

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

房地产泡沫测度及区域间联动与传染

孙焱林 张攀红

婚姻状况与家庭风险资产选择

——基于中国家庭金融调查（CHFS）的经验证据

段军山 洪榕 吴倩雯 梁伟星

企业政治行为、银企关系与中小企业信用评级

张闰龙 郭琨 张好雨

组织资本与企业创新

徐茗丽 孔东民 代昀昊

资本充足率、银行竞争与中小企业融资困局

余超 杨云红



立信会计师事务所
LIXIN ACCOUNTING FIRM

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

第 10 卷第 1 期 2016

主 办 中国金融学年会
承 办 中山大学岭南(大学)学院
编 委 会 (按姓氏拼音排序)

执行主编

刘 力 / 北京大学
徐信忠 / 中山大学
朱武祥 / 清华大学

主编

陈学彬 / 复旦大学
刘锡良 / 西南财经大学
吴冲锋 / 上海交通大学
郑振龙 / 厦门大学

副主编

巴曙松 / 国务院发展研究中心	汪昌云 / 中国人民大学
柴 俊 / 香港城市大学	王春锋 / 天津大学
陈守东 / 吉林大学	王晓芳 / 西安交通大学
杜化宇 / 台湾政治大学	魏国强 / 香港科技大学
贺 强 / 中央财经大学	巫和懋 / 北京大学
胡金焱 / 山东大学	吴 军 / 对外经贸大学
金雪军 / 浙江大学	杨胜刚 / 湖南大学
李心丹 / 南京大学	叶永刚 / 武汉大学
刘少波 / 暨南大学	曾 勇 / 电子科技大学
柳永明 / 上海财经大学	张 华 / 香港中文大学
陆 军 / 中山大学	张 荔 / 辽宁大学
马君潞 / 南开大学	张 维 / 天津财经大学
裴 平 / 南京大学	张 新 / 中国人民银行
史永东 / 东北财经大学	周春生 / 长江商学院
唐齐鸣 / 华中科技大学	朱新蓉 / 中南财经政法大学
万解秋 / 苏州大学	

编辑部

罗党论 连玉君 柳建华

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第10卷. 第1期/徐信忠, 刘力, 朱武祥
主编. —上海: 立信会计出版社, 2016. 3

ISBN 978-7-5429-4965-3

I. ①金… II. ①徐… ②刘… ③朱… III. ①金融学
—丛刊 IV. ①F830-55

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2016)第 062903 号

策划编辑 孙 勇
责任编辑 孙 勇
封面设计 南房间

金融学季刊(第10卷 第1期)

出版发行 立信会计出版社

地 址 上海市中山西路 2230 号 邮政编码 200235

电 话 (021)64411389 传 真 (021)64411325

网 址 www.lixinaph.com 电子邮箱 lxaph@sh163.net

网上书店 www.shlx.net 电 话 (021)64411071

经 销 各地新华书店

印 刷 上海天地海设计印刷有限公司

开 本 787 毫米×1092 毫米 1/16

印 张 7.75

字 数 140 千字

版 次 2016 年 3 月第 1 版

印 次 2016 年 3 月第 1 次

书 号 ISBN 978-7-5429-4965-3/F

定 价 40.00 元

如有印订差错,请与本社联系调换

2016

金融学季刊

第10卷 第1期

目录

房地产泡沫测度及区域间联动与传染

..... 孙焱林 张攀红

婚姻状况与家庭风险资产选择

——基于中国家庭金融调查(CHFS)的经验证据

..... 段军山 洪 榕 吴倩雯 梁伟星

企业政治行为、银企关系与中小企业信用评级

..... 张闫龙 郭 琨 张好雨

组织资本与企业创新

..... 徐茗丽 孔东民 代昀昊

资本充足率、银行竞争与中小企业融资困局

..... 余 超 杨云红

Quarterly Journal of Finance

CONTENTS

Vol. 10, No. 1, 2016

-
-
- Measurement of Housing Bubble and its Co-movement and Spatial
Contagion *Yanlin Sun Panhong Zhang* (19)
- Marital Status and Family Risk Assets Choice: Empirical Evidence Based
on Chinese Household Financial Survey (CHFS)
..... *Junshan Duan Rong Hong Qianwen Wu Weixing Liang* (50)
- Corporate Political Activities, Bank – Firm Relations and SME Credit Ratings
..... *Yanlong Zhang Kun Guo Haoyu Zhang* (72)
- Organization Capital and Firm Innovation
..... *Mingli Xu Dongmin Kong Yunhao Dai* (76)
- Capital-Asset Ratio, Bank Competition and Small and Medium-sized
Enterprise Financing Dilemma *ChaoYu Yunhong Yang* (115)
-

房地产泡沫测度及区域间联动与传染

孙焱林 张攀红*

【摘 要】 本文运用市场供求法测度 2000—2011 年中国 59 个大中城市房地产泡沫,并建立空间动态面板模型研究房地产泡沫的区域间联动和空间传染效应。结果表明:各城市房地产泡沫爆发时点不完全一致,二三线城市的泡沫较为突出且波动较大;房地产泡沫存在区域间联动及空间传染效应,联动效应主要发生在地理邻近的城市之间,传染效应中经济相似性和信贷市场相似性的作用大于地理邻近性。

