

# 中国城市房价的收敛性研究

向涛，徐振挥

(湖南大学经济管理研究中心，湖南、长沙，410000)

**摘要：**在这篇论文中，我们研究了房价的趋同性问题。有很多文献表明，由于地方保护以及不完全竞争，中国的国内市场是分割的。如果地方住房市场同样也是分割的，那么国家层面的经济政策可能无法有效的管控地方住房市场。在本文中，我们主要运用了 Log t 收敛性检验模型来对中国城市住房市场进行研究。相较于传统收敛性检验方法，Log t 收敛性检验模型引入了非线性的时变因子来体现不稳定的异质性动态变化。我们研究了中国 67 个大中城市从 2006 年 4 月到 2018 年 6 月的房价变化，同时对两种传统经济区域划分方式进行了收敛性检验。依照房价指数，我们将 67 个城市分成了 5 个房价收敛城市群；依照名义房价，我们将 67 个城市分成了 7 个房价收敛城市群和 1 个离散城市。我们的实证结果支持了我们对中国住房市场局部收敛的假设。因此，我们建议中央政府应优先在国家层面实施合适的经济政策，而非在地方政府层面直接使用限购等行政法令来打击不断上涨的城市房价。

**关键词：**区域经济学；中国住房市场；相对收敛

**中图分类号：**F061.5      **文献标识码：**A

## 1. 引言

中国经济改革的一个重要特点是私人部门的逐步扩张。自上世纪 80 年代初以来，中国政府采取了多项政策来鼓励居民自置住房，以及通过公共住房私有化来促进城市商品房的发展。到上世纪 90 年代末，中国政府基本上已经放弃了长期以来的住房分配制度，即以雇主为基础向员工分配住房，转而采取以政策手段通过私人市场来促进居民自置住房。住房政策的变化和市场化经济改革对中国来说意义重大。基于这些原因，中国的住房市场在过去的 20 年时间里发生了巨大的扩张。为应对不断上涨的房价，中国中央政府和地方政府采取了各种行动来减缓房价的增速，并解决不断上升的家庭债务问题，比如为城市中低收入家庭提供经济适用房。但这些政府的应对方式大多是通过行政手段来实现的。虽然这类行政法令对住房市场有一定的积极影响，但这些影响往往是暂时的。

在这篇论文中，我们将研究房价的趋同性问题，即是否有证据表明中国不同地区住房市场出现了趋同现象。在文献中有大量研究表明，由于地方保护以及不完全竞争，中国的国内市场是分割的<sup>[1,2]</sup>。如果地方住房市场同样也是分割的，那么中央政府的经济政策很可能在管理地方住房市场方面是无效的，即国家层面的经济政策可能无法有效的管控地方住房市场。换句话说，地方政府将不得不带头来打击中国不断上涨的房价。因此，我们认为这项研究具有重要的政策意义。

## 2. 文献综述

相比过去，越来越多的学者开始关注住房市场，并研究城市房价的地区差异和房价趋同。

近年来，中国大中城市的房价不断上涨。对中国来说，房价的这种惊人增长鼓励了学者对这一领域进行更多的研究。同时，当前地区间收入的不平等是中国一个亟待解决的大问题。考虑到住房在日常生活中的重要性，以及中国文化中对住宅的情感寄托，房价问题在中国经济社会中有着举足轻重的地位，特别是对中低收入群体而言。因此，地区间的城市房价差异可能会为地区间收入不平等提供额外的解释。更重要的是，不同区域或城市的房价行为可能完全不同，也可能有着相互关联，因此地方政府现行的购房限制法令在某种程度上会缺少协同性。在这一领域，学者对美国住房市场进行了大量研究，但是，只有少数文献对中国的区域房价收敛性问题进行了研究。考虑到中国住房市场对中国整体经济以及个人的重要性，这一领域的相关研究将越来越重要。

在开始对房价的动态变化进行统计分析之前，有必要先了解房价背后的基本经济学理论。其中最基本的一条是，房价是空间均衡过程的结果，而这也是城市经济学的核心原则。在一个城市内部，米尔斯模型（The Mills Model）认为，一个城市的住房需求和房价应该要相互适应，使房价匹配需求，这样就不会有家庭愿意搬迁<sup>[3]</sup>。而在多个城市之间，优先模型（The Primary Model）表明，尽管各个城市的住房质量，生活环境等有所不同，但是各城市的人口，工资以及房价将相互适应以达到均衡，最终使得所有城市的边际居民都能获得相同的效用<sup>[4]</sup>。在这种情况下，家庭将选择在能让效用最大化的城市定居生活。通常情况下，我们会假设家庭的效用对城市功能设施和工资递增，同时对房价递减。与购买住房的居民不同，对于自建住房的居民而言，达到均衡的条件则是房价等于建造生产边际住宅的成本。当选择购买房产的家庭和选择自行建造住宅的家庭两者的均衡条件都得到满足时，房价的空间均衡将会出现。

从这个简化的房价模型中，我们发现最终的房价趋同，即不同城市的房价在长期来看都将收敛于某一个共同价格，意味着不同城市的收入和便利设施价值也将趋于一致。在中国这样一个城市间差异较大，具有城市异质性的国家而言，这样的发现是出乎意料的。因此，从另一方面来看，存在所谓的城市间房价条件性趋同也就不足为奇了，即具有相似经济条件和城市便利设施的城市群会趋同于某一个特定的房价水平，而这样的城市群也就被称之为房价收敛城市群<sup>[5]</sup>。如果存在一些这样的房价收敛城市群，那么我们就可以分析不同城市群之间的特征差异以及会出现这样房价收敛现象的原因。这一理论假设得到了一些实证研究的支持。比如，对美国住房市场，金和鲁斯就发现了一些能够支持美国存在多个房价收敛城市群的强力证据<sup>[6]</sup>。同时为了能更好的表现出房价收敛城市群的特征，在能找到房价收敛城市群的前提下，我们也将检验房价收敛城市群是否和传统的区域城市划分结果相一致。

