

别拉洪河流域湿地鸟类丰富度的空间自相关分析

刘吉平^{1,*}, 吕宪国², 刘庆凤¹, 高俊琴³

(1. 吉林师范大学旅游与地理科学学院, 四平 136000; 2. 中国科学院东北地理与农业生态研究所, 长春 130024;

3. 北京林业大学自然保护区学院, 北京 100083)

摘要:人类的开垦和开发活动使湿地生物多样性遭到严重的干扰和破坏,随着人们对湿地功能和价值的正确认识,湿地生物多样性保护越来越被广泛关注,湿地生物多样性空间分布格局及其影响因素是湿地生物多样性保护要解决的关键问题。利用空间自相关与空间滞后模型,对三江平原别拉洪河流域湿地鸟类丰富度的空间自相关性及其驱动因子进行了研究,结果表明:别拉洪河流域湿地鸟类丰富度及其驱动因子都具有明显的空间自相关性;影响别拉洪河流域湿地鸟类丰富度空间分布的主要因子是干扰度、生境类型数、到道路的距离、到沟渠的距离、到湖泊的距离、到居民点的距离、海拔高度、坡度和人口密度;由于受空间自相关的影响,空间自回归模型优于传统的回归模型。研究有助于人们更好地理解湿地生物多样性保护的热点地区及其形成机制,对人们更好地保护和利用湿地生物多样性具有重要价值,同时也为研究湿地鸟类分布与环境因子的关系,建立预测物种分布模型提供科学依据。

关键词:空间自相关;空间滞后模型;湿地鸟类;丰富度;别拉洪河流域

Spatial autocorrelation analysis of wetland bird diversity in Bielahong Basin

LIU Jiping^{1,*}, LÜ Xianguo², LIU Qingfeng¹, GAO Junqin³

1 College of Tourist and Geoscience, Jilin Normal University, Siping 136000, China

2 Northeast Institute of Geography and Agricultural Ecology, CAS, Changchun 130024, China

3 College of Nature Conservation, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China

Abstract: The wetland biodiversity had been severely disturbed and destroyed due to the land reclamation and exploitation activities. Wetland biodiversity conservation was increasingly concerned for its functions and service values has been recognized and accepted widely. The key issue that wetland biodiversity conservation concerning was how the wetland biodiversity spatial pattern distributed and what's its main impact factors. The spatial autocorrelation characteristics and its driving factor of wetland bird richness were analyzed by using the spatial autoregressive model with the combination of biogeographic information provided by GAP analysis, land use/land cover, topographical, social and economic information over the Bielahong Basin in the Sanjiang Plain. The study results indicate that wetland bird richness and its driving factors has positive spatial autocorrelation. The results also indicate that the main impact factors on the spatial distribution of wetland birds richness were as followings: the disturbance degree, habitat types, distance to roads, distance to drainage system, distance to lakes, distance to residential places, elevation, slope and human population density. Our analysis shows that spatial autoregressive model performs better than the standard multiple linear regression model due to spatial autocorrelation exert more impact on the latter one. The study result can work as valuable information for people to understand where the wetland biodiversity conservation hot spots locates and what's the formation mechanism, which were of great importance for protection and utilization of wetland biodiversity. The study also put forward scientific evidence for studying the relationship between wetland birds distribution and environmental factors, which can provide scientific basis for establishing species distribution prediction model in the future.

基金项目:国家“十一五”科技支撑计划课题资助项目(2008BADB0B01);吉林师范大学科研创新团队资助项目(JLSDCXTD200807)

收稿日期:2009-03-18; **修订日期:**2009-06-25

* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: liujpjl@163.com

Key Words: spatial autocorrelation analysis; spatial autoregressive model; wetland bird; species richness; Bielahong Basin

近几十年来,受全球变化的影响,生物的生境发生明显改变,生境损失和破碎化严重,导致生物多样性空间分布格局成为研究的热点^[1],物种多样性沿环境梯度的变化格局以及影响这些格局的生态因子一直受到广泛关注^[2]。国内外很多学者对物种多样性的空间格局进行了大量的研究,并提出了若干个经典理论或假说,如岛屿假说^[3]、能量假说^[4]、中间膨胀效应假说^[5]、生境异质性理论等^[6],但迄今为止,还没有一种理论或假说可以完全解释所有地区物种多样性的分布格局。物种多样性空间分布格局受很多因素的影响^[7-10],但是每种因素的驱动机制及其相互作用机理还没有搞清,因此,物种多样性的空间分布格局及其影响因素的研究有待进一步深入^[11]。目前对物种多样性空间分布格局影响因子的研究方法主要是排序法、多元线性回归分析法和主成分分析法等,这些方法没有考虑到生物与生物之间的空间自相关性,同时也没有将影响生物多样性空间格局的自然因素和人为干扰因素一起考虑。本文利用空间自相关与空间滞后模型,综合考虑影响生物多样性空间格局的自然因素和人为因素,研究三江平原别拉洪河流域湿地鸟类丰富度的空间自相关性,找出影响湿地鸟类丰富度空间分布格局的驱动因子,有助于人们更好地理解湿地生物多样性保护的热点地区的形成机制,对人们更好地保护和利用湿地生物多样性具有重要价值,同时也为研究湿地鸟类分布与环境因子的关系,建立预测物种分布的模型提供科学依据。

