

中国城市房价非线性收敛机制研究



张大永 刘子寅*

摘要: 本文利用面板门限自回归模型结合自举模拟技术对 2008 年美国次贷危机以来我国城市房价收敛性进行研究,发现简单的线性检验得出的房价发散性结论并不能准确刻画城市房价的动态机制。在引入非线性机制后,结果表明房价在特定情况下存在收敛的可能。在全样本下,相对房价增长率高于门限值时存在部分收敛特征。进一步通过对子样本的研究发现高人均 GDP 城市与东部城市均不存在房价收敛证据,而低人均 GDP 城市与中西部城市的房价部分收敛且绝对收敛,敛散性区制转移发生的时间集中在 2010 年前后,也就是我国对房地产市场的集中调控时期。本文实证结果为政策评估、政策设计以及研究房地产市场价格动态提供了参考依据。

关键词: 房价收敛性; 非线性; 自举模拟; 面板门限自回归模型

一、引言

国家统计局资料显示,2013 年 12 月份我国 70 个大中城市有 69 个出现房价同比上涨,其中房价变动的最高涨幅达到了 21.9%。房价的快速上涨引发了人们对房地产市场泡沫的产生及扩张的忧虑,特别是 2008 年美国次贷危机的惨痛教训和对经济的巨大冲击使政策制定者不得不出台一系列的调控政策。伴随着“国八条”、“国十条”、“限购”、房产税试点等多项政策的实施,近年来高速增长的房价终于出现了停滞甚至下滑的趋势,在部分城市出现了房地产库存增加、打折销售以及房地产企业财务危机等现象。这种部分城市房价下行趋势是否会演变为全国范围的房地产市场大萧条,房价同涨同跌所带来的系统性风险对经济的冲击将是巨大的,可能会影响到整体经济的健康发展。在这样一个大背景下,研究房价在不同城市之间的收敛性并进一步分析其传导机制与动态关系具有极其重要的理论和现实意义。

房价的收敛性研究早在上世纪 90 年代就被国际学术界广为关注, Holmans

* 张大永,西南财经大学经济与管理研究院(邮编:610074),E-mail:dzhang@swufe.edu.cn;刘子寅,西南财经大学经济与管理研究院(邮编:611130),E-mail:lzyjg2011@gmail.com。本文的研究得到中央高校基本科研业务费项目的资助(编号:JBK1407068)。在此感谢审稿人提出的宝贵建议。

(1990)、Cook(2003)、Holmes 和 Grimes(2008)等所提出的“涟漪效应”(Ripple Effect)假设被应用于英美等发达国家和地区的房地产市场研究中,其基本的逻辑是当某些城市或地区的房价受到外部冲击而发生变化时,其余城市或地区房价是否也做出类似反应,从而使城市房价变动出现趋同性特征。房价收敛性研究之所以重要,其一方面关乎房地产市场系统性风险的有效观测,另一方面也关系到地区之间经济发展平衡问题。若房价不收敛,那么高房价地区的居民财富水平与低房价地区的居民财富水平将存在明显差距,这会加大地区经济社会发展的不公平,甚至会干扰宏观经济运行的稳定性。因此,房价收敛性研究无论对于宏观调控政策尤其是差异性或区域性政策的制定还是房地产市场的健康发展都具有重要意义。近二十年来,人们不断采用新的研究方法对多个国家的房价数据进行检验,但迄今为止还缺乏一个定论。特别是由于数据、市场机制等方面原因,大多研究集中在发达国家房地产市场,对新兴市场尤其是中国房地产市场的研究起步较晚,目前仍在初步探索阶段。

从理论上讲,区域之间房价为什么会收敛呢?根据新古典经济增长理论(Solow, 1956),随着生产要素等的自由流动,经济一体化会促使各经济单元的经济增长路径趋于收敛。以经济收敛理论作为基础,我们可以推断至房地产市场。Meen(1999)提出了收入状况、人口迁移、资本流动等因素会促使不同地区的房价变化出现收敛趋势的假说。其基本思想首先从收入趋同的角度出发,由于收入水平决定了人们的支付能力从而会影响到房价的变动,当各个区域之间的收入出现趋同/收敛时,房价则会存在收敛趋势;其次,人口的自由流动为房价收敛提供了客观条件。如果某个城市房价过高,房价相对较低的城市则会吸引人口流入,从而使供求关系发生变化,最终导致房价在不同城市之间趋同。随着我国户籍制度改革的不断推进、人口管制的逐渐放松以及交通基础设施的进一步完善,这为人口在地区之间的迁移提供了可能性,从而也为房价在城市之间的趋同创造了条件;第三,资本的自由流动会导致房地产市场空间套利行为的发生。假设大城市房价首先上涨,其上涨趋势会随着时间的推移而放缓,投资成本也会相应增加,收益率则会降低。对于中小城市而言,投资成本相对较低且意味着房价具有更快的增长速度或者更高的收益率。这种情况下,投资者会在高房价城市与低房价城市之间进行套利活动,从而在长期使城市房价出现收敛的情况。

值得注意的是,房地产市场相对于金融市场(如股票市场)具有一定特殊性,其交易成本高、流动性较差等特征导致的人口迁移、空间套利等,其所带来房价收敛都不会按照一种简单的理想模式存在。即使城市房价在长期存在收敛,其也会因为市场中的摩擦使收敛过程具有复杂性,特别是房价上涨和下跌的情况下其敛散状况可能具有很大的不同。在这个过程中尤其不能忽略政府的作用。在什么样的时机,政府出台什么样的政策,对整体市场的影响都可能存在显著的差异,因此我们认为简单的、特别是线性的收敛性检验并不能有效的刻画我国城市之间房价的动态机制。即使在线性检验的基础上没有发现收敛性特征也并不代表细分市场中不存在收敛性,特别是要区分在不

