DOI:10.13216/j.cnki.upcjess.2019.03.0004

外商直接投资、货币政策和房地产泡沫的动态关系研究

——基于半参数全局向量自回归模型的分析

陈依凡,叶阿忠

(福州大学 经济与管理学院,福建 福州 350108)

摘要:为分析外商直接投资、货币政策及信贷规模和房地产泡沫的动态关系,采用 2006—2015 年中国 30 个省(市、自治区)的数据,构建半参数全局向量自回归模型和脉冲响应函数来分析不同经济变量的冲击对房地产泡沫在时间和空间上的传导效应。同时,为考察货币供给量对房地产泡沫的非线性影响,在模型中 M2 为非参部分,并根据偏导图来研究二者之间的相关关系。研究结果表明,给定某个地区的房地产泡沫冲击、外商直接投资冲击会对周边地区的房地产泡沫产生不同的效应,且这种效应在短期内具有区域性差异,在长期内趋于稳定;货币供给量对房地产泡沫呈现出非线性的影响,并且宽松和紧缩型货币政策在东中西部地区房地产泡沫的传导效率不一致。

关键词:房地产泡沫;外商直接投资;货币政策;半参数全局向量自回归模型

中图分类号:F293.3　**文献标识码:**A　**文章编号:**1673-5595(2019)03-0025-07

一、引言

20 世纪 80 年代至今,世界范围的经济危机伴随着经济全球化趋势不断发生,纵观这些经济危机,不难发现这些危机爆发之前股票或房地产等资产大都存在泡沫问题,一旦这些资产价格发生逆转,金融危机也就一触即发。

泡沫经济及房地产泡沫的全球化愈发明显,各国房地产市场是否存在泡沫成为全球共同关注的热点和难点问题。2005 年,在汇率改革、商品房改革及个人住房贷款业务推广影响下,我国国民的住房需求急剧上升,一直持续到 2007 年国家出台调控政策为止。2008 年,为防止美国次贷危机在波及全世界过程中对我国经济产生不利影响,政府出台了一系列财政刺激政策,但在经历了较长时间的积累后,中国房地产泡沫问题也不断显现。

对于房地产泡沫如何影响一个国家的经济增长以及房地产泡沫大小如何受其他政策因素的调控影响等都是需要重视和研究的问题。

二、文献综述

目前国内外学者对房地产泡沫的研究主要包括房地产泡沫的成因及测度、房地产泡沫与其他经济变量之间的相互影响及传导机制等。

(一)房地产泡沫成因及测度

Stiglitz Joseph E 认为当投资者对资产未来的出售价格寄予较高的预期,而市场无法对其预期作出反应时,泡沫将会出现[1];李维哲等通过选取生产、交易、信贷及金融四个方面的多种指标来衡量房地产市场是否存在泡沫[2];郑思齐等指出投资信贷的支持及消费者的过度投机需求是房地产泡沫产生的主要原因[3]。国内外学者针对房地产市场泡沫的存在性展开了大量研究,检验房地产泡沫的方法主要有直接检验法、间接检验法、指标法和多元统计

收稿日期:2018-09-15

基金项目:国家自然科学基金项目(71571046)

作者简介:陈依凡(1994—),女,福建莆田人,福州大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为经济计量分析与预测。

通信作者:叶阿忠(1963—),男,福建三明人,福州大学经济与管理学院教授,博士,博士生导师,研究方向为经济计量分析与预测。

法。孙焱林等比较了国内外几种常用的房地产泡沫测度的方法,指出简单指标法的测度结果误差较大,其他包括功效系数法在内五种测度方法的泡沫波动方向基本一致,波动幅度有所不同。[4]

(二)房地产泡沫与货币政策

丁晨等通过构建向量误差修正模型研究房价在货币政策中的传导机制,发现其作用显著且传导效率高[5];戈芸根据日本房地产泡沫破灭的教训提出应该保持我国汇率政策的长期稳定以防止大量国际游资涌入中国房地产市场[6];孙晶磊等根据日美房地产泡沫的破灭提出长期低息政策会引起资产价格的上涨,并可能带来巨大的金融风险[7];Mcdonald 等通过构建 VAR 模型及分析脉冲响应得出美联储利率政策下调是房地产泡沫的原因之一[8];刘晨晖等运用非线性 Threshold-VAR 模型研究了货币政策对房地产泡沫的影响,发现我国货币调控政策对房地产泡沫影响存在明显的非线性特征。[9]

