

文章编号: 1002-1566(2018)05-0940-11
DOI: 10.13860/j.cnki.sltj.20180122-001

中国城市房价时空特征与影响机制研究 ——基于贝叶斯分域时空模型的实证

韩秀兰 李俊明

(山西财经大学统计学院/统计研究院, 山西 太原 030006)

摘要: 本文构建了贝叶斯时空层次非线性模型和贝叶斯分域时空回归模型, 并用该模型研究了 2002-2015 年中国 35 个主要城市住宅商品房价格时空演变规律和影响机制, 通过研究新发现: (1) 2002-2015 年, 35 个主要城市的房价表现出高层级房价强增加和低层级房价弱增加的持续上涨模式, 房价两极分异愈发严重; (2) 除南京和深圳外, 其他 10 个热点城市和靠近东部的 5 个温点城市房价的强增加速度在减弱, 除重庆和成都外的 7 个冷点城市和靠近西部的 9 个温点城市房价的弱增加速度在增强; (3) 在所考虑的影响因素中, 职工工资收入对房价的影响最为显著, 产业结构的影响在东中西部基本相当, 经济发展、人口密度和人口流动对房价的影响存在显著的地区差异。

关键词: 贝叶斯统计; 贝叶斯分域时空回归; 房价; 时空演变

中图分类号: O212

文献标识码: A

Spatial-temporal Variation and Impact Mechanism on Housing Price of Major Cities in China on Bayesian Local Space-time Model

HAN Xiu-lan LI Jun-ming

(School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Shanxi Taiyuan 030006, China)

Abstract: A Bayesian spatial-temporal hierarchy nonlinear model and a Bayesian local space-time regression model are constructed. Based on it, the housing price spatial-temporal variation of 35 major cities in China during 2002-2015 and its impact mechanism are studied. 3 new conclusions are achieved. Firstly, during 2002-2015, housing price of 35 major cities has been showing a continuous trend with a feature that higher grade emerged higher increasing tendency, and housing price polarization became more and more notable. Secondly, the strong increasing speeds of 10 hotspot cities except Nanjing and Shenzheng and 5 warm spot cities located near east have been receding, the weaken increasing speeds of 7 cities except Chongqing and Chengdu and 5 warm cities located near west have been increasing. Thirdly, among the considered impact factors on housing price, the town worker average wage is the most significant, the influence of industrial structure is approximately the same size in the eastern, central and western. The impact of economic development, population density, and population flow significantly differ from each region.

Key words: Bayesian statistics, Bayesian local space-time regression, housing price, spatial-temporal variation

收稿日期: 2017 年 3 月 7 日

收修改稿日期: 2017 年 7 月 7 日

基金项目: 国家社科基金一般项目 (15BTJ012)。

0 引言

住房制度改革的实施和城镇化进程的加快, 共同促进了中国房地产市场的快速发展。房地产业吸引了大量投资资金, 已成为很多城市的主要财政来源, 甚至成为了地方支柱产业, 对城市社会经济和居民生活产生了巨大影响^[1]。近 10 多年来, 住宅商品房市场表现尤其活跃, 市场价格 (以下简称“房价”) 一直保持持续上涨态势^[2], 特别在一线发达城市表现尤为明显。房价问题是国民经济领域中的重大问题, 不仅影响着社会经济的健康持续发展, 而且直接与民生紧密相关。就全国范围而言, 不同城市的房价高低及变化趋势存在显著的空间差异, 影响机制也表现出明显的区域特征, 科学认识房价时空演变特征和影响机制的区域差异具有重要的理论意义, 也可制定房地产调控政策和推进房地产市场健康发展提供实证参考。

1 文献综述

中国房价问题一直是学界和社会关注的热点问题, 不少学者对此进行了研究, 与本文研究主题相关的文献主要有两类: 一是房价变化的影响因素分析, 二是房价分布的空间特征或区域差异研究。

在影响因素研究方面, 徐建炜等^[2]以国家为分析单元, 重点研究了人口结构对房价上涨的影响, 认为少年抚养比和老年抚养比对房价上涨分别具有促进和抑制作用; 刘丹等^[3]利用面板数据模型对中国东部和中部 25 个主要城市的房价和居民收入协整关系进行了研究。王文雯等^[4]利用固定效应和随机效应模型, 分析了人口结构、收入分配和经济政策对房价的影响机制, 其研究表明城市化率和老年人口抚养比对房价分别具有正向影响和负向影响, 收入差距对房价上涨具有促进作用; 孙静^[5]利用回归模型分析了 2001–2011 年 35 个主要城市房价影响因素, 表明城市房价的主要影响因素是城镇居民可支配收入, 交通便利性、外来常住人口规模、城镇居民富裕程度等; 范允奇等^[6]基于 2000–2010 年省级房价同比指数数据, 用动态面板数据模型分析了房价影响因素的区域差异, 认为人口增长并非房价上涨致因, 收入和房租对房价的影响存在区域差异。上述房价影响因素研究大都采用基于经典统计的普通回归模型或面板数据模型, 有的也分析了影响机制的区域差异, 却是以各个分区域数据独立进行回归分析, 并没有考虑不同区域之间的空间相关性。

