

城市房价溢出效应的测度、网络结构及其影响因素研究

吕 龙 刘海云*

摘要: 利用厚尾 VAR 模型构建测度指数来量化房价溢出效应大小,在梳理传导机制的基础上,采用 35 个城市数据分析房价溢出的网络结构与主要影响因素,结果显示:市场整体房价溢出水平自 2011 年以来上升 11%,系统性风险加剧。城市房价相互溢出关系形成复杂的“小世界网络”,北京等 7 个城市是“领导者”,天津等 7 个城市是“经纪人”,石家庄等 11 个城市是“双向引导者”,青岛等 10 个城市属于“跟随者”。从全国范围看,人口流动与羊群效应是房价溢出的重要途径,但各板块存在差异。“领导者”主要依靠人口流动、资本流动与羊群效应实现房价外溢;“经纪人”与“双向引导者”依赖羊群效应实现房价外溢;“跟随者”主要依赖人口流动与羊群效应实现内部城市间相互溢出,但对其他板块影响不大。因此,政府部门应高度重视房价溢出效应可能诱发的系统性风险,完善房地产行业相关的产权、信息披露制度,提高楼市调控效率。

关键词: 房价溢出效应;溢出指数;网络结构;影响因素

一、引言

近年来,我国各地住房价格不断攀升并呈现出一定的空间联动和相互影响,即不同区域间房价存在相互溢出。房价溢出效应导致各地楼市调控的政策效力不仅取决于本地因素,还受到其他地区相关因素的影响。此外,房价溢出为房价泡沫扩散提供便利的渠道,容易引发整个房地产行业的系统性风险(陈雪楚等,2012)。在这种背景下,如何度量房价溢出效应规模并刻画其动态变化特征?不同城市在房价溢出关系中扮演怎样的角色?房价溢出效应背后的发生机制如何,取决于哪些因素?回答上述问题对于提高房价调控政策的精准性与针对性,科学制定跨区域的楼市调控政策,防范市场系统性风险的发生具有重要意义。

现有对房价溢出问题的研究多围绕“波纹效应”展开, Cook 和 Thomas (2003)、Tsai (2014)、Cook 和 Watson (2016) 等通过对英国房价的区域传导分析,发现伦敦等地区房价率先发生变动之后会带动周围地区房价的变化,房价波动的影响如同水中波纹一般扩散;Teye 等(2017)利用 VAR 模型与格兰杰因果检验进行实证分析,发现荷兰部分地区房价溢出存在

* 吕龙(通讯作者),华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子信箱:lvlong.cfa@163.com;刘海云,华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子信箱:lhaiyun@mail.hust.edu.cn。

感谢匿名审稿人和编辑老师的宝贵意见。文责自负。

与英国类似的“波纹效应”,房价波动源于阿姆斯特丹,随后向其他区域扩散。“波纹效应”理论部分解释了英国、荷兰等国的房价溢出,但其强调房价传递在空间上具有连续性,与部分国家和地区的实际相悖。如 Gupta 和 Miller(2012)发现美国的城市房价溢出并不完全遵循“波纹效应”特征,即使是不存在毗邻关系的洛杉矶、拉斯维加斯等城市的房价依然会相互影响;Lee 和 Chien(2011)研究中国台湾地区房价发现“波纹效应”只存在于中部和南部的城市,而作为台湾地区核心城市的台北,其房价波动并未向其他区域扩散。相较上述检验房价溢出效应的文献,对房价溢出成因与影响因素的研究较少。具有代表性的研究如,Meen(1999)基于“波纹效应”从人口转移、空间异系数性等方面系统总结房价溢出的发生原因;Nneji 等(2015)补充完善了房价溢出的成因,认为套利活动是非邻近地区房价发生相互作用的关键。波纹效应理论对房价溢出发生机制的分析,仅仅停留在经济逻辑层面而非严格的数理证明,有必要对房价溢出效应的相关影响因素进行实证检验。然而,由于房价溢出效应及其强度并非可直接观测(Cook and Watson, 2016),因此较少有文献对房价溢出效应的影响因素进行实证分析。

受“波纹效应”理论影响,我国学者主要从两两城市房价互动的视角出发,检验地理“近邻”城市间的房价溢出。王松涛等(2008)将样本城市划分为若干区域并利用 VAR 模型进行实证检验,发现北京、大连、武汉等城市在各自区域性房价体系中扮演着“核心城市”的角色,房价变化对区域内其他城市房价有显著影响。王鹤等(2014)基于两地是否接壤来设立邻接矩阵,建立空间面板模型,证实我国区域房价波动产生的影响由东至西依次扩散。然而部分学者如张衡和林仁达(2015)研究发现,广州等城市房价的对外溢出关系系数超过其邻近城市数量,房价溢出关系可能存在更复杂的网络拓扑结构,国内城市房价溢出关系远非“波纹效应”理论的“近邻”影响所能解释。朱丽南等(2017)利用 ESDA 方法证实房价存在跨区域的影响,经济距离比地理距离在房价区域联系中发挥的作用更大。因此,“波纹效应”理论关于房价溢出具有空间连续性的观点对我国房价溢出的研究并不完全适用,分析我国城市房价溢出效应不能局限在两两“近邻”城市间,而应从全局网络的角度进行研究。

相比于现有文献,本文的贡献在于:首先,构建房价溢出指数,为后续房价溢出效应影响因素的实证检验奠定基础。基于 VAR 模型进行广义方差分解计算房价溢出指数,衡量各城市和市场整体的房价溢出水平,并通过滚窗法实现对溢出指数的动态刻画;其次,不再局限于两两“近邻”城市互动的角度研究房价溢出。基于溢出指数建立房价溢出网络,把握城市房价溢出关系的整体网络特征,并通过块分析(Block Modeling)将样本城市分为四大板块,明晰不同城市在房价波动传导中所扮演的角色;最后,在分析房价溢出理论机制的基础上,以 35 个大中城市房价外溢指数为被解释变量构建动态面板模型,考察人口流动、资本流动与信息流动等机制在城市房价溢出中发挥的作用,并考虑各板块的差异,明晰房价溢出的方向及其影响因素。

二、房价溢出传导机制分析

城市房价溢出指两个或多个城市之间住宅价格波动的传导、影响及相互关系。从内涵上说,房价溢出属于区域联系的范畴。根据区域经济学理论,空间流作为城市空间联系的实质内容主要包括人员、资金和信息的流动,它们是具有明显方向和强度的空间矢量,方向和强度的变化会导致不同城市间发生联系(朱英明、于念文, 2002)。对城市房价而言,人员与资金的变化可以直接改变市场的供求进而影响价格,而信息传递可以通过改变市场参与者

