

# 基于GWR的南京市住宅地价空间分异及演变

曹天邦<sup>1,2</sup>, 黄克龙<sup>1,2</sup>, 李剑波<sup>1,2</sup>, 董 平<sup>1</sup>, 王亚华<sup>1</sup>

(1. 南京师范大学地理科学学院, 南京 210046; 2. 江苏金宁达不动产评估咨询有限公司, 南京 210036)

**摘要:**以南京市主城区为例,在空间自相关分析和蒙特卡罗检验的基础上,构建城市住宅地价地理加权回归模型,通过2003年、2009年住宅地价空间分异的对比,探讨不同影响因素对住宅地价影响的空间差异性及其随时间变化的特点,揭示住宅地价及其影响因素的空间变化关系,以促进地价的科学化管理。研究表明:①随着影响因素数量不断增加以及合理均衡分布,区域差异性缩小,一般会减弱其对地价的影响。②随着交通条件的不断完善,导致影响因素如CBD、主干道、公交等对地价的影响程度和范围发生变化。③随着时间推移,城市居民逐渐注重生活质量、居住品位的提高,公园绿地对地价的影响程度超过其他公用设施。

**关键词:**地理加权回归模型;住宅地价;空间分异;空间演变;南京

DOI: 10.11821/dlyj201312014

## 1 引言

由于很多学科所观测的数据与地理位置有关,地理位置间的邻近关系会使得数据具有空间相关性,为了将数据的空间特性纳入回归模型中予以分析,1996年英国Newcastle大学的地理学家Brunsdon等<sup>[1]</sup>引入了地理加权回归模型GWR (Geographically Weighted Regression)。Brunsdon等<sup>[2]</sup>探讨了英国房价与楼地板面积的关系,并将研究结果与OLS方法相比较,证实地理加权回归模型较优。GWR模型虽然起步较晚,但是其对与地理位置有关的学科具有重要应用价值,因此得到了迅速发展。目前国内有许多学科的学者已将GWR模型引入到自身的学科之中加以研究,这些学科包括地理学、经济学、生态学及流行病学等。然而,地理加权回归模型在地价方面的研究尚不多见,罗罡辉等<sup>[3]</sup>以杭州市为例,采用GWR模型研究宗地面积对住宅地价的影响,研究表明宗地面积对住宅地价的影响在空间上有很多差异。李志等<sup>[4]</sup>将GWR模型应用于南京市住宅地价的研究,分析城市住宅地价影响因素及其价格边际作用的空间变化规律。吕萍等<sup>[5]</sup>采用1997-2004年北京市住宅用地出让数据,构建GWR模型,剖析了北京市住宅用地价格影响及其空间分布规律。张静等<sup>[6]</sup>采用GWR模型,对1997年、2005年和2008年三个时间点的江苏省城市之间住宅地价影响因素的空间变异特征进行了探究,揭示了各因素因子对住宅地价的影响程度

收稿日期: 2013-05-12; 修订日期: 2013-11-11

基金项目: 教育部人文社会科学研究青年基金项目 (11YJC840051); 国家自然科学基金项目 (41071084)

作者简介: 曹天邦 (1968-), 男, 江苏兴化人, 博士, 高级工程师, 主要从事地价评估研究。

E-mail: njcaotb@163.com

通讯作者: 黄克龙 (1963-), 男, 江苏扬中人, 教授, 主要研究方向为地理信息系统和土地管理。

E-mail: HKL@jsemap.com

和区域差异。本文采用GWR模型对南京市2003年、2009年住宅地价的空間分异进行了对比，探讨城市内部不同影响因素对住宅地价影响的空間差异性及其随时间变化的特点，揭示住宅地价及其影响因素的空間变化关系，以促进地价的科学化管理。

2 研究区概况与研究方法

2.1 研究区概况

大致以南京市主城区绕城公路以内面积约265.5 km²的范围为研究区域，包括玄武、秦淮、建邺、鼓楼、栖霞、雨花台等所辖区域内的城市建成区。对此区域的研究可以反映南京市主城区影响因素对住宅地价影响的空間分异及其演变特征。

2.2 数据来源

根据南京市地价动态监测资料，2000-2009年南京市住宅地价变动大致分为三个阶段：① 2000-2004年，为地价快速上涨期；② 2005-2006年，为地价平稳增长期；③ 2007-2009年，为地价剧烈变动期<sup>[7]</sup>。鉴于以上情况，分别选取了2003年和2009年的两个时间点来进行住宅地价影响因素的空間差异性对比研究。地价样点数据主要为2003年和2009年的城市住宅地价监测点<sup>①</sup>。考虑到南京市主城区面积较大，而2003年和2009年住宅地价监测点数量仅有57个，对于地价空間分析研究而言数量略显不足。故本文还收集了60个土地市场交易样点。其中，2003年土地市场交易样点资料25个；2009年土地市场交易样点资料35个，由于交易样点与监测点地价内涵不一致，因此根据《城镇土地估价规程》(GB/T18508-2001)的要求，对其进行了期日、土地开发程度、土地使用年限、容积率等地价内涵统一性修正。

