

【国民经济】

货币政策、产出冲击对房地产市场影响机制

——基于经济发展新常态时期的分析

张小宇^{1,2}, 刘金全^{1,2}

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012;

2. 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012)

[摘要] 本文对房地产市场的货币政策传导机制,以及经济发展新常态时期名义利率零下限约束下货币政策的有效性进行了理论分析,在此基础上,通过构建国房景气指数、产出增速与货币供给增速的平滑迁移向量自回归模型(STVAR),考察了中国房地产市场、实际产出与货币政策之间的非线性动态关联机制。结果发现,国房景气指数、产出增速与货币供给增速之间的作用机制与传导机制存在显著的非线性特征。在经济发展新常态时期,货币政策与产出冲击对房地产市场具有显著影响,但与经济发展“旧常态”时期相比,货币政策对房地产市场的影响强度较弱、持续时期较短,表明在经济发展新常态时期,单独依靠货币政策调控房地产市场将面临较大难度,这与目前相对宽松的货币政策环境并未对房地产市场产生显著影响相吻合。同时,本文还检验了经济发展新常态时期货币政策和产出冲击对房地产市场影响的非对称效应。结果发现,货币政策对房地产市场的影响存在冲击规模上的非对称性,规模较大的反向货币政策冲击具有更强的效应。

[关键词] 经济发展新常态; 货币政策; 产出冲击; 房地产市场

[中图分类号]F293.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)12-0020-16

一、问题提出

伴随着中国住房制度改革的深入推进,以及为应对金融危机而实施的房地产行业刺激计划,近年来中国房地产市场得到了飞速发展,并逐渐成为中国国民经济发展的支柱产业,但同时也衍生出一个重要问题,即房地产价格出现过快增长的迹象,于是在2011年国家出台了限购、限贷等一系列措施,房地产价格上涨的势头得以遏制,但同时房地产投资、需求也出现了一定程度的下滑,房地产市场出现了不景气的表征。尽管货币当局实施了降准降息等货币政策,但在相对宽松的政策环境

[收稿日期] 2015-10-10

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“我国经济发展新常态的形成机理、趋势性特征及经济政策取向研究”(批准号 15AZD001);国家社会科学基金一般项目“‘十三五’时期我国货币政策规则与货币政策调控机制研究”(批准号 15BJY174);中国博士后科学基金特别资助项目“经济新常态下我国货币政策选择及政策效应评价”(批准号 2015T80288)。

[作者简介] 张小宇(1979—),男,黑龙江巴彦人,吉林大学数量经济研究中心、商学院副教授,经济学博士;刘金全(1964—),男,黑龙江密山人,吉林大学数量经济研究中心、商学院教授,长江学者特聘教授,经济学博士。通讯作者:张小宇,电子邮箱:xiao_yu@jlu.edu.cn。

下,房地产市场并没有出现转暖的迹象,导致货币政策对房地产调控的有效性以及货币政策的房地产价格传导机制的有效性受到质疑,特别是在经济发展新常态时期,研究和探讨货币当局能否通过实施有针对性的货币政策促使房地产市场止跌回暖,能否通过启动房地产市场的新型引擎,实现更为持久包容的中高速增长具有重要的理论和现实意义。

有关货币政策、房地产景气波动与产出三者之间的互动机制及传导机制,国内外相关文献已进行了大量研究,主要体现在对货币政策的资产价格传导机制的理论研究^[1,2]和实证检验^[3,4],以及对三者之间短期动态影响机制和长期均衡关系的研究。Vargas-Silva^[5]、邓富民和王刚^[6]以及张红和李洋^[7]采用向量自回归模型(VAR)考察了房地产市场对货币政策冲击的短期脉冲响应。梁云芳等^[8]采用协整检验方法考察了中国房地产市场和产出之间的长期均衡关系。许宪春等^[9]则从房地产开发、生产以及消费三大领域分别测度了房地产经济对国民经济增长的影响,结果发现房地产经济对中国国民经济发展具有显著影响。Iacoviello^[10]则构建了包含货币政策、房地产价格以及产出变量的VAR形式的经济周期模型,通过计算脉冲响应函数对三者之间的短期动态影响机制进行了测度。尽管上述研究要么考察货币政策、房地产景气波动以及产出两两之间短期的动态影响机制和长期均衡关系,要么将三者作为一个系统进行分析,但均未考虑三者之间的短期动态影响机制可能存在非线性的问题,事实上在价格调整存在粘性以及工资调整存在刚性的条件下,主要经济变量之间的关系将表现出非线性的特征。有关货币政策、房地产景气波动与产出之间的非线性机制的研究,国外学者已经涉猎,如Medina et al.^[11]和Lee and Chen^[12],但国内相关研究还较少,尽管有关货币政策非对称效应的研究已比较深入,如Karras^[13]、Lo and Piger^[14]、Liu et al.^[15]、欧阳志刚和王世杰^[16]以及王立勇等^[17],但从房地产价格的传导机制视角考察货币政策的非对称效应以及货币政策、房地产景气波动与产出之间非线性机制的文献还较少。本文通过构建包含货币政策、房地产景气波动与产出变量的STVAR模型,在非线性的基础上,采用非线性Granger因果关系检验以及脉冲响应函数等方法考察三者之间的短期动态影响机制,检验经济发展新常态和“旧常态”时期货币政策、产出冲击对房地产市场的影响差异,以及经济发展新常态时期货币政策对房地产市场的非对称效应,以期在经济发展新常态时期为制定有针对性的货币政策调控房地产市场提供理论参考和政策建议。

二、货币政策与产出冲击对房地产市场影响的理论分析

基于房地产市场的货币政策传导机制考察了货币政策工具变量、货币政策中介变量(房地产市场相关指标)与实际产出的单向影响机制,因此基于房地产市场的货币政策传导机制是否畅通有效与货币政策是否能够有效调控房地产市场这一环节直接相关。

1. 基于房地产市场的货币政策传导机制

按照房地产市场在货币政策传导机制中发挥作用方式的不同,将基于房地产市场的货币政策传导机制分为直接效应和间接效应。

(1)基于房地产市场的货币政策直接效应。基于房地产市场的货币政策直接效应也被称之为收入效应(Income Effect)或现金流效应(Cash Flow Effect)。扩张性货币政策导致的利率下降将使居民未偿还债务的利息负担减小,进而使居民偿还住房贷款后的可支配收入增加,消费增加,总需求增加,最终导致产出增加。

(2)基于房地产市场的货币政策间接效应。基于房地产市场的货币政策间接效应通常是指货币政策的实施通过影响房地产价格间接影响消费和产出的一类货币政策传导机制。按照房地产价格影响消费和产出的方式不同,基于房地产市场的货币政策间接效应分为房地产的财富效应

(Wealth Effect)和信贷渠道效应 (Credit Channel Effect)。

房地产的财富效应是指扩张性的货币政策将导致居民住房投资需求增加,住房投资需求增加将导致房地产价格上涨,进而导致房地产所有者的财富增加,Ando and Modigliani^[18]认为财富增加将导致居民消费和总产出的增加。与股票和外汇资产相比,房地产具有社会普及率高、波动相对稳定等特点,因此与股票和外汇资产相比,房地产的财富效应更加显著,在货币政策传导机制中扮演着更加重要的角色。

信贷渠道效应是指扩张性的货币政策将导致房地产价格上涨,进而使得作为居民质押贷款的质押资产价值上升,金融机构给予居民的信用额度增加,居民更容易从金融机构获得贷款用于投资和消费,刺激总需求,最终导致总产出的增加。

2. 产出对房地产市场的反馈机制

产出对房地产市场的反馈机制主要体现在宏观经济基本面对房地产市场的影响。在经济扩张期,一方面,房地产开发企业对房地产市场前景有良好预期,土地成交量放大,房地产供给增加;另一方面,居民可支配收入增加,购买能力增强,加之在经济扩张期对房地产价格的上涨预期,居民住房投资需求增加^[19,20],此时追求高收益的投机者将纷纷涌入房地产市场,供给和需求将共同促进房地产行业的发展。而在经济收缩期,一方面,失业率上升及可支配收入的下降将导致房地产的刚性需求下降,同时对房地产预期投资收益的下降将导致投机需求也下降;另一方面,在经济收缩期,濒临破产的企业和金融机构将进行重组、合并,房地产市场中可供转让的房源大量增加,即存量住房供给大量增加,尽管在经济收缩期房地产企业融资困难,加之对房地产市场的悲观预期,房地产开发规模收缩,增量房地产供给减少,但在经济收缩期,整体而言房地产需求不足将导致供过于求,房地产成交量萎缩、成交价格下降。