的心理预期来影响投资决策进而影响价格。因此房价溢出效应的产生主要基于人口流动、资本流动与信息流动三个机制,理论传导机制如图1所示。

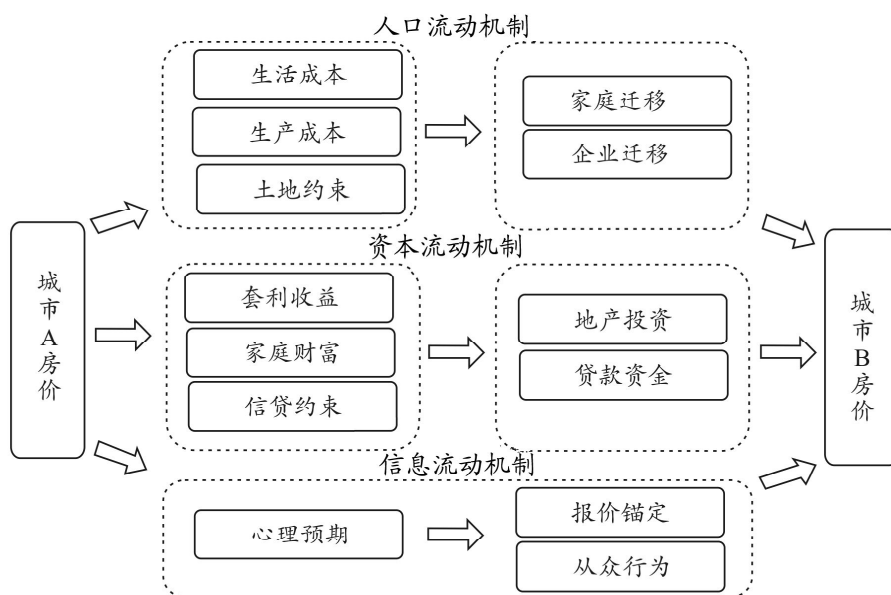


图1 房价溢出传导机制

首先,人口流动机制的房价溢出包括家庭迁移和企业迁移两个方面。从家庭迁移方面看,城市A房价上升会导致生活成本提高,部分家庭出于生活压力会主动选择住房成本更低的城市B。随着人口的不断流入,市场供求改变,城市B的房价也被抬高。从企业迁移方面看,随着城市A房价攀升,企业用工成本和土地成本上升,加之企业发展对土地的需求和高房价下城市土地资源稀缺性之间的矛盾对企业扩张需求形成约束,部分企业也会外迁到房价更低的城市B,从而改变后者市场供求,影响当地房价。

其次,资本流动机制主要包括空间套利、财富效应和信贷约束。关于空间套利,由于各地区经济发展差异较大,房地产投资的分布并不均衡且房产本身具有不可移动性,住房市场在区域维度上并非绝对有效,使得区域间存在套利的机会(吴伟巍等,2011)。当城市A房价波动打破市场均衡且套利产生的交易费用足以被收益所弥补时,空间套利就会对城市B房价产生影响直至形成新的价格均衡。关于财富效应,城市房价的变化还会改变家庭财富,例如房价上升导致家庭财富增加,同时由于金融市场不健全,投资渠道受限,家庭更倾向于购买多套房产实现财富保值增值。当本地房源或政策受限时,家庭会将目标投向周边城市,从而将本地房价波动向外扩散。关于信贷约束,信贷在城市房价溢出中发挥着重要作用,当城市A房价相对于城市B房价升高时,城市A的资金持有者向城市B家庭提供借贷的边际成本会相对下降,从而放宽B城市家庭买房决策面临的信贷约束,进而需求增加,推高房价(高然、龚六堂,2017)。

第三,相对于有形的人口与资本流动而言,信息传递是房价溢出的隐性机制。依据行为经济学的观点,微观主体的心理和行为因素在房地产市场上扮演着重要角色。信息传递通过影响市场参与者的心理预期来影响市场。市场参与者无法准确估计房产的基本价值,可能会根据其他地区的市场状况对本地区的房价进行预期,因此房价波动可以通过锚定效应和羊群效应来实现扩散。锚定效应方面,人们在沽售房屋报价时通常会选择参考点,若城市A与城市B市场状况、宏观经济等因素相近,那么当城市A房价上涨后,城市B的卖房者接

受到这一信息后将前者房价设定为一个“锚”反复权衡估价。羊群效应方面,当一个市场发生异常波动时,会通过报纸、互联网等媒介将过度乐观或悲观的情绪不断放大,引发从众行为。Burnside 等(2016)认为具有房价上涨强烈预期的家庭会将这种预期“传染”给那些无特定观点的家庭。

区域经济一体化的背景下,城市间人口、资金与信息的联系复杂而紧密,究竟何种因素在我国房价溢出中发挥着关键性作用,抑或房价溢出是三种机制共同作用的结果,还需进一步实证检验。

三、房价溢出指数构建与实证模型

(一) 房价溢出指数构建

房价溢出效应测度是后续网络分析与理论机制检验的基础。以往学者常用的格兰杰因果检验等方法不能直接刻画溢出效应的规模,而空间面板模型关注的是近邻区域,忽视非近邻区域的房价溢出。为规避上述问题,本文参考 Diebold 和 Yilmaz(2012)分析广义资产价格溢出的方法构建房价溢出指数,度量房价溢出效应方向与规模。

Diebold 和 Yilmaz(2012)基于普通 VAR 模型构建溢出指数,该模型残差的正态分布假定有待商榷,无法正确刻画变量分布的厚尾特征,容易扭曲变量间的真实互动关系(Chan, 2018)。为更好地刻画房价溢出效应,本文在构建溢出指数时使用 Chiu 等(2017)提出的 VAR-t 模型来替代普通 VAR 模型。

设 X_t 为 t 时刻 N 个城市房价增长率向量,服从式(1)所示的 VAR-t(P) 过程。模型假定 $\lambda_{i,t}$ 的先验分布为 $P(\lambda_{i,t}) = \prod_{i=1}^T \Gamma(1, v_i)$, 因此正交化残差向量 $\varepsilon_t = Du_t$ 的后验分布服从自由度为 v_i 的 t 分布。相较普通 VAR 模型,式(1)中正交化残差分布的厚尾设定能够更好地反映极端事件对房价的冲击。

$$\begin{aligned} X_t &= c + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_p X_{t-p} + u_t \\ \text{Cov}(u_t) &= \sum = (D^{-1})H(D^{-1})' \\ D &= \begin{bmatrix} 1 & & & \\ d_{12} & 1 & & \\ d_{13} & d_{23} & 1 & \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ d_{1N} & d_{2N} & \cdots & \cdots & 1 \end{bmatrix} \\ H &= \text{diag}\left(\frac{\sigma_1^2}{\lambda_{1,t}}, \frac{\sigma_2^2}{\lambda_{2,t}}, \cdots, \frac{\sigma_N^2}{\lambda_{N,t}}\right) \end{aligned} \quad (1)$$

将式(1)转换为式(2)的移动平均过程:

$$\tilde{X}_t = AX_t = \sum_{i=1}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i}, \text{ 其中 } C_i = B_1 C_{i-1} + B_2 C_{i-2} + \cdots + B_p C_{i-p}; C_0 = I_N \quad (2)$$