【关键词】 房地产泡沫测度 区域间联动 空间传染

一、引 言

中国房地产市场与地方政府收入和居民安居息息相关。伴随中国房地产价格前些年的持续快速增长及 2014 年以来的下行走势,中国房地产泡沫的存在性、膨胀与破裂等议题一直牵动着各级政府、学者和市民的敏感神经;同时,因各地方房地产价格的绝对水平差距较大,涨落也不完全同步,让人认为各地方泡沫水平存在差异,泡沫产生、膨胀和破裂的时间也不同步,中央政府在旨在抑制泡沫增长的房地产市场调控政策制定中面临多难的艰难抉择。各地的房地产泡沫水平到底有多高?走势如何?各地方房地产泡沫的水平和走势有何关系?

房地产泡沫的测度一直是广受学者关注的研究选题,国内外现有关于房地产泡

* 孙焱林,华中科技大学经济学院教授;张攀红,华中科技大学经济学院博士研究生。通信作者及联系方式:张攀红,湖北省武汉市洪山区珞喻路 1037 号华中科技大学经济学院 503 室,430074;电话:15926423929;E-mail: zhangpanh@126.com。本文获得国家自然科学基金“基于面板数据的线性/非线性结构 VAR 模型与我国财政政策的城乡效应和区域效应研究”(70971050)和教育部人文社科基金“动态面板模型的平滑转换机制及其对我国能源效率分析的应用”(08JC790043)的资助。感谢匿名审稿专家和编辑对本文提出的宝贵意见。当然,文责自负。

沫测度的方法主要有指标法、统计检验法和理论价格法三大类。指标法即根据某个或某组指标的数值来判断房地产泡沫的存在性,如 Case 和 Shiller(2003)、吕江林(2010)分别采用该方法对美国和中国房地产泡沫进行测度,指标法简单直观,但指标和临界值的确定缺乏统一标准,因此主观性很强。统计检验法主要包括方差界检验、设定性检验、单位根—协整检验等,方差界检验由 Le Roy 和 Porter(1981)、Shiller(1981)分别提出,主要针对股票市场,目前较少应用于房地产市场泡沫测度;设定性检验由 West(1987)提出,韩德宗(2005)运用该方法对北京、上海和深圳的房地产泡沫进行实证检验;单位根—协整检验通过单位根检验和协整检验对房地产泡沫进行测度,Mikhed 和 Zemcik(2009)、曾五一和李想(2011)分别运用该方法对美国和中国房地产泡沫进行测度。统计检验法以统计分析为基础,结论较为可靠,但该方法侧重于判断泡沫存在与否,无法测度其大小。理论价格法通过建立模型推算出房地产的理论价格,再与房地产实际价格进行比较,测度房地产泡沫,根据理论价格计算方法的不同,可分为收益还原法、边际收益法和市场供求法。收益还原法基于收益还原角度计算房地产理论价格,但由于中国房地产未来纯收益和还原利率难以准确确定,因此目前该方法较少用于房地产泡沫测度。边际收益法通过计算边际收益率求出房地产理论价格,如叶卫平和王雪峰(2005)、杨灿和刘赞(2008)运用该方法对中国房地产泡沫进行测度,但该方法的两部门经济和完全竞争市场假设与现实存在一定差距。市场供求法从房地产供求角度寻找影响房地产价格的变量,以市场供求平衡时的均衡价格作为房地产理论价格,房地产泡沫即为实际价格与理论价格之差。运用该方法的研究主要有 Abraham 和 Hendershott(1996)、韩冬梅等(2008)、邹至庄和牛霖琳(2010)等,理论价格法可直接测度房地产泡沫大小,但在实际中数据的获得、模型的设定和变量的选取等方面存在困难。后续房地产泡沫决定因素及房地产泡沫区域间联动性和空间传染性的研究需要更加精确的各地房地产泡沫数据,本文将选取理论价格法中的市场供求法,在综合房地产均衡价格影响基本面因素的基础上测度各地房地产泡沫。

国外关于房地产泡沫区域间联系的研究相对较多。Fry(2009)运用资产价格泡沫模型对英国 2002—2007 年住房市场泡沫及传染性进行研究,结果表明样本期间英国存在全国性的房地产泡沫,且房地产泡沫具有传染性,伦敦的房地产泡沫会引起约克郡和英格兰北部地区的房价快速上涨。Costello 等(2011)利用 VAR 框架下的动态现值模型估计 1984 年第三季度到 2008 年第二季度澳大利亚大城市房价的基本价值,并研究房地产非基本价值(房地产泡沫)在区域间的传染效应,结果表明 New South Wales(NSW)相对更易受到其他地区的传染效应,而 Australian Capital Territory(ACT)和 Western Australia(WA)基本上独立于其他地区。Riddel(2011)使