同状态(区制)下是否会存在收敛性特征,这一点在分析我国政府对房地产市场调控政策的效果和潜在影响的时候尤为重要。

基于上述考虑,本文将从非线性角度采用一种新的研究方法检验我国城市之间房价的收敛性。具体而言,我们采用 Beyaert 和 Camacho (2008)提出的面板门限自回归模型并结合自举模拟技术(Bootstrap)进行实证检验。该模型在 Evans 和 Karras (1996)线性收敛性检验的基础上进行了扩展,允许模型在不同区制(Regime)下分别存在收敛或发散的情况。特别重要的是,该模型并不需要外生给定门限值,而由数据本身决定最优的门限值。具体的模型设定将在第三部分进行详细的介绍。

本文的其他部分结构如下:第二部分在现有文献基础上介绍了不同类型的收敛概念以及对房价收敛(“涟漪效应”)的相关文献进行评述;第三部分介绍所采用的计量模型;第四部分为样本选择与说明;第五部分报告了本文实证结果并进行相关的讨论;最后部分,本文依据实证结果并对可能的政策建议进行探讨。

二、收敛性的定义与文献评述

Barro 和 Sala-i-Martin (1992)基于新古典经济增长模型详细界定了经济收敛性的概念,并成为后续研究的基础。具体来讲,存在着 β 收敛(包括绝对 β 收敛、条件 β 收敛)以及 σ 收敛两种不同的形式。 β 收敛是指人均收入水平较低的经济单元会趋于更快的增长。绝对 β 收敛是指如果各个经济单元具有相同经济特征,相对落后的经济单元会比相对发达的经济单元有更高的增长率,最终达到人均收入完全相同;条件 β 收敛是指各经济单元不具有完全相同的经济特征,其意味着不同经济单元具有不同的稳态增长路径。 σ 收敛是指经济单元收入之间的离差趋于持续下降, β 收敛是 σ 收敛的一个必要条件。Carlino 和 Mills (1993)、Bernard 和 Durlauf (1995)进一步提出了随机收敛的概念,认为若经济单元的差距保持一个相对平稳的变化路径,则被视为收敛。换句话说,即通过对时间序列数据进行单位根检验,若经济单元的差距随着时间的变化是一个平稳的序列,则说明经济单元的增长路径为随机收敛。

经济上的收敛被拓展到房地产市场的研究最早应用于英国市场,一方面英国房地产市场比较成熟,具有非常系统和准确的数据,另一方面又具有鲜明的区域性特征,非常适合进行收敛性的相关研究,因此产生了一系列的研究成果(如 Holmans, 1990; MacDonald 和 Taylor, 1993; Alexander 和 Barrow, 1994; Drake, 1995; Ashworth 和 Parker, 1997; Meen, 1999)。

早期的研究大多数采用时间序列的方法,如 ADF 单位根检验,Engle 和 Granger (1987)协整检验或是 Johansen (1988)所提出的似然比率检验法。然而,这样的一系列研究未能得到一致性的结论。如 Holmans (1990)对英国房地产市场数据的研究未发现

房价收敛证据,而 MacDonald 和 Taylor(1993)采用多元误差修正模型(ECM)则发现了一定的证据,并引发了后续一系列的争论。随着技术手段的进一步提高特别是一些新的计量方法的提出,这个命题则不断的被重新的审视,而且也从对英国市场的研究拓展到其他发达国家和地区。由于市场的不成熟和数据的有限性,对发展中国家市场的研究则一直处于初级阶段,尤其是对于我国房价收敛性的研究,仅在近年来才开始被学术界所关注。吴文斌(2012)利用 1994 年到 2010 年我国各省、直辖市及自治区商品房销售价格数据采用空间计量模型检验了地区房价是否存在 β 收敛,其发现由于部分地区房地产投机成分较高会导致房价偏离基本价值,从而使得房价收敛证据不足,同时发现地区房价收敛状况存也存在差异。另外,Zhang 和 Morley(2013)利用我国房价的区域面板数据进行研究,但未发现明显的房价收敛证据。

从计量方法的层面讲,一些新技术为研究收敛性问题特别是考虑到房地产市场特殊性时的研究提供了新的思路和可能。Cook(2003, 2005)在传统的单位根检验基础上通过引入非对称性考虑了英国地区房价长期关系的非对称调整情形,其发现英国房价存在收敛的证据。Clark 和 Coggin(2009)考虑了结构性变化的影响;Holmes 等(2011)、Abbott 和 Vita(2013)采用成对法(Pair-Wise)对欧美市场进行了检验;Kima 和 Rous(2012)、Montagnoli 和 Nagayasu(2013)分别利用 Phillips 和 Sul(2007)所提出的 Logt 检验和俱乐部收敛的概念对房价收敛的问题进行检验。这些研究视角和对技术手段的应用也为中国问题的相关研究提供了非常好的指导和思路。首先我们需要认识到房地产市场的特殊性,因此需要引入更合理的技术手段进行检验;其次考虑到中国房地产市场的复杂性,需要我们更为细致的对问题进行解析。

在上述文献评述的基础上,考虑到面板模型能更好的解决数据的异质性问题以及可能存在的非线性,本文引入 Beyaert 和 Camacho(2008)提出的面板门限自回归模型对我国城市房价的收敛问题进行检验。在我国学术界,该模型已经被证明具有有效性。刘金全等(2009a, 2009b)、金晓彤和闫超(2010)及饶晓辉(2010)等应用该模型研究了经济收敛和消费收敛等方面的问题,结果表明其相对传统的线性模型来讲具有更强的检验能力,并且可以挖掘更为丰富的信息。结合我国房地产市场的现状和上述对房地产市场收敛性的评述,本文将采用该模型对我国 33 个大中城市的房价数据进行系统性的研究,同时按照收入和地理位置两个因素对总体样本进行划分,以期更为细致的对我国城市间房地产市场的动态关系和收敛机制进行探索。

三、计量模型设定

(一) 线性模型设定

首先简要说明线性模型及收敛性检验的方法,Evans 和 Karras(1996)在截面数据

误差的同期无关假设基础上,将线性敛散性检验的模型设定为:

$$\Delta g_{n,t} = \delta_n + \rho_n g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, \quad n=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (1)$$

