

房屋销售价格和租赁价格的关系研究

方毅 赵石磊

(吉林大学商学院, 吉林省长春市, 130012)

摘要: 本文根据现值模型, 采用 1999 年第 3 季度至 2006 年第 2 季度全国 35 个大中城市房地产销售价格和租赁价格的季度数据, 利用面板数据检验房屋销售价格和租金的长期均衡关系, 发现两者之间存在 $(1, -1)$ 的协整向量。进一步, 我们针对不同的时间段和不同城市进一步对房屋销售价格和租赁价格的增长率进行研究。

关键词: 房屋销售价格; 租赁价格; 面板数据; 协整

中图分类号: F293.3

文献标识码: A

Empirical Study on the Relationship of Sale Price and Rent of House in China

Fang Yi Zhao Shilei

(Business School of Jilin University, Changchun, Jilin, 130012)

Abstract: According to present value model, it adopts seasonal data of price for sale and rent in China's 35 cities' realty from third season 1999 to second season 2006 and finds the cointegration vector between sale price and rent which have been examined by using panel data, and suggests to take houses' sale price and rent as an important factor for realty's risk evaluation. Furthermore we analyze the rate of growth of price for sale and rent in different time and different cities.

Key words: sale price of house; rent; panel data; cointegration

0 引言

房屋销售价格和租金的统计关系长期以来受到了学者们的关注。马克思认为房屋销售价格和租金都是房屋价格的货币表现形式。房屋的这两种价格分别在销售市场和租赁市场形成。根据 Gordon(1962)现值模型, 房租与房屋销售价之间有着密切的联系。如果房租是以房价的基础价值计算出来的, 除非销售价格偏离基本价值, 否则由销售价格和租金的得到的房价是一致的。根据现值模型, 学者们将房地产市场中的价格/租金视为股市中的价格/红利。早期研究并不支持现值模型, Case 和 Shiller(1989, 1990)发现房地产市场存在可预测的超额收益, 房价过高而且具有可预测性。Poterba(1991)认为现值模型不能解释房屋价格的全部变化, 销售价格和租金并不一致。Meese 和 Wallace(1994)认为由于信息不对称、高的交易成本和资本市场的“理性泡沫”, 在短期房价会偏离基本价值。

仔细思考, 我们会发现房屋销售价格、租金与股价、红利的生成机制是有所区别的:

第一, 房屋销售价格和租金是分别在两个不同的市场形成, 房屋销售价格产生于房屋销售市场, 租金产生于房屋租赁市场; 而股价和红利都是产生于股票市场。第二, 股票市场的交易成本低, 交易速度快, 大众可以根据即时价格变化进行交易, 价格对于信息的反应及时、迅速, 经验研究表明大多数情况下人们难以通过以往的价格在股市中获得超额利润。房地产市场交易成本高, 在房屋销售市场人们现金购买一套住房的支出是购买一张股票的支出的上万倍, 甚至更高, 即使是贷款买房, 首付对一般大众也是一笔不小的支出; 在房屋租赁市场, 人们租房可能会预定定金或预付一段时间的房租, 而且选择租赁住房后, 对日常的生活的其它支出也会造成影响。同时, 房地产交易对价格的反应速度不快, 在房屋销售市场, 首先由于买房支出很大,

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (06JJD790013)。

人们对于交易的评估需要时间,而评估的信息可能并不是即时信息;在租赁市场,房租合同可能是半年或更长,人们更不能对即时的价格信息做出反应。

在这些针对房地产市场的短期变化的研究中,虽然信息不对称、泡沫因素可能是造成短期房屋价格的偏离原因,但由上述分析可以发现相对于股价和红利,房屋销售价格和租金存在粘性,使得价格的调整受阻。笔者认为价格粘性是现值模型在房地产市场短期失效的根本原因。但这并不能推断出在长期现值模型无效的结论,因为如果价格和租金具有长期调整的机制,那么短期的偏离是可能的。Clark(1995)利用截面数据发现在 10 年期间租金对于房屋销售价格/租金存在显著的基于均衡关系的调整。Capozza 和 Seguin(1996)控制了数据的截面差异后,发现租金/价格能对房屋价值的增值具有预测能力。这些研究中都暗含了租金与价格具有长期关系,从而价格/租金的在长期显示出较强的预测力。