有关空间自相关和自回归的研究已有较长的历史并取得了系列研究成果。Gould^[12]于1970年首次提出后,一些学者相继提出了空间自相关性分析的Moran'I指数^[13]和空间自回归模型^[14]等。目前空间自相关主要应用于土地利用^[15-17]、景观^[18-19]、土壤养分^[20]、社会经济^[21,22]等领域,但在生物多样性方面应用较少。

一些学者对三江平原湿地鸟类多样性的组成、分布规律及保护现状进行了研究,如李晓民等^[23]通过样方法对洪河自然保护区春秋两季不同生境类型(林地、灌丛和草甸)的鸟类多样性进行了分析;韩永利等^[24]经过对三江平原湿地鸟类资源及生境的调查,对三江平原湿地鸟类区系组成、珍稀水禽数量及其生境进行了评价;杨秀娟等^[25]通过野外调查,对春季三江平原大型水鸟区系组成及多样性进行了分析;王强等^[26]通过野外调查对三江平原芦苇沼泽边缘鸟类多样性的特征进行了研究;刘吉平等利用GAP分析技术,对三江平原湿地鸟类多样性的保护现状及保护缺陷进行了研究,并分析了人类活动对三江平原湿地鸟类的干扰^[27]。但是对于三江平原湿地鸟类多样性空间分布的驱动因子及维持机制研究相对较少。

1 研究区域

别拉洪河流域位于黑龙江省最东端,地理位置在133°20'—135°06'E,47°30'—48°28'N之间,面积4334km²,行政区域包括同江和抚远两个县市。东与乌苏里江为邻,西濒松花江,北傍黑龙江与俄罗斯下列宁斯阔耶相对,为东北亚经济圈的三江腹地。研究区属黑龙江、松花江、乌苏里江低冲积型平原区,地貌主要包括低山地、漫平原、低平原、洪泛地四种类型,平原区海拔约在37—60m之间。由于地势低洼,研究区内河、湖、泡、沼泽较多,沼泽湿地以毛果苔草沼泽和漂筏苔草沼泽湿地为主。研究区属大陆性季风气候,夏季短而炎热,冬季长而严寒,春季多风,夏季多雨;年平均降水600mm,年平均日照2304h;年平均气温2.2℃,历年平均积温2000℃左右;无霜期在115—130d之间,初霜期一般在9月下旬,终霜期在翌年5月上旬。

流域内野生动物资源丰富,兽类12科37种;鸟类40科168种;爬行类3科5种;两栖类4科8种;鱼类17科77种;昆虫41科126种^[28]。属国家Ⅰ级保护的鸟兽达9种(如金雕、丹顶鹤、东方白鹳等),属国家Ⅱ级保护的鸟兽达33种(如马鹿、雕鸮、游隼等),有92种鸟类被列入《中华人民共和国政府和日本国政府保护候鸟及其栖息生境协定》中,20种鸟类被列入《中华人民共和国政府和澳大利亚政府保护候鸟及其栖息生境协定》之中^[28]。因此选择别拉洪河流域具有典型性和代表性。

2 数据来源与方法

2.1 数据来源

研究区的湿地鸟类物种名录是对《洪河自然保护区生物多样性》(1999年)、《洪河自然保护区科学考察

报告》(1999 年)、《三江自然保护区科学考察报告》(1998 年)、《中国沼泽志》(1999 年)整理的基础上,结合实际野外调查(2002 年湿地 GEF 项目调查)而建立的鸟类多样性数据库。别拉洪河流域湿地鸟类丰富度是 GAP 分析所提供的。利用面积相等的六边形作为预测评价单元,对 103 种湿地鸟类在六边形内出现与否进行预测,然后对其求和,利用 ArcGIS 软件将其与预测单元图进行连接,便可得到研究区的湿地鸟类物种丰富度分布状况^①。经 2004 年野外调查检验,平均预测精度达 92.05%,预测精度较高,可满足本文研究的需要。

由于湿地鸟类物种名录和湿地鸟类与生境关系的数据大部分是 1999 年和 2002 年的野外调查数据,因此采用 2000 年 TM/ETM 影像作为数据源,在 2004 年野外调查检验时,研究区内地表覆盖状况变化不大,2000 年的遥感数据可以满足本文的需要。每个评价单元的生境类型数、斑块数、破碎度是根据湿地鸟类生境分布图(根据 2000 年 TM/ETM 影像、土地利用图、植被类型分布图、水文图相叠加而成)计算出来的;河流、湖泊、居民点、道路、沟渠是由 2000 年 TM/ETM 影像(空间分辨率为 15m)解译而来的;数字化该区 1:50000 地形图,生成 DEM,可得到每个评价单元的海拔高度、坡度和坡向;人口密度和人均国内生产总值(2000 年)来源于本区县和农场的统计年鉴。

