

长三角城市群住宅价格的空间传导路径*¹

龚健^{1, 2} 栾君¹ 王文婷¹ 王向东³

(1. 中国地质大学(武汉) 公共管理学院, 中国湖北武汉 430074;

2. 国土资源部法律评价重点实验室, 中国湖北武汉 430074;

3. 兰州大学管理学院, 中国甘肃兰州 730000)

【摘要】: 以城市群典型地区长江三角洲为例, 利用 Granger 因果关系检验和脉冲响应函数等方法, 研究多层次城市的区域住宅价格空间传导路径和传导特征, 为研究和制定区域差异化房地产调控政策提供依据。研究结果表明: ①长三角住宅价格存在以中心城市为主导源的传导路径; ②传导路径从沿海向内陆延伸, 存在由中心城市向周边扩散趋势及层级传导特征; ③当滞后期为 2 个月时, 5 个大中城市住宅价格间存在传导路径, 并随时间推进, 其作用强度减弱并存在由促进向抑制的变化趋势; ④长三角住宅价格空间传导路径形成的机理是资本流动、人口流动、价格反馈效应和城市增长极溢出效应。

【关键词】: 房地产; 城镇化; 人口聚集; 住宅价格; 传导路径; 长江三角洲

【中图分类号】: F293.3 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1000 - 8462 (2017) 07 - 0090 - 09

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2017.07.012

住宅价格是表征城市经济发展水平、人口聚集程度、居民生活水平等社会经济发展活力的重要指标, 因此, 城市住宅价格一直是民众、政府及学术界关注的焦点。近年来, 中国城市群发展趋势明显, 城市间社会、经济、文化、交通等各方面的联系日益紧密, 区域房地产市场趋向一体化发展, 城市住宅价格空间扩散效应持续增强, 区域中心城市住宅价格变化往往会引起周边地区价格的波动, 因此区域城市住宅价格空间关系已成为目前学术界的研究热点^[1]。

对区域城市住宅价格空间关系的研究最早是 Meen 等^[2] 提出英国住宅价格存在溢出效应。学术界对区域城市住宅价格的研究从空间关系检验即针对不同研究区域, 从价格本身^[3-13] 及泡沫^[14-15] 等角度研究城市住宅价格间是否存在某种特定的关系, 如协同效应、中心城市房价的领先效应及溢出效应等, 向区域住宅价格空间结构特征^[16-17] 和网络特征^[18], 如邻里扩散、等级扩散等具体的空间关系形式及特征转移。因此, 传导作为一种特定的空间关系形式, 其相关研究将是城市住宅价格空间关系研究发展的必然趋势。近几年来, 少数学者尝试从传导角度^[19-22] 研究城市住宅价格空间关系, 如邓世专采用自回归误差修正模型对我国

¹ 收稿时间: 2016 - 12 - 27; 修回时间: 2017 - 03 - 14

基金项目: 国家社会科学基金项目 (14BJY057)

作者简介: 龚健 (1977—), 男, 湖南常德人, 博士, 教授, 博士生导师。主要研究方向为土地评价、土地利用规划。E-mail: gongjian@cug.edu.cn。

15 个典型城市房屋销售价格相关性及传导关系进行研究^[19]，曾祥渭等采用协整关系检验及 DCC-MGARCH 模型从波动外溢性特征角度研究京津冀 5 个城市、长三角 8 个城市和珠三角 3 个城市住宅价格区域传导规律^[20]。这些研究为本文区域住宅价格空间关系研究奠定了基础。

长三角城市群作为我国经济发展的重要引擎，城市一体化发展明显，一方面，国际大都市上海拉动周边城市经济发展，城市间经济联系紧密并形成“苏锡常”等多个经济圈；另一方面，京沪高铁、沪宁高铁、宁杭甬高铁连接起整个长三角区域，苏通大桥、舟山跨海大桥与杭州湾跨海大桥缩短了城市间交流成本，长三角经济、交通等方面的一体化决定了其房地产市场一体化发展的必然，各城市住宅价格联系紧密，因此，研究长三角城市住宅价格间传导路径对长三角住宅市场甚至于区域住宅市场的调控具有重要意义。学术界已有一些关于长三角住宅价格空间关系的研究，位志宇发现上海、南京和杭州住宅价格在自身累积效应和房价溢出效应下表现出很强的联动效应^[23]，兰峰采用计量经济学方法验证了长三角 10 个重点城市波纹效应的存在，但并没有深入探讨波纹效应存在的原因^[24]。目前对长三角住宅价格空间传导的研究尚不多见，尤其是包含多层级城市的长三角城市群住宅价格空间传导路径、特征及形成原因的系统性研究。本文将以时间序列模型为基础，利用 Granger 因果检验和脉冲响应函数等方法，识别长三角城市间住宅价格传导方向、量化主要城市住宅价格间的影响程度，揭示其空间传导特征及原因，为区域房地产市场发展及住宅价格调控提供参考依据。

1 研究数据与研究方法

长三角核心地区包括上海、南京、苏州、无锡、常州、南通、扬州、泰州、镇江、杭州、宁波、嘉兴、绍兴、台州、湖州和舟山等 16 个城市，地处长江水道和沿海海岸的结合部，是我国三大国家级城市群（长三角、珠三角与京津冀）之一，也是世界六大城市群之一。研究区河湖交错，水系众多，交通网密集，各城市之间联系紧密，2014 年 GDP 达 10.57 万亿元，占我国经济总量的 16.67%，财政收入占 14.38%，商品住宅销售额达 1.30 万亿元，房地产开发投资总额占全国的 16.38%。长三角作为我国经济发展的引擎，是中国经济发展最活跃的地区之一，其房地产市场也是我国房地产市场的重要组成部分，对我国房地产市场的发展有带动和借鉴作用。

1.2 数据来源与处理

数据从长期和短期两方面选取，长期数据采用年度数据，根据数据可得性情况，扬州、泰州、镇江和舟山 4 个城市缺少部分年份住宅价格数据，故选择以上海为核心，地理上均相邻的 12 个城市，包括上海（SH）、南京（NJ）、无锡（WX）、常州（CZ）、苏州（SZ）、南通（NT）、杭州（HZ1）、宁波（NB）、嘉兴（JX）、湖州（HZ2）、绍兴（SX）、台州（TZ）等 12 个城市，数据主要来源于 2001—2015 年《上海统计年鉴》《浙江省统计年鉴》《江苏省统计年鉴》及各市级统计年鉴。短期数据主要来源于国家统计局 70 个大中城市住宅价格指数月度数据，其中仅包含上海、南京、无锡、杭州及宁波 5 个长三角大中城市的住宅价格指数。地图数据来自于 1:500 000 中国基础地理数据。

