120219.html](http://data.eastmoney.com/cjsj/hyys_EMI00120219.html)。

出现很多失效的部分;另外,工业部门的投资和房地产的投资具有很强的共线性,难以辨别出相互影响。参考张勇(2015),我们推算出2007年以后的月度工业增加值,并用以1998年1月为基期的PPI进行平减,得到实际值。样本期为1998年1月至2017年12月,旨在分析“房改”后20年房地产业的投资与中国实体经济的增长及风险间的关系。

我们对以上数据进行了X12季节调整,并以两部门对数差分的增长率作为主要研究对象放入模型中估计。表1中为描述性统计。我们进一步对两序列做了平稳性、自相关性和异方差性检验,发现它们为平稳的、有自相关和异方差性<sup>①</sup>。

表1 描述统计

变量	Mean	Median	Max	Min	S. D.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
房地产投资 (增速r)	0.0070	0.0073	0.1613	-0.2077	0.0262	-1.4744	26.3411	5535.0030*** [0.0000]
工业增加值 (增速i)	0.0050	0.0041	0.0951	-0.0373	0.0135	2.1523	17.9859	2431.0480*** [0.0000]

注:方括号内的数值是p值,下同;显著性水平分别为\*\*\*p<0.001,\*\*p<0.05,\*p<0.1,下同。

## (二) 模型设定

根据数据具有的自相关和异方差特征,以及波动性在本文研究中的重要性,我们采用Engle et al.(1987)的GARCH-in-Mean模型来分析房地产投资和实体经济增长的均值和方差之间相互影响的关系,具体设定如下:

$$\text{均值方程: } Y_t = \mu + \sum_{j=1}^p \Gamma_j Y_{t-j} + \Psi \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{方差方程: } H_t = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' \xi_{t-1} \xi_{t-1}' B \quad (2)$$

其中, $Y_t = \begin{bmatrix} r_t \\ i_t \end{bmatrix}$ 为t期的房地产投资和工业增加值增长率向量, $\mu = \begin{bmatrix} \mu_r \\ \mu_i \end{bmatrix}$ 是常数向量, $\Gamma_j = \begin{bmatrix} \gamma_{rr}^{(j)} & \gamma_{ri}^{(j)} \\ \gamma_{ir}^{(j)} & \gamma_{ii}^{(j)} \end{bmatrix}$ , $j=1, \dots, p$ <sup>②</sup>是自回归系数矩阵,刻画向量Y的第j阶滞后的影响。 $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{r,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{bmatrix}$ 是t期的扰动。我们设定 $\varepsilon_t | \Omega_t \sim N(0, H_t)$ 。 $\sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{rr,t}} \\ \sqrt{h_{ii,t}} \end{bmatrix}$ 是条件异方差的标准差向量,分别来自于协方差矩阵 $H_t = \begin{bmatrix} h_{rr,t} & h_{ri,t} \\ h_{ir,t} & h_{ii,t} \end{bmatrix}$ 的对角线元素的开方,其系数矩阵 $\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{rr} & \psi_{ri} \\ \psi_{ir} & \psi_{ii} \end{bmatrix}$ 衡量的是波动对条件均值的影响。 $C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$ , $B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix}$ , $A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix}$ ,分别代表常数矩阵、协方差自回归(AR)系数矩阵和协方差移动平均(MA)系数矩阵。AR系数矩阵和MA系数矩阵则分别考察了波动率短期和长期的滞后效应。

基准模型考察的重点有两个:第一,房地产与实体经济增长之间的关系,即系数矩阵 $\Gamma_j$ , $j=1, \dots, p$ 的显著性与符号;第二,房地产与实体经济波动对均值水平的影响,即 $\Psi$ 的显著性与符号。我们对模型设定的有效性进行了检验,发现该模型是有效的,限于篇幅原因,结果从略。