基于式(2)进行广义方差分解,得到分解矩阵 $\{\theta_{ij}(H)\}$ 。其中,元素 $\theta_{ij}(H)$ 为第 i 个城市房价向前 H 步^①预测误差方差中由第 j 个城市房价所解释的部分,即后者对前者的影响,以

^①后续实证发现 H 取值差异对溢出指数、网络结构等影响较小,本文取 $H=12$ 。

此度量城市 j 对城市 i 的房价溢出效应大小。具体计算如式(3), 其中 Σ 为误差协方差矩阵, ω_{ii} 为 Σ 主对角线的第 i 个元素; e_i 为单位矩阵的第 i 列。相较格兰杰因果检验方法, $\theta_{ij}(H)$ 不仅度量溢出效应的方向, 还可以刻画其规模(李红权等, 2011), 式(4)是对广义方差分解结果的标准化处理。

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\omega_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^H (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^H (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)^2} \quad (3)$$

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H)} \quad (4)$$

依据式(4)构建两类房价溢出指数, 一是房地产市场总体溢出指数 $S(H)$, 刻画市场总体的溢出水平, 该指数越大则市场整体溢出效应越大; 二是个体城市房价溢出指数 $S_{i \rightarrow}(H)$, 刻画单个市场对外溢出水平, 该指数越大则城市 i 对其他城市房价影响越强, 具体计算方法如式(5)所示:

$$S(H) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}(H) \frac{100}{N}$$

$$S_{i \rightarrow}(H) = 100 \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji}(H) \quad (5)$$

依据式(2)–(5)测算房价溢出指数前, 需估计式(1)所示的 VAR-t 模型参数。由于模型包含了不可观测序列 λ_{it} 且参数维度较高, 因此本文采用 MCMC 估计。操作方法为从后验分布中循环抽样 5 000 次, “预烧”(Burn in)前 3 000 次, 利用剩余抽样结果得到参数的后验均值。具体抽样流程由于篇幅有限, 不再赘述。

(二) 房价溢出网络

基于溢出指数量化房价溢出效应的规模后, 可利用社会网络方法(SNA)刻画城市间房价溢出关系, 明晰各城市在房价波动传导中扮演的角色, 提高楼市调控的针对性。建立房价溢出网络前需使用二值化(dichotomize)邻接矩阵描述节点间的相互影响, 本文参考李守伟(2016)的做法, 选择相应的阈值标准来建立邻接矩阵 M 。具体方法为: 若城市 A 房价对城市 B 房价的溢出规模超过阈值标准时, 则认为 A 对 B 存在溢出, 邻接矩阵对应元素设为 1, 否则设定为 0。关于阈值标准, 通常依据平均聚集系数、中心度等网络结构特征确定, 具体方法在实证部分详述。

建立邻接矩阵 M 后, 可使用中心度等常用指标刻画各城市的网络特征, 具体指标如表 1 所示。点出度 C_d^i 反映某一城市房价波动所影响的城市数量, 该指标越大则城市房价对外影响的力度越大和主动性越强; 点入度 C_d^o 则反映某一城市房价受到多少城市的影响, 该指标越大则城市房价被动受到的外部影响越强; 聚集系数 C_i 反映城市在网络中的嵌入性, 该指标越大则该城市邻接点之间房价联系越紧密, 对每个城市的聚集系数取均值, 得到网络整体聚集系数, 该指标越大则网络越可能具有“小世界”特征; 中介中心度 $C_{AB,i}$ 反映城市在房价溢出关系中的中介地位, 某些城市主动对外溢出水平可能不高, 却会在多个城市的房价联动过程中处于“中心”位置, 控制着房价波动的传导。

表 1 网络特征指标

指标	计算公式	作用
点出度	$C_D^l(n_i) = \sum_j M_{ij}$	描述节点 n_i 对外影响
点入度	$C_D^o(n_i) = \sum_i M_{ij}$	描述外部对节点 n_i 的影响
聚集系数	$C_i = \frac{2e_i}{k_i(k_i-1)}$, 其中 e_i 为节点 n_i 与邻接点存在的连边数量, k_i 为节点 n_i 相邻节点个数	描述节点 n_i 网络嵌入性
中介中心度	$C_{AB,i} = 2 \sum_j^N \sum_k^N b_{jk}(n_i)$, $j \neq k \neq i$ 且 $j < k$, 其中 $b_{jk}(n_i)$ 表示节点 n_i 处于 n_j 与 n_k 之间捷径上的概率	描述节点 n_i 对关系的控制程度

(三) 实证模型建立

为考察房价溢出的影响因素,依据理论机制分析,建立面板回归模型。由于解释变量中包含被解释变量的一期滞后,为缓解内生性问题,本文利用系统 GMM 方法估计式(6)所示的动态面板模型。

$$y_{it} = c + \psi y_{it-1} + \beta_1 rk_{it} + \beta_2 jr_{it} + \beta_3 md_{it} + \beta_4 yq_{it} + \beta_5 ll_{it} + \beta_6 td_{it} + \beta_7 cy_{it} + \beta_8 jj_{it} + a_i + b_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6)式中: y_{it} 为基于 35 个大中城市房价数据利用前述 VAR-t 方法滚窗(rolling window)估计得到的月度房价溢出指数后,计算的年度平均值。 y_{it-1} 是溢出指数的一期滞后, a_i 和 b_t 分别为个体效应与时间效应。

核心解释变量方面:(1) rk_{it} 为人口流动性,参考孙焱林和张攀红(2015)等学者的方法,使用人口迁移规模替代,具体计算方法为:(当年城市总人口-上一年城市总人口)-上一年城市总人口 $\times$ 当年人口自然增长率。(2) jr_{it} 为资本流动,本文使用(贷款-存款 $\times R$)来核算城市资本流动, R 为存贷限制比,取值 75%(依据商业银行管理政策,贷款不得超过存款规模的 75%)。选择该指标是因为银行资本规模在我国融资体系中占据绝对优势,银行贷款是房地产开发和销售环节的主要资金来源。该指标取负值表明贷款需求超出本地商业银行资金供给上限,本地资金需求依靠外地资本流入来满足;该指标取正值则情况相反。(3)信息流动机制,由于信息传递是一种隐性机制,没有直接数据描述信息流向与规模。依据前述理论机制分析,将信息流动机制操作为两个具体变量:锚定效应 md_{it} 和羊群效应 yq_{it} 。其中锚定效应以各城市上期房价替代;羊群效应参考曾五一和李想(2011)、李梦玄和曹阳(2013)等学者的思路,使用本期商品房销售额/上期商品房销售额替代。取值越大则房地产市场越火爆,越可能引起社会舆论关注,滋生过度乐观情绪,引起其他城市参与者跟风。

为减小遗漏变量带来的内生性估计偏误,参考房价波动因素的研究成果,选择如下控制变量:(1) ll_{it} 为楼市政策调控,房地产行业具有较强的政策周期性,因此分析房价溢出需考虑政策因素。本文使用各城市金融机构优惠贷款^①占比作为楼市政策调控的替代变量,选择该变量而未选择贷款利率来度量政策因素的原因在于:一方面我国实现贷款利率市场化时间较晚,各地实际执行利率没有太大差异;另一方面优惠贷款占比不仅有较大的区域差异且