表1 2000—2014年长三角12个城市住宅价格
变量描述性统计表(元/m²)

Tab.1 Descriptive statistics table of 12 urban housing
price from 2000 to 2014 in study areas

城市	平均数	最大值	最小值	标准差	观测值
上海	7 661.54	11 811.67	3 326.00	2 979.26	15
南京	4 857.48	8 434.00	2 559.00	2 056.83	15
无锡	3 833.95	6 192.94	1 713.50	1 633.36	15
常州	3 333.89	5 262.55	1 565.99	1 257.66	15
苏州	4 477.69	6 932.65	1 662.06	1 947.96	15
南通	2 774.51	4 093.64	1 351.95	1 017.32	15
杭州	6 699.99	11 540.64	2 678.00	3 039.97	15
宁波	5 486.91	9 444.68	1 780.81	2 706.47	15
嘉兴	3 378.06	5 204.56	1 232.30	1 447.83	15
湖州	3 254.35	5 091.67	1 340.00	1 419.56	15
绍兴	4 096.33	6 927.04	1 421.64	1 969.41	15
台州	4 395.62	7 498.01	1 448.05	2 123.32	15

实证检验前,对原始长期数据采取修正处理:①消除通货膨胀因素。以2000年为基期年,对数据扣除消费价格指数(CPI)以计算实际传导关系,CPI数据来自国家统计局(<http://data.stats.gov.cn/>);②对变量进行对数处理以消除异方差和量纲问题。

1.2 研究方法

1.2.1 数据检验

在进行住宅价格空间传导关系研究之前,需对样本数据进行数据检验,时间序列的平稳性是避免结论出现伪回归^[23]保证。本文选用ADF检验和Johansen协整检验^[25]方法。ADF检验的假设为:①原假设H₀:存在单位根,为非平稳序列;②备择假设H₁:不存在单位根,为平稳序列。若检验统计值大于临界值则接受H₀,即该序列存在单位根,是非平稳序列;反之则序列不存在单位根,是平稳序列。

协整关系^[25]是指多个变量间长期稳定的均衡关系,协整检验用来判断各变量序列是否存在协整关系。本文中,只有当各城市房价指标存在均衡协整关系时,才可能存在长久的住宅价格传导效应。选择基于回归系数的多方程Johansen协整检验,该方法利用极大似然法进行估计,并通过特征根迹(trace检验)和最大特征值进行检验。

1.2.2 空间传导路径研究

为明确城市住宅价格空间传导路径即住宅价格间存在的领先、滞后关系,本文选用Granger因果检验^[25]方法进行研究。Granger因果检验多被用于验证经济变量时间平稳序列之间的因果关系,其原理是假设一个变量 X_t 的变化能够导致另一个变量 Y_t 的变化,且变量 X_t 的变化发生在变量 Y_t 之前,则两变量间存在一定影响关系。在向量自回归(VAR)模型框架下对两个时间序列 $\{X_t\}$ 、 $\{Y_t\}$ 进行Granger因果检验,一般是对以下两个方程分别进行估计:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \varphi_j X_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

如果方程 (1) 中至少存在一个 q ($q=1, 2, 3 \dots, p$)，使 β_j 不为 0，则称 Y_t 是 X_t 的 Granger 因， X_t 是 Y_t 的 Granger 果；类似的，若方程 (2) 中至少存在一个 q ($q=1, 2, 3 \dots, p$)，使 φ_j 不为 0，则称 X_t 是 Y_t 的 Granger 因， Y_t 是 X_t 的 Granger 果，若两者都存在，则变量 X_t 与变量 Y_t 互为因果，若两者均不存在，则变量 X_t 与变量 Y_t 相互独立。为提高检验结果的可信度，需选择不同的滞后阶数进行多次因果检验，并依据赤池信息准则 (AIC) 判别最佳滞后期长度。

1.2.3 空间传导特征研究

Granger 因果检验侧重表达变量间具有一定的影响关系，但不能反映其作用程度及影响时间长短。为进一步探索长三角重点城市住宅价格空间传导特征，选用脉冲响应函数^[25]来量化城市住宅价格变化对周边城市住宅价格作用方向及大小。脉冲响应函数用于描述反应变量对于某个变量变化冲击程度，即城市住宅价格间的相互冲击程度，并可通过不同滞后期下响应大小来判断反应变量受到的冲击效果，其基本思想是通过考虑时间序列模型扰动项对各变量的影响来分析变量之间影响关系。下面根据 2 个变量的 VAR 模型说明脉冲响应函数的基本思路：

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + b_1 z_{t-1} + b_2 z_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$z_t = c_1 x_{t-1} + c_2 x_{t-2} + d_1 z_{t-1} + d_2 z_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

式中： a_i 、 b_i 、 c_i 、 d_i 是参数；扰动项 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ 。

假定从 1 期给 x 以脉冲，且设 $x_0 = x_1 = z_0 = z_1 = 0$ ，又设于第 1 期给定了扰动项 $\varepsilon_{11} = 1$ ， $\varepsilon_{21} = 0$ ，并且其后均为 0，即 $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{2t} = 0$ ($t=2, 3, \dots$)，下面讨论 x_t 与 z_t 的响应：当 $t=1$ 时： $x_1 = 1$ ， $z_1 = 0$ ；将其结果代入式 (3)， $t=2$ 时： $x_2 = a_1$ ， $z_2 = c_1$ ；当 $t=3$ 时： $x_3 = a_1^2 + a_2 + b_1 c_1$ ， $z_3 = c_1 a_1 + c_2 + d_1 c_1$ 。按此方法计算，得到结果为： $x_1, x_2, x_3, x_4, \dots$ ，称为由 x 的脉冲引起的 x 的响应函数。同样所求得： $z_1, z_2, z_3, z_4, \dots$ ，称为由 x 的脉冲引起的 z 的响应函数。本文选择广义脉冲响应函数方法以避免变量排序问题造成结论差异。

2 研究结果与分析

本文主要从三方面展开研究：一是识别长三角住宅价格传导路径，归纳传导路径特征；二是深入研究 5 个大中城市住宅价格影响程度，从长期、短期两方面分析空间传导特征；三是探究长三角城市住宅价格空间传导路径形成的原因。

