

# 区域房价空间与 时间扩散效应的实证研究

王鹤 潘爱民 赵伟\*

**摘要:**为探讨区域房价的空间与时间扩散效应,本文综合运用空间动态面板数据模型和局部线性投影法得到全国范围及东、中、西部地区房价的空间脉冲响应函数,这恰是传统计量模型与脉冲响应函数无法实现的。实证结果表明,在东部地区内,空间扩散效应(持续三个季度)与时间扩散效应(持续六个季度)同时存在,而在中、西部地区只存在时间扩散效应,分别持续五个季度与两个季度。与传统实证结果相比,在考虑了房价区域相关后,体现经济基本面的各变量对房价的影响在时间长度和大小程度上皆变弱。

**关键词:** 区域房价 时空扩散效应 局部线性投影

## 一、引言

一个地区房价的变化将对其相邻地区房价有多大程度和多长时间的影响?这既是经济学家们关注的问题,也是政治家们关注的问题。对此,实证研究中需要分两步实现,首先检验房价的时空联动关系,然后通过空间脉冲响应函数分析房价的扩散效应。

在区域房价的时空联动方面,学者们最先从单独考察房价的时间相关性与空间相关性开始。Case和Shiller(1989)利用他们自己调查的四个主要城市房屋价格指数发现,房屋价格的一期滞后项对当前房价的预测作用在统计意义上和经济意义上都显著。Hughes和McCormick(1994)则直接以英国南部和北部房价的比值作为被解释变量,而以两个区域的相对收入、相对供给比率、失业率变化及家庭平均财富等作为解释变量,研究英国南北地区房价的相关性。Clapp和Tirtiroglu(1994)通过哈特福德地区房地产次级市场的超额收益对一组相邻次级市场的超额收益做回归,最先在房地产价格模型中同时考虑房价的时间滞后效应与空间互动关系。Ioannides和Thanapisitikul(2008)利用美国都市区23年调查数据,分别考察了美国城市房地产价格的时间效应和空间效应,结果表明两种滞后效应同时存在于美国城市房地产市场。Brady

\*王鹤,湖南科技大学商学院、两型社会改革与生态文明建设协同创新中心,邮政编码:411201,电子信箱:whhep@sina.com;潘爱民,湖南科技大学商学院,邮政编码:411201,电子信箱:panaiminby@126.com;赵伟,湖南科技大学商学院,邮政编码:411201,电子信箱:hznzhaowei@qq.com。

本文研究获得教育部人文社会科学研究青年基金项目“区域房价时空互动机理、效应与引导政策研究”(项目编号:13YJC790143)、国家社会科学基金一般项目“持续调控背景下房地产市场利益分配协调机制及政策研究”(项目编号:13BJY057)、国家社会科学基金青年项目“我国经济外部失衡的内部根源研究”(项目编号:12CJL055)、教育部人文社会科学研究青年基金项目“公共财政视角下中国经常项目调整模式的机制研究”(项目编号:11YJC790281)的资助。同时感谢匿名审稿人富有建设性的意见,当然文责自负。

(2011)运用空间计量模型分析了加利福尼亚州的房地产价格,实证结果表明,在5%的显著水平下,空间滞后效应与时间滞后效应都显著存在。Holly等(2011)在房地产价格空间动态面板误差模型的基础上,利用美国8个地区(美国经济部分析局)的调查数据,考察了美国区域房地产价格的空间相关性。目前,我国这方面的文献比较少,梁云芳和高铁梅(2007)在其误差修正模型中考虑了房价的时间滞后一阶项,钱金保(2008)考虑了房价的空间误差修正模型,王鹤(2012)运用探索性数据分析法与空间计量模型讨论了区域房价的空间相关性。

尽管学者们发现了区域房价的时间相关和空间相关同时存在,但在进一步分析其扩散效应时,现有研究主要运用VAR的脉冲响应函数。Oikarinen(2004)通过脉冲响应函数分析了芬兰各地区房价的扩散效应,研究结果表明房价的扩散源于首都赫尔辛基地区,然后传递到地区中心,最后到达外围地区。Ioannides和Thanapisitukul(2008)通过模拟分析发现,美国一个地区房价的一个冲击对该地区未来3年房价有正的影响,25年后影响完全消失,其他地区房价的一个冲击对该地区房价的影响比自身冲击的影响大,但持续时间短。van Dijk等(2011)运用面板数据模型分析了荷兰阿姆斯特丹、弗里斯兰和巴尼克地区房价的扩散效应,脉冲响应分析发现阿姆斯特丹地区房价有最强的冲击反应,但三年以后三个地区有相同的冲击反应。王松涛等(2008)通过脉冲响应发现,宁波、深圳、厦门和重庆4个“核心城市”房价的正向新生信息能引发区域内所有其他城市房价的上涨,而上海和西安2个“核心城市”房价的正向新生信息则能引发区域内所有其他城市房价的下降。黄飞雪等(2009)利用广义脉冲响应等方法分析中国副省级以上城市房价的关联,发现直辖市房价具有较强影响力,而青岛房价在整个房价体系中最为活跃。

