

DOI: 10.5846/stxb201807141530

和克俭,黄晓霞,丁佼,刘琦,江源.基于 GWR 模型的东江水质空间分异与水生态功能分区的验证研究.生态学报,2019,39(15): - .
He K J, Huang X X, Ding J, Liu Q, Jiang Y. Spatial variations in water quality and their correspondence with ecoregions of the Dongjiang River basin using geographically weighted regression (GWR). Acta Ecologica Sinica, 2019, 39(15): - .

基于 GWR 模型的东江水质空间分异与水生态功能分区的验证研究

和克俭¹,黄晓霞^{1,*},丁佼²,刘琦³,江源³

1 云南大学 资源环境与地球科学学院,昆明 650091

2 云南省水利厅,昆明 650021

3 北京师范大学 地理科学学部,北京 100875

摘要:流域水生态功能分区研究是我国正在开展的一项重要工作,如何验证分区结果的合理性,是当前亟待解决的问题。本文采用地理加权回归(GWR)模型评估流域特征对东江水质的影响,验证水质及流域影响空间差异是否与一二级水生态功能分区结果吻合,并对比了 GWR 模型与普通最小二乘(OLS)模型性能,讨论了 GWR 在分区验证方面的应用价值及不足。结果显示:1)水质指标以及 GWR 模型局部解释率(Local R^2)均在一二级水生态功能分区间存在显著差异;2)相比 OLS 模型,GWR 模型校正 R^2 更高,残差空间自相关指数 Moran's I 更低。研究表明东江水生态功能分区结果能合理反映水陆耦合关系,有效解释水质空间差异。此外建议选择总氮(TN)而非溶解氧(DO)和总磷(TP)作为分区验证指标。GWR 模型在分区结果验证中具有广泛应用前景。降低数据空间自相关影响及改善距离测度方法是未来 GWR 模型研究的难点问题。

关键词:河流水质;流域特征;地理加权回归分析(GWR);水生态功能分区;东江

Spatial variations in water quality and their correspondence with ecoregions of the Dongjiang River basin using geographically weighted regression (GWR)

HE Kejian¹, HUANG Xiaoxia^{1,*}, DING Jiao², LIU Qi³, JIANG Yuan³

1 College of Resource and Environment, Yunnan University, Kunming 650091, China

2 Water Conservancy Department of Yunnan Province, Kunming 650021, China

3 Faculty of Geographical Science, Beijing Normal University, Beijing 100875, China

Abstract: Water ecological function zoning in a watershed is an important task to perform in our country. How to validate the rationality of the zoning results has become an urgent problem to solve. In the study, we used the geographically weighted regression model (GWR) to evaluate the impact of watershed characteristics on water quality in the Dongjiang River. Our aims were to verify whether the spatial differences in impacts of watershed characteristics on water quality accorded with the results of primary and secondary water ecological function zoning, and to explore the possibility and limitation of the GWR model to validate the rationality of the zoning results according to a comparison of the results of the GWR model with the ordinary least squares (OLS) model. The results showed that: (1) Water quality indexes and Local R^2 showed significant differences among the primary and secondary water ecological function zones, respectively. (2) Compared with the OLS model, there was a higher adjusted R^2 and lower Moran's I in the GWR model. These findings indicated that the results of water ecological function zoning could reflect the relationship between land and streams and the

基金项目:国家水体污染控制与治理重大科技专项(2017ZX07301-001-03)

收稿日期:2018-07-14; 网络出版日期:2019-00-00

* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: huangxx@ynu.edu.cn

spatial differences in water quality in the Dongjiang River. In addition, the total nitrogen (TN) was found to better verify the zoning results than the dissolved oxygen (DO) and the total phosphorus (TP). The GWR model has wide application prospects in verifying zoning results, but a difficult problem faced by research into GWR models is reducing the spatial autocorrelation and improve the distance measure in the future.