2.1 长三角住宅价格空间传导路径识别

通过 ADF 检验对长三角 12 个城市住宅价格样本数据进行平稳性检验及时间趋势和截距的选择，其原始时间序列和一阶差分序列数据显示非平稳，经二阶差分 (表 2)，检验值在 1% 或 5% 显著性水平下均显示平稳 (小于 1% 或 5% 临界值)，故检验得到长三角住宅价格变化存在趋同性，属于二阶单整序列，可进行后续计量检验。

表2 2000—2014年研究区住宅价格平稳性检验结果

Tab.2 The stationarity test results of housing price from 2000 to 2014 in study areas

城市变量名称	检验类型(c,t,k)	ADF统计量	P值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	检验结果
上海(SH)	(c,t,1)	-4.02	0.04	-5.12	-3.93	-3.42	5%平稳
南京(NJ)	(c,0,1)	-5.57	0.00	-4.20	-3.18	-2.73	1%平稳
无锡(WX)	(c,t,3)	-10.99	0.00	-5.52	-4.11	-3.52	1%平稳
常州(CZ)	(c,t,3)	-5.85	0.01	-5.52	-4.11	-3.52	1%平稳
苏州(SZ)	(c,t,3)	-6.13	0.01	-5.52	-4.11	-3.52	1%平稳
南通(NT)	(c,0,1)	-4.75	0.00	-4.20	-3.18	-2.73	1%平稳
杭州(HZ ₁)	(c,t,3)	-5.04	0.02	-5.52	-4.11	-3.52	5%平稳
宁波(NB)	(c,t,3)	-6.46	0.00	-5.52	-4.11	-3.52	1%平稳
嘉兴(JX)	(c,t,3)	-5.48	0.01	-5.52	-4.11	-3.52	5%平稳
湖州(HZ ₂)	(c,t,3)	-4.64	0.03	-5.52	-4.11	-3.52	5%平稳
绍兴(SX)	(c,t,2)	-4.20	0.04	-5.30	-4.01	-3.46	5%平稳
台州(TZ)	(0,0,0)	-7.43	0.00	-2.77	-1.97	-1.60	1%平稳

长三角年度住宅价格序列为二阶平稳序列，保证了 Granger 因果检验结果的可信性。对比不同滞后阶数（Lag=1、2、3）的结果，结合长三角住宅价格变化的实际情况，当滞后阶数为 1（滞后 1 年）时，其检验结果更接近实际（表 3）。

表3 2000—2014年研究区住宅价格 Granger 因果关系检验结果

Tab.3 The Granger causality test results of housing price from 2000 to 2014 in study areas

解释变量 (X)	被解释变量(Y)											
	SH	NJ	WX	CZ	SZ	NT	HZ ₁	NB	JX	HZ ₂	SX	TZ
SH	-	3.1444	4.2945*	12.2676***	5.5145**	0.9218	1.3187	0.4975	3.3338*	0.8216	2.3842	4.26026*
NJ	0.1855	-	0.8832	0.0412	0.7607	0.0879	2.4530	5.8997**	1.3146	6.7408**	0.4497	0.0050
WX	0.6256	4.6561*	-	1.3268	1.7790	10.5142***	0.1577	0.7407	0.9603	1.4251	1.9499	0.4875
CZ	0.3148	2.7555	0.1342	-	12.4911***	5.4334**	0.0055	1.3341	6.9448**	0.2150	1.3660	0.9622
SZ	1.2411	4.0453*	2.9363	15.3083***	-	8.3287**	1.0778	0.0299	0.1516	1.9412	9.2733**	22.4234
NT	0.2023	4.7121*	0.8353	1.5204	0.1885	-	1.2531	0.0580	0.0445	0.4755	1.2165	0.1462
HZ ₁	0.9668	4.0090**	0.8909	2.7665	0.0031	6.7676**	-	2.7077	0.0741	0.2633	2.4313	1.2708
NB	1.6431	5.4684**	8.3071**	10.1061***	0.5154	18.6889***	7.3100**	-	0.5789	5.1981**	28.6822***	6.8411**
JX	1.6638	4.8426**	3.0780	11.0012***	0.1221	9.6221**	1.9403	0.2127	-	3.1264	20.8254***	25.4105***
HZ ₂	1.2296	7.3612**	2.0643	3.3044*	0.0117	8.2041**	3.4906*	0.9595	0.0024	-	10.7608***	3.7093*
SX	1.6283	3.6523*	0.0006	0.1367	1.9108	3.8438*	0.0476	1.1269	4.7595*	0.1759	-	0.0119
TZ	2.0510	4.3581*	0.1598	0.26481	1.8713	3.8428*	0.5386	0.0651	2.8085	0.8305	0.6237	-

注：竖向表示 Granger 因，横向表示 Granger 果；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，滞后阶数为 1（滞后 1 年）。

根据 Granger 因果检验结果，长三角住宅价格传导存在多条路径。根据作为传导源城市次数及城市级别，归纳出 7 个传导源城市，即上海、南京、杭州、苏州、宁波、嘉兴和湖州，除湖州外传导源城市在经济方面都处于领先地位。湖州由于其一方面紧邻省会城市杭州，另一方面紧邻太湖的特殊地理位置及其生态城市的城市定位，决定了其高档住宅的需求，因此其住宅市场会比较敏感。下面是长三角住宅价格 7 条主要传导路径（表 4）。

表4 长三角城市住宅价格主要传导路径

Tab.4 Main conduction paths of urban housing prices in Yangtze River Delta

序号	传导源	传导源性质	传导影响城市	重要程度
1	上海	核心城市	无锡、常州、苏州、嘉兴、台州	主传导线
2	南京、杭州	省会城市	宁波、湖州、南京、南通、	主传导线
3	苏州	地理相邻	南京、常州、南通、绍兴	次传导线
4	嘉兴	地理相邻	南京、常州、南通、绍兴、台州	次传导线
5	宁波	地理相邻	南京、无锡、常州、南通、杭州、湖州、绍兴、台州	次传导线
6	湖州	地理相邻	南京、常州、南通、杭州、绍兴、台州	次传导线