在式(1)中, $g_{n,t} = hp_{n,t} - \overline{hp}_t$, 其表示 n 城市房价相对于样本城市平均房价的增长率。其中, $hp_{n,t} = \log(HP_{n,t})$ 。 $HP_{n,t}$ 表示 n 城市在 t 时刻的房价水平; \overline{hp}_t 表示 t 时刻样本城市房价取对数后的平均值, 即 $\overline{hp}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N hp_{n,t}$ 。房价收敛性检验对应的假设为:

$$H_0^{\rho}: \rho_n = 0, n=1, \dots, N \quad (2)$$

$$H_1^{\rho}: -1 < \rho_n < 0, n=1, \dots, N \quad (3)$$

若 H_0^{ρ} 成立, 则说明城市之间房价发散。若拒绝 H_0^{ρ} , 则表明房价存在收敛。在确定了是否存在收敛证据之后, 我们将进一步判断是“绝对收敛”还是“条件收敛”, 其对应的假设检验为:

$$H_0^{\delta}: \delta_n = 0, n=1, \dots, N \quad (4)$$

$$H_1^{\delta}: \delta_n \neq 0, n=1, \dots, N \quad (5)$$

若发现 H_0^{δ} 成立, 那么城市房价“绝对收敛”。若拒绝 H_0^{δ} , 则说明城市房价“条件收敛”。

由于式(1)建立在截面数据误差同期无关假定之上, 但该假定在现实中往往很难实现。因此, 本文根据 Chang (2004) 建议采用的可行广义最小二乘方法(FGLS)估计式(1)并通过自举模拟技术(Bootstrap)获得统计检验的概率值。

对于“绝对收敛”与“条件收敛”的判断, 本文利用无约束的 FGLS 方法以似无相关回归(SURE)形式估计式(1), 进而计算得到以下统计量:

$$\Phi = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n)]^2 \right\} \quad (6)$$

在式(6)中, $\hat{\delta}_n$ 为式(1)中 δ_n 的 FGLS 估计值。在原假设 H_0^{δ} 下, 本文根据举模拟残差得到自举模拟数据计算得到自举模拟统计量 Φ , 重复该过程 1000 次, 从而得到其统计分布并且获得自举模拟概率。

(二) 面板门限自回归模型设定

Beyaert 和 Camacho (2008) 在 Evans 和 Karras (1996) 的基础上扩展了面板门限自回归模型 (Panel Threshold Auto-regression), 并且通过由数据内生的选择门限变量, 同时允许多个区制的存在引入非线性分析。模型的具体形式如下:

$$\Delta g_{n,t} = \left[\delta_n' + \rho_n' g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}' \Delta g_{n,t-i} \right] I(z_{t-1} < \lambda) +$$

$$\left[\delta_n^I + \rho_n^I g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta g_{n,t-i} \right] I(z_{t-1} \geq \lambda) + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

在式(7)中, $I(\cdot)$ 为指示函数; z_{t-1} 为转换变量^①; λ 为待估计的门限参数, 表示转换变量对应城市的相对房价增长率的拐点。当 $z_{t-1} < \lambda$ 时, $I=1$, 称为“区制 1”, 此时转换变量对应城市的相对房价增长率较低; 当 $z_{t-1} \geq \lambda$ 时, $I=0$, 称为“区制 2”, 此时转换变量对应城市的相对房价增长率较高。值得注意的是, 转换变量 z_t 由模型内生选定并根据变量 $g_{n,t}$ 计算得到, 即: $z_t = g_{m,t} - g_{m,t-d}$ 。其中, m 与滞后阶数 d 被模型内生决定。

式(7)中, 门限值由数据内生决定。Beyaert 和 Camacho(2008)建议采用 FGLS 和格点搜索的方式进行估计。给定初始的 λ 、 m 与 d , 我们将其代入模型采用 FGLS 进行估计取得相应的残差平方和 S_θ^2 , 然后通过格点搜索找到最小化残差平方和所对应的 λ 、 m 和 d :

$$\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda}, \hat{m}, \hat{d}] = \arg \min_{\theta} S_\theta^2 \quad (8)$$

在以上模型中, 若 $\rho_n^I = \rho_n^II = 0$, 则说明城市之间房价“发散”。若 $0 < -\rho_n^i < 1$, $i=I, II$, 这说明城市之间房价“全局收敛”。另外, 若 $0 < -\rho_n^i < 1$ 且 $\rho_n^j = 0$, $i \neq j$, 则说明城市房价“部分收敛”, 即在某一个区制中收敛, 而在另一个区制中发散。对应的假设检验为:

$$H_0^N : \rho_n^I = \rho_n^II = 0, \forall n \quad (9)$$

以上检验说明, 若不能拒绝 H_0^N , 则城市房价在区制 1 和区制 2 中均“发散”。对于“全局收敛”与“部分收敛”的情形, 我们需要检验以下 3 个假设:

$$H_1^{Na} : \rho_n^I < 0, \rho_n^II < 0, n=1, \dots, N \quad (10a)$$

$$H_1^{Nb} : \rho_n^I < 0, \rho_n^II = 0, n=1, \dots, N \quad (10b)$$

$$H_1^{Nc} : \rho_n^I = 0, \rho_n^II < 0, n=1, \dots, N \quad (10c)$$

式(10a)表示城市房价在区制 1 和区制 2 中均收敛, 称为“全局收敛”。式(10b)和式(10c)表示城市房价在某一个区制中收敛, 称为“部分收敛”。两区制的检测可以通过构建 Wald 统计量以此判断城市房价是否收敛:

$$W^I = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (11)$$

其中, t_I 和 t_{II} 分别表示 ρ_n^I 与 ρ_n^II 估计值对应的 t 统计量。t 统计量具体表示为: $t_i = \hat{\rho}_n^i / s_{\rho_n^i}$, $i=I, II$ 。对于 H_1^{Nb} 和 H_1^{Nc} , 其对应的统计量分别为 t_I 和 t_{II} 。由于此处的 Wald 统计量并不服从标准分布, 本文依然利用自举模拟技术计算统计量的临界值以及

① 转换变量的选择并非从经济含义的角度出发, 而是从模型最优化求解过程中得到。转换变量对应的门限值是一个相对房价增长率的概念(相对于样本城市房价的平均增长率)。根据转换变量对应城市的相对房价增长率的门限值, 我们可以分析在不同“区制”下样本城市房价的收敛状况。