我们假设区域间房价存在相互作用，而且这种相互作用可能发生在因任何冲击导致的信息在整体范围内的逐步传播之后。在一个有效率的市场中，我们期望所有地区的房价能同时对冲击做出反应。然而，有很多因素都能导致区域住房市场的反应出现滞后<sup>[7]</sup>。鉴于区域房价在调整中存在滞后现象，人们可能会预计，相邻地区之间的房价关系会比非相邻地区之间

的房价关系更加牢固。因为在相邻的地区之间信息可以直接传递，同时传递速度可能相对更快。Clapp 和 Tirtiroglu 发现，某一城镇的固定质量住宅，相对于非相邻城镇来说，其价格指数变化与相邻城镇的滞后价格之间存在着强烈的正相关关系<sup>[8]</sup>。Pollakowski 和 Ray 通过研究从 1975 年至 1994 年的房价数据后发现，相邻地区间的空间住房价格关系并不一定强于非相邻地区之间<sup>[9]</sup>。Capozza et al. 通过从 1979 年至 1995 年间 62 个城市地区的面板房价数据估计了房价的序列相关系数以及均值回归系数，并以此分析了实际房价的动态变化<sup>[10]</sup>。他们发现，在大城市和住房建造成本较低快速扩张中的城市中均值回归的系数更高。他们还发现，在住房实际建造成本偏高的地区，住房价格会大幅偏高，同时，这些地区的房价序列相关性较高且均值回归系数偏低<sup>[10]</sup>。

相比国外市场的众多研究结果，现在几乎没有理论上的研究成果能够直接支持中国各地区间的房价收敛。然而，尽管目前还缺乏相关的理论研究支持，但考虑到地区房价是否趋同对于政府决策和金融机构的重要性，做一些相关的实证研究是很有必要的。目前已有的一些实证研究结果在一定程度上支持了地区收敛性，比如，Herrerias 发现有证据表明中国的各省之间存在某些经济特征上的收敛，即存在某些经济特征上的收敛省份集群<sup>[11]</sup>。Lin et al. 进一步发现了一些证据表明中国各地区的住房市场之间存在一定收敛性集群<sup>[5]</sup>。除此之外，只有少数学者通过实证研究来检验在各地区之间是否存在某种共同的收敛因素或者在整体的中国住房市场里存在某种程度上的地域分割。

考虑到宏观经济发展对住房市场的影响，除了直接对住房市场进行收敛性研究，对经济发展趋同性的研究也同样重要。与住房市场的收敛性研究不同，中国学者对中国经济趋同的研究已经取得了一定的成果。魏后凯（1997）在对 1952 年至 1995 年间的多种经济指标数据研究后发现，有证据表明中国各地区的人均 GDP 增长和人均国民收入增长存在着区域收敛，但居民人均收入的增长则是发散的<sup>[12]</sup>。蔡昉和都阳（2000）发现中国自改革开放以来，全国范围内的经济发展并不存在普遍的趋同现象，但却存在东部、中部和西部三个收敛集群<sup>[13]</sup>。张胜、郭军和陈金贤（2001）通过对 1952 年至 1998 年中国经济数据的分析，得到了同样的结论，即改革开放后中国经济发展不存在绝对收敛<sup>[14]</sup>。但他们也同时发现在改革开放前，全国范围内存在绝对收敛<sup>[14]</sup>。

本文的主要内容分为如下几个部分：第二章我们先回顾了一些传统的收敛性检验方法，并讨论它们在异质性存在情况下的潜在不足，之后再从非线性因子模型入手构建 Log t 收敛性检验并给出划分房价收敛城市群的算法。第三章是本文的主要部分，我们将描述本文所用的数据，展示实证结果，并对我们的结果做出解释说明。最后是对本文的总结和对未来研究方向的一些讨论。

## 2. 房价收敛性检验方法

### 3.1 传统收敛性检验

本节将主要讨论两种传统的收敛性检验，它们分别是  $\beta$  收敛性检验和涟漪效应检验。第一种传统收敛性检验是用来验证有着较低初始房价的城市是否会倾向于有较高的房价增长率<sup>[15]</sup>。这种收敛性检验方法也被称为  $\beta$  收敛性检验，即用城市房价的增长率来对城市的初始房价进行回归。广义的  $\beta$  收敛性检验有很多拓展形式，但在这里我们只讨论基础的检验模型，也就是所谓的狭义  $\beta$  收敛性检验。

在面板数据模型中，这个  $\beta$  收敛性检验的回归方程可以表示成如下形式：

$$GP_{i,t} = \alpha + \beta P_{i,t-1} + \varepsilon$$

$GP_{i,t}$ ：城市  $i$  在时期  $t$  的房价增长率；

$P_{i,t-1}$ ：城市  $i$  在上一时期  $t-1$  的房价增长率。

如果估计得到的相关系数  $\beta$  显著为负，那就可以认为城市的房价是  $\beta$  收敛的。城市房价的  $\beta$  收敛性表明，初始房价相对较低的城市会有较高的房价增长率，也就意味着不同城市之间的房价差距会不断缩小，进而使得多个城市的房价不断趋同。