3. 经济发展新常态时期名义利率零下限约束下货币政策的有效性分析

当名义利率处于较低水平,特别是接近零下限水平时,居民的投资偏好将发生改变,与股票、房地产和外汇资产相比,居民更愿意持有现金,此时货币当局扩大基础货币投放、降低利率等旨在提高流动性的宽松货币政策效果并不明显,即出现了“流动性陷阱”。另外,Krugman^[21]认为在经济不景气时期,市场信心不足将导致通货紧缩预期上升,根据费雪方程可知,此时即使名义利率处于较低水平,名义利率与预期通货膨胀率的差值所表示的实际利率也可能处于较高水平,因此当利率处于较低水平时,货币当局通过进一步降低名义利率,刺激总需求和抑制通货紧缩的作用效果并不明显,即传统的货币政策传导机制将受限。

Mishkin^[22]认为美国次贷危机及其引发的全球经济衰退将导致常规货币政策传导机制失效,特别是基于房地产市场等资产价格传导机制的作用效果将大打折扣。因为在经济危机时期,金融机构下调借款人的预期偿债能力,以及银行间同业拆借市场交易风险和流动性风险的上升将导致金融机构选择持币观望,同业拆借及信贷市场交易受限。另外,金融危机时期的房地产价格下跌,将导致作为居民质押贷款的质押资产价值缩水,金融机构给予居民的信用额度下降,居民和企业的现金流状况和资产负债表恶化,并引发贷款违约、金融机构惜贷等连锁反应,导致传统的扩张性货币政策很难达到满意的效果。

在经济发展新常态时期,中国经济结构将进行优化升级,经济增速将趋缓甚至面临下行压力,这一点在2013年以来表现得尤为明显,自2013年以来,中国GDP累计同比增速一路下行,2014年前三季度GDP累计同比增速甚至跌破7%,经济形势不容乐观,对此中国人民银行连续8次下调商业银行存贷款基准利率(截至2015年10月31日),然而值得关注的是,目前中国利率水平已处于

低位运行,利率进一步下调的空间有限,中国货币政策也将面临零下限约束,常规货币政策,特别是基于房地产价格等资产价格传导机制的有效性将面临考验。

三、货币政策、房地产景气波动与产出的非线性机制检验

自1996年以来中国经济经历了“软着陆”、长期“中高速增长”到目前的“新常态”,货币政策经历了由“从紧”到“适度宽松”,再到“稳健”的变化历程,房地产市场更是经历了飞速发展到目前的“降温”过程,因此货币政策的传导机制,货币政策、产出冲击对房地产市场的影响机制均可能发生结构性变化,这种结构性变化将导致货币政策、产出冲击与房地产景气波动间的关系表现出非线性的特征。为识别这种结构性变化,本文对货币政策、产出冲击与房地产景气波动进行非线性检验。

1. 变量的选取

尽管中国正逐步推进利率市场化,但截止到目前利率还没有完全市场化,商业银行的存款基准利率上限还没有放开,因此本文选择货币供给 M_2 月度同比增速作为货币政策的代理变量,数据来源于中经网统计数据库。选择实际GDP同比增速衡量产出波动,首先利用实际GDP季度累计同比增速和名义GDP数据(数据来源于国家统计局和经济景气季报各期)计算出实际GDP季度同比增速,然后采用插值法对实际GDP季度同比增速数据进行月度分解,得到GDP月度同比增速序列。采用国房景气指数测度房地产市场波动,数据来源于中经网统计数据库。由于自2009年起国房景气指数未公布1月份数据,因此采用相邻两月国房景气指数的算术平均数作为1月份的国房景气指数数据,对缺失数据进行插值处理。另外,考虑到国房景气指数的测算起始于1996年1月,因此本文数据的样本区间为1996年1月至2015年3月。

2. 非线性检验

目前测度非线性时间序列的参数模型主要包括门限回归模型、马尔可夫区制转移模型以及结构突变模型等,但上述模型只能刻画变量由一个状态(区制)向另一个状态(区制)的跃变。这种转变是非连续的,然而大多数经济变量的结构转变却表现出连续的特征。此时采用门限回归模型、马尔可夫区制转移模型以及结构突变模型不能充分捕捉到经济变量的实际数据生成机制,而平滑迁移回归模型通过引入连续的转移函数,实现了变量在不同区制间的平滑过渡。另外,当平滑迁移回归模型转移函数的斜率参数趋于无穷大时,对应的模型将退化为门限回归模型和结构突变模型,表明平滑迁移回归模型嵌套着门限回归模型和结构突变模型。

Weise^[23]构建逻辑平滑迁移向量自回归模型(LSTVAR)考察了货币政策对实际产出和价格的非对称效应,将单方程的平滑迁移回归模型扩展为联立方程模型,解决了单方程平滑迁移回归模型包含内生变量的问题,同时通过构建平滑迁移向量自回归模型,计算脉冲响应函数,测度内生变量之间非对称的冲击反应,为识别货币政策的非对称效应提供了新的工具。然而Weise^[23]构建的LSTVAR模型对内生变量的非线性数据生成机制施加了约束,即假设模型中所有内生变量的数据生成机制均服从逻辑转移函数的形式,显然这种人为的约束将影响模型的拟合效果,最终会影响变量间的脉冲响应函数的计算结果,甚至可能导致对变量间的冲击反应及作用机制作出错误判断。基于以上考虑,本文将参照Teräsvirta and Anderson^[24]给定的转移函数的设定方法,允许平滑迁移向量自回归模型中内生变量选择不同的转移函数,在此基础上,通过对模型的参数进行估计,计算脉冲响应函数,考察货币政策和产出冲击对房地产景气波动的非对称效应。

(1)平滑迁移向量自回归(STVAR)模型的设定。包含货币供给同比增速、产出同比增速和国房景气指数作为内生变量的 p 阶滞后向量自回归模型可表示为:

$$X_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

其中, $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t})'$, x_{1t} , x_{2t} 和 x_{3t} 分别为国房景气指数、产出同比增速和货币供给同比增速; $\Gamma_0 = (\gamma_{01}, \gamma_{02}, \gamma_{03})'$ 为常数项对应的回归系数列向量; $\Gamma_i = (\gamma_{i1}, \gamma_{i2}, \gamma_{i3})'$, $\gamma_{ij} = (\gamma_{ij,1}, \gamma_{ij,2}, \gamma_{ij,3})'$ 为第 j 个方程 i 阶滞后内生变量 (X_{t-i}) 对应的回归系数列向量; μ_t 为随机误差项列向量。考虑到内生变量可能存在平滑迁移类型的非线性数据生成机制, 可以将式(1)表示的向量自回归模型扩展为平滑迁移向量自回归模型的形式, 其中 STVAR 模型中第 j ($j=1, 2, 3$) 个方程可表示为:

$$x_{jt} = \gamma_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \gamma_{ij} + (\phi_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \phi_{ij}) F_j(z_{jt}; \lambda_j, c_j) + \mu_{jt} \quad (2)$$

其中, ϕ_{0j} 为非线性成分中常数项对应的回归系数, ϕ_{ij} 为非线性成分中 i 阶滞后内生变量 X_{t-i} 对应的回归系数列向量, $F_j(z_{jt}; \lambda_j, c_j)$ 为转移函数, 可取逻辑转移函数和指数转移函数的形式, 其中逻辑转移函数可表示为:

$$F(z_t; \lambda, c) = \{1 + \exp[-\lambda(z_t - c)]\}^{-1} - 1/2 \quad (3)$$

z_t 为转移变量 (Transition Variable), 可取平滑迁移回归模型中内生变量的滞后值、内生变量滞后值的线性组合以及其他外生变量; c 为门限参数, 按照参数 c 的大小可将转移变量划分为不同的区制; λ 为斜率参数且 $\lambda > 0$, 测度变量在不同区制间转换的速度, 参数 λ 越大, 变量在不同区制间转换的速度越快, 反之则越慢, 特别地, 当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, 逻辑转移函数 $F(z_t; \lambda, c) = 0$, 对应的模型为线性模型, 不存在区制变换。而当 $\lambda \rightarrow \infty$ 时, 转移函数在门限参数 c 附近实现“跳跃式”的区制转换, 当 $z_t < c$ 时, $F(z_t; \lambda, c) \rightarrow -1/2$, 而当 $z_t > c$ 时, $F(z_t; \lambda, c) \rightarrow 1/2$ 。此时式(2)表示的平滑迁移回归模型等价于一个两区制的门限回归模型 (Threshold Model)。