对应概率值。通过估计式(7)取得自举模拟数据(重复 1000 次),以此计算得到 t_I 、 t_{II} 以及 W' 三个统计量以及自举模拟概率,从而对“全局收敛”与“部分收敛”具体情况 进行识别。

与线性模型部分论述类似,当城市房价存在收敛证据时,本文进一步对“绝对收 敛”与“条件收敛”做出判断。如果城市房价在两个区制中均收敛,对“绝对收敛” 的识别则需要检测以下原假设:

$$\delta_n^i = 0, n = 1, \dots, N, i = I, II \quad (12)$$

如果城市房价在某一个区制中收敛(部分收敛),比如在区制 1 中收敛,则需要检 验以下原假设:

$$\delta_n^I = 0, n = 1, \dots, N \quad (13)$$

值得注意的是,对于所有的 n 与 i ,当 $\rho_n^i < 0$ (全局收敛)但 $\delta_n^i = 0$ 只对于某个 i 的 值成立时,城市房价在某一个区制“绝对收敛”而在另一个区制“条件收敛”。

通过格点搜索-可行最小二乘方法(Grid-FGLS)对式(7)进行估计得到相应 t 统计 量,即: $t(\hat{\delta}_n^i) = \hat{\delta}_n^i / s_{\hat{\delta}_n^i}$, $i = I, II$ 。基于该统计量,我们对“绝对收敛”与“条件收敛”的 判断将由以下三个统计量来确认:

$$\phi_a = \frac{1}{2N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 + \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\} \quad (14a)$$

$$\phi_b = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 \right\} \quad (14b)$$

$$\phi_c = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\} \quad (14c)$$

对于上述三个统计量的计算,在给定转换变量 z_i 下,我们对式(7)进行估计得到自 举模拟数据,随后根据自举模拟数据计算 ϕ_a 、 ϕ_b 与 ϕ_c 三个统计量,最终根据三个统计 量的经验分布取得自举模拟概率。

四、样本选取与说明

本文实证研究所采用的城市房价数据来源于禧泰房地产商业数据库^①,选取了从 2008 年 8 月到 2013 年 8 月我国 33 个主要城市新建住宅价格信息。我国现有相关文献 所研究的数据一般为房价指数,而指数构建过程并不透明,其无法清晰准确地刻画房

① 禧泰房地产商业数据库涵盖了我国 101 个地级市及其下属区县城市的房价、租金等信息。禧泰房地产公司长 期与中国科学院金融研究所、中国科学院管理决策与信息系统实验室等保持合作。数据库地址为: <http://www.cityre.cn>。

地产市场的价格动态,并在一定程度上受到学术界的质疑。因此,本文采用这样一个数据可以从第三方的角度客观的对现有研究进行补充。为了进一步确认该数据的准确性,我们将其与 Wu 等(2012)研究中所采用的 8 个城市住宅交易价格数据进行了比较,发现基本保持一致。

由于呼和浩特市与银川市的住宅价格数据存在严重缺失,我们将其从样本中剔除,其他城市与现有文献中广泛使用的 35 个大中城市房价所涵盖的城市保持一致。考虑到我国区域的复杂性与多样性,本文参照 Ren 等(2012)的分组方法依据人均 GDP 将样本城市分为高人均 GDP 城市与低人均 GDP 城市进行研究^①,同时从地理角度将样本城市分为东部和中西部两组做进一步分析。限于篇幅原因,城市房价数据的统计性描述在附录部分给出。

五、房价非线性收敛机制检验结果

本部分的实证分析首先从总体样本出发,进而从收入和地理角度划分子样本进行研究。按照文章第三部分所阐述的计量方法,第一步先采用线性模型对房价数据进行检验,随后引入非线性模型分析,通过估计门限值来划分两个区制,以此分别对每个区制的房价收敛性的具体情形进行检测。表 1 报告了总体样本的检测结果。按照 Evans 和 Karras(1996)线性模型思路进行检验得到的自举模拟概率值为 0.777,这说明总体

表 1 总体样本房价收敛性检验

线性模型检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
0.777			—		
发散			—		
面板门限自回归模型					
转换变量	滞后阶数 d		门限值 λ	区制 1 样本占比	
大连市	2		-0.609	57.895%	
房价收敛性检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
区制 1	区制 2	两区制	区制 1	区制 2	两区制
0.325	0.067	0.166	—	0.607	—
发散	收敛	发散	—	绝对收敛	—

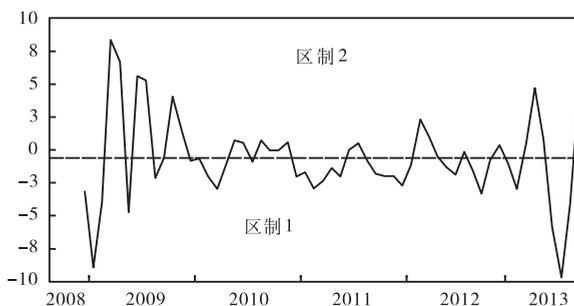
注: 1. 本文将显著性水平设为 10%; 2. 概率值表示自举模拟概率值 (Bootstrap-p); 3. 转换变量由模型内生决定, 门限值为转换变量对应的房价增长率的拐点; 4. 滞后阶数依据 Ljung-Box 准则确定。

① 高人均 GDP 城市包括 17 个样本: 北京市、天津市、沈阳市、大连市、上海市、南京市、杭州市、宁波市、福州市、厦门市、济南市、青岛市、武汉市、广州市、深圳市、海口市以及乌鲁木齐市。低人均 GDP 城市包括 16 个样本: 石家庄市、太原市、长春市、哈尔滨市、合肥市、南昌市、郑州市、长沙市、南宁市、重庆市、成都市、贵阳市、昆明市、西安市、兰州市以及西宁市。