1998 年中国取消了实物福利分房,住房制度有了根本性转变,住房的“商品化”和“社会化”步伐明显加快。改革后房价持续上涨,1999

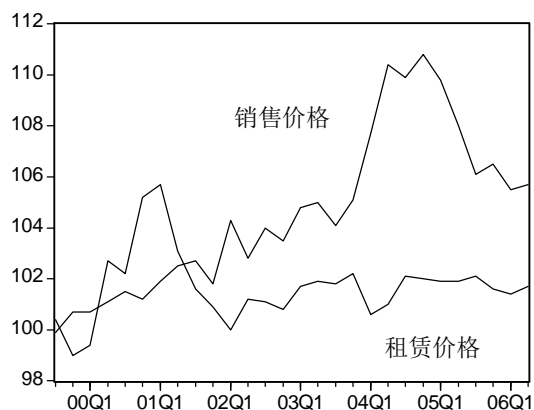


图 1 全国房屋销售价格和租赁价格的季度指数

年至 2005 年全国房屋销售价格上涨了 33.17%,而房屋租赁价格仅仅上涨了 12.19%。图 1 绘出了我国房屋销售价格和租赁价格 1999 年第 3 季度到 2006 年第 2 季度的走势,从中可以看出销售价格指数在绝大多数情况下大于租赁价格指数,特别是进入 2002 年度以后。倪鹏飞(2004)认为房地产租赁市场能够准确反映真实的消费需求,当房地产销售市场存在投机需求时,供给大量增加的同时需求大量转向销售市场,结果导致房地产的租赁价格下降。因此,房屋迅速上涨而租金上涨较缓意味着价格/租金的提高,预示着中国房地产销售市场存在着严重的泡沫。可是,这种现象是否仅仅是市场价格的短期偏离呢?特别,一些学者认为我国房地产销售市场垄断有余、竞争不足,在有些地区甚至是寡头垄断(严金海,2006)。况伟大(2004)通过计算勒纳指数得出我国房地产市场垄断程度很高。那么,在一个具有垄断性质的房屋销售市场的背景下,房屋价格和租金是否具有长期均衡关系呢?如果存在房屋价格和租金的长期均衡关系,那么就有必要基于房屋价格和租金的这种统计关系进行深入剖析。本文针对以上问题,首先就全国 35 个大中城市的房屋价格和租金的关系进行统计研究,并进一步从不同时间段和不同城市进行分析。

1 房屋销售价格和租金关系的统计检验

根据现值模型, Campbell 和 Shiller(1988)建立了动态股利比率模型,具体如下:

$$p_t - d_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{+\infty} \rho^j (\Delta d_{t+1+j} - r_{t+1+j}) \right] \quad (1)$$

其中, p_t 是对数价格, d_t 是对数红利, $r_t = p_{t+1} - p_t + \ln(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1}))$ 是对数收益率, ρ 和 k 是线性化参数。式(1)表明当人们预期红利增长较慢或预期收益较高时,价格/红利会下降。如果红利服从对数线性一阶单位根过程,则对数红利的差分与对数收益率都是平稳的序列,这时价格/红利就是平稳的。因此,价格和红利的对数序列具有协整关系,在价格或红利偏离这一关系时,会做出相应的调整。显然,当市场无效率,价格偏离于价值时,价格和红利不存在均衡关系,也就不会出现上述的调整。对房地产市场将销售价格/租金与股市的股价/红利对应,能够得到房屋价格和租金应该也存在与股价和红利之间相类似的协整关系。

在长期,年度数据的样本不多, Clark(1995), Capozza 和 Seguin(1996)并未直接检验租金与

价格的长期均衡关系。周京奎(2005)采用 Johansen(1991)的方法, 根据 1999 年至 2004 年的季度数据, 对全国房屋销售价格和租赁价格进行协整检验, 发现它们之间不存在长期均衡关系, 这表明价格与租金分离, 市场整体投机成分较重。但 Johansen(1991)也指出在小样本中, 这一统计检验方法并不可靠。