指数转移函数可表示为:

$$F(z_t; \lambda, c) = 1 - \exp[-\lambda(z_t - c)^2] \quad (4)$$

指数转移函数中各参数的定义与逻辑转移函数中的定义相同, 对于指数转移函数, 不妨令 $\exp(-\lambda\alpha) = 1/2, \alpha > 0$, 则当 $z_t < c - \sqrt{\alpha}$ 时, $1/2 < F(z_t; \lambda, c) \leq 1$, 当 $c - \sqrt{\alpha} < z_t < c + \sqrt{\alpha}$ 时, $0 \leq F(z_t; \lambda, c) < 1/2$, 而当 $z_t > c + \sqrt{\alpha}$ 时, $1/2 < F(z_t; \lambda, c) \leq 1$, 可见, 按照门限参数 c 的取值, 可以将转移变量划分为三个区制。

(2) 基于平滑迁移回归模型的线性检验方法。无论是逻辑转移函数, 还是指数转移函数, 当斜率参数 $\lambda = 0$ 时, 对应的转移函数 $F(z_t; \lambda, c) = 0$, 此时式(2)表示的平滑迁移回归模型可由如下的线性回归模型表示:

$$x_{jt} = \gamma_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \gamma_{ij} + \mu_{jt} \quad (5)$$

自然地, 可通过检验原假设 $H_0: \lambda = 0$, 检验基于式(2)表示的变量 x_j 与 X 之间是否存在非线性关系。然而, 由于在原假设 $H_0: \lambda = 0$ 成立的条件下, 式(2)中包含不可识别的冗余参数 (Redundant Parameter), 传统的参数约束检验统计量没有标准的渐近分布, 此时通常的做法是在 $\lambda = 0$ 处对式(2)中的逻辑转移函数进行三阶泰勒近似^[24], 得到如下用于线性检验的辅助回归方程:

$$x_{jt} = \gamma_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \gamma_{ij} + \left(\gamma_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \gamma_{ij}^1 \right) s_t^1 + \left(\gamma_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \gamma_{ij}^2 \right) s_t^2 + \left(\gamma_{0j} + \sum_{i=1}^p X'_{t-i} \gamma_{ij}^3 \right) s_t^3 + \mu_{jt} \quad (6)$$

此时可通过检验原假设 $H_0: \gamma_{0j}^k = 0, \gamma_{ij}^k = 0, (i=1, 2, \dots, p; k=1, 2, 3)$ 实现对 STVAR 模型中第 j 个方程的线性检验。对于上述检验, 可构建 χ^2 分布类型的拉格朗日乘子检验统计量 (LM) 或 F 分布类型的 LM 检验统计量来实现, 其中 χ^2 分布类型的 LM 检验统计量为:

$$LM_{\chi^2} = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2 [3(mp+1)] \quad (7)$$

F 分布类型的 LM 检验统计量为:

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / [3(mp+1)]}{SSR_1 / [T - 4(mp+1)]} \sim F [3(mp+1), T - 4(mp+1)] \quad (8)$$

SSR_0 为原假设成立的条件下对应式(5)回归的残差平方和,即约束残差平方和, SSR_1 为无约束情形下式(6)回归的残差平方和,即无约束回归残差平方和, T 为样本观测值的个数, m 为 STVAR 模型中内生变量的个数^①。

上述检验方法为 STVAR 模型中单个内生方程的线性检验方法,对 STVAR 模型整体而言,可通过检验原假设 $H_0: \gamma_{0j}^k = 0, \gamma_{ij}^k = 0, (i=1, 2, \dots, p; j=1, 2, \dots, m; k=1, 2, 3)$ 进行线性检验,对应的似然比统计量为:

$$LR = T(\log|\Omega_0| - \log|\Omega_1|) \sim \chi^2 [3m(mp+1)] \quad (9)$$

其中, Ω_0 和 Ω_1 分别表示 STVAR 模型对应辅助回归方程的约束和无约束方差协方差矩阵。

(3) 货币政策、房地产景气波动与产出间的线性检验结果。按照 Teräsvirta^[25] 推荐的平滑迁移回归模型的建模方法,本文将包含国房景气指数、GDP 同比增速、货币供给 M_2 同比增速的线性 VAR 模型作为基准模型 (Benchmark Model),利用线性 VAR 模型确定最优滞后阶数,作为 STVAR 模型的滞后阶数,参照 AIC、SIC 以及 HQ 信息准则,模型残差的自相关性,同时考虑过高的滞后阶数将导致线性检验时损失过多的自由度,最终将滞后阶数确定为滞后 2 阶^②。分别将内生变量的 1 至 2 阶滞后项作为转移变量,利用本文介绍的基于 STVAR 模型的线性检验程序,分别采用拉格朗日乘子检验和似然比检验方法对方程和整体模型进行了线性检验,检验结果见表 1。为了避免因 STVAR 模型中扰动项存在异方差以及数据存在奇异值影响传统检验统计量的检验功效,本文还采用 Bootstrap 随机抽样的方法,模拟计算了对应检验的显著性概率,抽样次数为 10000 次。

从模型线性检验结果可以看出,国房景气指数作为转移变量时,无论是 STVAR 模型中的单个方程,还是整个模型均未拒绝线性原假设,而 GDP 同比增速作为转移变量时,无论是单个方程,还是整个模型均能在 10% 的显著性水平下拒绝模型为线性的原假设。尽管货币供给 M_2 同比增速作为转移变量时 STVAR 模型整体线性的似然比检验能够拒绝模型为线性的原假设,但对于方程 2,即产出方程,不能拒绝线性原假设,无论采用 χ^2 分布的 LM 统计量还是 F 分布的 LM 统计量对应的显著性概率均大于 10%。因此,下文中模型的设定检验、参数估计以及脉冲响应函数的计算均选择 GDP 同比增速作为转移变量。

四、经济发展新常态时期货币政策、产出冲击对房地产市场影响的动态测度

由于货币政策、房地产景气波动与产出之间的关系存在非线性特征,因此可基于非线性 VAR 模型对上述三个变量进行 Granger 因果关系检验。

- ① 若平滑迁移向量自回归模型中包含常数项,并且内生变量的 1 至 p 阶滞后值作为转移变量时,式(6)表示的辅助回归方程将出现完全多重共线性问题,无法实现线性检验,此时需将引起多重共线性的变量从辅助回归方程中删除,对应的 χ^2 分布类型的检验统计量的自由度为 $3mp$,F 分布类型的检验统计量的自由度为 $(3mp, T - 4mp - 1)$,包括后文的平滑迁移向量自回归模型的整体线性检验均做相同处理,故不赘述。
- ② 本文也选择更高滞后阶数的内生变量作为转移变量,但检验结果与 1 至 2 阶滞后的检验结果无显著性差异,因篇幅所限,这些结果并未给出。

