

货币政策的城市房价传导异质性及 房价溢出效应研究

潘海英,史梦,汪欣

(河海大学商学院,江苏南京 211100)

摘要:将我国 70 个大中城市分为 5 个层级,基于 2009 年 1 月—2018 年 6 月的数据并以 2015 年 12 月为界,运用 GVAR 模型研究房地产“去库存”政策实施前后,货币政策调整对城市房价的影响效应和房价溢出效应及其对货币政策冲击各城市房价直接效果的影响。结果表明:各级城市房价受货币供应量冲击后呈正向响应,利率冲击的影响效应则受“去库存”政策的影响由负转为正;较“去库存”政策实施前,城市房价对货币供应量和利率变动的响应强度更大、收敛速度更快。货币政策变动对不同城市房价具有异质性影响,城市发展等级越高,受货币政策冲击的反应幅度越高,且“去库存”政策使新一线、二线城市房价对货币政策变动的响应幅度超过一线城市。各级城市间房价溢出效应显著,总体上发展等级越高的城市房价溢出效应越大,溢出效应也加剧了城市间房价的分化情况。

关键词:货币政策;“去库存”;城市房价;溢出效应;GVAR 模型

中图分类号:F822.0

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2021)01-0080-09

一、引言

我国住房制度货币化改革 20 余年来,随着房地产开发投资规模的急剧扩张,各地房价在经历了几轮上涨后于近年达到高点,理论界和业界的主流观点认为全国房价的普遍上涨是政府实行宽松的货币政策带来的市场流动性增加所引致。与此同时,不同地区房价及其波动存在较大差异,尤其是随着 2014 年房地产市场步入调整期,原本掩盖在全国房

价普遍上行现象下不同城市房价波动的结构特征逐渐显现,主要表现为不同类型城市房价波动的异质性和联动性。在 2015 年底“去库存”政策实施后,各级城市房价变动愈发显著,呈现一、二线市场量价齐升并带动三、四线市场整体上扬的联动现象。当区域房价呈现出较强波动性的时候,联动性进而表现为溢出效应^[1]。上述现象引发了笔者对两个问题的关注和思考:一是在“去库存”政策导向下,各级城市房价对来自货币政策冲击的响应存在怎样的

收稿日期:2020-06-01

作者简介:潘海英(1970—),女,浙江台州人,教授,博士,从事金融发展与经济增长、宏观金融与企业投融资决策研究。

差异;二是城市房价间有着怎样的相互作用机制。

房地产价格在货币政策传导过程中有着重要作用,而各地经济基本面的不同使得货币政策效果存在区域性差异。对此,国内外学者大多立足于国家或区域层面进行解析,而关于货币政策变动对城市房价可能存在的异质性影响则缺乏充分关注。具体到我国房地产市场,由于各级城市之间的产业结构、人口状况、收入水平、住房供需弹性等基本条件不同,不同城市的房价受货币政策冲击后的响应程度存在差异。因此,探讨货币政策的城市房价传导异质性问题对于从城市层面理解和把握货币政策的区域房价传导效果差异、更好地发挥货币政策对各级房地产市场价格调节作用具有重要意义。同时,理论界早期对房价联动性与溢出效应的讨论多集中于西方发达国家^[2]。然而,随着国内要素市场和信息流动渠道的进一步完善,不同等级城市房价已显现出溢出效应,尤其是近年来,房价溢出效应不仅成为某些城市房价过快上涨的重要原因,而且在一定程度上削弱了货币政策对各地房价的调节效果。事实上,货币政策对各地房价的影响效应中隐含了房价溢出效应,对后者的忽略将可能使研究所得的货币政策的房价传导效应与真实效果之间出现偏差。

综上,紧密结合 2015 年底“去库存”政策的实施,重点研究政策实施前后货币政策变动对不同等级城市房价产生的异质性影响,分析该政策对货币政策的城市房价传导所带来的冲击,并将房价溢出效应纳入分析框架,探讨各级城市房价之间的相互影响机理。同时,进一步考察各级城市房价受货币政策冲击后的响应中来自房价溢出效应的部分。在研究方法上,采用了 Dees 等改进后的全局向量自回归模型(GVAR)^[3],该法能够刻画货币政策对各城市房价的异质性影响,也能反映某等级城市与其他等级城市的房价互动效应。

二、文献综述

货币政策的区域异质性研究起源于 Mundell 提出的最优货币区理论^[4]。早期相关研究较多集中在国民收入^[5]、进出口额^[6]和物价水平^[7]等经济产出层面,2008 年全球金融危机之后,对这一领域的研究逐渐拓展到房地产市场。货币学派认为,作为数量型货币政策工具的货币供应量可通过资本市场渠道和信贷渠道间接影响房地产市场的需求和消