传统脉冲响应函数能反映一次冲击对变量的重要性和持久性,但正如Fratantoni和Schuh(2003)所述,忽略了区域房价的空间相关性将直接误导传统脉冲响应函数的估计,并且很难在向量自回归模型中设定一个地区维度。Jorda(2005)提出的局部线性投影方法为我们提供了新的研究思路,运用该方法估计出的空间脉冲响应函数可以同时包含空间与时间维度。Brady(2011)运用局部线性投影法测度了加利福尼亚州31个县1995年至2002年房屋价格的空间脉冲响应函数,发现加利福尼亚州各个县之间的房屋价格空间自相关会持续很长一段时间,平均而言,加利福尼亚州一个县的房价会对其相邻县有大约30个月的影响。

本文将综合运用空间动态面板数据模型和局部线性投影法探讨我国区域房价的空间与时间扩散效应,其余部分具体安排如下:第二部分讨论本文所运用的研究方法,第三部分介绍加权矩阵与样本数据,第四部分进行实证分析,第五部分为结论。

## 二、研究方法

### (一)时空动态面板数据模型的设定

本文中,时空动态面板数据模型主要用于检验房价的时空联动关系。该模型如下:

$$P_t = \lambda_0 W_n P_t + \gamma_0 P_{t-1} + \rho_0 W_n P_{t-1} + X_t \beta_0 + c_0 + V_t \quad (1)$$

其中 $P_t$ 为 $n \times 1$ 维因变量, $P_{t-1}$ 为因变量的时间滞后项, $W_n$ 为 $n \times n$ 维的空间加权矩阵,具体取值见第三部分, $W_n P_t$ 为因变量的空间滞后项, $W_n P_{t-1}$ 为因变量时空滞后项, $X_t$ 为 $n \times k$ 维外生变量矩阵, $c_0$ 是 $n \times 1$ 维的个体固定效应向量, $V_t \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 。从而,模型中包含的总参数个数为地区个数 $n$ 加上普通参数 $(\gamma_0, \rho_0, \beta_0', \lambda_0, \sigma^2)'$ 的个数 $k+4$ ( $k$ 为外生变量的个数),参数下标0表示参数的真实值。当 $\gamma_0 = \rho_0 = 0$ 时,为空间面板数据模型,当 $\lambda_0 = \rho_0 = 0$ 时,为动态面

板数据模型,当  $\lambda_0 = \gamma_0 = \rho_0 = 0$  时,为普通面板数据模型。

(二) 时空动态面板数据模型的估计——SDMLE

记  $\theta = (\delta', \lambda, \sigma^2)'$ ,  $\zeta = (\delta', \lambda, c')'$ , 其中  $\delta = (\gamma, \rho, \beta)'$ , 为了表述方便,我们定义  $\tilde{P}_t = P_t - \bar{P}_t$ ,  $\tilde{P}_{t-1} = P_{t-1} - \bar{P}_{t-1}$ , 其中,  $\bar{P}_t = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T P_t$ ,  $\bar{P}_{t-1} = \frac{1}{T} \sum_{i=2}^T P_{t-1}$ , 类似地,我们定义  $\tilde{X}_t = X_t - \bar{X}_t$ ,  $\tilde{V}_t = V_t - \bar{V}_t$ , 并记  $Z_t = (P_{t-1}, W_n P_{t-1}, X_t)$ ,  $S_n \equiv S_n(\lambda_0) = I_n - \lambda_0 W_n$ 。利用  $c$  的一阶条件可得中心化后的似然函数:

$$\ln L_{n,T}(\theta) = -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |S_n(\lambda)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{V}_t'(\theta) \tilde{V}_t(\theta) \quad (2)$$

其中:  $\tilde{V}_t(\theta) = S_n(\lambda) \tilde{P}_t - \tilde{Z}_t \delta$ ,  $\tilde{Z}_t = (P_{t-1} - \bar{P}_{t-1}, W_n P_{t-1} - W_n \bar{P}_{t-1}, X_t - \bar{X}_t)$ , 最大化中心化的似然函数(2)可得到  $\theta_0$  的空间动态极大似然估计量(SDMLE), 将  $\hat{\theta}_m$  代入  $\hat{c}_m(\theta)$  中可得  $c_0$  的空间动态极大似然估计量  $\hat{c}_m(\hat{\theta}_m)$ 。

Yu 等(2008) 考察了  $\theta_0$  的空间动态极大似然估计量  $\hat{\theta}_m$  的渐近性质, 发现上面方法估计出来的  $\hat{\theta}_m$  是有偏的, 偏误为  $-\frac{1}{T} \varphi_{\theta_0, nT}$ ,  $\varphi_{\theta_0, nT} = \sum_{\theta_0, nT}^{-1} \varphi_n$ , 记  $G_n = W_n S_n^{-1}$ 。

其中:  $\sum_{\theta_0, nT} = -E\left(\frac{1}{nT} \cdot \frac{\partial^2 \ln L_{nT}(\theta_0)}{\partial \theta \partial \theta'}\right)$

$$\varphi_n = \begin{pmatrix} \frac{1}{n} \text{tr}\left(\left(\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h(\theta)\right) S_n^{-1}(\lambda)\right) \\ \frac{1}{n} \text{tr}\left(W_n \left(\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h(\theta)\right) S_n^{-1}(\lambda)\right) \\ 0 \\ \frac{1}{n} \gamma \text{tr}\left(G_n(\lambda) \left(\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h(\theta)\right) S_n^{-1}(\lambda)\right) + \frac{1}{n} \rho \text{tr}\left(G_n(\lambda) W_n \left(\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h(\theta)\right) S_n^{-1}(\lambda)\right) + \frac{1}{n} \text{tr} G_n(\lambda) \\ \frac{1}{2\sigma^2} \end{pmatrix}$$