2.3 研究方法

2.3.1 GWR模型 一般的全局回归模型:

$$y_i = \sum_k \beta_0 + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \tag{1}$$

地理加权回归方法是对传统回归模型进行了扩展，使得参数能够进行局部估计，其模型为<sup>[8]</sup>:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \tag{2}$$

其中 $(u_i, v_i)$ 是第*i*个样本点的空間坐标； $\beta_k(u_i, v_i)$ 是连续函数 $\beta_k(u, v)$ 在*i*的值。如果 $\beta_k(u_i, v_i)$ 在空間任意一点*i*的值均相同，则公式(2)变为全局模型公式。

2.3.2 带宽确定 本文根据Cleveland等<sup>[9]</sup>提出的交叉确认法(CV)来确定带宽，此方法如下:

$$CV = \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_{\neq i}(b)]^2 \tag{3}$$

式中： $\hat{y}_{\neq i}(b)$ 是 $y_i$ 的拟合值，在实际应用过程中，可根据不同的*b*值，计算出相对应的CV值，再从中选出CV最小的*b*作为带宽。

2.3.3 空間自相关分析 本文以2009年住宅地价为例，分析住宅地价的空間分布特征。首先，采用GeoDa对住宅地价进行Moran's I分析(图1)，计算结果Moran's I=0.8292可以看出，2009年南京市地价在空間上呈现积聚状态，并存在一定的差异。因为Moran's I的

① 数据来源于南京市地价动态监测数据采集与地价监测点维护课题组。

计算是随机排列的,排列次数为999次,模拟显著性水平为0.001与理论值 $E(I)=-0.0110$ 一致(图2)。

根据图1,多数点位于第一和第三象限,说明住宅地价具有正相关或负相关关系,地价空间差异不大,地价空间关联性显著。而少数点位于第二和第四象限,呈现出地价在空间上的起伏变化。再次,采用GeoDa生成LISA的集聚图进一步分析(图3),可以清晰地观测到:南京城区中心地价高,且被高地价区域包围;城东南和城东北地价水平低,且被低地价区域包围;城东少量区域地价水平较低,被较高地价区域包围;而其他区域不显著。

探索性空间分析的研究,说明了地价样点在空间上具有空间相关性和空间集聚特征,从而为GWR模型构建奠定了基础。

**2.3.4 模型构建和结果检验** 在城市住宅用地定级确定的因素基础上,参考其他地价影响因素相关研究选取的因素<sup>[10-15]</sup>,并经多重共线性诊断分析<sup>[16]</sup>,最终确定CBD(距中央商务区距离)、SFZX(距商服中心距离)、ZGD(距主干道距离)、GJ(距公交站点距离)、YY(距医院距离)、GY(距公园绿地距离)、ZX(距中学距离)、XX(距小学距离)和YEY(距幼儿园距离)等9个因素作为住宅地价的影响因子。

设总价为 $y_i$ ,第 $i$ 点的坐标为 $(u_i, v_i)$ ,则南京市住宅地价影响因素GWR模型为下式:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(ZGD)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(CBD)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(SFZX)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(ZX)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(GY)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(YY)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(GJ)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(YEX)(u_i, v_i) + \sum_{j=1, k} x_{ij}(XX)(u_i, v_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

利用ArcGIS 9.2软件,以调整型空间核

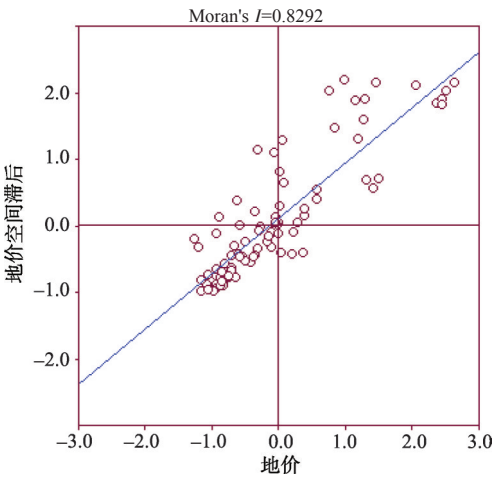


图1 住宅地价全局空间相关性散点图  
Fig.1 The scatter graph on global spatial correlation of the residential land price