费;古典学派认为,作为价格型货币政策工具的利率直接影响房地产使用成本、价格预期,进而影响房地产市场的供需^[8]。国外文献较多侧重利率与房价关系的研究,如 Vansteenkiste 等通过对 7 个欧元区国家房价与利率的研究发现,利率在不同国家存在区域异质性影响^[1];部分学者虽然承认利率调节房价的区域异质性现象,但认为其并不是影响房价的主导因素,区域性因素和各个国家房地产金融股权结构体系的差异更加值得关注^[9]。国内研究主要将不同省份或省会城市按东、中、西三大区域进行划分,考察不同货币政策工具的房地产市场传导效应的区域异质性。梁云芳等认为,相比于利率,信贷规模更能影响各地区房价,且对东、西部地区的影响效果强于中部地区^[10]。魏玮等运用面板向量自回归模型(PVAR)得出了不同的结论,认为数量型货币政策工具在西部地区的房价传导效果更好,价格型货币政策工具在东部地区的房价传导效果更显著^[11]。张红等的实证结果表明,各地区房地产市场受到货币供应量冲击后呈现同质性响应特征,对利率冲击则具有异质性响应特征^[12]。由于同类城市在经济发展水平、金融体系结构、人口构成等方面具有类似特征,货币政策在这些城市的房价传导效应也会具有相似性,而不同类城市则表现为差异性,学者们开始突破东、中、西部的区域划分方式,从地区经济开放度^[13]、房价驱动类型^[14]等展开研究。

国内外学者对房价溢出效应的理论和经验研究已有较丰富成果,该研究起源于“波纹效应”理论^[15],即某些区域的住房价格波动会带动周边区域的房价波动并产生传导效应的长期关系。波纹效应作为房价溢出效应的主要研究范畴之一,侧重于研究邻近区域之间的房价传导机制^[16]。对此,学者们从迁徙、交易成本、资产转移、空间套利、房地产市场结构差异和区域经济增长的角度给出了可能的经济解释^[17]。Browning 等发现,一个地区房价在要素流动的作用下会影响周边地区房价的变化,这种影响机制具有空间性特点^[18]。Bruyne 等在研究房价空间溢出过程中引入空间权重矩阵,意图分析地理距离对房价空间溢出的影响^[19]。国内学者研究发现,房价在全域范围内受银行信贷^[20]、利率冲击^[21]等影响主要体现为由东部向西部地区传导,并呈现一种弱的正扩散效应^[22],且这种正相关性会随着地理距离的增加而规律性递减^[23]。房价溢出效应的另

一研究范畴关注非邻近区域之间的房价传导机制,如,张谦等认为,空间上不接近的地区之间会出现房价溢出现象,主要由房地产发展水平较高的地区传递至发展水平较低地区^[24],原因在于信息流动可能比人口流动或资产流动更加容易导致房价溢出^[25]。由于城市间社会、经济联系的紧密程度并不严格依赖于其地理距离,不同城市间的房价相互作用机制可能并不具有空间连续性^[26]。

纵观现有文献,主要存在以下不足:第一,大多数学者运用扩展型 VAR 模型,从独立视角研究货币政策的区域房价传导异质性问题,忽略了房价溢出效应对估计结果的直接影响。第二,以往文献较少考虑相关房地产政策(如“去库存”政策)实施前后货币政策的房价传导效应变化情况,这些政策的出台对货币政策调节房价效果带来的影响尚未得到重视。第三,既有研究通常选取我国各省份或省会城市并划分为东、中、西区域进行分析,涉及三、四线城市的大样本研究较少,这可能会掩盖货币政策在不同发展程度城市间存在的房价传导效果差异,降低研究结论的可信度。基于此,笔者选取 70 个大中城市作为研究对象,并将其划分为 5 个等级,应用 GVAR 模型研究“去库存”政策前后货币政策的城市房价传导异质性,分析房价溢出效应及其对各地房价受货币政策冲击的直接响应的影响。

三、实证模型、变量和数据

1. GVAR 模型的构建

GVAR 模型最早由 Pesaran 等^[27]提出,并应用于计量经济学分析中。其核心是一组单独的 VARX* 模型,不同研究对象的模型中包含相应的内生变量(X_{it})、外生变量(X_{it}^*)和全局变量(d),所有模型通过空间权重矩阵连接起来形成一个整体的系统。与传统 VAR 模型相比,该模型考虑了不同经济体之间的内在联系,能够分析全局变量冲击对各经济体内生变量的影响以及不同经济体之间的溢出效应^[13]。将 GVAR 模型应用于货币政策的城市房价传导效应研究,按照建模思路,假定模型中有 N 个城市,标记城市为 $1, 2, \dots, N$ 。对于每个城市,假设城市 i 的内生变量与其他 $N-1$ 个城市加权平均后的外生变量、确定性变量(如时间趋势)及以此确定的全局变量有关。

首先,使用对数线性向量自回归方程对各个城

市进行 VARX* 建模。为方便表述,给出 GVAR 模型的一阶滞后形式:

$$X_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + \Phi_i X_{i,t-1} + \Lambda_{i0} X_{it}^* + \Lambda_{i1} X_{i,t-1}^* + \psi_{i0} d_t + \psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $t = 1, 2, \dots, T$; $i = 0, 1, 2, \dots, N$; 内生变量 X_{it} 为第 i 个地区的变量(如实际房价 HPI 和实际人均可支配收入 RY); α_{i0} 、 α_{i1} 分别为截距项和趋势项系数; Φ_i 为一个 $k_i \times k_i$ 阶内生变量相关滞后系数矩阵; Λ_{i0} 、 Λ_{i1} 为 $k_i \times k_i^*$ 阶外生变量当期和滞后期的固定系数矩阵,反映外生变量对内生变量的影响; ψ_{i0} 、 ψ_{i1} 均为 $k_i \times k_i^*$ 阶全局变量当期和滞后期系数矩阵; ε_{it} 为一个被假定为非序列相关且均值为 0 的 $k_i \times 1$ 阶城市特定冲击误差向量,服从非奇异协方差矩阵 $\Sigma_{ij} = (\sigma_{ii}, l_s)$, 为各个城市的异质冲击,而各城市的方差—协方差矩阵 $\Sigma_{ij}(i, j=0, 1, 2, \dots, N)$ 被假定是为非时变的。对于外生变量 X_{it}^* (相应地为 HPI^* 和 RY^*), 有 $X_{it}^* = \sum_{j=1}^N \omega_{ij} X_{jt}$, 且 $\omega_{ii} = 0$ 。其中, ω_{ij} 为第 j 个城市对第 i 个城市的影响权重,即为城市溢出效应,所有 ω_{ij} 构成一个 $(k_i + k_i^*) \times k_i$ 的空间权重矩阵 W_i 。需要注意的是,模型中外生变量和全局变量均需满足弱外生性,否则将产生内生性问题。

其次,设定不同城市之间的传导途径。GVAR 模型考虑了各个城市之间 3 种相互作用的途径,它们既具有独立性,又具有内在相互联系。途径一为任何某个城市的变量 X_{it} 受其他城市该变量 X_{it}^* 当期和滞后值影响;途径二为各个城市的变量都受到全局变量 d (如货币供应量和利率等)的共同影响;途径三为第 i 个城市会受到来自第 j 个城市所受当期冲击 ε_{it} 的影响,这种影响和反馈的联系由误差协方差矩阵反映。

最后,在各个城市 VARX* 模型的基础上,构建相应的 VECMX* 模型,进而通过空间权重矩阵 W_i 将各个城市的 VECMX* 模型整合为 GVAR 模型。具体如下:

将 X_{it} 和 X_{it}^* 结合成一个 $(k_i + k_i^*) \times 1$ 的空间向量 $Z_{it} = \begin{pmatrix} X_{it} \\ X_{it}^* \end{pmatrix}$, 此时,式(1)可写成:

$$A_i Z_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + B_i Z_{i,t-1} + \psi_{i0} d_t + \psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $A_i = (I_{k_i}, -\Lambda_{i0})$ $B_i = (\Phi_i, \Lambda_{i1})$

式中: A_i 、 B_i 都为 $(k_i + k_i^*) \times k_i$ 阶的矩阵,并且 A_i 为满秩矩阵,即 $Rank(A_i) = k_i$ 。将全部 N 个城市的模型

结合到一起,并用 $k \times 1$ 的向量 $X_t = (X'_{0t}, X'_{1t}, \dots, X'_{Nt})$ 来表示所有城市的内生变量,且 $k = \sum_{i=0}^N k_i$,则有:

$$Z_{it} = W_i X_t \tag{3}$$

将式(3)代入式(2)得:

$$A_i W_i X_t = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + B_i W_i X_{t-1} + \psi_{i0} d_t + \psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

式中: $A_i W_i$ 、 $B_i W_i$ 都为 $k_i \times k$ 的空间矩阵。将这些方程写为上下叠加的方式:

$$GX_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + HX_{t-1} + \psi_0 d_t + \psi_1 d_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

其中 $\alpha_j = \begin{pmatrix} \alpha_{1j} \\ \alpha_{2j} \\ \vdots \\ \alpha_{Nj} \end{pmatrix} (j = 0, 1) \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}$

$$G = \begin{pmatrix} A_1 W_1 \\ A_2 W_2 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix} \quad H = \begin{pmatrix} B_1 W_1 \\ B_2 W_2 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{pmatrix} \quad \psi_j = \begin{pmatrix} \psi_{1j} \\ \psi_{2j} \\ \vdots \\ \psi_{Nj} \end{pmatrix} (j = 0, 1)$$

可知, G 是一个非奇异的 $k \times k$ 阶满秩矩阵。对式(5)进行求解,并对公式进行简易变换,最终得到 GVAR 模型的一般形式:

$$X_t = b_0 + b_1 t + \Gamma X_{t-1} + Y_0 d_t + Y_1 d_{t-1} + u_t \tag{6}$$

式中: $b_i = G^{-1} \alpha_i (i = 0, 1)$, $\Gamma = G^{-1} H$, $Y_i = G^{-1} \psi_i (i = 0, 1)$, $u_t = G^{-1} \varepsilon_t$ 为残差向量,且矩阵 Γ 要满足稳定条件。

2. 变量设定和数据处理

研究变量主要包括房价、人均可支配收入、货币供应量和利率。其中,房价和人均可支配收入分别用实际商品住宅价格指数(HPI)和实际人均可支配收入(RY)表示,作为内生变量反映我国城市的房价走势和人均收入水平;货币供应量和利率分别用实际广义货币供应量($M2$)和银行间同业拆借加权平均利率(R)来表示,作为全局变量代表数量型货币政策工具和价格型货币政策工具。

以我国 70 个大中城市作为研究对象,并将其划分为 5 个等级(表 1),同时选取 2009 年 1 月—2018 年 6 月各样本城市的数据用于实证研究,以规避 2008 年金融危机的非正常影响。