用1978年第二季度到2008年第一季度拉斯维加斯和洛杉矶的房屋数据和基本市场变量建立误差修正模型,研究房地产泡沫的传染性,结果表明洛杉矶市场由预期推动的房地产泡沫会传染导致拉斯维加斯房地产泡沫的形成。Füss等(2011)对美国20个大都市1998—2008年的房地产泡沫进行测度,并建立空间计量模型研究房地产泡沫的联动和传染性质,结果发现地理邻近是主要的联动传染渠道,经济和贷款相似性有助于加剧区域间的房地产泡沫。Nneji等(2015)运用机制转换模型对1991—2010年美国区域房地产市场投机泡沫进行测度,并建立多变量泡沫溢出模型检验泡沫是否会从一个地区传染到邻近或更远的地区,结果表明投机泡沫的传染是多方向的,并非依赖于地区远近。

国内关于房地产泡沫区域间联系的研究相对缺乏,且对房地产泡沫区域间差异性的判断主要基于理论分析和泡沫测度结果的实证分析,如姚涛(2010)运用因子分析法对31个省份的房地产泡沫进行测度,并运用层次聚类分析法对样本进行聚类,结果表明中国各省份房地产泡沫存在较大差异。尽管也有研究对房地产泡沫空间传染性存在与否进行检验,如洪涛等(2007)对中国35个大中城市房地产泡沫进行测度并建立泡沫自回归模型,对其残差进行CSD检验,研究房地产泡沫的空间扩散效应;苑德宇和宋小宁(2008)对中国35个大中城市房地产泡沫进行测度并利用CD检验统计量对各区域城市间房地产泡沫的传染性进行研究,但是已有研究中运用空间动态面板模型研究房地产泡沫空间联系的文献并不多见。

基于国外研究的经验和国内研究的不足,本文在以下几方面对国内研究进行拓展:第一,尽可能拓宽样本范围,以中国59个大中城市为研究对象,基于2000—2011年59个大中城市的面板数据,对各个城市的房地产泡沫进行测度和研究;第二,尝试引入并建立空间动态面板模型,研究房地产泡沫区域间联动和空间传染;第三,考虑地理邻近、经济相似性和贷款相似性三种类型的空间权重矩阵,探讨房地产泡沫区域联动和空间传染的传播渠道。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分介绍本文的实证模型及估计方法;第三部分为模型估计与结果分析实证变量和数据进行说明,并报告实证分析结果;第四部分为结论。

二、实证模型和估计方法

参考Costello等(2011)的两阶段法,第一阶段将房价分解为基本价格和泡沫,运用市场供求法测度各个城市的房地产泡沫;第二阶段运用空间动态面板模型,考虑地理邻近、经济相似性和信贷市场相似性三种类型的空间权重矩阵,研究房地产泡

沫区域间联动和空间传染效应及其传播渠道。

(一) 房地产泡沫测度模型

泡沫是由于投资者预期所引起的资产价格相对于其基本价值的偏离(Stiglitz, 1990; Case 和 Shiller, 2003)。将房地产泡沫定义为房地产实际价格对其基本价格的偏离,将房地产基本价格定义为反映房地产供给基本面的供给和需求基本面的需求实现均衡时的价格水平。从需求基本面和供给基本面两方面来看,影响房地产基本价格的因素主要有人口、收入、贷款利率、房地产开发投资额、施工面积和房地产开发成本。根据况伟大(2010a)、陈晨和傅勇(2012)的研究结果,可以预期,更多的人口和更高的收入导致对房地产需求增加,从而导致房地产价格上升;更高的房地产开发成本导致房地产价格上升。唐礼智等(2014)的研究表明,房地产开发投资额与房地产价格联系密切,房地产开发投资额增加,一方面会增加房地产供给,引起房地产价格下降,但另一方面无形中也增加了房地产的开发成本,推高了房地产价格,因此房地产开发投资额与房地产价格的关系不确定。施工面积是衡量住房供给的指标,施工面积增加,房地产供给增加,从而房地产价格下降。利率与房地产价格的关系很复杂。况伟大(2010b)的研究表明,房地产价格与利率呈正相关关系;陈晨和傅勇(2012)的研究表明,房地产价格与利率呈负相关关系;王鹤(2012)、唐礼智(2014)的研究表明,利率对房价无显著影响。由于中国的贷款利率相对固定,各个城市同一年份的贷款利率相同,不同年份之间贷款利率变化不大,贷款利率变量缺乏变异性而不被考虑^①。因此,本文建立如式(1)所示的计量模型^②并估计该模型,用估计出的模型[见式(2)]计算房地产基本价格 P_u^f 。房地产泡沫用 B_u 表示, $B_u = \hat{\xi}_u = \ln P_u - \ln P_u^f$, 反映实际价格与基本价格的偏离。

$$\ln P_u = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Pop_u + \gamma_2 \ln Income_u + \gamma_3 \ln Invest_u + \gamma_4 \ln Area_u + \gamma_5 \ln Cost_u + \xi_u \quad (1)$$

$$\ln P_u^f = \ln \hat{P}_u = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \ln Pop_u + \hat{\gamma}_2 \ln Income_u + \hat{\gamma}_3 \ln Invest_u + \hat{\gamma}_4 \ln Area_u + \hat{\gamma}_5 \ln Cost_u \quad (2)$$

其中, P_u 表示地区 i 在 t 时期的房地产实际价格, Pop_u 、 $Income_u$ 、 $Invest_u$ 、 $Area_u$ 、 $Cost_u$ 分别表示地区 i 在 t 时期的人口、收入、房地产开发投资额、施工面积和房地产