利用层次分析法计算出居民点、道路、排水沟和农田的权重分别为 0.45、0.35、0.15、0.05^[27],对判断矩阵排序的“行和归一化方法”进行灵敏度分析^[29]表明,当干扰因子所做的判断有较大的不同,对居民点、道路、排水沟和农田权重的顺序影响不大,这种排序是可以接收的。干扰度的计算公式为:

$$D = \frac{0.45S_1 + 0.35S_2 + 0.15S_3 + 0.05S_4}{S} \times 100\% \quad (1)$$

式中, D 为干扰度,%; S_1 为六边形内居民区的面积, m^2 ; S_2 为六边形内道路的面积, m^2 ; S_3 为六边形内排水沟的面积, m^2 ; S_4 为六边形内农田的面积, m^2 ; S 为六边形的面积, m^2 。

2.2 研究方法

2.2.1 影响因子的选取

湿地鸟类影响因子的选取依据,一是参考相关文献。Andren^[8]认为物种多样性的受很多因子的影响,如经度、纬度、海拔、斑块的大小、破碎的程度、边缘特征、植被类型、群落演替阶段以及不同的分类类群等因子;Chesson^[7]认为物种多样性梯度变化受纬度、海拔、时间和环境因素的影响;在小尺度上,历史因素、干扰机制、土地利用方式及景观特性的异质性(如地形和生境等)是制约物种多样性分布格局的主要原因^[10,30]。因此选取了景观指标(斑块数和破碎度)、地貌指标(海拔高度、坡度和坡向等)和生境指标(生境类型数、距河流的距离和距湖泊的距离等),由于人类活动对湿地鸟类的干扰较大,因此选取了人为干扰因子,如到居民点的距离、到大道(县级以上公路)的距离、到小道(县级以下公路)的距离、到沟渠的距离、人口密度和人均国内生产总值等指标。二是考虑影响因子的可获取性与可量化性,选取的因子必须是可以定量表示的指标,野生鸟类生境的三大最基本的要素——食物、隐蔽物和水及这些要素在空间的排列方式直接影响到生境的适宜度,水这个因子就用距河流的距离和距湖泊的距离来量化。气象因子对湿地鸟类多样性有重要影响,但研究区域内只有同江和抚远两个县的气象观测站,没法进行量化,因此就没有选择气象因子。参照以上原则,共选取了 15 个变量作为影响湿地鸟类分布的因子。为了消除量纲和数量级的影响,对各因子进行极值标准化处理,然后利用 SPSS 软件进行逐步回归分析,筛选出对湿地鸟类分布影响显著的因子。

2.2.2 空间自相关分析

空间自相关分析是检验具有空间位置的某要素的观测值是否显著地与其相邻空间点上的观测值相关联。空间自相关性使用全局和局部两种指标来度量,全局指标用于探测整个研究区域的空间模式,使用单一的值来反映该区域的自相关程度;局部指标计算每一个空间单元与邻近单元就某一属性的相关程度。表示空间自相关的指标和方法很多,其中最常用的是 Moran's I 指数。Moran's I 指数是用于衡量空间要素的相互关系,

① 刘吉平. 三江平原湿地鸟类生境多样性的 GAP 分析. 中国科学院东北地理与农业生态研究所博士学位论文,2005:56—67

与一般统计学中相关系数类似,其值在 ±1 之间。大于零且显著则表明正相关,反之为负相关,经检验不显著的则表明不存在空间相关性。其计算公式如下:

全局 Moran's I 指数的计算公式:

Moran's I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}) \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} (i \neq j) (2)

局部 Moran's I 的计算公式为:

I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\delta} \sum_j W_{ij} (x_j - \bar{x}) (3)

式中, x_i 和 x_j 分别是 i 和 j 所在位置的观测值, W_{ij} 为权重, δ 为 x_i 的标准差。

2.2.3 空间自回归模型

Anselin^[31] 根据解释变量与自变量之间的空间自相关性,得出次序空间线性回归方程的通用形式:

y = \rho w_i y + x\beta + u
u = \lambda w_2 + \varepsilon (4)

式中, y 是因变量, x 表示解释变量, w_i 和 w_j 为权重, ε 为白噪声。

当 $\rho = \lambda = 0$ 时,为传统的回归模型,它意味着模型中没有空间特性的影响, $y = x\beta + \varepsilon$ 。

当 $\rho \neq 0, \beta \neq 0, \lambda = 0$ 时,是空间自回归模型,即空间滞后模型。在这个模型中,所研究区域的被解释变量不仅与本区域的解释变量有关,还与相邻区域的被解释变量有关, $y = \rho w_1 + x\beta + \varepsilon$ 。

在有空间自相关存在的情况下,传统的 R^2 不再适用于空间自回归方程,而用类 R^2 代替。衡量回归模型的参数还有 Maximized Log Likelihood (LIK)、Akaike Information Criteria (AIC)、Schwartz Criteria (SC)。LIK 值高, AIC、SC 值低的空间自回归模型解释能力较强。