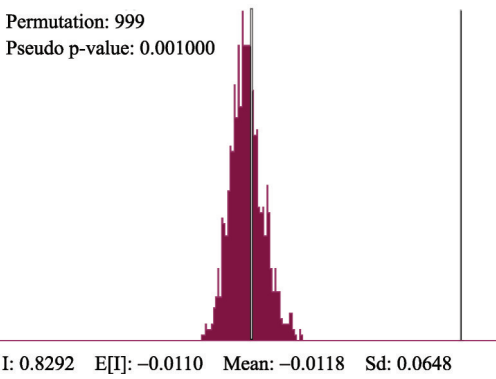


图2 Moran's I经验分布排列图  
Fig.2 Moran's empirical distribution graph

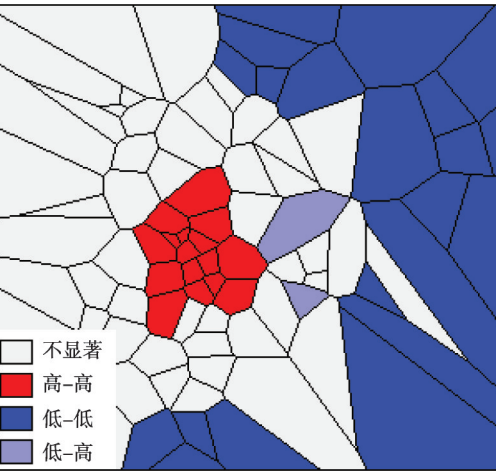


图3 住宅地价的LISA集聚图  
Fig.3 LISA map on the residential land price

回归为基础，采用CV方法进行GWR模型带宽的计算，计算结果见表1。

通过计算每一个影响因素相对应的回归系数，分别统计2003年和2009年调整型空间核的回归系数的最小数、上四分位数、中位数、下四分位数、最大数和平均数，并采用蒙特卡罗方法对各影响因素在空间变异进行显著性检验，估计回归系数的*P*值，统计结果分别见表2和表3。

3 结果分析

3.1 回归系数和*P*值统计对比分析

首先进行*P*值对比分析。表2显示，2003年住宅地价影响因素中，CBD、SFZX、GJ、XX和YEY等因素表现出显著的空间不稳定性，即其回归系数随着空间位置而发生显

表1 2003年和2009年GWR模型结果

Tab.1 Results of GWR Model in 2003 and 2009

模型参数	2003	2009
Neighbours	57	44
ResidualSquares	106276368.1	306394881.2
EffectiveNumber	19.5867	53.6291
Sigma	1685.4082	2825.7900
AIC	1035.7691	1830.7608
R <sup>2</sup>	0.7833	0.8987
R <sup>2</sup> A djsted	0.6757	0.7598

注：Neighbours是指用于各个局部估计的相邻点数目，小于等于总样本数，本表中当Neighbours分别为57或44时，CV值最小。

表2 2003年GWR模型调整型空间核的回归系数和*P*值统计表  
Tab.2 Statistics of regression coefficient and *P* value in GWR Model adjustable space nuclear in 2003

	Minimum	Upr uartile	Median	Lwr uartile	Maximum	Mean	<i>P</i> -value
Intercept	10762.298	11529.836	12161.701	12274.305	12443.145	11918.085	0.2275
CBD**	-1.101	-0.894	-0.843	-0.730	-0.650	-0.832	0.0100
SFZX*	-0.615	-0.458	-0.369	-0.133	0.718	-0.270	0.0239
ZGD	-3.310	-2.642	-2.034	-1.358	0.270	-1.925	0.7983
GJ***	-1.125	-0.405	-0.155	0.149	0.836	-0.133	0.0000
YY	-0.490	-0.224	-0.016	0.125	0.690	-0.031	0.3381
GY	-0.753	-0.292	-0.220	-0.149	-0.011	-0.250	0.1387
ZX	-0.381	-0.228	0.045	0.277	1.323	0.115	0.1124
XX*	-1.192	-1.123	-1.028	-0.509	0.282	-0.750	0.0306
YEY*	-0.415	0.040	0.340	0.437	0.491	0.237	0.0151

注：\*\*\*为0.001显著性水平；\*\*为0.01显著性水平；\*为0.05显著性水平，下同。

表3 2009年GWR模型调整型空间核的回归系数和*P*值统计表  
Tab.3 Statistics of regression coefficient and *P* value in GWR Model adjustable space nuclear in 2009

	Minimum	Upr uartile	Median	Lwr uartile	Maximum	Mean	<i>P</i> -value
Intercept	11853.719	19291.444	22697.400	25254.089	29399.350	22078.772	0.9707
CBD	-3.030	-2.276	-1.704	-1.281	-0.467	-1.745	0.1140
SFZX**	-8.124	-2.209	-0.205	0.295	1.591	-0.949	0.0054
ZGD***	-20.805	-14.013	-7.653	-3.048	2.642	-8.066	0.0000
GJ	-6.459	-0.735	1.524	2.677	8.928	1.395	0.0513
YY***	-1.966	-0.907	-0.143	0.633	1.565	-0.152	0.0001
GY	-2.516	-1.499	-0.792	-0.391	0.958	-0.876	0.2132
ZX**	-2.157	-0.667	0.632	1.918	7.459	0.878	0.0046
XX	-5.763	-1.331	-0.448	1.000	6.472	-0.303	0.3625
YEY	-5.641	-1.726	-0.760	-0.248	3.501	-0.788	0.0768