(三)房地产泡沫与信贷规模、外商直接投资

Krugman 证明银行体系中信用的不确定性以及代理问题的相互作用可能导致房地产泡沫加剧[10];Carey 运用包含相移的非参数估计模型、宋明通过构建时变参数状态空间模型发现发现银行信贷对房地产价格存在"加速器"效应[11-12];周学仁等发现外商直接投资的流入与我国房价之间存在长期均衡关系[13];姜松等通过构建动态面板和门槛面板模型发现外商直接投资对我国房地产业的影响效应不但没有推动作用,反而有反向制约作用[14];陈继勇等指出外商直接投资导致大量资本涌入房地产市场,导致房地产泡沫进一步扩大,进而影响经济增长。[15]

(四)外商直接投资与经济增长

陈继勇等指出,外商直接投资对地区经济的促进水平很大程度取决于本地区原有的经济水平[15];Alfaro 等发现金融市场发达的国家外商直接投资对经济增长的促进作用更明显[16];赵文军等发现外商直接投资对产业结构升级和经济增长都具有正向的推动作用。[17]

可见,现有研究尚存在以下不足:第一,大部分文献都是单独研究房地产泡沫、货币政策以及外商直接投资等变量之间的关系,而不是将房地产泡沫与货币政策、外商直接投资等构造成一个完整的研究系统,从而可能出现遗漏重要变量进而导致模型估计的偏差;第二,国内外关于货币政策、外商直接投资等对房地产泡沫的空间效应影响的相关文献较少,可能导致制定政策或采取措施时忽略了这些变量的空间效应;第三,现有大部分文献在考虑货币政策、外商直接投资、信贷规模等对房地产泡沫的影响时,函数关系大都简单地设定为线性或者对数线性,可能导致模型设定偏误。

同时随着经济一体化和全球化,外商直接投资、房价等在各个省份之间的联系越来越密切,所以这些变量之间可能存在空间相关性。为考察变量冲击的时间效应和空间效应,以及现有研究中货币政策对房地产泡沫是否是线性影响,本文在前人研究的基础上,针对现有研究存在的不足,以货币政策的广义货币供给量 M2 为非参部分,构建半参数全局向量自回归模型来揭示变量间的内在作用机制。

三、实证模型与数据说明

(一)模型介绍

经济全球化的进一步发展,使国家与国家、地区与地区、行业与行业之间的联系变得越来越紧密,相互依赖性日趋增强,扰动性所产生的连锁效应很容易在国家、地区和行业间相互传播。全局向量自回归模型(Global Vector Autoregression Model,简称 GVAR)可以通过其脉冲响应函数研究某地区某内生变量的冲击对所有其他地区所有内生变量在时间和空间上的动态影响。

半参数全局向量自回归模型(Semi-parametric Global Vector Autoregression Model,简称 SGVAR)建立在 GVAR 的基础之上,SGVAR 模型为

$$y_{it}=\alpha_i+\beta_1 y_{it-1}+\cdots+\beta_p y_{it-p}+\gamma_0 y_{it}^*+\cdots+\gamma_q y_{it-q}^*+\psi_0 d_t+\cdots+\psi_r d_{t-r}+m(x_t)+u_{it} \quad (1)$$

式中,y_{it}表示第 i 个省份的省内内生变量向量;$y_{it}^*=\sum_{j=1}^{n} w_{ij} y_{jt}$表示第 i 个省份的省外变量向量,其中权重 w_{ij}是通过第 i 个省份占第 j 个省份的贸易权重矩阵计算所得;p、q、r 分别是省内变量、省外变量和全局变量的时间滞后阶数;d_t、x_t 为全局变量;$m(x_{it})$为未知形式的函数;u_{it}为各个省份自主冲击的随机误差项向量;省外变量 y_{it}^* 和全局变量 d_t 都要满足弱外生性假设。

模型的估计分为两步:

1. 对参数 $\hat{\beta},\hat{\gamma},\hat{\psi}$ 进行估计

首先,对等式(1)左右两边关于非参项 x_{it}取条件期望,得到

$$\hat{E}(y_{it}|x_{it})=\alpha_i+\beta_1\hat{E}(y_{it-1}|x_{it})+\cdots+\beta_p\hat{E}(y_{it-p}|x_{it})+\gamma_0\hat{E}(y_{it}^*|x_{it})+\cdots+\gamma_q\hat{E}(y_{it-q}^*|x_{it})+\psi_0\hat{E}(d_t|x_{it})+\cdots+\psi_r\hat{E}(d_{t-r}|x_{it})+m(x_{it}) \quad (2)$$

将式(1)-式(2),得到

$$y_{it}-\hat{E}(y_{it}\mid x_{it})=\beta_1[y_{it-1}-\hat{E}(y_{it-1}\mid x_{it})]+\cdots+\beta_p[y_{it-p}-\hat{E}(y_{it-p}\mid x_{it})]+\gamma_0[y_{it}^*-\hat{E}(y_{it}^*\mid x_{it})]+\cdots+\gamma_q[y_{it-q}^*-\hat{E}(y_{it-q}^*\mid x_{it})]+\psi_0[d_t-\hat{E}(d_t\mid x_{it})]+\cdots+\psi_r[d_{t-r}-\hat{E}(d_{t-r}\mid x_{it})]+u_{it} \quad (3)$$

对式(3)中的参数 $\hat{\beta},\hat{\gamma},\hat{\psi}$ 用 R、MATLAB 的 GVAR Toolbox2 工具包进行估计。

2. 非参项 x_{it} 的偏导图分析

将参数 $\hat{\beta},\hat{\gamma},\hat{\psi}$ 代入(1)式,并对 $\hat{m}(x_{it})$ 进行求导,整理得到

$$\hat{m}(x_{it})'=\hat{E}(y_{it}\mid x_{it})'-\hat{\beta}_1\hat{E}(y_{it-1}\mid x_{it})'+\cdots+\hat{\beta}_p\hat{E}(y_{it-p}\mid x_{it})'-\hat{\gamma}_0\hat{E}(y_{it}^*\mid x_{it})'-\cdots-\hat{\gamma}_q\hat{E}(y_{it-q}^*\mid x_{it})'-\hat{\psi}_0\hat{E}(d_t\mid x_{it})'-\cdots-\hat{\psi}_r\hat{E}(d_{t-r}\mid x_{it})' \quad (4)$$

(二)模型建立及数据说明

1. 模型建立

本文将房地产泡沫与货币政策、外商直接投资等纳入同一个完整的研究系统,其中货币供给量 M2 以非参数的形式引入,构造如下的 SGVAR 模型:

$$y_{it}=\alpha_i+\beta_1y_{it-1}+\cdots+\beta_py_{it-p}+\gamma_0y_{it}^*+\cdots+\gamma_qy_{it-q}^*+\psi_0d_t+\cdots+\psi_rd_{t-r}+m(M_{2it})+u_{it}$$

$$i=1,2,\cdots,30;t=1,2,\cdots,120. \quad (5)$$

其中,

$$y_{it}=\begin{bmatrix}\ln B_{it}\\ GY_{it}\\ XD_{it}\\ \ln FDI_{it}\end{bmatrix}\quad y_{it}^*=\begin{bmatrix}\ln B_{it}^*\\ GY_{it}^*\\ XD_{it}^*\\ \ln FDI_{it}^*\end{bmatrix}$$

$$d_t=\begin{bmatrix}r_t\\ exc_t\end{bmatrix}\quad m(M_{2t})=\begin{bmatrix}m_1(M_{2t})\\ m_2(M_{2t})\\ m_3(M_{2t})\\ m_4(M_{2t})\end{bmatrix}\quad u_{it}=\begin{bmatrix}u_{1it}\\ u_{2it}\\ u_{3it}\\ u_{4it}\end{bmatrix}$$