Yu 等(2008) 进一步构建了一个纠偏估计量(CSDMLE):

$$\hat{\theta}_{nT}^1 = \hat{\theta}_{nT} - \frac{1}{T} \hat{\varphi}_{\theta_0, nT} \quad (3)$$

其中:  $\hat{\varphi}_{\theta_0, nT} = \left[ \left( E\left(\frac{1}{nT} \cdot \frac{\partial^2 \ln L_{nT}(\theta_0)}{\partial \theta \partial \theta'}\right) \right)^{-1} \varphi_n(\theta) \right]_{\theta = \hat{\theta}_{nT}}$

(三) 局部线性投影与空间脉冲响应

本文中,局部线性投影与空间脉冲响应主要用于检测房价时间、空间扩散效应。Jorda (2005) 从 VAR( $\infty$ ) 出发,提出了局部线性投影法(LPs), Jorda 和 Kozicki(2007) 对此给出了更多的解释。为了简单起见,我们直接从 Jorda 和 Kozicki(2007) 中(12)式开始考察局部线性投影法及空间脉冲响应函数(具体为本文的(4)式)。考虑  $n \times 1$  维随机时间序列向量  $y_t$ , 通过 Word 分解可表示为<sup>①</sup>:

①具体过程可参考 Jorda 和 Kozicki(2007) 中(10)至(13)式。

$$y_{t+h} = A_1^h y_t + A_2^h y_{t-1} + \dots + \varepsilon_{t+h} + B_1 \varepsilon_{t+h-1} + \dots + B_{h-1} \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

且:其一,对所有的  $h \geq 1$  有  $A_1^h = B_h$ ;其二,当  $j > 1$  时,  $A_j^h = B_{h-1} A_j + A_{j+1}^h, A_{j+1}^0 = 0, B_0 = I_r$ 。  
 现从滞后  $k$  期处将无限滞后表达式(4)截取,可得:

$$y_{t+h} = A_1^h y_t + A_2^h y_{t-1} + \dots + A_k^h y_{t-k+1} + v_{k,t+h} \quad (5)$$

其中:

$$v_{k,t+h} = \sum_{j=k+1}^{\infty} A_j^h y_{t-j} + \varepsilon_{t+h} + \sum_{j=1}^{h-1} B_j \varepsilon_{t+h-j}$$

Jorda(2005)记(5)式为  $y_{t+h}$  的局部线性投影,由 Jorda 和 Kozicki(2007)可知,  $A_1^h$  是脉冲响应系数  $B_h$  的一致估计。

类似于 Brady(2011),我们可以将包含空间滞后项的单方程模型(1)式写成下面形式:

$$P_{t+h} = \lambda_0^h W_n P_t + \gamma_0^h P_{t-1} + \rho_0^h W_n P_{t-1} + X_t \beta_0^h + c_0^h + V_{t+h} \quad (6)$$

估计(6)式得中国区域房价的空间脉冲响应系数。

### 三、权重矩阵与数据处理

#### (一)空间权重矩阵的选取

$W$  为一个  $n \times n$  维的空间加权矩阵,该矩阵的元素  $w_{i,j}$  反映了第  $i$  省份与第  $j$  省份在空间中的相互关系。实证中  $w_{i,j}$  的取值常用两种规则:空间距离规则与地理位置规则。地理位置规则认为空间相关只会地理上接壤地区之间存在,当两地区在地理上接壤时,取  $w_{i,j} = 1$ ,否则取  $w_{i,j} = 0$ ,作标准化处理后(每一行的和为 1)得到空间相邻加权矩阵。空间距离规则认为两个地区之间的距离决定两地间的关联程度,一般根据距离的倒数( $w_{i,j} = 1/d_{i,j}$ )得空间距离加权矩阵。此处选用空间相邻加权矩阵,即当两个地区拥有共同边界时  $w_{i,j} = 1$ ,两个地区不存在共同边界时  $w_{i,j} = 0$ ,并标准化。为避免“单个岛屿效应”,设定广东、广西与海南拥有共同边界。

#### (二)变量选取与数据处理

在运用空间计量方法分析我国区域房价时,自变量中除了时空相关因素,还必须包括影响房地产价格变化的其他重要因素。结合周京奎(2005)、严金海(2006)、梁云芳和高铁梅(2007)、董志勇等(2010)等的研究,我们从以下几个方面选取其他外生控制变量( $X$ )。需求方面:根据影响强度与数据的可获得性,我们从众多影响因素中选取城镇居民实际人均可支配收入。部分学者也往往选用人均 GDP 来体现房价需求方面的影响因素(如董志勇等,2010;段忠东,2007;等等),与之相比,城镇居民实际人均可支配收入更能体现居民的实际购买力。供给方面:本文选取本年度房屋竣工面积和土地价格<sup>①</sup>,这两个指标分别从房屋供给量方面和房屋供给成本方面体现了各自对房价的影响。在房屋供给量方面有的学者选用了房屋销售面积指标(金海燕,2008),房屋销售面积主要用来反映市场交易量而不是供给量。在房屋供给成本方面,部分学者选用了房屋建筑成本指标(闫妍等,2007),但近几年地价上涨对房价的影响明显大于其建筑成本的影响,从而我们选取土地价格指标。另外,房地产的特性决定了金融资本对房地产市场的发展至关重要,因此,我们还将引入一个描述资本可获得性的指标(梁云芳、高铁梅,2007),记为信贷扩张<sup>②</sup>,是房地产资金来源中的重要组成部分。