注：“地理相邻”表示相对于上海的地理位置关系。

第一，以中心城市上海为传导源（图2）的传导路径及由其延伸出以苏州、嘉兴为传导源（图3）的两条传导路径。上海作为长三角经济中心，一方面，其住宅价格波动带来地理相邻城市苏州和嘉兴住宅价格的波动；另一方面，苏南城市经济发展更多地依赖于上海经济的拉动，因此传导继续向苏南的常州和无锡延伸。次级传导源苏州成为南京、常州、南通和绍兴住宅价格上涨的原因，但不是无锡住宅价格上涨的原因，主要原因是无锡住宅价格首先会受上海住宅价格波动影响而发生波动，而随后苏州住宅价格带给无锡住宅价格影响相比较小，因此苏州住宅价格并不是无锡住宅价格波动的主要原因。次级传导源嘉兴是南京、常州、南通、绍兴和台州住宅价格上涨的原因。

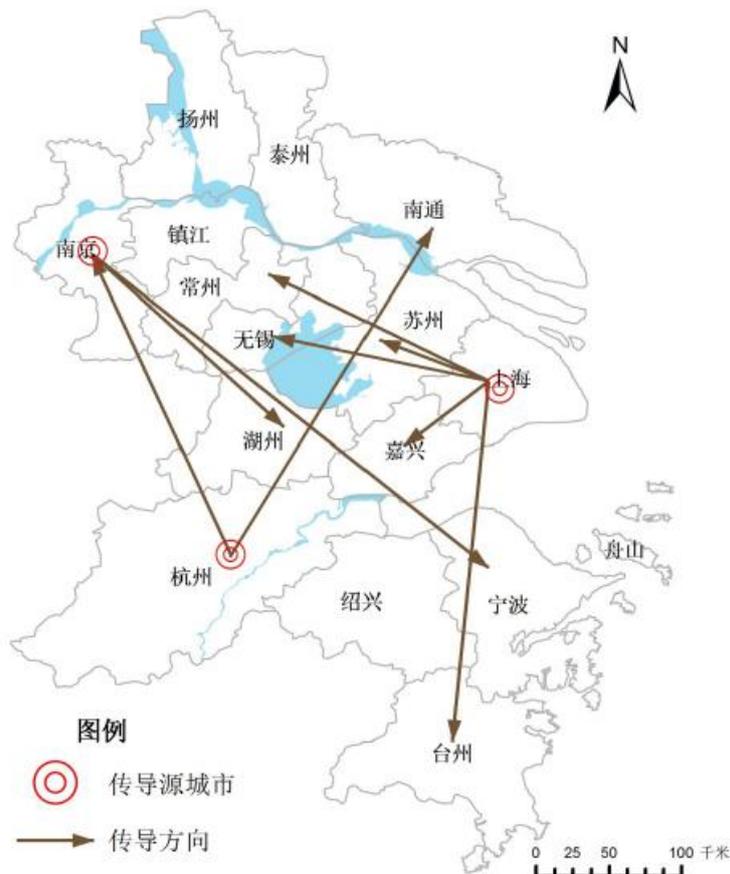


图2 长三角主传导源城市住宅价格传导路径图
Fig.2 The conduction paths of main conduction source urban housing prices in study areas

第二，以省会城市南京、杭州为主传导源（图2）的传导路径及与其相互影响的以湖州和宁波为次传导源（图3）的两条传导路径。南京和杭州本应成为多个城市住宅价格波动的原因，但在传导过程中，上海住宅价格波动较早且辐射范围较大，已使苏州、无锡、常州、嘉兴等城市住宅价格产生波动，且其波动早于南京和杭州，虽然南京和杭州之后可能会对这部分城市住宅价格产生影响，但是两个省会城市相对影响较小，已不再是这几个城市住宅价格波动的主要原因。上海住宅价格传导对南京、杭州次级传导造成阻碍，因此Granger因果检验结果也仅表现出两个省会城市带来相对边缘且受上海作用较小的宁波和湖州城市住宅价格变化。宁波的经济地位决定了其是多个城市住宅价格变化的原因。湖州住宅价格在受到南京住宅价格波动影响情况下，进一步导致常州、绍兴、杭州、南通及绍兴等住宅价格变化，甚至对南京住宅价格产生反向传导作用。

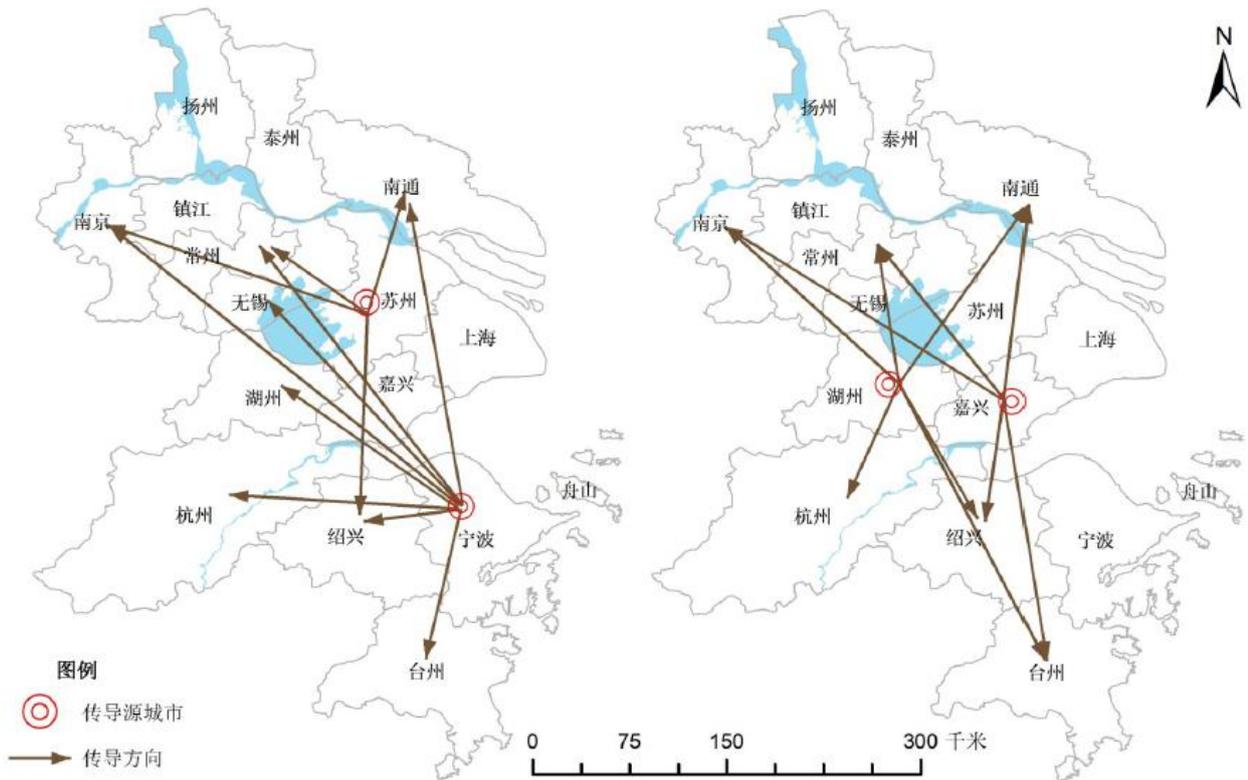


图3 长三角次传导源城市住宅价格传导路径图

Fig.3 The conduction paths of second conduction source urban housing prices in study areas