① 由于篇幅原因,结果备索。

② 我们通过最小化Schwarz信息准则来选择滞后阶数p。

## 四、实证结果及分析

### (一) 基准模型结果

我们对房地产和实体经济增长率的 GARCH-in-Mean 模型进行了 QML 估计,估计结果如表 2 所示。

首先,我们分析增长率之间的相互影响。第一,我们看到估计结果中过去的房地产投资增长率对当期的房地产投资增长影响为负,即  $\gamma_{rr}^{LR}$  显著为负,表明房地产投资的增长有显著的均值回复的过程。类似地,作为衡量实体经济增长率滞后项对当期实体经济增长率的影响系数,  $\gamma_{ii}^{LR}$  也显著为负,表明实体经济增长率变动也是收敛的。第二,房地产投资增长率和实体经济增长率之间的相互影响由  $\gamma_{ri}^{LR}$  和  $\gamma_{ir}^{LR}$  来衡量。结果表明,过去的实体经济增长率对当期房地产投资增长有正向作用,但只在 10% 显著性水平上显著;而历史房地产投资增长对当期实体经济增长有着非常显著的正影响。这说明在我国,房地产投资确实是实体经济增长的重要驱动力量,印证了总体上房地产对实体经济发展是有促进作用的这一理论(唐志军等,2010),而非只是挤出了实体经济的资金,抑制实体经济的发展。但是实体经济增长对房地产投资增长的影响较弱,说明房地产业的发展与实体经济的发展存在着一定程度的分离。因此,我们可以得到以下结论:

结论 1: 房地产投资增长推动了实体经济的发展,但实体经济增长对房地产投资的作用并不明显。

其次,我们分析了风险对增长率的影响。对房地产业和实体经济风险的考察是本文的分析重点之一,这里的风险指房地产投资的波动与实体经济增长的波动。相较其他 GARCH 模型,本文的模型通过将波动率引入均值方程,系数矩阵  $\Psi$  可以直接度量房地产的风险及实体经济的风险对各自及彼此增长率的影响。第一,  $\psi_{rr}$  显著为负,表明房地产的风险降低了房地产的增长速度;而  $\psi_{ii}$  显著为正,表明实体经济风险反而促进了实体经济增长。这一发现有着十分深刻的现实含义。它表明,我国房地产受自身波动的影响很大,而且这种波动会抑制房地产业的发展,还说明房地产业具有很高的风险敏感度以及显著的风险规避效应。而实体经济的风险却反过来促进其增长,说明我国实体经济具有较高的风险偏好效应,这种风险推动下的增长下蕴含了很大的不确定。第二,  $\psi_{ri}$  显著为正,表明实体经济的风险推动

表 2 房地产和实体经济 GARCH-in-Mean 模型的实证结果

均值方程结果:				
	$\gamma_{rr}^{LR} \textcircled{1}$	$\gamma_{ri}^{LR} \textcircled{2}$	$\gamma_{ir}^{LR}$	$\gamma_{ii}^{LR}$
增长率的影响	-0.5298 *** [0.000]	0.3041 * [0.077]	0.1024 *** [0.000]	-0.0545 *** [0.000]
	$\psi_{rr}$	$\psi_{ri}$	$\psi_{ir}$	$\psi_{ii}$
风险的影响	-1.491 *** [0.007]	0.885 *** [0.002]	-1.316 *** [0.000]	0.867 *** [0.000]

① 根据最小化 Schwarz 信息准则,这里的滞后阶数为 4 阶,篇幅限制略去了对各滞后项回归系数的报告。 $\gamma_{rr}^{LR}$  表示过去的房地产投资增长率增加 1%,当期房地产投资增长率会增加  $\gamma_{rr}^{LR}$  个百分点。参照 Grier & Smallwood(2010):  $\gamma_{rr}^{LR} =$

$$\frac{\sum_{i=1}^q \gamma_{rr}^{(i)}}{1 - \sum_{i=1}^q \gamma_{rr}^{(i)}}。同理可得  $\gamma_{ii}^{LR}。$$$

② 这里用  $\gamma_{ri}^{LR}$  表示过去及当期的实体经济增长率增加 1%,当期的房地产投资增长率会增加  $\gamma_{ri}^{LR}$  个百分点。参照

$$\text{Grier \& Smallwood(2007): } \gamma_{ri}^{LR} = \frac{\sum_{i=1}^q \gamma_{ri}^{(i)}}{1 - \sum_{i=1}^q \gamma_{rr}^{(i)}}。同理可得  $\gamma_{ir}^{LR}。$$$

方差方程结果:

矩阵元素	C	A	B
11	0.015 *** [0.000]	0.180 *** [0.000]	0.394 *** [0.000]
12	0	-0.154 *** [0.000]	0.080 *** [0.003]
21	0.000 *** [0.155]	-1.062 *** [0.001]	-0.297 *** [0.000]
22	0.000 *** [1.000]	1.865 *** [0.000]	-0.321 *** [0.000]