表 1 线性检验结果

转移变量	方程 1		方程 2		方程 3		STVAR 模型
	χ^2 检验	F 检验	χ^2 检验	F 检验	χ^2 检验	F 检验	似然比检验
x_{1t-1}	20.3983	1.0095	21.9386	1.0858	13.5052	0.6684	51.3712
	0.3108	0.4505	0.2347	0.3686	0.7607	0.8398	0.5764
	0.4611	0.4599	0.4477	0.4464	0.8580	0.8574	0.7367
x_{1t-2}	21.5315	1.0656	21.9997	1.0888	16.6469	0.8239	57.1793
	0.2535	0.3895	0.2320	0.3656	0.5475	0.6709	0.3579
	0.3734	0.3718	0.4490	0.4477	0.6930	0.6916	0.5320
x_{2t-1}	36.6225	1.8125	32.9323	1.6298	56.8190	2.8120	127.5684
	0.0059*	0.0258*	0.0170*	0.0554*	0.0000*	0.0002*	0.0000*
	0.0304*	0.0302*	0.0698*	0.0694*	0.0004*	0.0004*	0.0001*
x_{2t-2}	37.3637	1.8491	36.1388	1.7885	53.3097	2.6383	128.6086
	0.0047*	0.0220*	0.0068*	0.0286*	0.0000*	0.0005*	0.0000*
	0.0266*	0.0261*	0.0345*	0.0342*	0.0004*	0.0004*	0.0000*
x_{3t-1}	39.9641	1.9778	21.8781	1.0828	45.0855	2.2313	106.2891
	0.0021*	0.0124*	0.2374	0.3717	0.0004*	0.0038*	0.0000*
	0.0144*	0.0141*	0.4560	0.4552	0.0053*	0.0052*	0.0012*
x_{3t-2}	37.8661	1.8740	22.4057	1.1089	29.6654	1.4682	87.3153
	0.0040*	0.0197*	0.2145	0.3456	0.0408*	0.1044	0.0028*
	0.0266*	0.0264*	0.4284	0.4272	0.1294	0.1286	0.0309*

注:方程 1、方程 2 和方程 3 分别是国房景气指数方程、产出方程和货币供给方程。对于每一个转移变量,第一行为检验统计值,第二行为根据渐近分布计算的显著性概率,第三行为利用 Bootstrap 抽样方法模拟的显著性概率,*表示对应的检验在 10%的水平下显著。

资料来源:作者利用 GAUSS 软件计算。

1. 经济发展新常态与“旧常态”时期货币政策、房地产景气波动与产出间的 Granger 因果关系检验

若内生变量的数据生成机制为非线性时,则线性 VAR 模型不足以捕捉到内生变量间的动态影响机制,此时基于线性 VAR 模型的 Granger 因果关系检验结果可能出现一定的偏误,为此本文在给出上述三个变量线性 Granger 因果关系检验结果的基础上,还利用 Péguin-Feissolle et al.^[26]的非线性 Granger 因果关系检验方法对变量间动态影响机制进行实证检验。具体的非线性 Granger 因果关系检验方法的基本原理及检验统计量的构建过程读者可参见 Péguin-Feissolle et al.^[26] 以及张小宇和刘金全^[27]。

考虑到本文重点考察经济发展新常态时期货币政策、产出冲击对房地产市场的影响机制以及经济发展新常态和“旧常态”时期上述三个变量之间作用机制的差异,因此在对上述变量进行 Granger 因果关系检验中本文将分经济发展新常态和“旧常态”两个不同时期进行测度。然而,上述分析的一个难点是关于经济发展新常态时期和“旧常态”时期的时间节点的选择。尽管随着经济发展新常态概念的提出,大量研究开始关注经济发展新常态出现的时间节点,并对经济发展新常态的内涵和主体特征展开研究,然而有关经济发展新常态的时间节点,相关研究并没有达成共识。对于经济发展新常态的特征,习近平总书记在 2014 年底举行的中央经济工作会议上首次进行了详细阐

述,并将其归结为九大趋势性特征。事实上,这九大趋势性变化与 2007 年下半年发生的国际金融危机密切相关,因此本文将经济发展新常态和“旧常态”的时间节点设定为 2007 年 7 月。为避免因经济发展新常态和“旧常态”的时间节点设定导致实证结果的偏误,下文将对时间节点的稳健性进行分析。

本文分别对货币政策、房地产景气波动与产出进行了两两 Granger 因果关系检验,滞后阶数设定为滞后 2 阶,货币政策、房地产景气波动与产出之间线性 Granger 和非线性 Granger 因果关系检验的结果见表 2。从表 2 的检验结果可以看出,经济发展新常态和“旧常态”时期货币政策、房地产景气波动与产出之间的动态影响机制存在显著差异。在经济发展“旧常态”时期,非线性 Granger 因果关系检验并未发现上述三个变量间存在任何的 Granger 因果关系,无论是基于单方程方法还是基于系统估计方法,上述变量间的 Granger 因果关系检验统计量均不能在 5% 的显著性水平下拒绝不存在 Granger 因果关系的原假设。线性 Granger 因果关系检验方法仅发现货币供给同比增速和国房景气指数间存在双向的 Granger 因果关系。而在经济发展新常态时期,无论是采用线性 Granger 因果关系检验方法,还是采用非线性 Granger 因果关系检验方法,无论是基于单方程方法,还是基于系统估计方法,均证实货币政策、房地产景气波动与产出之间存在 Granger 因果关系,其中,货币供给同

表 2 货币政策、房地产景气波动与产出间的 Granger 因果关系检验

检验原假设	线性 Granger 因果关系检验				非线性 Granger 因果关系检验			
	LM _{line-single}		LM _{line-system}		LM _{nonline-single}		LM _{nonline-system}	
经济发展“旧常态”时期:								
x_1 非 Granger 影响 x_2	1.8688	0.1583	1.8875	0.1553	3.6378	0.0587	3.7307	0.0555
x_2 非 Granger 影响 x_1	1.7439	0.1788	1.7645	0.1751	3.4171	0.0668	3.5019	0.0634
x_1 非 Granger 影响 x_3	4.3454*	0.0149	4.2400*	0.0163	2.1524	0.1447	2.3519	0.1274
x_3 非 Granger 影响 x_1	3.9242*	0.0221	3.8519*	0.0236	1.1185	0.2922	1.0977	0.2966
x_2 非 Granger 影响 x_3	0.6565	0.5203	0.6794	0.5086	2.2522	0.1358	2.4702	0.1183
x_3 非 Granger 影响 x_2	0.0676	0.9347	0.0705	0.9319	0.3245	0.5699	0.3601	0.5494
经济发展新常态时期:								
x_1 非 Granger 影响 x_2	1.9326	0.1511	2.0942	0.1291	2.5844	0.1117	2.2216	0.1396
x_2 非 Granger 影响 x_1	15.8872*	0.0000	12.8855*	0.0000	8.3990*	0.0048	9.0194*	0.0035
x_1 非 Granger 影响 x_3	3.4936*	0.0348	3.6242*	0.0306	7.2709*	0.0085	8.0321*	0.0057
x_3 非 Granger 影响 x_1	11.0470*	0.0001	9.7603*	0.0001	19.3316*	0.0000	17.7798*	0.0001
x_2 非 Granger 影响 x_3	3.7033*	0.0287	3.6139*	0.0309	8.1805*	0.0054	7.7271*	0.0066
x_3 非 Granger 影响 x_2	9.7198*	0.0002*	8.3904*	0.0005	12.4613*	0.0007	11.9739*	0.0008

注:LM_{line-single}和LM_{nonline-single}分别表示基于单方程方法构建的线性和非线性 Granger 因果关系检验的拉格朗日乘子检验统计量,LM_{line-system}和LM_{nonline-system}则表示基于系统估计方法得到的相应检验统计量,各检验中第一列为对应的检验统计量,第二列为对应的显著性概率,*表示对应的检验在 5% 的水平下显著。

资料来源:作者利用 GAUSS 软件计算。

比增速与国房景气指数及 GDP 同比增速间存在双向的 Granger 因果关系,国房景气指数与 GDP 同比增速间存在单向 Granger 因果关系,GDP 同比增速 Granger 影响国房景气指数,而国房景气指数非 Granger 影响 GDP 同比增速。

2. 经济发展新常态和“旧常态”时期房地产市场对货币政策和产出冲击的脉冲响应差异

本文第三部分对货币政策、房地产景气波动与产出三者之间的关系进行了线性检验,结果发现三者间存在显著的非线性关系,特别是当转移变量为产出增速的滞后变量时,无论单个方程还是整个方程系统均显著拒绝线性原假设,因此可以构建 STVAR 模型描述和刻画货币政策、产出冲击与房地产景气波动间的短期动态调整机制。在构建模型之前,需要确定转移函数的形式。参照 Teräsvirta and Anderson^[24]给定的转移函数的设定方法,对货币政策方程、房地产景气波动方程以及产出方程转移函数进行了设定检验,在此基础上利用格点搜索(Grid Search)方法确定了 STVAR 模型的参数初值,然后利用非线性最小二乘法对模型进行了参数估计,考虑到篇幅,参数估计结果略^①。