长三角住宅价格空间传导呈现规律性，传导效应明显，具体特征如下：①上海仅以传导源存在，是长三角住宅价格变化的主核心源，其他城市对其住宅价格的干扰较小，其住宅价格变化多受自身供需及宏观政策等影响。②住宅价格传导受地理因素影响，与上海相邻的苏州、嘉兴受上海房价带动明显，并连续带动与苏州、嘉兴相邻的无锡、常州和台州等周边城市住宅价格，使其价格产生波动。③南京和杭州两个省会城市住宅价格间存在联系性，但相对上海保持一定独立性，并未直接受到上海房价变化影响，但其次级传导受上海住宅价格传导阻碍。④住宅价格传导具有由中心城市向周边扩散趋势及层级传导性特征，上海住宅价格波动首先带来周边城市苏州、嘉兴等城市住宅价格变化，再以苏州、嘉兴为传导源延伸出次级传导；同级城市住宅价格存在相互独立特征，如由上海直接影响的城市苏州、无锡和嘉兴之间并不存在住宅价格传导路径。⑤在研究区内，房价整体上是沿海向内陆传递，由上海、宁波、嘉兴等沿海城市逐渐向南京、南通等内陆城市传递。

2.2 长三角重点城市住宅价格空间传导特征分析

基于城市级别及数据可得性，选取长三角核心区上海、南京、无锡、杭州与宁波五个大中城市，从短期和长期两个角度，深入研究长三角重点城市住宅价格相互影响程度及空间传导特征。依据上海等 5 个大中城市住宅环比价格波动曲线（图 4），可以看到各城市住宅价格存在一定趋同性及价格走势的领先/滞后性。

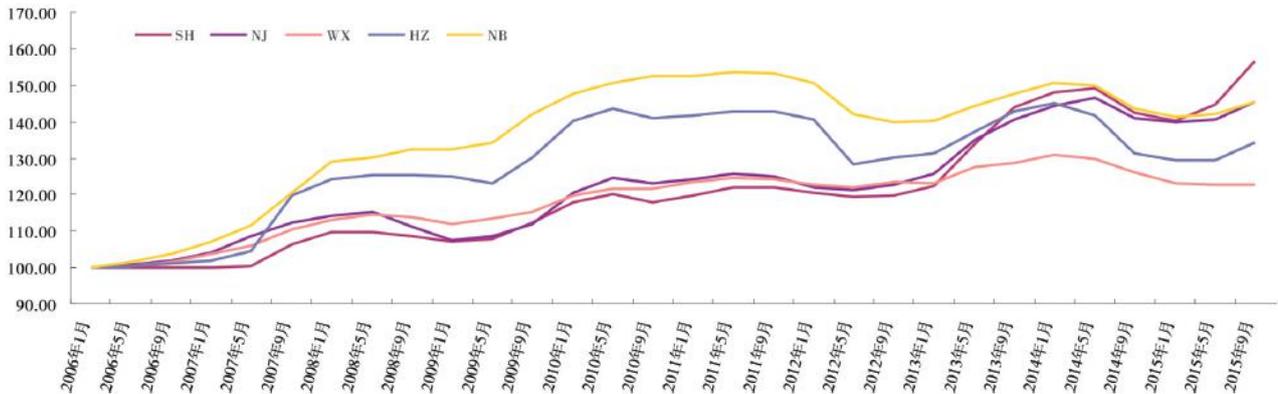


图4 长三角重点城市住宅价格环比月度数据走势图
Fig.4 Monthly data of housing price of key cities in Yangtze River Delta

5 个大中城市住宅价格环比指数在 ADF 检验的一阶差分后，其检验结果在 1%或 5%显著性水平下均为平稳，为一阶单整序列，可进行后续计量检验。

利用 Johansen 协整检验判断各时间序列是否存在协整关系，滞后期依据 AIC 和 SIC 信息准则^[23]选取，由表 5 结果可知，当协整关系个数为 3 时，Johansen 协整检验未通过显著性检验，由此得到 5 个城市的住宅价格样本序列在 5%显著性水平下存在 2 个协整关系，长三角城市群住宅价格之间可能具有长久的传导效应。

表5 长三角5个大中城市住宅价格Johansen协整检验结果
Tab.5 The Johansen cointegration test results of housing prices between 5 key cities in study areas

存在协整关系 个数(r)	特征根	迹统计量(Trace)	5%临界值	P值
0	0.2818	95.3502	69.8189	0.0001
≤ 1	0.2124	57.6221	47.8561	0.0047
≤ 2	0.1420	30.4030	29.7971	0.0425
≤ 3	0.0838	12.9380	15.4947	0.1171
≤ 4	0.0256	2.9587	3.8415	0.0854

选择不同的滞后阶数 (Lag)，对长三角住宅价格进行 Granger 检验，结合实际情况考虑，滞后阶数为 2（滞后 2 个月）时，表 6 检验结果最为理想。由于滞后时间存在差异，该结果比长三角城市住宅价格年度数据 Granger 检验结果存在更多的传导路径，说明 5 个大中城市住宅价格间存在明显的溢出效应且传导路径随时间推进而变化。

表6 长三角5个大中城市住宅价格
Granger 因果关系检验结果

Tab.6 The Granger causality test results of housing price
between 5 key cities in study areas

解释变量 (X)	被解释变量(Y)				
	SH	NJ	WX	HZ	NB
SH	-	9.95544***	11.0791***	7.59837***	5.20994***
NJ	0.0742	-	18.0847***	5.97901***	3.54226**
WX	0.5172	4.32002**	-	5.33859***	6.68414***
HZ	2.0173	2.53772*	2.65133*	-	10.0617***
NB	0.3760	1.1389	2.68388*	6.34117***	-