注:方括号内为P值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

了房地产的增长,实体经济增长的波动增加1%,房地产投资的增长率将在一个月内提高0.885个百分点;而 $\psi_{ir}$ 显著为负表明房地产投资的波动抑制了实体经济的增长,房地产投资波动增加1%,实体经济的增长率将在一个月内下降1.316个百分点。这说明,一方面,在实体经济风险提高的环境下,房地产业对其具有很强的替代作用。在我国资本市场不完善、不确定性比较高的环境下,房地产等固定资产作为一种投资品具有重要的地位。特别是在实体经济风险加大的情况下,资金会从实体经济中逃出到房地产部门。但另一方面,房地产业的风险增加却抑制了实体经济的增长,说明房地产的风险提高并没有像实体经济风险提高那样具有显著的挤出效应,即增长点并没有从房地产转移向实体经济。这说明房地产在我国经济环境下扮演着一个重要的基础性角色:当实体经济风险增大时,它是一个“避难所”,而当它自身风险加剧时,又阻碍了实体经济的增长。根据抵押品理论,房地产是企业一种最重要的抵押品之一(Farhi & Tirole, 2012; 梁云芳等, 2006)。房地产风险加大时,企业的抵押品价值风险增加,其融资成本上升,导致产出下降,遏制实体经济的发展。这种不对称的关系和其中的传导机制我们将在下文予以进一步的剖析。

从上述两点发现中我们可以清晰看到,不管是房地产业还是实体经济,风险对自身和对方的增长都具有非常显著的影响。其中,房地产既是实体经济风险加大时的投资替代品,又是实体经济衰退的风险来源,它对我国实体经济的增长有着确实与显著的挤出效应以及风险约束效应。与此相反,我国实体经济的增长背后也蕴含了高波动,具有一定的脆弱性,而且其对房地产业波动很敏感。此外,上述发现还表明,我国房地产风险的影响力度要明显强于实体经济风险的影响力度,这也呼应了上文的结论1。总结以上分析,我们得出:

结论2: 房地产投资风险对实体经济增长有显著的抑制作用,而实体经济风险加大会提高房地产投资。

## (二) 金融传导机制

由前文得到的不对称的风险传染机制,我们猜想其出现的原因在于资金更偏好房地产。在实体经济不稳定时,资金会转向于投资房地产等固定资产;而房地产风险加剧时,由于房地产通常是实体部门的企业最重要的信贷抵押品,由此导致的信贷资金风险加大会遏制实体经济的发展,而且被房地产风险挤出的资金也不会向利润率低的实体经济部门转移。

为了验证这一猜想,我们选取月度银行贷款余额来衡量金融部门的信贷情况。本来应该用每月银行贷款增量作为信贷的衡量,但是由于银行贷款增量存在很多负值,即银行信贷规模会下降,无法进行X12的季节调整,因此我们采用银行贷款余额作为衡量金融发展的指标。由于最后我们使用的也是一个增长率指标,银行贷款余额的增长率变化趋势与银行贷款增量的增长率变化趋势差异不大。数据来源于中经网宏观数据库,参照张勇(2015)用居民消费价格指数(CPI)进行平减得到以1998年1月为基期的每月实际银行贷款余额。参照前文我们对银行信贷量进行了季节调整并计算每月增长率,然后做

了单位根检验、自相关检验和异方差检验,发现其为具有显著自相关和异方差的平稳过程。

根据 Frankel & Romer(1999),二元简约模型(reduced-form)是最直观且稳定的结构,更多变量的引入不仅无助于对结构稳定性的改进,反而可能因分化吸收原有变量的解释力而导致对这两个变量相关性的低估。因此,为了研究金融部门在影响房地产和实体经济关系中所起的作用,我们分别分析了“房地产——金融部门——实体经济”这一传导机制的每个环节上的一对变量来构建二元VAR的简约模型,并沿用之前的GARCH-in-Mean模型(杨海生等,2014)。鉴于篇幅限制,房地产与金融、实体经济与金融的具体回归结果从略。表3汇总了上一部分我们得到的一般性结论和这一部分得到的金融传导机制的估计结果,其中加粗的为在10%显著性水平以上显著的影响渠道。我们主要有三个重要的发现:

第一,在一般性结论中,我们发现房地产投资的增长对实体经济的增长具有显著作用,但是这一作用渠道并不通过金融渠道来传导,而实体经济则会通过促进金融业的发展然后带动房地产部门的增长。这说明房地产更多的是资金的最终流向,而非能增加实体经济信贷的部门。