第二种传统收敛性检验是涟漪效应检验<sup>[15]</sup>。在运用这种检验方法之前，需要首先定义和找到一些中心城市。通常房价会率先变动的城市在涟漪效应检验中会被认为是中心城市。因此，这些中心城市大多是某一地区的经济中心，同时这些城市的房价会最先开始增长，然后对周边城市的房价产生涟漪效应。为了更好的衡量涟漪效应，这种检验方法会使用一个平稳的变量 DLP 来衡量城市房价变化，然后估计中心城市房价变化对周围城市房价的影响，具体回归方程如下所示：

$$DLP_{i,t} = \alpha + \delta_1 DLPC_{t-1} + \beta P_{i,t+1} + \varepsilon$$

$DLP_{i,t}$ ：城市  $i$  在时期  $t$  的房价变化；

$DLPC_{t-1}$ ：中心城市在时期  $t-1$  的房价变化。

如果相关系数  $\delta$  是显著的，那么说明中心城市的房价变动对周边城市的房价的确有影响。如果相关系数  $\delta$  是显著为正的，那就说明涟漪效应在住房市场存在，即中心城市的房价增长会带动周边城市的房价增长。涟漪效应意味着周边城市的房价会同样增长，这就意味着会存在一种可能，即在中心城市房价增长的刺激下，中心城市与周边城市之间的房价差距不会被拉得过大。考虑到涟漪效应是在空间内发生的，那么中心城市与相邻城市之间的距离可能会影响两者房价之间的相关性，所以在引入距离变量之后的改进回归方程形式如下：

$$DLP_{i,t} = \alpha + \delta_1 DLPC_{t-1} + \theta_1 D_i + \beta P_{i,t-1} + \varepsilon$$

$D_i$ ：城市  $i$  与中心城市之间距离的自然对数。

考虑到不同变量数据的大小或是数量级差异可能会影响相关系数的估计准确性,所以对量级相对偏大的距离变量取对数后再加入回归方程之中。与初始回归方程的结果分析类似,如果相关系数  $\delta$  是显著为正的,那就说明中心城市的房价增长会带动周边城市的房价增长。同时,如果相关系数  $\theta$  显著则说明城市之间的距离会影响涟漪效应。因此在剔除了距离因素的影响之后,改进后的回归方程估计得到的相关系数  $\delta$  会更为准确。但是,很难有令人信服的证据可以证明这种涟漪效应不仅会对周边城市,同时也会对全国各城市的房价产生影响。所以,当房价收敛性研究涉及到全国范围内不同地区的城市时,通过这种收敛性检验方法得到的检验结果可能无法充分的说明不同地区城市间的房价收敛性问题。同时,如果两个房价会率先变动的城市之间距离过近,那么中心城市的选择也会比较困难。

### 3.2 相对收敛和 Log t 收敛性检验

本节将主要讨论相对收敛的定义,以及运用相对收敛的理论所设计的 Log t 收敛性检验。对中国住宅市场而言,房价的这种巨大的异质性动态变化让传统收敛性方法很难得到可以令人信服的结果。所以,对中国房价收敛性的研究需要一个新的理论模型。在本论文中,我们将借助非线性时变因子来体现大幅度的动态变化以及不同城市间的异质性,并以此为基础来构建新的收敛性检验。

在开始构建这个理论模型之前,我们首先要介绍相对收敛的概念。相对收敛最早是由 Philips 和 Sul 引入到收敛性研究当中来的<sup>[16,17]</sup>。相对收敛的定义是:如果随着时间的推移,每一期各城市之间的相对房价差异不断缩小,且各城市的房价比值最终趋近于 1,那么这些城市的房价是相对收敛的。同时,为了减少因不同级别城市房价之间数量差距较大而引起的计量问题,在相对收敛模型中,我们将使用绝对房价的自然对数来代替绝对房价。所以,在本论文中,相对收敛可以被定义为如下形式:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\log P_{i,t}}{\log P_{j,t}} = 1$$

$P_{i,t}$  : 城市  $i$  在时期  $t$  的房价;

$P_{j,t}$  : 城市  $j$  在时期  $t$  的房价。

在有了相对收敛的概念之后,我们正式开始构建相对收敛模型。为了将个体的异质性纳入到这个计量模型当中来,我们将已经在过往文献中得到大量应用的因子模型作为我们计量模型的基础。在因子模型中,通常会把因子分为共有因子和非共有因子两种,我们沿用这种处理方式,具体形式如下所示:

$$\log P_{i,t} = b_{i,t} \lambda_t$$

$\log P_{i,t}$  : 城市  $i$  在时期  $t$  的房价指数的自然对数;

$\lambda_t$  : 在时期  $t$  的各城市房价共有因子;

$b_{i,t}$  : 城市  $i$  在时期  $t$  的房价共有因子权重系数;

为了更好的检验原假设, 我们在这里引入一个新的变量, 相对变化系数  $h$ , 其定义如下所示:

$$h_{it} = \frac{\log P_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log P_{it}} = \frac{b_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log b_{it}}$$

这个相对变化系数  $h$  可以用来衡量城市  $i$  在时期  $t$  时的房价与同时期所有城市房价的算术平均值之间的比率, 即相对变化系数  $h$  可以用来衡量某一城市在某一时期房价相对于其它城市房价水平的偏离程度。相对变化系数的这个表达式意味着我们可以直接从城市的房价数据中得到所有城市所有时期的相对变化系数  $h$ 。

同时, 我们在这里再引入一个新的变量, 二次相对变化系数  $H$ , 其定义如下所示:

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

基于以上设定, 我们可以给出我们的 Log  $t$  回归模型:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log(\log(t)) = \lambda + \gamma \log t + \varepsilon_t$$