著的改变,其系数显著水平排序为GJ>CBD>YEY>SFZX>XX。而表3显示,2009年影响因素中,有四个因素表现出显著的空间不稳定性,其系数水平排序依次为ZGD、YY、ZX、SFZX。以上对比表明,住宅地价与影响因素之间并非稳定系数关系,而呈现出不稳定的状况,并随时间而变化。

其次进行回归系数对比分析。在2003年GWR模型中,除中学和幼儿园外,其他因素的回归系数统计绝大部分为负数,表明地价随距离的增大而减小。同时,各因素回归系数的中位数与平均数的符号均相同,且数值也相差不大,这也说明各因素对区域内大部分样点的影响性质都是相同的。2009年回归系数除公交和中学外,其他因素的回归系数统计情况与2003年类似。但各因素对地价的影响程度有着显著的空间差异,并且2003年与2009年也存在差异。以平均数为例,2003年ZGD的系数绝对值最大,对住宅地价的影响力远高于其他因素,其次为CBD、XX、SFZX、GY等;而2009年中,影响力最高的仍为ZGD,其次为CBD、SFZX、GY、YEY等。

3.2 空间分异演变分析

3.2.1 商服繁华对住宅地价的影响 图4显示,2003年距CBD距离回归系数均为负值,表明距CBD愈远,地价愈低。大致以苜蓿园所在区域为中心,向外回归系数逐渐变大,CBD对地价的影响渐弱。城北的回归系数较大,由于远离市中心,受CBD影响小,地价的敏感性弱,地价变化较为平缓。2009年回归系数亦均为负值,但其绝对值明显大于2003年,表明2009年后CBD对地价的影响在加大。总体而言,2009年距CBD距离回归系数大致以集庆门一带为主中心、苜蓿园所在区域为副中心,向外回归系数逐渐变大。其中,城区东北的回归系数较大,由于交通条件原因,受CBD影响小,地价变化较小。而城北下关等地区由于近年来的开发建设和地铁1号线的开通,到城市中心更加便利,受CBD的影响逐渐增强。图5显示,在2003年,商服中心回归系数绝对值高的区域范围占较大比例;而在2009年,回归系数绝对值高的区域范围比例明显缩小,这表明距商服中心距离对地价的影响范围有减弱趋势。这主要由于近年来,随着南京市商业网点规划的不

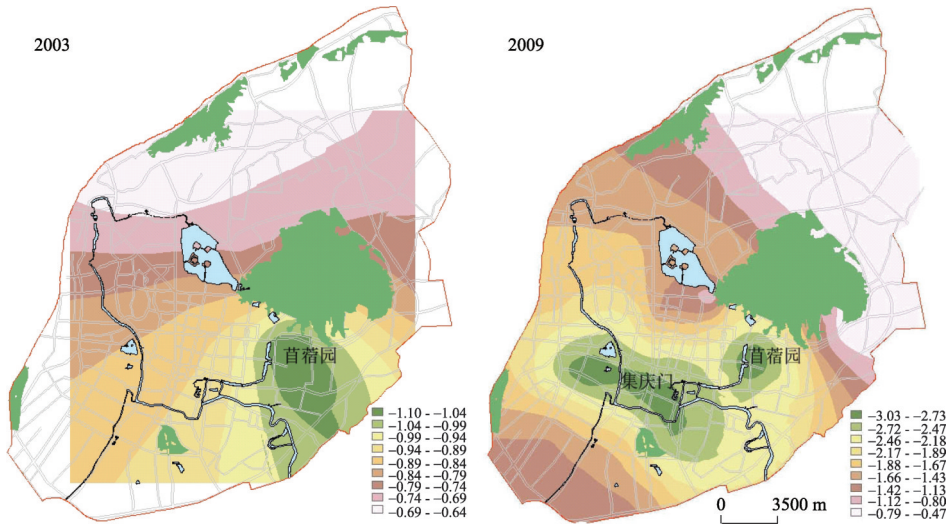


图4 2003年、2009年中央商务区回归系数分布图

Fig.4 The regression coefficients distribution of CBD in 2003 and 2009

断实施，在区域中心布置了大型综合超市、购物中心等服务设施，同时在居民区布置了食杂店、便利店、折扣店、小超市等居民日常生活服务网点，商业服务网点普及，商服中心的区域差异性变小，其对地价的影响反而削弱。

