

中国区域房地产价格异质收敛与调控政策研究^①

林睿^{1,2}, 董纪昌¹, 李秀婷¹, 吴迪¹

(1. 中国科学院大学管理学院, 北京 100190; 2. 芝加哥大学社会学系, 芝加哥 60637)

摘要: 通过研究区域房价的异质收敛为实施区域差异化房地产市场调控提供政策依据。采用非线性时变因子模型对全国30个省市自治区2001M1~2013M12的房价进行实证得出,传统的经济或行政区域划分对区域房地产市场不适用,中国区域房地产价格存在异质收敛,可划分为3个收敛子群。地理因素或经济因素不是区域房价收敛的主导因素,重要的房地产调控政策能够本质性地改变区域房价的收敛情况,而且这种作用一般生效于政策发布后的4~5个月。

关键词: 区域; 房地产价格; 异质收敛; 调控政策; 非线性时变因子模型

中图分类号: F061.5; F064.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2016)11-0063-11

0 引言

随着“一刀切”的房地产宏观调控政策的“失效”,差异化房地产调控策略越来越受到政策制定者的重视。事实上,国内不少学者早已提出,中国区域房地产市场的发展具有显著的差异性^[1-3],而区域房价差异是最重要的市场差异性表现之一,正确理解和把握这种差异性的本质和动态规律,将有利于政策制定者制定更为科学合理的差异化调控策略。

对于区域房地产价格差异性表现的研究,国内学者多是在现有的经济或行政区域划分基础上进行实证分析,比如陈浮和王良健^[4],梁云芳和高铁梅^[1]等在东中西的区域划分基础上,分析了区域房地产市场的差异性;也有学者研究以大都市为中心所形成的经济区域的房地产价格区域特征,如环渤海区域^[5]、长三角经济区^[6]、珠三角经济区^[7]等。通过这些实证研究,不同区域房地产价格的差异性得到了论证,但是这种基于现有经济或行政区域划分进行的房地产价格差异研究,

不利于从本质上把握区域房价的动态规律,故而也不足以对实施差异化房地产调控提供足够的指导依据。为此,本文假设每个区域(省或直辖市)的房地产市场均具有异质性,但是这些具有异质性的区域市场所表现出来的房价差异,或许是受共同因素的影响,或许是受不同因素的影响。如果是前者,只要找出这一共同因素,再根据其对不同区域房地产市场的不同作用机制,即使是统一的调控政策也会取得预想的效果;如果是后者,那么就要分别探索每一类区域市场所受影响的决定因素,进而分别分析这些因素对对应类别区域市场的不同作用规律,从而实施不同类别区域市场的差别化调控。根据已有实证研究结果来看,中国区域房地产市场的发展具有明显的差异性,属于后者的可能性更大。

为了把握区域房价的动态规律,最主要的思路之一就是研究区域房价的收敛性。如果区域房价受共同因素影响,那么长期就会呈现同质收敛;如果受不同因素影响,则会呈现异质收敛,即不同的区域房价会收敛到几类中去。国外学者研究区

① 收稿日期: 2014-07-01; 修订日期: 2014-11-15.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71173213; 71203217); 博士后科学基金资助项目(2013M540129).

作者简介: 林睿(1987-),男,四川南充人,博士生. Email: linrui0704@163.com

域房价的收敛性,最早开始于英国,随着计量技术的迅速发展,近年来在这个领域的研究更加活跃。而在所有相关研究中,对英国和美国的区域房地产市场研究的最多,已有研究表明,英国^[8-10]和美国^[11-12]的区域房地产市场均不是同质收敛,而存在房地产市场的分割,即收敛到几类中去。部分学者研究南非^[13]、马来西亚^[14]、中国台湾^[15]等区域房地产市场,也取得了相似结论。此外,在探索区域房地产价格收敛的影响因素方面,Cannarella等^[16]发现美国区域房地产市场的动态演变会受到气候因素影响,Montañés等^[12]发现美国区域房地产市场在动态演变过程中受房地产泡沫影响显著。总而言之,国外研究区域房地产市场演化的成果相对丰富,值得借鉴。但限于篇幅限制,本文在此不一一列出。

对于研究区域房价收敛的常见方法,笔者将其主要归纳为三类:第一类是单位根检验及其各种扩展形式,比如面板数据的单位根检验^[10],带结构断裂(structure breaks)的单位根检验^[17]等等。单位根检验的缺点在于当不能拒绝单位根检验时,并不一定意味着存在收敛^[12];第二类是Granger因果检验结合VAR模型、协整检验和脉冲响应等^[18],这类方法的缺点主要来源于VAR模型的自由度约束,模型中不能同时包含太多(比如一般少于8个)区域单元;第三类是空间模型或者时空模型^[19],这类模型需要设置基于“地理相邻”或者“经济相邻”的空间权重矩阵,对于空间权重矩阵的选择具有一定的主观性和不确定性。

本文研究区域房价的收敛,所采用的方法是Phillips和Sul^[20,21]提出的非线性时变因子模型(nonlinear time varying factor model)。该模型可以考虑各个区域房地产市场的个体异质性,并允许各个区域的房价有各自不同的时间变化路径,对数据不要求一定平稳。这样的模型设定是适合研究中国的区域房地产市场的。相较于其他国家,中国的区域房地产市场面临更加复杂的外部环境,除了受区域经济因素和社会因素的影响外,在

很大程度还受宏观调控政策的影响,本文在最后也进行了论证。

1 区域房价变动的异质性

根据数据的可获得性,本文以全国30个省市自治区^②2001年1月至2013年12月的房地产价格(房地产价格=房地产销售额/房地产销售面积)月度数据为研究对象,观察区域房价的异质性。部分缺失数据采用Catmull-Rom样条插值^③^[22]进行补充,所有数据均剔除了通货膨胀因素^④的影响。

图1是全国30个省市自治区房价的标准差和离散系数走势情况。可以看出,样本前10年的标准差和离散系数均不断增大,意味着区域间房价的离散程度在不断增大。对于这种现象,可以理解为是区域房价处于发散状态,因此区域间房价差异水平越来越大;也可以理解为另一种情况,即区域房价处于异质收敛状态,不同区域房价收敛到不同类别中去,这种情况下区域房价的标准差和离散系数也有可能不断增大。不管是哪种情况,前10年的标准差和离散系数的变化趋势都为区域房价的差异性提供了证据。2010年之后,区域房价的标准差和离散系数都有变小的趋势,联想到2010年开始是我国房地产宏观调控力度不断加强的时期,因此可以推测,区域房价增长情况或许受房地产宏观调控的显著影响^[23]。本文也在后文做了验证。