在房价空间差异研究方面, 陶学良^[7]利用简单的位序–规模法则分析了 2005 年中国 35 个主要城市房价的差异; 田成诗^[8]利用空间自相关法分析了 1999–2010 年中国省域房价的空间集聚特征; 张谦等^[9]采用空间分析探索性工具研究了 2002–2013 年中国 35 个主要城市房价的空间分布特征, 发现中国房价存在显著的时间和空间滞后效应。目前关于房价区域差异的研究多是基于面板数据模型, 得出的研究结论比较粗略, 没有给出深入系统的时空演变规律。另外, 在一个时空过程中, 在某一时刻的某一空间位置上, 难以做到重复抽样, 不能满足经典统计框架下的大样本前提; 同时, 根据“地理学第一定律”^[10], 对于临近的时空位置而言, 一般存在着时空相关性, 这再次打破经典统计的独立同分布假设, 因此, 在研究时空现象时, 经典统计模型的前提条件得不到满足, 其统计推断结论的可靠性受到质疑, 而贝叶斯统计模型通过引入先验信息, 有效解决了时空现象中的小样本和时空相关性等问题。本文首次利用贝叶斯时空统计模型研究中国 35 个主要城市房价的时空变化规律和影响机制, 并构建了贝叶斯分域时空模型, 实现了利用贝叶斯统计方法研究时空现象中的时空演化过程和分域影响机制刻画, 该模型进一步丰富了时空统计分析领域中的方法体系, 通过该模型, 可以更加细致地刻画时空现象, 并得出相对丰富和精细的结果, 能为社会经济管理实践活动提供更加具体可行

的科学参考。

2 贝叶斯分域时空模型

本文构建的贝叶斯分域时空模型主要包括贝叶斯时空层次非线性模型和贝叶斯分域时空回归模型,前者通过加入局部变化二阶因子项扩展了已有的贝叶斯时空层次线性模型,主要用于时空变化分析;后者充分考虑了“空间非平稳性”和空间滞后效应,实现了对各局部区域影响关系的分析研究。

2.1 贝叶斯时空层次非线性模型

贝叶斯时空层次非线性模型是在已有的贝叶斯时空层次线性模型^[11]基础上扩展而得,兼具贝叶斯层次模型和时空交互模型的特点,通过加入局域变化二阶项,以描述时空演化特征中局部速度的变化,即加速度,可以更加精细地描述时空变化过程。有关贝叶斯时空层次模型的基础理论本文作者已在相关文献^[11]中作了详细介绍,另外,王晓荷和田茂再^[12]对此也有进一步的说明,本文不再赘述。需要指出的是,国内贝叶斯时空层次模型在社会经济领域中的应用非常少见,本文首次将原有模型扩展为非线性形式,并基于扩展模型对中国主要城市房价时空演化规律进行分析研究。

对于房价时空演变而言,研究对象样本值可视为连续变量,所以每个时点的每个空间位置上房价的观测样本似然函数采用多维正态分布形式,数学模型具体如下所示:

$$\text{样本似然函数: } Y_{it} \sim MVN(\mu_{it}, \sigma_Y^2), \quad (1)$$

$$\text{参数先验分布: } \mu_{it} \sim MVN(\lambda_{it}, \sigma_\mu^2), \quad (2)$$

$$\text{时空过程函数: } \ln \lambda_{it} = \alpha + S_i + (b_0 t + \nu_t) + b_{1i} t + 0.5 b_{2i} t^2 + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

式中下标 i 和 t 分别指城市和年份, Y_{it} 表示房价, μ_{it} 表示房价期望值, σ_Y^2 为房价观测样本方差,反映房价观测样本的误差和同一城市的差异, λ_{it} 和 σ_μ^2 分别表示房价期望值的期望和方差,后者反映不同城市间房价的差异, α 代表研究期间内城市房价的基础固定常量, S_i 代表研究期内房价时空演变过程中形成的稳定空间格局, $b_0 t + \nu_t$ 描述城市房价在研究期内的总体变化趋势,由线性变化和随机效应 ν_t 组成,可以刻画出非线性的总体变化趋势, $b_{1i} t + 0.5 b_{2i} t^2$ 描述研究期内城市房价变化局部趋势, b_{1i} 反映城市房价局部变化速度, $(b_0 + b_{1i}) > 0 (< 0)$ 说明 i 城市房价的局部变化趋势增加(降低), b_{2i} 反映城市房价局部变化速度的变化,若 $(b_0 + b_{1i}) > 0$ 且 $b_{2i} > 0 (< 0)$ 说明 i 城市房价的增加速度越来越大(小),若 $(b_0 + b_{1i}) < 0$ 且 $b_{2i} > 0 (< 0)$ 说明 i 城市房价的减小速度越来越大(小), ε_{it} 表示研究期内房价时空演变过程中的高斯噪声。

上述模型中涉及到的时空参数主要有 S_i 、 $b_0 t + \nu_t$ 、 b_{1i} 和 b_{2i} , 其对应的先验分布形式均采用了 Besag-York-Mollié (BYM) 模型^[13], BYM 模型通过条件自回归先验分布和卷积运算模型,同时考虑了时间和空间上的结构和非结构随机效应,条件自回归先验分布是一种高斯-马尔科夫随机场模型,该模型把时空过程中的时空相关性作为先验知识纳入进来,其数学形式如下:

$$S_k = \phi_k + \psi_k, \quad (4)$$

$$\phi_k | \sigma^2 \sim N(0, \sigma^2), \quad (5)$$

$$\psi = (\psi_1, \dots, \psi_n) | \mathbf{W}, \quad \tau_\psi^2 \sim MVN\left(\frac{1}{n_{W_k}} \sum_{j \sim W_k} \psi_j, \frac{\tau_\psi^2}{n_{W_k}}\right), \quad (6)$$