第二,在一般性结论中,房地产风险增加会抑制实体经济增长,其金融传导机制主要为房地产短期风险的增加会加大金融部门的风险,而加大的金融风险则显著地抑制了实体经济的增长,说明房地产是通过影响金融行业的风险进而抑制了实体经济的增长。房地产投资的波动增大说明了房地产市场的不确定或者相关政策的不确定,根据房地产作为一种重要的信贷抵押品的性质,它的风险加大导致了实体企业的抵押品价值波动上升,金融部门的信贷不确定性加大。根据胡奕明等(2017),金融风险的加大会使银行收缩信贷,从而对实体经济产生负向的影响。另一方面,由于实体经济的利润率比房地产投资的利润率低,资金转移进入实体经济的量也不会很大。这一发现说明尽管长期来看,房地产投资增长会促进实体经济增长,但是它的风险却会通过扩大金融部门的风险,迫使银行收缩信贷,抑制实体经济的发展。这也说明,在经济结构转型和“脱虚向实”的过程中,要把握好力度速度,一味地减少房地产投资会加大其波动,而这种波动也会抑制实体经济的发展。

第三,在一般性结论中,实体经济风险对房地产增长的影响为正效应,这其中的金融传导渠道主要有两条途径。一方面,实体经济的风险促进了金融的增长,说明在实体经济衰退的背景下,企业会加杠杆以应对危机,信贷规模会扩大,导致金融业增长。这符合优序融资理论(Pecking Order Theory):当公司风险上升时,公司内部收益不足以满足其投资或避险需求,会优先采用成本较低的债务融资方式,因而使危机时信贷扩张。相应地,潜力和胡援成(2015)也发现,在经济景气时,公司盈利高、增长机会多,会更偏向选择股权融资;经济下行时,公司盈利降低会更多地选择债权融资。由于房地产的利润率总体比实体经济的利润率高,在实体经济风险加剧的背景下,房地产会从实体经济中挤出一部分的信贷资金。该结果印证了习近平总书记在2016年中央经济工作会议中指出的房地产抢占实体经济资源的问题,他指出“房地产高收益进一步诱使资金脱实向虚,导致经济增长、财政收入、银行利润越来越依赖于‘房地产繁荣’,并推高实体经济成本,使回报率不高的实体经济雪上加霜”。该结果也印证了之前文献中金融部门对房地产部门的依赖性以及房地产发展会抢占实体经济信贷资源的结论(苏治等,2017;张晓晶和孙涛,2006)。另一方面,实体经济长期风险加大也会加大金融的风险,而金融的风险加大会促进房地产业的增长,说明在金融状况不好的情况下,资金仍然会选择投入房地产部门,这时房地产作为一种保值品的特征就体现出来了。这与在金融危机背景下我国大力发展“铁(路)、公(路)、基(建)”的政策逻辑基本相似。这也说明我国实体经济处于获取金融资源的劣势地位,其中原因很大一部分是实体企业产能过剩、效率较低、附加值不高等导致的其利润率远低于房地产部门。而当前经济发展的趋势已经不是“金融服务实体”而是“资本先行”(李扬,2017),想要引导资金进入实体经济,首先要做的不是打压虚拟经济,而是提高实体经济的利润率和投资效率,降低金融部门的风险,然后才能将资金从房地产部门引流到实体经济。



表3 一般性结论及金融传导渠道: 汇总结果

房地产——→实体经济				
	房地产增长对实体经济增长的影响		房地产风险对实体经济增长的影响	
一般性结论	$\gamma_{ir}^{LR}$	0.1324 <sup>***</sup> [0.0000]	$\psi_{ir}$	-1.3161 <sup>***</sup> [0.000]
金融传导渠道	均值⇨均值⇨均值 $\gamma_{fr}^{LR} \times \gamma_{if}^{LR}$	0.2540	风险⇨均值⇨均值	0.0011
			$\psi_{fr} \times \gamma_{if}^{LR}$	
			短期风险⇨风险⇨均值	-0.8674
			$ b_{if}  \times \psi_{if}$	
			长期风险⇨风险⇨均值	-0.0305
			$ a_{if}  \times \psi_{if}$	
实体经济——→房地产				
	实体经济增长对房地产增长的影响		实体经济风险对房地产增长的影响	
一般性结论	$\gamma_{ri}^{LR}$	0.3041 <sup>*</sup> [0.0775]	$\psi_{ri}$	0.8851 <sup>***</sup> [0.002]
金融传导渠道	均值⇨均值⇨均值 $\gamma_{fi}^{LR} \times \gamma_{rf}^{LR}$	0.2056	风险⇨均值⇨均值	0.1102
			$\psi_{fi} \times \gamma_{rf}^{LR}$	
			短期风险⇨风险⇨均值	0.0410
			$ b_{rf}  \times \psi_{rf}$	
			长期风险⇨风险⇨均值	0.1990
			$ a_{fi}  \times \psi_{if}$	

