

我国城市间商品住房价格动态关联性研究

曾祥渭¹李婉莹²张万泉³

(1.北京建筑大学 城市经济与管理学院,北京 102616;2.北京理工大学珠海学院 会计与金融学院,广东 珠海 519000;

3.英国格拉斯哥大学 亚当斯密商学院,英国 苏格兰 G11 8QQ)

摘要:基于 DCC-MGARCH 模型,计算 2005 年 8 月至 2018 年 12 月间我国 70 个大中城市的商品住宅价格的动态条件相关系数和动态条件方差,发现城市间商品住宅价格存在典型的关联关系和明显的时变波动性;关联性主要体现在经济发展水平相似、地理空间接近的城市之间。分别根据我国经济政策不确定指数和经济增长速度的波动变化划分了样本区间,进一步聚类分析研究关联关系的演化规律,不难发现,城市间商品住宅价格关联性随经济政策不确定性指数呈现倒 U 形变化关系,而随经济增长速度呈现正向变化关系。

关键词:商品住房;动态条件相关系数;聚类分析;动态关联性

分类号:F293.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395 (2020)05-0102-05

《国务院关于促进房地产市场持续健康发展的通知》(国发[2003]18 号)将房地产业作为拉动国民经济快速发展的一大支柱产业后,我国许多城市特别是四个一线城市的住房价格维持了多年的波动性上扬。2005 年起,中央和各级地方政府逐步进行了多角度多轮次房地产调控,期间,除了部分时段受政策作用和金融危机等因素的共同影响,各地住房价格普遍呈下降趋势外,其他时段基本保持了上涨态势,部分时段房价上涨十分强劲。过高的价格引起社会各界的高度关注,学术界和实践界纷纷建言献策,不少学者提出摒弃“北京感冒,全国吃药”的一刀切政策,转而依据不同区域房地产市场的发展情况和地区社会经济的客观现实,灵活应用差异化的分区域调控政策。这种思路背后尚需解决的潜在问题有:城市之间商品住宅价格是否存在动态关联关系,如果有关联,呈现怎样的变化特征?

笔者选取 2005 年 8 月至 2018 年 12 月我国 70 个大中城市月度新建商品住房销售价格数据,基于

DCC-MGARCH 模型分别计算各月的动态条件相关系数和动态条件方差,深入研究城市商品住房价格的动态关联关系和波动特征;并依据经济政策不确定性指数和我国经济增长速度,将样本进行子区间划分,分别对动态条件相关系数进行聚类分析,研究关联关系演化的规律。这一研究对发展房地产经济的理论和丰富房价调控的政策实践都有着重要的意义。

一、相关研究情况

(一)有关城市房价关联性的理论研究

有关房价关联变化的理论研究成果如下。

地理学第一定律认为,类似于牛顿的万有引力定律,现实中城市之间也客观存在“近大远小”的关联关系。学者们将这种关联关系迁移至城市间房地产市场,即住房价格在城市间客观上存在着关联变化。此外,“近大远小”距离关系的度量,除了用空间距离外,也可以用城市间的经济联系程度、城市间交

收稿日期:2020-07-21

基金项目:北京市属高校基本科研业务费专项资金项目“京津冀城市群住宅市场复杂系统建模及其时空演化研究”(X18141);北京市社会科学基金项目“基于群体智能的北京城市副中心人水和谐度研究”(19GLB011)

第一作者简介:曾祥渭(1980-),男,湖北荆州人,讲师,博士,主要从事城市房地产经济研究。

通可达性、人口和资金流动以及预期传导快慢程度等^[1]。

区域经济理论认为,区域内“核心—节点”城市间存在产业梯度转移、人口区域迁移、技术和资金的溢出效应、虹吸效应等,学者们认为,作为与城市经济基本面高度相关的城市房地产市场,也应存在不同城市间的关联关系^[2]。

此外,还有学者从金融投资理论出发,认为城市商品住房兼具商品和投资品的双重属性,利用空间套利理论来解释价格城市间关联。特别是在我国当前投资产品相对缺乏的背景下,跨区域房地产投资,跨区预期传导等,均支持房地产价格空间关联变化。