为增加统计检验的可靠性, 本文收集了面板数据, 对全国 35 个大中城市的销售价格和租赁价格检验协整关系。根据式(1), 销售价格和租金的对数序列的协整向量是 $(1, -1)$, 因此我们对销售价格和租金施加这样一个约束, 检验带约束条件下销售价格和租金的协整关系, 即对序列 $l_t = p_t - d_t$ (也就是价格/租金的对数序列) 进行面板的单位根检验。如果 l_t 是平稳的, 那么销售价格和租金就具有协整关系; 如果 l_t 是单位根, 那么销售价格和租金就不具有协整关系。

面板单位根的研究最初是基于所有单元之间相互独立, 且具有相同根的检验, 比较有影响的是 Levin、Lin 和 Chu(2002)的 LLC 检验。设定 d_{mt} 表示确定性趋势项, $d_{mt} = \phi, \{1\}, \{1, t\}$ 分别表示不同模型, β_m 表示反应参数, 考虑以下模型:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^P \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \beta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

首先, 根据式(2)进行 ADF 回归, 从 $\Delta y_{i,t}$ 、 $y_{i,t-1}$ 中剔出 $\Delta y_{i,t-k}$ 和外生变量影响, 并标准化得到代理变量 $\Delta \tilde{y}_{i,t}$ 、 $\tilde{y}_{i,t-1}$ 。然后, 利用代理变量回归 $\Delta \tilde{y}_{i,t} = \alpha \tilde{y}_{i,t-1} + u_{it}$, 估计参数 α , 并得到相应的面板单位根的 t 统计量, 它渐进服从标准正态分布。LLC 检验采用 ADF 检验的形式, 允许不同截距及时间趋势, 异方差及高阶序列相关, 原假设是所有单元都具有相同的单位根。

对众多截面单元, 不同单元具有相同根的假设不尽合理, 很多学者展开了各个单元不同根检验的研究, 具有代表性的是 Im、Pesaran 和 Shin(2003)的 IPS 检验和 Hadri (2000)的 H 检验。

IPS 检验也是采用 ADF 检验的形式, 考虑以下模型:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^P \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \beta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)与式(2)的区别在于不同截面单元的阿尔法系数不同。IPS 检验首先对不同截面单元分别进行单位根检验, 生成各截面单元 α_i 的 t 统计量 t_{it} 。然后, 构造整个面板数据 t 统计量 \bar{t}_{NT} , 当各单元的滞后阶数为 0 时, 通过模拟给出临界值; 如果截面单元中包含滞后项, 需要利用 \bar{t}_{NT} 进一步构造一个渐进正态分布的 W 统计量。通过 t 统计量和 W 统计量, 判断面板数的单位根。原假设是面板数据具有单位根, 其中不同截面含有不同的单位根。

H 检验类似于 KPSS 单位根检验, 原假设是面板数据是趋势稳定和差分稳定, 即任何序列都没有单位根。首先对面板数据中的各个单元建立如下回归模型:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

然后, 利用各单元回归的残差建立 LM 统计量。接着, 在 LM 统计量的基础之上建立 Z 统计量, $Z = \sqrt{N}(LM - \lambda)/\omega$ 渐进服从正态分布。

LLC 检验、IPS 检验、H 检验都假设各个单元之间是不相关的。可是, 在现实当中, 不同单元可能联系紧密, 在受到外在冲击时, 它们具有类似的反应, 特别是经济变量, 不同地区发展的相关程度越来越大, 不同经济单元之间的相互作用不能忽略, Maddala 和 Wu(1999)使用 Fish(1932)提出关于独立性的检验方法, 综合了每个截面单位的统计量 P 值, 通过定义一个渐进 χ^2 统计量来进行单位根检验, 原假设是面板数据具有单位根, 其中不同截面含有不同的单位根, 其中又可以分为基于 ADF 检验的 Fisher-ADF 检验和基于 PP 检验的 Fisher-PP 检验。渐进 χ^2 统计量定义为 $-2 \sum_{i=1}^N \log \pi_i$, π_i 是单元 i 单位根检验的 p 值, 自由度为 $2N$ 。