Key Words: stream water quality; watershed characteristics; aquatic ecoregion; geographically weighted regression model; Dongjiang River basin

水质表征水环境质量状态,水质变化是流域地貌、水文、生物过程和人类活动等多因素综合影响的结果^[1]。水生态区是淡水生态系统或生物体及其与环境相互关系相对一致的土地单元^[2-3]。已有研究指出以水生态区为基础的水污染防治体系,比单纯以工程技术为主的污染防治体系更有前景^[4]。2008 年我国启动国家水体污染控制与治理重大科技专项课题(水专项),系统地开展了流域水生态功能分区研究工作^[5-9]。水生态功能分区强调基于水陆生态系统的耦合关系研究,通过辨识影响水生态系统结构与功能的关键陆域或水环境因子,将这些因子的空间差异作为分区指标,揭示流域水生态系统格局与功能的空间异质性特征^[10-13]。尽管水生态功能分区以生态学理论为基础,但分区结果的科学性和合理性还有待验证,如何验证是当前亟待解决的问题。

目前,流域特征与地表水质关系的定量研究主要基于全局统计方法,比如相关分析、主成分分析、冗余分析、普通线性回归等。全局统计方法一般假定水质指标与流域影响因素之间的关系在研究区域内稳定,不随空间位置改变而变化^[14]。而实际上水质与流域影响因素之间的关系可能存在局部差异,具有空间非平稳性。比如流域内不同区域,由于主导的土地利用方式不同,可能导致影响区域水质的关键因素发生变化。地理加权回归模型(Geographically weighted regression, GWR)^[15]是一种局域空间分析方法,该方法将数据的地理位置嵌入回归模型中,使回归系数成为与空间位置有关的函数,其分析结果是在每个样点都会得到一组局部的参数估计。因此,GWR 模型对于空间差异化关系具有强大的分析能力。作为一门新兴技术,近年来 GWR 模型逐渐成为土地利用对水质影响研究领域的新热点^[16-20],但目前相关研究侧重于定量描述 GWR 结果,少有研究将 GWR 结果与水生态区划结果相结合来探讨分区合理性。

东江流域是我国流域水生态功能分区研究的重点流域之一,目前已完成的一二级水生态功能分区结果主要表达了温度、降水、地形、地表覆被等大尺度环境因子影响下的区域水资源量和水质空间异质性特征^[21]。本文以东江流域为例,基于大范围采样数据和 GWR 模型,探讨水质空间规律及其与流域因素的空间关系与水生态功能分区结果是否一致,以检验分区结果的合理性,为分区管理和水生态系统保护提供科学依据;并对比 GWR 模型与普通最小二乘(OLS)模型的性能,探讨 GWR 模型在分区结果验证中的应用价值与不足,为其他流域水生态功能分区研究提供借鉴。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

东江(113°04'—115°50' E, 22°21'—25°12' N)是珠江三大水系之一,发源于江西省寻邬县桫髻钵山,自东北向西南流经广东省,于东莞注入狮子洋(图 1)。东江流域总面积 35340 km²,干流全长 562 km,地处亚热带季风气候区,多年平均气温 21°C,多年平均降水量 1800 mm,雨季(4—9 月)降水占全年降水的 80%以上^[22]。

流域内主要土地利用类型为林地、农业用地(包括耕地和园地)和城镇用地,林地主要分布在北部区域,城镇用地和农业用地主要分布在中部和南部;流域地势北高南低,北部多为中、低山地,中部以低山丘陵为主,南部为沿江平原和河口三角洲;流域内坡地(坡度>7°)主要分布在北部和中部,低平地(坡度<7°)主要分布在南部;流域内土壤以赤红壤、红壤和水稻土为主(图 2)。基于自然背景区域差异,东江流域被划分为 3 个水