^①定义优惠贷款为贷款利率在当年基准贷款利率基础上下浮的贷款。

与政策风向高度一致。(2) td_{it} 为土地资源,城市用地资源紧张且存在诸多限制,可能迫使房地产企业转而投资开发其他城市,导致房价外溢。本文使用购置土地面积度量,该数值越大则用地限制越小。(3) cy_{it} 代表产业发展状况,本土房地产业的发展可以缓解市场供求矛盾,避免需求外溢。本文使用房地产行业产值占城市GDP比重度量。(4) j_{it} 为城市经济发展状况,经济发展可能加速城市间要素流动与投资贸易往来,进而密切房价关联。本文使用人均可支配收入表示。

尽管后续实证中依据滚窗法计算出2011–2017年月度房价溢出指数,但式(6)中人口、优惠贷款占比等变量大多按年度统计。因此以2011–2017年全国35个大中城市年度数据为样本建立面板模型^①,这是可搜集到的最大样本量,所有数据来自国家统计局网站、Wind数据库。

四、实证分析

(一) 房价溢出效应测度

本文基于VAR-t模型并使用滚窗法计算溢出指数,具体方法为固定窗宽(这里兼顾样本长度和准确性,将窗宽设定为72期),将数据依次向前递推计算,得到全国房地产市场和单个城市的溢出指数序列。^②

在不同的向前预测步数 H 取值下($H=12, 6, 3$),动态溢出指数的大小及其变化趋势相近,如图2所示,表明动态溢出指数的估计结果较为稳健。下面以 $H=12$ 的结果为例进行分析。结果显示,市场整体溢出水平不断上升,2017年平均溢出指数较2011年上升11%,反映市场系统性风险不断累积,一旦关键城市的房地产市场出现较大波动,所带来的负外部性较以往更大。从变化趋势看,溢出指数与行业政策周期较为吻合:2011年末到2013年初,伴随央行下调存款准备金率,货币政策放松,楼市出现明显回暖,市场溢出水平呈上升趋势;2013年中期至2015年中期,“新国五条”和各地调控细则出台,楼市政策收紧,市场整体相对低迷,溢出水平呈震荡趋势;2015年中期至2016年年末,随着楼市新政出台、央行连续降准,全国楼市明显回温,溢出水平也创历史新高;从2016年年末至今,全国楼市调控再次趋紧,溢出指数出现高位震荡。

(二) 房价溢出网络分析

为建立房价溢出网络,需设定二值化邻接矩阵。借鉴李守伟(2016)、刘海云和吕龙(2018)等学者的思路,利用网络平均聚集系数来选择阈值水平。图3显示在 H 分别取12、6和3时,不同阈值水平下的网络平均聚集系数。结果表明,无论 H 取值如何,阈值水平在 $[1.8, 2.2]$ 范围上,平均聚集系数的变化较为平缓,表明在该区间内网络拓扑结构较为稳定。因此,本文选择阈值水平为2建立房价溢出网络。^③

^①关于样本期限问题,主要由计算溢出指数选择的窗宽决定。VAR-t建模涉及城市达35个,若窗宽过小,存在自由度限制;若窗宽过大,则后续面板分析样本较少。经过反复选择,设定窗宽为72期并采用滚窗法向前计算溢出指数,实际得到的第1期溢出指数是从2011年开始,故面板分析的样本起始点为2011年。

