

## 論 說

## 房地产引致的区域系统性金融风险：以江苏省为例\*

刘 丰 云

## 摘 要

本文在理论模型基础上推导了房地产风险在金融体系中的传染机制及其在城市间的空间传染机制，进而运用空间面板数据模型（空间滞后模型和空间杜宾模型）分析了2003年至2012年期间江苏省13个地级市的房地产风险在各部门（银行、政府、消费者）和各地区之间的空间传染效应。结果表明：本地区的房地产价格泡沫会显著传染至其他邻近地区，而且本地区银行、政府和消费者对房价上涨的正向作用也会显著推动其他邻近地区的房地产价格的上升。从而形成了一个以房地产市场为中心的区域空间网络，一个地区的房地产风险会通过这个网络传染至本地区及其他邻近地区的各个部门，从而引发区域系统性金融风险。

关键词：房地产，空间传染，金融风险

## 一、引 言

近年来，随着城镇化的发展，中国房地产市场引发了一系列问题，如土地财政、地方政府高负债率和房价高涨等。由于房地产行业的区域特性和高度资金密集性，加上地方政府、银行、企业和个人的多方参与，房地产开发热潮中的资金链一旦出现问题，极易引发区域系统性金融危机。但房地产市场主导的风险在各部门（银行、地方政府、消费者）之间以及区域内各地区之间的传染机制，及其空间效应大小等问题亟待解决。江苏省是中国的经济大省之一，具有良好的金融资源条件和发达的房地产市场。同时，其经济发展呈现明显区域差异。苏南是江苏

\* 本文得到了江苏省社会科学基金项目（15EYD004）“江苏省房地产市场引致区域系统性金融风险的空间效应研究”以及中国矿业大学“启航计划”项目支持。

乃至中国经济最发达的区域之一；而苏北经济发展相对落后。各地区经济发展的不平衡更容易暴露其中隐藏的问题与风险。因此，本文选取江苏省的13个地级市作为研究对象，在相关理论推导基础上，从空间经济学视角，实证分析房地产市场主导的区域系统性金融风险在江苏省各部门及各市之间的空间传染效应。

## 二、国内外研究现状

### 1、房价波动的空间效应研究

Clapp 和 Tirtiroglu (1994) 最早在房地产市场的动态分析中引入空间效应，发现给定次级市场的房地产价格受相邻次级市场房地产价格的影响。随后，房价的空间扩散效应进一步得到了诸多研究的论证，如 Pollakowski 和 Ray (1997)，Loannides 和 Thanapisitikul (2008)，和 Brady (2011)。

国内关于房价空间效应的研究起步较晚。卢茜和林涛 (2010) 发现上海郊区新城房价与其到中心区域的距离显著负相关，且到达市中心区域的时间因素的影响大于距离因素的影响。王鹤等 (2014) 发现区域房价存在空间联动效应。龙莹 (2010) 和郭贯成等 (2014) 应用地理加权模型 (Geographical Weighted Regression (GWR)) 均发现我国房价波动存在明显的空间变异。刘贵文和王丽娟 (2013) 运用 GWR 模型发现在重庆市主城区的不同空间位置，各因素与房价的关系出现正负向变化，且影响程度有明显空间差异。以上研究均发现中国房价波动存在空间差异，但省级区域及区域内部各城市之间房价的空间变异特征有待进一步研究。

可见，国际上对房价空间扩散效应的研究比较成熟，但国内研究起步较晚。虽然国内外学者认识到了房价波动存在区域、空间差异，但省级区域或区域内城市之前的空间变异和传染效应，还有待深入研究。

### 2、金融风险的传染机制

近年来，国际上专门研究系统性金融风险的主要代表有 Kaufman (1995, 1999) 和 Schwarcz (2008) 等。对于系统性金融风险的界定，本文采用 González-Hermosillo (1996) 和 Kaufman (1999) 从风险传染角度的定义：单个事件通过影响系统各部分，即传递至一连串机构和市场，导致多米诺骨牌效应使整个金融体系崩溃或失去功能的可能性。

目前，大部分国内外研究专注于金融市场之间的跨国传染和联动效应，如 Stehle (1977)。张晓朴 (2010) 指出，现有国内文献主要集中研究我国资本市场与国际资本市场的联动性。较少学者涉及我国内部跨机构的系统性金融风险的传染，如基于复杂网络的金融机构之间的风险传染机制（侯明扬，2008）。

另外，现有文献大多集中在对全国整体的宏观系统性金融风险研究，而较少分析区域系统性金融风险。且目前为数不多的关于区域金融风险的研究仅做了一些探索性工作，如构建和划分区域金融风险预警体系的框架（仲彬等，2002；姚星垣和郭福春，2008；汪祖杰和吴江，2006），和赋予指标体系权重（谭中明，2010）。宋凌峰和叶永刚（2011）指出区域金融风险构成中，企业部门和公共部门是主要风险来源，并分析了区域金融风险在部门之间的传递。