(二)有关房价关联关系的实证研究

国内外关于住房价格城市间关联的研究由来已久。英国学者 Meen 最早通过对伦敦都市圈城市房价领先—滞后变化的研究,提出了伦敦南北地区房价存在“波纹效应”(Ripple Effect),并对城市之间房价关联的存在性、检验方法、原因和机理进行了深入研究。随后,世界各地的学者纷纷选取不同地区不同时段的城市住房价格数据,展开关联性相关的研究。如 Stevenson(2004)对爱尔兰地区、Oikarinen(2004)对芬兰中心城市, Luo 等(2007)对澳大利亚部分城市, Beatriz(2008)对西班牙地区住房市场, Shi 和 Hargreaves(2009)对新西兰房地产市场, Miao 等(2011)对美国 16 个地区房地产市场, Balcilar 和 Beyene(2013)对南非主要大都市区, Lean 和 Smyth(2013)对马来西亚区域住宅市场的研究,均证实存在价格的空间关联性^[3]。

还有学者关注到城市和郊区之间、国家和国家之间的住房价格的关联性状况,如 Chien(2010)研究了亚洲四小龙城市间住房价格的关联性,认为存在统计上显著的空间关联性^[4]; Fereidouni 和 Al-Mulali(2014)选取马来西亚部分城市和新加坡部分城市的住房市场价格为研究对象,证实了关联性的存在性^[5]。学者们主要运用了向量自回归、协整关系检验、脉冲响应函数等方法。

但也有一些证据表明城市间房价不存在关联关系,或者关系不显著。Kim 和 Jeffrey(2012)考虑美国经济和房地产环境的时变性影响,构建模型研究发现美国国家层面不存在显著的关联关系,广泛的关联关系以区域俱乐部的形态存在^[6]。Ma 和 Liu(2013)对澳大利亚首都区域城市房价为研究对象,仅仅得到部分城市之间存在关联关系的结论^[7]。Cook(2015)以英国住房市场价格为研究对象,发现

国家层面的关联关系不成立^[8]。此外,还有学者研究了关联关系的动态变化特征, Montañés(2013)以美国住房价格为研究对象,发现 2008 年次贷危机前后,关联性呈现由不显著向显著发展的证据^[9]。

我国学者对这一问题也进行了大量研究。王松涛(2008)选取我国 26 个大中城市,利用协整检验分区域检验了我国城市房价的关联关系,得到关联关系存在于各区域之内的结论^[10]。Zhang 和 Morley(2014)利用面板数据,未获得价格区域关联的证据^[11]。曾祥渭(2015)选择了我国三个典型城市群,分析区域内住房价格的波动变化情况^[12]。Lee 和 Lin(2014)以我国台湾地区房地产市场为研究对象,利用协整检验发现核心城市台北市与周边城市存在显著的关联关系^[13]。安勇和王拉娣(2015)以我国统计局公布的 35 个大中城市住房市场价格指数为研究对象,通过 logt 方法检验,得到无论国家还是分区域层面,均未获得统计上显著的关联关系^[14]。

关于关联关系的变化特征,黄雪飞(2011)以我国 70 个大中城市住房价格为研究对象,分析金融危机前后城市住房价格关联性变化的情况,得到了危机有助于提升关联关系,特别是危机后一线城市对周边城市的关联影响程度显著增加的结论^[15]。张大永和刘子寅(2015)收集我国 30 个城市住宅市场价格数据,发现 2008~2013 年间,整体而言全国性的关联关系不存在,但选取 2010~2013 年间的样本,获得了统计上显著的关联关系,且在人均 GDP 水平相对较高的东部地区,关联关系不显著^[16]。

以上研究丰富了对城市商品住房价格关联关系特征的认识,但文献中可以发现,关于房地产市场价格的空間关联性研究的结论较为分散,学者们尚未达成一致。2005~2018 年间,我国经济处于快速增长阶段,与房地产相关的土地、信贷和金融等政策处于密集调整阶段,经济政策不确定性指数波动起伏较为显著,经济变量具备较强的时变性特征,而在现有研究中,较少考到房地产市场运行的动态时变性特征,很少有学者利用 DCC-MGARCH 模型捕捉时变信息,计算城市间房价的动态条件相关系数进行精细研究;另外,国内学者关于关联关系的变化特征的研究相对较为欠缺。