样本城市房价在 2008 年 8 月到 2013 年 8 月期间不存在收敛证据。

然后,我们通过面板门限自回归模型进行门限值和门限变量的选择,通过格点搜索,大连市相对房价增长率被模型选为由区制 1 转换为区制 2 的转换变量,所估计的门限参数 λ 为 -0.609 ,滞后阶数为 2 期^①。这说明大连市相对房价增长率在过去两个月低于 -0.609 个百分点时所对应的是区制 1。我们以大连市相对房价增长率的门限值为参考点来分析总体样本城市房价的变动趋势。通过表 1 并结合转换变量的时间轨迹看出(图 1),在整个样本区间,区制 1(占样本 57.9%)与区制 2(占样本 42.1%)交替出现,但区制 2 多出现在 2009 年和 2010 年之间。区制 2 中门限模型估计的自举模拟概率为 0.067,其在 10%显著性水平下拒绝原假设,这说明我国城市房价“部分收敛”且“绝对收敛”。

我们知道,在 2008 年全球金融风暴之后,中央政府采取了积极宽松的经济刺激计划,虽然提振了经济增长,但却使大量流动性进入房地产市场导致了房价普遍上涨的局面,此时城市房价的变动趋势在短期出现了趋同性。然而,房地产市场的过热引起了政府的警觉,从 2010 年开始集中出台了一系列有针对性的调控政策。由于各个地方政府对于中央政府的政策解读和落实的实际情况存在现实差异,并且地区之间经济发展状况也存在差别,房地产调控政策对不同城市的影响程度与影响范围会不同^②。因此,从全国范围看,不同类型的城市其面对外部政策冲击的反应必然出现分化,从而使得城市房价收敛的证据逐渐消失。



注:虚线表示门限值(-0.609),样本区间为 2008 年 8 月至 2013 年 8 月

图 1 转换变量:大连市相对房价增长率($d=2$)

由于我国城市间在经济发展与地理禀赋方面存在着巨大差异,因此在研究总体样本城市的房价收敛性基础上,为了更详尽的描述房价在城市间的动态机制,本文参考

① 大连市相对房价增长率被选为门限变量,其由模型内生选择得到。当过去两个月大连市相对房价增长率高于门限值时,则进入区制 2,也就是房价收敛状态。换句话说,当大连市房价出现相对高增长时其他城市房价也更有可能出现高增长,而大连市房价相对低增长或者下跌时,样本城市房价则没有趋同性。该内生选择方式相对于简单的采用正负向划分门限的方式(如 Cook, 2003)来确定区制则更为准确。

② 例如限购政策的颁布,温州、厦门等城市在 2010 年颁布限购令后,其在 2011 年再次颁布限购令。

现有文献(Ren et al., 2012)思路将总体样本城市按照人均 GDP 与地理位置进行划分,并且采用同样的实证策略检验子样本城市的房价收敛性和非线性特征。

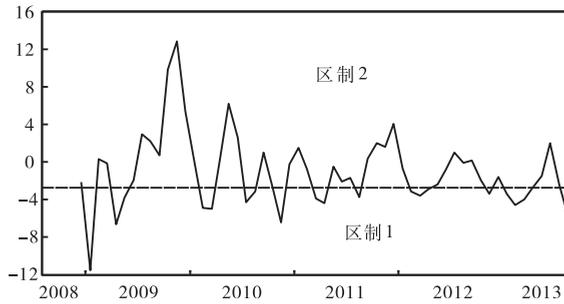
通过对高人均 GDP 城市房价数据进行研究发现(表 2),线性模型检验得到的自举模拟概率值为 0.494,说明高人均 GDP 城市房价在整个样本期间并不存在收敛证据。利用非线性模型检验发现,宁波市相对房价增长率被系统选为由区制 1 转换为区制 2 的转换变量,门限参数 λ 为 -2.729 ,滞后期是 2 期。这说明宁波市相对房价增长率在过去两个月低于 -2.729 个百分点时对应区制 1。以宁波市相对房价增长率门限值为分界点,我们开始分析高人均 GDP 城市房价动态的非线性特征。结合表 2 与转换变量的时间轨迹可以看出(图 2),区制 2 占据主导地位(占总样本 64.91%)。然而,对两个区制分别进行房价收敛性的检验结果表明,高人均 GDP 城市不能拒绝房价发散的原假设(在不同区制下统计检验所对应的自举模拟概率分别为 0.333、0.137 和 0.149),这说明在整个样本区间高人均 GDP 城市房价收敛的证据并不充足。

在我国房价普遍上涨,特别是舆论对于房地产泡沫的讨论日益激烈的情况下,本文实证分析所得出的高收入城市不存在收敛的结论似乎与我们的直观感觉有一定的差异。然而,通过仔细分析该子样本我们不难发现,高收入城市的特点是非常鲜明的,无论是“北、上、广”还是其他沿海城市,其经济发展都具有显著的差异性。这些城市或是政治中心、或是金融中心、亦或是旅游和港口城市。这些特点使每个城市之间房价的联动性可能并不会很大。按照 Meen(1999)关于趋同性产生原因的理论,无论是空间套利还是人口迁移都并不适合这些城市。同时部分研究(如 Ren et al., 2012、Zhang et al., 2014)表明我国发达地区的城市房地产泡沫(特别是调控后)并不明显。此外,由于这些城市外来人口众多,其对房地产的需求相比低收入城市更为强烈,这增强了房价下行的支撑能力,因此不存在房价收敛也在情理之中。

表 2 高人均 GDP 城市房价收敛性检验

线性模型检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
0.494			—		
发散			—		
面板门限自回归模型					
转换变量	滞后阶数 d	门限值 λ	区制 1 样本占比		
宁波市	2	-2.729	35.088%		
房价收敛性检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
区制 1	区制 2	两区制	区制 1	区制 2	两区制
0.333	0.137	0.149	—	—	—
发散	收敛	发散	—	—	—

注: 1. 本文将显著性水平设为 10%; 2. 概率值表示自举模拟概率值(Bootstrap-p); 3. 转换变量由模型内生决定, 门限值为转换变量对应的房价增长率的拐点; 4. 滞后阶数依据 Ljung-Box 准则确定。



注：虚线表示门限值(-2.729)，样本区间为2008年8月至2013年8月

图2 转换变量：宁波市相对房价增长率($d=2$)