^① 本文实证中也对加入贷款利率(用中国人民银行公布的金融机构 5 年以上人民币贷款基准利率表示)的模型进行回归估计,结果表明贷款利率这一变量并不显著。

^② 为了防止模型设定有误差造成估计结果的不稳健,本文通过增加或减少模型解释变量进行稳健性检验,结果表明本文所建立的模型是合适的,各变量的估计结果并未发生改变。

开发成本。

(二) 空间动态面板模型及拟极大似然估计

考虑到房地产泡沫在时间和空间维度上的相关性,第二阶段以第一阶段测度的房地产泡沫为因变量,建立空间动态面板模型研究房地产泡沫区域间联动和空间传染。目前空间动态面板模型的发展还不成熟,相关计量分析的文献较少(Elhorst, 2005; Yu 等, 2008; Lee 和 Yu, 2010; 李婧等, 2010)。由于本文样本期间较短,参考 Yu 等(2008)所分析的仅包含个体效应的空间动态面板模型,建立如式(3)所示的房地产泡沫空间动态面板模型^①。

$$B_{nt} = \lambda_0 W_n^1 B_{nt} + \rho_0 W_n^2 B_{n,t-1} + \gamma_0 B_{n,t-1} + \beta_0 X_{nt} + c_{n0} + V_{nt} \quad (3)$$

其中, $t = 1, 2, \dots, T$, B_{nt} 为第一阶段测度的泡沫, $B_{nt} = (b_{1t}, b_{2t}, \dots, b_{nt})'$ 是 $n \times 1$ 的列向量。 $W_n^1 B_{nt}$ 表示泡沫的联动,指不同城市之间泡沫的同期依赖性。 $W_n^2 B_{n,t-1}$ 表示泡沫的传染效应,指不同城市之间泡沫的跨期相互影响。 W_n^1 和 W_n^2 是主对角线元素为 0 的 $n \times n$ 空间权重矩阵。 $B_{n,t-1}$ 是因变量的滞后项,表示泡沫随时间的持久性。 X_{nt} 是 $n \times k_x$ 的非随机的解释变量矩阵, c_{n0} 是 $n \times 1$ 的固定效应截距项。 $V_{nt} = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{nt})'$ 是 $n \times 1$ 的列向量, v_{it} 均值为 0, 方差为 σ_v^2 , 关于 i 和 t 服从独立同分布的扰动项。该模型中总共需要估计的参数个数是横截面个体 n 再加上 $(k_x + 4)$ 个一般参数 $(\gamma, \rho, \beta', \lambda, \sigma^2)'$ 。

采用 Yu 等(2008)年提出的拟极大似然估计方法,对空间动态面板模型进行估计。令 $S_n \equiv S_n(\lambda_0) = I_n - \lambda_0 W_n^1$, 因此在 S_n 可逆,并令 $A_n \equiv S_n^{-1}(\gamma_0 I_n + \rho_0 W_n^2)$ 时,式(3)可以写成:

$$B_{nt} = A_n B_{n,t-1} + S_n^{-1} \beta_0 X_{nt} + S_n^{-1} c_{n0} + S_n^{-1} V_{nt} \quad (4)$$

假定无限求和是有意义的,那么有:

$$\begin{aligned} B_{nt} &= \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} (c_{n0} + \beta_0 X_{n,t-h} + V_{n,t-h}) \\ &= \mu_n + X_{nt} \beta_0 + U_{nt} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $\mu_n = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} c_{n0}$, $X_{nt} = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} X_{n,t-h}$, $U_{nt} = \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h S_n^{-1} V_{n,t-h}$ 。

^① Anselin(2001)将空间动态面板模型分为四类:只包含空间滞后项的纯空间迭代型、同时包含空间和时间滞后项的时间—空间迭代型、同时包含时间滞后项和空间因素即时项的时间—空间即时型以及包含以上所有形式的时间—空间动态型。本文考虑的是第四种模型形式,该形式包罗了其他三种模型形式。

定义 $\theta = (\delta', \lambda, \sigma^2)'$, $\zeta = (\delta', \lambda, c_n')'$, 其中 $\delta = (\gamma, \rho, \beta')'$ 。参数为真值时, $\theta_0 = (\delta_0', \lambda_0, \sigma_0^2)'$, $\zeta_0 = (\delta_0', \lambda_0, c_{n0}')'$, $\delta_0 = (\gamma_0, \rho_0, \beta_0')'$ 。式(4)可以表示为:

$$S_n B_{nt} = \gamma_0 B_{n, t-1} + \rho_0 W_n^2 B_{n, t-1} + \beta_0 X_{nt} + c_{n0} + V_{nt} \quad (6)$$

将 V_{nt} 表示成 B_{nt} 的函数:

$$V_{nt} = S_n B_{nt} - \gamma_0 B_{n, t-1} - \rho_0 W_n^2 B_{n, t-1} - \beta_0 X_{nt} - c_{n0} \quad (7)$$