3 结果与分析

3.1 经典回归模型

为了筛选出对湿地鸟类丰富度分布影响显著的因子,利用 SPSS 软件进行逐步回归分析(表 1)。

表 1 经典回归模型
Table 1 The standard multiple linear regression model

变量 Variable	回归系数 Coefficient	标准误差 Std. Error	T	P
常数 Constant	40.3917	2.3438	17.2337	0.0000
干扰度 Disturbance degree	-197.1792	4.2514	-46.3795	0.0000
生境类型数 Habitat types	8.7472	1.6936	5.1649	0.0000
到大道的距离 Distance to road	3.5956	1.1772	3.0544	0.0023
到小道的距离 Distance to byway	22.8379	1.8898	12.0848	0.0000
到沟渠的距离 Distance to drain	7.6445	1.7272	4.4259	0.0000
到湖泊的距离 Distance to lake,	-7.8955	1.6778	-4.7059	0.0000
到居民点的距离 Distance to residents	-3.8708	1.9451	-1.9900	0.0466
海拔高度 Elevation	-20.2197	9.1495	-2.2099	0.0272
坡度 Slope	-13.2453	4.8004	-2.7592	0.0058
人口密度 Human population density	-4.3846	0.9938	-4.4121	0.0000

$R^2 = 0.434681$, $LIK = -18555.2$, $AIC = 37132.5$, $SC = 37203$

由表 1 可以看出,经典回归模型中影响别拉洪河流域湿地鸟类丰富度空间分布的主要因子是干扰度、生境类型数、到大道的距离、到小道的距离、到沟渠的距离、到湖泊的距离、到居民点的距离、海拔高度、坡度和人

口密度,常数和各变量都在 0.05 水平上显著,相关指数达 0.434681,因此所建立的逐步回归方程显著。不显著的因子包括斑块数、破碎度、距河流的距离、坡向和人均国内生产总值。

在生境类型少,大均质斑块,小边缘生境条件下,鸟类多样性低,随着生境类型多样性和边缘物种增加,鸟类多样性也增加,因此,湿地鸟类丰富度随评价单元内生境类型数的增加而增加(回归系数为 8.7472);随干扰的增强而减少^[32],因此,湿地鸟类丰富度随干扰度的增加而减少(回归系数为 -197.1792),随人口密度的增加而减少(回归系数为 -4.3846),随到大道的距离(回归系数为 3.5956)、到小道的距离(回归系数为 22.8379)和到沟渠的距离(回归系数为 7.6445)的增加而增加;湖泊是湿地鸟类的一种主要生境,因此湿地鸟类丰富度随到湖泊的距离的增加而减少(回归系数为 -7.8955);海拔高度、坡度与湿地鸟类丰富度之间的关系为反比例关系,即随着海拔高度和坡度的增加,湿地鸟类丰富度逐渐减少,这主要是因为研究区的沼泽生境与水域生境大都分布在海拔高度较低的地方,因此低海拔地区的湿地鸟类丰富度较高,而在海拔较高的低山丘陵,大部分为大片林地,生境单一,不利于湿地鸟类的生存,因此高海拔地区的湿地鸟类丰富度较低。

3.2 空间自相关分析

采用每个评价单元的二元邻接矩阵作为空间权重阵,使用 GeoDa 软件,利用公式(2)计算湿地鸟类丰富度及其影响因子的全局 Moran's I 指数,并对其进行检验。结果表明,湿地鸟类丰富度、干扰度、生境类型数、到大道的距离、到小道的距离、到沟渠的距离、到湖泊的距离、到居民点的距离、海拔高度、坡度和人口密度的全局 Moran's I 指数分别为 0.5171、0.5555、0.4213、0.9947、0.8740、0.9932、0.9262、0.9392、0.8153、0.8980、0.9237,都在 0.001 水平上显著,因此可以对其建立空间自回归模型。

由于全局指标有时会掩盖局部状态的不稳定性,因此在很多场合需要采用局部指标来探测空间自相关。对别拉洪河流域湿地鸟类丰富度局部 Moran's I 指数及其检验(P 指数)的计算结果如图 1 所示。由图 1 可以看出,湿地鸟类丰富度局部 Moran's I 指数较大且显著的区域主要位于别拉洪河主河道附近、东部的三江自然保护区、北部洪河自然保护区的周边地区及西部地区,剩余区域都不显著。别拉洪河主河道附近、东部的三江自然保护区、北部洪河自然保护区的周边地区主要为湿地,为较高湿地鸟类丰富度地区相对地趋于和较高湿地鸟类丰富度地区相邻;西部地区为农田集中分布区,为较低湿地鸟类丰富度地区相对地趋于和较低湿地鸟类丰富度地区相邻。