式中 S_k 表示时空域中第 k 个时空位置的时空参数随机变量, 变量 ϕ_k 代表第 k 个时空位置的时空非结构随机效应, $\psi = (\psi_1, \dots, \psi_n)$ 是条件自回归先验参量, $\mathbf{W}$ 代表时间或空间域上的邻接矩阵, τ_ψ^2 指条件自回归先验参量 ψ 的变异程度, n_{W_k} 为时间或空间域上的有效邻接单元数, 一般由时空邻接矩阵 $\mathbf{W}$ 的形式确定, 空间上的邻接矩阵多采用一阶或二阶“皇后”邻接模式, 若相邻则 $W_{ij} = 1$, 不相邻则 $W_{ij} = 0$, 对于时间域上的邻接矩阵多采用一阶或二阶的一维队列相邻模式。由贝叶斯统计计算模型可得, 上述时空参数的后验概率密度函数满足:

$$P(\phi, \psi, \tau_\psi^2, \sigma^2 | Y) \propto \prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{\sigma_Y^2 \sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{(y_i - \mu)^2}{2\sigma_Y^2} \right) \right) \times \frac{\tau_\psi^{-n}}{\sigma^2 \sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{\frac{1}{2\tau_\psi^2} \sum_{i \sim j} (\phi_i - \phi_j)^2}{2\sigma^2} \right) \\ \times \frac{\tau_\psi^{-n-2}}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \psi_i^2 \right) \times \text{prior}(\tau_\psi^2, \sigma^2). \quad (7)$$

时空噪声随机变量 $\varepsilon_{it} \sim N(\sigma_\varepsilon^2)$, 根据 Gelman (2006)^[14] 等的研究, 模型中所有随机变量方差 (如 $\sigma_\nu, \sigma_\varepsilon$) 的先验分布都被确定为严格的正值半高斯分布 $N(\sigma_\varepsilon^2)$ 或伽马分布。

为了定量评价贝叶斯时空层次模型分解出的总体时空效应对整个时空过程的解释度, 本文还计算了模型估算结果的方差组分系数 (variance partitioning coefficient, VPC)^[15], 计算公式如下所示:

$$VPC = \frac{\text{var}(S_i + b_0 t + \nu_t)}{\text{var}(s_i + b_0 t + \nu_t) + \text{var}(b_{1i} t + 0.5 b_{2i} t^2 + \varepsilon_{it})} \times 100\%. \quad (8)$$

方差组分系数反映了模型中处于稳态的总体时空效应对整个时空变化过程中的代表性, VPC 越大, 则总体时空效应对时空过程的解释度越高。

2.2 贝叶斯分域时空回归模型

本文考虑不同空间分域信息和空间滞后效应, 构建了贝叶斯分域时空回归模型, 很好地解决了“空间非平稳性”问题。一般传统回归模型是一种全局性回归模型, 基本假设是自变量和因变量的影响关系在整个研究区内保持平稳, 得到的回归系数估计值是整个研究区内的平均状态, 但“空间非平稳性”现象普遍存在, 使得传统回归模型不能科学反映影响关系的空间异质特征。而本文构建的贝叶斯分域时空回归模型, 可以将不同空间分域位置信息融入到模型中, 模型会根据不同的空间分域, 估计出适用于不同空间分域中的影响系数, 可以更加细致地刻画影响机制, 估算出更加符合实际的结果。贝叶斯时空层次非线性模型专门用于分析时空演变过程, 而贝叶斯分域时空回归模型是专门用于分析时空变量之间的影响关系的, 两者反映了时空现象的两个不同方面, 一起组成了贝叶斯分域时空模型。对于本文研究内容而言, 中国的经济、社会等发展状况在东中西部差异很大, 位于不同区域的城市房价影响机制各异, 通过贝叶斯分域时空回归模型估算对应的影响系数。可以客观、科学地揭示不同区域城市房价的影响机制。贝叶斯分域时空回归模型的数学形式如下:

$$\text{样本似然函数形式: } Y_{it} \sim MVN(\mu_{it}, \sigma_Y^2), \quad (9)$$

$$\text{参数先验分布: } \mu_{it} \sim MVN(\lambda_{it}, \sigma_\mu^2), \quad (10)$$

$$\text{时空过程分域回归函数: } \lambda_{it} = \alpha + S_i + \beta_{1,r(i)} X_{i,t}^{(1)} + \beta_{2,r(i)} X_{i,t}^{(2)} + \dots + \beta_{k,r(i)} X_{i,t}^{(k)} + \varepsilon_{it}. \quad (11)$$

上式中, Y_{it} 、 μ_{it} 、 λ_{it} 、 σ_Y^2 、 σ_μ^2 、 α 、 S_i 、 ε_{it} 意义均同上述贝叶斯时空层次模型, 其中时空参数 S_i 的先验分布形式也采用 BYM 模型形式, 以先验知识的形式考虑空间邻近影响, 反映空

间溢出效应; $X_{i,t}^{(1)}$ 、 $X_{i,t}^{(2)}$ 、 $\dots$ 、 $X_{i,t}^{(k)}$ 代表对应的 k 类影响因子变量, $\beta_{1,r(i)}$ 、 $\beta_{2,r(i)}$ 、 $\dots$ 、 $\beta_{k,r(i)}$ 代表 k 类影响因子对应的影响系数, 其中 $r(i)$ 代表 i 个城市所属的分域编号, 如本文将 35 个城市按照地理区位分成东部、中部和西部三个区域层, 则 $r(i) \in \{1, 2, 3\}$, 对于影响因子系数变量的先验分布均采用无信息先验分布, 即:

$$\beta_{1,r(i)}, \beta_{2,r(i)}, \dots, \beta_{k,r(i)} \sim Flat(). \quad (12)$$

由于在贝叶斯分域时空回归模型中的参数 S_i 已经考虑了空间邻近相关影响和空间滞后效应, 因此, 本文构建的贝叶斯分域时空模型同时考虑了空间滞后效应和不同分域自身特征, 其计算结果反映的是各个分域中剔除空间滞后效应后各类影响因素对被解释变量的影响机制。