为避免单一方法可能带来的缺陷, 本文使用以上所有方法对 $l_t = p_t - d_t$ 进行检验。

数据采用 1999 年第 3 季度至 2006 年第 2 季度全国 35 个大中城市共 7 年间的房屋销售价格和租赁价格。其中, 房屋销售价格的季度数据是根据季节环比、季节同比和年度销售价格计算得到; 由于只能得到房屋租赁价格的季度同比, 而且住房改革前期房租的季节变动较小, 所以以最初的 4 个季度为基期, 并假定这 4 个季度价格同比反映了个季度间实际价格变动, 其后各季度数据以上年值乘以当期价格指数。这样得到的各期房屋租赁价格与真实的各期房屋租赁价格间相差一个固定的比例, 这里我们采用的对数价格进行协整检验, 可以认为对式(1)等号的右边增加一个常数, 不影响统计检验的结论。

表1 单位根检验

原假设: 存在单位根, 单位根相同		
LLC检验	t值	概率
	-2.73	0.003
原假设: 存在单位根, 单位根不同		
IPS检验	W值	概率
	-1.35	0.089
Fisher-ADF检验	χ^2 值	概率
	112.66	0.001
Fisher-PP检验	χ^2 值	概率
	313.81	0
原假设: 任何单元都不存在单位根		
H检验	Z值	概率
	11.70	0

表 1 给出了采用以上方法对价格/租金的对数序列进行单位根检验的结果。从中可以看出, 对存在相同单位根检验中, LLC 的 t 值显示存在相同单位根的概率小于 1%; 对于存在不同单位根的检验, 不考虑截面单元相关性的 IPS 的 W 值显示存在单位根的概率小于 10%, 考虑截面单元间相关性的 Fisher-ADF 和 Fisher-PP 的 χ^2 值均显示存在单位根的概率小于 1%。而只有检验任何单元都不存在单位根的 H 检验的 Z 值显示存在单位根。

虽然不同检验的结果不尽相同, 但根据前面对不同统计检验方法的分析, 笔者认为结果并不矛盾。H 检验的原假设是任何单元都不存在单位根, 拒绝该假设表明不是任何单元都平稳, 但是我们不能简单认为所有单元都存在单位根, 可能其中一些单元平稳, 而一些单元存在单位根。LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验的原假设均是存在单位根, LLC 检验是假设所有单元均存在相同的单位根, 其余 3 个检验是假设存在不同的单位根, 而且都是通过先计算各个单元的统计量, 然后再构造面板统计量进行检验, 同时 Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验还考虑了单元之间的相关性。可见对于 LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验, 如果接受原假设表明的是面板存在单位根。LLC 检验拒绝原假设表明面板是平稳的; 但对于 IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验, 拒绝原假设不能简单判断每个单元个体都不存在单位根。因此, 如果接受 H 检验, 就应该拒绝 LLC 检验、IPS 检验, 表明任何单元都平稳, 面板也平稳; 拒绝了 LLC 检验、IPS 检验, 并不意味着一定接受 H 检验。如果接受 LLC 检验或者 IPS 检验, 就应该拒绝 H 检验, 表明各个单元是单位根, 面板也是单位根; 拒绝了 H 检验, 并不意味着一定接受 LLC 检验或者 IPS 检验。从表 1 的结果可以看出, LLC 检验、IPS 检验在不同程度上拒绝原假设, 考虑到不同单元之间相关性的 Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验均在 0.001 的水平上被拒绝, 因此可以认为总体而言基于 l_t 的面板是平稳的; 但是 H 检验不接受原假设, 这表明面板中的一些单元是非平稳的。因此, 我们可以得出以下结论:

第一,从整体看就长期而言,全国 35 个大中城市的房屋销售价格和租金存在长期均衡关系,协整向量是 (1, -1), 满足现值模型。众所周知,房屋租赁市场接近于完全竞争市场,房屋租金在很大程度上能体现房屋的基本价值,实证结果显示的长期均衡关系表明在具有垄断性质的房屋销售市场的背景下,中国各个大城市房地产市场总体上房屋销售价格并没有完全偏离价值,虽然房价可能在短期偏离基本价值,但就全国来说房价泡沫的程度并不严重。第二,从局部看,其中有一些城市的房屋销售价格和租金之间偏离了这种长期均衡关系,不满足现值模型。因此,对于这些不存在长期均衡关系的城市,房价可能偏离基本价值较远。

2 各地区房屋销售价格和租金增长率

由于得不到各个城市具体的租赁价格,我们通过房屋销售价格和租赁价格的增长率进行进一步的研究,由式(1)可得:

$$\Delta p_t - \Delta d_t = \Delta \left\{ E_t \left[\sum_{j=0}^{+\infty} \rho^j (\Delta d_{t+1+j} - r_{t+1+j}) \right] \right\} \quad (5)$$

对数价格的差分,就是增长率的一种表达方式。根据式(5),由于房屋销售价格和租赁价格存在长期均衡关系,所以两者之间的增长率也应该基本一致,即长期而言 $\Delta p_t - \Delta d_t = 0$ 。虽然房屋租金的调整存在粘性,但租赁市场是完全竞争的能够反映房屋的基本价值,如果出现增长率相差过大,当房屋销售价格的增长率大大超过房屋租金的增长率,那么房屋销售价格高于基本价值的可能性就较大,其中泡沫的成分也就越大;当房屋销售价格的增长率远远低于房屋租金的增长率,那么房屋销售价格低于基本价值的可能性就较大,未来销售价格具有上涨趋势。

我们对 35 个大中城市房屋销售价格的增长率序列(Δp),租金的增长率序列(Δd),以及两者的差($\Delta p - \Delta d$)进行总体的描述性统计。结合图 1,我们发现进入 2002 年以后,全国的得房屋销售价格指数明显快于租赁价格指数,在这里分别计算出 1999 年第 3 季度至 2006 年第 2 季度、1999 年第 3 季度至 2001 年第 4 季度、2001 年第 4 季度至 2006 年第 2 季度三个时段的结果。

表 2 ($\Delta p - \Delta d$)、 Δp 、 Δd 的描述性统计

	99 年第 3 季度-01 年第 4 季度			01 年第 4 季度-06 年第 2 季度			99 年第 3 季度-06 年第 2 季度		
	$\Delta p - \Delta d$	Δp	Δd	$\Delta p - \Delta d$	Δp	Δd	$\Delta p - \Delta d$	Δp	Δd
均值	0.0041	0.0843	0.0802	0.2774	0.3121	0.0347	0.2815	0.3964	0.1149
标准差	0.1205	0.0862	0.1095	0.2318	0.1676	0.1465	0.2857	0.2204	0.1988
最大值	-0.3067	-0.0112	-0.0838	-0.3894	-0.0393	-0.2391	-0.6471	-0.0364	-0.1989
最小值	0.2110	0.3668	0.4045	0.6902	0.6080	0.6562	0.8430	0.8382	0.9088

表 2 的结果显示 1999 年第 3 季度至 2006 年第 2 季度,35 个大中城市的房屋销售价格的增长率为 0.3964,明显快于租赁价格的增长率为 0.1149, ($\Delta p - \Delta d$)为 0.2815。

从不同的时间段分析,1999 年第 3 季度至 2001 年第 4 季度,35 个大中城市的房屋销售价格增长率为 0.0843,租赁价格增长率为 0.0802,两者的平均值基本相同, ($\Delta p - \Delta d$)为 0.0041 趋于 0;而 2001 年第 4 季度至 2006 年第 2 季度房屋销售价格的增长率为 0.3121,明显快于租赁价格的增长率为 0.0347, ($\Delta p - \Delta d$)为 0.2774。因此,从以上统计结果可以看出,自 2002 年以来房屋销售价格相对于租金整体增长过快,房屋销售价格有着偏离租赁价格的趋势。