本文将使用我国 2002 年第一季度至 2010 年第三季度的省际面板数据来研究房地产价格

①土地价格由本年度房地产公司本年度土地购置费除以本年度土地购置面积得到。

②信贷扩张指标由房地产资金来源减去自筹资金得到,这部分资金基本上来源于各类金融机构信贷。



区域互动。数据主要来源于中国经济信息网经济统计数据库<sup>①</sup>,选择从2002年第一季度开始的数据主要因为这些指标中许多都是从2002年开始公布季度数据。考虑到数据可能存在季节特征,我们首先采用X12方法<sup>②</sup>对数据进行季节调整。考虑到各变量之间可能存在的非平稳、非线性关系与多重共线性等问题,依据Madariaga和Poncet(2007),我们对所有因变量和自变量都采用自然对数形式。由于西藏许多数据缺失,只考虑了内陆其他30个省区的数据。为了对各地区房价的相关程度进行对比,依据国家统计局划分标准将中国分为东部地区、中部地区和西部地区<sup>③</sup>。

#### 四、实证结果

##### (一) 时空联动关系

表1为在空间相邻加权矩阵下,我国区域房价时空动态面板数据模型纠偏后的SDMLE结果,其中模型(1)为全国范围的估计结果,模型(2)、(3)、(4)分别为东、中、西部地区的估计结果。

表1 区域房价时空动态面板数据模型估计结果

	(1) 全国范围	(2) 东部地区	(3) 中部地区	(4) 西部地区
房价的空间滞后	0.15*** (3.78)	0.1899*** (4.06)	0.1657*** (2.85)	0.0716 (1.37)
房价的一期滞后	0.5408*** (218.8)	0.6904*** (18.45)	0.4946*** (9.88)	0.4354*** (12.06)
房价的空间一期滞后	0.1042** (2.28)	0.0078 (0.12)	-0.0191 (-0.27)	-0.0638 (-1.11)
城镇居民可支配收入	0.0436** (2.01)	0.0273 (0.79)	0.092** (2.40)	0.062** (2.02)
土地价格	0.0275*** (4.10)	0.0101 (0.98)	0.0349*** (2.87)	0.0516*** (5.30)
本期房屋竣工面积	-0.0235*** (-2.87)	-0.0688*** (-3.26)	-0.0129 (-1.32)	0.0029 (0.21)
信贷扩张	0.0607*** (5.74)	0.0726*** (3.70)	0.0763*** (4.28)	0.1118*** (6.40)
最大似然值	1357.1	541.88	449.47	398.78
方差估计值	0.0081	0.0083	0.0063	0.0089
迭代次数	14	16	17	16

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;(2)括号中为t统计量值。

由表1可知:

<sup>①</sup>指标包括商品房销售额、商品房销售面积、城镇居民实际人均可支配收入、房屋竣工面积、土地购置费、土地购置面积、房地产投资资金来源、房地产投资资金来源中自筹资金(所有数据皆是以2002年第一季度为基期的实际数)。因变量商品房平均销售价格由商品房销售额除以商品房销售面积得到,自变量中土地价格由土地购置费除以土地购置面积得到,信贷扩张指标由房地产投资资金来源减去自筹资金得到。

<sup>②</sup>具体步骤参见中国人民银行调查统计司,2006:《时间序列X-12-ARIMA季节调整:原理与方法》,中国金融出版社。

<sup>③</sup>其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南12个省、自治区、直辖市;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南9个省、自治区;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆9个省、自治区、直辖市(西藏数据缺失,未包括在内)。

(1)我国区域房价存在空间联动效应与时间滞后效应。除西部地区房价空间滞后项外,四个回归模型房价一期滞后项和空间滞后项的回归系数皆显著不为零,表明区域房价既受本地区上一期房价的影响,也受周边地区房价的影响。其中,东部地区房价的时空联动效应最强(回归系数分别为0.6904、0.1899),中部地区次之(回归系数分别为0.4946、0.1657),西部地区最弱(回归系数分别为0.4354、0.0716)。

(2)我国区域房价受经济基本面影响。需求因素,东部地区城镇居民可支配收入的弹性系数不显著,表明东部地区房价不受需求因素的影响,而全国范围、中部地区及西部地区房价显著受需求因素的影响。供给因素,全国范围,房地产价格既受土地价格的影响也受本年度房屋竣工面积的影响,弹性系数分别为0.0275、-0.0235。东部地区土地价格弹性系数不显著,本期房屋竣工面积的弹性系数显著为负,中、西部地区土地价格的弹性系数显著为正,而本期房屋竣工面积的弹性系数不显著。信贷因素,信贷扩张指标的回归系数在西部地区最高,为0.1118,比全国平均值高出0.0511,这可能是由于西部地区融资渠道单一,房地产公司与消费者更多地是通过银行获得资金。

(3)比较四个模型的回归结果发现,全国范围、中部地区及西部地区的房价主要由基本经济面决定,而东部地区的房价主要由周边地区及自身决定,脱离经济基本面,表明我国东部地区存在房地产价格泡沫风险。