表 1 城市等级划分

城市等级	城市
一线	北京、上海、广州、深圳
新一线	成都、杭州、武汉、南京、重庆、天津、西安、长沙、沈阳、青岛、郑州、大连、宁波
二线	厦门、福州、无锡、合肥、昆明、哈尔滨、济南、长春、温州、石家庄、南宁、泉州、惠州、徐州、南昌、贵阳、太原、金华、烟台、乌鲁木齐、兰州、海口
三线	扬州、桂林、唐山、三亚、呼和浩特、洛阳、济宁、银川、湛江、赣州、宜昌、包头、秦皇岛、丹东、九江、襄阳、蚌埠、岳阳、南充、西宁、吉林
四线	锦州、牡丹江、安庆、平顶山、常德、韶关、北海、泸州、遵义、大理

数据处理上,采用 70 个大中城市新建商品住宅价格的同比和环比指数,构造以 2009 年 1 月为基期的定基序列,以此作为商品住宅价格指数。受限于数据可得性,人均可支配收入选用各城市对应省份月度数据。为消除通货膨胀的干扰,利用 CPI 指数(以 2009 年 1 月为基期)对商品住宅价格指数序列、人均可支配收入序列和广义货币供应量序列进行修正,得到实际商品住宅价格指数(HPI)、实际人均可支配收入(RY)和实际货币供应量($M2$)。应用 EVIEWS8.0 软件对 HPI 、 RY 、 $M2$ 、 R 等数据进行 X-12 季节性调整,并自然对数化处理以消除异方差性。同时,选用各城市年度 GDP 作为计算依据,以均值构造模型中的城市聚合矩阵。研究数据来源于中国人民银行网站、国家统计局和 Wind 数据库。

3. 空间权重矩阵的设定

为在模型中得到对应的外生变量 X_{it}^* ,需构建空间权重矩阵 W_i 并将各个城市的 VECMX* 模型整合为 GVAR 模型。根据“地理学第一定律”并借鉴前人经验,区域间的空间相互作用大小与空间距离呈负相关^[28],距离越近的房地产市场间信息传递的速度和强度越大^[29],因此采用城市间地理距离构建城市关联权重矩阵。首先,利用 ArcGIS10.3 软件提取各个城市之间的距离,并汇总为矩阵;然后,以距离

的倒数计算权重,即 $\tilde{\omega}_{ij} = \begin{cases} 0, i = j \\ \frac{1}{d_{ij}}, i \neq j \end{cases} (i, j = 1, 2, \dots, 70)$;

最后,通过转换为列和为 1 的形式构建城市关联权重矩阵,即 $\omega_{ij} = \frac{\tilde{\omega}_{ij}}{\sum_{i=1}^{70} \tilde{\omega}_{ij}} (i, j = 1, 2, \dots, 70)$ 。其中, ω_{ij} 为构成空间权重矩阵 W_i 的城市关联系数,反

四、实证结果与分析

1. 统计检验分析

考虑到2015年12月中央政府楼市“去库存”政策实施可能对货币政策的城市房价传导效应产生的影响,以这一政策出台为界限,将样本分为前组(2009年1月—2015年11月)和后组(2015年12月—2018年6月)进行实证分析。

在对GVAR模型进行估计之前,需对变量进行必要的统计检验。根据AIC准则确定各城市变量的最优滞后阶数估计VARX*模型,结果显示:两个组别中各城市模型中的变量均在5%显著性水平下为一阶平稳序列,因此采用其一阶差分形式估计VECM模型。在此基础上,利用Johansen协整检验考察各个城市模型变量的协整关系。根据研究结果,两个组别各城市的变量在5%显著性水平下包含一组协整关系。

在估计GVAR模型时,一个重要假设是 X_u^* 和 d_u 要满足弱外生性,因此还需对样本期内各城市的变量进行弱外生性检验。结果表明,在5%显著性水平下两个组别绝大部分变量均能通过弱外生性检验,即这些变量对模型中其他变量产生长期影响,但模型中其他变量对其并无长期反馈作用。极少数不满足弱外生性假设的变量从VARX*方程中剔除。经检验,GVAR模型的特征根均在单位圆内,且模型结构稳定。

2. 广义脉冲响应分析

(1) 货币供应量冲击对城市房价的影响效应

图1描绘了样本期内各级城市房价对来自货币供应量冲击的响应情况。给定货币供应量一个标准差的正向冲击,由图1(a)可知,“去库存”政策实施前,各级城市的房价首先表现为负向响应,随后迅速反弹,第6期后依次转为正向响应并在第8期达到第一个正向峰值,随后经过短暂的波动逐渐趋于平稳,最终响应值在0.190%~0.376%;图1(b)显示,“去库存”政策实施后,各级城市房价在当期表现为负向响应,并在第2~3期迅速回升达到第一个正向峰值,之后逐步震荡收敛直至平稳,稳定响应均值介于0.137%~0.674%。对比样本期内的脉冲响应结果,各级城市房价受到货币供应量冲击后均表现出正向响应的特征,其长期响应值超过0.1%,