图2反映了全国30个省市自治区初始房价水平和房价平均增长率的情况,并按照东部、中部、西部和东北部进行了分类标注。横坐标表示区域房价在初始时期(2001年1月)的数值,纵坐标表示区域房价在2001年1月至2013年12月期间的平均增长率。由图2可以看出,同一初始房价水平的区域,平均增长率可以相差很大,这意味着这些区域间可能存在截然不同的增长(收敛)方式;同理,具有相似的房价平均增长率的不

② 因为数据的可获得性,样本不包括西藏、香港、澳门和台湾。

③ Catmull-Rom样条插值一般是通过待插数值的前两期数据和后两期数据来对缺失数据进行插值。本文中对于没有前期数据的缺失数据,通过假定前期数据的数值等于未知的缺失数据数值,再通过Catmull-Rom样条插值的计算公式计算缺失数据。

④ 剔除通货膨胀因素影响的步骤:1)计算出以2001年1月为基期(2001M1=100)的定基CPI值;2)所有区域的房价除以相应时期的定基CPI值,从而得到各区域剔除了通货膨胀因素影响的房价数据。

同区域,初始房价水平也可以相差很大,这说明房价在未来的增长方式并不能单单通过初始房价水平进行预测,因此,当前按照不同房价水平而进行的区域划分的方式,如一线城市、二线城市和三四线城市,对于差异化调控也不一定合理.此外,通

过图中按东部、中部、西部和东北部分类的不同标记,可以看到不同区域标记相互渗透和重叠,明显地意味着这种传统的分类方式并不能作为实施差异化房地产调控的指导依据.笔者也将会用本文所使用的方法进一步证明这一点.

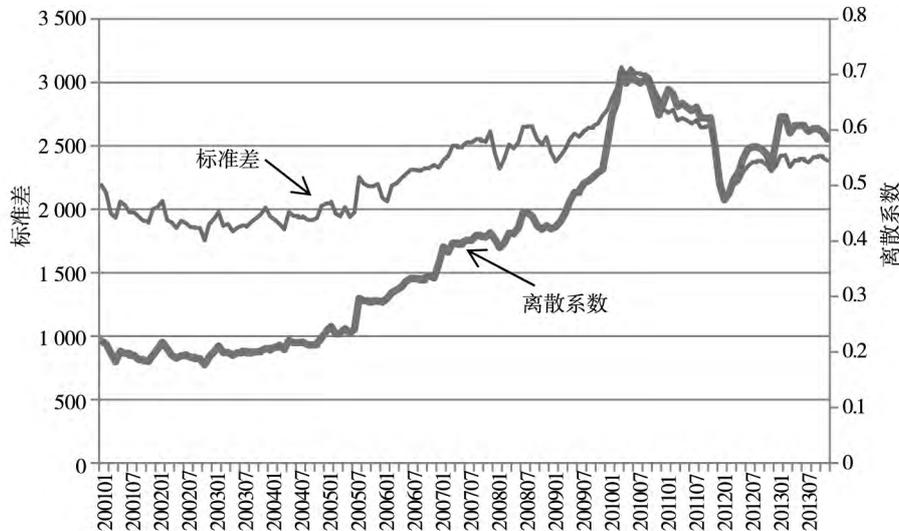


图 1 全国 30 个省市自治区房价的标准差(左)和离散系数(右)

Fig. 1 Standard deviation (left) and coefficient of variance (right) of house prices for 30 regions

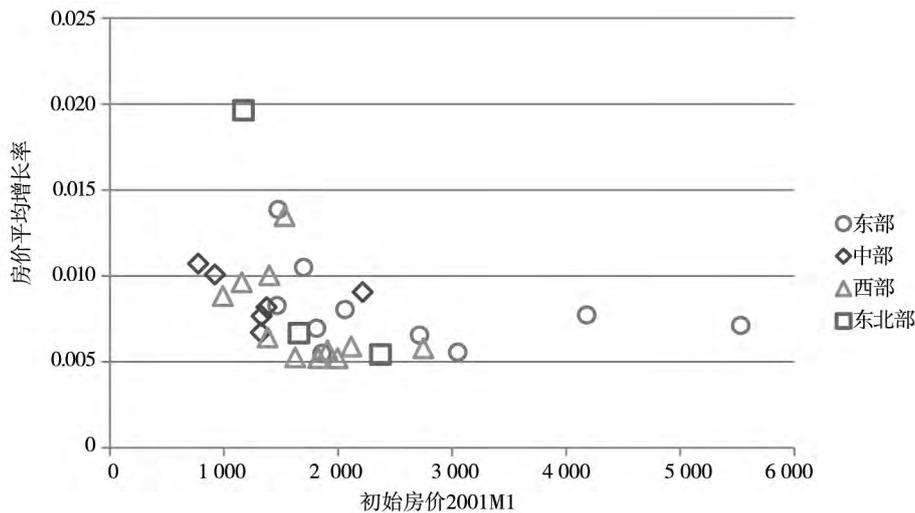


图 2 全国 30 个省市自治区平均房价增长率: 2001M1 ~ 2013M12

Fig. 2 Average growth rates of house prices for 30 regions: 2001M1 ~ 2013M12

2 非线性时变因子模型及聚类过程

非线性时变因子模型(nonlinear time varying factor model)是由 Phillips 和 Sul^[20-21]提出并用以研究转型经济体的问题,该方法可以用以研究转型经济体的经济增长、劳动收入变化、股票价格变

化、消费价格指数变化以及房价收敛等诸多问题.结合本文的研究目的,笔者在此只对该方法的主要内容进行介绍,更为详细的方法介绍,请参阅 Phillips 和 Sul^[20-21].