对低人均GDP城市进行检验发现,在线性模型(表3)下城市房价在整个样本区间亦不存在收敛(自举模拟概率为0.547)。当引入非线性分析之后,西宁市相对房价增长率被模型选为由区制1转换为区制2的转换变量,估计的门限参数 λ 为-0.764,滞后阶数为1期,这说明当西宁市相对房价增长率在过去1个月低于-0.764个百分点时,其对应区制1。根据西宁市相对房价增长率的门限值(分界点),我们对该组样本城市的收敛性展开具体分析。结合转换变量的时间轨迹(图3)与表4可以看出,在整个样本期间,区制2占据主导地位(占总样本的78.684%)。与线性模型检测结果相比,门限模型检验发现低人均GDP城市房价在区制2“部分收敛”且“绝对收敛”,并且这种收敛趋势主要集中在2010年之后,也就是政府集中调控之后,这意味着该类城市内部潜在的系统性连锁风险较大。

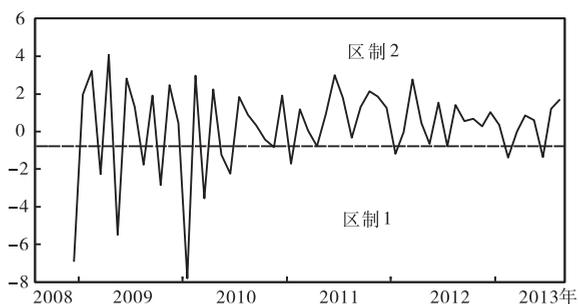
表3 低人均GDP城市房价收敛性检验

线性模型检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
0.547			—		
发散			—		
面板门限自回归模型					
转换变量	滞后阶数 d		门限值 λ	区制1样本占比	
西宁市	1		-0.764	26.316%	
房价收敛性检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
区制1	区制2	两区制	区制1	区制2	两区制
0.734	0.037	0.101	—	0.773	—
发散	收敛	发散	—	绝对收敛	—

注：1. 本文将显著性水平设为10%；2. 概率值表示自举模拟概率值(Bootstrap-p)；3. 转换变量由模型内生决定，门限值为转换变量对应的房价增长率的拐点；4. 滞后阶数依据Ljung-Box准则确定。

我们同样也可以根据Meen(1999)的理论来进行思考,低收入城市处于房价收敛(“涟漪效应”)的后端,相对于更高房价增长的城市其在面临负向冲击时更容易出现

系统性风险。我们可以想象一种情景,当北京房价相对水平很高时,人们会迁移到房价较低的区域(如河北)而不会去另外一个房价较高的区域(如上海)。想要进行房地产市场投资/投机的人们也同样不会在同类型的高收入城市之间进行转换,而是转向投资低成本的低收入城市。在同等状况下,低人均 GDP 城市群由于受到上述因素的影响,则更容易受到市场和调控的影响,因此更容易出现系统性连锁反应,使城市之间房价出现收敛趋势。



注:虚线表示门限值(-0.764),样本区间为2008年8月至2013年8月

图3 转换变量:西宁市相对房价增长率($d=2$)

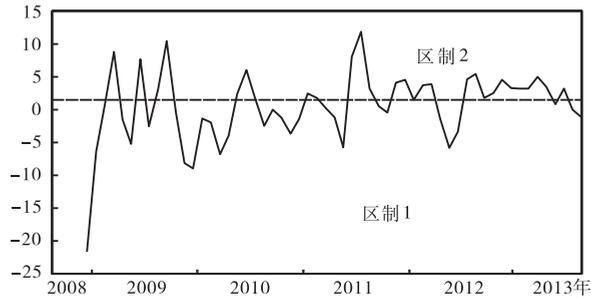
表4 东部城市房价收敛性检验

线性模型检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
0.449			—		
发散			—		
面板门限自回归模型					
转换变量	滞后阶数 d	门限值 λ	区制 1 样本占比		
厦门市	2	1.503	50.877%		
房价收敛性检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
区制 1	区制 2	两区制	区制 1	区制 2	两区制
0.240	0.403	0.305	—	—	—
发散	收敛	发散	—	—	—

注:1. 本文将显著性水平设为10%;2. 概率值表示自举模拟概率值(Bootstrap-p);3. 转换变量由模型内生决定,门限值为转换变量对应的房价增长率的拐点;4. 滞后阶数依据Ljung-Box准则确定。

下面我们按照地理位置将总体样本划分为东部城市与中西部城市两组进行研究。在线性模型下(表4),东部城市房价在整个样本区间不存在收敛证据(自举模拟概率为0.449)。门限模型研究检验表明,厦门市相对房价增长率被系统选为由区制1转为区制2的转换变量,门限参数 λ 的估计值为1.503,滞后阶数为2期。说明厦门市相对房价增长率在过去2个月低于1.503个百分点时对应区制1。通过表4和转换变量的时

间轨迹看出(图 4),各区制样本所占比例相当。通过进一步检验表明,东部城市房价在区制 1、区制 2 以及两区制中均不能拒绝发散的原假设,说明近年来我国东部城市房价收敛证据不充分。此外,由于东部城市大部分属于高人均 GDP 城市,因此该实证结果也对前边部分提供了稳健性支撑。



注:虚线表示门限值(1.503),样本区间为2008年8月至2013年8月

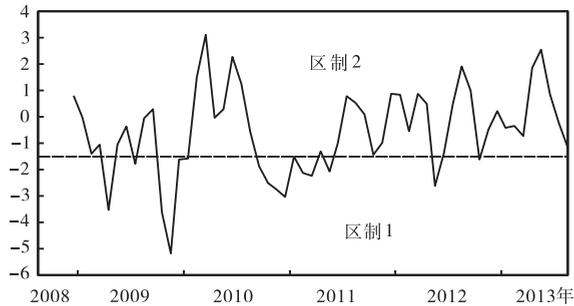
图 4 转换变量:厦门市相对房价增长率($d=2$)