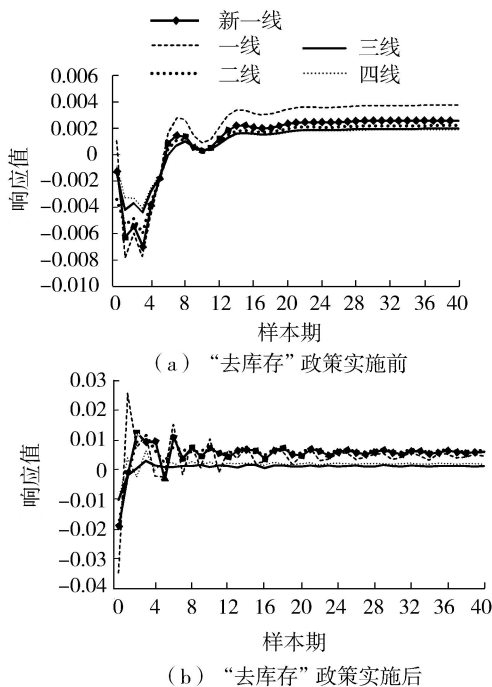


图1 货币供应量冲击对城市房价的影响

这说明货币供应量的增加会在一定程度上推高城市房价,且这种正向作用长期稳定。然而,后组中房价受货币供应量冲击的响应程度整体上强于前组,且收敛速度更加迅速,可以认为“去库存”政策的实施在一定程度上加深了货币供应量冲击对城市房价的影响,这可能是由于各地实行的提高贷款额度、延长贷款年限、放宽提取条件等一系列公积金房贷新政激发了人们潜在的购房意愿,扩大了信贷规模。同时,基于补充抵押贷款方式的棚改货币化安置政策的推行,在效果上类似于投放基础货币,导致市场中流动性资金显著增长,并带来人们住房消费能力的提升,使得房价上涨的程度更为明显。

不同城市房价对来自货币供应量一个标准差的正向冲击存在明显的异质性响应。“去库存”政策实施前,一线和新一线城市房价的长期响应值分别为0.376%和0.264%,二、三、四线城市房价的长期响应值均在0.2%左右。随着“去库存”政策的实施,一线、新一线和二线城市房价的稳定响应均值大幅度提高,分别达到0.497%、0.626%和0.674%,三、四线城市房价的稳定响应均值分别为0.137%和0.216%。可以看出,较三、四线城市,样本期内货币供应量调整对一线、新一线及二线城市房价的正向影响较为强烈,由此说明,等级越高城市的房价受货币供应量调整的影响越明显。主要原因在于相

对于货币供应量调整,等级较高城市有着较高的住房需求敏感度及较低的住房供给敏感度:一是,货币供应量增加直接导致商业银行个人住房信贷规模的增长,进而激发人们的住房购买行为。通常在等级较高城市住房消费需求相对更高。从住房投资需求角度而言,这些城市的房地产市场价值预期和人们的支付能力较高,市场中充斥着大量的投资需求,由此形成了高等级城市住房需求对于货币供应量调整的较高敏感度。二是,货币供应量的增加能使房地产开发商获得更多资金,然而,较等级较低城市开发商更多依赖由货币供应量增加打开的信贷渠道,等级较高城市有着更健全的金融体系和除银行信贷之外更广泛的筹资渠道,货币政策有效性反而下降。

此外,“去库存”政策实施前后,各等级城市房价受货币供应量冲击的响应变动程度也存在显著差异,从高到低依次为二线、新一线、一线城市;三、四线城市房价受货币供应量正向冲击的稳定响应均值在前后两组中变动程度都较小,且四线城市远远低于其他城市。上述结果表明,“去库存”政策在不同程度上提高了各级城市,尤其是新一线、二线城市房价对来自货币供应量冲击的响应敏感度,但三、四线城市受该政策的影响较弱。这主要是由于各级政府对“去库存”政策的反应速度和执行力度存在差距,而且“去库存”政策的实施引发了人们对住房消费和投资需求的增多,但受到一线城市较高房价水平、较少库存以及当地“限贷”“限购”调控政策等因素的叠加影响,使得人们转而投资于新一线、二线城市。然而,三、四线城市房地产市场以消费需求为主,相对等级较高城市,其难以吸引有住房投资需求的机构和个人进入。

(2) 利率冲击对城市房价的影响效应

图2给出的是样本期内各级城市房价受利率冲击后的脉冲响应。给定利率一个标准差的正向冲击,根据图2(a),前组中除了三、四线城市房价在前两期有短暂小幅下降,其他城市房价均首先表现为正向响应,继而在快速上升后又迅速回落,随后经过短暂波动直至平稳,最终响应值在-0.292%~-0.108%。可以看出,受利率冲击后,各级城市房价均有超过0.1%的负向长期响应。图2(b)显示,后组中各城市房价在当期均为正向响应,在第2期到达第一个正向峰值后迅速下降至负值,之后快速反弹并转为正向响应,最后显现为逐步震