^②由于涉及35个样本城市,为节省篇幅这里不一一列举各城市的溢出指数,感兴趣的读者可向作者索要。

^③经过分析,在其他阈值水平下,后续城市板块划分并无太大差异。由于篇幅有限,这里不再赘述。

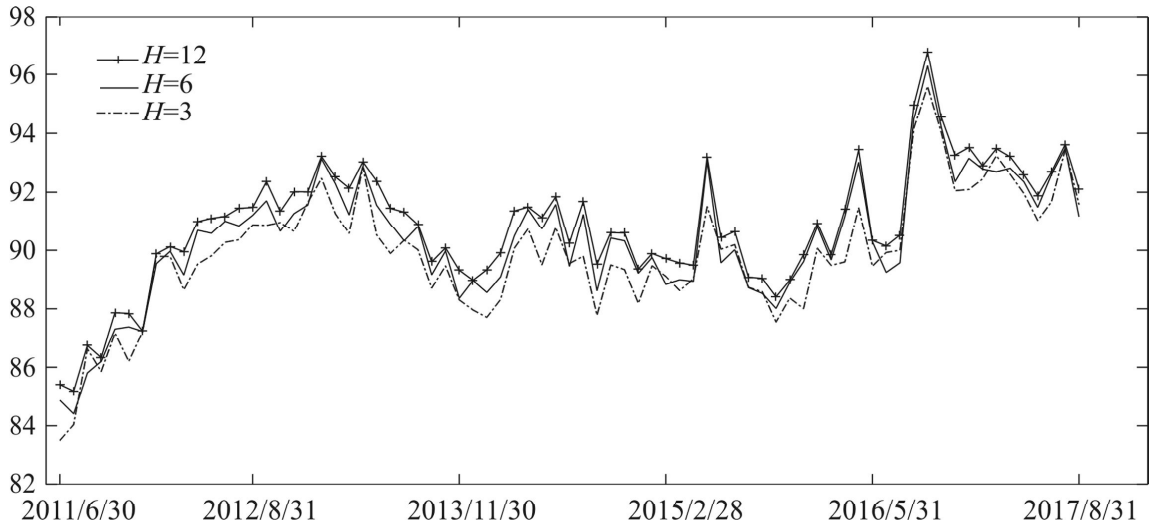


图2 房价溢出指数

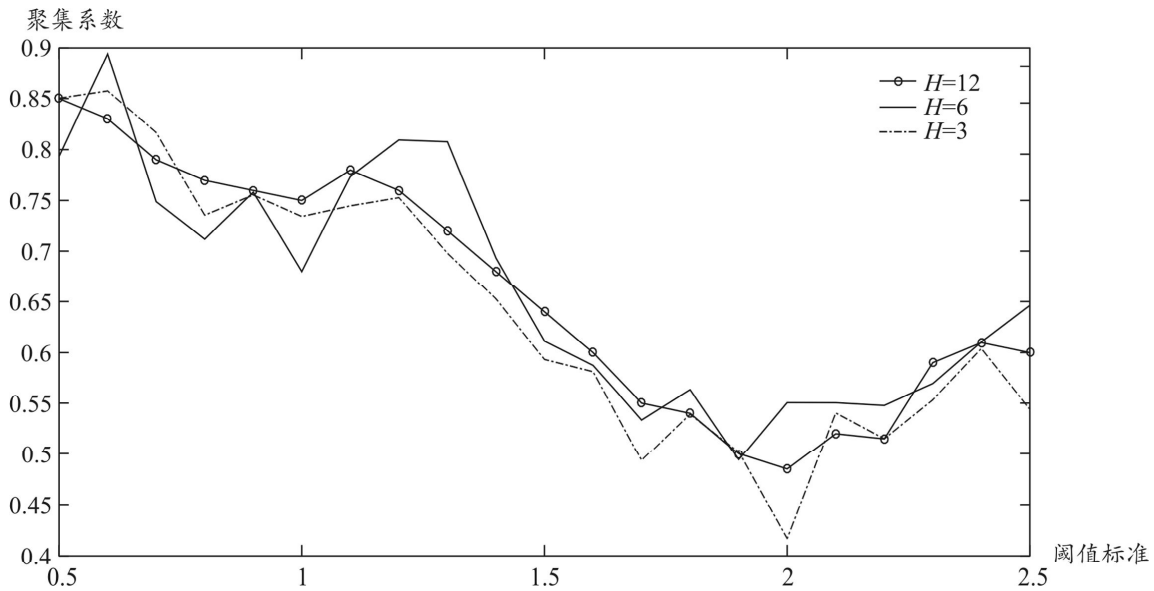


图3 不同阈值标准下网络平均聚集系数

图2和图3结果证实,溢出指数计算过程中向前预测期 H 的选择对指数大小和变化趋势、溢出网络特征的影响较小,以下主要以 $H=12$ 的结果为例分析房价溢出网络结构、溢出效应的影响因素。图4直观反映网络的复杂性和紧密性。通过计算发现,整个房价溢出网络存在490组溢出关系,而理论最大关系数应为1190,故网络密度约为0.412。依据各城市聚集系数(见表2最后一列),取均值计算出网络平均聚集系数为0.48,反映整个房价溢出网络具有明显的“小世界”特性。这说明任意两城市之间即使不存在直接关联,也可通过较少的中介城市发生相互作用。

表2列举各城市的网络特征指标,北京、上海、广州、深圳等城市点出度较高而点入度较低,反映这些城市在溢出关系中主动性更强;海口、呼和浩特、兰州等城市点出度较低而点入度较高,反映这些城市更多是被动承受外部溢出;长春、合肥等城市尽管点出度不高,但中介中心度较高,反映这些城市对溢出关系的控制力较好;从聚集系数上看,各城市的网络嵌入性较好,没有绝对孤立的节点,表明在紧密的房价溢出网络下,一旦某一节点发生风险,很难有城市独善其身。

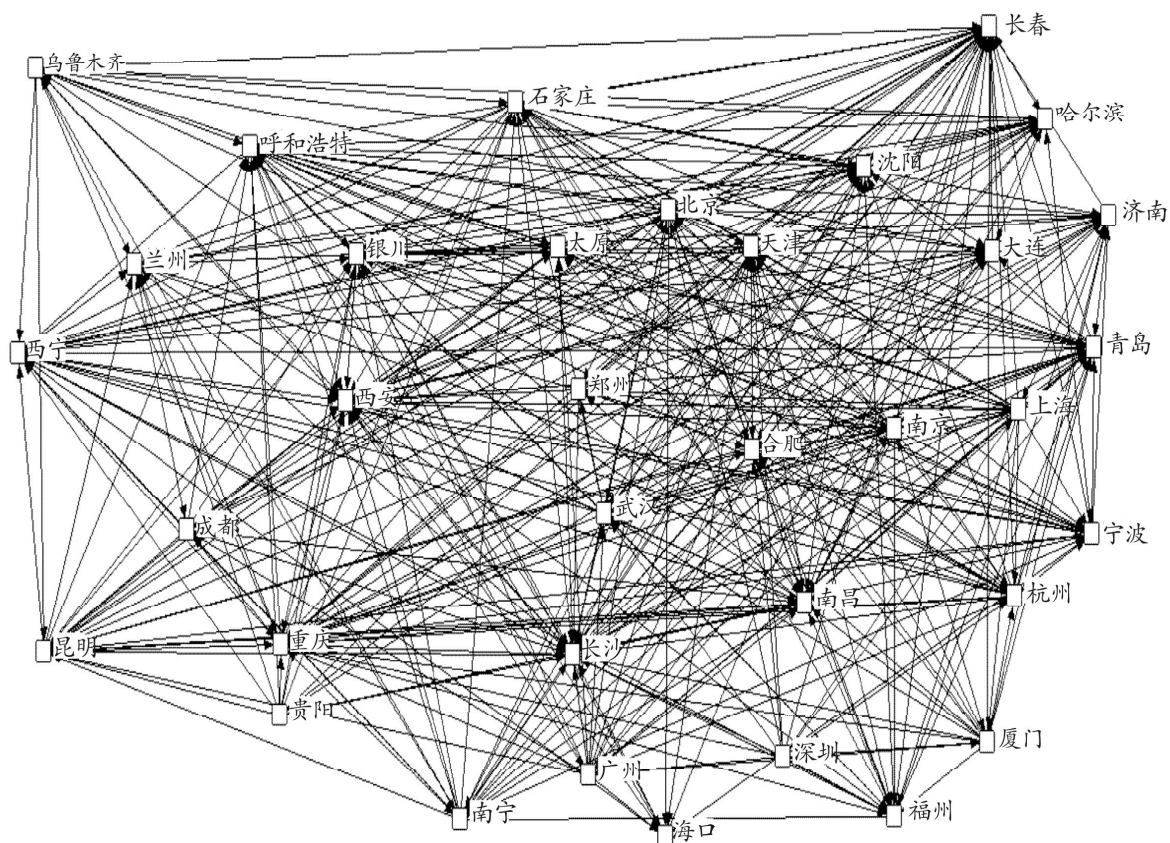


图4 房价溢出网络

表2

网络节点特征

	点出度	点入度	中介中心度	聚集系数
北京	18	9	16.5676	0.4447
上海	23	4	19.5262	0.4486
广州	21	6	50.4473	0.4156
深圳	14	1	0.0000	0.5064
天津	18	9	11.5035	0.4368
石家庄	14	17	18.4831	0.4338
沈阳	15	16	13.6558	0.4947
大连	11	11	3.4878	0.6042
南京	22	5	9.7989	0.4697
杭州	17	8	7.8903	0.4394
宁波	16	10	13.4427	0.4619
福州	14	11	5.0046	0.4895
厦门	17	5	2.0651	0.4935
济南	10	14	39.2486	0.4795
青岛	11	20	13.2428	0.4330
海口	4	8	0.2019	0.5667
太原	7	15	2.1307	0.5294
长春	11	35	90.2505	0.3663
哈尔滨	18	14	35.9422	0.5585
合肥	13	14	91.6313	0.4346

续表 2 网络节点特征

	点出度	点入度	中介中心度	聚集系数
南昌	19	17	61.2892	0.4277
郑州	8	8	9.5633	0.5636
武汉	15	11	8.1563	0.4697
长沙	16	35	83.8094	0.3619
呼和浩特	8	27	12.1894	0.4145
南宁	19	10	10.4456	0.5022
重庆	18	23	60.7533	0.4011
成都	13	9	6.4271	0.6095
贵阳	13	5	2.9787	0.6282
昆明	16	12	37.6329	0.4704
西安	9	29	80.1816	0.3914
兰州	6	16	4.2135	0.5875
西宁	10	24	17.7022	0.4369
银川	10	22	12.2839	0.4133
乌鲁木齐	16	10	14.8529	0.5958