2.1 非线性时变因子模型

面板数据 X_{it} 通常可以按如下方式进行分解

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \tag{1}$$

其中 g_{it} 体现的是系统性部分,包括引起交叉依赖的固定共同部分(permanent common components);而 a_{it} 代表短暂性部分(transitory components). 在实际应用中, g_{it} 和 a_{it} 均可以是线性或非线性、稳定或非稳定的参数形式. 式(1)可以按照以下方式进一步变形,得到时变的因子表达式

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_i} \right) \mu_i = \delta_{it} \mu_i \quad \text{for all } i \text{ and } t \quad (2)$$

式(2)中, μ_i 是一个单一的共同部分,而 δ_{it} 是一个会随着时间变化的异质性元素. 结合本文研究区域房价的事实, μ_i 可以理解为区域房价面板数据的共同趋势部分,而 δ_{it} 则代表每一个区域 i 在时刻 t 所占共同趋势部分的相对份额. Phillips 和 Sul^[20] 进一步将 δ_{it} 分解为时不变的均值和时变的异质性误差项,且允许误差项的方差是时变的. δ_{it} 被赋予以下的半参数形式

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_{it} \xi_{it}, \sigma_{it} = \frac{\delta_i}{L(t) t^\alpha}, \quad t \geq 1, \sigma_{it} > 0 \quad \text{for all } i \quad (3)$$

上式中 ξ_{it} 在横截面上服从 iid(0, 1), 在时序上有可能对 t 有弱依耐性. $L(t)$ 是一个慢变函数(a slowly varying function), 可以为 $\ln(t+1)$ 、 $\ln^2(t+1)$ 或者 $\ln \ln(t+1)$ 等形式; 参数 α 控制着转移动态中截面变化衰减至零的速率. 在实际应用中, $L(t)$ 和 α 都可能随着个体 i 不同而不同.

由式(3)可以得出,当 $t \rightarrow \infty$ 时 $L(t) \rightarrow \infty$. 这样,只要 $\alpha \geq 0$, $\delta_{it} \rightarrow \delta_i$. 因此,当对于所有的 i 都有 $\delta_i = \delta$ 时,收敛的零假设就是 $\alpha \geq 0$. 为此,可以把收敛的检验转化为对以下假设的检验

$$H_0: \delta_i = \delta \text{ 以及 } \alpha_i \geq 0 \quad (4)$$

相应的备择假设为 H_A : 对于所有的 i 都有 $\delta_i \neq \delta$, 或者 $\alpha < 0$. 检验假设 H_0 的具体步骤如下.

1) 构造横截面方差比率 H_1/H_t , 其中

$$H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2, h_{it} = \frac{X_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N X_{it}} \quad (5)$$

2) 对下式进行回归

$$\ln\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\ln L(t) = \hat{a} + \hat{b} \ln t + \hat{u}_t \quad (6)$$

其中 $t = [rT], [rT] + 1, \dots, T$ 且 $r > 0$

在此回归中,设置 $L(t) = \ln(t+1)$; $\ln t$ 的拟

合系数是 $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$, 其中 $\hat{\alpha}$ 是零假设 H_0 中的估计值. 另外,回归的数据是从 rT 的整数部分 $[rT]$ 开始的, 本文根据 Phillips 和 Sul^[20] 的建议,采用 $r = 0.3$.

3) 运用自相关和异方差稳健的单边 t 检验来检验零假设 $\alpha \geq 0$. 计算 \hat{b} 的 HAC 标准误差值. 在 5% 的显著性水平下, 如果 \hat{b} 的 t 统计量 $t_{\hat{b}} < -1.65$, 则拒绝零假设.

2.2 子群收敛及聚类算法

Phillips 和 Sul^[20] 指出,当拒绝收敛的零假设时,并不意味着不可能存在子群收敛. 笔者认为,在运用非线性时变因子模型对我国所有的区域房价进行整体收敛检验时,如果发现不存在同质收敛,应该进一步探索是否存在子群收敛(异质收敛). 如果区域房价能收敛到几个子群(类)中去,则可以证明我国区域房价存在异质收敛. 为此,本文将进一步应用 Phillips 和 Sul^[20] 提供的基于非线性可变因子模型的聚类方法,进行区域房价的异质收敛检验. 该聚类算法的具体步骤如下.

1) 不同个体按最后一个观测值的大小进行排序. 在时间序列数据波动较大的情形下,也可以根据公式 $(T - [Ta])^{-1} \sum_{t=[Ta]+1}^T X_{it}$, 先计算样本最后一部分($f = 1 - a$) 的均值, 然后按照均值大小进行排序. 通常,设置 $f = 1/3$ 或 $1/2$.

2) 形成核心组 G_{k^*} . 选择排序后数值最大的前 k 个个体形成子群 $G_k (2 \leq k < N)$, 进行 $\ln t$ 回归,并计算收敛检验的 t 统计量 $t_k = t(G_k)$. 按照以下准则,挑选使 t_k 最大的 k 作为核心组的大小 k^* . 相应个体形成的核心组为 G_{k^*} .

$$k^* = \arg \max_k \{t_k\}, \text{ s. t. } \min\{t_k\} > -1.65 \quad (7)$$

倘若对于 $k=2$, $\min\{t_k\} > -1.65$ 不能得到满足, 则去掉数值最大的个体,从第二个个体开始重复上述步骤. 若第二个也对于 $k=2$ 不能满足 $\min\{t_k\} > -1.65$, 则继续去掉这个个体,从第三个开始. 以此类推,倘若对所有的个体都不能满足, 则说明不存在收敛子群.

3) 筛选子群成员. 假设 $G_{k^*}^c$ 为核心组 G_{k^*} 中成员以外的其他所有个体形成的组, 每次从 $G_{k^*}^c$ 中添加一个个体到 G_{k^*} 中, 运行 $\ln t$ 检验. 如果回归的 t 统计量值 $\hat{t} > c$ (c 为设定的临界值 $c=0$),

则将这个个体保留在核心组 $G_{k^*}^c$ 中, 否则不包含在其中. 按照此方法对 $G_{k^*}^c$ 中剩下的所有个体进行此操作, 原核心组 $G_{k^*}^c$ 成员和新加入的所有个体就形成了第一个收敛子群. 再对第一个收敛子群中的所有成员进行 $\ln t$ 检验以确保 $t_{\hat{\delta}} > -1.65$. 如果 $t_{\hat{\delta}} \leq -1.65$, 则提高临界值 c , 直至 $t_{\hat{\delta}} > -1.65$. 按照此方法筛选子群成员, 可以实现第一类错误和第二类错误的平衡.

4) 算法停止规则. 按照步骤 3) 形成第一个收敛子群后, 对 $G_{k^*}^c$ 中未进入第一个收敛子群的所有个体进行 $\ln t$ 检验, 如果 $t_{\hat{\delta}} > -1.65$, 则 $G_{k^*}^c$ 中剩下的所有个体形成第二个收敛子群. 否则, 对 $G_{k^*}^c$ 中剩下的所有个体重复步骤 1) ~ 步骤 3) 的所有操作以寻找更小的收敛子群. 此外, 如果

在步骤 2) 不能找到使 $t_k > -1.65$ 的 k , 则说明剩下的个体是发散的.

3 实证研究

3.1 数据

本文的区域房价数据来源于《中国统计年鉴》在第 1 部分已经做了数据处理的部分介绍. 为了适用第 2 部分介绍的模型, 所有数据在第 1 部分处理的基础上, 进一步转化为以第一期为基础(2001M1=100)的定基数据, 并对数化处理, 最后再对所有数据进行 HP 滤波处理, 消除可能的周期因素. 最终得到所有区域的房价走势曲线如下图所示.