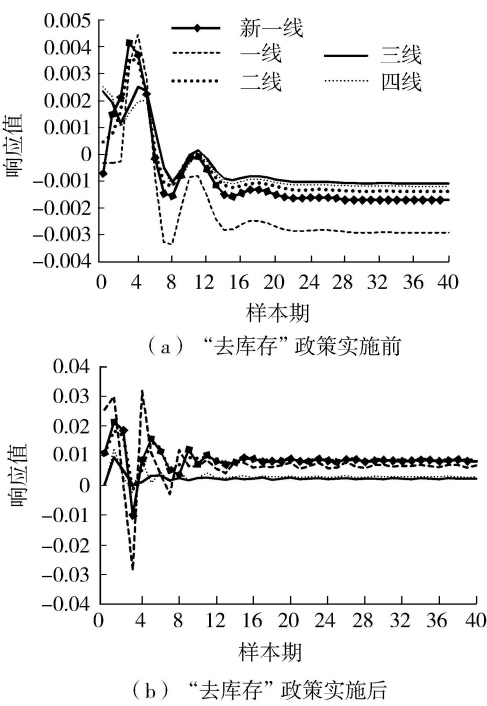


图2 利率冲击对城市房价的影响

荡收敛直至稳定的状态,响应均值介于0.238%~0.854%,且各城市房价对来自利率的冲击均表现出超过0.1%的正向长期反应。从响应程度的绝对值来看,后组中各城市房价受利率冲击的整体响应程度更强,且收敛速度更加迅速。实证结果表明,随着“去库存”政策的实施,各级城市房价受到利率冲击的响应情况发生了反向变化,说明利率变动对房价的影响并不稳定,原本对房价的负向冲击难以抑制“去库存”政策导致的房价上升,这可能是由于国家为实现房地产“去库存”的目标而实行了较宽松的货币政策,持续的降息使得房贷利率处于较低水平。而在房价传导过程中,只有当利率超过一定基点后才能对房地产需求和投资起作用^[30],同时“去库存”政策实施对房价的拉动效应提高了利率发挥实际作用应达到的一般水平。

各级城市房价受利率一个标准差正向冲击的响应具有异质性。前组中一线城市房价的长期响应值为-0.292%,新一线、二、三、四线城市房价的长期响应值均在-0.2%以内;后组中一线、新一线和二线城市的稳定响应均值分别达到0.669%、0.828%和0.854%,三、四线城市的稳定响应均值在0.30%以内。可见,利率变动对三、四线城市房价的影响程度始终弱于一线、新一线和二线城市。从市场供给角度解释,城市发展等级越高,其金融市场更加多元

化,房地产开发商对金融工具的依赖程度越强,当利率变动时,金融市场的连锁反应使得当地开发商的融资成本浮动程度更大,从而显著影响其投资决策和房地产市场的供给。从市场需求角度考虑,发展等级较高城市的购房者对金融市场认知程度较高,则当地住房消费和投资的利率杠杆作用更为明显,利率变动对房价产生的影响也更加显著。同时,由于等级较低城市的土地供给相对宽裕,其住房供给能更大程度上满足市场的需求。

(3) 房价溢出效应分析

图3反映的是2009年1月—2015年11月各城市房价分别对来自某等级城市房价一个标准差正向冲击的响应情况^①。可以发现,城市间房价溢出效应存在明显差异,总体上发展等级越高的城市房价溢出效应越大。

首先,一线、新一线城市对各级城市分别有超过4%、0.8%的正向房价溢出效应,这主要由住房投资需求者和房地产开发商的资金流动所引致。当一线、新一线城市房价上涨一定幅度后,在这些城市进行住房投资形成的套利空间逐渐缩窄,有住房投资需求的机构和个人将会转而选择高房价城市周边的价值“洼地”进行投资。同时,社会信息传播渠道广泛且非常迅捷,上述住房投资者的行为将进一步引发周边地区潜在消费者的住房消费行为,导致当地住房的大量销售和房价上升。从房地产开发商角度而言,随着一线、新一线城市房价上涨,部分开发商基于降低土地成本的考虑以及对住房市场需求走势的分析判断,会将投资重心转移至房价较低地区,进而带动其他地区土地价格和房价的联动性上涨。

其次,二、三线城市对各级城市的房价溢出效应整体为负,且二线城市对其他城市均有超过0.5%的负向房价溢出效应,三线城市房价溢出效应表现为负向不显著的特征。这可能是由于这两类城市,尤其是二线城市在经济发展水平、基础设施、资源条件等方面与一线、新一线城市的差距不很明显,而在一线、新一线城市房价被高估的情况下,机构和个人对该类城市房地产市场的投资预期将会显著增强,易吸引部分投资者和住房需求者。四线城市因房地产市场发展水平与其他城市存在较大差异,其投资价值和吸引资金能力较弱,因此受二、三线城市房价上涨的影响较小甚至不显著。