为研究不同城市在溢出网络中的角色,可基于块分析将 35 个城市分为四个板块。表 3 由节点中心度统计了各板块的溢出关系数量,表 4 反映了板块密度矩阵与象矩阵的估计结果。密度矩阵中每个元素由板块间实际房价溢出关系数除以理论最大溢出关系数得到;象矩阵元素由密度矩阵元素与网络整体密度 0.412 对比得到,板块密度大于网络整体密度则表明溢出关系在该板块较为集中,对应象矩阵元素为 1,反之则为 0。下面具体分析各板块的特征:

依据 UCINET 软件估计结果,第一板块包括 7 个城市,分别是北京、上海、广州、深圳、南京、厦门及合肥^①,除合肥外全部为东部城市。从表 4 看,其他板块对该板块影响较小,而该板块不仅有显著的内部溢出,还对其他板块有很强的外溢。这表明该板块在全国房价波动传导中占据主导地位,是房价溢出的主要源头,因此可称为“领导者”板块。第二板块包括 7 个城市,分别是天津、杭州、福州、济南、南昌、郑州、武汉。表 4 显示该板块主要承接来自“领导者”板块的房价波动,并将波动扩散到第四板块。该板块内部溢出关系数较少(仅 25 个),但在第一和第四板块之间发挥着重要的中介作用,因此可称为“经纪人”板块。第三板块包括 11 个城市,分别是石家庄、沈阳、大连、宁波、哈尔滨、南宁、重庆、成都、贵阳、昆明、乌鲁木齐。该板块同样在第一和第四板块间发挥“桥梁”作用,但与“经纪人”板块不同的是,该板块内部也存在较强溢出关系。说明该板块会将内部房价波动“自我强化”后再向外扩散到第四板块,故该板块同时引导“领导者”板块和自身的房价波动向外扩散,可视为“双向引导者”板块。第四板块包括 10 个城市,分别是青岛、海口、太原、长春、长沙、呼和浩特、西安、兰州、西宁、银川,大部分是中西部城市。表 4 表明该板块主要被动承受来自前三个板块的溢出而自身对外溢出较少。表 3 显示其所承受的外部溢出关系数多达 165 个,而对其他板块

^①块分析的主要任务是依据连边将网络节点划分为若干集合,集合内部各节点联系紧密、相似性较高。尽管第一板块中合肥等城市点出度低于第二、三板块中某些城市,但由于合肥与第一板块内的上海、南京、杭州等地都存在连边,在板块内部发挥很强的中介作用。因此,UCINET 估计结果仍将合肥列入第一板块。

的溢出关系数只有 26 个,因此可视为“跟随者”板块。

表 3 各板块溢出关系统计

板块	对外溢出关系		接受溢出关系	
	板块内	板块外	板块内	板块外
领导者	32	100	32	20
经纪人	25	76	25	53
双向引导者	72	97	72	65
跟随者	66	26	66	165

表 4 板块间相互溢出

	密度矩阵				象矩阵			
	领导者	经纪人	双向引导者	跟随者	领导者	经纪人	双向引导者	跟随者
领导者	0.554	0.854	0.439	0.563	1	1	1	1
经纪人	0.188	0.367	0.318	0.600	0	0	0	1
双向引导者	0.034	0.152	0.555	0.764	0	0	1	1
跟随者	0.025	0.017	0.209	0.622	0	0	0	1

(三) 房价溢出机制检验

表 5 的数据为式(6)的估计结果。模型 1-3 分别只考虑人口流动、资本流动和信息流动对房价溢出的影响,模型 4 同时纳入三个解释变量,模型 5 进一步纳入控制变量。结果显示:全国范围内,人口流动机制与信息流动机制中的羊群效应在房价溢出中发挥重要作用;资本流动的影响不显著,这一结果与“波纹效应”理论(Meen, 1999)认为资本渠道在房价溢出中发挥重要作用的观点存在一定出入。这可能与我国对异地炒房等资本套利行为监控较为严格有关。2003-2012 年,我国相继建立个人信贷征信体系和主要城市的居民个人住房信息联网,对资金流向、房屋权属等实行严格“监控”,限制资本的空间套利行为,进而削弱资本流动对房价溢出的影响;锚定效应的影响也不明显,可能的解释是样本城市间基础设施、经济水平差异较大,难以作为彼此房价的“锚”;控制变量方面,楼市调控政策的影响显著为正,表明政策越宽松,溢出效应越强,证实前文中溢出效应具有政策周期性的结论;土地资源的影响显著为负,表明本地土地资源供应越充足,溢出效应越弱。这与目前一二线城市土地资源紧张,房地产开发企业布局三四线城市,导致后者房价上涨的事实较为吻合。

表 5 全国样本分析

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
溢出指数滞后项	0.0252 ***	0.0481 **	0.0272 **	0.0785 ***	0.0496 **
人口流动	0.0277 ***			0.0327 **	0.0450 ***
资本流动		0.0201		0.0157	0.0409
锚定效应			0.0211	-0.0286	-0.0316
羊群效应			0.0192 ***	0.0402 ***	0.0327 *
楼市政策					0.0242 ***
土地资源					-0.0032 *
经济增长					0.0249
产业发展					-0.0013

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著。

为避免实证结果随被解释变量、解释变量和估计方法的不同而改变,需进行稳健性检验,具体结果如表 6 所示。检验 1 替换被解释变量,将式(2)–(5)中的向前预测步数由 $H=12$ 变为 $H=6$,再测算房价溢出指数作为被解释变量($H=6$ 时的总体溢出水平如图 2 所示);检验 2 替换解释变量,羊群效应由两期商品房销售额之比替换为商品房销售面积之比;检验 3 替换估计方法,剔除式(6)中被解释变量的滞后项,建立固定效应面板模型。结果表明,各种检验均未改变人口流动、羊群效应对房价溢出效应的正向影响。

表 6 稳健性检验

	检验 1	检验 2	检验 3
溢出指数滞后项	0.0508 ***	0.0773 **	—
人口流动	0.0527 **	0.0709 ***	0.0130 **
资本流动	0.0305	-0.1108	0.0218
锚定效应	-0.0167	0.0335	-0.1095
羊群效应	0.0190 **	0.0490 ***	0.0620 ***
楼市政策	0.0285 ***	0.0895	0.0037 **
土地资源	-0.0048 **	-0.0098 *	-0.0116 *
经济增长	0.0515	0.1157	0.0170
产业发展	-0.0012	-0.0408 ***	-0.0041