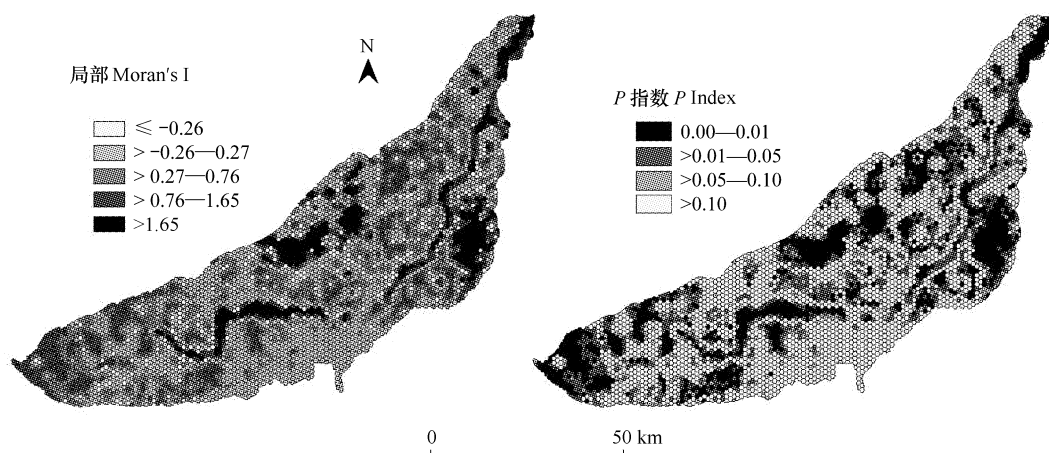


图 1 别拉洪河流域湿地鸟类丰富度局部 Moran's I 指数及其检验(P 指数)空间分布

Fig. 1 Local Moran's I index and inspection(P Index) of wetland bird species richness in Bielalong Basin

3.3 空间自回归分析

采用每个评价单元的二元邻接矩阵作为空间权重阵,利用公式(4)计算出和经典回归模型一样自变量的空间滞后模型 1,并列出回归系数、标准误差、Z 检验值和 P 值、类 R^2 、LIK、AIC 和 SC(表 2)。从表 2 可以看出,空间滞后模型 1 的回归系数比经典线性回归模型的回归系数要小,这是因为一部分预测值是基于邻域值

(空间自回归项)的,同时自变量的显著性水平也在降低。空间自回归模型的 LIK 值比经典回归模型的值要大, AIC 和 SC 比经典回归模型要小,类 R^2 大于经典回归模型的 R^2 ,从而显示出空间自回归模型的解释能力要强一些,这些空间自回归模型的特点与优越性在其它类似的研究中也已得到验证^[17,33]。

表 2 空间滞后模型 1

Table 2 Spatial autoregressive model 1

变量 Variable	回归系数 Coefficient	标准误差 Std. Error	Z	P
W_鸟类丰富度 W_ bird diversity	0.5413	0.0151	35.9374	0.0000
常数 Constant	20.4911	2.0948	9.7817	0.0000
干扰度 Disturbance degree	-136.9147	4.1206	-33.2269	0.0000
生境类型数 Habitat types	8.9217	1.4625	6.1005	0.0000
到大道的距离 Distance to road	0.9999	1.0185	0.9818	0.3262
到小道的距离 Distance to byway	9.4389	1.6663	5.6647	0.0000
到沟渠的距离 Distance to drain	0.5763	1.5028	0.3835	0.7014
到湖泊的距离 Distance to lake	-3.3381	1.4547	-2.2948	0.0217
到居民点的距离 Distance to residents	-3.9404	1.6778	-2.3485	0.0188
海拔高度 Elevation	-3.7816	7.9031	-0.4785	0.6323
坡度 Slope	-14.6381	4.1412	-3.5347	0.0004
人口密度 Human population density	-1.9024	0.8614	-2.2085	0.0272

$R^2 = 0.578349$, $LIK = -18033.6$, $AIC = 36091.1$, $SC = 36168.1$

由于受邻域值的影响,某些自变量不再显著,如到大道的距离、到沟渠的距离和海拔高度($P > 0.1$),因此剔除不显著变量重新构建空间滞后模型 2(表 3)。虽然类 R^2 、 LIK 、 AIC 和 SC 变化不大,但空间滞后模型 2 里各解释变量都显著($P < 0.05$)。

表 3 空间滞后模型 2

Table 3 Spatial autoregressive model 2

变量 Variable	回归系数 Coefficient	标准误差 Std. Error	Z	P
W_鸟类丰富度 W_ bird diversity	0.5439	0.0148	36.6908	0.0000
常量 Constant	19.8524	1.0372	19.1410	0.0000
干扰度 Disturbance degree	-137.2729	4.0948	-33.5237	0.0000
生境类型数 Habitat types	8.9922	1.4575	6.1696	0.0000
到小道的距离 Distance to byway	9.4308	1.6489	5.7194	0.0000
到湖泊的距离 Distance to lake	-3.3120	1.4290	-2.3177	0.0205
到居民点的距离 Distance to residents	-3.6341	1.6082	-2.2597	0.0238
坡度 Slope	-16.3577	2.5120	-6.5117	0.0000
人口密度 Population density	-1.7803	0.8501	-2.0943	0.0362

$R^2 = 0.578474$, $LIK = -18034.4$, $AIC = 36086.8$, $SC = 36144.6$

3.4 回归模型的残差分析

各模型的残差是最能反映各模型优劣的,本研究选取空间局部自相关不同显著水平(全部样本、 $P < 0.01$ 的样本、 $P < 0.05$ 的样本、 $P < 0.1$ 的样本和 $P > 0.1$ 的样本)的区域分别进行残差分析(表 4)。由表 4 可以看出,在空间局部自相关显著水平下($P < 0.01$ 的样本、 $P < 0.05$ 的样本、 $P < 0.1$ 的样本)空间滞后模型 1 的残差最小,其次是空间滞后模型 2,而经典回归模型的残差最大。随着显著性水平的提高,空间滞后模型 1 与经典回归模型的平均残差之间的差值逐渐增大(由 0.1454→0.8611),说明空间滞后模型 1 模拟较好,是最优的模型。在空间局部自相关不显著水平下($P > 0.1$ 的样本)经典回归模型的残差最小,因此在用空间回归分析