由于 $V_{nt} = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{nt})'$ 被假定服从均值为 0, 方差为 σ_0^2 , 关于 i 和 t 服从独立同分布的扰动项, 因此可以写出 V_{nt} 的似然函数:

$$f(V_{nt}) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{V_{nt}' V_{nt}}{2\sigma^2}} \quad (8)$$

根据式(7)和式(8), 可以写出 B_{nt} 的似然函数, 并最终得到式(3)表示的模型的对数似然函数, 如式(9)所示:

$$\ln L_{n, T}(\theta, c_n) = -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |S_n(\lambda)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T V_{nt}'(\zeta) V_{nt}(\zeta) \quad (9)$$

其中, $V_{nt}(\zeta) = S_n(\lambda) B_{nt} - \gamma B_{n, t-1} - \rho W_n^2 B_{n, t-1} - \beta X_{nt} - c_n$, 并且 $V_{nt} = V_{nt}(\zeta_0)$ 。

从式(9)中得到的 $\hat{\theta}_{nT}$ 和 $\hat{c}_{nT}$ 的拟极大似然估计量是极估计量, 当 V_{nt} 服从正态分布时, $\hat{\theta}_{nT}$ 和 $\hat{c}_{nT}$ 是极大似然估计量; 当 V_{nt} 不服从正态分布时, $\hat{\theta}_{nT}$ 和 $\hat{c}_{nT}$ 是拟极大似然估计量。当 n 趋于无穷大时, 需要估计的参数的个数也会趋于无穷大, 为使模型估计更加简化, 可以通过提炼似然函数, 从参数中提出 c_n , 集中考察参数 θ_0 。如果得到提炼的似然函数, 模型的参数空间就不会随着 n 和 T 的变化而变化了。

令 $\bar{B}_{nt} = B_{nt} - \bar{B}_{nT}$, $\bar{B}_{n, t-1} = B_{n, t-1} - \bar{B}_{n, T-1}$, $t = 2, \dots, T$, 其中, $\bar{B}_{nT} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T B_{nt}$, $\bar{B}_{n, T-1} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T B_{n, t-1}$ 。类似地, $\bar{X}_{nt} = X_{nt} - \bar{X}_{nT}$, $\bar{V}_{nt} = V_{nt} - \bar{V}_{nT}$, 其中, $\bar{X}_{nT} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{nt}$, $\bar{V}_{nT} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T V_{nt}$ 。

令 $Z_{nt} = (B_{n, t-1}, W_n^2 B_{n, t-1}, X_{nt})$, 将式(9)关于 c_n 求一阶偏导数:

$$\frac{\partial \ln L_{n, T}(\theta, c_n)}{\partial c_n} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T V_{nt}(\zeta) \quad (10)$$

在给定 θ 时, c_{n0} 的估计量可以表示为:

$$\hat{c}_{nT}(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_n(\lambda) B_{nt} - Z_{nt} \delta] \quad (11)$$

于是式(9)表示的似然函数可以表示为:

$$\ln L_{n,T}(\theta) = -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |S_n(\lambda)| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{V}'_{nt}(\zeta) \tilde{V}_{nt}(\zeta) \quad (12)$$

其中, $\tilde{V}_{nt}(\zeta) = S_n(\lambda) \tilde{B}_{nt} - \tilde{Z}_{nt} \delta$, $\tilde{Z}_{nt}(\zeta) = (B_{n,t-1} - \tilde{B}_{n,t-1}, W_n^2 B_{n,t-1} - W_n^2 \tilde{B}_{n,t-1}, X_{nt} - \tilde{X}_{nt})$ 。拟极大似然估计值 $\hat{\theta}_{nT}$ 是通过最大化式(12)所表示的对数似然函数得到的,然后就可以计算得到 c_{n0} 的拟极大似然估计值 $\hat{c}_{nT}(\hat{\theta}_{nT})$ 。

(三) 空间权重矩阵

一般地,将空间权重矩阵设定为地区之间的地理邻接性。然而现实中不同城市间房地产泡沫的空间相关性不仅通过地理邻接性产生联系,而且也受到各个城市经济发展水平的影响。此外,房地产市场离不开信贷资金的支持,各个城市信贷市场的差异也会对房地产泡沫产生影响。因此,在空间权重矩阵的设定中,本文除了考虑传统研究中的地理邻接性,还考虑经济相似性和信贷市场相似性。借鉴 Case 等(1993)的做法,采用一个同时包含地理、经济和信贷权重的嵌套权重矩阵,那么空间权重矩阵 W_n^1 和 W_n^2 可由式(13)和式(14)表示。

$$W_n^1 = a_1 W_n^g + b_1 W_n^e + (1 - a_1 - b_1) W_n^m \quad (13)$$

$$W_n^2 = a_2 W_n^g + b_2 W_n^e + (1 - a_2 - b_2) W_n^m \quad (14)$$

其中, W_n^g , W_n^e , W_n^m 分别表示地理、经济、信贷空间权重矩阵。 a_1 、 a_2 以及 b_1 、 b_2 分别表示在空间权重矩阵中,地理因素和经济因素的比重大小,其中 $0 \leq a_1 \leq 1$, $0 \leq b_1 \leq 1$, $0 \leq a_1 + b_1 \leq 1$, $0 \leq a_2 \leq 1$, $0 \leq b_2 \leq 1$, $0 \leq a_2 + b_2 \leq 1$ 。通过改变 a_1 、 a_2 、 b_1 、 b_2 的值,比较模型的对数似然函数值,当对数似然函数值最大时获得最优的空间加权矩阵。