为了与传统计量结果进行比较,表2给出了全国范围区域房价<sup>①</sup>的静态面板模型、动态面板模型与空间面板模型估计结果。

表2 区域房价动态面板与空间面板数据模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DIF_GMM	SYS_GMM	Spatial_Panel
房价的一期滞后			0.704 *** (41.35)	0.760 *** (60.12)	
房价的空间滞后					0.717 *** (13.94)
城镇居民可支配收入	0.710 *** (14.98)	0.289 *** (9.93)	0.0600 *** (4.39)	0.195 *** (17.77)	0.0598 ** (1.98)
土地价格	0.186 *** (12.44)	0.107 *** (12.33)	0.0300 *** (4.65)	0.0354 *** (10.15)	0.0440 *** (5.03)
本期房屋竣工面积	-0.128 *** (-6.18)	-0.0339 *** (-2.97)	-0.0232 *** (-4.09)	-0.0301 *** (-4.54)	-0.0263 *** (-2.64)
信贷扩张	0.108 *** (5.23)	0.182 *** (14.63)	0.0862 *** (5.82)	0.0311 *** (4.14)	0.0599 *** (4.29)
常数	0.735 *** (2.74)	3.319 *** (20.86)			1.071 *** (5.04)
Observations	1050	1050	990	1020	1050
R-squared	0.791	0.744			
F	734.0	736.6			
Number of id		30	30	30	30

注:(1)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;(2)括号中为t统计量值。

<sup>①</sup>此处主要是为了比较本文所用模型(空间动态面板模型)与传统模型(静态面板模型、动态面板模型、空间面板模型)的差异,东、中、西部地区结果与全国范围结果相似,从而未一一列出。

比较表1中模型(1)与表2中各模型<sup>①</sup>发现,全国范围区域房价时空动态面板数据模型中各解释变量回归系数的估计值比传统模型中绝大多数对应回归系数的估计值小。对此,Pace和LeSage(2010)在一个一般的模型设定框架下,推导出遗漏变量对空间回归方法的影响要小于其对最小二乘法的影响<sup>②</sup>,从而我们有理由认为区域房价时空动态面板数据模型的估计结果更为可靠,所考虑的传统模型估计结果很可能高估其他因素的影响。

(二) 时间、空间扩散效应

估计(6)式得空间相邻加权矩阵下中国房地产价格的空间脉冲响应系数(图1-图3)。在各图中,纵轴表示脉冲响应值,横轴表示滞后期间(单位:季度),粗线表示脉冲响应函数,细线表示偏离线。

图1给出了在受房价空间滞后项1%变化后,全国范围、东部地区、中部地区和西部地区房价在未来3年中的空间脉冲响应函数,并进一步给出了在95%置信水平下的置信带(由每个时期房价空间滞后项回归系数的标准差计算得到)。

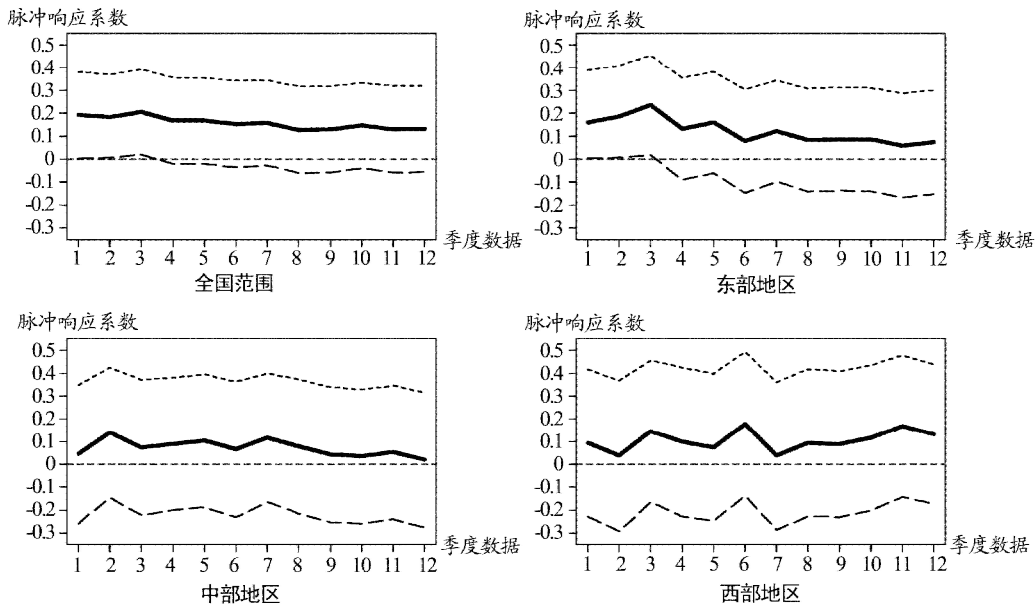


图1 房价空间滞后项的空间脉冲响应系数

由图1可知,在全国范围内,相邻地区房地产价格变动1%对该地区房地产价格的影响将持续一年左右(第4个季度之后,房价空间滞后项的回归系数开始不显著),在东部地区内,相邻地区房地产价格变动1%对该地区房地产价格的影响只会持续3个季度(从第4个季度开始,房价空间滞后项的回归系数开始不显著),而在中、西部地区内,相邻地区房地产价格变动1%对该地区未来房地产价格不会产生影响(从第一个季度开始,房价空间滞后项的所有回归系数不显著),这表明我国房价的空间扩散效应会持续一段时间,但不同区域内,时间长短不