注:竖向表示 Granger 因,横向表示 Granger 果;***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著。

基于 Granger 因果检验结果,绘制重点城市住宅价格传导路径图(图5)。上海是主要的传导源城市,而南京、杭州、无锡和宁波与其他城市相互影响,属于被传导城市;各城市相互影响,传导路径较多,说明长三角重点城市住宅市场联系紧密,具有明显的空间溢出效应。

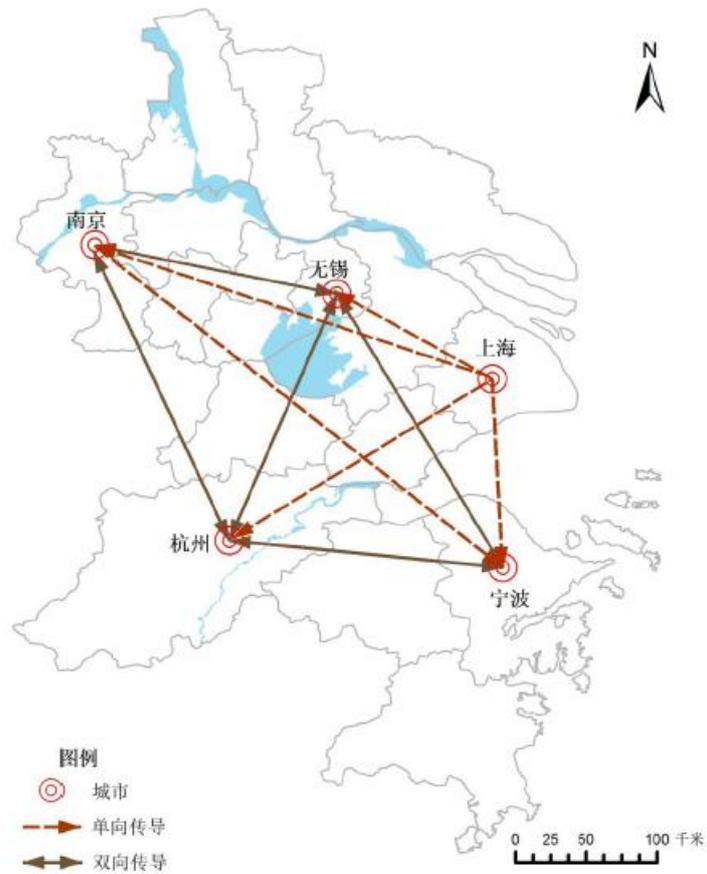


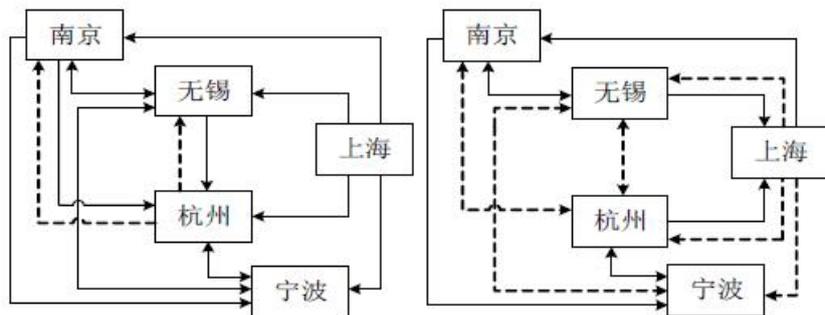
图5 长三角5个大中城市住宅价格传导路径图
Fig.5 The conduction paths of housing price between 5 key cities in Yangtze River Delta

为进一步判断住宅价格的传导特征，采用不同滞后期对5个大中城市进行脉冲响应函数分析（表7）。根据Granger因果检验结果，剔除脉冲响应结果中不具有因果关系的变量组合，并将滞后期分成短期和长期两部分（滞后期10个月以内划分为短期，滞后期20个月以后划分为长期），绘制长三角重点城市短期、长期冲击影响图（图6），检验结果表明：

表7 2006—2015年长三角5个大中城市住宅价格脉冲响应函数结果

Tab.7 The impulse response function results of housing price between 5 key cities from 2006 to 2015 in Yangtze River Delta

响应变量	Period	冲击来自于				
		SH	NJ	WX	HZ	NB
SH	5	1.85	0.84	0.58	0.15	0.77
	10	2.06	0.86	0.42	-0.85	1.00
	20	1.66	0.11	-0.30	-1.61	0.70
NJ	5	1.12	1.21	0.78	0.10	0.49
	10	1.32	0.93	0.65	-0.60	0.58
	20	0.94	0.14	0.10	-1.08	0.27
WX	5	0.44	0.52	0.67	0.17	0.24
	10	0.36	0.45	0.63	-0.11	0.25
	20	-0.21	0.05	0.40	-0.10	-0.06
HZ	5	1.21	1.05	0.95	1.33	1.34
	10	0.83	0.92	0.67	0.18	1.30
	20	-0.34	-0.05	-0.05	-0.02	0.50
NB	5	0.79	0.67	0.59	0.93	1.44
	10	0.71	0.75	0.50	0.35	1.47
	20	-0.08	0.11	-0.07	0.06	0.88



注:箭头方向表示住宅价格波动的传递方向,实线和虚线分别表示住宅价格传导存在协同促进作用和反向抑制作用。

图6 长三角5个大中城市短期、长期冲击影响图
Fig.6 The short-term and long-term impact of 5 key cities in Yangtze River Delta

①上海是主要传导源城市,对各城市住宅价格变化具有主导作用。②随时间推进,城市住宅价格之间作用程度减弱,其作

用方向存在由促进向抑制变化的趋势。短期来看，南京和无锡、杭州和宁波、宁波和无锡起到了相互促进作用。长期来看，随着政策调控及住宅市场自身调节作用，宁波和无锡由原来的相互促进转变为相互抑制作用。③城市级别与经济发展水平的差异使城市住宅价格之间冲击作用程度不同。上海、无锡、宁波对来自自身的冲击反应最大，南京对来自上海的冲击反应最大，杭州对来自宁波的冲击反应最大。对其他城市的冲击程度方面，上海、杭州和宁波对其他城市的影响程度较强，而南京和无锡对其他城市的冲击力度较弱。

2.3 长三角城市群住宅价格传导路径形成机理

长三角城市群住宅价格传导路径的形成存在多方面原因，本文以供需均衡理论为基础，以行为经济学、区域经济学及空间关联等理论为依据，阐释形成长三角城市住宅价格传导路径的机理：