对于中西部城市房价数据的研究,在线性模型下这部分城市不存在收敛证据(自举模拟概率为 0.582)。然而,通过门限模型研究发现,合肥市相对房价增长率被模型选为由区制 1 转换为区制 2 的转换变量,门限参数 λ 的估计值为 -1.503 ,即合肥市相对房价增长率过去两个月低于 -1.503 个百分点时对应区制 1。结合表 5 和转换变量的时间轨迹(图 5),区制 2 占据主导位置(占总样本的 71.93%)。通过进一步研究发现,中西部城市房价在区制 2 中“部分收敛”且“绝对收敛”。从城市房价出现收敛趋势的时间信息看,收敛主要发生 2010 年之后,也即政府对房地产市场展开集中调控之后,特别

表 5 中西部城市房价收敛性检验

线性模型检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
0.582			—		
发散			—		
面板门限自回归模型					
转换变量	滞后阶数 d	门限值 λ	区制 1 样本占比		
厦门市	2	-1.503	28.07%		
房价收敛性检验					
收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
区制 1	区制 2	两区制	区制 1	区制 2	两区制
0.703	0.011	0.085	—	0.916	0.938
发散	收敛	发散	—	绝对收敛	绝对收敛

注: 1. 本文将显著性水平设为 10%; 2. 概率值表示自举模拟概率值 (Bootstrap-p); 3. 转换变量由模型内生决定, 门限值为转换变量对应的房价增长率的拐点; 4. 滞后阶数依据 Ljung-Box 准则确定。



注：虚线表示门限值(-1.503)，样本区间为2008年8月至2013年8月

图5 转换变量：合肥市相对房价增长率($d=2$)

是在2012年和2013年。那么，对于中西部城市房价收敛的解释，同样我们认为，此类城市房价快速上涨的原因更多的是由于整体房地产市场的迅速发展，特别是由东部城市城市群传导过来的影响很大，从而改变了房地产市场的供求关系，进而使得城市房价变动出现趋同性(收敛)。通过对实证结果的理解以及结合我国市场的现状，我们可以推断出中西部二线城市的房地产市场在面临调控和负向冲击的时候更容易出现系统性连锁风险。

六、结论与政策建议

本文基于2008年8月到2013年8月我国城市房价数据采用面板门限自回归模型并结合自举模拟技术对房价收敛性进行检验。通过引入非线性模型并且从收入和地理两个维度对样本城市进行划分研究发现，我国城市房价的收敛机制在特定状况下存在显著的非线性特征，具体结论如下：

首先，从对总体样本的研究情况看，城市房价在2010年之前表现出“部分收敛”且“绝对收敛”。然而，收敛证据自2010年之后开始逐渐消失。由于在2008年金融危机之后，政府为了抑制经济衰退出台了一系列的经济刺激计划，这使得大量流动性进入房地产市场，从而导致了全国范围内的房地产价格的普遍上涨，尤其是一线城市。因此，房地产市场的整体状况决定了城市房价出现了短暂的收敛。然而，伴随着从2010年开始相继出台的调控政策的实施(如“国八条”、“国六条”、“限购”)，这改变了房地产市场的原有状况，尤其是各地政府对政策的解读与落实存在差异的情况下，各城市房地产市场对外部冲击的反应存在差异，因此从2010年后城市房价收敛的证据逐步消失。

其次，从对划分子样本的研究情况看，高人均GDP城市或东部城市的房价收敛证

据不足。由于该类城市多为发达城市,其市场特点与供求关系比较复杂,因而使得房价敛散性特征表现的并不明显,调控政策对于该类城市的个体所产生的作用存在显著区别,特别是北、上、广这样的一线城市对房价下行的支撑能力较强,出现系统性风险的可能性则会较弱。对于低人均 GDP 城市或中西部城市而言,房价收敛表现出“部分收敛”且“绝对收敛”的特点,其主要集中在 2010 年之后,也即调控政策集中出台的时间段。由于该类城市多为欠发达城市,其容易受到高房价地区的价格传导,进而改变了房地产市场的供求关系使得城市房价变化出现趋同性,因而该类城市更容易出现系统性连锁反应,这意味着未来调控政策的制定要特别关注此类城市的房地产市场状况。

在当前各界纷纷对房地产市场泡沫的存在和破裂所带来的系统性风险进行争论的情况下,通过上述非线性模型的研究,我们可以更好地了解我国城市之间房地产价格的传导机制和动态关系,从而对当前大家所忧虑的市场状况进行清晰地描述。根据文章的实证结果,我们认为,我国城市房地产市场中存在非线性收敛的状况,这种状况对于低收入或者中西部地区的城市更为明显,特别是当房地产市场增速放缓或者出现下滑时,这一类城市出现连锁反应或者系统性风险的可能性要大于高收入或者东部城市。因此,政策当局在进一步设计调控政策或者防范房地产市场中的系统性风险时,重点应该更加偏向于对该类城市的关注。

参考文献

- [1] 金晓彤, 闫超. 我国不同区域农村居民消费: 收敛还是发散?[J]. 管理世界, 2010(3): 76-83.
- [2] 刘金全, 隋建利, 闫超. 我国省际经济增长敛散性的定量测度与经验证据—基于 1952 ~ 2006 年数据的分析[J]. 管理世界, 2009(10): 42-50.
- [3] 刘金全, 隋建利, 闫超. 亚洲国家经济增长路径的实际敛散性[J]. 世界经济, 2009(2): 46-55.
- [4] 饶晓辉. 门限面板单位根模型及中国区域经济增长的非线性[J]. 统计与信息论坛, 2010(2): 48-54.
- [5] 吴文斌. 中国区域房价 β 收敛的空间计量分析[J]. 统计与决策, 2012(1): 130-132.
- [6] Alexander, C. and M. Barrow. Seasonality and Cointegration of Regional House Prices in the UK [J]. Urban Studies, 1994, 31: 1667-89.
- [7] Ashworth, J. and S. C. Parker. Modelling Regional House Prices in the UK [J]. Scottish Journal of Political Economy, 1997, 44(3): 225-46.
- [8] Abbott, A. and G. De Vita. Testing for Long Run Convergence across Regional House Prices in the UK: A Pair-Wise Approach [J]. Applied Economics, 2013, 45(10): 1227-38.
- [9] Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin. Convergence [J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(2): 223-51.