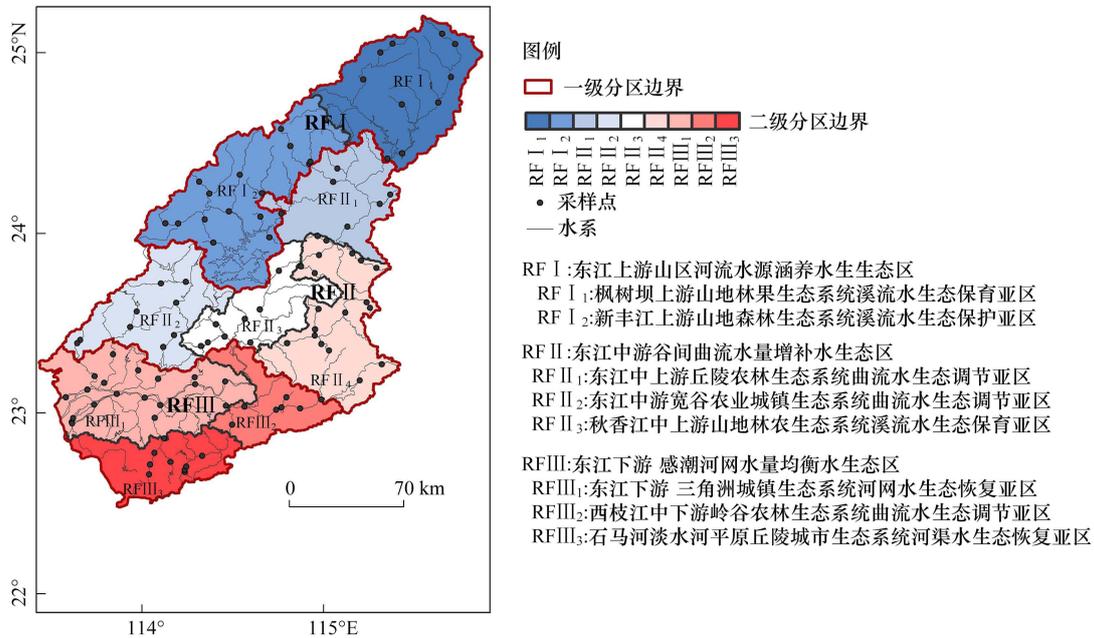


图 1 东江流域采样点及水生态功能分区

Fig.1 Sampling sites and aquatic ecoregions of the Dongjiang River basin

生态功能一级区和 9 个水生态功能二级分区(图 1)^[21]。

1.2 水质数据采样与测定

采用快照采样(Snapshot sampling)方法于 2010 年 7 月稳定流量状况(48 小时内降雨小于 10 mm)下共采集 102 个样点水样^[22],样点覆盖干流及全流域主要支流(图 1)。实验设计基于如下考虑:1)2010 年东江流域气候特征与流域长期气候特征一致,降雨量为 1787 mm,年月均温为 21.3°,雨季降雨量占全年降雨量的 82%^[23];2)前期研究表明营养盐和有机污染等指标的季节差异不明显^[24];3)大范围空间采样能为揭示水质空间差异提供稳健结果^[25-26]。

本研究共测定如下 9 个常规水质指标:水温(TEM, °C)、溶解氧(DO, mg/L)、电导率(EC, $\mu\text{s}/\text{cm}$)、高锰酸盐指数(COD_{Mn}, mg/L)、总磷(TP, mg/L)、总氮(TN, mg/L)、氨氮(NH₃-N, mg/L)、硝氮(NO₃-N, mg/L)和叶绿素 a(Chl-a, $\mu\text{g}/\text{L}$)。其中 TEM 和 EC 使用 METTLER-SG3 测量仪现场测定,DO 使用 YSI DO200 测量仪现场测定。其余水质指标均通过现场采集水样,低温保存后即刻运送至实验室进行分析,水质样品采集及实验室分析均严格参照《水和废水监测分析方法(第四版)》进行^[27]。

1.3 空间统计数据库

基于水质影响因素研究相关成果^[18,28-30],本文从土地利用和自然背景两方面构建流域影响因素指标集(表 1)。

土地利用数据基于 2009 年 Landsat TM/ETM 影像(分辨率 30 m)进行解译^[31],基于流域特征及研究目的,将土地利用类型重分类为耕地、园地、水域、林地、草地、城镇用地及其他用地类型(图 2)。土地利用指标(斑块面积百分比 PLAND、斑块密度 PD)用 FRAGSTATS 4.0 软件^[32]进行计算。海拔(ELEVA)和坡度(SLOPE)指标基于分辨率 30 m 的 ASTER GDEM(<http://glovis.usgs.gov/>)数据进行计算。

土壤类型数据使用东江流域 1:100 万的土壤类型图(中国科学院南京土壤研究所)。根据美国农业部水土保持局(Soil Conservation Server, SCS)开发的流域水文模型土壤水文组(hydrologic soil group, HSG)的划分标准^[33],参考东江流域土壤的水文物理特征^[34],按照产流能力从低到高将土壤类型分为四组(表 2),水域不计入土壤水文组类别(NA)(图 2)。