针对不同的城市,表 3 给出 35 个大中城市 1999 年第 3 季度至 2006 年第 2 季度的($\Delta p - \Delta d$)、 Δp 、 Δd ,并按照($\Delta p - \Delta d$)进行排序。其中,房屋销售价格增长最快的是青岛为 83.82%,最慢的是乌鲁木齐为-3.64%;租金增长最快的是北京为 90.88%,最慢的是昆明为 19.88%;房屋销售价格增长率和租金增长率相差最大的是青岛为 84.30%,最小的是北京-64.71%。

通过($\Delta p - \Delta d$)和 Δp 对 35 个大中城市进行划分。图 2 中绘制出了相应的结果,横轴是($\Delta p - \Delta d$),

纵轴是 Δp ，虚线是均值加(减)一倍标准差的位置。根据图 2，青岛、上海、宁波、南昌房屋销售价格增长最快，均在 70%以上，大于 39.64%的平均水平， $(\Delta p - \Delta d)$ 也很大，均超过 56.72%，房租相对增长缓慢，最高的宁波也只有 20.9%，最低的青岛甚至出现负增长。其中，兰州和武汉的房屋销售价格增长较快分别为 58.48%和 52.32%， $(\Delta p - \Delta d)$ 也很大，都超过 56.72%。这几个城市房价中可能存在严重泡沫。北京、银川、长春、太原、西宁 $(\Delta p - \Delta d)$ 很小均为负，其中北京、银川、长春、太原的 $(\Delta p - \Delta d)$ 均小于-10%，房屋销售价格的增长明显慢于租赁价格，未来房价上涨的可能性较大。特别，北京作为我国的首都，吸引了全国各地的各类人才，城市人口增长迅速，房屋需求一直旺盛使得房租增长较快，虽然房价已经很高，但进一步上涨的可能性并不小。

表 3 房屋销售价格和租金的增长率

城市	$\Delta p - \Delta d$	Δp	Δd
青岛	0.8430	0.8382	-0.0048
上海	0.6093	0.7946	0.1853
南昌	0.5988	0.7441	0.1454
兰州	0.5938	0.5848	-0.0091
宁波	0.5777	0.7867	0.2089
武汉	0.5763	0.5232	-0.0531
济南	0.5103	0.6169	0.1067
厦门	0.5011	0.5827	0.0817
成都	0.4800	0.4711	-0.0090
沈阳	0.4706	0.4565	-0.0142
合肥	0.4429	0.5245	0.0816
重庆	0.4101	0.3872	-0.0230
大连	0.3686	0.3928	0.0242
昆明	0.3661	0.1672	-0.1989
南宁	0.3657	0.4171	0.0514
西安	0.3509	0.4147	0.0638
海口	0.3443	0.1930	-0.1512
南京	0.3390	0.5513	0.2124
天津	0.3301	0.5288	0.1986
深圳	0.3121	0.4071	0.0950
福州	0.2787	0.2546	-0.0240
杭州	0.2457	0.4969	0.2512
贵阳	0.2225	0.2039	-0.0186
呼和浩特	0.1905	0.3619	0.1714
长沙	0.1764	0.3281	0.1517
广州	0.1574	0.2440	0.0866
哈尔滨	0.1473	0.2044	0.0571
郑州	0.1078	0.2493	0.1415
乌鲁木齐	0.0211	-0.0364	-0.0575
石家庄	0.0170	0.0035	-0.0135
西宁	-0.0341	0.3401	0.3742
太原	-0.1020	0.4186	0.5205
长春	-0.1503	0.0122	0.1625
银川	-0.1690	0.1475	0.3165
北京	-0.6471	0.2618	0.9088