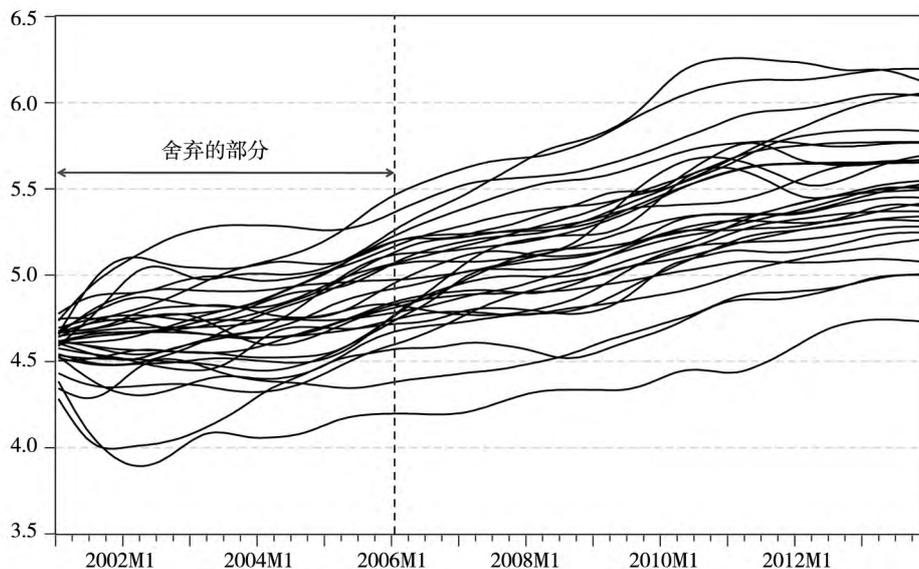


图 3 全国 30 个省市自治区房价走势曲线: 2001M1 ~ 2013M12

Fig. 3 Trend curves of house prices for 30 regions: 2001M1 ~ 2013M12

为了防止因转化为定基数据而造成的收敛假象, 通过观察, 舍弃了样本数据 2006 年 1 月之前的数据(如图 3 所示), 舍弃的数据约占整个样本数据的 38%. 最终有效样本为 2006 年 1 月至 2013 年 12 月.

3.2 收敛检验与结果

按照第 3 部分介绍的模型先对全国 30 个省市自治区房价进行整体收敛的 $\ln t$ 检验, 检验所有区域是否存在同质收敛. 检验结果显示, \hat{b} 值为 -0.392 , $t_{\hat{\delta}}$ 值为 -30.208 (小于 -1.65), 即整体收敛的假设在 1% 的显著性水平下被拒绝, 因

此所有区域房价不存在整体上的收敛, 也就意味着不能找到一个单一的共同因素导致所有区域房价同质收敛.

不存在区域房价的同质收敛, 意味着可能存在异质收敛. 如果区域房价存在异质收敛, 那么所有区域将会收敛到几类中去. 笔者在引言部分已经提出, 传统的行政或经济区域划分可能不适用于进行区域房地产市场差异化调控的区域分类, 因此在运用聚类算法进行区域房价异质收敛的检验之前, 先运用 $\ln t$ 检验对传统的经济或行政区域划分的每一部分进行收敛检验, 根据检验

结果来验证传统的区域划分对区域房地产市场不适用这一观点. 表1是对按东部、中部、西部和东北部的区域划分的ln t检验结果.

表1 传统的经济或行政区域划分的ln t检验结果
Table 1 Results of ln t tests for regions divided by conventional economic or administrative ways

区域划分	t 统计量 t_b	区域成员
东部	-24.612	北京、天津、上海、河北、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南
中部	-113.760	山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南
西部	-24.910	重庆、内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
东北部	-35.794	辽宁、吉林、黑龙江

由表1的结果来看,对东部、中部、西部和东北部四个区域进行收敛检验的t统计量均小于-1.65,因此这四个区域房价收敛的假设在5%的显著性水平下均被拒绝,这意味着每个区域里成员的房价并不是都具有相似的增长方式或受共同的房价决定因素的影响.由此可以得出结论,这种传统的区域划分方式对区域房地产市场并不适用^⑤.

接下来运用聚类算法对全国30个省市自治区的房价进行计算.表2的聚类结果显示,中国区域房价存在异质收敛.可以看出,全国30个省市自治区的房价最终形成了3个收敛子群^⑥,子群2的成员数目最多(21个),其次依次是子群1(6个)和子群3(3个);每个子群中的区域成员有相似的房价变动方式或者受共同的房价决定因素影响.

表2 全国30个省市自治区房价的收敛子群
Table 2 Convergent subgroups of house prices for 30 regions

	拟合系数 \hat{b}	t 统计量 t_b	区域成员
子群1	0.212	3.023	贵州、海南、湖南、江西、陕西、浙江
子群2	0.067	1.336	安徽、北京、福建、甘肃、广西、河北、河南、黑龙江、湖北、吉林、江苏、内蒙古、宁夏、山东、山西、上海、四川、天津、新疆、云南、重庆
子群3	0.165	2.383	广东、辽宁、青海

3个子群中,子群2的成员数目明显大于另外2个子群,说明就目前而言,我国大部分区域的房价仍有着相似的增长方式或收敛水平,意味着这些区域均受共同的因素影响,比如区域的人口增长、可利用土地面积等等,可能是近10年来影响我国大部分区域房价变化的主要因素.大部分区域有着相似的房价增长方式或收敛水平,其实是有利于政府进行宏观调控的,有助于减少调控的成本.但是,子群2中的成员也不是始终不变的.从长期来看,每个子群中成员的数目均有可能变化,子群中的成员也是动态变化的.比如受区域经济转型的影响,子群2中某些成员房价的收敛有可能变得跟子群1中成员相似,那么子群2中这些成员就会从子群2变成子群1的成员.

由图4可以直观地看出,子群3中的3个成员(广东、辽宁和青海)在地理位置上不存在明显的关联性,意味着影响该子群成员的共同因素跟空间关联不大,比如3个区域房价的增长可能均主要受当地人均可支配收入增长的影响,但这3个地区人均可支配收入的增长方式相似且不存在空间关联,因此3个区域的房价收敛也就不会表现出空间关联性.但实际情况中,3个区域的房价收敛具体是受哪些非空间关联的共同因素影响,则还需进一步验证.同理,子群1中的部分成员存在空间相邻,意味着影响该子群的共同因素跟空间有一定的关联度;子群2中的成员空间关联性最为明显.