<sup>①</sup>表2中(1)、(2)为静态面板数据模型的混合(Pooled)估计与最小二乘工具变量(LSDV)估计,(3)、(4)为动态面板数据模型的差分矩估计(DIF\_GMM)与系统矩估计(SYS\_GMM),(5)为静态面板数据空间滞后回归模型(SAR)的估计结果。

<sup>②</sup>Brasington和Hite(2005)、Dubin(1988)对该问题做了许多前期研究。

一。进一步比较图 1 中的各图发现,全国范围内,各省区房价相互之间的影响持续时间相对较长,东部地区内,各省区房价相互之间的影响相对比较大,而中、西部地区内,各省区房价相互之间的影响依次减小。就全国范围和东部地区而言,房价的空间扩散效应会持续一年时间,而中部地区内部房价的空间扩散效应只在本期存在,西部地区内部房价的空间扩散效应不存在,这是因为东部地区房价的变化会传递给中部地区,而西部地区房价会受东、中部地区房价变化的影响。这表明,在我国房价的变动过程中“波纹效应”存在。

图 2 给出了全国范围、东部地区、中部地区和西部地区在受上一期房价 1% 变动后,房价在未来 3 年中的空间脉冲响应函数,并进一步给出了在 95% 置信水平下的置信带。由图 2 可知,在全国范围内,上一期房价变动对该地区房价的影响将持续一年半左右(第 6 个季度之后,房价时间滞后项的回归系数基本不显著)。在东部地区内,上一期房价变动对该地区房价的影响将持续六个季度,其中第一年影响非常大,在第 5 个季度至第 6 个季度之间有一个大的下降。在中部地区内,上一期房价变动 1% 对该地区房价的影响将持续 5 个季度左右,在这期间,对各期房价的影响逐步减小。而在西部地区内,上期房价变动,在未来半年内影响非常显著,在第 3 个季度至第 8 个季度之间出现波动,第 8 个季度以后影响不再显著。这表明,我国各地区房价存在“反馈效应”,上一期房价的变动会影响该地区未来房价的变动,其中东部地区内效应最强,影响时间也最长,西部地区内效应最弱,影响时间也最短。

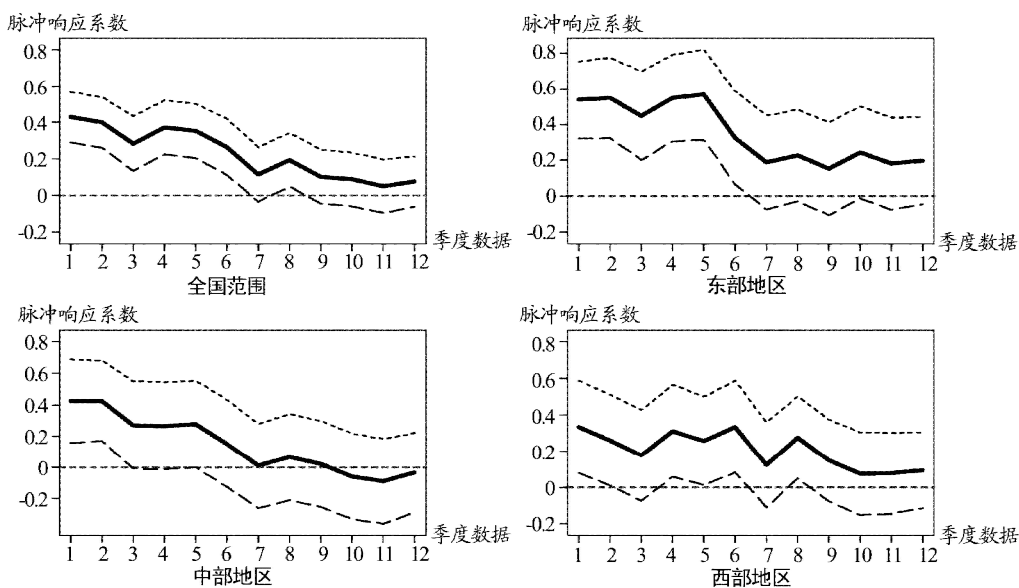


图 2 房价时间滞后项的空间脉冲响应系数

图 3 给出了全国范围、东部地区、中部地区和西部地区在受其他因素 1% 变化后,房价在未来 3 年中的空间脉冲响应函数,并进一步给出了在 95% 置信水平下的置信带。图 3 中,第一部分为城镇居民可支配收入的空间脉冲响应函数,第二部分为土地价格的空间脉冲响应函数,第三部分为本期房屋竣工面积的空间脉冲响应函数,第四部分为信贷扩张的空间脉冲响应函数。由图 3 第一部分可知,在控制了房价的区域相关后,全国范围、中部地区和西部地区内,城镇居民可支配收入一个正的冲击,将对当地的房价产生正的影响并在一定时期后显著(全国范围和中部地区在两年后,西部地区在三年后),而东部地区内,城镇居民可支配收入的冲

击不会对当地的房地产价格产生显著影响。这也说明了在东部地区,房价不受城镇居民可支配收入的影响,而在其他地区,城镇居民可支配收入是影响当地房价的一个重要因素。由图3第二、三部分可知,在全国范围、东部地区、中部地区和西部地区,土地价格和当期房屋竣工面积一个正的冲击,对当地的房地产价格在第一个季度以后的影响皆不显著,结合表1可知,在全国范围、中部地区和西部地区,土地价格只对当期房价有显著影响(土地价格对东部地区无显著影响);在全国范围和东部地区,当期房屋竣工面积只对当期房价有显著影响。由图3第四部分可知,在全国范围、东部地区、中部地区和西部地区,信贷扩张一个正的冲击,一年半至两年内,对当地房价的影响一直在增大,之后减小至不显著。这可能是因为资金从资本市场到房地产市场,然后再对房价产生影响需要一定的时间。