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著。

网络分析部分将 35 个城市划分为四大板块,各板块在房价溢出中发挥着不同的作用。四大板块在经济发展、人口密度等方面存在较大差异,因此需要进一步分析各板块溢出效应的影响因素。从表 7 可知:第一,“领导者”板块城市房价外溢的主要途径是人口流动、资本流动及羊群效应。该板块成员大多来自东部一线或二线经济较发达城市,近年房价上升明显,生产、生活成本增加,迫使部分企业、家庭向外迁移,拉开与其他城市房价的差异,增加套利空间。该板块金融市场较为发达,为资本规避管制进行跨市场套利提供便利条件。另外,该板块城市作为区域政治、经济中心,其房地产市场更容易对外产生示范作用,影响其他板块城市房价预期。第二,“经纪人”板块和“双向引导者”板块中,城市房价外溢的主要途径是羊群效应,而人口流动与资本流动的影响不明显。两个板块中的成员大多属于发展势头良好的二线城市,主要吸收一线城市的资金和人力,而非向外转移这些生产要素。第三,“跟随者”板块城市通过人口流动与羊群效应实现房价溢出,但溢出效应更多地局限在板块内部各城市之间。该板块成员除青岛外,大多属于竞争力、经济发展水平与社会关注度相对较低的二三线城市,难以通过人口、资本、信息的流动影响其他板块。

理论机制检验和前文网络分析较好地回答房价溢出的渠道和方向问题。表 3、表 4 结果显示:除“经纪人”板块外,其他板块都存在显著内部溢出关系;板块之间存在“领导者→跟随者”的直接传递路径和“领导者→经纪人、双向引导者→跟随者”的间接传递路径。表 7 进一步解释各板块城市对外施加影响的传导机制。图 5 直观地描述城市间房价溢出关系:“领导者”板块城市对其他板块影响力较强,既可以通过人口、资本等有形机制直接影响其他板块城市,又可以通过房价变化的示范效应改变其他板块城市的市场预期,引发其他城市参与者的从众行为;“经纪人”板块的内部溢出关系较弱,在受到冲击后,通过羊群效应直接将冲击传递到“跟随者”板块;“双向引导者”板块接受冲击后,在板块内部强化冲击再传递给“跟随者”板块;“跟随者”板块被动接受来自其他三个板块的溢出,在人口流动与羊群效应的作用

用下实现内部各成员间的相互溢出,放大外部冲击对本板块城市的影响。

表 7 各板块分析

	领导者板块	经纪人板块	双向引导者板块	跟随者板块
溢出指数一期滞后	0.0780 **	0.1802 ***	0.1519 *	0.0387 ***
人口流动	0.0309 **	0.0269	-0.0018	0.0592 ***
资本流动	0.0515 ***	-0.0307	-0.1130	-0.0308
锚定效应	-0.2527	0.0692	0.0257	-0.0225
羊群效应	0.0142 **	0.0340 ***	0.0064 **	0.2110 **
楼市政策	0.0061	0.0161 **	0.0010 ***	0.0041
土地资源	-0.0320	-0.0200 ***	-0.0126	0.0092 *
经济增长	0.0029 ***	0.1557	0.0063	0.0165 ***
产业发展	-0.0241	0.0252 *	-0.0190 ***	-0.0107

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著。

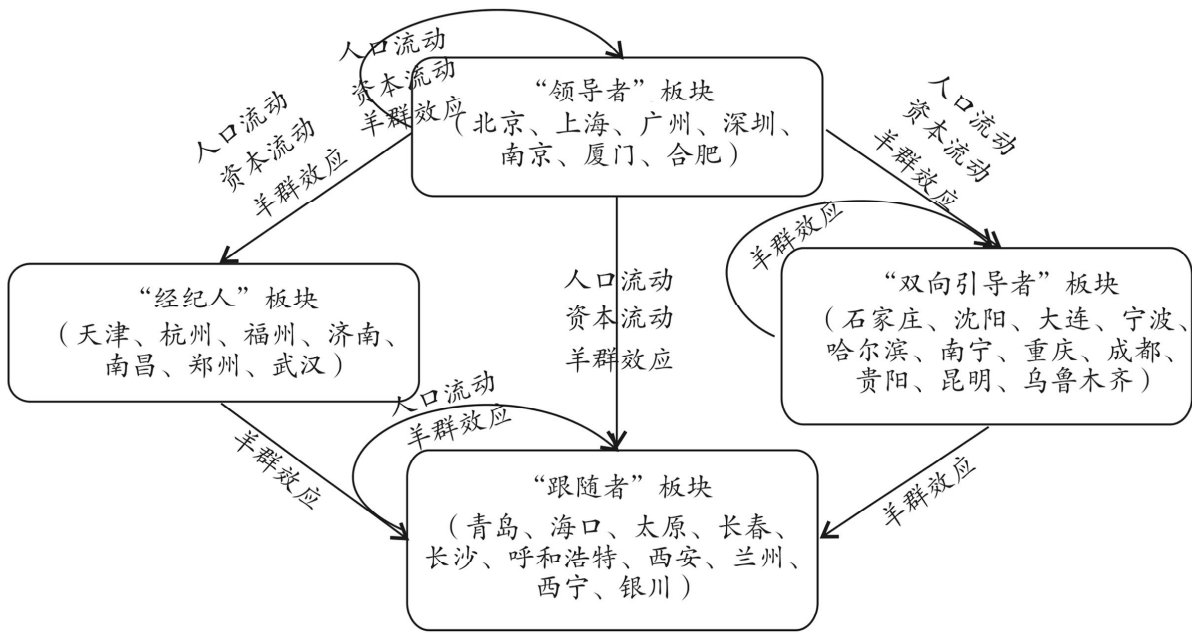


图 5 全国房价溢出关系

五、结论与政策建议

本文基于 VAR 模型构建溢出指数,测度房价溢出效应大小,分析房价溢出的网络结构和影响因素,得出以下结论:第一,市场整体溢出效应规模呈上升态势,溢出水平较 2011 年上升 11%。区域溢出水平上,东部地区最大、中部地区次之、西部地区最弱。第二,城市房价相互溢出关系构成复杂的“小世界网络”。在网络中,北京等 7 个城市属于“领导者”,是房价溢出的源头;天津等 7 个城市是“经纪人”,将“领导者”板块房价波动传递到“跟随者”板块,扮演中介角色;石家庄等 11 个城市属于“双向引导者”,不仅发挥板块间的“桥梁”作用,还会通过内部溢出机制将波动强化后再传递至“跟随者”板块;青岛等 10 个城市属于“跟随者”,主要承受来自其他板块的溢出而较少实现对外溢出。第三,房价溢出效应的影响因素

方面,人口流动与羊群效应在整体房价溢出中发挥显著作用,但不同板块存在明显差异:“领导者”板块主要依靠人口流动、资本流动与羊群效应实现房价外溢;“经纪人”与“双向引导者”板块依赖羊群效应实现房价外溢;“跟随者”板块主要依靠人口流动与羊群效应实现内部城市间相互溢出,对其他板块影响不大。