(1)经济发展新常态和“旧常态”时期房地产市场对货币政策冲击的脉冲响应。经济发展新常态与“旧常态”相比,除体现在“消费需求”、“投资需求”、“出口与国际收支”等的趋势性变化外,还将体现在宏观调控模式及其对房地产市场和资本市场的作用机制的趋势性变化。因此本文通过计算经济发展新常态和“旧常态”时期国房景气指数对货币政策冲击的脉冲响应函数,考察经济发展新常态和“旧常态”时期房地产市场对货币政策冲击的反应特征以及货币政策在不同时期对房地产市场作用机制和传导机制的差异。

在对上述 STVAR 模型进行参数估计的基础上,可计算脉冲响应函数测度货币政策、产出冲击对房地产市场的动态影响,同时还可以测度货币政策、产出冲击对房地产市场的各种非对称效应,包括正向和反向以及冲击规模上的非对称性等。对于非线性模型脉冲响应函数的计算,Koop et al.^[29]给出了利用 Bootstrap 随机模拟方法的抽样程序和实现路径,本文利用 Bootstrap 抽样方法首先计算了 t 期出现一个标准差的正向和反向货币政策冲击后,国房景气指数在经济发展新常态时期和“旧常态”时期的脉冲响应函数,抽样次数为 1000 次,冲击持续期为 36 个月,并利用中位数绘制了脉冲响应曲线(如图 1 所示)。

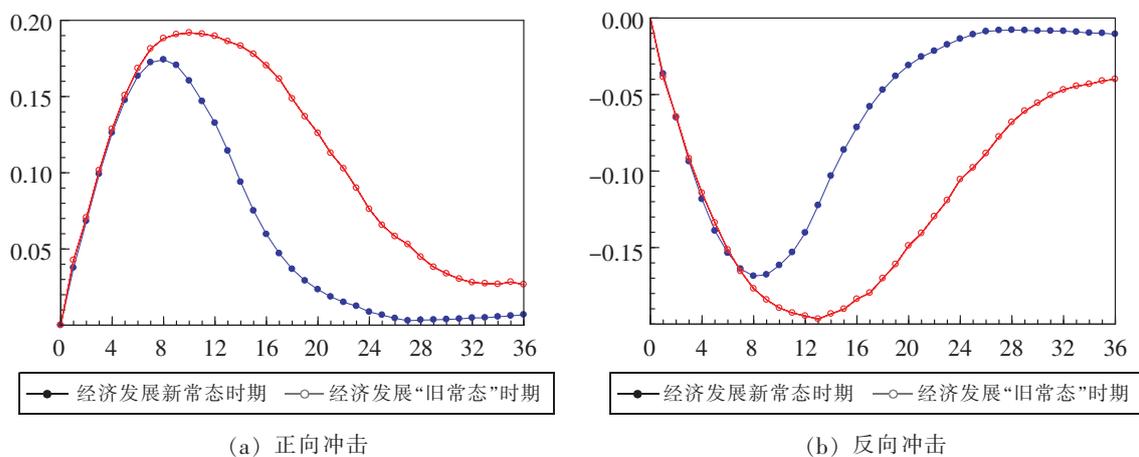


图 1 国房景气指数对货币政策冲击的脉冲响应

资料来源:作者根据 GAUSS 软件估计结果绘制。

^① 有关平滑迁移向量自回归模型的非线性最小二乘估计参数初值的格点搜索方法请参见 Van Dijk et al.^[28]。

从图1可以看出,当 t 期出现一个标准差的正向(反向)货币政策冲击后,在随后数期将对房地产市场产生持续的正向(反向)影响,当影响达到峰值后,随着时间的推移,这种正向(反向)的影响将逐渐减弱。另外,从图1还可以看出,在经济发展新常态和“旧常态”时期,尽管国房景气指数对货币政策冲击的反应模式在冲击发生的初期(半年内)并无显著性差异,但随着时间的推移,无论是在冲击反应强度上还是在冲击持续时间的长短上均存在显著差异。与经济发展新常态时期相比,在经济发展“旧常态”时期国房景气指数对货币政策冲击的反应强度更大、持续时间更长,表明在经济发展新常态时期货币政策调控房地产市场的政策效应将被弱化,这也是目前相对宽松的货币政策环境并未对房地产市场产生显著影响的主要原因。

(2)经济发展新常态和“旧常态”时期房地产市场对产出冲击的脉冲响应。图2给出了 t 期出现1个标准差的正向(反向)产出冲击后,在随后的36个月国房景气指数在经济发展新常态和“旧常态”时期对产出冲击的脉冲响应。

从图2可以发现如下两个特点:一是正向的产出冲击在经济发展新常态和“旧常态”时期对房地产市场的动态影响存在显著的差异,而反向的产出冲击在上述两个时期虽然也存在一定程度的差异,但并不明显,主要体现在冲击发生初期在经济发展“旧常态”时期国房景气指数对产出冲击的反应更大,而随着时间的推移,在经济发展新常态时期国房景气指数对产出冲击的反应更大,因此在长期国房景气指数对反向产出冲击的反应差异较难准确判断。二是尽管国房景气指数对正向产出冲击的脉冲响应在经济发展新常态和“旧常态”时期存在显著的强度上的差异,而在冲击的波动趋势上并没有显著差异。图2(a)表明,当出现正向产出冲击后,无论是在经济发展新常态时期,还是在“旧常态”时期,产出冲击都将对房地产市场产生持续的正向影响,影响的峰值出现在第6至8个月,随后影响持续减弱,并震荡衰减至0。尽管产出冲击对房地产市场影响的持续时间基本一致,但在经济发展新常态时期,国房景气指数对正向产出冲击的脉冲响应更弱,表明与经济发展“旧常态”时期相比,在经济发展新常态时期,旨在刺激总需求、进而刺激相对低迷的房地产市场的相关经济政策的效力可能被高估。

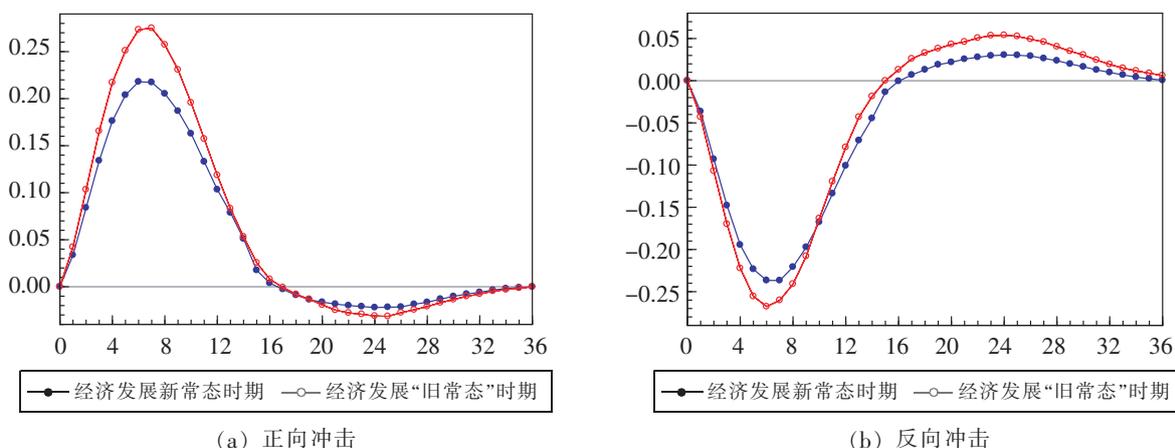


图2 国房景气指数对产出冲击的脉冲响应

资料来源:作者根据 GAUSS 软件估计结果绘制。

3. 经济发展新常态时期货币政策、产出冲击对房地产景气波动的非对称效应检验

凯恩斯主义认为在价格调整存在粘性以及工资向下调整存在刚性的条件下,总供给曲线在低

于充分就业水平上是一条向右上方倾斜的曲线,而在充分就业水平上将是一条垂直的直线。若经济初始均衡位于充分就业水平,此时扩张性的货币政策引起的总需求曲线上移仅导致均衡的价格水平上涨,对均衡的实际产出没有任何影响;相反,紧缩性的货币政策引起的总需求曲线下移不仅导致均衡的价格水平的下降,还将导致均衡的实际产出的下降。表明紧缩性和扩张性的货币政策具有非对称效应,表现在紧缩性的货币政策比扩张性的货币政策具有更大的实际效应,而扩张性的货币政策比紧缩性的货币政策具有更大的名义效应(价格效应)。