表 1 流域环境因素指标集及基本统计特征

Table 1 The description and statistical characteristics of watershed variables

指标组 Indicator group	指标类 Indicator category	具体指标 Indicator	指标描述 Description of indicator	编码 Code	单位 Unit	均值(最小值—最大值) Mean(minimum—maximum)
土地利用 Land use	组分	PLAND 斑块面积百分比	耕地面积百分比	1PLAND	%	5.65 (0—19.55)
			园地面积百分比	2PLAND	%	4.52 (0.35—14.02)
			林地面积百分比	4PLAND	%	77.31 (0.95—98.36)
			草地面积百分比	5PLAND	%	0.91 (0—3.58)
			城镇面积百分比	6PLAND	%	8.97 (0—73.78)
自然背景 Natural conditions	配置	PD 斑块密度	耕地斑块密度	1PD	n/km ²	1.82 (0—5.32)
			园地斑块密度	2PD	n/km ²	3.42 (0.64—7.93)
			林地斑块密度	4PD	n/km ²	0.99 (0.02—3.88)
			草地斑块密度	5PD	n/km ²	0.78 (0—2.79)
			城镇斑块密度	6PD	n/km ²	0.71 (0—3.23)
			地貌	ELEVA 海拔	集水区平均海拔	ELEVA
		SLOPE 坡度	集水区平均坡度	SLOPE	°	12.42 (1.46—23.1)
	土壤	HSG 土壤水文组	土壤水文组 A 面积百分比	HSGA	%	61.25 (10.05—100)
			土壤水文组 B 面积百分比	HSGB	%	4.06 (0—33.26)
			土壤水文组 C 面积百分比	HSGC	%	33.83 (0—85.85)
			土壤水文组 D 面积百分比	HSGD	%	0.03 (0—1.21)
气象	SOLAR 太阳辐射量	(4—6月)集水区平均太阳辐射量	SOLAR	WH/m ²	543515.23 (521879—561218)	
		(4—6月)集水区平均降雨量	RAIN	mm	940.44 (687.05—1192.36)	

表 2 SCS 模型的土壤水文组划分标准

Table 2 The criteria of hydrologic soil group in the SCS model

土壤水文组 Hydrologic soil group	土壤质地 Soil texture	稳定下渗率/(mm/h) Steady infiltration rate	渗透能力 Infiltration ability
A	砂土、壤质砂土、砂质壤土	>7.26	强
B	壤土、粉砂壤土	3.81—7.26	较强
C	砂粘壤土	1.27—3.81	中等
D	粘壤土、粉砂壤土、砂粘土、粉砂粘土、粘土	0.00—1.27	弱

SCS 为美国农业部水土保持局 (Soil Conservation Server, SCS) 开发的流域水文模型

由于夏季样点间气温差异小,因此本研究舍弃气温指标,选取太阳辐射量以表征热量空间差异(图 2)。太阳辐射的观测密度通常较小,采用简单的空间插值技术不能合理地揭示太阳辐射空间分布特征^[35]。因此本研究采用 ArcGIS 9.3 软件中 Solar radiation 工具模拟雨季开始至采样前(2010 年 4 月—6 月)累积的太阳总辐射量^[36](天气状况:晴朗;透射率:0.5,散射比例:0.3)。并根据相邻气象站辐射日值观测数据,选取每 5 天中的最大日总辐射量作为晴朗天气下太阳总辐射量,验证模型模拟的精度,验证结果表明模型模拟效果较好(图 3)。2010 年 4 月—6 月降雨量数据(<http://cdc.cma.gov.cn/>)以气象站高程作为协方差进行 cokriging 空间插值(图 2)。

为保证样点环境数据不受邻近样点位置的影响,分别以每个样点为出水口提取其上游集水区^[24],并基于每个样点上游集水区范围分别计算其土地利用和自然背景指标,共计提取 612 个图层进行分层统计。