2.3 贝叶斯分域时空统计模型估计实现

贝叶斯时空统计模型具有复杂和高维数特点, 传统的解析近似和数值积分方法往往会失效, 而马尔科夫链-蒙特卡洛 (Markov chain Monte Carlo, MCMC) 方法的提出很好的解决了这个问题。本文贝叶斯统计推断计算通过 WinBUGS 软件编程实现。

贝叶斯统计推断的可靠性是通过判断 MCMC 计算结果的收敛性来实现的, 如果由 MCMC 方法生成的马尔科夫链收敛, 则估算可靠^[16]。本文采用两条 MCMC 链, 每条链的迭代次数均设为 30 万次, 其中 20 万次为预烧期, 10 万次为估算迭代次数; 收敛性通过 Gelman-Rubin 统计参数^[14] 评估, 其值越接近于 1, 则收敛性越好, 本文估算结果对应的 Gelman-Rubin 参数值都在 0.999 到 1.01 之间, 说明本估算结果可靠。

表 1 2002-2015 年中国 35 个主要城市房价描述统计结果表 (元/平方米)

年份	最低值	25% 分位值	中位值	平均值	75% 分位值	最大值	极差	标准方差	变异系数
2002	1202	1712	2049	2267	2504	5267	4065	907	0.40
2003	1250	1857	2105	2398	2574	5757	4507	1004	0.42
2004	1360	1942	2285	2584	2841	6162	4802	1106	0.43
2005	1430	2155	2598	3003	3480	6603	5173	1362	0.45
2006	1802	2269	2852	3416	3929	8205	6403	1644	0.48
2007	1939	2590	3075	4074	4658	11958	10019	2357	0.58
2008	2079	2657	3207	4077	4529	10817	8738	2221	0.54
2009	2156	2943	3638	4816	5586	12429	10273	2713	0.56
2010	2327	3378	4332	5771	6550	15877	13550	3471	0.60
2011	2359	3628	4560	5763	6645	16732	14373	3178	0.55
2012	2864	3883	4662	5818	6737	14697	11833	2962	0.51
2013	2805	4065	4708	6152	6929	17683	14878	3427	0.56
2014	2752	4021	4510	6193	6939	17772	15020	3518	0.57
2015	2797	4244	5050	6757	7533	24349	21552	4527	0.67

数据来源: 作者根据国家统计局网站 (<http://www.stats.gov.cn/>) 数据计算得出。

3 实证分析

3.1 数据说明与预处理

本文以 2002-2015 年的中国 35 个主要城市房价为研究对象。2002-2015 年的城市房价、职工平均工资、城市客运量等数据均来自于中国国家统计局网站, 2002-2014 年的 35 个主要城市的年度人均 DGP、第三产业产值比重、人口密度等数据均来自对应年份的《中国城市统计

年鉴》。以上所有数据都定基在 2002 年, 其中, 城市房价和职工平均工资用各城市所在省份 CPI 消除通胀因素; 人均 GDP 采用 GDP 平减指数消除通胀因素; 各省份 CPI 和固定资产投资指数数据 2002–2014 年来源于各年份《中国统计年鉴》, 2015 年数据来自各省份 2015 年国民经济和社会发展统计公报。

3.2 描述统计

在近 14 年间, 35 个主要城市的房价平均值均大于中位值, 呈现出右偏态分布特征。最低值、25% 分位值、中位值、平均值、75% 分位值和最大值等都呈现出稳定的递增趋势 (表 1)。值得注意的是, 极差、标准方差和变异系数也逐年增加, 分别从 2002 年的 4065、907 和 0.40 增加到 2015 年的 21552、4527 和 0.67, 这表明在研究期内 35 个主要城市房价的异质性在增强, 两极分化现象越来越严重, 以上基于描述统计的定性结论, 后文将通过扩展的贝叶斯时空层次模型做进一步的量化, 定量分析 35 个主要城市房价变化的两极分化现象, 同时深入揭示其总体时空格局和局部变化特征。

3.3 总体时空效应估计

总体时空效应分别由参数 S_i 和 $b_0 + \nu_i$ 定量测度, 总体空间相对度 $\exp(S_i)$ 的大小直接度量了第 i 个城市房价相对于 35 个城市房价总体水平的比例值大小, 大于 1 说明高于总体水平, 小于 1 说明低于总体水平; $b_0 + \nu_i$ 反映了 35 个主要城市房价总体变化的线性趋势和非线性趋势。

基于贝叶斯时空层次模型估计的中国 35 个主要城市房价在 2002–2015 年的总体变化特征呈现出显著的增长趋势 (图 1), 进一步可分为两个阶段: 以 2010 年为转折年, 在 2002–2010 年期间, 增加趋势呈现一个先缓后急的二次曲线型增长形式, 2010 年以后, 在 2010–2015 年期间, 增长趋势有所放缓。

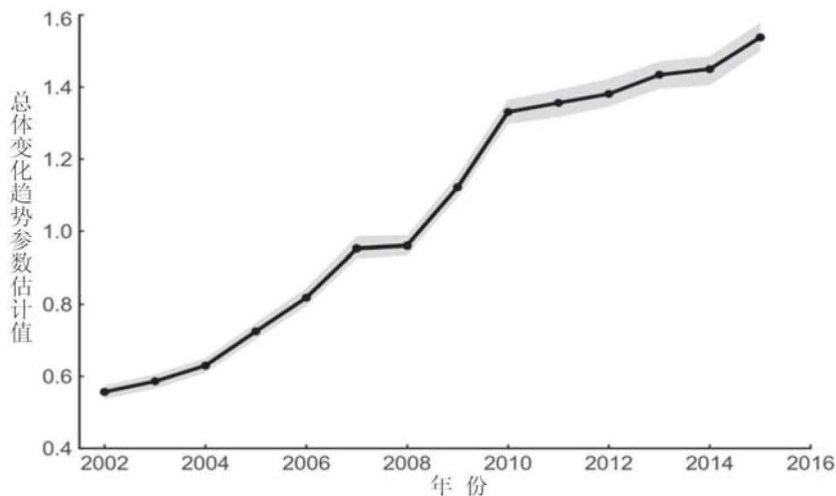


图 1 2002–2015 年中国 35 个主要城市房价总体变化趋势贝叶斯估计结果
(浅灰色区域为 2.5%–97.5% 概率区间)