二、研究方法 with 模型

学者们描述经济序列间的相互关系时,较多地使用恒定相关系数,但恒定的相关系数难以及时精确刻画序列随时间推移所产生的变动事实。Engle

(2002)提出的动态条件相关系数能及时捕捉各期价格所包含的信息,对研究城市商品住宅价格的动态时变关联性有着突出的优势。

此外,笔者依据经济政策不确定性指标和我国经济增长速度,将样本划分为若干子区间,利用聚类分析方法,对动态条件相关系数进行归类处理,研究关联关系变化的规律。

(一) DCC-MGARCH 模型和动态条件相关系数
动态条件相关系数的 DCC-MGARCH 估计方法由 Engle(2002)所提出^[17]。针对白噪声向量 $r_t \sim N(0, H_t)$, 其中 H_t 是方差-协方差矩阵。

由定义可知 H_t 可以写成 $H_t = D_t R_t D_t$, 等式右边 R_t 是动态条件相关系数矩阵, $D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_t}\}$ 是标准差对角矩阵。

假设 D_t 服从 MGARCH(p, q), 那么可以进行如下参数估计:

$$h_{it} = \omega_t + \sum_{p=1}^{p_t} a_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_t} \beta_{tq} h_{it-q} \quad (1)$$

式(1)中 ω_t 是常数。这样,动态条件相关系数的计算可以转化为:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (2)$$

式(2)中, $Q_t^* = \text{diag}\{\sqrt{q_n}\}$, $Q_t = \text{diag}\{q_m\}$ 。

(二)聚类分析法及判定指标

计算动态条件相关系数之后,分时段利用聚类分析方法对各城市商品住宅价格的动态条件相关系数进行判别划分。应用聚类分析计算样本之间的距离时,笔者采用欧氏距离方法,并运用 Cophenetic 相关关系来判定聚类效果的好坏。

$$c = \frac{\sum_{k=1}^{\frac{n(n-1)}{2}} (y_k - \bar{y})(d_k - \bar{d})}{\sqrt{\left[\sum_{k=1}^{\frac{n(n-1)}{2}} (y_k - \bar{y})^2 \right] \left[\sum_{k=1}^{\frac{n(n-1)}{2}} (d_k - \bar{d})^2 \right]}} \quad (3)$$

通过公式:

$$Y(k, 4) = \frac{Y(k, 3) - Y(k, 1)}{Y(k, 2)} \quad (4)$$

计算聚类的不一致系数(Inconsisten),在使得聚类个数尽可能少的约束条件下,比较第 N 次并类的不一致系数与第 $N-1$ 次的增加幅度,依据增加幅度最大的判定原则来确定分类个数。

三、数据及预处理

(一)数据来源

研究中样本数据来源于国家统计局和国家发改

委按月公布的我国 70 个大中城市房屋销售价格指数:新建商品住宅价格指数(环比)。笔者所采集样本从 2005 年 8 月起截至 2018 年 12 月,共 161 期。个别城市部分月份数据缺乏,已采用插值法进行补充完整。

(二)收益率序列计算及处理

为计算商品住宅价格的动态条件相关系数和条件方差,需要先计算住房价格收益率序列。根据国家统计局公布的商品住宅价格指数(环比)的定义:

$$I_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \times 100, \text{ 可以计算出各期收益率:}$$

$$R_t = \left(\frac{I_t}{100} \right) - 1 = \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}} \quad (5)$$

分别计算 70 个大中城市商品住宅收益率序列的峰度(Skewness)和偏度(Kurtosis),发现各序列的峰度取值均不为零,则所有序列均不是正态分布,所有城市的偏度取值均显著大于 3,显示收益率序列均呈现厚尾特征,可以使用 MGARCH 模型。MGARCH 模型滞后期的选择,遵循 Bollerslev 的建议,采用 MGARCH(1,1)。

此外为满足 DCC-MGARCH 模型零均值条件,需对收益率序列进行零均值化处理。分别对 70 个序列进行 AR(1)回归,取回归后的残差序列进行描述性统计,发现序列已基本围绕零值波动,且趋势项已消失,部分时段表现出明显的集聚现象,可以带入 DCC-MGARCH 模型进行分析。

四、实证分析

采用 Matlab12.0 软件完成相应数据处理和计算,分别得到 70 个大中城市各期的动态条件相关系数和动态条件方差。

(一)城市商品住宅价格动态关联关系分析

从动态条件相关系数来看,样本期间 70 个大中城市的动态条件相关系数随着时间推移,均表现明显的动态波动起伏的变化态势,时变性特征也显得十分显著。其中,2008 年 1 月,2009 年下半年,2010 年上半年,2013 年上半年和 2015 年是动态条件相关系数波动起伏变化较大的时段;这与我国宏观经济和房地产市场发展过程中所面对的外部环境变化(主要指 2008 年受国际金融危机冲击),以及我国政府对宏观经济以及房地产行业所实施的调控政策的作用保持一致(这里主要指 2009 年实施的 4 万亿投资和随后实施的对城市商品住宅户籍、工作历史年限限购政策)。