**3.2.2 交通条件对住宅地价的影响** 图6显示，2003年主城区大部分地区主干道对地价的影响都呈负相关关系，大致以大桥公园为正中心，向外回归系数逐渐变小。在城区中心地区，等值线较为密集，表明变化速度较快，而在东南部，等值线较为稀疏，变化速度趋于和缓。2009年主城区大部分地区回归系数为负值，大致以新街口为负中心，向外回归系数逐渐变大，并且回归系数的绝对值明显高于2003年，说明2003-2009年以来，距主干道距离对地价的影响总体增强。东部和西南部分地区为正值，表明主干道虽然为城市带来了便捷的交通条件，但同时也带来了噪声污染、汽车尾气污染以及道路堵塞等负面影响。交

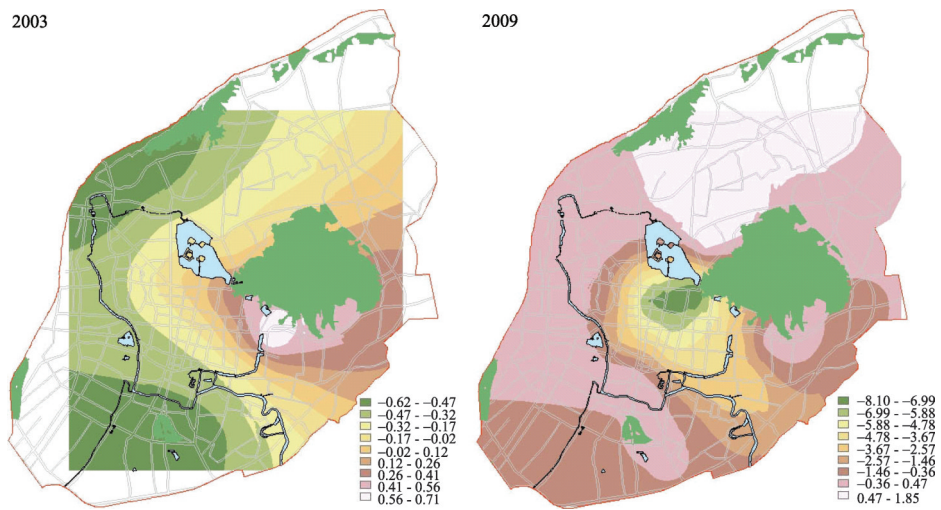


图5 2003年、2009年商服中心回归系数分布图

Fig.5 The regression coefficients distribution of business service center in 2003 and 2009

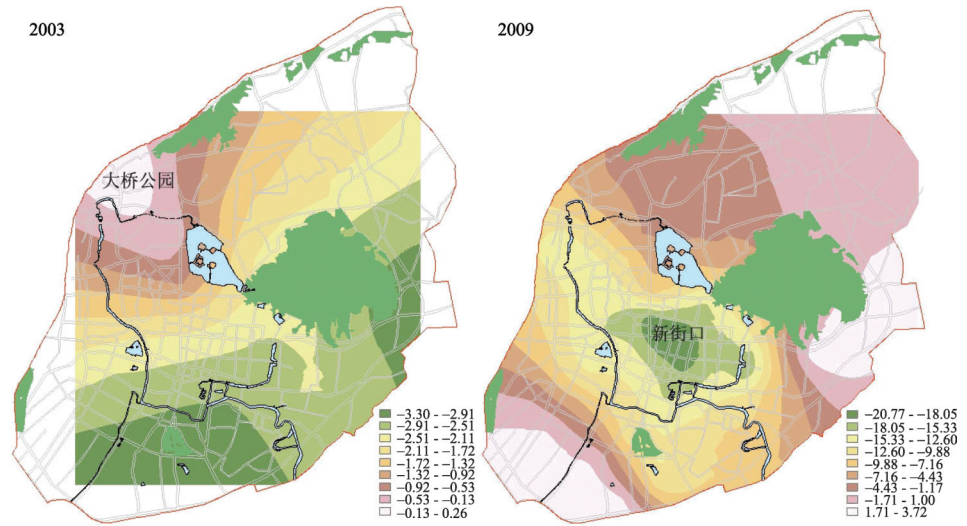


图6 2003年、2009年主干道回归系数分布图

Fig.6 The regression coefficients distribution of main road in 2003 and 2009

通状况是影响住宅地价的一个很重要的因素,然而现代化的交通方式选择不断增多,随着公交系统的完善、地铁的开通以及私家车的不断普及,在有些区域会削弱道路对地价的影响。对于公交而言,2003年和2009年公交回归系数有正有负,同时正值区域范围有明显扩大趋势。这主要是由于南京市在公共交通方面的大力投资,公交站点数量不断增多,且分布较为均匀,同时近年来私家车普及和地铁的兴起,居民对公交站点的依赖性不断减弱,导致距公交站点的距离对地价的影响变小,呈下降态势。

**3.2.3 公用设施对住宅地价的影响** 在公用设施因素中,2003年公园绿地对地价的影响程度仅次于小学,至2009年其对地价的影响程度明显高于其他公用设施,且对地价的影响中心由2003年的单中心转向为多中心(图7)。这表明近年来河西、城北等区域大规模的公园绿地建设,改变了原先公园绿地的空间布局,同时居民逐渐注重生活质量、居住品位的提高,公园绿地对地价影响增强,并形成多个地价影响中心。