模型估算结果的 VPC 为 86.6%, 说明在 2002–2015 年期间, 中国 35 个主要城市的房价已形成了相对稳定的总体空间格局和总体时间趋势, 即总体时空效应对整个时空过程的解释度达到 86.6%。根据总体空间效应参数 $\exp(S_i) > 1$ 的后验概率 $p(\exp(S_i) > 1|Y_{it})$ 大小可以把

35 个主要城市分为热点、温点和冷点三类,分类标准依照 Richardson 等^[17]提出的分类标准:若 $p(\exp(S_i) > 1|Y_{it}) > 0.7$ 属于热点城市,若 $0.7 \geq p(\exp(S_i) > 1|Y_{it}) \geq 0.2$ 属于温点城市,若 $p(\exp(S_i) > 1|Y_{it}) < 0.2$ 则属于冷点城市。就本文研究而言,热点、温点和冷点城市的房价水平分别高于、相当于和低于房价总体水平。由表 2 估计结果表明,热点城市有 12 个:北京、天津、沈阳、大连、上海、南京、杭州、宁波、厦门、青岛、广州和深圳,其中深圳的房价最高;11 个高房价城市都位于经济发达的中国东部沿海区域。温点城市共计 14 个:石家庄、太原、长春、哈尔滨、合肥、福州、南昌、济南、郑州、武汉、长沙、南宁、海口和昆明,14 个温点城市主要位于东北区域、中部区域及南部区域,经济发展水平属于中等发达程度,其中位于中国东部沿海发达地带近辐射范围的海口、福州、南昌、济南、合肥和南宁等 6 个城市的房价水平相对较高。呼和浩特、重庆、成都、贵阳、西安、兰州、西宁、银川和乌鲁木齐等 9 个主要城市属于房价冷点城市,其中的西安和重庆两城市房价水平较高。综上所述,目前中国 35 个主要城市房价在空间上已形成了稳定而显著的阶梯状空间结构,从东部经中部到西部,形成了三个显著的房价阶梯区域——东高西低,该结论与现有研究结论一致,利用本文构建的贝叶斯时空层次非线性模型不但可以得出现有的研究结论,而且还可以得出更加细致和丰富的时空变化结果,包括稳定的空间格局和总体趋势以及一次和二次局部变化趋势,并且精细化到了每个城市,可以为政策制定和决策提供更加具体的科学参考。

3.4 时空交互效应估计

本文构建的贝叶斯时空层次非线性模型包含局部二阶变化因子项 $0.5b_{2i}t^2$,对原过程模型等式右边求时间 t 的导数后,可得 $\frac{d(b_{1i}t+0.5b_{2i}t^2)}{dt} = b_{1i} + b_{2i}t$,即参数 (b_{2i}) 代表了局部变化趋势的二阶变化效应,即加速度概念。将一次线性局部变化形式扩展成了二次非线性变化形式,分别由时空变化参数 $(b_0 + b_{1i})$ 和 b_{2i} 定量测度,前者度量每个城市房价的一阶变化趋势——速度,后者度量每个城市房价的二阶变化趋势——加速度,通过贝叶斯时空层次非线性模型不仅可估算出局部变化速度,同时也能估算出速度的变化,可以更加精细地研究时空变化过程。

3.4.1 局部一阶变化趋势

综合总体空间格局和局部变化趋势来看,北京、天津、大连、上海、南京、杭州、宁波、厦门、青岛、广州和深圳等 11 个热点城市兼具有高水平房价等级和局部强增加趋势(表 2),只有一个热点城市——沈阳的房价局部增加趋势弱于总体增加趋势;在 9 个冷点城市中,只有重庆和成都 2 个城市房价具有强增加趋势,其他 7 个冷点城市的房价局部增加趋弱于总体增加趋势;而对于 14 个温点城市而言,房价层级水平相对较高的合肥、福州、南昌和济南等 4 个城市具有局部强增加趋势,其余房价层级水平相对较低的石家庄、太原、长春、哈尔滨、郑州、武汉、长沙、南宁、海口和昆明等 10 个城市却具有局部弱增加趋势。以上实证结果定量论证解释了 2002–2015 年间中国 35 个主要城市房价两极分化现象,可以总结为:高值强增加,低值弱增加,换句话说就是房价高的城市具有强增加趋势,房价低的城市具有弱增加趋势。

3.4.2 局部二阶变化趋势

由于 35 个主要城市房价都具有局部增加趋势,因此当 $b_{2i} > 0$ (< 0) 时,变化加速度为正(负), i 城市房价的增加速度具有增大(减小)趋势,由表 2 估计结果可知,在 12 个热点城市中,北京、天津、大连、上海、杭州、宁波、厦门、青岛和广州 9 个城市的强增加趋势有减小态势,但南京和深圳两热点城市的高增加速度却具有增大态势,沈阳局部增加速度虽低于总体,但却具有增大态势;14 个温点城市中,合肥、福州、南昌、济南和海口 5 个城市虽具有高增加