此外,从动态条件相关系数的大小分布看,主要集中在 0~0.90 之间,其中部分城市之间的集聚性与分异性特征也较为明显。四个一线城市(北京、上海、广州和深圳)之间的动态条件相关系数尽管也有波动起伏,但与其他城市相比始终处于最高位。此外,省会城市之间的动态条件相关系数也处于较高水平。这说明经济发展水平相似性,是影响城市间商品住宅价格动态关联的一个重要因素。特别需要注意的是,长三角城市群部分城市(主要包括扬州、苏州、金华、常州、无锡、杭州、温州和宁波)、京津冀城市群城市(主要包括承德、秦皇岛、石家庄、唐山、天津和北京)、珠三角城市群城市(主要包括广州、深圳、珠海、东莞、惠州、佛山和韶关)之间的商品住宅价格相关系数也处于相对较高的水平。表明城市间的地理接近和区域经济一体化也是影响房价关联的不可忽视因素。

然后从动态条件方差来看,随着时间推移,城市间的动态条件方差也存在较大的波动起伏变化。且以 2008 年初为分界,基本呈现前期波动相对较小,

后期波动较大的变化特征。特别是在 2008 年初至 2009 年上半年,2011 年初至 2013 年初这段期间,波动起伏表现得十分剧烈。

最后,将动态条件方差和相关系数联合起来分析,可以发现当动态条件方差变化较大时,动态条件相关系数也随之有较大调整 and 变化。特别是 2011 年和 2016 年年初,价格的调整导致了相关系数有较大幅度提高,表明城市间商品住宅价格的关联集聚性也在增强。

(二)城市间商品住房价格关联性的演化规律分析

动态条件相关系数恰当地刻画了城市商品住宅价格的动态互动变化关系,为了研究关联关系在不同经济环境下的演化规律,结合经济政策不确定性指数和我国经济增长速度曲线运行态势,笔者将样本划分为表 1、表 2 所示的子区间(时段),在各子区间内分别进行聚类分析,进一步研究城市间商品住房价格关联性随二者变化而变化的程度,聚类分析的 Cophenetic 系数、Inconsisiten 系数结果见表 1、表 2。

表 1 依据经济政策不确定性指数划分子区间及聚类分析结果

时段	经济政策不确定性指数走势	Cophenetic 系数	Inconsisiten 系数判定分类数
2005.08~2007.12	政策平稳运行	0.8356	5
2008.01~2008.12	政策上行通道	0.8597	7
2009.01~2010.07	政策下行通道	0.8401	6
2010.08~2011.11	政策平稳运行	0.8268	5
2011.12~2012.05	政策上行通道	0.8882	8
2012.06~2013.07	政策下行运行	0.8435	6
2013.08~2017.01	政策上行运行	0.8691	7
2017.02~2018.12	政策下行运行	0.8396	6

表 2 依据 GDP 增速划分子区间及聚类分析结果

时段	GDP 增速运行态势	Cophenetic 系数	Inconsisiten 系数判定分类数
2005.08~2007.06	GDP 增速持续上行	0.8367	5
2007.07~2008.12	GDP 增速持续下行	0.8462	6
2009.01~2010.03	GDP 增速持续上行	0.8344	5
2010.04~2018.12	GDP 增速持续下行	0.8612	7

由表 1、表 2 可以发现,两种划分方式下分别进行的聚类分析,各自 Cophenetic 系数均在 0.82 以上,与 1 较为接近,说明聚类的效果比较理想。Inconsisiten 系数确定了城市分类个数,在不同子区间下,分类数出现了一定的分异,分类个数少则意味着城市间关联性强。

表 1 中,依据经济政策不确定指数划分子区间情况下,住房价格关联性随政策不确定性指数呈现了倒 U 形变化关系。具体而言:政策运行上行区间(2008.01~2008.12,2011.12~2012.05,2013.08~2017.01),城市分类个数分别为 7,8 和 7,关联性强;政策运行下行区间(2009.01~2010.07,2012.06

~2013.07,2017.02~2018.12),城市分类个数均为6,关联性渐强;政策运行平稳区间(2005.08~2007.12,2010.08~2011.11),城市分类个数均为5,关联性最强。