医院对地价的影响程度较小,但影响范围扩大。2003年影响范围集中分布于城区西部。2009年影响范围扩大到除东部和东南部外的主城区大部分地区,东部和东南部由于无大中型医院,医院对地价影响较小。这表明随着生活水平的提高,居民更加注重身体健康,其中在大型医院分布较为集中的老城区成为医院对地价影响的中心(图8)。

在中小学、幼儿园中,中学回归系数的平均数在2003年和2009年均均为正值,这说明中学对地价的影响小。这主要由于中学一般面向全市招生,正常情况下,一般中学对地价的影响较小。

2003年小学的回归系数基本均为负值。2009年小学回归系数有正有负,两者分布范围基本相当(图9)。这说明小学对主城区总体地价的影响范围有缩小的趋势。近年来在新开发小区一般配置小学,小学数量众多,特别在河西地区情况较为明显,一般小学对地价的影响减弱。在公用设施因素中,其影响力由2003年的第一位下降为第三位,低于公园绿地、幼儿园。

幼儿园情况与小学相反。2003年幼儿园的回归系数负值范围占一半,且回归系数平

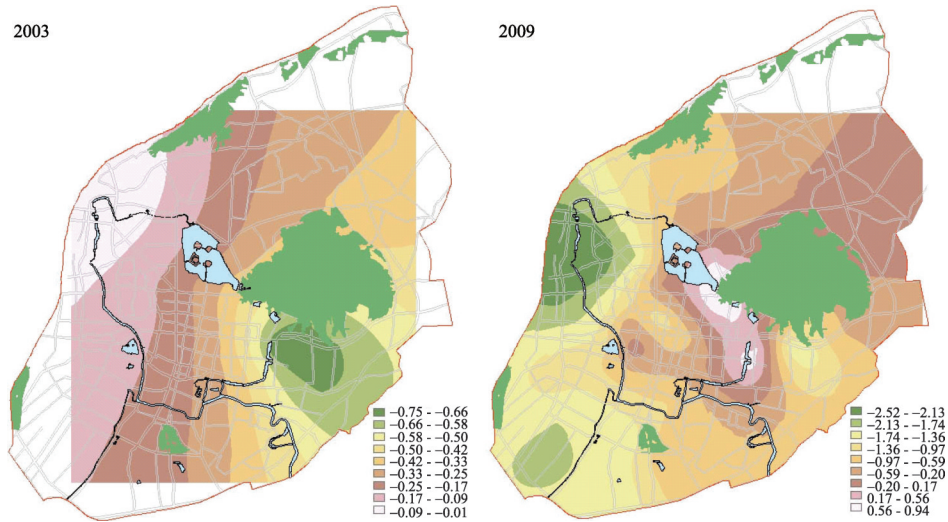


图7 2003年、2009年公园绿地回归系数分布图

Fig.7 The regression coefficients distribution of park and green space in 2003 and 2009