考虑到国房景气指数中既包含土地开发面积、房屋施工面积等实际指标,同时也包含商品房平均销售价格、本年资金来源等名义指标,因此理论上较难测度扩张性货币政策(货币供给的正向冲击)和紧缩性货币政策(货币供给的反向冲击)对国房景气指数是否存在非对称效应,为此本文通过计算国房景气指数对正向和反向货币政策冲击的脉冲响应函数,从实证角度考察经济发展新常态时期扩张性货币政策和紧缩性货币政策对房地产市场的非对称效用。同时本文还计算了国房景气指数对正向和反向产出冲击的脉冲响应函数,考察正向和反向产出冲击对房地产市场的非对称效应。

(1)经济发展新常态时期正向和反向货币政策、产出冲击对房地产景气波动的非对称效应。图3给出了经济发展新常态时期正向、反向货币政策和产出冲击对房地产景气波动的影响。其中图3(a)绘制了1个标准差正向和反向货币政策冲击对国房景气指数的影响,为了方便比较正向和反向货币政策冲击对国房景气指数的效应差异,国房景气指数对1个标准差的反向货币政策冲击的脉冲响应函数值作了负数变换(产出冲击的非对称效应检验也作了相同的处理),结果发现在经济发展新常态时期国房景气指数对正向和反向货币政策冲击的脉冲响应函数并不存在显著性的差异,表明扩张性货币政策和紧缩性货币政策对房地产景气波动的影响不存在非对称性。

图3(b)绘制了经济发展新常态时期国房景气指数对1个标准差正向和反向产出冲击的脉冲响应函数,结果发现尽管在冲击发生的1年时间内国房景气指数对正向和反向产出冲击的脉冲响应存在一定的差异,表现在反向产出冲击对国房景气指数的影响更大一些,但这种差异并不明显。

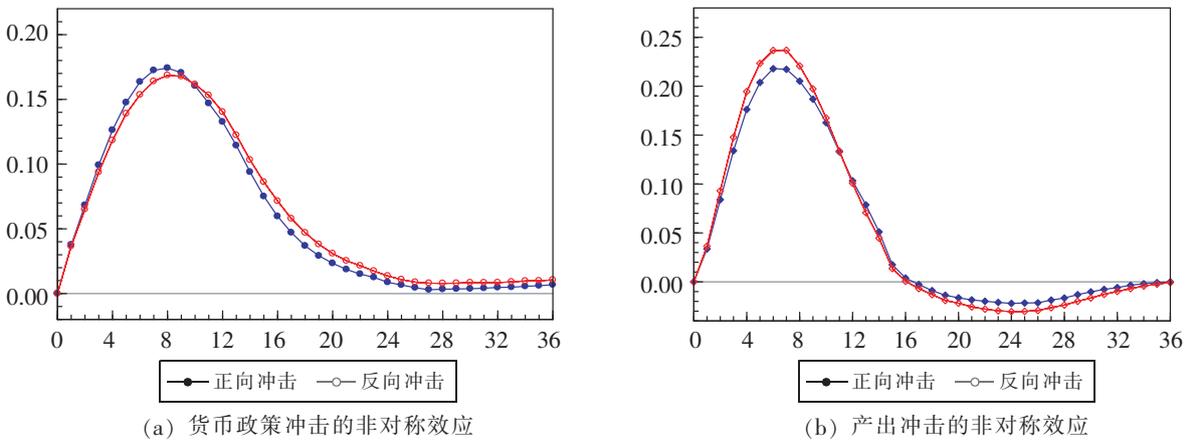


图3 经济发展新常态时期正向、反向货币政策和产出冲击对房地产景气波动的非对称效应

资料来源:作者根据 GAUSS 软件估计结果绘制。

(2) 经济发展新常态时期不同规模的货币政策、产出冲击对房地产景气波动的非对称效应。Ball and Romer^[30]认为若厂商调整价格存在菜单成本的话,则当厂商面临货币政策或产出冲击时将根据其调整产品价格中获得的收益和调整价格所支付的菜单成本的大小决定是否调整价格。当

货币政策或产出冲击规模较小时,此时厂商从调整产品价格中获得的收益通常小于其所支付的菜单成本,厂商将不调整价格,货币政策或产出冲击具有实际效应,不具有名义效应;而当货币政策或产出冲击规模超过某一临界值时,厂商从调整产品价格中获得的收益大于其所需支付的菜单成本,则厂商选择调整价格,此时货币政策或产出冲击不具有实际效应,仅具有名义效应。以上分析表明货币政策或产出冲击的实际效应和名义效应存在冲击规模上的非对称性。本文分别计算并比较了国房景气指数对1倍标准差和2倍标准差的货币政策和产出冲击的脉冲响应函数,测度货币政策和产出冲击对房地产市场是否存在冲击规模上的非对称效应。

图4给出了经济发展新常态时期国房景气指数对1倍标准差和2倍标准差的货币政策冲击的脉冲响应函数,为了便于比较不同冲击规模的货币政策对国房景气指数的影响是否存在差异,图4中国房景气指数对2倍标准差的货币政策冲击的脉冲响应函数值进行了折半处理,图5以及后文的稳健性检验均作了相同的数据处理,不再赘述。从图4可以看出,在经济发展新常态时期,正向的货币政策冲击对房地产景气波动的效应不存在冲击规模上的非对称性,但反向货币政策冲击明显存在冲击规模上的非对称性。与规模较小的货币政策冲击相比,规模较大的货币政策冲击对房地产