1.4 统计方法

水质区域差异分析采用 Kruskal-Wallis 非参数方差分析,并进行 Dunn 多重比较(*post hoc test*)分析,显著

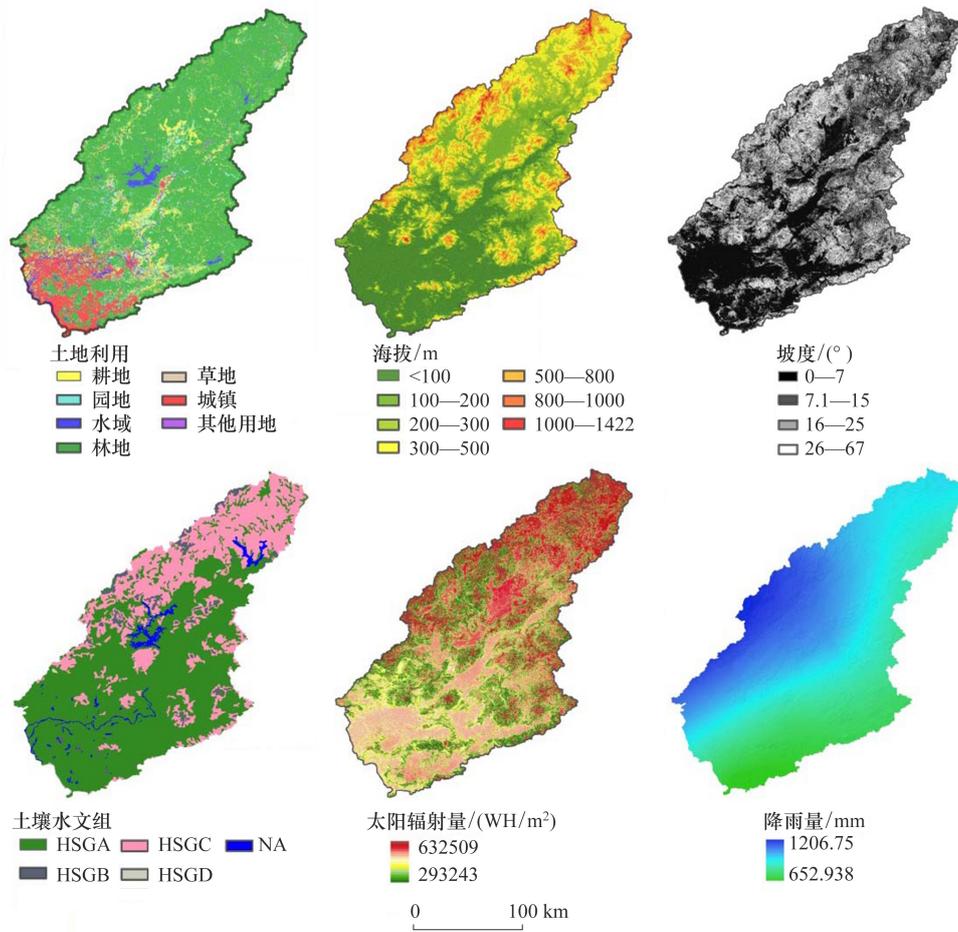


图 2 东江流域土地利用、海拔、坡度、土壤水文组、2010 年流域雨季前期太阳辐射量、2010 年流域雨季前期降雨量空间分布图

Fig.2 The spatial distribution of land use, elevation, slope, hydrological soil group, solar radiation and rainfall during the early stage of rainy season in 2010 in the Dongjiang River basin

性水平为 $P < 0.05$ 。方差分析在 SPSS21.0 软件中实现；均值图在 Origin9.0 软件中实现。

1.4.1 普通线性回归模型 OLS

采用普通最小二乘法 (Ordinary Least Squares, OLS) 线性回归模型, 评估单个水质指标与流域影响变量之间的全局关系, 计算公式^[32]如下:

$$y = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i x_i + \varepsilon \quad (1)$$

式中, y 为因变量; x_i 为解释变量; p 为预测变量个数; β_0 为截距; β_i 为回归系数; ε 为均值为 0、方差为 σ^2 的误差项。水质指标预先进行 $\ln(X+1)$ 转换, 解释变量

采用 Z 标准化。采用逐步多元回归挑选显著的解释变量进入模型。根据如下标准挑选各水质指标的最佳 OLS 模型: 1) 模型校正 R^2 (*adjusted R²*) 最高; 2) 模型参数及解释变量参数显著 ($P \leq 0.05$); 3) 解释变量方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 小于 3。以上操作在 SPSS21.0 实现。

1.4.2 地理加权回归模型 GWR

地理加权回归模型 (Geographically weighted regression, GWR) 是对普通线性回归模型的扩展, 其公式^[30]

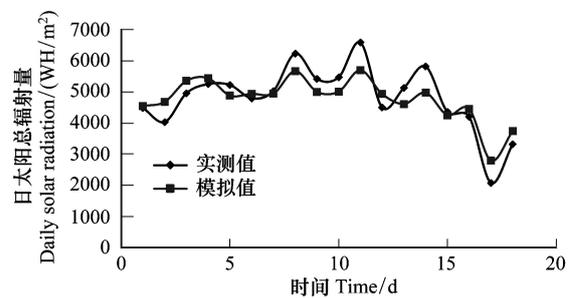


图 3 日太阳总辐射量实测值与模拟值比较

Fig.3 The comparison between measured and simulated daily solar radiation

如下:

$$y_j = \beta_0(u_j, v_j) + \sum_{i=1}^p \beta_i(u_j, v_j) x_{ij} + \varepsilon_j \quad (2)$$