因此, 如果系数  $\gamma$  大于或等于零, 则房价收敛的原假设为真, 如果  $\gamma$  小于零, 那么房价发散的原假设为真。

### 3.3 集群收敛和聚类算法

根据 Log  $t$  回归模型的结果我们可以判断不同城市的房价序列是否收敛。但是在不同城市房价序列不收敛的情况下, 我们还是只能认为整体的城市住房市场房价不收敛。因为我们不能排除一种可能, 即在包含所有城市的城市群中可能存在一些小的城市组, 在这些城市组的内部房价收敛。因此, 我们在这里给出一个基于核心城市组的聚类算法。这个聚类算法最早是由 Phillips and Sul 所提出的<sup>[16,17]</sup>。

#### 算法 1

Step 1. 初始排序。将全部城市按后 1/2 时期的平均房价数据进行排序。为了减少最终结果的随机性, 初始排序也可以由后 1/3、1/4、1/5 等时期的平均房价给出。

Step 2. 找出核心城市组。依照城市排序, 选择排序最靠前的  $k$  个城市组成初始城市组  $G$ 。对初始城市组用 Log  $t$  回归模型进行回归, 并计算出相应的 T 统计量。选择能使 T 统计量最大的  $k^*$ , 使之符合以下要求:

$$k^* = \arg \max \{t_k\} \text{ s.t. } \min_k t_k > -1.65$$

这样得到的城市组就是核心城市组。如果当  $k = 2$  时, 无法满足条件, 那么核心城市组中房价最高的城市将被舍去, 然后重复 Step 2。

Step 3. 找出收敛城市组。依照城市排序, 在核心城市组中添加一个城市  $X$ , 通过  $\text{Log } t$  收敛性检验得到  $T$  统计量, 如果它大于零, 那么城市  $X$  就可以加入该城市组。之后, 在核心城市组中继续每次添加一个城市, 只要相应的  $T$  统计量大于零, 那么该城市就可以加入收敛城市组。

Step 4. 停止原则。将没有在 Step 3 中加入收敛城市组的城市组成一个新的城市组, 对这个城市组做  $\text{Log } t$  收敛性检验并得到  $T$  统计量, 如果该统计量大于  $-1.65$ , 那么说明在全部城市中存在两个房价收敛城市组, 算法结束。如果该统计量不大于  $-1.65$ , 那么说明在这个新的城市组中不存在整体的房价收敛。因此, 继续对这个新的城市组重复 Step 1 到 Step 3, 看能否在这个新城市组中找出小的城市组使得房价收敛。如果最后还有城市剩余, 那么这些剩余的城市将组成一个房价发散的城市组, 算法结束。

需要注意的是, 通过算法 1 找出的房价收敛城市组是最小规模房价收敛城市组, 所以有存在更大规模房价收敛城市组的可能性。因此, 我们也在这里给出一个房价收敛城市组的归并算法。

## 算法 2

Step 1. 初始排序。将房价收敛城市组按得出的时间先后进行排序。

Step 2. 合并收敛城市组。将房价收敛城市组按顺序进行链式合并, 即城市 1+城市组 2、城市组 2 +城市组 3、城市组 3 +城市组 4 等。依此对重组后的城市组做  $\text{Log } t$  收敛性检验并得到  $T$  统计量, 如果该统计量大于  $-1.65$ , 那么相应的两个城市组合并成新的收敛城市组。如果相邻的两个重组后的城市组的  $T$  统计量都大于  $-1.65$ , 那么第一组城市组合并。

Step 3. 停止原则。对由 Step 2 得到的新房价收敛城市组重复 Step 1 和 Step 2, 直到不再有城市组合并发生。

## 4. 数据及实证分析

### 4.1 数据来源及统计分析

本论文主要研究中国 67 个大中型城市的房价收敛性。因为城市数目比较多, 为了保证数据的准确性, 本文选取了国家统计局定期公布的 70 个大中城市的新建商品住宅销售价格指数 (在后文中简称 SPI-N) 这一指标来代表不同城市的房价水平。这 70 个城市基本几乎包括了所有的中国大中城市, 因此很能代表中国的城市房价水平。这一数据可以直接在国家统计局网站国家数据上获得 (网址: <http://data.stats.gov.cn/>)。作为补充, 本文所使用的其它宏观数据 (包括国家统计局每年会公布的主要城市年平均房价) 都来源于国家统计局年鉴以及各省、市统计年鉴。

虽然目前国家统计局每月都会公布上月 70 个大中城市的 SPI-N 数据,但考虑到 2010 年前部分城市房价数据的缺失,以及部分城市其它宏观数据的缺失,最终我们在 70 个大中型城市的基础上,去掉了襄阳、泉州和吉林三个城市,把剩余的 67 个城市作为主要研究对象,选择从 2006 年 4 月到 2018 年 6 月共 147 期数据。原始的 SPI-N 是月度数据,数据形式是链式指数,即假定上月为 100,反映本月的房价变化情况。但为了能更好的反映房价走势,我们采用连乘的方式,以 2006 年 3 月为基期(即各城市 2006 年 3 月的 SPI-N 都等于 100),重新计算了每个城市各个时期的房价指数 HPI。

为了尽量减少因基期选择而带来的影响,应该舍弃一部分基期附近的样本。在本文中,我们以 2006 年 3 月为基期,为了减少基期效应,后续的收敛性分析我们的样本选择将从第 40 期(2009 年 7 月)数据开始。在后续的实证分析中,为了让实证分析更为全面,我们会根据各主要城市的年平均房价和每月的房价指数估算出各城市每一期的名义房价(HP)。同时,因为我们使用的房价指标是时间序列,所以后续的分析必然会受到经济周期或季节效应的影响。因此在本章后续的分析中所使用的 HPI 数据都经过了 HP(Hodrick-Prescott)滤波的处理,以减少因经济周期或季节效应对结果造成的影响。