式中:B_{it}、GY_{it}、XD_{it}、$\ln FDI_{it}$ 分别表示第 i 个省份 t 时期的房地产泡沫大小、工业化进程、信贷规模以及外商直接投资;$y_{it}^*=\sum_{j=1}^{30}w_{ij}y_{jt}$ 表示第 i 个省份的省外变量向量,其中权重 w_{ij} 是通过第 i 个省份占第 j 个省份的贸易权重矩阵计算所得;r_t,exc_t,M_{2t} 分别表示 t 时期的利率、汇率以及货币供给量,$m(M_{2it})$ 为未知函数形式;ε_{it} 为各个省份自主冲击的随机误差项向量,假设不同省份的自发冲击是非序列相关的,且具有零均值,方差的时间不变性;省外变量 y_{it}^* 和全局变量 d_t 都要满足弱外生性假设;β,γ,ψ 分别为省内变量、省外变量、全局向量的系数矩阵。

2. 数据说明

由于西藏大部分经济变量的缺失值比较严重,本文的数据采用我国大陆地区除西藏外的 30 个省(市、自治区)2006—2015 年的月度数据。

关于房地产泡沫的测度,本文采用功效系数法[4],同时基于数据的可得性,采用房价收入比、房地产开发投资增长率/固定资产投资增长率、房地产价格增长率/经济增长率三个指标对房地产泡沫进行测度。其中,房价收入比=(销售额/销售面积×人均居住面积)/人均可支配收入。

鉴于对数化处理后容易得到平稳序列且可消除异方差等,本文采用平减后外商直接投资 FDI 的对数衡量国外资金流入对房地产的影响;采用工业增加值同比增长率衡量工业化进程 GY;采用房地产开发投资国内贷款同比增长率衡量信贷规模 XD。

货币政策工具有数量型和价格型两种,本文采用 M2 和银行同业间拆借利率(IBR)作为两种工具的代理变量,同时根据前文分析将 M2 作为非参变量加入模型,考察货币调控政策对房地产泡沫产生的影响。

本文所有数据均来自国家统计局和 wind 数据库。

四、半参数全局向量自回归模型的实证结果分析

(一)基本检验与模型估计

在模型估计之前需要先进行相应的平稳性检验、Granger 因果关系检验来判断数据是否适合构建 VAR 模型。

1. 平稳性检验和弱外生性检验

经过 ADF 检验得到上述各个省份的所有省内变量、省外变量、全局变量在 5% 显著性水平都是原阶平稳序列。同时,省外变量和全局变量都满足弱外生性假设,说明本文选取的经济变量适合构建 VAR 模型,进而模型的估计结果才有意义。由于篇幅限制,本文不体现单位根检验和弱外生性检验的结果。

2. Granger 因果关系检验及滞后阶数的确定

根据 AIC 和 SC 准则可以分别得到模型中各省份的省内变量和省外变量的滞后阶数,同时根据 Granger 因果关系检验得到模型中关于各省份的协整个数,检验发现样本中所有省份的变量间均存在协整关系。

(二)脉冲响应分析

SGVAR 模型的脉冲范围不仅体现在时间维度

上,也体现在空间维度上,所以当给某个地区的某个变量一单位的冲击时,它将在未来的一段时间内对所有地区的所有变量产生影响。为研究东部、中部、西部的房地产市场之间的脉冲传导机制,结合地区代表性和多次试算,本文分别选取江苏、河南、四川三个省份为冲击源进行脉冲响应分析(由于篇幅限制,本文给出房地产泡沫以及外商直接投资作为冲击源的脉冲图)。