表2中,依据经济增长速度划分子区间情况下,住房价格关联性随增长速度呈现了正向变化关系。具体而言:经济持续上行期间(2005.08~2007.06,2009.01~2010.03),城市分类个数均为5,表明关联性强;经济持续下行期间(2007.07~2008.12,2010.04~2018.12),城市分类个数分别为6和7,表明关联性弱。

五、结论

笔者选取2005年8月至2018年12月我国70个大中城市商品住房价格数据,计算动态条件相关系数和动态条件方差,探讨城市间商品住宅价格动态关联特征,并进行聚类分析,研究商品住房价格城市间关联性的演化特征,主要得到以下结论。

2005年8月以来,我国城市间商品住宅价格存在较为明显的动态关联特征,这种关联关系表现出显著的时变性,经济发展水平相似、地理接近,尤其城市群区域内城市之间的动态条件相关系数均处于较高水平。动态条件方差也呈现明显的时变波动性特征,且与动态条件相关系数的变化时机相吻合。

依据经济政策不确定性指数和经济增长速度的变化来划分子样本区间,分别对70个大中城市的动态条件相关系数进行聚类分析,发现关联性随经济政策不确定性指数呈现倒U形,随经济增长速度呈现正向变化关系。

根据以上结论,笔者提出如下政策建议。

首先,要重视城市间客观存在的商品住房价格的动态关联联系,在设计和实施“因地制宜”的差异化调控政策时,要特别防范住房价格在城市之间的关联传导,轮番上涨;特别要注意空间联系紧密的城市群区域、经济关系联系紧密的核心城市间产生“波纹效应”。

其次,鉴于70个大中城市商品住宅价格的随经济政策不确定性的演化规律,在实施房地产调控时,要根据所处的实际经济运行环境和发展通道来“相

机抉择”,以达到更好的政策效果。

参考文献:

- [1](美)丹尼斯·迪帕斯奎尔,威廉·C·惠顿.城市经济学与房地产市场[M].龙奋杰,等.译.北京:经济科学出版社,2002.
- [2]安虎森.新经济地理学原理(第二版)[M].北京:经济科学出版社,2009.
- [3]曾祥渭.我国典型城市群商品住宅价格城市间互动性研究[D].中央财经大学,2016.
- [4]Chien M.S.Structural Breaks and the Convergence of Regional House Prices[J].Journal of Real Estate Finance and Economics,2010(1).
- [5]Fereidouni H.G., Al-Mulali U.Dynamic Relationship between House Prices in Malaysia's Major Economic Regions and Singapore House Prices[J].Regional Studies,2014(4).
- [6]Kim Y.S.,Rous J.J.House price convergence:Evidence from US State and Metropolitan Area Panels[J].Journal of Housing Economics,2012(2).
- [7]Ma Le,Liu Chunlu.A Panel Error Correction Approach to Explore Spatial Correlation Patterns of the Dominant Housing Market in Australian Capital Cities[J].International Journal of Housing Markets and Analysis,2013(4).
- [8]Cook S.,Watson D.A New Perspective on the Ripple Effect in the UK Housing Market: Comovement,Cyclical Subsamples and Alternative Indices[J].Urban Studies,2015(53).
- [9]Montañés A.Convergence in US House Prices[J].Economics Letters,2013(2).
- [10]王松涛,杨赞,刘洪玉.我国区域市场城市房价互动关系的实证研究[J].财经问题研究,2008(6).
- [11]Zhang Morley.The Convergence of Regional House Prices in China[J].Applied Economics Letters,2014(3).
- [12]曾祥渭,刘志东,刘雯宇.我国城市群商品住宅价格传导与波动性外溢研究[J].管理评论,2015(9).
- [13]Lee,Lin.Trend Properties,Cointegration,and Diffusion of Pre-sale House Prices in Taiwan: Can Taipei's house prices ripple out? [J].Habitat International,2014(44).
- [14]安勇,王拉娣.中国城市房价收敛性及其驱动因素[J].经济问题探索,2015(12).
- [15]黄雪飞,谷静.金融危机对中国70城市房价影响的关联集聚效应[J].管理评论,2011(6).
- [16]张大永,刘子寅.中国城市房价非线性收敛机制研究[J].南开经济研究,2015(1).
- [17]刘志东.多元GARCH模型结构特征,参数估计与假设检验研究综述[J].数量经济技术经济研究,2010(9).

责任编辑 胡号寰 E-mail:huhao2@126.com