由上可知，国内外学者非常关注金融风险，且形成了体系化的研究。但现有研究主要集中在金融风险的跨国传染和联动效应，或是分析金融系统整体风险对实体经济的影响，而关于我国境内区域系统性金融风险的研究非常匮乏。而结合目前我国土地财政和房地产市场资金链的现状来分析区域系统性金融风险传导机制的研究尚未开始。Su 和 Tao (2010) 指出，地方政府、房地产开发商和银行通过金融纽带，形成了共同促进城市扩张的联盟。根据系统性风险的生成与传递逻辑，当资金链某个部分发生极端风险时，该风险会在整个系统进行传染，造成严重的实体经济冲击。

本研究正是立足于此，从空间经济学视角，以具有明显区域经济差异的江苏省作为研究对象，探讨房地产市场引致的风险在江苏各部门（银行、地方政府、消费者）及各市之间的传染机制和空间效应。接下来，文章第三部分通过理论模型推导，分析了房地产风险对金融部门的传染效应及其对其他邻近地区的空间传染效应。第四部分运用空间面板数据模型分析了江苏省13个地级市的房地产风险在各部门及各地区之间的空间传染效应。第五部分为结论。

### 三、理论模型

#### 1、房地产风险的传染机制

借鉴 Anen 和 Gale (1998) 提出的资产价格泡沫与银行信贷风险模型，齐讴歌 (2012) 从银行贷款视角建立了一个房地产价格泡沫破裂影响金融业的理论模型。

## (1) 基本假定

假定有两个时期 T1 和 T2。市场资产由供给不固定的无风险资产（包括银行存款和国债等）、供给固定为 1 个单位的风险资产（即房地产）与一种消费品组成。且无风险资产的生产函数满足新古典假设：

$$f'(x) > 0, f''(x) < 0, f'(\infty) = 0,$$

当经济达到均衡时，无风险资产的收益率等于资本边际产出，记为  $r = f'(x)$ 。

假定消费者投资风险资产可获得收益率  $R$ ，且  $R$  是随机变量，取值区间为  $[0, R_{\max}]$ ，其概率密度函数记为  $h(R)$ 。消费者投资风险资产的成本函数是  $c(x)$ ，且满足新古典假设：

$$c(0) = c'(0) = 0, c'(x) > 0, c''(x) > 0$$

假设众多风险中性投资者存在于市场中，他们从银行贷款进行投资。假定同时存在大量风险中性银行，为投资者提供贷款量  $B$ ，但不直接进行投资。均衡状态时，投资者获取银行贷款的利率与无风险资产的收益率相等。

## (2) 模型推导

若投资者的投资收益小于银行贷款，则投资者破产；相反，若投资者的投资收益高于银行贷款，则偿还贷款后的盈余为投资者收益。设投资者投资了数量  $X_S$  的无风险资产和数量  $X_R$  的风险资产，风险资产在时期 T1 的价格为  $P$ ，则在时期 T2 投资者的收益为：

$$rX_S + RX_R - r(X_S + PX_R) = RX_R - rPX_R$$

那么，投资者的决策问题即：

$$\max \int_{R^*}^{R_{\max}} (RX_R - rPX_R) h(R) dR - c(X_R) \quad (1)$$

其中， $R^* = rP$ 。若风险资产收益率小于  $R^*$ ，投资者将无法偿还银行贷款从而破产。之前模型假定了风险资产数量为 1 个单位，也就是  $X_R = 1$ 。那么信贷市场出清条件如下：

$$X_S + P = B \quad (2)$$

将  $X_R=1$  带入式(1)，且求其一阶条件：

$$\int_{R^*}^{R_{max}} (R-rP)h(R)dR-c'(1)=0 \tag{3}$$

将式(2)变形得到  $X_S=B-P$ ，无风险资产收益率变为：

$$r=f'(B-P) \tag{4}$$

基于式(3)和式(4)，如果给定贷款数量  $B$  和风险资产收益率  $R$ ，则均衡价值由风险资产价格  $P$  和无风险利率  $r$  共同决定。

假设投资者拥有自由财富  $B$ ，其决策问题转化为：

$$\begin{aligned} \max \int_0^{R_{max}} (rX_S+RX_R)h(R)dR-c(X_R) \\ s.t. X_S+PX_R=B \end{aligned} \tag{5}$$

对比式(5)和式(1)可知，在式(5)所描述的情况下，当投资者运用自由财富进行投资时不存在破产导致的风险转移问题。

因此，将约束条件  $X_S+PX_R=B$  代入式(5)，且求其一阶条件可得：

$$\int_0^{R_{max}} Rh(R)dR-rP=c'(X_R) \tag{6}$$

依据模型的假定  $X_R=1$ ，代入式(6)可得风险资产的基础价格为：

$$\bar{P}=\frac{1}{r}[R-c'(1)] \tag{7}$$

式(6)表明风险资产价格等于投资者投资净收益的折现价值。据此，如果存在银行贷款，则风险资产可以表示为：

$$P=\frac{1}{r} \frac{\int_{R^*}^{R_{max}} Rh(R)dR-c'(1)}{\Pr(R \geq R^*)} \tag{8}$$