每个子群内的区域没有表现出太明显的区域地理相邻性或经济发展程度相似性,这在一定程度上可以说明地理因素或经济因素并不是区域房价变动的主导因素,这也从侧面反映了我国区域房价变动外部因素的复杂性和不确定性.因此,在探索区域房价变动的动力因素时,应该更为全面和深入地考虑,比如异质的预期因素^[24,25],人口结构,贫富差距,政策因素,等等.

⑤ 本文运用70个大中城市的新房和二手房价格指数数据,对一线、二线和三四线城市的划分方式也进行了验证,发现这种划分方式也并不适用于区域房地产市场.感兴趣的读者可以向作者索取检验结果.

⑥ 考虑到Phillips和Sul的聚类算法倾向于找到较多的收敛子群,本文将表2的子群两两合并,重新进行ln t检验,发现任何两个子群都不能合并,表2即为最终的收敛子群结果.

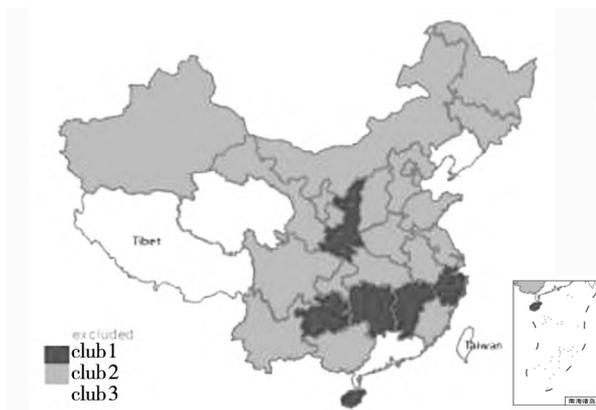


图 4 收敛子群的地理分布

Fig. 4 Geopolitical distribution of the three clubs

图 5 分子群展示了三个子群内区域房价的走势曲线,可以看出,子群 1 的区域房价平均增长较

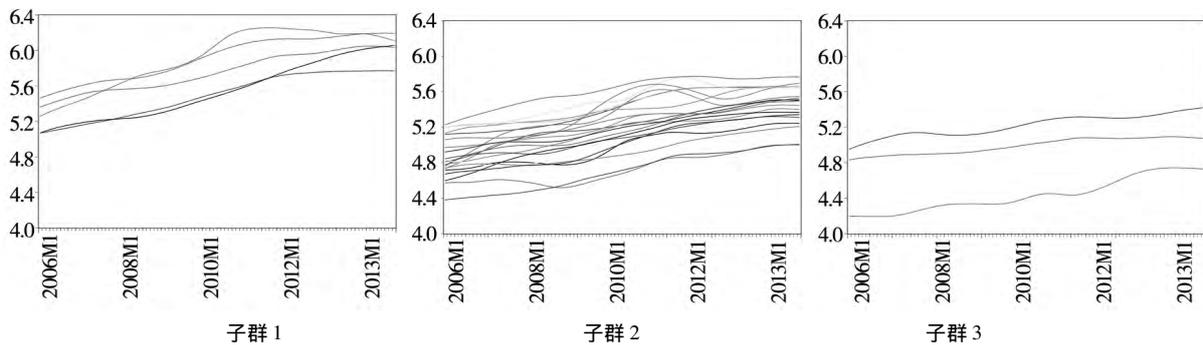


图 5 分子群(子群 1-3)的房价走势曲线: 2006M1 ~ 2013M12

Fig. 5 Trend curves of house prices for 30 regions displayed by subgroups (subgroup 1 - 3): 2006M1 ~ 2013M12

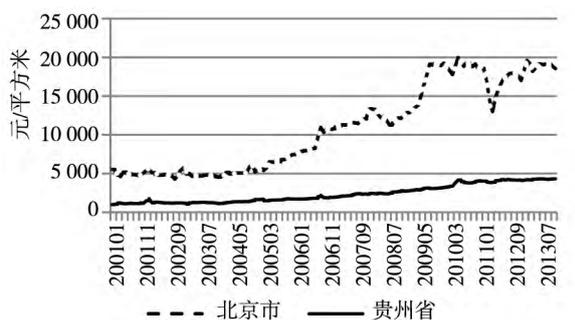


图 6 北京市和贵州省真实房价(剔除通货膨胀因素)变动情况: 2001 年 1 月至 2013 年 12 月

Fig. 6 Trends of real house prices of Beijing and Guizhou: 2001M1 ~ 2013M12

大,其次是子群 2,最后是子群 3. 比如,对比子群 1 的贵州和子群 2 的北京的房价增长,通过计算可以得出 2001 年 1 月至 2013 年 12 月,北京真实房价的平均增长率为 0.007 1,而贵州为 0.008 8,贵州真实房价的平均增长率确实比北京高. 将图 6 的北京和贵州的真实房价转化为 2001 年 1 月为 100 的定基数据(图 7),可以更加清晰地观察到,变换后的贵州真实房价基本都在北京之上,而且二者的变动方式也确实很不一样,贵州真实房价呈现稳步持续上升的态势,而北京真实房价在 2005 年 1 月至 2010 年 12 月呈现波动式较大幅度增长. 这也反映了模型将贵州和北京分在两个不同的收敛子群的合理性. 同理,也可以对子群中其他不同的成员进行类似对比分析.

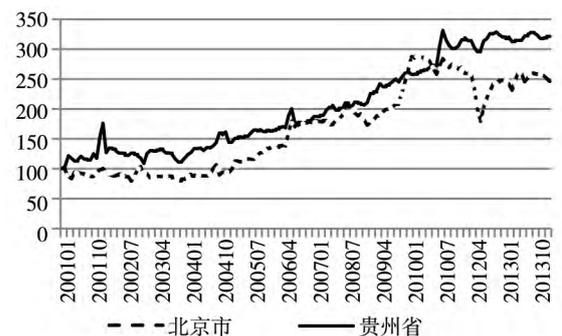


图 7 以 2001 年 1 月为定基数据(2001M1 = 100)的北京市和贵州省真实房价变动情况: 2001 年 1 月至 2013 年 12 月

Fig. 7 Trends of real house prices (2001M1 = 100) of Beijing and Guizhou: 2001M1 ~ 2013M12

图 8 分子群展示了全国 30 个省市自治区房价增长率,横坐标表示区域房价在初始时期(2006 年 1 月)的数值(对数值),纵坐标表示区域房价在 2006 年 1 月至 2013 年 12 月期间的平均增长率. 对比图 2,可以发现图 8 中 3 个子群的数据标记互相并不重叠,显示出聚类结果的合理

性. 虽然图 5 显示出 3 个子群具有高、中、低的平均增长水平特征,但是结合图 8 也可以发现,即使不同子群中也存在区域,具有相同的平均房价增长率. 这些区域之所以在不同的收敛子群中,除了因为有不同的初始房价水平以外,更多的是因为有不同的增长方式和收敛水平.