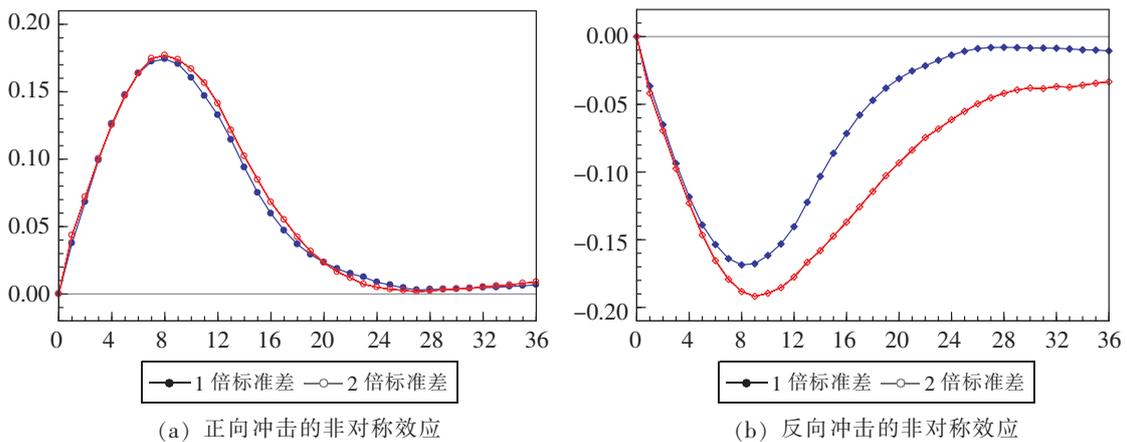


图4 经济发展新常态时期不同规模的货币政策冲击对房地产市场的非对称效应

资料来源:作者根据 GAUSS 软件估计结果绘制。

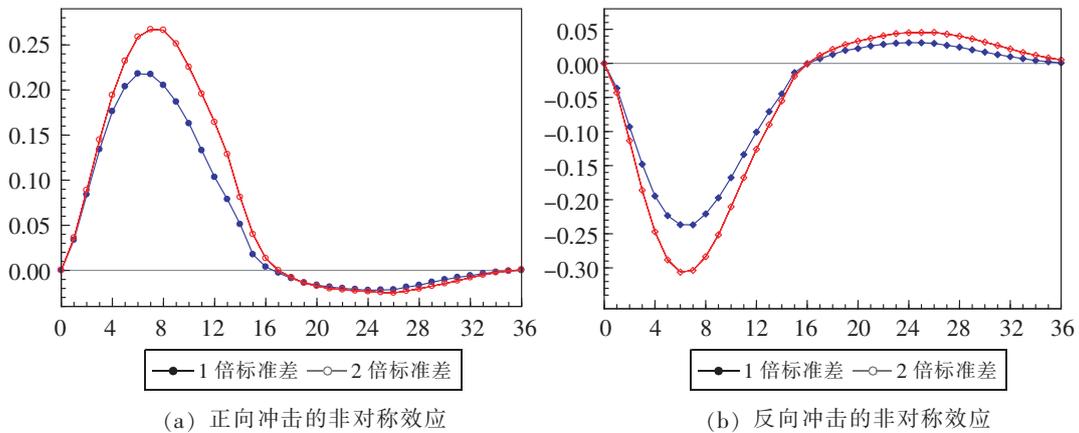


图5 经济发展新常态时期不同规模的产出冲击对房地产市场的非对称效应

资料来源:作者根据 GAUSS 软件估计结果绘制。

市场的影响强度更大,持续时间更长。上述实证结果表明在经济发展新常态时期,尽管对房地产市场的短期“强刺激”政策并不能收到货币政策冲击规模的溢出效应,但若房地产市场再次出现泡沫,则货币政策还需“下猛药”才能收到更好的调控效果。

图5计算了国房景气指数对1倍标准差和2倍标准差产出冲击的脉冲响应函数。从图5可以看出,在经济发展新常态时期,无论是正向产出冲击还是反向产出冲击均存在冲击规模上的非对称性,表现在与规模较小的产出冲击相比,规模较大的产出冲击对房地产市场的效应更大。

五、稳健性检验

考虑到有关经济发展新常态和“旧常态”的时间节点还没有达成共识,为避免因时间节点的选择偏误影响本文的实证结论,本文分别选择不同的时间节点进行了稳健性检验。将本文设定的经济发展新常态和“旧常态”的时间节点向前后外推1年,并以半年为时间间隔,分别计算了经济发展新常态和“旧常态”时期国房景气指数对1个标准差的正向、反向货币政策和产出冲击的脉冲响应函数,以及经济发展新常态时期国房景气指数对1倍标准差和2倍标准差的反向货币政策冲击的脉冲响应函数,在此基础上分别计算了经济发展“旧常态”与新常态时期国房景气指数对1个标准差的正向货币政策冲击的脉冲响应函数的差值(如图6(a)所示)、经济发展新常态与“旧常态”时期国房景气指数对1个标准差的反向货币政策冲击的脉冲响应函数的差值(如图6(b)所示)、经济发展“旧常态”与新常态时期国房景气指数对1个标准差的正向产出冲击的脉冲响应函数的差值(如图6(c)所示)以及经济发展新常态时期国房景气指数对1倍标准差与2倍标准差的反向货币政策冲击的脉冲响应函数的差值(国房景气指数对2倍标准差货币政策冲击的脉冲响应函数作了折半处理)(如图6(d)所示)。考虑到国房景气指数对产出冲击的脉冲响应在第16个月以后逐渐衰减为0,因此为比较国房景气指数对产出冲击的稳健性,不同时间节点的国房景气指数对产出冲击的差值曲线选择0—16个月。

从图6可以看出,各差值曲线均在零线上方(个别端点除外),表明本文得到的实证结论是稳健的,即与经济发展“旧常态”时期相比,经济发展新常态时期国房景气指数对货币政策冲击的响应强度相对较弱,持续时间相对较短,对正向产出冲击的响应强度相对较弱。在经济发展新常态时期,规模较大的反向货币政策冲击对房地产市场的影响强度更大。

六、结论与政策启示

本文通过构建国房景气指数、产出增速与货币供给增速的STVAR模型,对三者之间作用机制进行了线性检验,在此基础上进行了Granger因果关系检验,并计算了非线性脉冲响应函数,考察了在经济新常态和“旧常态”时期房地产市场对货币政策与产出冲击的非对称和非线性反应机制,以及在经济新常态时期货币政策、产出冲击对房地产市场的非对称效应。得到如下几个基本结论及政策启示:

(1)货币政策、房地产景气波动与产出之间的关联机制呈现显著的非线性特征。通过对国房景气指数、产出增速与货币供给增速构成的三元系统进行线性检验,结果发现当产出同比增速的滞后值作为转移变量时,无论是系统方程组中的单个方程还是整个方程组,均显著拒绝模型为线性的原假设,表明与线性向量自回归模型相比,非线性平滑迁移向量自回归模型更适合描述和刻画货币政策、房地产景气波动与产出之间的动态关联机制。

(2)在经济发展新常态时期,货币政策与产出冲击对房地产市场具有显著的影响。线性Granger

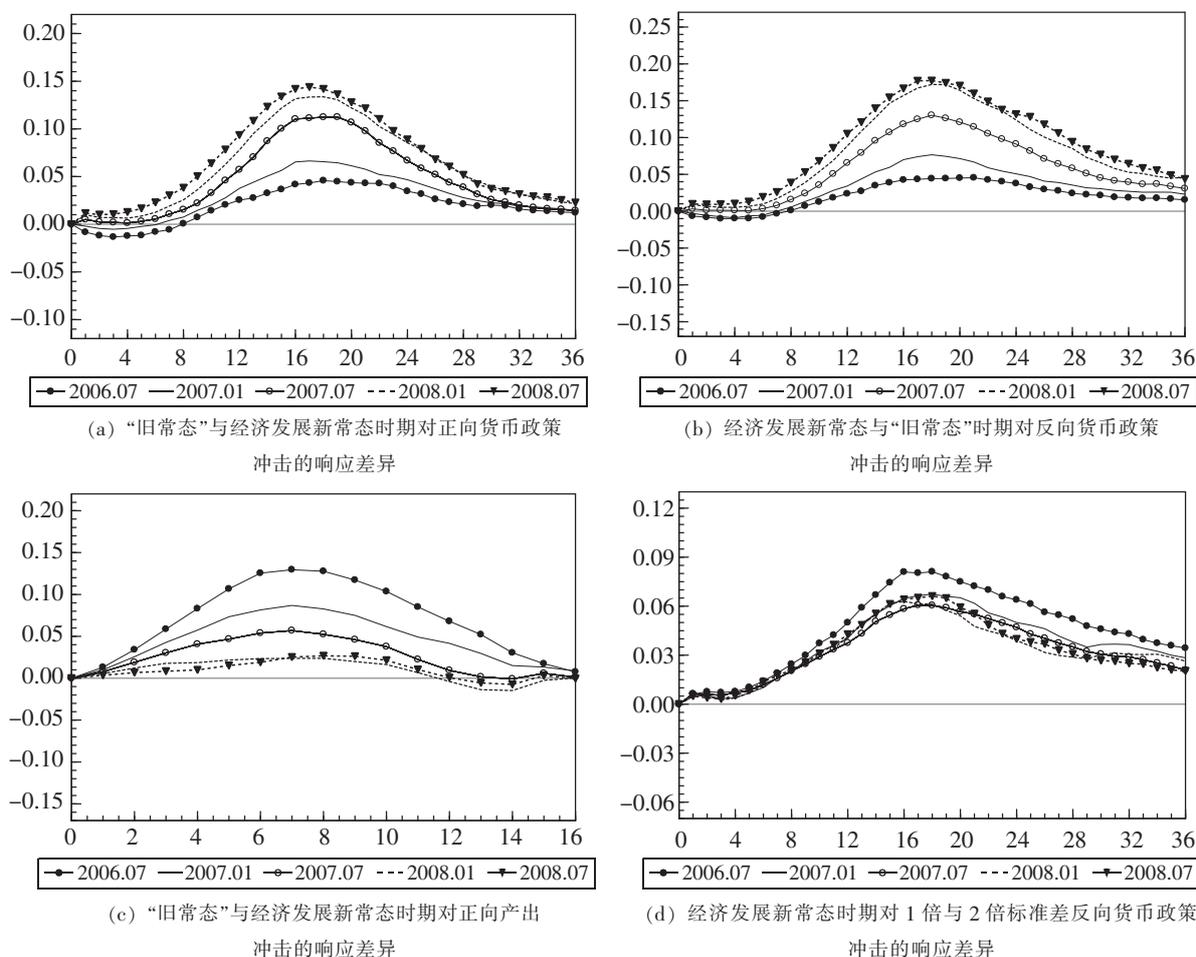


图6 经济发展新常态不同时间节点的稳健性检验

资料来源:作者根据 GAUSS 软件估计结果绘制。

因果关系检验和非线性 Granger 因果关系检验统计量均能在 1% 的显著性水平下拒绝经济发展新常态时期货币供给同比增速、GDP 同比增速非 Granger 影响国房景气指数的原假设。基于 STVAR 模型计算的国房景气指数对货币政策冲击和产出冲击的脉冲响应函数同样表明,在经济发展新常态时期正向和反向货币政策、产出冲击将对房地产市场产生持续的正向和反向影响。