变换式(8)如下：

$$rP=\frac{\int_{R^*}^{R_{max}} Rh(R)dR-c'(1)}{\Pr(R \geq R^*)}=\frac{\int_0^{R_{max}} Rh(R)dR-c'(1)-\int_0^{R^*} Rh(R)dR}{\Pr(R \geq R^*)}$$

$$= \frac{r\bar{P} - \int_0^{R^*} Rh(R)dR}{\Pr(R \geq R^*)}$$

因为  $\int_0^{R^*} Rh(R)dR \leq R^* \Pr(R < R^*)$ , 将  $R^*$  的临界值  $r\bar{P}$  代入上式, 则:

$$rP \geq \frac{r\bar{P} - r\bar{P}\Pr(R < R^*)}{\Pr(R \geq R^*)} \quad (9)$$

由于  $\Pr(R \geq R^*) = 1 - \Pr(R < R^*)$ , 式(9)可简化为:  $P \geq \bar{P}$ 。在满足条件  $R < R^*$  时, 即投资者从银行贷款进行投资存在破产可能性时, 则银行信贷均衡中会有资产价格泡沫, 也即  $P \geq \bar{P}$ 。

综上, 在风险和收益不对称的情况下, 风险会转嫁到金融体系, 导致风险资产过度投资, 引发资产价格泡沫。在宽松货币政策下, 信贷扩张, 会刺激资产泡沫的膨胀。

如果央行将货币政策从宽松调整为紧缩, 资产价格将会如何变化? 通过增加一个 T0 时期的模型分析, 可以看到银行贷款增长的不确定性将引起资产泡沫破裂, 进而导致金融危机。

假定时期 T0 在时期 T1 和时期 T2 之间。在时期 T1 中, 投资者的贷款数量为 B, 是一个服从密度为  $k(B)$  的连续分布于  $[0, R_{1\max}]$  的随机变量。进而, 风险资产的价格  $P_1(B_1)$  在时期 T1 也是随机变量, 投资数量设为 X。在时期 T2 中, 风险资产的投资收益率设为定值  $R_c$ , 以便于分析。那么, 在时期 T0 中的决策问题可表达为:

$$\max \int_{B^*_1}^{B_{1\max}} [P_1(B_1)X_{0R} - r_0P_0X_{0R}]k(B_1)dB_1 - c(X_{0R}) \quad (10)$$

其中,  $r_0$  是时期 T0 中的无风险收益率,  $P_0$  是时期 T0 中的风险资产价格,  $X_{0R}$  是时期 T0 中的无风险资产数量;  $B^*_1$  是时期 T1 中的银行贷款临界值, 且  $P_1(B^*_1) = r_0P_0$ 。类似地,  $X_{0R} = 1$ ,  $X_{0S} + P_0X_{0R} = B_0$ ,  $r_0 = f'(X_{0S})$ 。将这些条件都代入式(10), 且求其一阶条件得到:

$$\int_{B^*_1}^{B_{1\max}} [P_1(B_1) - P_1(B^*_1)]k(B_1)dB_1 - c'(1) = 0 \quad (11)$$

其中，无风险资产收益率  $r_0 = f'(B_0 - P_0)$ 。

如果投资者拥有自由财富  $B$ ，资产的基础价格：

$$\overline{P_0} = \frac{1}{r_0} \{E[P_1(B_1)] - c'(1)\}$$

但信贷条件下的资产基础价格为：

$$P_0 = \frac{1}{r} \frac{\int_{B^*_1}^{B_{1max}} P_1(B_1) k(B_1) dB_1 - c'(1)}{\Pr(R \geq R^*)}$$

由此可见，与之前的证明相同，只要投资者有破产的可能性，就会有  $P_0 > \overline{P_0}$ ，即信贷条件下的基础价格大于没有信贷条件下的基础价格。

基于以上的模型分析，我们可以得到：银行信贷使投资者将投资过程中的风险转移给了银行。这种风险转嫁是资产价格泡沫产生的根源。

### (3) 模型分析

更进一步：如果银行信贷出现大幅波动，资产价格会如何变化，是否会导致金融危机？通常，银行实际贷款数量不一定与投资者期待获得的贷款数量一致。但投资者对获取贷款数量的预期会反映到资产价格中，进而引起资产泡沫的产生。当银行贷款数量小于投资者预期时，资产价格将下降，当资产价格下降到一定程度时投资者就会破产。如此，资产价格下降带来的风险就转嫁给了银行，银行会因无法收回当期贷款而减少未来贷款量，未来贷款量的减少又会引起资产价格的进一步下降，直到金融危机的出现。

将式(11)可转变为：

$$\int_{B^*_1}^{B_{1max}} [P_1(B_1) - P_1(B^*_1)] k(B_1) dB_1 = c'(1) \tag{12}$$

其中， $c'(1)$  为投资者投资风险资产的交易成本。当  $c'(1)$  变小，则等号左侧的多项式值也必然变小，此时， $B^*_1 \rightarrow B_{1max}$ 。交易成本的降低会吸引更多投资者参与投资，进而推动风险资产价格的进一步上涨。若时期 T1 的银行贷款数量小于投资者的预期，资产价格将跌到投资者预期的泡沫水平以下，投资者会大量破产，银行无法收回贷款，进而出现银行的大量倒闭或地区性金融危机。

## 2、房地产风险的空间传染效应

借鉴曹振良和傅十和(2000)的模型,假设房地产泡沫已存在于一个城市,通过在需求方程中加入价格预期,可形成供求双重预期模型,如下:

$$\begin{cases} S_t = a + b\hat{P}_t^s \\ D_t = e - fP_t + g\hat{P}_{t+1}^d \\ \hat{P}_t^s = E_{t-1}P_t = dP_{t-1} \\ \hat{P}_{t+1}^d = E_tP_{t+1} = cP_t \\ S_t = D_t \end{cases} \quad (13)$$