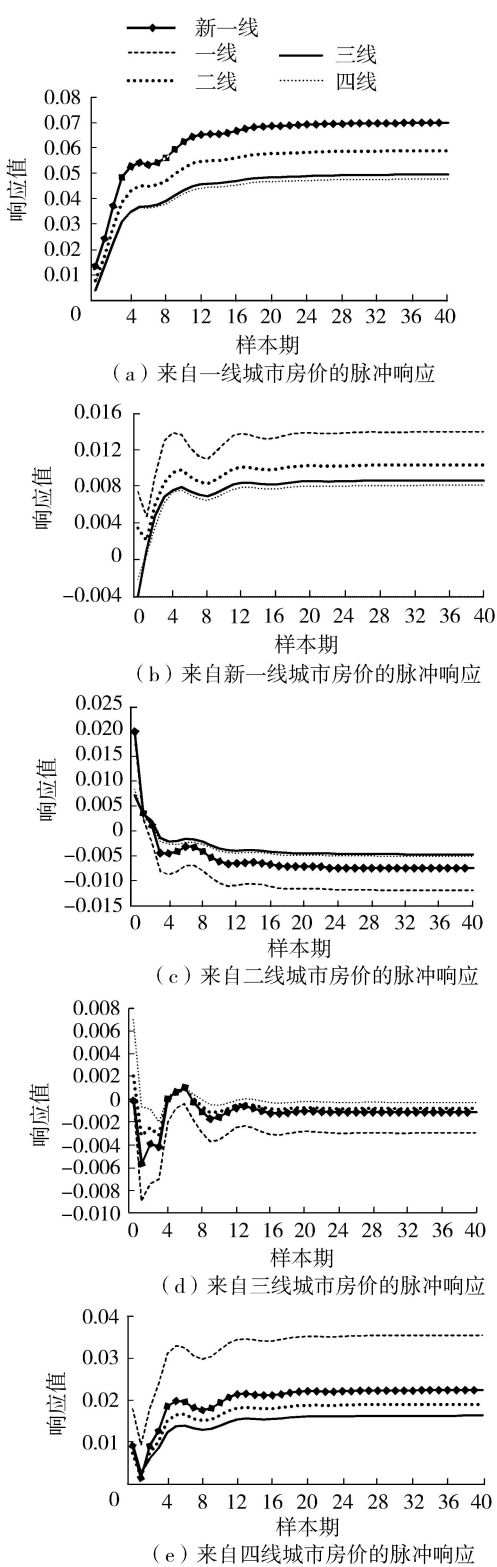


图3 城市房价溢出效应

① “去库存”政策实施后各级城市房价发生急剧波动,而这并非房价变动常态,因此仅对“去库存”政策前的房价溢出效应加以分析。

最后,四线城市对各级城市均有超过 1.5% 的正向房价溢出效应,该研究结果与已有文献不完全一致,原因可能在于四线城市受到各方面条件约束,其房价即使有上涨预期也较为有限,难以如同其他城市吸引足够的投资资金,因此对其他城市房价上涨难以产生抑制作用。此外,以地理距离构建的空间权重矩阵可能不严格适用于笔者对城市的 5 级划分方式^①。

在货币政策冲击各地房价的过程中隐含了房价溢出效应,为了更准确地评估货币政策的房价传导真实效果,采用 Elbourne 的方法^[31]测算了各级城市房价受货币政策冲击的响应中来自房价溢出效应的部分(表 2)。从不同类型货币政策工具来看,各级城市房价受到利率冲击后的响应中来自房价溢出效应的部分略高于货币供应量,这说明房价溢出效应会影响货币政策冲击各城市房价的直接效果,且对利率冲击所引致的城市房价响应的影响更加明显。同时,从各级城市房价溢出效应在货币政策的房价传导效果中的占比来看,整体而言,基于货币供应量角度由等级较高城市向等级较低城市依次递减,然而,基于利率角度则依次递增。这说明在不同发展程度的城市,房价溢出效应对不同货币政策工具冲击房价的直接效果的影响存在差异,并会加剧城市间房价的分化情况。这主要是由于在不同等级城市,影响其房价溢出效应的人口流动、资产流动和信息流动等因素对货币供应量和利率调整的敏感度表现出不一致性,且彼此之间相互作用,这使得各级城市房价溢出效应在受货币供应量、利率冲击的房价传导效果中的占比呈现不同的规律。

表 2 货币政策冲击对城市房价调节效果中
房价溢出效应的影响 %

货币政策 变量	一线城市	新一线 城市	二线城市	三线城市	四线城市
货币供应量	13.03	12.16	12.29	11.59	11.55
利率	12.38	14.43	14.76	15.95	13.84

五、结论与建议

基于 2009 年 1 月—2018 年 6 月 70 个大中城市的月度面板数据,构建 GVAR 模型,以 2015 年 12 月“去库存”政策提出为界限,分两阶段研究各级城市房价对于货币政策调整和其他城市房价冲击的异质性响应。主要研究结论如下:①样本期内货币供应

量变动对城市房价保持长期正向影响,利率调整对房价的影响不稳定。②货币政策的城市房价传导效果具有明显差异,发展等级较高城市房价受货币政策冲击后的响应程度更高。③随着“去库存”政策的实施,各城市房价对来自货币供应量冲击的响应程度趋于增强,利率对房价的负向冲击难以阻止“去库存”政策推动的房价上升。④城市间房价存在显著的溢出效应,整体上等级越高城市的房价溢出强度越大。房价溢出效应在一定程度上对货币政策冲击城市房价的直接效果带来了影响,并加剧了城市间房价的分化情况。

依据上述研究结果,提出以下政策建议:第一,由于我国利率市场正处于深化改革进程中,在未来一段时期内,利率变动对房价的调节尚难以实现预期目标,因此政府还需依赖于货币供应量调整对房价进行调节。然而,政府更应注重加快利率市场化改革进程,推进货币政策工具由数量型向价格型的转变,提高货币政策的有效性和独立性。第二,等级较高城市房价受货币政策变动的影响较大,而房价溢出效应的分化作用则造成了各级城市房价轮动上升的局面,因此政府应将一线、新一线城市作为房价变动的指示性城市,同时结合各地财政、土地等政策对不同城市住房信贷规模进行差别化控制。第三,“去库存”政策在达到预期目标的同时,也在一定程度上导致了各地房价上涨,应继续采取措施对一线、新一线、二线城市房地产市场进行调控;在三、四线城市及其他非热点城市,应合理选择能够促进楼市去库存且避免房价上涨的政策手段,比如以实物性安置代替货币化安置,确保房地产市场的平稳运行。第四,可通过推进城市基本公共服务均等化、引导城市房地产市场供需与经济基本面协调匹配等途径控制房价溢出效应带来的影响。

参考文献:

[1] VANSTEENKISTE I, HIEBERT P. Do house price developments spillover across Euro Area Countries? Evidence from a global VAR [J]. Journal of Housing Economics, 2011, 20(4): 299-314.