- [10] Bernard, A. B. and S. N. Durlauf. Convergence in International Output [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1995, 10(2): 97-108.
- [11] Beyaert, A. and M. Camacho. TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence [J]. *Review of Development Economics*, 2008, 12(3): 668-81.
- [12] Carlino, G. A. and O. Mills. Leonard. Are US Regional Incomes Converging? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32: 335-46.
- [13] Cook, S. The Convergence of Regional House Prices in the UK [J]. *Urban Studies*, 2003, 40(11): 2285-94.
- [14] Cook, S. Regional House Price Behaviour in the UK: Application of a Joint Testing Procedure [J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2005, 345(3): 611-21.
- [15] Chang, Y. Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency [J]. *Journal of Econometrics*, 2004, 120(2): 263-93.
- [16] Clark, S. P. and T. D. Coggin. Trends, Cycles and Convergence in US Regional House Prices [J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2009, 39(3): 264-83.
- [17] Drake, L. Testing for Convergence between UK Regional House Prices [J]. *Regional Studies*, 1995, 29(4): 357-66.
- [18] Engle, R. F. and C. W. J. Granger. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J]. *Econometrica*, 1987, 55: 251-76.
- [19] Evans, P. and G. Karras. Convergence Revisited [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37(2): 249-65.
- [20] Holmans, A. E. House Prices: Changes through Time at National and Sub-National Level [R]. *Government Economic Service Working Paper*, 1990, No. 110.
- [21] Holmes, M. J. and A. Grimes. Is There Long-Run Convergence among Regional House Prices in the UK? [J]. *Urban Studies*, 2008, 45(8): 1531-44.
- [22] Holmes, M. J., J. Otero and T. Panagiotidis. Investigating Regional House Price Convergence in the United States: Evidence from a Pair-Wise Approach [J]. *Economic Modelling*, 2011, 28(6): 2369-76.
- [23] Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12: 231-54.
- [24] Kim, Y. S. and J. J. Rous. House Price Convergence: Evidence from US State and Metropolitan Area Panels [J]. *Journal of Housing Economics*, 2012, 21(2): 169-86.
- [25] Macdonald, R. and M. Taylor. Regional House Prices in Britain: Long-Run Relationships and Short-Run Dynamics [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, 40: 43-55.
- [26] Meen, G. Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation [J]. *Housing Studies*, 1999, 14(6): 733-53.
- [27] Montagnoli, A. and J. Nagayasu. UK House Prices: Convergence Clubs and Spillovers [J]. *Scot-*

- tish Institute for Research in Economics (SIRE) Discussion Papers, 2013-101.
- [28] Phillips, P. C. and D. Sul. Some Empirics on Economic Growth under Heterogeneous Technology [J]. Journal of Macroeconomics, 2007, 29: 455-69.
- [29] Ren, Y., C. Xiong and Y. Yuan. House Price Bubbles in China [J]. China Economic Review, 2012, 23(4): 786-800.
- [30] Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics, 70(1): 65-94.
- [31] Wu, J., J. Gyourko and Y. Deng. Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets [J]. Regional Science and Urban Economics, 2012, 42(3): 531-43.
- [32] Zhang, F. and B. Morley. The Convergence of Regional House Prices in China [J]. Applied Economics Letters, 2014, 21(3): 205-08.
- [33] Zhang, D., et al. Price Bubbles and Policy Interventions in the Chinese Housing Market [J]. Available at SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2518316, 2014.

附 录

表 1 样本城市房价数据及描述性统计

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
高人均 GDP					
北京市	22728	24151	35454	11862	6790
天津市	11889	12757	14570	7661	2054
沈阳市	6433	6694	7926	4602	1210
大连市	10128	10776	11710	6698	1522
上海市	22577	23720	27384	15846	3425
南京市	12957	14098	16452	8326	2397
杭州市	17805	18720	22048	11137	2795
宁波市	13261	14138	15874	8822	2152
福州市	10354	10930	13636	6989	1890
厦门市	13214	12894	20212	8012	3463
济南市	7521	8120	9570	5339	1287
青岛市	10156	10737	13812	7048	1719
武汉市	7017	7791	8689	4889	1279
广州市	12996	14582	18654	6465	3417
深圳市	17115	18363	23456	10810	3663
海口市	6629	7357	8566	3732	1560
乌鲁木齐市	5201	5694	7224	3230	1333
低人均 GDP					
石家庄市	5919	6319	7685	4133	1137
太原市	6160	6272	7542	4670	925
长春市	5294	5907	6953	3306	1282
哈尔滨市	7307	7465	8156	5548	735

续表 1

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
合肥市	5868	6286	7097	4507	798
南昌市	6923	7232	9163	4856	1419
郑州市	6504	7193	8455	4301	1421
长沙市	5797	6354	7006	4037	995
南宁市	6348	6917	7377	4317	1043
重庆市	6230	6829	7501	3961	1184
成都市	8001	8431	9199	6095	1048
贵阳市	5198	5642	5897	3756	713
昆明市	7697	8875	9436	4804	1703
西安市	6325	7147	7622	4240	1250
兰州市	6476	7440	8482	3785	1579
西宁市	4227	4291	5704	2757	960

注：1. 城市住宅价格数据的标准差四舍五入取整；2. 区域划分所包含城市与本表保持一致，不再赘述。

Nonlinear Convergence in City Level Housing Prices of China

Zhang Dayong and Liu Ziyin

(Southwestern University of Finance and Economics, Research Institute of Economics and Management, Chengdu 610074, China)

Abstract: This paper uses panel threshold autoregressive model and bootstrap method to test for convergence in Chinese housing market since the 2008 sub-prime crisis. We find that the simple linear model cannot show accurately the dynamics of housing prices in China. Empirical results based on the nonlinear convergence test show that convergence exist in certain conditions for all 33 cities. Further analysis in sub-samples based on income and location show that high GDP cities and those in eastern China do not converge, whereas low income cities or those in the center/western China partially converge. Regime switching mostly appears around 2010, when the government put forward a series strong policy interventions. Our results can potentially help to understand the mechanism in Chinese housing market and contribute to policy analysis.

Keywords: Housing Prices Convergence; Nonlinear; Bootstrap; Panel Threshold Auto-regression

JEL Classification: C12 C33 R0