其中,  $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $d$ 、 $e$ 、 $f$ 、 $g$  均非负值。 $S_t$ 、 $D_t$  和  $P_t$  分别表示  $t$  期房地产的供给量、需求量和价格。 $P_t$  的预期值为  $\hat{P}_t$ , 其中,  $\hat{P}_t^s$  和  $\hat{P}_t^d$  分别代表房地产供给方和需求方对价格的预期。

当期房地产市场供给量由上期对本期价格的预期决定,也就是说,本期供给量是前一期对本期价格预期的函数;而当期房地产市场需求决定于本期价格和对下一期价格的预期。此处将期望表示为对价格的预期。房地产商在上期对本期价格的预期为  $\hat{P}_t^s = E_{t-1}P_t = dP_{t-1}$ , 当预期市场价格上升,则  $d > 1$ ; 当预期市场价格下降,则  $0 < d < 1$ 。同样,需求方在当期对下期价格的预期为  $\hat{P}_{t+1}^d = E_tP_{t+1} = cP_t$ , 当预期市场价格上升,则  $c > 1$ ; 当预期市场价格下降,则  $0 < c < 1$ 。 $g$  为由投资或投机引发的市场需求的占比,当市场中只有真实需求时,  $g = 0$ 。

解方程组(13)得:

$$P_t = \frac{bd}{gc-f}P_{t-1} + \frac{a-e}{gc-f} \quad (14)$$

将  $P_0$  代入式(14)进行迭代,可得:

$$P_t = \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t P_0 + \frac{a-e}{gc-f-bd} \left[1 - \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t\right] \quad (15)$$

当  $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $e$ 、 $f$ 、 $g \geq 0$ , 且  $bd > gc - f > 0$  时,房地产价格将从某时点开始单调发散,不断上升。其他条件不变的情况下,  $d$  越大,即房地产商预期下一期价格越高,则价格发散程度越大,泡沫产生的可能性也越高。当  $gc < f$ , 表示



当期的真实需求大于投资或投机性需求，此时，若  $c$  越大，表明投资者预期下一期房地产价格越高，则  $P_t$  发散的可能性也越高。相反，若  $gc > f$ ，表示当期投资或投机性需求大于真实需求， $c$  变大，投资者预期下一期房地产价格上涨，则  $P_t$  会趋向于收敛。

假定城市 A 的房地产价格不断上升，且引起投资者关注，使其对城市 B 的房地产价格预期上涨，则新的投资者会进入城市 B，从而增加城市 B 的市场需求。设由此带来的市场需求增大  $\pi$ ，表示由预期改变带来的需求冲击，则需求方程变为：

$$D_t = e - fP_t + g\hat{P}_{t+1}^d + \pi$$

保持  $S_t$  不变，求解方程组(13)，可得

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{bd}{gc-f} P_{t-1} + \frac{a-c}{gc-f} - \frac{\pi}{gc-f} \\ &= \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t P_0 + \frac{a-e-\pi}{gc-f-bd} \left[1 - \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t\right] \end{aligned} \quad (16)$$

对比式(14)和式(16)可得，预期改变带来的需求冲击  $\pi$  使房价变动了  $\frac{\pi}{gc-f-bd} \left[1 - \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t\right]$ 。

假设城市 B 的房地产价格在时点  $t$  处于均衡状态，价格由市场基础决定，则此时， $g=0$ 。当  $|bd| < |-f|$  时，城市 B 的房地产价格可由式(15)转变为：

$$\begin{aligned} P_t^B &= \left(\frac{bd}{-f}\right)^t P_0 + \frac{a-e}{-f-bd} \left[1 - \left(\frac{bd}{-f}\right)^t\right] \\ \text{当 } t \rightarrow \infty \text{ 时, } &\left(\frac{bd}{-f}\right)^t \rightarrow 0, P_t^B \rightarrow \frac{a-e}{-f-bd}。 \end{aligned}$$

由于城市 A 的房价上涨，城市 B 房地产需求增加了  $\pi$ ，则

$$P_{t+1}^B = \frac{bd}{-f} P_t + \frac{a-e}{-f} + \frac{\pi}{f}$$

城市 B 房价上涨会带来投资性需求  $g$  和房地产商预期价格  $d$  的同时上升，当涨幅达到一定程度时，若  $bd > gc - f > 0$ ，则房价将趋于发散，即：

$$P_{t+2}^B = \frac{bd}{gc-f} P_{t+1}^B + \frac{a-c}{gc-f} > P_{t+1}^B$$

城市 B 的房价将沿着式 (15) 的路径, 即  $P_t^B = \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t P_0 + \frac{a-e}{gc-f-bd} \left[1 - \left(\frac{bd}{gc-f}\right)^t\right]$ , 不断增长膨胀, 并随着投资性需求  $g$  和房地产商预期  $d$  的上升, 将偏离时点  $t$  的初始均衡价格  $P_t^B = \frac{a-e}{-f-bd}$ 。由此可见, 城市 A 的房价泡沫通过改变投资性需求冲击和对城市 B 的房价预期, 向城市 B 传导, 最终实现房地产泡沫在城市间的传染。