房地产泡沫变动对泡沫的影响如图 1 所示。

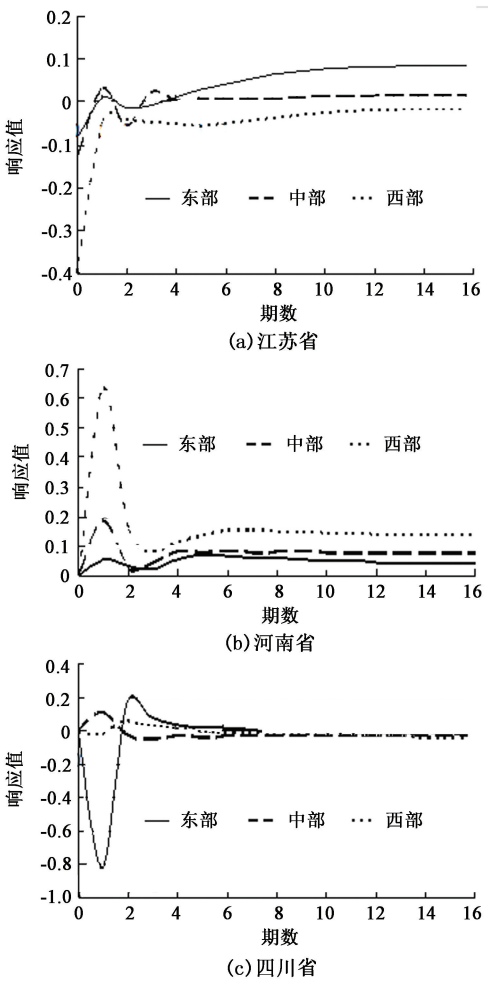

图 1　泡沫冲击对东、中、西部泡沫的冲击

给江苏省房地产泡沫一个正的冲击后,30 个研究对象的不同变量均能够在 20 期内趋近于零。由于篇幅限制,分别从东部、中部、西部选择一个地区进行分析。由图 1(a) 可知, 给江苏省房地产泡沫一个正的冲击,在当期会对东部地区房地产泡沫起到抑制作用,在第 4 期之后,逐渐产生正向作用且微弱的长期影响,说明房地产泡沫存在着空间溢出效应。对中部地区泡沫的影响刚开始也是负向作用,并在 0-4 期在 0 上下震荡最终趋于 0。对西部地区房地产泡沫的影响在当期的负向作用最强,第 1 期之后逐渐收敛于 0,但仍在 0 以下,代表持续且微弱的负向影响。

同样地,给河南和四川省房地产泡沫一个正的冲击,由图 1(b)和图 1(c)可知,对东部地区而言,当房地产泡沫冲击源来自东部、中部地区时,对该地区的房地产泡沫主要起到促进作用;当房地产泡沫冲击源来自西部地区时,对该地区的房地产泡沫主要起到抑制作用。对中部地区而言,各个地区的房地产泡沫冲击源对该地区房地产泡沫的影响趋势类似,都是在第 1 期的促进作用达到最大。对西部地区而言,当房地产泡沫冲击源来自东部、中部地区时,对该地区的房地产泡沫主要都是起到抑制作用;当房地产泡沫冲击源来自西部地区时,对该地区的房地产泡沫主要起到促进作用。

因此,从短期来看,东、中、西部地区的房地产泡沫的冲击影响有区域性差异,但从长期来看其他地区对本地区的房地产泡沫冲击的影响将趋于稳定。这是因为当某个区域房地产泡沫变大时,其邻近地区的消费者有未来房价上涨的预期,进而增加当前的房屋购置需求,导致该地区的房地产泡沫变大。但是,开发商看到消费者的购买预期时会增大房地产开发力度,增加房地产供给,可能对房地产泡沫起到抑制作用。

外商直接投资变动对泡沫的影响如图 2 所示。

给江苏省外商直接投资一个正的冲击,如图 2(a)所示,对东部地区房地产泡沫的促进作用在第 1 期时达到最大,之后逐渐下降并在第 2 期时的负向作用最强,最终产生负向微弱的长期影响;对中部地区的房地产泡沫的促进作用在第 2 期时达到最大,在 4 ~7 期时转向为负向作用,第 7 期后保持正向影响;对西部地区的房地产泡沫的促进作用第 1 期时达到最大,之后逐渐下降并在第 3 期时的负向作用最强,最终也是产生负向微弱的长期影响。

同样地,给河南和四川省房地产泡沫一个正向冲击,由图 2(b)和 2(c)可知,对东部地区而言,不论外商直接投资冲击源来自哪个地区,对该地区的房地产泡沫主要起到促进作用。对中部地区而言,当外商直接投资的冲击源来自东部地区时,对该地区房地产泡沫主要起到促进作用;当冲击源来自中部地区时,对该地区的泡沫在短期内起到促进作用;当冲击源来自西部地区时,对泡沫的影响主要起到抑制作用。对西部地区而言,不管房地产泡沫冲击源来自哪个地区,对该地区的房地产泡沫在短期内起到促进作用,长期内起到微