#### 4.2 对按传统方式划分的城市组做房价收敛性检验

在开始做收敛性检验之前,我们需要先引入传统的中国经济区域划分,在这里我们简单介绍两种传统的经济区域划分方法。第一种,几线城市划分法,即按照经济发展程度对城市进行划分。在本文中,按照目前学界比较通用的做法,我们将 67 个大中城市划分为一线城市、二线城市以及其它城市。第二种,地域划分法,即按照地理位置对城市进行划分。在本文中,我们沿用了国家统计局的划分方法,将 67 个大中城市划分为 8 个区域城市组,分别是东北地区(共 7 个城市)、华北地区(共 9 个城市)、华东地区(共 9 个城市)、华南地区(共 9 个城市)、黄河中游地区(共 7 个城市)、长江中游地区(共 11 个城市)、西南地区(共 11 个城市)、大西北地区(共 4 个城市)。

对几线城市划分的三个收敛性检验结果展示在表 1 中。从表 1 的 GHPI 列中可以发现,对三类几线城市的 HPI 指标做  $\beta$  收敛性检验的  $\beta$  系数都显著为正,而且对全部 67 个城市的检验结果也显著为正。这说明就传统  $\beta$  收敛性检验的结果来看,没有证据能表明几线城市分类的城市组内部的房价是收敛的。从 GGHPPI 列可以发现,除了一线城市的  $\beta$  系数显著为负之外,其它三组城市的  $\beta$  系数都显著为正。这说明就房价增长率的传统收敛性检验的结果来看,一线城市的房价增长率是收敛的,而其它城市组的则不收敛。从 Log t 列可以发现,全部的检验结果都显著为负,表明几线城市的分组方式并不能得到城市组房价收敛的结果。房价增长率的趋同不一定说明房价的趋同,因此,总的来说,从收敛性检验得结果来看,通过几线城市的分组方式并不能得到房价收敛的城市组。因此,基于几线城市来进行的房价研究可能并不太合适。



表1 几线城市划分的收敛性检验结果

几线城市	GHPI	GGHPI	Log t
一线城市 (4 个)	0.51*** (12.38)	-0.006** (-2.25)	-0.23* (-1.99)
二线城市 (31 个)	0.71*** (26.85)	0.012*** (12.98)	-1.12*** (-16.79)
其它城市 (32 个)	0.34*** (6.89)	0.015*** (15.35)	-1.18*** (-44.62)
全部城市 (67 个)	0.58*** (29.43)	0.011*** (17.41)	-1.56*** (-21.97)

注：数据选取从2009年7月到2018年6月（共108期）；括号中为相应的T统计量，\*\*\*表示在1%水平上显著，\*\*表示在5%水平上显著，\*表示在10%的水平上显著；在这里我们选择了用固定效应模型进行 $\beta$ 收敛性检验。

表2 地域划分的收敛性检验结果

地域划分	GHPI	GGHPI	Log t
东北地区 (7 个)	0.1 (0.85)	0.03*** (12.13)	-1.26*** (-9.05)
华北地区 (9 个)	0.43*** (10.28)	0.03*** (16.31)	-2.5*** (-24.51)
华东地区 (9 个)	0.92*** (19.81)	0.008*** (4.82)	-2.23*** (-7.29)
华南地区 (9 个)	0.5*** (10.38)	-0.005*** (-3.12)	-0.42*** (-3.38)
黄河中游 (7 个)	0.78*** (15.25)	0.03*** (16.19)	-2.44*** (-18.68)
长江中游 (11 个)	0.67*** (16.72)	0.009*** (5.94)	-1.14*** (-18.07)
西南地区 (11 个)	1.09*** (14.98)	0.033*** (21.78)	-1.06*** (-24.09)
大西北地区 (4 个)	-1.61*** (-20.09)	-0.013*** (-4.66)	-0.67*** (-15.73)

注：数据选取从2009年7月到2018年6月（共108期）；括号中为相应的T统计量，\*\*\*表示在1%水平上显著，\*\*表示在5%水平上显著，\*表示在10%的水平上显著；在这里我们选择了用固定效应模型进行 $\beta$ 收敛性检验。

对地域划分的三个收敛性检验结果展示在表2中。从表2的GHPI列中可以发现，除东北地区和西北大西北地区之外，其它六个地区的 $\beta$ 系数都显著为正，表明检验结果不支持这六个地区的房价指数收敛。东北地区的 $\beta$ 系数不显著，西北大西北地区的 $\beta$ 系数显著为负，表明

在这两个地区我们不能拒绝房价指数收敛的原假设。从 GGHPPI 列中可以发现，华南地区和大西北地区的  $\beta$  系数显著为负，与在表 1 中的讨论一样，这表明在华南地区和大西北地区分别存在房价增长率收敛。其它六个地区的  $\beta$  系数显著为正，表明检验结果不支持这六个地区的房价增长率收敛。从 Log t 列中可以发现，所有八个地区的检验结果都显著为负，表明地域分组的城市组内部房价并不收敛。因此，仅仅基于地域对房价变化行为进行研究可能并不恰当。

### 4.3 房价收敛城市群

正如上一节所讨论的，通过两种传统的城市组划分方式并不能得到房价收敛的城市群。在第二章的第三节中，我们根据 Log t 收敛性检验给出了一个聚类算法，该算法通过逐步运用 Log t 收敛检验的方式来找出房价收敛的城市群。相较于传统收敛性检验，该收敛性检验能很好的拒绝不收敛的城市群，同时算法 1 可以通过比较 T 统计量的方式将收敛的城市群归并。