时,对于空间自相关关系显著的区域利用空间滞后模型,而对于空间自相关不显著的区域利用经典回归模型的效果更好一些。

表 4 各模型的残差分析
Table 4 The residuals of each model

局部自相关 <i>P</i> 值 Local autocorrelation <i>P</i> value	经典回归模型 Standard multiple linear regression model	空间滞后模型 1 Spatial autoregressive model 1	空间滞后模型 2 Spatial autoregressive model 2
<0.01	6.2229	5.3618	5.3696
<0.05	6.1217	5.9763	5.9911
<0.1	6.0493	5.8916	5.9064
>0.1	5.6762	5.8494	5.8530
全部数据 All data	5.9251	5.7694	5.7773

虽然空间滞后模型 2 里各解释变量都显著,但空间滞后模型 2 的残差大于空间滞后模型 1(表 4),说明空间滞后模型 1 模拟的较好,也说明不显著的解释变量(到大道的距离、到沟渠的距离和海拔高度)对于某些特殊区域是有用的。

4 讨论与结论

由于在数据处理中对各因子进行了标准化处理,因此回归模型的回归系数可以反映出各生态因子对湿地鸟类丰富度的影响程度。在经典回归模型和空间滞后模型中,干扰度的回归系数都是小于零且绝对值都最大,说明干扰度是影响湿地鸟类丰富度空间分布格局的主导因素。空间自相关因子(在空间滞后模型 1 中,其回归系数为 0.5413)对湿地鸟类丰富度的空间分布格局起一定作用,但不起主要作用。总体上看,与自然因素(在空间滞后模型 1 中,海拔高度、坡度、到湖泊的距离和生境类型数的回归系数绝对值的和为 30.6795)相比,人为因素(在空间滞后模型 1 中,干扰度、到大道的距离、到小道的距离、到沟渠的距离、到居民点的距离的回归系数绝对值的和为 153.7726)对湿地鸟类丰富度的空间分布格局起重要作用。因此人类活动干扰的程度是影响湿地鸟类丰富度空间分布的最直接因素,人类通过对湿地的开垦使湿地面积减少和破碎化、非法捕猎水禽以及对江河湖区水体的污染,这些都对湿地鸟类产生了直接的负面影响,这与以往学者的研究是一致的,如 Keddy^[34] 研究表明人类活动、放牧和外来物种对湿地鸟类多样性的影响比对其它生态系统影响程度大,杨敏等^[35] 研究表明扎龙湿地鸟类物种丰富度、物种多样性和物种均匀度与人为干扰强度呈紧密的负相关关系等。

在经典回归模型和空间滞后模型中,生境类型数(在空间滞后模型 1 中,它的回归系数是 8.9217)是影响湿地鸟类丰富度的另一重要生态因子,随着生境类型数的增加,湿地鸟类多样性逐渐增加。主要是因为湿地鸟类对生境因子的要求与其它物种不同,它更强调生境空间结构的组合特征和多生境因子的综合作用。湿地鸟类最适宜生境不是由单一生境类型构成,而是由具有一定植被覆盖的浅水区域和一定面积的开阔水域组成的,是既能提供食物又能提供安全的隐蔽场所的特殊地理区域。所以,湿地的丧失和破坏、景观异质性的减少和景观破碎化,景观类型空间组合关系的变化以及隐蔽场所、食物条件、水条件等生境要素构成的生境结构特征的变化对湿地鸟类种类、种群数量产生非常严重的影响^[36],往往造成水禽种群数量的减少甚至绝迹^[37]。因此,为了保护三江平原的湿地鸟类多样性,除了加大保护区建设和管理的力度外,如何减少人为活动的影响是一项重要而艰巨的工作。

空间滞后模型在研究物种多样性空间分布格局影响因子方面具有一定的优势,它考虑到了生物与生物之间的空间自相关性,同时也将影响物种多样性空间格局的自然因素和人为干扰因素一起考虑。由于受资料和量化方法的限制,该模型没有考虑到影响湿地鸟类丰富度空间分布的其它生态因子,如人类活动导致的生境破坏对湿地鸟类产生的滞后影响^[38]、气象因子、气候的变异等,使得模拟得到的结果与实际的情况有一定的差距,因此该方法有待完善。

本文利用空间自相关与空间滞后模型,对三江平原别拉洪河流域湿地鸟类丰富度的空间自相关性和空间分布格局的影响因子进行了研究,得到如下结论:(1)影响别拉洪河流域湿地鸟类丰富度空间分布的主要因子是干扰度、生境类型数、到大道的距离、到小道的距离、到沟渠的距离、到湖泊的距离、到居民点的距离、海拔高度、坡度和人口密度。随干扰度、到湖泊的距离、到居民点的距离、海拔高度、坡度和人口密度的增加湿地鸟类丰富度减少,随生境类型数、到大道的距离、到小道的距离和到沟渠的距离的增加湿地鸟类丰富度增加;(2)别拉洪河流域湿地鸟类丰富度及其驱动因子都具有明显的空间自相关性。空间自相关因子对湿地鸟类丰富度的空间分布格局起一定作用,但不起主要作用;(3)由于受空间自相关的影响,空间自回归模型优于传统的回归模型。但在使用回归模型进行预测时,对于空间自相关显著的区域利用空间滞后模型,而对于空间自相关不显著的区域利用经典回归模型的效果更好一些;(4)与自然因素相比,人为因素对湿地鸟类丰富度的空间分布格局起决定性作用,为了保护三江平原的湿地鸟类多样性,除了加大保护区建设和管理的力度外,应尽量减少人为活动对湿地鸟类的影响。