速度,但增加速度会进一步减小,其余的石家庄、太原、长春、哈尔滨、郑州、武汉、长沙、南宁和昆明 9 个城市的增加速度小于总体增加速度,但具有增大态势;在 9 个冷点城市中,成都虽然具有高增加速度,但具有减小态势,其他的呼和浩特、重庆、贵阳、西安、兰州、西宁、银川和乌鲁木齐等 8 个城市对应的参数 b_{2i} 较大,局部增加速度都具有比较明显的增大态势。

表 2 中国 35 个主要城市房价总体空间格局和局部变化趋势统计推断结果

城市	总体空间相对度		一阶局部变化趋势	二阶局部变化趋势
	后验中值估计	大于 1 的后验概率估计	参数 $b_0 + b_{1i}$ 后验中值估计	参数 b_{2i} 后验中值估计
北京	1.15 (0.89,1.72)	0.83	0.1996 (0.1905,0.2093)*	-0.0027 (-0.0045,-0.0012)
天津	1.10 (0.82,1.42)	0.72	0.1968 (0.1765,0.2092)*	-0.0053 (-0.0075,-0.0025)
石家庄	0.90 (0.64,1.14)	0.21	0.1448 (0.1100,0.1635)	0.0043 (0.0009,0.0095)
太原	0.92 (0.68,1.19)	0.25	0.1392 (0.1188,0.1651)	0.0020 (-0.0014,0.0042)
呼和浩特	0.87 (0.62,1.12)	0.16	0.1400 (0.1157,0.1756)	0.0031 (-0.0013,0.0062)
沈阳	1.09 (0.80,1.55)	0.71	0.1227 (0.0934,0.1615)	0.0001 (-0.0049,0.0042)
大连	1.11 (0.85,1.54)	0.77	0.1703 (0.1554,0.1870)*	-0.0032 (-0.0060,-0.0016)
长春	0.97 (0.71,1.30)	0.43	0.1324 (0.1070,0.1525)	0.0024 (-0.0010,0.0051)
哈尔滨	0.95 (0.65,1.34)	0.38	0.1190 (0.0865,0.1468)	0.0027 (-0.0011,0.0069)
上海	1.27 (0.94,1.90)	0.93	0.2109 (0.1949,0.2182)*	-0.0053 (-0.0063,-0.0034)
南京	1.10 (0.86,1.51)	0.78	0.1666 (0.1465,0.1940)*	0.0003 (-0.0036,0.0024)
杭州	1.15 (0.90,1.59)	0.87	0.2080 (0.1941,0.2218)*	-0.0049 (-0.0068,-0.0029)
宁波	1.11 (0.82,1.55)	0.75	0.2546 (0.2389,0.2758)*	-0.0110 (-0.0141,-0.0087)
合肥	0.98 (0.73,1.24)	0.42	0.1596 (0.1369,0.1821)*	-0.0001 (-0.0029,0.0027)
福州	1.04 (0.77,1.41)	0.62	0.2150 (0.2016,0.2255)*	-0.0034 (-0.0047,-0.0016)
厦门	1.23 (0.92,1.78)	0.91	0.1904 (0.1684,0.2170)*	-0.0003 (-0.0026,0.0020)
南昌	1.02 (0.77,1.29)	0.55	0.1613 (0.1329,0.1793)*	-0.0008 (-0.0035,0.0028)
济南	1.00 (0.76,1.28)	0.50	0.1752 (0.1418,0.1905)*	-0.0028 (-0.0044,0.0016)
青岛	1.08 (0.82,1.45)	0.72	0.1803 (0.1649,0.2015)*	-0.0031 (-0.0059,-0.0012)
郑州	0.93 (0.69,1.17)	0.26	0.1330 (0.1068,0.1541)	0.0027 (0.0000,0.0067)
武汉	0.95 (0.73,1.21)	0.34	0.1409 (0.1143,0.1661)	0.0019 (-0.0011,0.0047)
长沙	0.93 (0.67,1.18)	0.26	0.1399 (0.1177,0.1702)	0.0018 (-0.0025,0.0051)
广州	1.21 (0.93,1.74)	0.91	0.1711 (0.1547,0.1850)*	-0.0018 (-0.0033,0.0002)
深圳	1.53 (0.98,2.54)	0.97	0.1622 (0.1554,0.1687)*	0.0026 (0.0018,0.0044)
南宁	0.98 (0.74,1.28)	0.43	0.1330 (0.1082,0.1473)	0.0009 (-0.0012,0.0044)
海口	1.08 (0.78,1.54)	0.70	0.1664 (0.1343,0.1919)*	-0.0008 (-0.0040,0.0033)
重庆	0.84 (0.58,1.09)	0.11	0.1570 (0.1281,0.1779)*	0.0010 (-0.0018,0.0049)
成都	0.89 (0.68,1.15)	0.17	0.1539 (0.1400,0.1723)*	-0.0012 (-0.0037,0.0007)
贵阳	0.86 (0.61,1.11)	0.14	0.1412 (0.1233,0.1637)	0.0006 (-0.0023,0.0029)
昆明	0.90 (0.66,1.19)	0.23	0.1094 (0.0938,0.1271)	0.0043 (0.0017,0.0064)
西安	0.91 (0.69,1.14)	0.19	0.1342 (0.0989,0.1596)	0.0023 (-0.0014,0.0060)
兰州	0.85 (0.61,1.11)	0.12	0.1375 (0.1157,0.1577)	0.0016 (-0.0010,0.0040)
西宁	0.83 (0.59,1.07)	0.08	0.1120 (0.0928,0.1374)	0.0033 (-0.0001,0.0061)
银川	0.86 (0.64,1.10)	0.12	0.1091 (0.0762,0.1318)	0.0020 (-0.0011,0.0055)
乌鲁木齐	0.85 (0.57,1.20)	0.17	0.1055 (0.0706,0.1276)	0.0065 (0.0035,0.0107)