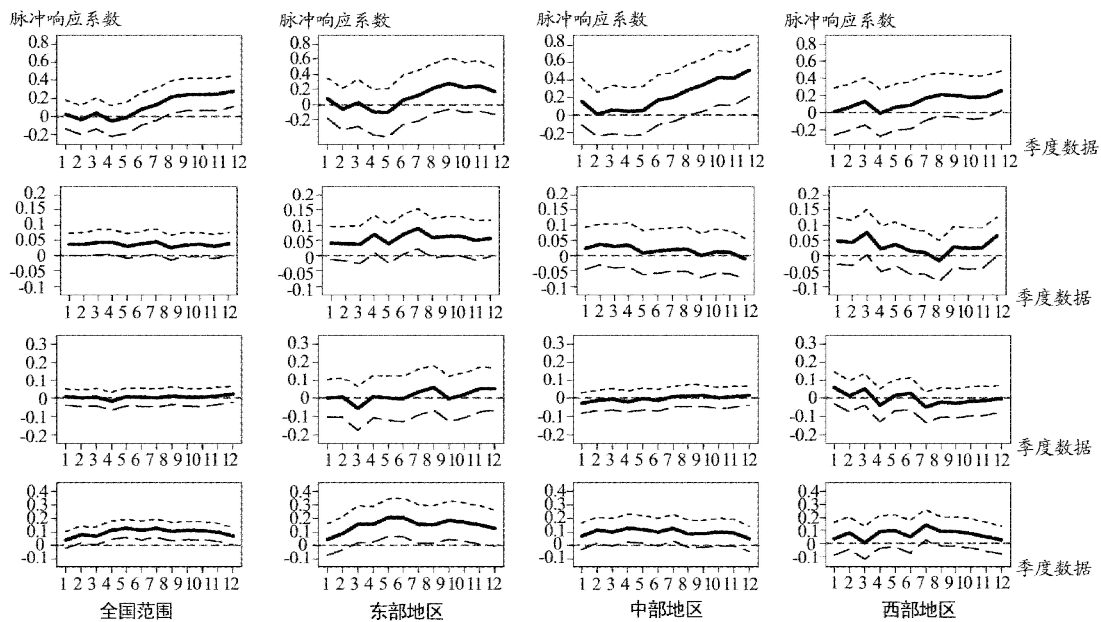


图3 其他因素的空间脉冲响应系数

图2至图3中显示的区域房价冲击反应可以与根据时间序列模型生成的脉冲响应比较。例如,图3中信贷扩张的一个正向冲击后,全国范围房价会出现一个稳定持续增长,并在第七个季度达到最大值,吴燕华和杨刚(2011)研究了我国货币供应量冲击对房价的影响,发现在第13期达最大值。人均可支配收入的一个正向冲击对全国范围房价在第七个季度后显著为正,这与段忠东(2007)研究结论相似,但影响程度较小。土地价格的一个正向冲击对全国范围房价的影响会持续4个季度,无论影响大小还是持续时间都比李勇等(2011)的分析小。总之,在考虑了房价区域相关后,影响房价的各基本经济变量对房价的作用在持续时间和大小上皆变弱。这主要有两个方面的原因:第一,忽略了区域房价的相关性造成基于VAR计算的脉冲响应函数是不准确的;第二,上述研究皆只在VAR框架下考虑单因素与房价的关系,从而高估了各单个因素对房价的影响。

## 五、结论

本文首先运用时空动态面板数据模型,考察2002年第一季度至2010年第三季度全国范围及东、中、西部地区区域房价的时空联动关系。实证结果表明,全国范围及东、中部地区区域

房价时间、空间滞后效应显著存在(即一个地区的房价既受相邻地区房价的影响,又受该地区上一期房价的影响),但西部地区空间滞后效应已不显著,进一步比较发现东部地区房价时间、空间滞后效应最强,且基本上不受其他因素(除了本期房屋竣工面积)的影响,而中、西部地区房价由这些因素共同决定。

然后,我们利用局部线性投影法探讨东、中、西部地区区域房价时间、空间扩散效应的异同。从空间脉冲响应函数来看,在东部地区内,相邻地区房地产价格变动对该地区房价的影响会持续三个季度,上一期房价变动对该地区房价的影响将持续六个季度;在中部地区内,相邻地区房地产价格变动对该地区未来房价不会产生显著影响,上一期房价变动对该地区房价的影响将持续五个季度左右;而在西部地区内,相邻地区房地产价格变动对该地区房价不会产生显著影响,上一期房价变动对该地区房价的影响将持续两个季度左右。

与传统面板数据模型相比,区域房价时空动态面板数据模型同时包含了时间与空间滞后效应,根据 Pace 和 LeSage(2010)知,估计结果更为可靠;与传统脉冲响应函数相比,空间脉冲响应函数可同时得多因素的扩散效应,且在考虑了房价区域相关后,体现经济基本面的各变量对房价的影响在时间长度和大小程度上皆变弱。