空间权重矩阵 W 中的元素用 w_{jk} 表示,反映地区 j 与地区 k 之间的相互影响关系和机制。地理空间权重矩阵一般采用二进制邻接矩阵,即若两个地区相邻,则 w_{jk} 取 1,若不相邻则取 0(王火根等,2007)。该邻接矩阵的设定认为不相邻的地区间不存在相关性,与现实存在较大出入(潘文卿,2010)。根据地理学第一定律,任何事物与其周围事物之间均存在联系,地理位置相隔较近的地区的关系比相隔远的地区密切,从而相隔近的地区之间的影响程度更高;随着地区间距离的扩大,地区间影响程度逐渐减弱。因此,本文采用两个城市间直线距离的倒数作为地理空间权重矩阵中

元素的取值(潘文卿,2010),地理空间权重矩阵的设定如式(15)所示。

$$w_{jk}^g = \begin{cases} \frac{1}{d_{jk}}, & j \neq k \\ 0, & j = k \end{cases} \quad (15)$$

其中, d_{jk} 为地区 j 与地区 k 之间的直线距离。

由于 GDP 指标是衡量地区经济发展水平的综合性指标,本文选取人均实际 GDP 作为衡量城市经济发展水平的指标,城市之间的经济发展水平相差越大,其经济相似性越弱;反之,越强。因此,经济空间权重矩阵的设定如式(16)所示(Case 等, 1993;林光平等,2005)。

$$w_{jk}^e = \begin{cases} \frac{1}{|\overline{PGDP}_j - \overline{PGDP}_k|}, & j \neq k \\ 0, & j = k \end{cases} \quad (16)$$

其中, $\overline{PGDP}_j$ 和 $\overline{PGDP}_k$ 分别表示地区 j 和地区 k 在样本期内实际人均 GDP 的平均值。

房地产信贷市场包括金融机构对消费者和房地产开发企业的信贷支持,由于个人住房按揭贷款数据较难获得,本文主要考虑金融机构对房地产开发企业的信贷支持,选取房地产开发企业本年资金来源中国内贷款所占比例作为衡量地区房地产信贷的指标。类似于经济空间权重矩阵的设定,城市之间的信贷水平相差越大,其信贷相似性越弱;反之,越强。因此信贷空间权重矩阵的设定如式(17)所示。

$$w_{jk}^m = \begin{cases} \frac{1}{|\overline{Loan}_j - \overline{Loan}_k|}, & j \neq k \\ 0, & j = k \end{cases} \quad (17)$$

其中, $\overline{Loan}_j$ 和 $\overline{Loan}_k$ 分别表示地区 j 和地区 k 在样本期内房地产开发企业本年资金来源中国内贷款所占比例的平均值。

在实证中,一般对空间权重矩阵 W_n^g , W_n^e , W_n^m 进行行和单位化处理,即将矩阵中的每一行的元素除以所在行元素之和,得到一个处理后行和为 1 的空间权重矩阵,容易看出, W_n^1 , W_n^2 的行和依然始终为 1。空间权重矩阵行和单位化主要是保证地区之间的相互影响在 0 至 1 之间,便于将空间项解释成其空间邻居们的加权平均。

根据以上分析,本文建立如式(18)所示的房地产泡沫的空间动态面板模型:

$$\begin{aligned}
 B_{nt} = & \lambda[a_1 W_n^s + b_1 W_n^e + (1 - a_1 - b_1) W_n^m] B_{nt} \\
 & + \rho[a_2 W_n^s + b_2 W_n^e + (1 - a_2 - b_2) W_n^m] B_{n, t-1} \\
 & + \gamma B_{n, t-1} + \beta X_{nt} + c_n + V_{nt}
 \end{aligned} \quad (18)$$

三、模型估计与结果分析

(一) 变量与数据

本文拟以国家统计局房价监控的 70 个大中城市为研究对象。由于吉林、徐州、扬州、泉州、岳阳、常德、北海、泸州、南充、遵义和大理的房地产开发竣工房屋造价和房地产开发企业本年资金来源中国内贷款数据缺失太多,因此本文剔除这 11 个城市,以 59 个大中城市 2000—2011 年的面板数据进行实证分析,对于这 59 个城市中个别缺失数据,采用各城市有连续数据年份的各项数据的平均增长率计算予以弥补。

在房地产泡沫测度模型中,用商品房平均销售价格表示房地产价格,用城市年末总人口表示人口,用城镇居民人均年可支配收入表示收入,房地产开发投资额为全市房地产开发投资完成额,施工面积为房地产开发施工房屋面积。住房建造成本和土地购置费用是最主要的住房供给成本,但由于部分城市的土地购置费用数据难以获得,开发成本只考虑住房建造成本,用房地产开发竣工房屋造价^①表示。在空间权重矩阵计算中,城市之间的直线距离为通过各城市的经纬度计算的球面距离,房地产开发企业国内贷款占比为房地产开发企业本年资金来源于中国的贷款占来源总计的比例,根据人均 GDP 和房地产开发企业国内贷款占比数据分别计算两者在计算样本期间的平均值。在房地产泡沫区域间联动和传染模型中,主要考虑信贷政策对房地产泡沫的影响,选取年末金融机构各项贷款余额作为影响房地产泡沫的解释变量。