注:表中三个后验中值估计值后括号中的数字不同于经典统计中的置信区间,贝叶斯统计把每一个参数都看作是随机变量,括号中的范围分别代表对应参数的后验概率密度曲线上的小于 2.5% 概率和大于 97.5 概率的边界值;第 4 列中的星号 * 代表该城市的一阶局部变化趋势参数 $b_0 + b_{1i}$ 后验中值估计值大于总体变化趋势参数 b_0 后验中值估计值。

综合而言,除南京和深圳之外,其他 10 个热点城市的增加趋势在减缓,增加速度会逐渐降低,靠近西部且房价层级较低的 9 个温点城市目前的增加速度虽然较低,但会逐渐增大,靠近东部且房价层级较高的 5 个温点城市的增加速度虽已较高,但会有所降低,对于大部分冷点城市而言,虽然目前的增加速度还处于较低水平,但具有较强的增加后劲,重庆和成都较特殊,虽然目前都具有较高的增加速度,但是前者会持续走高,而后者会有所减缓。

3.5 35 个主要城市房价影响机制分析

根据经济运行基本规律和前人研究成果,也考虑到数据的可得性,本文选取了人均 GDP、人口密度、职工平均工资、客运总量及第三产业比重 5 个变量做为影响因子,应用本文构建的贝叶斯分域时空回归模型进行分析。根据 35 个主要城市所处的地理位置,将其分为东部、中部和西部三个局域层次,进而估计位于不同区域城市房价的影响关系。由于最新的城市人口密度数据是 2014 年,因此本节实证所用的数据为 2002–2014 年 35 个主要城市的房价及 5 类社会经济变量时空数据。

在所考虑的因素中,职工平均工资是东中西部房价的最大影响因素,尤其在中部地区影响更为突出,影响系数高达 0.9521 (表 3);其余 4 类因素的影响程度在东中西部存在差异,东部依次为人均 GDP、第三产业比重、客运总量和人口密度;中部依次为第三产业比重、客运总量、人口密度和人均 GDP;西部依次为第三产业比重、人口密度、人均 GDP 和客运总量。人均 GDP 对房价的影响东部最强,西部次之,中部最弱。人口密度对房价的影响西部最强,东中部相当。职工平均工资对房价的影响中部最强,东部次之,西部最弱。客运总量的影响东部最强,中部和西部大致相当,第三产业比重的影响三个区域基本相当。

表 3 基于贝叶斯分层回归时空模型的中国 35 个主要城市房价与社会经济变量影响系数估计结果

地区	社会经济变量影响系数估计值				
	人均 GDP	人口密度	职工平均工资	客运总量	第三产业比重
东部	0.3615 (0.2971, 0.4229)	0.0468 (0.0081, 0.1050)	0.8751 (0.6913, 1.069)	0.1966 (0.1544, 0.2395)	0.2245 (0.0112, 0.4026)
中部	0.0280 (0.0016, 0.2391)	0.0724 (0.0102, 0.2086)	0.9521 (0.4867, 1.3820)	0.0835 (0.0057, 0.3181)	0.2909 (0.0788, 0.5281)
西部	0.1583 (0.0781, 0.3589)	0.1784 (0.0916, 0.3576)	0.5230 (0.1885, 0.8616)	0.0393 (0.0012, 0.1182)	0.2376 (0.0505, 0.4187)

注:表中的社会经济变量影响系数估计值后括号中的范围值与表 2 中的意义相同,也是代表对应参数的后验概率密度曲线上的小于 2.5% 概率和大于 97.5 概率的边界值。

本文选取的 5 类社会经济变量对房价的影响机制在东部、中部和西部三个区域中表现出不同的特征。在这五类影响因素中,人均 GDP、职工平均工资和客运总量可以表征地区发展程度,人口密度和第三产业比重可以表征地区人口聚集程度。对于经济发达的东部城市,除职工平均工资外,人均 GDP 和客运总量对房价的影响在三个区域中最显著,而人口密度和第三产业比重的影响在三个区域中最弱,说明由于人口聚集而产生的自住刚性需求对房价的推动已达到稳定,而由于经济发展产生的投资性需求对房价的推动比较显著,这在理论上也比较符合,在发达地区,社会资本比较充足,我国的投资渠道又比较少,资本自然就会流入房地产市场,同时,由于发达地区外来人口较多,一定的购房需求和强大的租房需求会进一步增加住房市场价值,使得更多的资本流向房地产市场,因此,在东部发达城市,住房需求侧的投资性需求构成比例要大于中部和西部地区。在中等发达程度的中部城市,职工平均工资对房价的影响最为强烈,远远强于其他因素,在中部地区,经济发展水平适中,社会资本相对不充裕,

外来流动人口较少, 住房主要满足本地区居民居住需求, 因此本地区职工平均工资对房价影响最为显著, 也即说明中部城市的住房需求侧主要源于本地居民自住型刚性需求; 对于欠发达的西部城市而言, 虽然其住房需求也应该主要是自住型刚性需求, 但西部地区发展差异比中部大, 城镇化率也偏低, 除职工平均工资和第三产业比重之外, 人口密度和人均 GDP 也成为了影响房价的显著因素, 这在一定程度上表明西部城市的房地产市场还处于发展培养阶段, 呈现出比中部更为复杂的影响机制。

关于我国城市房价影响机制的已有研究成果^[1-5], 大部分是在全局性模型的基础上研究而得, 并没有考虑到我国的发展不平衡性, 即使有的研究^[6]也通过分区独立回归分析了区域差异, 但却未考虑不同区域间的空间相关性, 而利用本文提出的贝叶斯分域时空回归模型得出的结果, 即考虑了东中西三个区域间的空间差异性, 同时也考虑了东中西三个区域间的空间相关性, 从而得到我国东中西三个区域不同的房价影响机制特征。