#### 参考文献:

1. 段忠东,2007:《房地产价格与通货膨胀、产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验》,《数量经济技术经济研究》第12期。
2. 董志勇、官皓、明艳,2010:《房地产价格影响因素分析:基于中国各省市的面板数据的实证研究》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第10卷第2期。
3. 黄飞雪、周筠、李志浩、侯铁珊,2009:《基于协整和向量误差修正模型的中国主要城市房价的联动效应研究》,《中大管理研究》第2期。
4. 金海燕,2008:《我国房地产宏观调控政策运行过程研究》,哈尔滨工业大学博士学位论文。
5. 李勇、李汉东、王有贵,2011:《中国房价和地价到底谁拉动谁?》,《北京师范大学学报(自然科学版)》第5期。
6. 梁云芳、高铁梅,2007:《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》,《经济研究》第8期。
7. 钱金保,2008:《中国房地产价格的泡沫检验和空间联动分析》,《南方金融》第12期。
8. 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。
9. 王鹤,2012:《基于空间计量的房地产价格影响因素分析》,《经济评论》第1期。
10. 吴燕华、杨刚,2011:《我国货币政策对房地产价格调控的动态影响分析》,《现代财经(天津财经大学学报)》第10期。
11. 严金海,2006:《中国的房价与地价:理论、实证和政策分析》,《数量经济技术经济研究》第1期。
12. 闫妍、许伟、部慧、宋洋、张文、袁宏、汪寿阳,2007:《基于TEI@I方法论的房价预测方法》,《系统工程理论与实践》第7期。
13. 周京奎,2005:《货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国4个直辖市的实证研究》,《财贸经济》第5期。
14. Brady, R. R. 2011. "Measuring the Diffusion of Housing Prices across Space and Over Time." *Journal of Applied Econometrics*, 26 (2): 213 - 231.
15. Brasington, D. M., and D. Hite. 2005. "Demand for Environmental Quality: A Spatial Hedonic Analysis." *Regional Science and Urban Economics*, 35(1): 57 - 82.
16. Case, K., and R. Shiller. 1989. "The Efficiency of the Market for Single - family Homes." *The American Economic Review*, 79 (1): 125 - 137.
17. Clapp, J., and D. Tirtiroglu. 1994. "Positive Feedback Trading and Diffusion of Asset Price Changes: Evidence

- from Housing Transactions.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 24 (3): 337 – 355.
18. Dubin, R. 1988. “Estimation of Regression Coefficients in the Presence of Spatially Autocorrelated Error Terms.” *Review of Economics and Statistics*, 70 (3): 466 – 474.
19. Fratantoni, M. , and S. Schuh. 2003. “Monetary Policy, Housing, and Heterogeneous Regional Markets.” *Journal of Money, Credit & Banking*, 35 (4): 557 – 590.
20. Holly, S. , M. Pesaran, and T. Yamagata. 2011. “The Spatial and Temporal Diffusion of House Prices in the UK.” *Journal of Urban Economics*, 69 (1): 2 – 23.
21. Hughes, G. , and B. McCormick. 1994. “Did Migration in the 1980s Narrow the North – South Divide?” *Economica*, 61 (244): 509 – 527.
22. Ioannides, Y. , and W. Thanapisitikul. 2008. “Spatial Effects and House Price Dynamics in the Continental US.” Available at <http://www.tufts.edu/~yioannid/IoannidesThanapisitikulSpatEffects-07-08-08.pdf>.
23. Jorda, O. , and S. Kozicki. 2007. “Estimation and Inference by the Method of Projection Minimum Distance.” Available at <http://www.econstor.eu/handle/10419/53877>.
24. Jorda, O. 2005. “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections.” *American Economic Review*, 95 (1): 161 – 182.
25. Madariaga, N. , and S. Poncet. 2007. “FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth.” *The World Economy*, 30 (5): 837 – 862.
26. Oikarinen, E. 2004. “The Diffusion of Housing Price Movements from Center to Surrounding Areas.” *Journal of Housing Research*, 15 (1): 3 – 28.
27. Pace, R. K. , and J. P. LeSage. 2010. “Omitted Variable Biases of OLS and Spatial Lag Models.” Available at [http://www.newbooks-services.de/MediaFiles/Texts/7/9783642033247\\_Excerpt\\_001.pdf](http://www.newbooks-services.de/MediaFiles/Texts/7/9783642033247_Excerpt_001.pdf).
28. van Dijk, B. , P. H. Franses, R. Paap, and D. van Dijk. 2011. “Modelling Regional House Prices.” *Applied Economics*, 43 (17): 2097 – 2110.
29. Yu, J. , R. De Jong, and L. Lee. 2008. “Quasi – maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when both n and T Are Large.” *Journal of Econometrics*, 146 (1): 118 – 134.

## Empirical Investigation on the Diffusion of Housing Prices across Space and over Time

Wang He, Pan Aimin and Zhao Wei

(Hunan University of Science and Technology School of Business)

**Abstract:** In order to study regional housing prices diffusion intensity and effect, we use space – time dynamic panel data model and local linear projection method to observe the diffusion effect of real estate prices across space and over time in the eastern, middle and western regions. We find in the eastern region, both the spatial diffusion effect ( three quarters) and time diffusion effect ( six quarters ) exist, while in the middle and west, there is only time diffusion effect, respectively, for five quarters and two quarters. Compared with the traditional empirical results, other variables that impacts the housing prices is becoming weaker.

**Key Words:** Real Estate Prices; Diffusion Effect; Local Linear Projection Method

**JEL Classification:** C31, R20

(责任编辑:彭爽)