注: 方括号内为P值; \*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

综上,我们可以得到以下结论:

结论3: 房地产投资风险加大会增加金融风险进而抑制实体经济的增长,而实体经济风险会刺激金融增长并加大金融风险进而挤出资金进入房地产。

为了更清晰地展示一般性结论和金融传导机制,我们绘制了以下影响机制图(图1)。

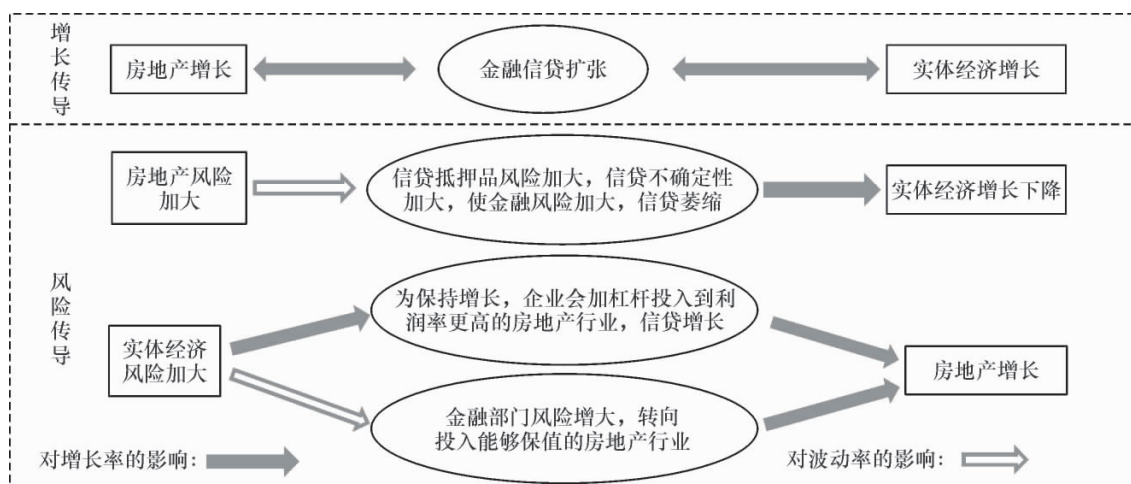


图1 增长率及风险传导机制图

### (三) 脉冲响应函数分析

前文我们讨论了房地产与实体经济增长之间相互影响的关系,但是得到的都是静态的长期均衡效

应,估计系数本身往往很难将两部门受到冲击后的持续动态反应过程真实地呈现出来。因此,我们有必要对上述的 GARCH-in-Mean 模型做进一步的脉冲响应函数分析。

### 1. 短期冲击——广义脉冲响应函数

借鉴 Koop et al. (1996) 提出的多元非线性系统方法,我们计算了房地产和实体经济增长率冲击的广义脉冲响应函数。

我们考察了房地产投资增长率的短期冲击以及实体经济增长率冲击对彼此增长的影响<sup>①</sup>。从图 2 中我们可以看到,相较来说,实体经济增长率对房地产投资增长率正向冲击的反应比较小。先在 1—3 个月有一个较小的上升,而后迅速消失。而房地产投资增长率对实体经济增长率冲击的反应比较滞后,在第 4—5 个月时才出现明显的上升,而在第 6—7 月回调 50% 左右,直至第 9 个月之后消失。说明实体经济增长的冲击能够正向地促进房地产的增长,但是具有 3 个月左右的滞后性。总的来说,增长率上是实体经济冲击对房地产投资的驱动作用比较明显。