#### 四、实证分析

##### 1、空间面板计量模型

以 Anselin (1988) 明确定义空间相关性为开端, 空间计量经济模型得到了快速的发展和广泛的应用。Baltagi (2001)、Elhorst (2003) 等将空间滞后误差项和空间滞后被解释变量引入到传统的面板模型中。Anselin 等 (2008) 指出在地理空间维度内, 必须考虑空间依赖性。一方面, 因变量中可能存在内生交互效应, 所以空间面板数据模型应该包含因变量的空间滞后项, 即空间滞后模型 (Spatial lag model, SLM); 另一方面, 由于模型不可能包含所有解释变量, 所以需要纳入误差项中可能存在的交互效应, 即空间误差模型 (Spatial error model, SEM)。LeSage 和 Pace (2009) 提出若不考虑解释变量中可能存在的空间依赖性, 会导致有偏估计, 从而提出了既包括空间因变量滞后项, 又包括空间自变量滞后项的空间杜宾模型 (Spatial Durbin model, SDM)。

##### (1) 空间面板滞后模型

空间滞后模型 (Spatial lag model, SLM) 的一般形式如下:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \alpha + X_{it} \beta + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中,  $y_{it}$  为地区  $i$  时点  $t$  的因变量观测值,  $i=1, \dots, N$ ;  $t=1, \dots, T$ 。  $\delta$  为空间自回归系数, 刻画邻近区域因变量对本区域因变量的影响方向和程度。  $W_{ij}$  为  $N \times N$  阶空间权重矩阵;  $\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt}$  代表因变量  $y_{it}$  之间存在的内生交互

效应，体现空间依赖性。 $X_{it}$  是  $1 \times K$  阶的自变量观测值向量， $\beta$  是一个  $K \times 1$  阶自变量  $X_{it}$  的未知参数向量， $K$  为自变量个数。 $\alpha$ 、 $u_i$  和  $\lambda_t$  分别代表常数项、地区固定效应和时间固定效应。 $\varepsilon_{it}$  是随机误差项，服从期望为 0，方差为  $\sigma^2$  的标准正态分布。

(2) 空间面板误差模型

空间误差模型 (Spatial error model, SEM) 的一般形式如下：

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha + X_{it}\beta + u_i + \lambda_t + \phi_{it} \\ \phi_{it} &= \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \phi_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{18}$$

其中， $\phi_{it}$  是随机误差项向量。 $\sum_{j=1}^N W_{ij} \phi_{jt}$  代表不同区域的干扰项之间存在的交互效应，体现空间依赖性。 $\rho$  是空间自相关系数，刻画邻近区域的因变量的误差冲击对本区域因变量的影响方向和程度。

(3) 空间面板杜宾模型

空间杜宾模型 (Spatial Durbin model, SDM) 的一般形式如下：

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \alpha + X_{it}\beta + \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt}\theta + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{19}$$

其中， $\sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt}$  代表自变量之间存在的外生交互效应，体现空间依赖性，即邻近区域的自变量对本区域自变量的影响，其影响方向和程度由一个  $K \times 1$  阶的未知参数向量  $\theta$  表示。空间杜宾模型既包含了因变量之间的内生交互效应  $\sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt}$ ，也包含了自变量之间的外生交互效应  $\sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt}$ ，能够把空间滞后模型和空间误差模型进行一般化，所以在数据拒绝非空间模型而支持空间滞后或空间误差模型，且空间杜宾模型不被拒绝时，最好采用这个更一般的模型 (Elhorst, 2015)。

(4) 空间杜宾模型直接和间接效应

LeSage 和 Pace (2009) 提出了自变量的直接和间接效应，以此来检验空间交互效应。直接效应是指一个特定地区中的特定解释变量对本地区被解释变量的影响，由所有地区特定解释变量所引起的当地被解释变量变化总和的平均值代表；间接效应是指一个特定地区中的特定解释变量对其他地区被解释变量的影响，等于所有地区的一个特定解释变量的变化对于其余相邻地区被解释变量影响总和的平均值。其中总效应表示所有地区特定解释变量对当地被解释变量和其余相邻地区被解释变量影响总和的平均值。由于直接效应中包括本地区作用于相邻地区

而相邻地区再作用于本地区的一个反馈效应, 所以模型(19)中的  $\beta$  不能代表直接效应。总效应则为直接效应与间接效应之和。空间杜宾模型的矩阵形式如下:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + l_n\alpha + \varepsilon \quad (20)$$

可将式(20)变形如下:

$$\begin{aligned} (I_n + \rho W)Y &= X\beta + WX\theta + l_n\alpha + \varepsilon \\ y &= \sum_{r=1}^k S_r(W)x_r + V(W)l_n\alpha + V(W)\varepsilon \\ S_r(W) &= V(W)(I_n\beta_r + W\theta_r) \\ V(W) &= (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + (\rho W)^2 + (\rho W)^3 + \dots \end{aligned} \quad (21)$$

将模型(21)从一个地区的一个变量扩展为  $n$  个地区的一个变量, 可得:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + V(W)l_n\alpha + V(W)\varepsilon \quad (22)$$