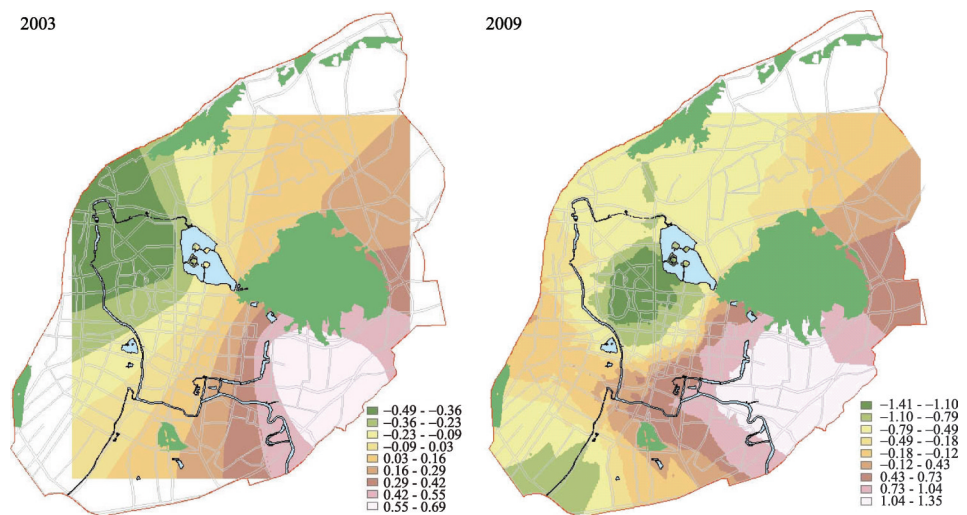


图8 2003年、2009年医院回归系数分布图

Fig.8 The regression coefficients distribution of hospital in 2003 and 2009

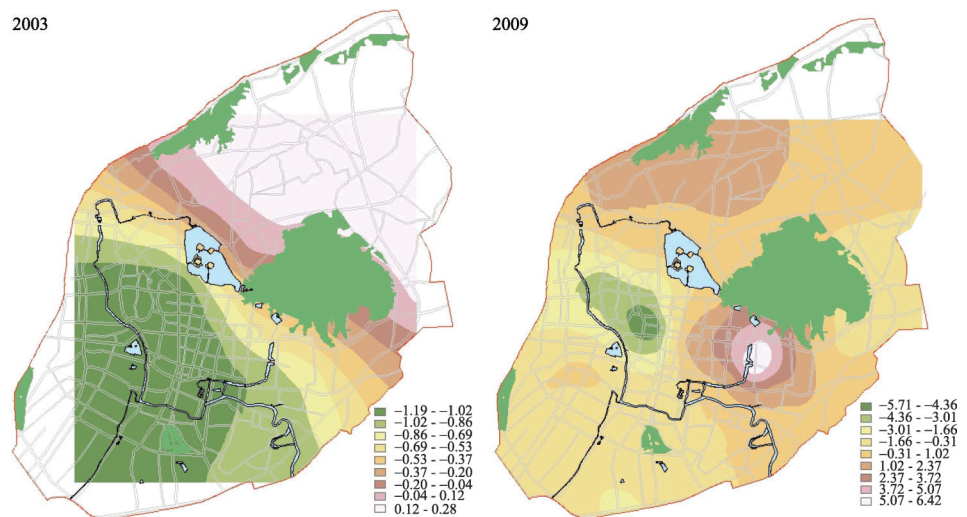


图9 2003年、2009年小学回归系数分布图

Fig.9 The regression coefficients distribution of elementary school in 2003 and 2009

均值为正值，对地价影响小。2009年，除主城区南部外，回归系数大部分地区为负值，影响范围明显扩大。同时回归系数一般为以前10-20倍，强度明显增强（图10）。主要由于近年来各区域虽配置一定数量的幼儿园，但数量明显不足，不能很好地满足居民生活需要，因此幼儿园对地价的影响较大，特别是名牌幼儿园对地价的影响更大。

#### 4 结论与讨论

基于GWR模型，对2003年、2009年南京市住宅地价的空间结构进行了对比分析，空间不同位置受相同地价影响因素的影响及其程度具有明显的空间差异性，并随时间而变



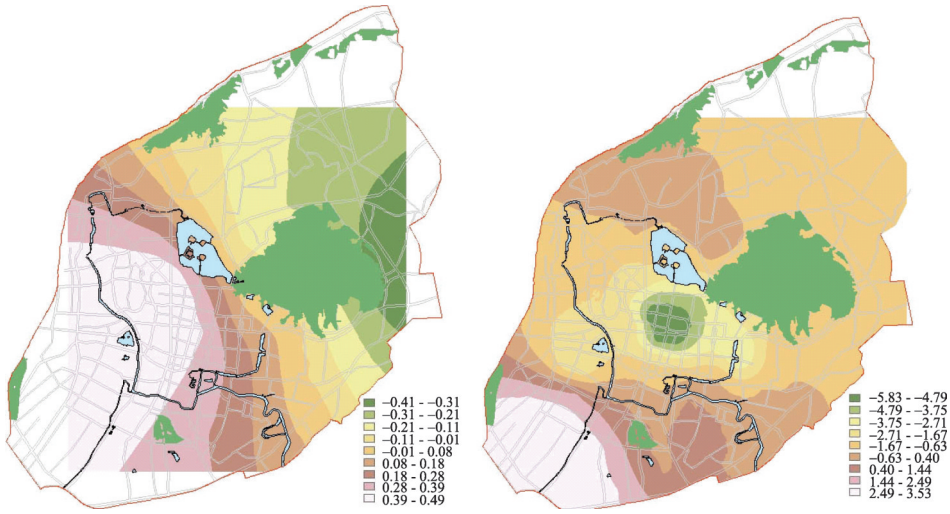


图 10 2003 年、2009 年幼儿园回归系数分布图

Fig.10 The distribution of regression coefficients of kindergartens in 2003 and 2009

化。具体表现为：① 随着影响因素数量不断增加、以及合理均衡分布，区域差异性缩小，一般会减弱其对地价的影响，例如公交、中学、小学甚至商服中心。② 随着交通条件的不断完善，导致某些影响因素对地价的影响程度和范围发生变化。例如，随着公交系统的完善，地铁的开通以及私家车的不断普及，CBD 和主干道对地价的影响程度增强，而削弱公交对地价的影响；但在影响范围方面，CBD 影响依然为整个区域，而主干道影响略有缩小，公交则明显减少。③ 随着时间推移，城市居民逐渐注重生活质量、居住品位的提高，公园绿地对地价的影响程度超过其他公用设施。