①资本流动。资本具有趋利性特征，2003年以来长三角住宅销售价格持续上涨，给房地产投资带来丰厚利润，因此，国际资本和国内资本不断涌入长三角住宅市场，并呈现由中心向周边扩散的投资趋势。境外资本首先集中于一线城市，2003年第一季度，境外资金占上海全部购房资金的8.3%，到2004年第四季度上升为23.2%^[26]。随后上海出台了限制境外人士购房政策，外资在上海的投资有所下降，并逐渐向二线城市杭州、南京和苏州等转移。除此之外，国内“温州购房团”自2000年开始炒楼市并大规模向外扩张，不断在上海、杭州、南京、苏州和宁波等地购置房产。在资本流动及本地因素的共同作用下，长三角住宅价格跟随资本流动方向呈现出由中心城市向周边扩散的传导路径。

②人口流动。城市基本住宅需求是由人口总量及人口结构等因素决定的，因此，人口流动会直接带来城市住宅价格间的互动。一方面，中心城市具有就业、基础设施等条件的优越性，吸纳人口向以上海、南京和杭州为代表的大城市流动；另一方面，城市间产业合作与外溢促进劳动力流动，土地资源日益稀缺、企业及居民生存成本日益提高，当劳动收益与生存成本差距低于期望值时，劳动力迁出，形成长三角“大聚集，小扩散”的人口流动格局^[27]，区域基本住宅需求跟随人口流动方向由中心城市逐渐向外围城市转移。另外，大部分外出务工人员由于家庭、资金等多方面原因，更倾向于“返乡置业”，将收入通过消费、投资等方式回流非中心城市，增加非中心城市的住宅需求，过于旺盛的需求可能引发住宅价格上涨，进而产生由上海、南京及杭州等中心城市住宅价格向周边城市传导现象的发生。

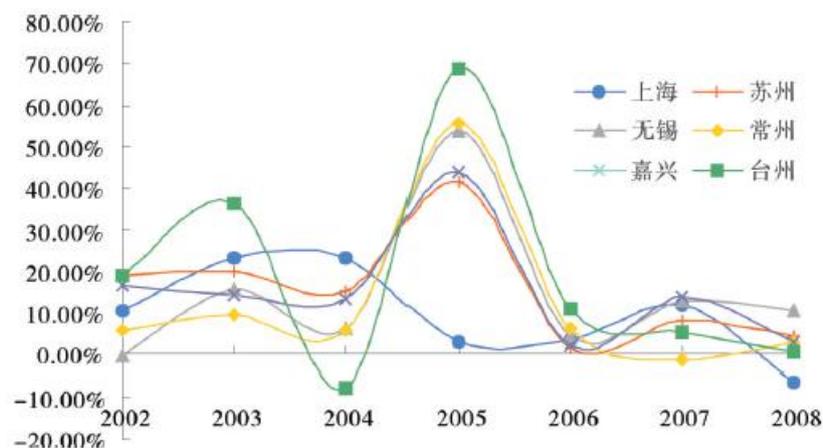


图7 上海等7市2002—2008年住宅价格增幅情况图
 Fig.7 The increase chart of housing prices in 7 cities such as Shanghai from 2002 to 2008

③价格反馈效应。价格反馈效应是在收益预期基础上形成的。从时间角度看，反馈是基于过去住宅价格走势及预期收益基础上，对未来住宅价格进行的判断；从空间角度看，反馈是在热点城市住宅价格发生波动时，其住宅价格作为参照来预期其他城市住宅价格变化。2002年底上海申请世博会成功，使上海住宅价格正反馈作用愈发明显，一方面投资者预期房价上涨，增加投资需求，2003、2004年上海住宅价格出现爆发式增长，住宅价格增长率达到23%；另一方面，随信息传递及对未来收益的预期，周边城市住宅市场受到上海房价影响，苏锡常及与之相邻的嘉兴等城市2005年住宅价格迅猛增长，住宅价格增长率均在40%以上。然而，价格正反馈持续到一定程度，政府将采取信贷、金融、土地等政策宏观调控住宅价格，市场投资、投机性需求受到遏制，此时，价格负反馈发生，价格增长减缓或出现下降趋势。上海于2005年出台了提高最低首付款、“新八条”等一系列控制房价的政策，随后上海房价增速明显降低，苏锡常及嘉兴等城市房价也随之减缓。而未来一旦市场出现如降利率、降首付及政府减税等利好情形，价格正反馈现象又将发生。长三角城市间价格正、负反馈如此往复，进而产生住宅价格空间传导现象。

④城市增长极溢出效应。根据经济领域的增长极理论及溢出效应，经济增长通常是从一个或数个“增长中心”逐渐向其他部门或地区传导，且经济基本面处于领先地位的区域，其经济指标变化往往会引起其他区域相同指标的变化，一般认为收入^[28]、利率^[29]等宏观经济指标是影响住宅价格的关键因素。因此部分具备经济实力和区位优势的城市率先成为房价上涨或下降的极点。选取长三角12城市年均GDP与其引发的传导路径数（该指标包括二级传导时主次传导源引发的路径）进行相关性分析，结果表明长三角传导源城市的住宅价格传导路径数量与其城市经济存在相关性，即经济活力更好的城市更容易先产生住宅价格波动（表8）。随房价攀升，极点城市的土地成本也会因竞争而越来越高，土地利用限制加大，因此开发商和投资者逐渐向低房价城市或地区转移，进而带动低房价地区土地价格的上涨，最终带来该城市住宅价格的上涨即产生住宅价格的传导效应。

表8 城市经济基础与住宅价格传导路径相关性分析
Tab.8 The correlation analysis of urban economic foundation and housing price conducting path

Pearson 相关性		0.644*	
显著性(双侧)		0.024	
N		12	
Bootstrapa	偏差	-0.145	
	标准误差	0.354	
	95%置信区间	下限	-0.180
		上限	0.896

注：*表示在0.05水平(双侧)上显著相关。

3 结论与讨论

3.1 结论

本文以长三角为研究区域，分别依据年度住宅价格和住宅价格指数数据，识别长三角12个城市住宅价格传导路径，量化5个大中城市住宅价格间影响程度，总结长三角住宅价格空间传导特征，并对长三角城市住宅价格空间传导路径形成原因进行深入探讨。通过以上研究，得出以下几点结论及建议：