[2] HOLMANS A E. House prices: changes through time at national and sub-national level [R]. London: Department

①为验证数据的适用性,笔者将城市按东、中、西三大区域划分进行实证检验,得到的结果与已有文献并无明显偏差。

- of the Environment,1990.
- [3] DEES S, MAURO F D, PESARAN M H, et al. Exploring the international linkages of the Euro Areas: a global VAR analysis[J]. Journal of Applied Econometrics, 2007, 22 (1):1-38.
 - [4] MUNDELL R. A theory of optimum currency areas[J]. American Economic Review, 1961, 51(4):57-64.
 - [5] CARLINO G, DEFINA R. The differential regional effects of monetary policy: evidence from the U. S. [J]. Journal of Regional Science, 1997, 39(2):339-358.
 - [6] 柯冬梅. 最优货币区理论及其对中国货币政策的借鉴[J]. 中央财经大学学报, 2001(1):28-32.
 - [7] 宋旺, 钟正生. 我国货币政策区域效应的存在性及原因——基于最优货币区理论的分析[J]. 经济研究, 2006(3):46-58.
 - [8] MISHKIN F S. Housing and the monetary transmission mechanism[R]. Washington D. C.: National Bureau of Economic Research, 2007:359-413.
 - [9] IACOVIELLO M, MINETTI R. The credit channel of monetary policy: evidence from the housing market[J]. Journal of Macroeconomics, 2008, 30(1):69-96.
 - [10] 梁云芳, 高铁梅. 中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]. 经济研究, 2007(8):133-142.
 - [11] 魏玮, 王洪卫. 房地产价格对货币政策动态响应的区域异质性——基于省际面板数据的实证分析[J]. 财经研究, 2010, 36(6):123-132.
 - [12] 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.
 - [13] 冯雷, 马湛宸. 我国货币政策对房地产价格调控的省际差异化效应分析[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2016, 36(4):30-36.
 - [14] 王天雨. 货币政策对住宅商品房价格影响的区域差异——来自我国 31 省份的证据[J]. 经济理论与经济管理, 2018(8):75-90.
 - [15] HOLLY S, PESARAN M H, YAMAGATA T. The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK[J]. Journal of Urban Economics, 2011, 69(1):2-23.
 - [16] MACDONALD R, TAYLOR M P. Regional house prices in Britain: long-run relationships and short-run dynamics[J]. Scottish Journal of Political Economy, 1993, 40(1):43-55.
 - [17] SMITH S. International encyclopedia of housing and home[M]. Neberland: Elsevier Science Direct, 2012.
 - [18] BROWNING M, GØRTZ M, LETH-PETERSEN S. Housing wealth and consumption: a micro panel study[J]. Economic Journal, 2013, 123(568):401-428.
 - [19] BRUYNE K D, HOVE J V. Explaining the spatial variation in housing prices: an economic geography approach[J]. Applied Economics, 2013, 45(13):1673-1689.
 - [20] 邓韬, 贾生华, 王心蕊. 银行信贷对商品房价格影响的区域异质性研究[J]. 江西财经大学学报, 2015(4):13-22.
 - [21] 董加加, 纪晗. 我国城市间住宅价格溢出效应研究[J]. 经济经纬, 2018, 35(1):8-13.
 - [22] 刘志平, 陈智平. 城市住房价格的空间相关性、影响因素与传递效应——基于区域市场关系层面的实证研究[J]. 上海财经大学学报, 2013, 15(5):81-88.
 - [23] 丁如曦, 倪鹏飞. 中国城市住房价格波动的区域空间关联与溢出效应——基于 2005—2012 年全国 285 个城市空间面板数据的研究[J]. 财贸经济, 2015(6):136-150.
 - [24] 张谦, 王章名, 王成璋. 我国城市房价波动的溢出效应研究——基于 DCC-MVGARCH 模型的视角[J]. 西藏大学学报(社会科学版), 2015, 30(4):187-194.
 - [25] GRAY D. District house price movements in England and Wales 1997—2007: an exploratory spatial data analysis approach[J]. Urban Studies, 2012, 49(7):1411-1434.
 - [26] 余华义, 黄燕芬. 货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区域影响[J]. 金融研究, 2015(2):95-113.
 - [27] PESARAN M H, SCHUERMAN T, WEINER S M. Modeling regional interdependencies using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2004, 22(2):175-181.
 - [28] 叶永刚, 周子瑜. 基于 GVAR 模型的中国货币政策区域效应研究[J]. 统计与决策, 2015(17):146-150.
 - [29] ZHU B, FÜSS R, ROTTKE N B. Spatial linkages in returns and volatilities among U. S. regional housing markets[J]. Real Estate Economics, 2013, 41(1):29-64.
 - [30] 王先柱, 毛中根, 刘洪玉. 货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据[J]. 金融研究, 2011(9):42-53.
 - [31] 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.

(责任编辑:高虹)