为了减少错误拒绝大规模收敛城市群的可能性，我们依照算法 2 对算法 1 的分类结果做了归并检验，最终的分类结果在表 3 中。在表 3 的收敛城市群分类结果中，我们发现 67 个城市被分成了 5 个收敛城市群。对于 Log t 系数的 T 统计量，在第二章第三节中给出的临界值为 -1.65，即在 10% 的置信水平上不能拒绝城市群收敛。5 个收敛城市群相应的 T 统计量都要大于临界值，因此 5 个收敛城市群都符合要求。

表 3 Log t 收敛城市群 (HPI)

城市群	Log t	T 统计量	城市
城市群 1 (24 个)	-0.085	-0.64	北京、海口、三亚、深圳、乌鲁木齐、厦门、北海、岳阳、惠州、广州、长沙、上海、石家庄、福州、湛江、天津、西宁、南京、南昌、郑州、南宁、西安、合肥、武汉
城市群 2 (17 个)	0.267**	2.09	兰州、济宁、烟台、宜昌、贵阳、银川、宁波、大连、杭州、沈阳、重庆、赣州、济南、哈尔滨、徐州、无锡、扬州
城市群 3 (14 个)	0.135	0.93	牡丹江、蚌埠、长春、安庆、常德、秦皇岛、金华、洛阳、昆明、九江、成都、青岛、平顶山、太原
城市群 4 (8 个)	0.04	0.55	大理、锦州、遵义、南充、泸州、韶关、桂林、呼和浩特
城市群 5 (4 个)	0.171	0.91	丹东、包头、唐山、温州

注：括号中为相应的 T 统计量，\*\*\*表示在 1%水平上显著，\*\*表示在 5%水平上显著，\*表示在 10%的水平上显著；

接下来具体讨论 5 个收敛城市群的城市组成。城市群 1 中包括全部的 4 个一线城市，其

它的城市多为省会城市，非省会城市只有三亚，北海，岳阳，惠州和湛江。城市群 2 中省会城市也比较多。城市群 3 则以非省会城市为主，省会城市仅有 4 个。城市群 4 同样以非省会城市为主，省会城市仅有呼和浩特。城市群 5 全部为非省会城市，包括丹东、包头、唐山和温州。从城市群 1 到城市群 5，在它们的城市组成中省会城市的数量逐步减少，从城市群 1 的 18 个（未包含非省会深圳，尽管深圳的房价水平和经济发展水平近年来一直排在全国前列）一直减少到城市群 5 的 0 个。因此，我们预计房价收敛城市群各自的平均房价走势也会自城市群 1 到城市群 5 呈现下降趋势。

我们使用 HPI 数据对 67 个城市做的收敛性分类可能会有一个潜在的不足，即分类结果仅反映了所选时间段的房价变化趋势，而非名义房价的实际变化。因此，作为对已有分类结果的补充，我们增加了对 67 个城市名义房价的收敛性分析。

表 4 Log t 收敛城市群 (HP)

城市群	Log t	T 统计量	城市
城市群 1 (3 个)	0.42	1.22	北京、上海、厦门
城市群 2 (10 个)	0.1*	1.72	三亚、杭州、广州、南京、温州、天津、福州、武汉、合肥、郑州
城市群 3 (14 个)	0.06*	1.87	宁波、金华、无锡、济南、石家庄、南昌、大连、青岛、海口、太原、惠州、南宁、西安、长沙
城市群 4 (3 个)	0.08	1.22	昆明、扬州、沈阳
城市群 5 (14 个)	-0.08	-1.56	成都、哈尔滨、长春、兰州、乌鲁木齐、湛江、贵阳、徐州、重庆、烟台、秦皇岛、赣州、北海、宜昌
城市群 6 (19 个)	0.09***	3.86	呼和浩特、大理、唐山、西宁、桂林、安庆、蚌埠、包头、丹东、银川、泸州、洛阳、九江、韶关、常德、济宁、南充、平顶山、岳阳
城市群 7 (3 个)	0.38**	2.24	锦州、牡丹江、遵义
离散城市	-	-	深圳

注：括号中为相应的 T 统计量，\*\*\*表示在 1%水平上显著，\*\*表示在 5%水平上显著，\*表示在 10%的水平上显著；

全部城市根据 HP 数据最终得到了 7 个收敛城市群，相应的具体城市组成展示在表 4 中。城市群 1 包括 3 个城市，北京、上海以及厦门，这三者目前的新建商品房价格都居于全国前列。从表 4 中我们可以发现从城市群 2 到城市群 7 的城市组成呈现出了一种“递减”规律，即省会城市逐步减少，东部沿海城市逐步减少。这一发现符合我们的预计，通常情况下，东

部沿海城市的经济发展水平要高于内陆城市，省会城市会高于其省内其它城市。相较于单独从经济发展水平维度或是地理位置维度来划分房价收敛城市群，我们通过 Log t 收敛性检验得到的分类结果同时符合两个维度的划分要求，因此，我们的分类结果可能会更符合实际的城市房价情况。同时，我们还发现空间距离相近的两个城市之间的房价收敛关系并不一定强于空间距离较远的城市。举例来说，在表 4 中，三亚与杭州同属于房价收敛城市群 2，海口则属于房价收敛城市群 3。三亚与海口之间的空间距离要远远短于三亚与杭州之间，但三亚与杭州两者的房价却相对更为收敛。这一发现也与之前一些研究房价收敛性的文献相一致<sup>[5,9]</sup>。

在这里额外单独讨论一下温州，在表 3 中温州属于城市群 5，而在表 4 中温州则属于城市群 2。从之前的分析中可以得出，温州的 HPI 较低，而 HP 较高，因此，我们预计温州的房价水平在我们观测的初期就比较高，而在我们的观测期间其房价的增长率则较低。温州的房价变动也证实了我们的预计。在 2006 年 4 月，温州的平均名义房价为 11891 元人民币，作为对比，当时北京为 11991 元人民币，而在 2018 年 6 月，温州的平均名义房价为 15027 元人民币，作为对比，此时北京为 30740 元人民币。