弱的抑制作用。

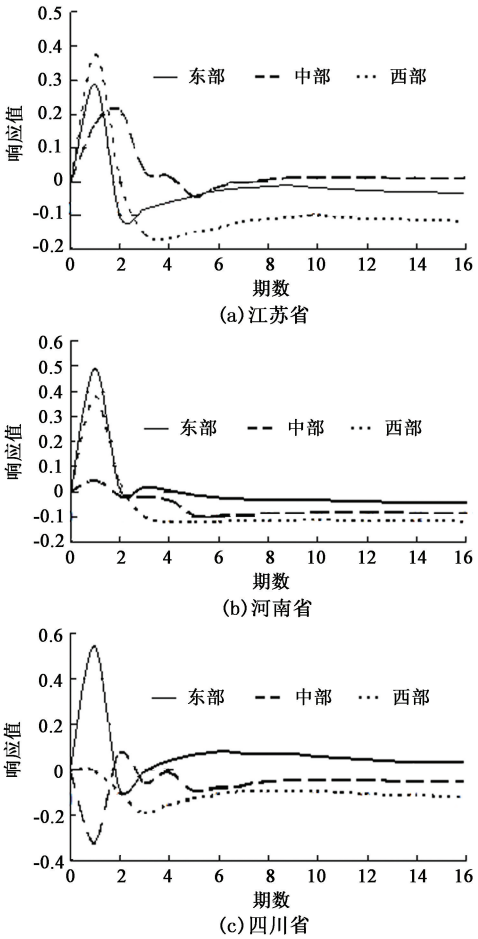

图 2　FDI 冲击对东、中、西部泡沫的冲击

(三)M2 对房地产市场的非线性分析

本文引进 M2 作为非参数项,并采用局部线性法估计模型中的非参项,得出房地产泡沫对 M2 的偏导数图。其中,横轴表示 M2(单位:千亿元),纵轴表示 M2 增加一个单位对房地产泡沫和外商直接投资的影响。本文从东部、中部、西部各选择一个省份考察货币政策(货币供给量变动)对房地产泡沫的非线性影响。通过多次试算后,本文选择江苏、河南、四川三个省份作为研究对象,房地产泡沫对货币政策的偏导图如图 3 所示。由图 3 可以看出偏导数图都不是在一条水平线上,说明 M2 对其他变量不是简单的线性关系,也证明了引入 M2 作为非参数项设定的合理性。

(1)由图 3(a)可知,对东部地区而言,当货币供给量为负时,货币供给量的增加对房地产泡沫增长率有抑制作用,但随着货币供给量的增加,这种抑制作用逐渐减弱;当货币供给量为 0 到 20 时,货币供给量的增加对房地产泡沫增长率影响由正转为负;当货币供给量大于 20 时,房地产泡沫增长率保持较为平稳的速度递增。