如式(22)所示, 直接效应为等号右侧自变量系数矩阵中对角线元素的均值; 间接效应则等于非对角线元素的均值, 总效应为两者之和。则总效应、直接效应和间接效应计算如下:

$$\begin{aligned} \overline{M}(r)total &= n^{-1}l'_n S_r(W)l_n; \\ \overline{M}(r)direct &= n^{-1}tr(S_r(W)); \\ \overline{M}(r)indirect &= \overline{M}(r)total - \overline{M}(r)direct \end{aligned} \quad (23)$$

## 2、数据与建模

实证分析以江苏省的13个地级市(南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州、镇江、泰州、宿迁)作为研究对象, 搜集了其2003年-2012年的面板数据。其中, 用各地区的商品房销售价格(HP)作为被解释变量, 代表房地产市场价格水平。以各地区金融机构各项贷款余额与国民生产总值(GDP)的比值代表信贷规模水平, 记为LB/GDP。由于中国存在严重的土地财政现象,

表 1 Wald 和 LR 检验结果

检 验	统计值	P 值
Wald_spatial_lag	6.7489	0.0803
LR_spatial_lag	10.1502	0.0173
Wald_spatial_error	8.4408	0.0377
LR_spatial_error	11.1854	0.0108

地方政府通过垄断土地使用权的出让以获取高额土地出让金，是房地产市场风险的来源之一。因此，选取各地区的土地出让金（LTF）作为解释变量之一。同时，采用各地区的商品房销售面积（HSS）代表房地产市场需求水平。以上变量除 LB/GDP 外，其他都以对数形式进入模型，也即解释变量为 loghp，被解释变量有 3 个，分别为 lb/gdp，logltf，loghss。另外，通过采用各地区的经纬度，利用 Matlab 软件生成空间权重矩阵 W。数据来源于各年份的《江苏省统计年鉴》，CEIC 数据库，以及江苏省各地区各年份的《国民经济和社会发展统计公报》。

将上述解释变量 lnhp 与被解释变量 lb/gdp，logltf，loghss 分别代入模型(17)、(18)、(19)，可以得到空间滞后、空间误差和空间杜宾模型。首先，运用 Matlab 软件计算出 Moran I 检验，得到 Moran I 指数值为 0.30 且在 1% 水平上显著，说明被解释变量 loghp 之间存在显著的空间相关性，适合建立空间面板数据模型。然后，对空间杜宾模型进行 Wald 和 LR 检验，检验结果如表 1 所示。Wald 检验和 LR 检验均表明建立空间杜宾模型要优于建立空间滞后模型、空间误差模型。因此，在式(19)的基础上，本文建立空间杜宾模型如下：

$$\begin{aligned}
 \log hp_{it} = & \delta \sum_{j=1}^{13} W_{ij} \log hp_{jt} + \alpha + [(lb/gdp)_{it}, \log ltf_{it}, \log hss_{it}] \beta \\
 & + \sum_{j=1}^{13} W_{ij} [(lb/gdp)_{it}, \log ltf_{jt}, \log hss_{it}] \theta \\
 & + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{24}$$

其中， $i=1, \dots, 13$ ； $t=1, \dots, 10$ 。

### 3、实证结果分析

由于在 2003 年至 2012 年的样本期间内，国家不断地采用各种经济金融政策以对房地产市场进行调控，所以采用时间固定效应的空间杜宾模型以排除不同时期内的外在因素所带来的影响。为了方便比较，同时估计了无固定效应的空间滞后

表2 无固定效应的 SLM 和 SDM, 以及时间固定效应的 SLM 和 SDM 的估计结果

变 量	SLM 无固定效应	SDM 无固定效应	SLM 时间 固定效应	SDM 时间 固定效应
截距项	0.717542***	0.476713*		
W*logph	0.651976***	0.630966***	0.610986***	0.466995***
lb/gdp	0.248833***	0.240638***	0.233454***	0.258860***
logltf	0.081643***	0.065872*	0.084494***	0.085014***
loghss	0.143715***	0.159508***	0.159338***	0.138942***
W*lb/gdp		-0.012972		0.126530
W*logltf		0.069080		0.253971**
W*loghss		-0.073231		-0.171806
R <sup>2</sup>	0.9293	0.9303	0.9333	0.9358
log-likelihood	73.268043	74.691674	77.013307	81.970208

注：“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别代表在1%，5%和10%的水平上显著。

模型 (SLM) 和空间杜宾模型 (SDM), 以及时间固定效应的 SLM 和 SDM。各变量的系数估计结果如表 2 所示。从 R<sup>2</sup> 值和 log-likelihood 值可以看出, SDM 的拟合效果优于 SLM, 且时间固定效应模型的拟合效果又优于无固定效应模型。四个模型结果均表明, 解释变量 lb/gdp, logltf 和 loghss 的系数显著为正, 在时间固定效应的 SDM 中取值分别为 0.26, 0.09 和 0.14, 说明信贷规模扩展、土地出让金和商品房需求的提高都会推动房价的上升。W\*logph 的系数在 1% 的水平上显著为正, 取值从 0.47 至 0.65, 高于其他变量系数, 说明各地区的房价之间存在明显的空间交互效应。其他邻近地区的房价的上升, 会带来本地区房价的显著上涨。在时间固定效应的 SDM 中, W\*logltf 的系数在 5% 的水平上显著为正, 取值为 0.25, 表明其他邻近地区的土地出让金的提高会显著地刺激本地区土地出让金的上升, 说明在一级土地出让市场上, 江苏省 13 市级地方政府之间存在模仿效应。