本文数据来源于《中国区域经济统计年鉴(2001—2012)》《中国房地产统计年鉴(2001—2012)》及各城市 2001—2012 年统计年鉴,地理距离计算中经纬度数据来源于“谷歌地球”。为消除通货膨胀影响,以 2000 年为基年,用各城市居民消费价格指数将模型中所有价值型变量转化为实际变量。

表 1 给出了变量的描述性统计。从中可以看出,所有变量的变异系数均小于 1,表明变量在样本期间的变动较为稳定,无异常值出现,数据的分布较为合理。

^① 竣工房屋造价 = 竣工房屋价值 ÷ 竣工房屋面积。

表 1 变量的描述性统计

变 量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	变异系数
房地产价格($\ln P$)	708	7.906 0	0.579 0	6.280 0	9.750 3	0.073 2
人口($\ln Pop$)	708	6.175 3	0.673 3	3.860 9	8.110 7	0.109 0
收入($\ln Income$)	708	9.323 6	0.415 5	8.409 6	10.334 7	0.044 6
房地产投资额($\ln Invest$)	708	13.717 7	1.425 7	7.370 2	17.053 0	0.103 9
施工面积($\ln Area$)	708	6.983 8	1.200 3	1.335 0	9.923 2	0.171 9
房地产开发成本 ($\ln Cost$)	708	7.196 0	0.430 5	5.549 8	8.539 5	0.059 8

(二) 房地产泡沫测度结果

首先,对式(1)进行估计。使用 LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验四种方法对面板数据进行单位根检验,结果表明所有变量均为一阶单整。对房地产价格和各解释变量的协整关系进行 Pedroni 协整检验和 Kao 协整检验,结果表明房地产价格和各解释变量之间存在显著的协整关系。Hausman 检验在 1%显著性水平下拒绝随机效应假设,因此采用个体固定效应模型形式对式(1)进行估计。

表 2 给出了模型的估计结果。从中不难发现:第一,房价变动中近 92%源自反映供求基本面因素的变动,只有不到 8%源自泡沫波动;第二,解释变量的系数符号与预期一致。房地产价格与人口、收入、房地产开发投资额、房地产开发成本显著正相关,与施工面积显著负相关;第三,更多人口、更高收入、更高房地产开发成本的城市伴随着更高的房地产价格,房地产开发投资额增加带动房地产价格上升,施工面积增加,房地产价格会随之下降。

表 2 2000—2011 年 59 个大中城市房地产价格回归结果

变 量	系数	系数标准误差	t 统计量	P 值
<i>Constant</i>	-2.944 7***	0.558 5	-5.272 8	0.000 0
$\ln Pop_{it}$	0.231 5***	0.080 1	2.889 2	0.004 0
$\ln Income_{it}$	0.568 6***	0.056 7	10.036 9	0.000 0
$\ln Invest_{it}$	0.216 8***	0.039 4	5.502 1	0.000 0
$\ln Area_{it}$	-0.128 6***	0.040 9	-3.146 0	0.001 7
$\ln Cost_{it}$	0.284 0***	0.041 2	6.888 8	0.000 0
R^2	0.918 1			
<i>Adjusted_R</i> ²	0.910 1			

注:***表示在 1%的显著性水平下显著。

其次,计算和统计分析 59 个城市房地产泡沫后不难发现:第一,各城市房地产泡

沫爆发的时点不完全一致,如表 3 所示,59 个城市房地产泡沫的最大值和最小值分布在不同的年份,最大值较集中发生的是 2000 年和 2010 年,最小值较集中的是 2004 年和 2008 年;第二,房地产泡沫较为突出的城市不是北京、上海、广州等房价最高的一线城市,而是三亚、温州、九江等二三类城市,如表 4 所示,三亚、温州和九江三个城市位列泡沫最大值前三,而北京、上海、广州三大城市均未进前十,分别排在第 11、19、45 位;第三,房地产泡沫波动最大的主要是二三线城市,大城市和内地城市房地产泡沫相对较稳定,如表 4 所示,波动最大的 10 个城市中,除深圳外,其他 9 个城市均为二三线城市,三亚、温州、深圳三个沿海城市位列前三。

表 3 泡沫最大值和最小值在各年份出现的频数统计

时间	最大值个数	最小值个数	时间	最大值个数	最小值个数
2000	15	3	2006	0	2
2001	8	4	2007	5	2
2002	4	3	2008	1	13
2003	2	8	2009	4	4
2004	2	11	2010	11	3
2005	1	1	2011	6	5