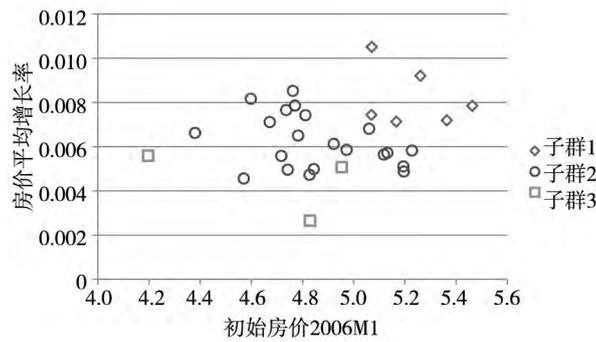


图8 全国30个省市自治区房价增长率(分子群): 2006M1~2013M12

Fig. 8 Trend curves of house prices for 30 regions displayed by subgroups (subgroup 1 - 3): 2006M1 ~ 2013M12

4 调控政策与区域房价收敛的动态性分析

通过聚类算法得到区域房价的收敛子群后,可以对不同的收敛子群分别进行进一步的研究,找到每个子群中影响区域房价的共同影响因素,从而对每个子群制定有针对性的差异

化房地产调控策略. 鉴于本文研究区域房价异质收敛的最终落脚点在于调控政策,因此,笔者认为在进行分子群研究之前,有必要进一步分析以往的宏观调控政策如何影响区域房价的变动.

表3列出了2008年以来重要的房地产调控政策,其中除了“国十三条”是房地产市场刺激政策外,其余基本都是抑制政策.

表3 2008年以来重要的房地产调控政策

Table 3 Macro-control policies of housing market since 2008

政策颁布时间	政策名称	政策内容简介
2008年12月	“国十三条”	国务院召开常务会议,研究部署促进房地产市场健康发展的政策措施,出台了三条救市政策. 20日,国务院《关于促进房地产市场健康发展的若干意见》出台,其中分为6大条,13小条. 这些政策力度之强,覆盖面之广,堪比国务院2005年出台的“国八条”和2006年出台的“国六条”.
2009年12月	“国四条”	温家宝总理主持召开国务院常务会议上,就促进房地产市场健康发展提出增加供给、抑制投机、加强监管、推进保障房建设等四大举措. 会议同时明确表态“遏制房价过快上涨”.
2010年4月	新“国十条”	为进一步落实各地区、各有关部门的责任,坚决遏制部分城市房价过快上涨,切实解决城镇居民住房问题,国务院就有关问题向各省、自治区、直辖市人民政府,国务院各部委、各直属机构下发国发(2010)10号通知. 该通知被市场人士认为是房改以来涉及面最广、力度最大、影响最深远的一次调控,将对地产投资和投机需求造成精准打击.
2011年1月	新“国八条”	国务院总理温家宝主持召开国务院常务会议,研究部署进一步做好房地产市场调控工作. 会议确定了进一步做好房地产市场调控工作的相关政策措施,全称为《国务院办公厅关于进一步做好房地产市场调控工作有关问题的通知》,简称“新国八条”. 这是首次要求地方政府制定房价调控目标,并要求2011年第一季度就要发布,力度之严,史无前例.
2013年2月	“国五条”	国务院总理温家宝主持召开国务院常务会议,研究部署继续做好房地产市场调控工作. 会议确定了五项加强房地产市场调控的政策措施(称为“国五条”). “国五条”意味着又一次的调控升级.

对于区域房价收敛的动态性,本文通过逐步延长数据样本的长度来进行研究. 数据样本的起始点是2006年1月,结束点分别为2008年1月,2008年2月,⋯,2013年12月. 相当于从2006M1~2008M1的数据样本开始,进行区域房价收敛的聚类计算,然后数据样本的结束点每次往后延长一个单位(1个月),再进行聚类计算,以此类推,总

共72次. 每次聚类的子群结果都进行了进一步的合并计算,以防止产生过多的收敛子群. 最后,再运用非参数检验中的Kruskal-Wallis检验,检测每次聚类得到的收敛子群结果是否发生本质性改变.

图9的KW曲线是不同样本时期Kruskal-Wallis检验的p值,需要说明的是,Kruskal-Wallis

检验用于检验多个总体的分布是否存在显著差异,其原假设是:多个独立样本来自的多个总体的分布无显著差异。在本文中,随着时间的推移,对于 Kruskal-Wallis 检验的原假设,如果从接受变为拒绝,或者从拒绝变为接受,都可以认为区域房价的收敛一定发生了本质性变化;而在一段时间内,

对原假设始终保持接受或者拒绝状态,则不能足够地表明区域房价的收敛是否发生本质性变化。由图 9 的结果来看,以 Kruskal-Wallis 检验的 5% 显著性水平为标准,区域房价的收敛在 2009 年 4 月、2010 年 9 月、2011 年 6 月、2011 年 12 月和 2013 年 7 月的 5 个时间点发生了本质性改变。

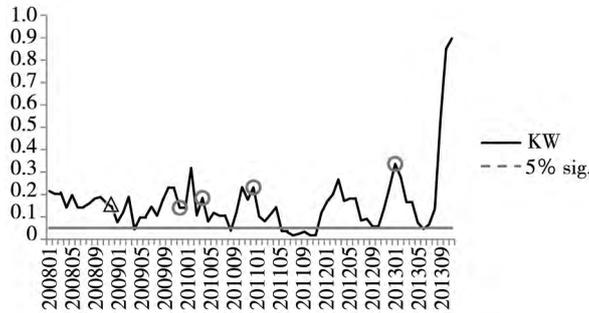


图 9 Kruskal-Wallis 检验的 p 值与调控政策: 2006M1 - X (X = 2008M1, …, 2013M12)

Fig. 9 P values of Kruskal-Wallis tests and macro-control policies: 2006M1-X (X = 2008M1, …, 2013M12)