(3) 尽管在经济发展新常态时期,货币政策冲击对房地产市场具有显著的影响,但与“旧常态”时期相比,经济发展新常态时期国房景气指数对货币政策冲击的反应强度较小,持续时期较短。尽管在中国房地产业繁荣时期,紧缩性的货币政策对抑制房地产业快速扩张,挤出房地产泡沫成效显著,但在经济发展新常态时期,经济下行压力明显,房地产业发展低迷,商业银行存贷款利率在低位运行,并受名义利率零下限约束,基于房地产市场的货币政策传导机制的效应被弱化,在此情形下单独依靠常规货币政策调控房地产市场将面临更大的难度,这与目前相对宽松的货币政策环境并未对房地产市场产生显著影响相吻合。货币当局应加强预期管理,充分发挥零利率下限约束下预期传导机制与资产负债表传导机制的优势,适时采取非常规货币政策对提振目前相对低迷的房地产市场将具有重要的意义。

(4) 经济发展新常态时期货币政策冲击对房地产市场的影响存在非对称效应。通过计算国房景气指数对正向与反向以及 1 倍标准差与 2 倍标准差的货币政策和产出冲击的脉冲响应函数,考查

了货币政策和产出冲击对房地产市场的影响是否存在冲击方向和冲击规模上的非对称性。结果发现,在经济发展新常态时期,尽管正向的货币政策冲击对房地产市场的影响不存在冲击规模上的非对称性,但反向的货币政策冲击存在明显的非对称性。规模较大的货币政策冲击具有更强的效应,表明在经济发展新常态时期,尽管对房地产市场的短期“强刺激”政策并不能收到货币政策冲击规模的溢出效应,但若房地产市场再次出现泡沫,则货币政策还需“下猛药”才能收到更好的调控效果。

[参考文献]

- [1]Mishkin, F. S. Housing and the Monetary Transmission Mechanism[R]. NBER Working Paper, 2007.
- [2]Calza, A., T. Monacelli, and L. Stracca. Housing Finance and Monetary Policy [J]. Journal of the European Economic Association, 2013,11(1):101-122.
- [3]Elbourne, A. The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach [J]. Journal of Housing Economics, 2008,17(1):65-87.
- [4]戴国强,张建华. 货币政策的房地产价格传导机制研究[J]. 财贸经济, 2009,(12):31-37.
- [5]Vargas-Silva, C. Monetary Policy and the US Housing Market: A VAR Analysis Imposing Sign Restrictions[J]. Journal of Macroeconomics, 2008,30(3):977-990.
- [6]邓富民,王刚. 货币政策对房地产价格与投资影响的实证分析[J]. 管理世界, 2012,(6):177-179.
- [7]张红,李洋. 房地产市场对货币政策传导效应的区域差异研究——基于 GVAR 模型的实证分析[J]. 金融研究, 2013,(2):114-128.
- [8]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[J]. 中国社会科学, 2006,(3):74-84.
- [9]许宪春,贾海,李皎,李俊波. 房地产经济对中国国民经济增长的作用研究[J]. 中国社会科学, 2015,(1): 84-101.
- [10]Iacoviello, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. American Economic Review, 2005,95(3):739-764.
- [11]Medina, J. C., R. R. Reed, and E. S. Ume. The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Housing across the Level of Development[R]. University of Alabama Working Paper, 2014.
- [12]Lee, T. H. M., and W. Chen. Is There an Asymmetric Impact of Housing on Output [R]. Sonderforschungsbereich 649 Discussion Paper, 2015.
- [13]Karras, G. Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1996,58(2):267-278.
- [14]Lo, M. C., and J. Piger. Is the Response of Output to Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Regime-Switching Coefficients Model[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2005,37(5):865-886.
- [15]Liu, Z., D. F. Waggoner, and T. Zha. Asymmetric Expectation Effects of Regime Shifts in Monetary Policy[J]. Review of Economic Dynamics, 2009,12(2):284-303.
- [16]欧阳志刚,王世杰. 我国货币政策对通货膨胀与产出的非对称反应[J]. 经济研究, 2009,(9):27-38.
- [17]王立勇,张代强,刘文革. 开放经济下我国非线性货币政策的非对称效应研究[J]. 经济研究, 2010,(9):4-16.
- [18]Ando, A., and F. Modigliani. The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests[J]. American Economic Review, 1963,53(1):55-84.
- [19]Meen, G. The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide [J]. Journal of Housing Economics, 2002,11(1):1-23.
- [20]Malpezzi, S., S. M. Wachter. The Role of Speculation in Real Estate Cycles [R]. Zell/lurie Center Working Papers, 2005.
- [21]Krugman, P. Thinking about the Liquidity Trap[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2000,

- 14(4):221-237.
- [22] Mishkin, F. S. Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis[R]. NBER Working Paper, 2011.
- [23] Weise, C. L. The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1999,31(1):85-108.
- [24] Teräsvirta, T., and H. M. Anderson. Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models[J]. Journal of Applied Econometrics, 1992,7(S):119-136.
- [25] Teräsvirta, T. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Model [J]. Journal of the American Statistical Association, 1994,(89):208-218.
- [26] Péguin-Feissolle, A., B. Strikholm, and T. Teräsvirta. Testing the Granger Noncausality Hypothesis in Stationary Nonlinear Models of Unknown Functional Form[R]. CREATES Research Paper, 2008.
- [27] 张小宇, 刘金全. 内地股票市场与国际主要股票市场的非线性关联机制研究[J]. 数理统计与管理, 2015,(5): 923-932.
- [28] Van Dijk, D., T. Teräsvirta, and P. H. Franses. Smooth Transition Autoregressive Models—A Survey of Recent Developments[J]. Econometric Reviews, 2002,21(1):1-47.
- [29] Koop, G., H. Pesaran, and S. Potter. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models [J]. Journal of Econometrics, 1996,74(1):119-147.
- [30] Ball, L., and D. Romer. Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money [J]. Review of Economic Studies, 1990,57(2),183-203.

The Influence Mechanism of Monetary Policy and Output Shock on the Real Estate Market—An Analysis Based on the New Normal Period of Economic Development

ZHANG Xiao-yu^{1,2}, LIU Jin-quan^{1,2}

- (1. Quantitative Research Center of Economic, Jilin University, Changchun 130012, China;
2. Business School, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: On the basis of theoretical analysis of the monetary policy transmission mechanism through the real estate market and the effectiveness of monetary policy in the new normal period of economic development, we investigate the nonlinear dynamic mechanism of monetary policy, output and the real estate market, through constructing a smooth transition vector auto-regression model of real estate prosperity index, year-on-year growth rate of GDP, and monetary supply. We find that the relationship of them is nonlinear. The effect of monetary policy and output shock on the real estate market is significant in the new normal, but the effect of monetary policy on the real estate market is relatively weaker, and the duration of effect is relatively shorter, compared with the previous period. So it is difficult that monetary policy is regarded as the only macro-control measure of the real estate market in the new normal, and this is in agreement with the effect of positive monetary policy on the real estate market is weak. At the same time, we also examine the asymmetric effect of monetary policy and output shock on the real estate market. We find the effect of monetary policy on the real estate market is asymmetric, the negative monetary policy shock which owns larger size has a stronger effect on the real estate market.

Key Words: new normal period of economic development; monetary policy; output shock; real estate market

JEL Classification: C51 E52 E61

[责任编辑:王燕梅]