表 3 展示了四个模型各变量的直接效应、间接效应和总效应。四个模型均表明三个解释变量的直接效应显著为正, 效应大小依次为 lb/gdp, logltf, loghss, 且大于在表 2 中它们相对应的系数。表明银行信贷扩张、市场需求、政府土地财政是推动本地区房价上涨的主要因素, 而且它们还会通过推动本地区房价上涨从而提升相邻地区房价, 进而通过相邻地区房价的反馈效应进一步推动本地区房价的上涨。SLM 模型表明三个解释变量还具有显著的间接效应, 即其他地区信贷扩张、土地财政和市场需求的上涨会促进本地区房价的上升, 而且其间接效应远

表3 各变量的直接效应、间接效应和总效应

模 型	变 量	直接效应	间接效应	总效应
SLM 无固定效应	lb/gdp	0.279722***	0.454718***	0.734441***
	logtf	0.090800***	0.143844***	0.234645***
	loghss	0.161176***	0.257691***	0.418867***
SDM 无固定效应	lb/gdp	0.262475***	0.371966	0.634441*
	logtf	0.083586***	0.280443**	0.364029***
	loghss	0.163203***	0.072544	0.235747
SLM 时间固定效应	lb/gdp	0.258872***	0.371800**	0.630672***
	logtf	0.093181***	0.131809**	0.224990**
	loghss	0.177060***	0.254923**	0.431984***
SDM 时间固定效应	lb/gdp	0.279074***	0.439767	0.718841
	logtf	0.112944***	0.540928**	0.653872**
	loghss	0.128196**	-0.188293	-0.060097

注：“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别代表在1%，5%和10%的水平上显著。

大于其直接效应。说明银行、地方政府、消费者对房地产市场的参与存在很显著的空间区域传染效应，其他邻近地区银行、地方政府、消费者对房地产的参与热情，会带来本地区房地产市场的开发热潮。SDM模型也表明土地出让金具有显著的间接效应，且远大于其直接效应，再次证明了各地区之间地方政府的土地财政行为具有明显的模仿效应。

以上分析结果表明，江苏省13个地级市之间的房地产价格的波动具有显著的正向空间传染效应。银行信贷扩张、地方政府土地财政、消费者购买需求是推动房价上涨的主要因素，而且它们会大幅度地推动邻近地区的房价的上涨。这跟第二部分的理论模型分析一致。邻近城市消费者对房价上涨，会使消费者提高对本地区房价上涨的预期，从而增加本地区房地产需求，进而引起本地区房价上涨。银行信贷扩张具有溢出效应。邻近地区消费者获得更多银行贷款后，可以购买本地区的房产进行投资，从而推动本地区房价的上升。各地区间地方政府的土地财政行为则具有模仿效应。邻近地区地方政府通过抬高商业用地使用权出让价格，从而提高土地出让金，增加财政收入，再将提高的财政收入投入基础设施建设，刺激经济发展，那么本地区地方政府也会模仿这种发展路径，提高商业用地价格。尤其是目前以经济效益作为主要绩效考核指标的评价体系，很大程度上刺激了地方政府的土地财政行为。

房地产价格上升不仅能传染至邻近地区，而且银行信贷扩张、地方政府土地

财政行为、消费者需求增加都能促进邻近地区房价的上涨，如此，以房地产市场为中心，区域间形成了一个复杂的房地产市场参与空间网络。而一旦一个地区的房地产市场出现泡沫，则泡沫风险会通过这个区域空间网络传导至邻近地区的房地产市场、银行、地方政府和消费者。一个地区房价下跌，会导致其他邻近地区房价的下跌，带来本地区和其他邻近地区银行贷款无法收回，地方政府无法偿还负债，消费者投资失败，极易引发区域系统性的金融危机。

## 五、结 论

在理论模型推导的基础上，本文运用空间面板数据模型 SLM 和 SDM，利用江苏省13个地级市在2003年至2012年间的面板数据，实证分析了房地产风险的在各市及各部门之间的空间传染效应。主要结论如下所示：

1、本地区房地产价格的上涨会传染至其他邻近地区，显著推动其他邻近地区房价的上涨。理论模型和实证分析都表明了房地产价格在邻近地区之间的空间传导效应。而且空间面板数据模型表明邻近地区房价对本地区房价的影响系数甚至大于本地区银行信贷对房价的影响系数。当一个地区存在房地产泡沫时，会带动其他邻近地区房价的上涨，促使这些地区也产生房地产泡沫风险。

2、银行信贷、土地出让金和商品房销售面积不仅对本地区房价有正向作用，而且能带来其他邻近地区房价的上涨。银行信贷扩张对房价的正向影响具有溢出效应。其他邻近地区消费者获得贷款可以到本地区购买房地产，增加市场需求，推动本地区房价上涨。地方政府的土地出让行为具有模仿效应。当本地地方政府看到，其他邻近地方政府通过抬高商业用地价格获取高额土地出让金从而增加财政收入以获取高绩效评价时，它会模仿这些地方政府的行为，抬高土地出让价格，导致本地区房价上涨。邻近地区商品房销售面积的上涨，需求的增加，会带来消费者对本地区房价上涨的预期，从而增加本地区房地产需求，推动房价的上升。也就是说，当一个地区银行、政府和消费者或投资者过度参与房地产市场，导致市场过热而发生风险时，会推动其他邻近地区房地产市场的发展热潮，进而引致风险。