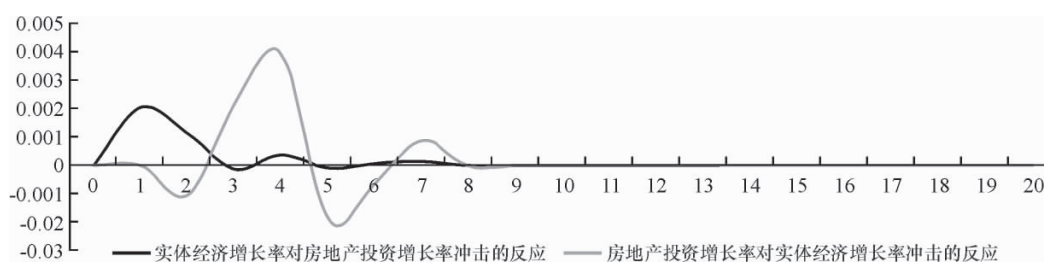


图 2 房地产投资增长率和实体经济增长率对彼此增长率冲击的反应

### 2. 短期冲击——方差脉冲响应函数

根据刘金全(2004),经济变量之间的影响可能发生在水平值之间,也可能发生在波动成分之间。波动成分是宏观经济变量相对于长期趋势的偏离,通过对它的冲击分析,可以探究房地产和实体经济之间的活性,以及两者周期的动态关联。因此,根据 Hafner & Herwartz(2006) 的估计方法,我们计算了房地产投资增长率的波动成分和实体经济增长率的波动成分对各自及互相的波动冲击的脉冲响应函数,以反映当冲击出现时房地产投资和实体经济的方差协方差结构随时间演变的路径。

从图 3 中我们可以看到,房地产投资波动冲击对实体经济增长率的波动成分在第 2 个月有明显的放大作用,并在第 3 个月之后迅速消失。相较而言,实体经济波动冲击对房地产投资增长率的波动成分的影响微乎其微,这说明房地产投资的波动有更强的溢出能力,能够迅速地放大实体经济波动,但是实体经济的波动冲击对房地产波动的影响较小。综上,我们可以得到以下结论:

结论 4: 短期来看,实体经济的增长冲击对房地产投资增长的影响更大,而房地产投资的波动冲击对实体经济的波动影响更大。

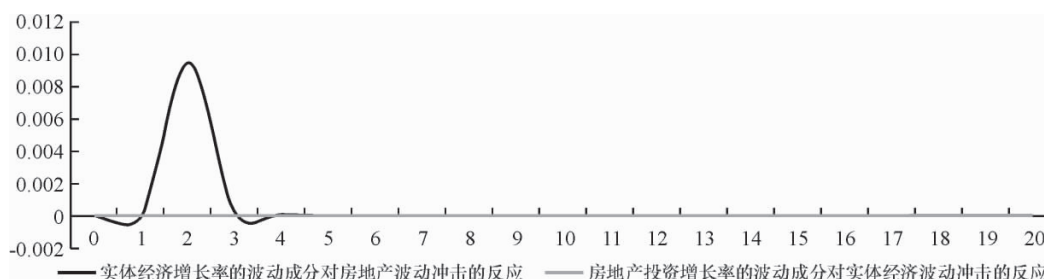


图 3 房地产投资增长率的波动成分和实体经济增长率的波动成分对彼此波动冲击的反应

① 限于篇幅的限制,以及本文主要研究房地产和实体经济对彼此的影响,因而省略了它们的冲击对自身的影响。

### 3. 长期动态溢出效应

我们前面的检验和估计结果均表明,房地产与实体经济之间有着显著的相互影响,但是这种长期均衡效应只是一个均值,双方的相互溢出效应在时间上、在不同的经济周期里大小是否不变呢?以及相互之间溢出效应的变动是受到什么的影响呢?而且,之前的结论告诉我们两部门的增长率和波动之间都有显著的相关性,但到底哪一种更主要呢?

我们借鉴 Diebold & Yilmaz(2009) 的溢出指数(Spillover Index)来研究房地产与实体经济之间溢出效应的长期动态变化过程。为保证滚动窗口回归具有足够的估计样本,我们选用3个月(即1季度)的预测窗口和24个月(即2年)的回归窗口,表4展示了结果。我们测算得到,房地产投资增长率和实体经济增长率之间的溢出指数约为3.8%,表明房地产投资增长率和实体经济增长率的总变动中大约有3.8%的部分是来自二者之间的相互影响,而房地产投资波动和实体经济波动的总波动中有10.9%是来自二者相互之间的作用。这说明房地产和实体经济之间风险的传染性更强<sup>①</sup>。

表4 房地产投资与实体经济增长率与波动溢出效应的结构分解

(%)	增长率			波动率		
	房地产	实体经济	来自其他的贡献	房地产	实体经济	来自其他的贡献
对房地产	97.0	3.0	3	89.4	10.6	11
对实体经济	4.6	95.4	5	11.3	88.7	11
对其他的贡献	5	3	8	11	11	22
包括对自身的贡献	102	98	溢出指数 3.8	101	99	溢出指数 10.9