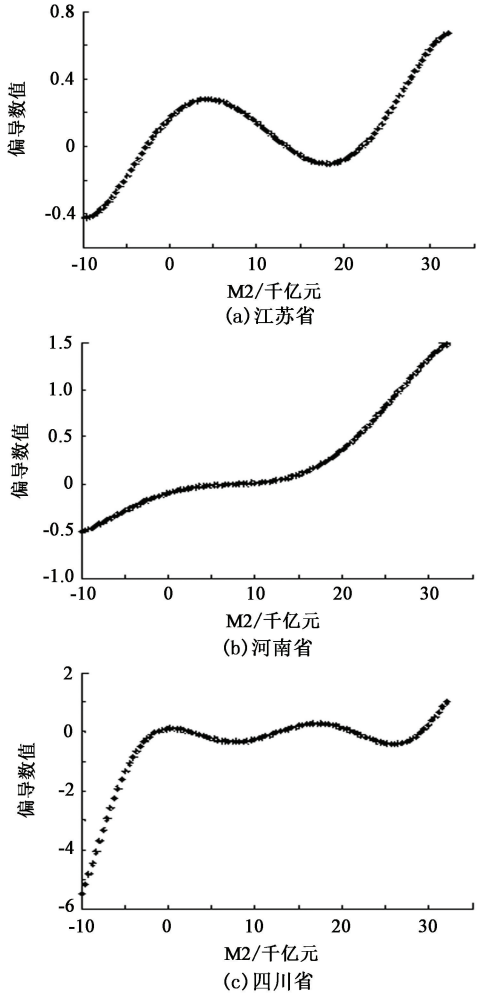

图 3　四川房地产泡沫对货币政策的偏导图

(2)由图 3(b)可知,对中部地区而言,当货币供给量为负时,货币供给量的增加对房地产泡沫增长率同样也是起到抑制作用,并且这种抑制作用随着货币供给量的增加逐渐减弱;当货币供给量为 0 到 20 时,货币供给量对房地产泡沫增长的影响基本上稳定在 0 附近;当货币供给量大于 20 时,房地产泡沫增长率保持较为平稳的速度递增。

(3)由图 3(c)可知,对西部地区而言,当货币供给量为负时,货币供给量的增加对房地产泡沫增长率同样也是起到抑制作用,并且这种抑制作用随着货币供给量的增加逐渐减弱;当货币供给量为 0 到 25 时,货币供给量对房地产泡沫增长的影响在 0 附近震荡;当货币供给量大于 25 时,房地产泡沫增长率以平稳的速度递增。

综上,货币政策对各地区房地产泡沫的影响总体趋势类似,即当采取较为紧缩的货币政策时,对房地产泡沫增长起到抑制作用,而较为宽松的货币政策会对房地产泡沫增长起到较大的促进作用,当采

取适度的货币政策时,对房地产泡沫的增长没有太大影响。

但是通过比较图 3(a)、3 (b)和 3 (c)可以发现,当实行紧缩型货币政策时,从房地产泡沫的抑制程度可以看出房地产泡沫对紧缩型货币政策影响的敏感度最高的是西部地区,中部地区次之,东部地区敏感度最低;当实行宽松型货币政策时,从房地产泡沫的促进程度以及开始起到促进作用时所对应的货币供应量可以看出东部地区的房地产泡沫对宽松型货币政策量的反应敏感度最高,中部地区次之,西部地区敏感度最低。这是由于我国东、中部地区是我国核心产业的聚集地,当实行宽松型货币政策时,投资者首选的投资地区是东、中部,所以东部沿海地区在宽松的货币政策传导的速度和深度上可能都优于西部地区。

但是,当实行紧缩型货币政策时,投资者虽然会减少投资,但是投资地区主要还是集中于东、中部,而选择减少对西部地区的投资,所以紧缩型货币政策对西部地区的影响较大。因此,关于货币政策对房地产泡沫及经济的影响本文给出了客观的说明。

五、结论及政策建议

本文基于 2006—2015 年中国 30 个省(市、自治区)的月度数据,构建 SGVAR 模型和时空脉冲响应函数分析各省份不同经济变量受到冲击后对房地产泡沫的时空传导效应。同时,基于模型半参数部分的偏导数图刻画了不同的货币供给量水平对房地产泡沫的影响。主要结论如下:

(1)某个地区的房地产泡沫冲击对周边地区的房地产泡沫产生的影响在短期内具有区域性差异,而外商直接投资的增加、房地产业信贷规模的扩大都可能导致大量资本涌入房地产市场,导致泡沫进一步扩大。

(2)货币政策会从利率渠道和货币供给量渠道影响房地产泡沫,且货币供给量对房地产泡沫呈现非线性的影响。一方面,利率会影响房地产市场的供给和需求以及消费者对未来房价的预期;另一方面,货币供给量的增加会导致房价上涨,而房价上涨又会反作用于货币供给量,二者的相互作用可能导致货币供给量对房地产泡沫的非线性影响。

针对本文的相关结果及结论提出以下建议:

(1)一旦物价上涨以及宽松的货币政策难以维持下去,资产价格泡沫也不会出现大规模的膨胀,我国可以根据经济实际情况采取不同的货币政策进而改变通货膨胀的预期,优化居民收入结构,从根本上解决房地产业的供需问题。

(2)构建完善的金融体系,规范房地产的信贷市场,有效抑制房地产的投机行为,在合理控制信贷量的同时注重信贷方向的控制。同时,我国应出台相关政策对外资流入房地产业进行有效控制和监管,合理控制其流入规模及质量,避免恶性外资流入造成房地产泡沫的加剧。

(3)政府应出台相应政策对消费者投机行为进行有效控制,如调高非自住房的贷款利率和首付率,实行严格的信贷条件包括对投机性质的房地产交易收取高转让税等。

参考文献:

[1] Stiglitz Joseph E. Symposium on Bubbles[J]. Journal of Economic Perspectives,1990,4(2):13-18.