References:

- [1] Lobel S, Snall T, Rydin H. Species richness patterns and metapopulation processes-evidence from epiphyte communities in boreo-nemoral forests. *Ecography*, 2006, 29: 169-182.
- [2] Kratochwil A. Biodiversity in ecosystems; some principles // Kratochwil A. *Biodiversity in Ecosystems*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1999: 5-38.
- [3] Romdal T S, Colwell R, Rahbek C. The influence of band sum area, domain extent, and range size on the latitudinal mid-domain effect. *Ecology*, 2005, 86: 235-244.
- [4] Willis K J, Kleczkowski A, New M, Whittaker R. Testing the impact of climate variability on European plant diversity: 320 000 years of water-energy dynamics and its long-term influence on plant taxonomic richness. *Ecology Letters*, 2007, 10: 673-679.
- [5] Colwell R K, Lees D C. The mid-domain effect: geometric constraints on the geography of species richness. *Trends in Ecology and Evolution*, 2000, 15: 70-76.
- [6] Rahbek C, Graves G R. Multiscale assessment of patterns of avian species richness. *Proceedings of the National Academy of Sciences, USA*, 2001, 98: 4534-4539.
- [7] Chesson P. Mechanisms of maintenance of species diversity. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 2000, 31: 343-366.
- [8] Andren H. Effects of habitat fragmentation on birds and mammals in landscapes with different proportions of suitable habitat: a review. *Oikos*, 1994, 71: 355-366.
- [9] Cayuela L, Benayas J M R, Justel A, Salas J. Modelling tree diversity in a highly fragmented tropical montane landscape. *Global Ecology and Biogeography*, 2006, 15: 602-613.
- [10] Rahbek C, Graves G R. Multiscale assessment of patterns of avian species richness. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2001, 98(8): 4534-4539.
- [11] Meng J G. Spatial patterns of species diversity of seed plants in China and their climatic explanation. *Biodiversity Science*, 2008, 16(5): 470-476.
- [12] Gould P R. Is statistics inference the geographical name for a wild goose. *Economic Geography*, 1970, 46: 439-448.
- [13] Cliff A D, Ord J K. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion, 1981: 68-100.
- [14] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988: 124-154.
- [15] Zhao Y, Murayama Y. Effect of spatial scale on urban land-use pattern analysis in different classification systems; An empirical study in the CBD of Tokyo. *Theory and Application of GIS*, 2006, 14(1): 29-42.
- [16] Xie H L, Liu L M, Li B, Zhang X S. Spatial autocorrelation analysis of multi-scale land use change. *Acta Geographica Sinica*, 2006, 61(4): 389-400.
- [17] Qiu B W, Wang Q M, Chen C C, Chi T H. Spatial Autocorrelation Analysis of Multi-scale Land Use in Fujian Province. *Journal of Natural Resources*, 2007, 22(2): 311-320.
- [18] Zhang F, Zhang X S. Landscape spatial autocorrelation analysis of TM remote sensing data: A case study of Changping District, Beijing, China. *Acta Ecologica Sinica*, 2004, 24(12): 2853-2858.
- [19] Tan W Q, Xu J H, Yue W Z, Mei A X, Zhao J, Shu F L. Scales of spatial autocorrelation and self-similarity of urban landscape pattern. *Chinese Journal of Ecology*, 2005, 24(6): 627-630.
- [20] Liang E, Wang X B, Cai D X, Liu S, Wang Y. Spatial autocorrelation analysis on soil organic carbon distribution in Henan Province. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2007, 18(6): 1305-1310.
- [21] Du G M, Zhang S W, Zhang Y Q. Analyzing spatial auto-correlation of population distribution: A case of Shenyang city. *Geographical Research*,