表 4 泡沫最大值、最小值及标准差排名前十和后十的城市

排名	最大值	最小值	标准差	排名	最大值	最小值	标准差
1	三亚	三亚	三亚	50	乌鲁木齐	唐山	济宁
2	温州	温州	温州	51	合肥	西宁	惠州
3	九江	烟台	深圳	52	天津	济南	唐山
4	襄阳	金华	金华	53	唐山	洛阳	南昌
5	石家庄	宁波	沈阳	54	武汉	贵阳	青岛
6	沈阳	昆明	襄阳	55	贵阳	济宁	贵阳
7	杭州	北京	宁波	56	重庆	南昌	重庆
8	深圳	杭州	杭州	57	成都	青岛	西宁
9	平顶山	深圳	九江	58	西宁	武汉	武汉
10	金华	石家庄	石家庄	59	韶关	韶关	韶关

注:限于篇幅,表 4 中仅列出了排名前十和后十的城市的数据,其他城市的数据可向作者索取。

最后,通过计算比对两两城市间房地产泡沫的相关系数对城市泡沫走势进行聚类分析,将 59 个城市分为十类:

第一类包括北京、天津、无锡、福州、广州和深圳共 6 个城市(见图 1),这些城市在 2000—2010 年间,房地产泡沫经历了先降后升的走势,在 2004 年到达低谷,除了福州和深圳一直上升外,其他城市的泡沫在 2010 年达到样本期间的峰值后有所减缓。

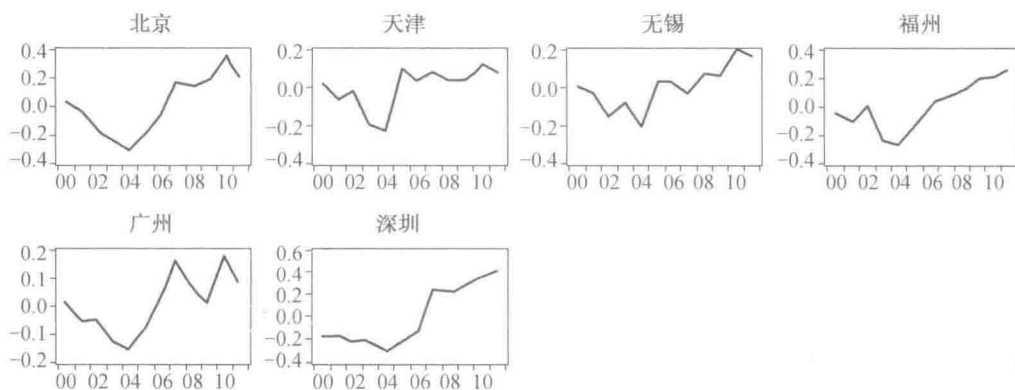


图 1 第一类城市房地产泡沫走势

注:图 1 中横轴表示年份,纵轴表示城市的房地产泡沫值,图 2 至图 10 中横纵轴表示亦同。

第二类包括石家庄、呼和浩特、大连、长春、哈尔滨、济宁、郑州、洛阳、惠州和南宁共 10 个城市(见图 2),这些城市在 2000—2004 年房地产泡沫总体呈下降趋势且幅度较大,2005 年泡沫开始回升,除了大连和惠州保持上升至 2007 年后开始下降,其他城市在 2005—2011 年泡沫围绕 2005 年的水平上下小幅波动。

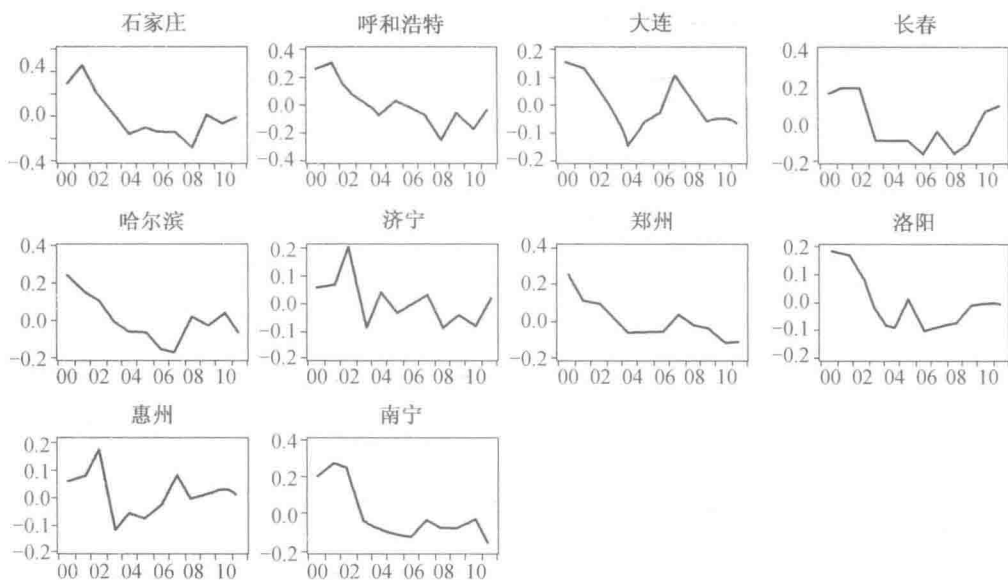


图 2 第二类城市房地产泡沫走势

第三类包括沈阳、丹东、锦州、合肥、平顶山、桂林、昆明、银川共 8 个城市(见图 3),这些城市在样本期间房地产泡沫总体呈下降趋势,除了合肥在 2009 年达到泡沫低谷后开始大幅回升。