[2] 李维哲,曲波. 地产泡沫预警系统研究[J]. 中国房地产金融,2002(8):18-21.

[3] 郑思齐,刘洪玉. 如何正确衡量房地产价格走势[J]. 中国房地产,2003(3):27-29.

[4] 孙焱林,张攀红,王中林. 房地产泡沫的测度方法及实证比较[J]. 统计与决策,2015(24):79-82.

[5] 丁晨,屠梅曾. 论房价在货币政策传导机制中的作用——基于 VECM 分析[J]. 数量经济技术经济研究,2007,24(11):106-114.

[6] 戈芸. 谈中国如何借鉴日本房地产泡沫破灭的教训[J]. 中国高新技术企业,2010(6):71-72.

[7] 孙晶磊,张亮. 日美房地产泡沫的破灭对我国货币政策调控的启示[J]. 税务与经济,2015(5):25-30.

[8] Mcdonald J F, Stokes H H. Monetary Policy and the Housing Bubble[J]. Journal of Real Estate Finance & Economics,2013,46(3):437-451.

[9] 刘晨晖, 陈长石. 货币政策对房地产泡沫的非线性影响研究——基于 Threshold-VAR 模型的实证分析[J]. 投资研究,2014 (10):17-30.

[10] Krugman P. Bubble, Boom, Crash: Theoretical Notes on Asia's Crises[R]. MIT, Cambridge, Massachussetts, 1998:54-89.

[11] Carey, Mark S. Feeding the Fad:the Federal Land Banks, Land Market Efficiency, and the Farm Credit Crisis[D]. Newyork:University of California at Berkerley,1990.

[12] 宋明. 我国房地产价格与银行信贷、非银行信贷的关系研究——基于时变参数状态空间模型的实证检验[J]. 价格理论与实践,2016(4):125-128.

[13] 周学仁,郑兰宇,鲍洋. 我国房地产业 FDI 流入与房价的关系研究[J]. 统计与决策,2013(22):122-124.

[14] 姜松,王钊. 外商直接投资对房地产业技术进步的影响实证——基于中国省际面板数据[J]. 软科学, 2014,

28(7):53-58.

[15] 陈继勇,盛杨怿.外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长[J].经济研究,2008(12):39-49.

[16] Alfaro L, Chanda A, Kalemli-Ozcan S, et al. FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets [J]. Journal of International Economics, 2004, 64 (1): 89-112.

[17] 赵文军,于津平.贸易开放、FDI 与中国工业经济增长方式——基于 30 个工业行业数据的实证研究[J].经济研究, 2012(8):18-31.

责任编辑:韩国良

Research on the Dynamic Relationship Between Foreign Direct Investment, Monetary Policy and Real Estate Bubble Based on Semi-parametric Global Vector Autoregression Model

CHEN Yifan, YE Azhong

(*School of Economics and Management*, *Fuzhou University*, *Fuzhou*, *Fujian* 350108, *China*)

Abstract: In order to analyze the dynamic relationship between foreign direct investment, monetary policy and credit scale and real estate bubble, this paper constructs semi-parametric global vector autoregression model and impulse response function based on the data of 30 provinces and cities in China from 2006 to 2015 to analyze the conduction effect of different economic variables on real estate bubble in time and space. At the same time, the non -linear effect of the money supply on the real estate bubble is introduced into the model, and the correlation between the two is studied according to the partial guidance. The results show that the impact of foreign direct investment will have different effects on the real estate bubble in the surrounding areas which vary with different regions in the short term but are stable in the long term. The money supply has a nonlinear effect on the real estate bubble, and the impact of loose and tight monetary policy on the eastern and central regions of the real estate bubble conduction efficiency is inconsistent.

Key words: real estate bubble; foreign direct investment; monetary policy; semi-parametric global vector autoregression model