图4和图5分别描绘了房地产投资和实体经济增长率和波动之间溢出效应的动态路径,从中我们发现:第一,房地产投资增长率对实体经济增长率的溢出效应强于实体经济增长率对房地产投资增长的溢出效应,进一步说明房地产投资的驱动作用。第二,房地产投资增长率对实体经济增长率的溢出效应与房地产相关改革及货币政策调整的时间周期比较吻合,比如“98年房改”后政府首次严格介入并严格调控房地产市场,颁布包括“国八条”、“国六条”等(2004—2005年);金融危机及其后对房地产的严格收紧,包括“国四条”和“国十五条”等(2008—2009年);2012年为金融危机后首次大力度降息降准,房价出现新一轮的快速上涨(2012—2013年);频繁降息降准及人民币大幅贬值(2016—2017年)。第三,两部门波动率之间的溢出效应水平基本持平,除了2004—2006年(房地产收紧“政策年”),2007—2008年(金融危机前经济高涨时期)与2012—2013年(金融危机后首次降准、降息、放松房地产管束)。综合以上分析,我们得到以下结论:

结论5:长期来看,房地产投资风险对实体经济的影响更大,且这种影响与房地产相关政策改革周期相吻合。

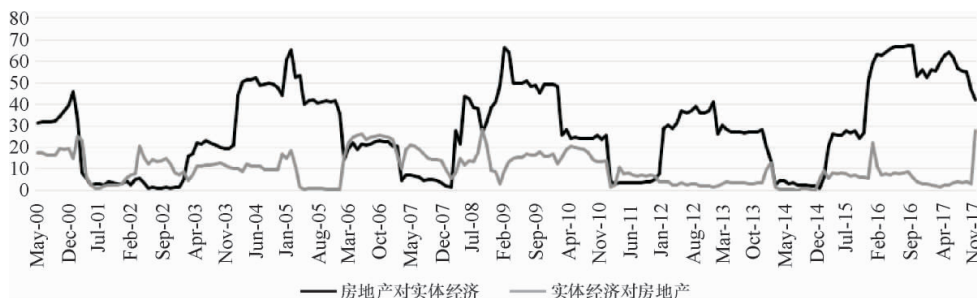


图4 房地产和实体经济增长率的溢出效应动态路径

① 溢出指数的取值位于0和100%之间,如果溢出指数接近100%,表明两个变量高度相关;如果溢出指数接近0,则表明两个变量基本不相关。

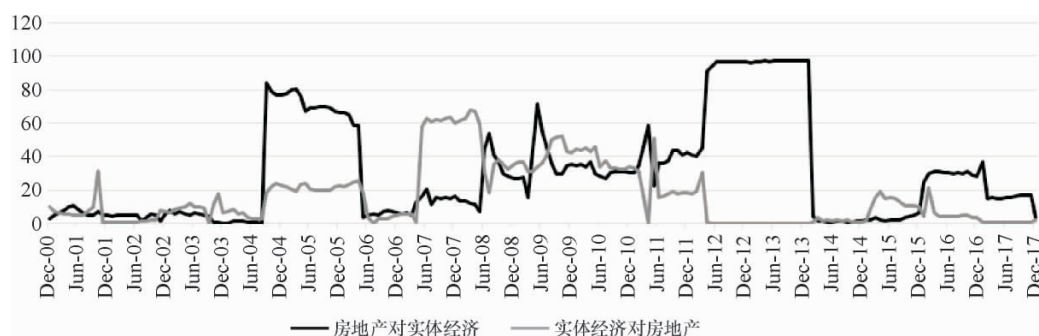


图5 房地产和实体经济波动率的溢出效应动态路径

## 五、结论与政策建议

本文在 VAR 框架下建立 GARCH-in-Mean 模型,将方差从引入均值方程,研究了 1998—2017 年房地产市场化改革后的 20 年间,房地产与实体经济增长率和风险的长期均衡关系,以及其中的金融传导机制。我们发现:第一,房地产投资增长能提高实体经济的增长率,实体经济发展也促进了房地产投资的加速;第二,房地产投资的风险升高抑制了实体经济的增长,而实体经济的风险增加则促进了房地产投资增长;第三,房地产投资风险加大会增大金融风险进而抑制实体经济的增长,而实体经济风险会刺激金融增长和加大金融风险进而挤出资金进入房地产。进一步地,为了研究两部门之间动态的关系,我们分别利用广义脉冲函数、方差脉冲响应函数和动态溢出指数分析了房地产投资与实体经济增长短期冲击响应和长期动态关系,发现:短期来看,实体经济的增长冲击对房地产投资增长影响更大,而房地产投资风险对实体经济的风险影响更大;长期来看,房地产投资风险对实体经济风险的影响占主要地位,且这种影响与房地产相关政策的周期更吻合。