3 结论与建议

基于对 35 个大中城市房屋销售价格和租金的面板数据的协整检验, 我们认为房屋销售价格和租金存在着协整向量是 $(1, -1)$ 的长期均衡关系。建议将房屋销售价格/租金, 房屋销售价格增长率与租金增长率的差作为房地产价格风险评估的重要指标。就全国而言, 房地产价格的泡沫并不严重, 但自 2002 年以来房屋销售价格增长过快, 如果房屋销售价格的增长进一步快于租赁价格, 那么就有可能破坏两者间的长期均衡关系, 产生较大的价格泡沫。在 35 个大中城市中, 个别城市的房屋价格偏离基本价值较远, 应该加大青岛、上海、宁波、南昌, 以及兰州、武汉等城市房屋价格的监控和调控, 防止价格和价值的进一步偏离。同时, 需要对北京、银川、长春、太原的房屋价格进行关注, 有效的解决房屋的供需矛盾, 避免房价未来的过快增长。

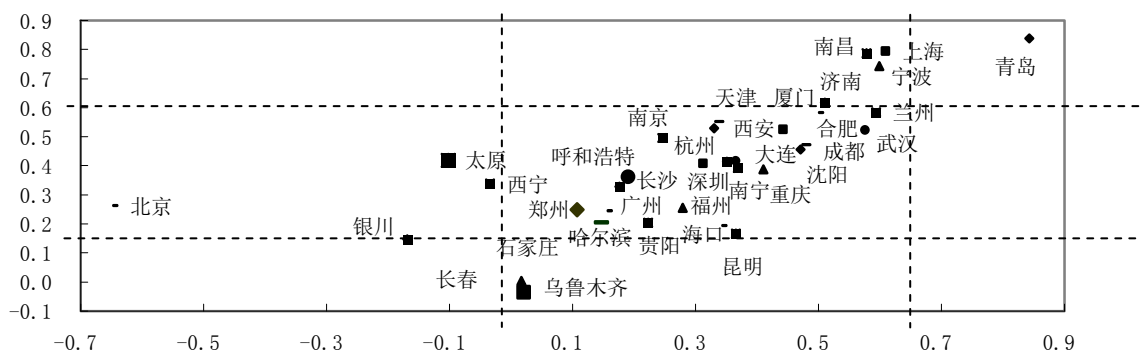


图2 35 个大中城市的 $(\Delta p - \Delta d)$ 和 Δ

[参考文献]

- [1] 况伟大. 空间竞争, 房价收入比与房价[J]. 财贸经济, 2004(7).
- [2] 严金海. 中国的房价与地价[J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (1).
- [3] 周京奎. 金融支持过度与房地产泡沫[M]. 北京: 北京大学出版社, 2005.
- [4] Campbell, J. and Shiller, R.(1988). The dividend price ratio and expectations of future dividends and discount factors[J]. Review of Financial Studies, 1, 195-227.
- [5] Case K. and Shiller, R.(1989). The efficiency of the market for single-family homes[J]. American Economic Review, 79, 125-137.
- [6] Capozza, D.R., and Seguin, P.J.(1996). Expectations, efficiency, and euphoria in the housing market[J]. Regional Science and Urban Economics 26, 369-385.
- [7] Case K. and Shiller, R.(1990). Forecasting prices and excess returns in the housing market[J]. Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association 18, 253-73.
- [8] Clark, T.E.(1995). Rents and Prices of Housing Across Areas of the United States: A Cross-Section Examination of the Present Value Model[J]. Regional Science and Urban Economics 25:237-247.
- [9] Hadri, K.(2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data[J]. Econometrics Journal 3, 148-161.
- [10] Im, K.S., Pesaran, M.H., and Shin, Y.(2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J]. Journal of Econometrics 115, 53-74.
- [11] Levin, A., Lin, C.F., Chu, C.J.(2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties[J]. Journal of Econometrics 108, 1-24.
- [12] Maddala, G.S., and Wu, S.(1999). A comparative study of unit root tests with panel data and A new simple test[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61, 631-652.
- [13] Meese, R., and Wallace, N.(1994). Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?[J]. Journal of Urban Economics 35, 245-266.
- [14] Poterba, J.N.(1991). House price dynamics: the role of tax policy and demography[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2, 143-203.