- 2007,26(2):383-390.
- [22] Xu C Y, Tang Y, Wang Q L. Study on Regional Economic Development Convergence in China Based on Spatial Autocorrelation. *Journal of Anhui Agricultural Sciences*,2007,35(26):8347-8349.
- [23] Li X M, Li W G, He S M. The comparative study on bird diversity in different seasons honghe natural reserve, heilongjiang, china. *Territory and Natural Resources Study*, 2001, (2):69-72.
- [24] Han Y L, Ge D N, Zhang Y X. The research about birds resource and reseerve of it in Sanjiang Plain wetland. *Territory and Natural Resources Study*, 2003, (1):76.
- [25] Yang X J, Zhang S M, Zhang X X, Feng W Y. The composing and analysis of large water-birds diversity in the Three River Plain Areas. *Journal of Northeast Forestry University*, 2005,33(3):56-58.
- [26] Wang Q, Lu X G, Zhou X H. Avian diversity for reed marsh edge in Sanjiang Plain. *Journal of Northeast Forestry University*,2008,36(7):53-55.
- [27] Liu J P, Zhang S, Chen Z W. Effects of human disturbance on wetland birds in the Northeast of Sanjiang Plain. *Journal of Northeast Forestry University*,2008,36(12):40-42.
- [28] Liu H Y. Wetland landscape change and environmental effects. Beijing: Science Press, 2005: 70-75.
- [29] Jiang Y P, Pan Z P. A sensitivity analysis approach to the priority method of judgement matrixin AHP. *Opertions Research and Management Science*, 2001, 10(3):1-5.
- [30] Cayuela L, Benayas J M R, Justel A. Modelling tree diversity in a highly fragmented tropical montane landscape. *Global Ecology and Biogeography*, 2006,15:602-613.
- [31] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers,1988: 156-170.
- [32] Thomas E M, Nick M H. Bird assemblages in patchy woodlands: modeling the effects of edge and matrix habitats. *Ecological Application*, 1998, 4:1170-1180.
- [33] Overmars K P, De Koning G H J, Veldkamp A. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models. *Ecological Modeling*, 2003,164:25-270.
- [34] Keddy P A. *Wetland Ecology: Principles and Conservation*. Cambridge University Press, New York: Cambridge University Press, 2000: 40-56.
- [35] Yang M, Wu Q M, Qi R, Kong W Y. Influence of human interference on bird commuinty structure in Zhalong wetland in spring. *Chinses Journal of Wildlife*, 2008, 29(3):118-120.
- [36] Liu H Y. Conservation of Wetlands Especially as Waterfowl Habitat in Northeast China. *Chinese Geography Science*, 1998, 8 (3): 281-288.
- [37] Gray B T, Batt B D J. Meeting the Challenges: Waterfowl and Wetland Conservation in the 21st Century//Quebec, 2000: Millennium Wetland Event Program with Abstracts Augst6-12, 2000 Canada. Quebec: Elizabeth Mackay, 2000: 215-318.
- [38] Liu H Y, Lin Z S, Zhang M Y. The dynamical simulation of the effects of human activities on species diversity: A case study of the effects of human-caused habitat destruction on waterfowls' species diversity in Honghu wetland. *Acta Ecologica Sinica*, 2006, 26(2):432-438.

参考文献:

- [11] 冯建孟. 中国种子植物物种多样性的大尺度分布格局及其气候解释. *生物多样性*, 2008,16(5):470-476.
- [16] 谢花林,刘黎明,李波,张新时. 土地利用变化的多尺度空间自相关分析——以内蒙古翁牛特旗为例. *地理学报*,2006,61(4):389-400.
- [17] 邱炳文,王钦敏,陈崇成,池天河. 福建省土地利用多尺度空间自相关分析. *自然资源学报*,2007, 22(2): 311-320.
- [18] 张 峰,张新时. 基于 TM 影像的景观空间自相关分析——以北京昌平区为例. *生态学报*,2004,24(12):2853-2858.
- [19] 谈文琦,徐建华,岳文泽,梅安新,赵晶,苏方林. 城市景观空间自相关与自相似的尺度特征研究. *生态学杂志*,2005,24(6):627-630.
- [20] 梁 二,王小彬,蔡典雄,刘爽,王燕. 河南省土壤有机碳分布空间自相关分析. *应用生态学报*,2007,18(6): 1305-1310.
- [21] 杜国明,张树文,张有全. 城市人口分布的空间自相关分析——以沈阳市为例. *地理研究*,2007,26(2):383-390.
- [22] 许传阳,唐永,王巧玲. 基于空间自相关的中国区域经济增长趋同研究. *安徽农业科学*,2007,35(26):8347-8349.
- [23] 李晓民,李文革,何士敏. 洪河自然保护区春秋季鸟类多样性比较研究. *国土与自然资源研究*,2001, (2):69-72.
- [24] 韩永利,葛东宁,张永喜. 三江平原湿地鸟类资源的现状及保护. *国土与自然资源研究*, 2003, (1):76.
- [25] 杨秀娟,张树苗,张喜祥,冯文义. 春季三江平原大型水鸟区系组成及多样性分析. *东北林业大学学报*,2005,33(3):56-58.
- [26] 王强,吕宪国,周学红. 三江平原芦苇沼泽边缘鸟类多样性特征. *东北林业大学学报*,2008,36(7):53-55.
- [27] 刘吉平,张顺,陈智文. 人类活动对三江平原东北部湿地鸟类的干扰. *东北林业大学学报*,2008,36(12):40-42.
- [28] 刘红玉. 湿地景观变化与环境效应. 北京:科学出版社,2005: 70-75.
- [29] 姜艳萍,攀治平. AHP 中判断矩阵排序的灵敏度分析. *运筹与管理*, 2001,10(3):1-5.
- [35] 杨敏,吴庆明,齐锐,孔维尧. 春季人为干扰活动对扎龙湿地鸟类群落结构影响的初步研究. *野生动物杂志*, 2008, 29(3):118-120.
- [38] 刘会玉,林振山,张明阳. 人类活动效应对物种多样性影响的动力模拟——以洪湖湿地生境毁坏对水鸟物种多样性的影响为例. *生态学报*, 2006, 26(2):432-438.