基于以上结论,我们得到的启示和政策建议为:第一,作为国民经济的两个重要组成部分,房地产和实体经济之间总体上具有相互促进的关系。但是想要减缓房地产行业的增长、加快实体经济的发展进程,采取严格打压房地产投资或者房价的政策不仅会加大房地产风险,还会加大金融风险。资金会加大杠杆地投入到房地产部门,反而抑制了实体经济的增长。要把握好“脱虚向实”的速度和力度。第二,要引导资金“脱虚向实”,首先要去产能并促进有效创新,提高实体部门的产出效率和利润率,实现结构优化升级,而不是通过一味地打压其他行业来保护现有的实体经济结构。第三,在去产能的过程中,也要控制好速度,因为在这个过程中必然会出现实体经济风险的加大,从而引致资金逃向房地产或者金融部门。

### [参 考 文 献]

- 何青,钱宗鑫,刘伟. 中国系统性金融风险的度量——基于实体经济的视角. 金融研究,2018(4):53—70.
- 胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据. 经济研究,2017(1):181—194.
- 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展. 中国工业经济,2017(9):5—24.
- 李扬,张晓晶. “新常态”:经济发展的逻辑与前景. 经济研究,2015(5):4—19.
- 李扬. “金融服务实体经济”辨. 经济研究,2017(6):4—16.
- 梁云芳,高铁梅,贺书平. 房地产市场与国民经济协调发展的实证分析. 中国社会科学,2006(3):74—84+205—206.
- 刘金全. 虚拟经济与实体经济之间关联性的计量检验. 中国社会科学,2004(4):80—90+207.
- 孟宪春,张屹山,李天宇. 有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”. 中国工业经济,2018(6):81—97.

- 彭俞超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化. *中国工业经济*,2018(1):137—155.
- 潜力,胡援成. 经济周期、融资约束与资本结构的非线性调整. *世界经济*,2015(12):135—158.
- 苏治,方形,尹力博. 中国虚拟经济与实体经济的相关性——基于规模和周期视角的实证研究. *中国社会科学*,2017(8):87—109+205—206.
- 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. *统计研究*,2010,27(2):15—22.
- 王千. 房地产的虚拟性与宏观经济稳定. *中国工业经济*,2006(12):13—20.
- 杨海生,陈少凌,罗党论,余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据. *管理世界*,2014(9):13—28+187—188.
- 张晓晶,孙涛. 中国房地产周期与金融稳定. *经济研究*,2006(1):23—33.
- 张勇. 房地产市场会压垮中国吗——房地产市场、货币市场波动和经济波动动态关系研究. *财政研究*,2015(9):8—22.
- 赵胜民,方意,王道平. 金融信贷是否中国房地产、股票价格泡沫和波动的原因——基于有向无环图的分析. *金融研究*,2011(12):62—76.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets. *The Economic Journal*, 2009, 119(534):158-171.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. & Robins, R. P. Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. *Econometrica*, 1987, 55(2):391-407.
- Farhi, E., & Tirole, J. Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts. *American Economic Review*, 2012, 102(1):60-93.
- Frankel, J. A., & Romer, D. Does Trade Cause Growth? *American Economic Review*, 1999, 89(3):379-399.
- Green, R. K. Follow the Leader: How Changes in Residential and Non-residential Investment Predict Changes in GDP. *Real Estate Economics*, 1997, 25(2):253-270.
- Grier, K. B., & Smallwood, A. D. Uncertainty and Export Performance: Evidence from 18 Countries. *Journal of Money Credit & Banking*, 2007, 39(4):965-979.
- Hafner, C. M., & Herwartz, H. Volatility Impulse Responses for Multivariate GARCH Models: An Exchange Rate Illustration. *Journal of International Money & Finance*, 2006, 25(5):719-740.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 1996, 74(1):119-147.
- Liu, C. H., Hartzell, D. J., & Hoesli, M. E. International Evidence on Real Estate Securities as an Inflation Hedge. *Real Estate Economics*, 1997, 25(2):193-221.
- Miao, J., & Wang, P. Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth. *Journal of Mathematical Economics*, 2014, 53(8):153-163.

【责任编辑:周吉梅;责任校对:周吉梅,赵洪艳】