在图 9 中同时以空心三角和圆圈形式标出了 2008 年以来重要房地产调控政策颁布的时间点,空心三角表示刺激政策,圆圈表示抑制政策。通过对比容易发现,区域房价收敛的本质性改变基本是发生在重要调控政策颁布的 4~5 个月后,这在很大程度上说明历年的房地产调控政策本质性地改变了区域房价收敛情况,而且这种作用一般是在 4~5 个月的滞后期生效。这可以作为以后的调控政策制定和效果预期的参考。此外,从图 9 来看,“国四条”似乎没

有本质性地改变区域房价收敛情况,这可能跟政策的力度不够有关;区域房价收敛在 2011 年 12 月发生本质性改变,但是前 4~5 个月并没有重要调控政策的颁布,说明除了调控政策因素外,还存在着重要的其他因素影响区域房价收敛。

表 4 列出了受重要调控政策影响的区域房价收敛的具体结果,从整体上看,收敛子群在减少,有的区域在 4 列子群结果中始终在同一子群内,比如吉林和天津,内蒙古、宁夏和山东,分别用下划线相连。

表 4 重要调控政策对全国 30 个省市自治区房价收敛的影响情况

Table 4 Impact of important macro-control policies on the house price convergentce of 30 regions

	2009M4	2010M9	2011M6	2013M7
子群 1	海南、浙江	海南、上海、浙江	安徽、北京、贵州、湖南、吉林、天津、江苏、江西、陕西、上海	海南、湖南、江西、陕西、浙江
子群 2	贵州、湖南、吉林、天津	安徽、北京、贵州、湖南、吉林、天津、江苏、江西、陕西	福建、河南、甘肃、广东、广西、黑龙江、河北、湖北、辽宁、内蒙古、宁夏、山东、山西、四川、新疆、云南、重庆	安徽、北京、福建、河南、甘肃、贵州、河北、湖北、吉林、天津、江苏、上海、四川、重庆
子群 3	安徽、北京、广西、黑龙江、河北、湖北、江苏、江西、陕西、上海	福建、河南、甘肃、广东、广西、黑龙江、河北、湖北、内蒙古、宁夏、山东、四川、重庆		广东、广西、黑龙江、辽宁、内蒙古、宁夏、山东、青海、山西、新疆、云南
子群 4	福建、河南、广东、辽宁、内蒙古、宁夏、山东、四川	辽宁、山西、新疆、云南		
子群 5	甘肃、新疆、云南、重庆			
子群 6	青海、山西			
发散		青海	海南、浙江、青海	

5 结束语

本文通过研究区域房地产价格的异质收敛,来理解和把握区域房地产市场差异的本质,从而为实施区域差异化房地产市场调控提供政策依据。文章采用非线性时变因子模型研究全国30个省市自治区的房价,得出结论,中国不存在整体上的房地产价格同质收敛,传统的经济或行政区域划分对区域房地产市场并不适用。进一步采用聚类算法,全国30个省市自治区被划分为3个区域房价收敛子群,3个子群表现出高、中、低的平均房价增长水平。每个子群内的区域并没有表现出太明显的区域地理相邻性或经济发展程度相似性,这在一定程度上可以说明地理因素或经

济因素并不是区域房价变动的主导因素,这也从侧面反映了我国区域房价变动外部因素的复杂性和不确定性。

在影响区域房价收敛的众多因素中,本文进一步研究了以往的宏观调控政策对区域房价收敛的影响。发现重要的房地产调控政策会本质性地改变区域房价的收敛情况,而且这种作用一般生效于政策发布的4~5个月滞后期,但是宏观调控政策不是影响区域房价收敛的唯一主导因素。

在得到区域房价的收敛子群后,可以进一步分别找出影响每个子群区域房价的共同影响因素,通过把握每个子群共同影响因素对其区域房价变动的影 响,就能够制定出有针对性的区域差异化房地产调控策略。笔者将把这部分作为未来的研究重点。

参 考 文 献:

- [1]梁云芳,高铁梅. 中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]. 经济研究,2007,8(133): 133-142.
Liang Yunfang, Gao Tiemei. Empirical analysis on real estate price fluctuation in different provinces of China[J]. Economic Research Journal, 2007, 8(133): 133-142. (in Chinese)
- [2]王先柱,毛中根,刘洪玉. 货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据[J]. 金融研究,2011,(9): 42-53.
Wang Xianzhu, Mao Zhonggen, Liu Hongyu. Regional effects of monetary policy: Evidence from the real estate market[J]. Journal of Financial Research, 2011, (9): 42-53. (in Chinese)
- [3]高波,陈健,邹琳华. 区域房价差异,劳动力流动与产业升级[J]. 经济研究,2012,1(3): 66-79.
Gao Bo, Chen Jian, Zou Linhua. Housing price' regional differences, labor mobility and industrial upgrading[J]. Economic Research Journal, 2012, 1(3): 66-79. (in Chinese)
- [4]陈浮,王良健. 中国房地产市场化区域差异与发展战略研究[J]. 财经理论与实践,2000,21(3): 104-107.
Chen Fu, Wang Liangjian. Regional differences of the marketization of China's real estate market and the development strategy[J]. The Theory and Practice of Finance and Economics, 2000, 21(3): 104-107. (in Chinese)
- [5]张淑莲,张红兵,王琴. 环渤海区域房地产价格波动传递机制的实证研究[J]. 河北大学学报:哲学社会科学版,2011,36(3): 85-90.
Zhang Shulian, Zhang Hongbing, Wang Qin. An empirical study on house price transmission mechanism among Huanbohai region[J]. Journal of Hebei University(Philosophy and Social Science), 2011, 36(3): 85-90. (in Chinese)
- [6]位志宇,杨忠直. 长三角房价走势的趋同性研究[J]. 南京师范大学学报:社会科学版,2007,(3): 43-48.
Wei Zhiyu, Yang Zhongzhi. Dynamic consistency research on change of housing price in Yangtze River Delta[J]. Journal of Nanjing Normal University(Social Science Edition), 2007, (3): 43-48. (in Chinese)
- [7]陈章喜,黄准. 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.
Chen Zhangxi, Huang Zhun. Research on the interaction of real estate prices in the Pearl River Delta: Taking Guangzhou, Shenzhen, Dongguan as an example[J]. South China Finance, 2010, (4): 82-86. (in Chinese)