表 5 Log t 收敛城市群稳健性检验 (HP)

城市群	40-147 期	44-147 期	51-147 期	59-147 期
城市群 1	0.421 (1.22)	0.694* (1.99)	1.181*** (3.33)	1.752*** (4.9)
城市群 2	0.1* (1.72)	0.158*** (2.92)	0.253*** (5.59)	0.345*** (10.14)
城市群 3	0.06* (1.87)	0.094*** (3.24)	0.146*** (6.57)	0.192*** (13.36)
城市群 4	0.085 (1.22)	0.086 (1.12)	0.08 (0.85)	0.054 (0.46)
城市群 5	-0.082 (-1.56)	-0.056 (-0.98)	0.001 (0.02)	0.087 (1.17)
城市群 6	0.091*** (3.86)	0.106*** (4.11)	0.137*** (4.73)	0.183*** (5.84)
离散城市	0.384*** (2.24)	0.496*** (2.74)	0.708*** (3.6)	0.981*** (4.58)

注：括号中为相应的 T 统计量，\*\*\*表示在 1%水平上显著，\*\*表示在 5%水平上显著，\*表示在 10%的水平上显著；

#### 4.4 稳健性检验

为了验证房价收敛城市群组合的稳健性，本节将使用不同时期的数据来进行验证。原始房价收敛城市群组合由第 40 期到第 147 期数据得到，因此我们选择使用从 44 期到 147 期、

从 51 期到 147 期、从 59 期到 147 期的数据来进行检验，对 HP 数据的检验结果分别表示在表 5 中。

表 4 展示了基于 HP 数据的 Log t 房价收敛城市群的检验结果。7 个房价收敛城市群在 4 个不同时期的检验结果都是 Log t 房价收敛的。其中，在城市群 1、城市群 2、城市群 3、城市群 6 和城市群 7 的检验结果中，我们可以发现回归系数  $\gamma$  显著为正，且随着时期的增加，T 统计量也在不断变大。因此，我们推测这些城市群的城市房价在其城市群内部会越来越收敛。在城市群 4 的 4 个检验结果中系数  $\gamma$  都为正，但不显著，因此我们不能拒绝城市群 4 房价收敛的原假设。城市群 5 与城市群 4 的检验结果有所不同，虽然在 4 个检验结果中系数  $\gamma$  都不显著为正，但其 T 统计量却是在不断增加当中。因此，我们也同样不能拒绝城市群 5 房价收敛的原假设，同时我们预计城市群 5 在之后的时间段里可能会显著为正，表现出房价收敛的特征。总的来看，稳健性检验的结果表明了 Log t 房价收敛城市群的稳定性，也在一定程度上检验了 Log t 收敛性检验方法和聚类算法。

表 6 收敛城市群宏观变量的描述性统计 (HP)

城市群	人均 GDP (单位: 元)	房地产开发投资额 (单位: 亿元)	人均可支配收入 (单位: 元)
城市群 1	110681 (11632)	1448 (883)	53740 (6487)
城市群 2	98556 (29240)	1271 (527)	41476 (7971)
城市群 3	85577 (27550)	650 (277)	38557 (7455)
城市群 4	76733 (19462)	570 (329)	37131 (1702)
城市群 5	66322 (18932)	508 (614)	30563 (3728)
城市群 6	55076 (27981)	165 (98)	29811 (4313)
离散城市	40673 (8143)	118 (93)	28023 (802)

注：城市群的平均数，括号中为相应的标准差。

#### 4.5 影响房价的宏观因素分析

通常来说，房价会是供给和需求均衡过程的结果。其中，住房供给主要受土地供给和房地产投资的影响，需求则主要受到常住人口及其购买力的影响。当然，房价也会受到很多其它因素的影响，比如城市便利设施（包括教育资源和医疗资源等）、政府的土地及购房政策和银行贷款政策等等。考虑到中国国情，政府的土地及购房政策对房价的影响非常大，但是

我们很难对政府的政策进行量化研究，特别是在各个地方政府的土地及购房政策有很大差异，很难比较的情况下。在本节中我们只着力于影响供给和需求的宏观经济变量，对 Log t 收敛城市群做简单的宏观因素分析。基于数据的可获得性和准确性，我们选择了人均 GDP，房地产开发投资额以及人均可支配收入这 3 个变量。

表 6 展示了 Log t 房价收敛城市群宏观变量的描述性统计，虽然在宏观变量的选择上有一定的局限性，但我们所选择的 3 个宏观变量依旧表现出了城市房价的一些特性。在人均 GDP 列中，从城市群 1 到城市群 7 的人均 GDP 逐渐减少，从城市群 1 的 110681 元减少到城市群 7 的 40673 元。虽然使用 GDP 来衡量经济发展水平有许多不足，但这一结果依旧体现了城市经济发展水平对其房价的影响。经济发展较好的城市通常有着较高的房价。在房地产开发投资额列中，从城市群 1 到城市群 7 也是递减的，平均房地产开发投资额从城市群 1 的 1448 亿元减少到城市群 7 的 118 亿元。房地产开发投资额中既包含了土地的购买费用，也包含了房屋的建设费用，因此投资额的多少在一定程度上也能决定房价的高低。人均可支配收入列也同样呈现出了递减规律，城市群平均的人均可支配收入从城市群 1 的 53740 元逐步减少到城市群 7 的 28023 元。