4 结论和政策建议

本文通过增加二阶局部变化项扩展了已有的贝叶斯时空层次模型的分析能力, 更加系统深入地分析了 35 个主要房价的时空变化趋势, 特别是每个城市的局部变化规律; 另外, 本文还构建贝叶斯分域时空回归模型, 在考虑“空间非平稳性”的基础上地分析了 35 个城市房价在东中西部三个不同区域中 5 类影响因素的各自不同的分域影响机制。模型主要实证结论有: 东部城市房价上涨速度快于中部和西部城市, 35 个主要城市房价现已形成东中西部的阶梯状空间格局, 本文选取的 5 类影响因素都对房价具有正向影响, 上述结论与现有研究所得结论是一致的。在此基础上, 本文还得出一系列更加系统和深入的新结论: 第一, 在 2002–2015 年间, 35 个主要城市的房价上涨表现出高值强增加, 低值弱增加的特征, 使得 35 个主要城市房价的两极分异现象越来越明显; 第二, 北京、天津等 12 个热点城市中, 除沈阳以外, 兼具有高房价等级和强增加趋势, 14 个温点城市中房价层级较高的合肥、福州、南昌和济南等具有强增加趋势, 其余 10 个城市具有弱增加趋势, 9 个冷点城市中除重庆和成都具有强增加趋势外, 其他 7 个冷点城市都呈弱增加趋势; 第三, 除南京和深圳外, 其他 10 个热点城市房价的增加趋势在减缓, 靠近西部的 9 个温点城市的增加速度具有增大的趋势, 靠近东部的 5 个温点城市的增加趋势将会减缓, 除重庆和成都外, 其他 7 个冷点城市的增加趋势会得到较大的增强; 第四, 在所考虑的因素中, 职工平均工资对房价的影响最为显著, 在东部、中部和西部的影响系数分别为 0.8751、0.9521 和 0.5230, 第三产业比重影响程度在三个区域基本相当。另外, 人均 GDP、人口密度和客运总量对房价的影响关系在三个区域也表现出不同特征; 第五, 中部房价影响系数主要为经济发展因素——职工工资收入、第三产业比重、人均 GDP 和客运总量, 中部房价的主要影响因素是居民富裕程度因素, 西部表现出比中部复杂的影响机制, 除职工工资收入以外, 城市发达程度要素——人均 GDP 和人口密度也显著影响着房价。

根据本文研究结果, 建议在制定房地产调控政策时, 要考虑到不同城市房价在空间分布上表现出的区域差异的同时, 认识和把握当前和未来各个城市或区域房价变化的趋势脉络。对当前出现的房价两极分异持续加重现象应给予足够重视, 通过相关宏观调控政策抑制东部发达城市房价进一步快速增长, 培育中部地区形成更加合理健康的房地产市场, 密切关注西部地区正在增强的房价上涨潜力, 合理控制西部城市房价上涨趋势, 推动西部房地产市场健康有序发展。

[参考文献]

- [1] 郭慧秀, 拓星星, 贾菲, 等. 国内城市房价时空分异及其动力机制研究进展 [J]. 地域研究与开发, 2016, 35(2): 58-64.
- [2] 徐建炜, 徐奇渊, 何帆. 房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据 [J]. 世界经济, 2012, (1): 24-42.
- [3] 刘丹, 霍德明. 基于时空模型的中国房价收入关系研究 [J]. 中国经济问题, 2010, (6): 3-10.
- [4] 王文雯, 陶永亮. 中国房地产价格因素分析 [J]. 统计研究, 2014, 31(7): 111-2.
- [5] 孙静. 影响中国城际房价差异的因素分析 [J]. 统计与决策, 2013, (11): 138-40.
- [6] 范允奇, 王艺明. 中国房价影响因素的区域差异与时序变化研究 [J]. 贵州财经大学学报, 2014, 32(1): 62.
- [7] 陶雪良. 中国 35 个大城市商品住房价格的差异性分析 [J]. 财政研究, 2009, (11): 18-20.
- [8] 田成诗. 我国省域商品房价格空间分布差异研究 [J]. 价格理论与实践, 2011, (2): 33-4.
- [9] 张谦, 王成璋, 王章名. 中国城市住房价格的空间效应与滞后效应研究 [J]. 统计研究, 2016, 33(7): 38-45.
- [10] Tobler W R. A Computer movie simulating urban growth in the detroit region [J]. Economic Geography, 1970, 46(2): 234-40.
- [11] 李俊明. 基于 Bayesian 层次时空模型的我国老龄化分析与预测 [J]. 统计研究, 2016, 33(8): 89-94.
- [12] 王晓荷, 田茂再. 基于分层贝叶斯时空模型的雾霾天气过程计数分析 [J]. 数理统计与管理, 2017, 36(6): 970-982.
- [13] Besag J, York J, Molli A. Bayesian image restoration, with two applications in spatial statistics [J]. Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 1991, 43(1): 1-20.
- [14] Gelman A, Rubin D B. Inference from iterative simulation using multiple sequences [J]. Statistical Science, 1992, 7(4): 457-72.
- [15] Goldstein H, Browne W, Rasbash J. Partitioning variation in multilevel models [J]. Understanding Statistics, 2002, 1(4): 10.
- [16] 刘金山, 夏强. 基于 MCMC 算法的贝叶斯统计方法 [M]. 北京: 科学出版社, 2016.
- [17] Richardson S, Thomson A, Best N, et al. Interpreting posterior relative risk estimates in disease-mapping studies [J]. Environmental Health Perspectives, 2004, 112(9): 1016-25.