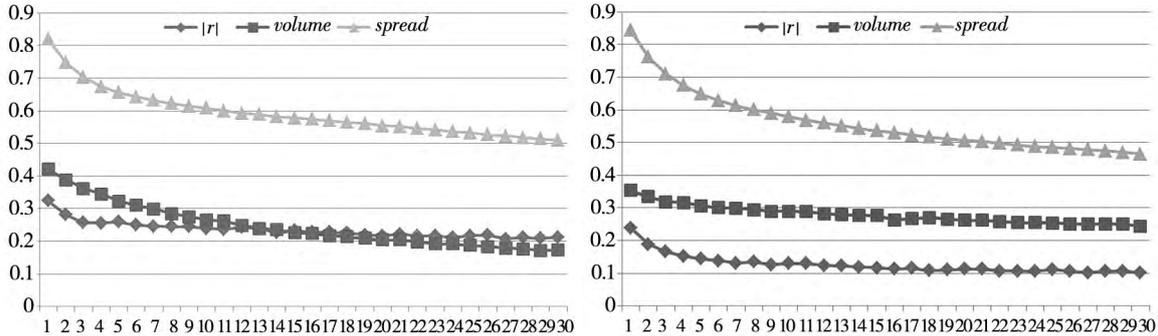
- [8] MacDonald R, Taylor M P. Regional house prices in Britain: Long-run relationships and short-run dynamics [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, 40(1): 43–55.
- [9] Cook S. The convergence of regional house prices in the UK [J]. *Urban Studies*, 2003, 40(11): 2285–2294.
- [10] Holmes M J. How convergent are regional house prices in the United Kingdom? Some new evidence from panel data unit root testing [J]. *Journal of Economic & Social Research*, 2007, 9(1): 1–17.
- [11] Meen G. The time-series behavior of house prices: A transatlantic divide? [J]. *Journal of Housing Economics*, 2002, 11(1): 1–23.
- [12] Montañés A, Olmos L. Convergence in US house prices [J]. *Economics Letters*, 2013, 121(2): 152–155.
- [13] Burger P, Van Rensburg L J. Metropolitan house prices in South Africa: Do they converge? [J]. *South African Journal of Economics*, 2008, 76(2): 291–297.
- [14] Lean H H, Smyth R. Regional house prices and the ripple effect in Malaysia [J]. *Urban Studies*, 2013, 50(5): 895–922.
- [15] Chien M S. Structural breaks and the convergence of regional house prices [J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2010, 40(1): 77–88.
- [16] Canarella G, Miller S, Pollard S. Unit roots and structural change an application to US house price indices [J]. *Urban Studies*, 2012, 49(4): 757–776.
- [17] Clark S P, Coggin T D. Trends, cycles and convergence in US regional house prices [J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2009, 39(3): 264–283.
- [18] Cooper C, Orford S, Webster C, et al. Exploring the ripple effect and spatial volatility in house prices in England and Wales: Regressing interaction domain cross-correlations against reactive statistics [J]. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 2013, 40(5): 763–782.
- [19] Gupta R, Miller S M. “Ripple effects” and forecasting home prices in Los Angeles, Las Vegas, and Phoenix [J]. *The Annals of Regional Science*, 2012, 48(3): 763–782.
- [20] Phillips P C B, Sul D. Transition modeling and econometric convergence tests [J]. *Econometrica*, 2007, 75(6): 1771–1855.
- [21] Phillips P C B, Sul D. Economic transition and growth [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2009, 24(7): 1153–1185.
- [22] Catmull E, Rom R. A class of local interpolating splines [J]. *Computer Aided Geometric Design*, 1974, 74: 317–326.
- [23] 刘 璐. 限贷和限购政策对一般均衡中房价的影响 [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(9): 20–32.
Liu Lu. Impact of credit rationing and quantity limit on housing price [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(9): 20–32. (in Chinese)
- [24] 刘金娥, 陈国进, 胡卓红. 异质信念, 通货幻觉与中国区域房价泡沫 [J]. *现代财经: 天津财经学院学报*, 2013, (10): 24–32.
Liu Jine, Chen Guojin, Hu Zhuohong. On the heterogeneous beliefs, inflation illusion and regional housing bubbles in China [J]. *Modern Finance and Economics: Journal of Tianjin University of Finance and Economics*, 2013, (10): 24–32. (in Chinese)
- [25] 马 健, 刘志新, 张力健. 异质信念, 融资决策与投资收益 [J]. *管理科学学报*, 2013, 16(1): 59–73.
Ma Jian, Liu Zhixin, Zhang Lijian. Heterogeneous beliefs, corporate financing and investment return [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(1): 59–73. (in Chinese)
- [26] 赵国庆, 金文辉, 张 维, 等. 中国房地产公司股权收益与资本回报率, 债务利率关系 [J]. *财经论丛*, 2011, (3): 71–77.
Zhao Guoqing, Jin Wenhui, Zhang Wei, et al. The relationship of the return on equity, return on capital and debt interest rate of real estate companies in China [J]. *Collected Essays on Finance and Economics*, 2011, (3): 71–77. (in Chinese)

(下转第 102 页)

附录 2.4 长记忆性

附图 5 和附图 6 说明,市场价格收益率的绝对值、市场交易量和买卖价差缓慢的衰减. 附表 3 的赫斯特指数 H 说明,价格收益率的绝对值、市场交易量和市场买卖价

差的赫斯特指数显著大于 0.5. 自相关衰减图和赫斯特指数都表明市场价格收益率序列的绝对值、市场交易量和买卖价差都存在长记忆性. 其中,市场价格收益率序列绝对值的长记忆性同样反映了波动聚集特征.



附图 5 T + 1 的各序列自相关图(左)和 T + 0 的各序列自相关图(右)
Appendix Fig. 5 The ACs of the T + 1 case (left) and the T + 0 case (right)

附表 3 赫斯特指数

Appendix Table 3 Hurst exponent

实验组	H_r	H_{volume}	H_{spread}
T + 1	0.83	0.82	0.92
T + 0	0.79	0.82	0.92

(上接第 73 页)

Heterogeneous convergence of regional house prices and macro-control policy in China

LIN Rui^{1,2}, DONG Ji-chang¹, LI Xiu-ting¹, WU Di¹

- 1. School of Management, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;
- 2. Department of Sociology, University of Chicago, Chicago 60637, USA

Abstract: This paper aims to provide a basis for the differentiated macro-control policy of regional housing markets by studying the heterogeneous convergence of regional house prices. Using the nonlinear time varying factor model, this paper empirically studies the house prices of 30 regions in China with data covering from 2001: M1 to 2013: M12. The results show that the conventional definitions of economic or administrative regions may not be appropriate to analyze housing price segregation in China. There exists a heterogeneous convergence in regional house prices which could be divided into three convergent subgroups. Geographical factors or economic factors are not the dominant factors in regional housing prices convergence, and important real estate macro-control policies can essentially alter the convergence of regional house prices, with generally a time-lag effect of 4 to 5 months after the issued policy.

Key words: regions; house prices; convergence; macro-control policy; nonlinear time varying factor model