## 5. 结论

本文主要研究了中国 67 个大中型城市的房价收敛性。我们检验了两种传统经济区域划分方式，分别是几线城市划分法和地域划分法，结果表明基于几线城市和地域来对城市房价进行研究可能并不恰当。相比于其它的房价收敛城市群划分方式，根据 Log t 房价收敛城市群组合我们能得出两个结论。一是，相较于单独从经济发展水平维度或是地理位置维度来划分房价收敛城市群，通过 Log t 收敛性检验得到的分类结果同时符合两个维度的划分要求，因此，Log t 房价收敛城市群的分类结果可能会更符合实际的城市房价情况。二是，空间距离相近的两个城市之间的房价收敛关系并不一定强于空间距离较远的城市。这一发现与之前一些研究房价收敛性的文献保持了一致。本论文的实证结果支持了本论文对中国住房市场局部收敛的假设。因此，我们的发现为中国住房市场的相关研究提供了很好的补充。依照我们的研究结果，我们建议中央政府应优先在国家层面实施合适的经济政策，而非在地方政府层面直接使用限购等行政法令来打击不断上涨的城市房价。

当然，对中国住房市场的房价收敛性还需要更进一步的研究。首先，本文找到了房价收敛的城市群，但缺少对这些城市群驱动因素的细致分析，即为什么城市 1 要属于城市群 1，而不属于城市群 2。其次，住房市场的动态变化不只体现在价格上，也同样会体现在住房数量或住房面积上，但本文仅研究了价格的动态变化。此外，本文没有对住房租赁市场进行研究。一些文献发现，住房价格和住房租金之间的联系并不像基本经济理论所展示的那样紧密，但两者之间依旧存在着相互影响。因此，对住房租赁市场展开研究也是很有必要的。

## 声明

本文是第一作者硕士毕业论文的一部分，第二作者为其导师。

## 参考文献

- [1] Clapp J M , Tirtiroglu D . Positive feedback trading and diffusion of asset price changes: Evidence from housing transactions[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1994, 24(3):337-355.
- [2] Xu Z , Fan J . China's Regional Trade and Domestic Market Integrations[J]. Review of International Economics, 2012, 20(5):18.
- [3] Mills E S . An Aggregate Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area[J]. American Economic Review, 1967, 57(2):197-210.
- [4] Roback, Jennifer. Wages, Rents, and the Quality of Life[J]. Journal of Political Economy, 1982, 90(6):1257-1278.
- [5] Lin R , Zhang X , Li X , et al. Heterogeneous convergence of regional house prices and the complexity in China[J]. Proceedings of Rijeka School of Economics, 2015, 33(2):325-348.
- [6] Kim Y S , Rous J J . House price convergence: Evidence from US state and metropolitan area panels[J]. Journal of Housing Economics, 2012, 21(2).
- [7] Dogan Tirtiroglu. Efficiency in Housing Markets: Temporal and Spatial Dimensions[J]. Journal of Housing Economics, 1992, 2(3):276-292.
- [8] Clapp J M , Tirtiroglu D . Positive feedback trading and diffusion of asset price changes: Evidence from housing transactions[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1994, 24(3):337-355.
- [9] Pollakowski, H.O., Ray, T.S. (1997). Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: an examination of housing market efficiency[J]. Journal of Housing Research, 1997,8:107-124.
- [10] Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C., Mayer, C. Determinants of real house price dynamics[J]. NBER Working Paper,2002, 9262.
- [11] Herrerias M J , Javier Ordoñez. New Evidence on the Role of Regional Clusters and Convergence in China (1952-2008)[J]. China Economic Review, 2012, 23(4):1120-1133.
- [12] 魏后凯. 中国地区经济增长及其收敛性[J]. 中国工业经济, 1997(3):31-37.
- [13] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异--对西部开发战略的启示 [J]. 经济研究, 2000(10):30-37.
- [14] 张胜, 郭军, 陈金贤. 中国省际长期经济增长绝对收敛的经验分析[J]. 世界经济, 2001(6):67-70.
- [15] Zhang F , Morley B . The convergence of regional house prices in China[J]. Applied Economics Letters, 2014, 21(3):205-208.
- [16] Phillips, P.C., Sul, D. Transition modelling and econometric convergence tests[J]. Econometrica, 2007,75:1771-1855.
- [17] Phillips, P.C., Sul, D. Economic transition and growth[J]. Journal of Applied Econometrics, 2009, 24:1153-1185.

## Housing Price Convergence : Evidence from China Cities

Xiang Tao, Xu Zhenhui

(Center for Economics, Finance and Management Studies, Hunan University, Changsha, 410000)

**Abstract:** In this paper, we investigate if there is any evidence of convergence across different regional housing markets in China. In the literature, numerous studies show that China's domestic markets are segmented. If regional housing markets are also segmented, then the central government's economic policies are likely to be ineffective in regulating the regional housing markets. In this paper, we mainly utilize the Log t convergence test to analyze the urban housing market in China. Compared with the traditional convergence test, the Log t convergence test introduces nonlinear time-varying factors representation that allows for a wide range of transitional dynamics and individual heterogeneity. We analyze the changes of housing price in 67 large and medium-size cities in China from April 2006 to June 2018 and examine two kinds of traditional definition of economic regions and administrative regions. Based on the housing price index, we divided 67 cities into five convergence groups. Based on the nominal housing price, we divided 67 cities into seven convergence groups with one divergent city. The results of this study support our hypothesis. Therefore, we suggest that the central government should take the lead in combating the ever-rising housing prices at the national level with proper economic policies rather than administrative decrees.

**Keywords:** Regional Economics; China's housing market; Relative convergence

**作者简介:** 向涛: 湖南大学应用经济学硕士研究生; 徐振挥: 湖南大学经济管理研究中心特聘教授。