3、房地产价格的空间传染效应，以及银行、地方政府、消费者参与房地产市场的行为对邻近地区房价的推动作用，在区域内各地区之间构成了一个以房地产市场为中心的空间传导网络。一个地区的房地产风险，不仅会传染给本地区的



银行、政府、消费者，还会通过这个网络传染给邻近地区的房地产市场及其银行部门、政府部门和消费者，从而引发区域系统性金融风险。

#### 参考文献

- [1] ALLEN, F., & GALE, D. (1999) Bubbles, Crises and Policy. *Oxford Review of Economic Policy*, 3, 9-18.
- [2] ANSELIN L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [3] ANSELIN, L., LEGALLO, J., & JAYET, J. Spatial panel econometrics [M]. The econometrics of panel data: fundamentals and recent developments in theory and practice. Springer, Berlin Heidelberg, 2008.
- [4] BALTAGI B. H. Econometrics analysis of panel data [M]. (Second Edition), John Wiley & Sons, Chi Chester, United Kingdom, 2001.
- [5] BRADY, R. R. (2011) Measuring the diffusion of housing prices across space and over time. *Journal of Applied Econometrics*, 26, 213-231.
- [6] CLAPP, J. M. & TIRTIROGLU, D. (1994) Positive feedback trading and diffusion of asset price changes: evidence from housing transactions. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 24, 337-355.
- [7] ELHORST, J. P. (2003) Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26(3), 244-268.
- [8] GONZÁLEZ-HERMOSILLO, B. (1996) *Banking sector fragility and systemic sources of fragility*.
- [9] KAUFMAN, G. G. Research in Financial Services: Private and Public Policy [M]. Banking, Financial Markets, and Systemic Risk, Jai Press, 1995.
- [10] KAUFMAN, G. G. Central banks, asset bubbles, and financial stability [M]. Springer, 1999.
- [11] LESAGE J, R. K Pace. Introduction to Spatial Econometrics [M]. New York: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- [12] LOANNIDES, Y. & THANAPISITIKUL, W. (2008) Spatial Effects and House Price Dynamics in the Continental US.
- [13] POLLAKOWSKI, H. O. & RAY, T. S. (1997) Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: an examination of housing market efficiency. *Journal of Housing Research*, 8, 107-124.
- [14] STEHLE, R. (1977) An empirical test of the alternative hypotheses of national and international pricing of risky assets. *The Journal of Finance*, 32, 493-502.
- [15] SU, F. & TAO, R. The Global Recession and China's Political Economy [M]. Visible Hand or Crippled Hand: Stimulation and Stabilization in

- China's Real Estate Markets, 2008-2010. Publisher: Palgrave Macmillan, 2010.
- [16] 曹振良, 傅十和. 房地产泡沫及其防范 [J]. 中国房地产, 2000(2) : 7-11.
- [17] Elhorst J. P. 空间计量经济学: 从横截面数据到空间面板, 中国人民大学出版社, 肖光恩译, 2015.
- [18] 郭贯成, 熊强, 汪勋杰. 土地供应政策对房价影响的 GWR 模型分析 [J]. 南京农业大学学报 (社会科学版), 2014, 5 : 12.
- [19] 候明扬. 基于复杂网络的银行危机传染研究. 博士论文数据库, 青岛大学, 2008.
- [20] 卢茜, 林涛. 基于交通可达性的上海郊区新城房价研究 [J]. 上海师范大学学报 : 自然科学版, 2010(4) : 426-431.
- [21] 刘贵文, 王丽娟. 城市住房价格影响因素及其空间规律研究——基于地理加权回归模型的实证分析 [J]. 技术经济与管理研究, 2013(9) : 81-86.
- [22] 龙莹. 空间异质性与区域房地产价格波动的差异——基于地理加权回归的实证研究 [J]. 中央财经大学学报, 2010(11) : 80-85.
- [23] 谭中明. 区域金融风险预警系统的设计和综合度量 [J]. 软科学, 2010, 24 (3) : 69-74.
- [24] 宋凌峰, 叶永刚. 中国区域金融风险部门间传递研究 [J]. 管理世界, 2011 (9) : 172-173.
- [25] 王鹤, 潘爱民, 赵伟. 区域房价空间与时间扩散效应的实证研究 [J]. 经济评论, 2014(4) : 85-95.
- [26] 汪祖杰, 吴江. 区域金融安全指标体系及其计量模型的构建 [J]. 经济理论与经济管理, 2006(3) : 42-48.
- [27] 姚星垣, 郭福春. 构建浙江省区域金融风险预警体系研究 [J]. 浙江金融, 2008(5) : 17-19.
- [28] 仲彬. 区域金融风险预警系统的理论与实践探讨 [J]. 金融研究, 2002(7) : 105-111.
- [29] 张晓朴. 系统性金融风险研究: 演进, 成因与监管 [J]. 国际金融研究, 2010 (7) : 58-67.