城市住宅土地价格的形成是多种因素在城市地域空间内共同作用的结果，通过住宅地价与影响因素的空间变化分析，有利于深入了解住宅地价的空间分布特征和内在规律，为土地相关部门加强土地市场管理提供科学的决策依据。同时，也为政府研究公共设施布局、制定城市总体规划等方面提供参考。通过本文分析发现，目前新建居住区公共设施配套不完善，且城区东南部和北部，小学、幼儿园、医院等公共设施数量明显缺乏，直接影响了上述地区的住宅用地质量的提升，因此应积极改善上述地区的公共设施配套。为了更好地揭示其空间分异规律，以下问题还需进一步研究：① 由于城市规划、环境等方面因素的难以量化等原因，在建模时不得不将之舍弃，使得本文的研究结果具有一定的局限性。② 本文主要分析了影响因素在空间距离上对地价的影响，忽略了影响因素的规模大小对地价分布的影响。

参考文献(References)

[1] Fotheringham A S, Brunsdon C, Charlton M. Geographically weighted regression: The analysis of spatially varying relationships. England: Wiley, 2003.

[2] Brunsdon C, Fotheringham A S, Charlton M. Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression. Journal of Regional Science, 1999, 39(3): 497-524.

[3] 罗昱辉, 吴次芳, 郑娟尔. 宗地面积对住宅地价的影响. 中国土地科学, 2007, 21(10): 66-69.

[4] 李志, 周生路, 张红富, 等. 基于 GWR 模型的南京市住宅地价影响因素及其边际价格作用研究. 中国土地科学, 2009, 23(10): 20-25.

[5] 吕萍, 甄辉. 基于 GWR 模型的北京市住宅用地价格影响因素及其空间规律研究. 经济地理, 2010, 30(3): 472-478.

- [6] 张静, 张丽芳, 濮励杰, 等. 基于GWR模型的城市住宅地价的时空演变研究: 以江苏省为例. 地理科学, 2012, 32(7): 828-834.
- [7] 曹天邦, 黄克龙, 李剑波, 等. 南京市主城区住宅地价的时空演变. 地理研究, 2012, 31(6): 1029-1038.
- [8] 罗罡辉. 基于GWR模型的城市住宅地价空间结构研究[D]. 杭州: 浙江大学, 2007.
- [9] Cleveland W S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. Journal of the American statistical association, 1979, 74(368): 829-836.
- [10] GB/T18507—2001. 城镇土地分等定级规程. 北京: 中国标准出版社, 2001.
- [11] 《北京市基准地价研究2002》编委会. 北京市基准地价研究2002. 北京: 地质出版社, 2003. 51-63.
- [12] 黄亚迪. 微观因素影响城市住宅地价的研究: 南京市为例[D]. 南京: 东南大学, 2008.
- [13] 蔡兵备, 欧阳安蛟. 城市地价评估方法: 发展与创新. 北京: 社会科学文献出版社, 2002. 218-243.
- [14] 常疆, 廖秋芳, 王良健. 长沙市区地价的空间分布特征及其影响因素. 地理研究, 2011, 30(10): 1901-1909.
- [15] 温海珍, 李旭宁, 张凌. 城市景观对住宅价格的影响. 地理研究, 2012, 31(10): 1806-1814.
- [16] 刘明. 一类新的多重共线性检验方法. 统计与信息论坛, 2012, 27(10): 14-16.

## Research on spatial variation and evolution of residential land price in Nanjing based on GWR Model

CAO Tianbang<sup>1,2</sup>, HUANG Kelong<sup>1,2</sup>, LI Jianbo<sup>1,2</sup>, DONG Ping<sup>1</sup>, WANG Yahua<sup>1</sup>

(1. College of Geographic Science, Nanjing Normal University, Nanjing 210046, China;

2. Jiangsu Jinningda Real Estate Valuation and Consultation Co., Ltd., Nanjing 210036, China)

**Abstract:** This thesis, taking the downtown of Nanjing as an example, constructs a GWR model of the residential land price in urban areas based on spatial autocorrelation analysis and Monte Carlo Significance Test. After comparing the spatial variation of residential land prices in 2003 and 2009, this thesis probes into different factors in the spatial and temporal variations of residential land price, so as to reveal the relation between the space of residential land price and its influencing factors and to promote the scientific management of land price. The results indicate that: 1) a continuous increase of the influencing factors, as well as their reasonable distribution can narrow regional differences, and weaken their impacts on the land price; 2) due to the constant improvement of traffic facilities, the influencing factors, such as CBD, arterial roads, bus lines, witness variations in the degree and range of impacts on the land price; 3) as the city residents are paying attention to the improvement of living quality and taste over time, the impact of park and green space on land price exceeds that of any other public facilities.

**Key words:** GWR Model; residential land price; spatial variation; spatial evolution; Nanjing City