第一，长三角地区已形成紧密联系的区域房地产市场，房价空间溢出效应明显，具有以上海、南京和杭州为主传导源及由其延伸出以苏州、嘉兴、宁波和湖州为次传导源的7条主要传导路径。长三角城市群住宅价格空间传导路径由沿海向内陆延伸，即由发达城市向欠发达城市传导，具有由中心城市向周边扩散趋势及层级传导性特征。

第二，长三角5个大中城市中任意城市间均存在传导路径，上海对其他城市的住宅价格变化具有主导作用，无锡住宅价格受其他大中城市反向抑制作用明显。随时间推进，城市住宅价格间相互作用减弱，作用方向逐渐由促进向抑制转变。由于经济发展水平及城市级别等因素差异，各城市受到其他城市住宅价格冲击作用不同。

第三，长三角城市群住宅价格空间传导路径形成机理是资本流动、人口流动、价格反馈效应及城市增长极溢出效应。其中，收益预期与政策调控是构成价格反馈效应的主要因素。

第四，建议重点监控住宅价格变化较大、对区域影响较大的源头城市；依据区域住宅价格传导关系及传导特征，对各城市住宅价格的近期、远期变动进行预测，完善住宅市场的预警机制；加强信贷监管，增加投机购房成本；完善现有法律法规政策，加大闲置土地处置力度，均衡土地市场供需。

3.2 讨论

针对长三角城市群住宅价格，本文以市级为单元研究城市住宅价格空间传导路径，长三角住宅价格空间传导路径及政策建议是否对我国其他城市群具备参考意义，对于不同研究尺度，城市群住宅价格是否存在类似的空间传导特征，可以做进一步深入研究。

参考文献：

- [1] 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.
- [2] Meen G P. Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation [J]. Housing Studies, 1999, 14(6): 733 - 753.
- [3] Meen G P. Modeling Spatial Housing Markets: Theory, Analysis and Policy [M]. Kluwer Academic Publishers, Boston, 2001.
- [4] Cook S, Thomas C. An alternative approach to examining the ripple effect in UK house prices [J]. Applied Economics Letters, 2003, 10(13): 849 - 851.
- [5] Cook S. Detecting long-run relationships in regional housing prices in the UK [J]. International Review of Applied Economics, 2005, 19(1): 107 - 215.
- [6] Stevenson Simon. House price diffusion and inter-regional and cross-border house price dynamics [J]. Journal of Property Research, 2004, 21(4): 301 - 320.
- [7] Holmes. How convergent are regional house prices in the United Kingdom? Some new evidence from panel data unit root testing [J]. Journal of Economic and Social Research, 2007, 9(1): 1- 17.
- [8] 洪涛，西宝，高波. 房地产价格区域间联动与泡沫的空间扩散——基于2000—2005年中国35个大中城市面板数据的实证检验[J]. 统计研究, 2007, 24(8): 64 - 67.

-
- [9] 王松涛, 杨赞, 刘洪玉. 我国区域市场城市房价互动关系的实证研究 [J]. 财经问题研究, 2008(6): 122 - 129.
- [10] 谭政勋, 周利. 房价波动的空间效应: 估计方法与我国实证 [J]. 数理统计与管理, 2013(3): 401 - 413.
- [11] 张谦, 王成璋, 王章名. 中国城市住房价格的空间效应与滞后效应研究 [J]. 统计研究, 2016(7): 38 - 45.
- [12] 张衔, 林仁达. 我国城市房价短期波纹效应的实证 [J]. 财经科学, 2015(9): 132 - 140.
- [13] 陈浪南, 王鹤. 我国房地产价格区域互动的实证研究 [J]. 统计研究, 2012(7): 37 - 43.
- [14] 王锦阳, 刘锡良. 住宅基本价值、泡沫成分与区域溢出效应 [J]. 经济学(季刊), 2014(4): 1 283 - 1 302.
- [15] 何宝峰, 杨文. 房价泡沫的扩散效应——一个房地产调控的新视角 [J]. 中国经济问题, 2016(1): 96 - 109.
- [16] 方晓萍, 丁四保. 中国城市住房价格的地理扩散及其区域外部性问题 [J]. 地理科学, 2012(2): 143 - 148.
- [17] 杨奎奇, 史春云, 汪应宏. 中国典型城市群住宅地价空间特征研究 [J]. 经济地理, 2013, 33(6): 135 - 141.
- [18] 陈明华, 刘华军, 孙亚男, 等. 城市房价联动的网络结构特征及其影响因素——基于中国 69 个大中城市月度数据的经验考察 [J]. 南方经济, 2016(1): 71 - 88.
- [19] 邓世专. 中国大中城市房屋价格相关和传导关系 [J]. 金融理论与实践, 2013(5): 7 - 11.
- [20] 曾祥渭, 刘志东, 刘雯宇. 我国城市群商品住宅价格传导与波动性外溢研究 [J]. 管理评论, 2015(9): 3 - 13.
- [21] 李进涛, 李红波. 珠三角城市住宅价格空间传导与趋同研究 [J]. 重庆大学学报: 社会科学版, 2011(6): 17 - 23.
- [22] 陈章喜, 黄淮. 珠三角经济区房地产价格互动关系研究——以广州、深圳、东莞为例 [J]. 南方金融, 2010(4): 82 - 86.
- [23] 位志宇, 杨忠直. 长三角房价变化的生态共生性研究——基于上海、杭州和南京的实证[J]. 当代经济管理, 2007(2): 81 - 85.
- [24] 兰峰, 徐东涛. 长三角地区重点城市的商品住宅价格波动扩散机理研究 [J]. 西安建筑科技大学学报: 自然科学版, 2014(4): 604 - 608.
- [25] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例 (第二版) [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009: 267 - 314.
- [26] 中国人民银行房地产金融分析小组. 2004 年中国房地产金融报告 (选刊) [N]. 上海证券报, 2005 - 08 - 16(A12).
- [27] 毕秀晶, 宁越敏. 长三角大都市区空间溢出与城市群集聚扩散的空间计量分析 [J]. 经济地理, 2013, 33(1): 46 - 53.

-
- [28] 沈悦, 张学峰, 周奎省. 住宅价格与居民收入均衡关系及住房支付能力稳定性 [J]. 财经研究, 2011(3): 81 - 92.
- [29] 沈悦, 周奎省, 李善燊. 利率影响房价的有效性分析——基于 FAVAR 模型 [J]. 经济科学, 2011(1): 60 - 69.