根据上述结论,本文提出政策建议:第一,探索建立房地产市场风险预警体系,关注个体市场异常波动,紧盯“领导者”、“经纪人”和“双向引导者”板块相关城市的房价变化。监测关键节点城市房价的对外溢出,避免通过人口流动、信息流动等机制将城市房价波动的负外部性放大,形成市场系统性风险。第二,提高楼市宏观调控政策的针对性,避免“一刀切”。对“领导者”板块城市进行重点管控,加强对资本流动的监控,防范资本过度投机,从源头上遏制房价异常波动;对“跟随者”板块城市的调控可适当放宽,科学引导购房需求;政策实施要重视“经纪人”与“双向引导者”板块发挥的“桥梁”作用,通过关键节点来提升政策传导效力。第三,正确处理人口流动带来的房价溢出问题。一方面在人口集聚的大城市,尝试通过“共有产权”、“租购同权”等方式实现住有所居,避免短期内人口流动对中西部地区房地产市场形成较大冲击;另一方面,坚持改善中西部城市基础设施、就业环境,避免人口过度向东部地区集聚,促进区域房地产市场协调发展。第四,完善房地产市场信息披露制度。羊群效应不仅加剧板块内各城市房价的相互影响,还是“经纪人”、“双向引导者”等板块发挥中介作用的重要渠道。需要提高房地产市场相关信息发布的及时性、充分性与准确性,帮助市场参与者清晰了解市场运行状况,正确引导市场预期,避免虚假信息通过羊群效应造成大范围负面影响。

参考文献:

- 1.陈雪楚、彭建刚、吴梦吟,2012:《城市间房价相关性与系统性金融风险防范》,《上海金融》第8期。
- 2.高然、龚六堂,2017:《论房价波动的区域间传导——基于两地区DSGE模型与动态空间面板模型的研究》,《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 3.李梦玄、曹阳,2013:《我国房地产市场泡沫的测度及成因分析——基于行为金融理论的视角》,《宏观经济研究》第9期。
- 4.李守伟,2016:《基于网络理论的银行业系统性风险研究》,科学出版社。
- 5.李红权、洪永森、汪寿阳,2011:《我国A股市场与美股、港股的互动关系研究》,《经济研究》第8期。
- 6.刘海云、吕龙,2018:《全球股票市场系统性风险溢出研究——基于 ΔCoVaR 和社会网络方法的分析》,《国际金融研究》第6期。
- 7.孙焱林、张攀红,2015:《人口迁移、地方公共支出与房价相互间的影响》,《城市问题》第5期。
- 8.王鹤、潘爱民、赵伟,2014:《区域房价空间与时间扩散效应的实证研究》,《经济评论》第4期。
- 9.王松涛、杨赞、刘洪玉,2008:《我国区域市场城市房价互动关系的实证研究》,《财经问题研究》第6期。
- 10.吴伟巍、郑彦璐、李启明,2011:《区域城市间住宅价格波动溢出效应的内涵分析》,《城市发展研究》第10期。
- 11.张衍、林仁达,2015:《我国城市房价短期波纹效应的实证》,《财经科学》第9期。
- 12.朱丽南、宗刚、陈连磊,2017:《基于ESDA方法与空间计量模型的房价溢出效应分析》,《工业技术经济》第3期。
- 13.朱英明、于念文,2002:《沪宁杭城市密集区城市流研究》,《城市规划学刊》第1期。
- 14.曾五一、李想,2011:《中国房地产市场价格泡沫的检验与成因机理研究》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 15.Burnside, C., M. Eichenbaum, and S. Rebelo. 2016. "Understanding Booms and Busts in Housing Markets." *Journal of Political Economy* 124(4): 1088–1147.
- 16.Cook, S., and C. Thomas. 2003. "An Alternative Approach to Examining the Ripple Effect in UK House

- Prices.” *Applied Economics Letters* 10(13):849–851.
- 17.Cook, S., and D. Watson. 2016. “A New Perspective on the Ripple Effect in the UK Housing Market: Comovement, Cyclical Subsamples and Alternative Indices.” *Urban Studies* 53(14):3048–3062.
- 18.Chan, J.C.C. 2018. “Large Bayesian VARs: A Flexible Kronecker Error Covariance Structure.” *Journal of Business & Economic Statics*, DOI: 10.1080/07350015.2018.1451336.
- 19.Chiu, C. J., H. Mumtaz, and G. Pinter. 2017. “Forecasting with VAR Models: Fat Tails and Stochastic Volatility.” *International Journal of Forecasting* 33(4):1124–1143.
- 20.Diebold, F.X., and K. Yilmaz. 2012. “Better to Give than to Receive: Forecast Based Measurement of Volatility Spillovers.” *International Journal of Forecasting* 28(1):57–66.
- 21.Gupta, R., and S.M Miller. 2012. “‘Ripple Effects’ and Forecasting Home Prices in Los Angeles, Las Vegas, and Phoenix.” *Annals of Regional Science* 48(3):763–782.
- 22.Lee, C.C., and M.S. Chien. 2011. “Empirical Modelling of Regional House Prices and the Ripple Effect.” *Urban Studies* 48(10):2029–2047.
- 23.Meen, G. 1999. “Regional Housing Prices and Ripple Effect: A New Interpretation.” *Housing Studies* 14(6):733–753.
- 24.Nneji, O., C. Brooks, and C. W. R Ward. 2015. “Speculative Bubbles Spillovers across Regional Housing Markets.” *Land Economics* 91(3):516–535.
- 25.Teye, A.L., M. Knoppel, J.D. Haan, and E. Marja. 2017. “Amsterdam House Price Ripple Effects in the Netherlands.” *Journal of European Real Estate Research* 10(3):331–345.
- 26.Tsai, I.C. 2014. “Ripple Effect in House Prices and Trading Volume in the UK Housing Market: New Viewpoint and Evidence.” *Economic Modelling* 40:68–75.

Research on the Measurement, Network Structure and Influencing Factors of the Spillover Effect of Urban Housing Prices

Lv Long and Liu Haiyun

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: This paper uses heavy-tailed VAR model and constructs measuring index to quantify the spillover effect of housing prices. We analyze network structure and influential factors of the spillover effect based on the transmission mechanism and data from 35 cities. The results show that the general level of spillover effect of market increases by 11% from 2011 till now, indicates an aggravation of systematic risk. Mutual spillover effect of urban house prices shapes a complicated “small-world network”: seven cities including Beijing are “leaders”; seven cities such as Tianjin are “agents”; eleven cities like Shijiazhuang are “bidirectional guides”; ten cities such as Qingdao are “followers”. From a nationwide perspective, movement of population and herd effect are the primary channels of spillover effect, but they are different between cities. Migration of population, capital movement and herd effect are the main channels of spillover for “leaders”, while herd effect is critical for both “agents” and “bidirectional guides”. Movement of population and herd effect are important for “followers”, but the effects are internal. In order to increase the regulation efficiency of real estate market, the government should pay high attention to systematic risk which may led by spillover effect of housing prices, and improve the system of property rights and information reporting in real estate industry.

Keywords: Housing Price Spillover Effect, Spillover Index, Network Structure, Influencing Factors

JEL Classification: C32, P22, R31

(责任编辑:彭爽)