式中, (u_j, v_j) 为第 j 个采样点的坐标(公里网坐标); $\beta_i(u_j, v_j)$ 为第 j 个采样点上的第 i 个回归系数, 即地理位置的函数; ε_j 为误差项。根据加权最小二乘法, $\beta_i(u_j, v_j)$ 可通过使

$$\sum_{k=1}^n w_{jk} (y_k - \beta_0(u_j, v_j) - \sum_{i=1}^p \beta_i(u_j, v_j) x_{ij})^2 \quad (3)$$

达到最小来进行估计, 式中, w_{jk} 为回归点 j 与其他已知观测点 k 之间的距离衰减函数, 其基本假设为距离 j 点越近的观测点对求解局部回归系数的重要性越大, 越远的观测点重要性越小^[13]。 w_{jk} 为空间权重矩阵, 其计算方法包括距离阈值法、距离反比法、Gauss 函数法及 bi-square 函数法等^[14-15]。本研究选用 Gauss 函数计算空间权重矩阵, 公式^[37]如下:

$$w_{ij} = \exp(-d_{jk}^2/b^2) \quad (4)$$

式中, d_{jk} 为观测点 j, k 之间距离; b 为带宽。本研究以 AIC_c (修正的 Akaike 信息准则) 为衡量标准的自适应带宽形式, 识别最佳自适应邻近点个数, 即在数据密集地方采用较小的带宽而在数据稀疏的地方采用较大的带宽。为避免数据共线性影响, 采用最佳逐步 OLS 模型挑选出的显著解释变量输入 GWR 模型。

1.4.2 OLS 模型与 GWR 模型评价

采用稳态评估 Koenker (BP) 统计量^[31]对 OLS 模型进行空间平稳性检验, 若 $K(BP) - \text{Prob} < 0.05$ 表示模型具有显著的非稳态, 即模型变量间关系存在空间差异, 说明模型适合进行地理加权回归 (GWR) 分析。

通过比较 OLS 和 GWR 模型的 *adjusted R*² 和残差空间自相关指数 (Moran's I), 分析 GWR 模型在预测精度和处理空间自相关过程中是否优于 OLS 模型。采用空间自相关工具计算模型标准化回归残差的全局 Moran's I 指数, 其计算公式^[26]如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (5)$$

式中, X_i, X_j 分别为要素 i 和 j 的值; n 为要素个数; w_{ij} 为要素 i 和 j 之间空间权重, 定义为两者之间距离的倒数。如果 Moran's I 指数值为正则指示聚集趋势, 其值为负则指示离散趋势, 其值接近零则指示随机模式。

GWR 模型估计以及空间自相关分析均在 ArcGIS9.3 软件中进行。

2 结果与分析

2.1 水生态功能分区水质差异特征

图 4 的 Kruskal-Wallis 检验结果显示: 各水质指标 (除 $\text{NO}_3\text{-N}$ 外) 在水生态一级区 RF I 与 RF III、RF II 与 RF III 之间差异显著 ($P < 0.05$); DO 、 COD_{Mn} 、 TN 和 $\text{NO}_3\text{-N}$ 在 RF I 内二级区之间差异显著 ($P < 0.05$); TEM 、 EC 、 TN 和 $\text{NO}_3\text{-N}$ 在 RF II 内二级区之间差异显著 ($P < 0.05$); EC 、 TP 、 TN 、 $\text{NO}_3\text{-N}$ 和 Chl-a 在 RF III 内二级区之间差异显著 ($P < 0.05$)。说明一二级水生态功能分区结果能较好地反映流域水质空间差异。此外, TN 在一级区之间, 以及一级区内二级区之间, 均存在显著差异, 这表明 TN 是理想的分区验证指标。

2.2 基于 GWR 模型评估水质与影响因素关系

通过逐步多元回归筛选最优 OLS 模型 (表 3), 结果显示除了 TEM 和 Chl-a 模型解释率较低外 (*adjusted R*² < 0.4), 其他指标模型解释率均较高 (*adjusted R*² > 0.4), 说明流域影响因素能解释大部分水质差异。GWR 模型局部解释率 (Local *R*²) 空间差异说明流域环境因素对水质的影响存在明显的空间差异, 且这种空间差异与水生态功能分区结果具有高度一致性 (图 5 和图 6)。各水质指标的 Local *R*² 在三个水生态一级区 (RF I、RF II 和 RF III) 之间差异显著 ($P < 0.05$); 除 EC 在 RF I₁ 和 RF I₂ 之间差异不显著外, 各指标 Local *R*² 在一级区

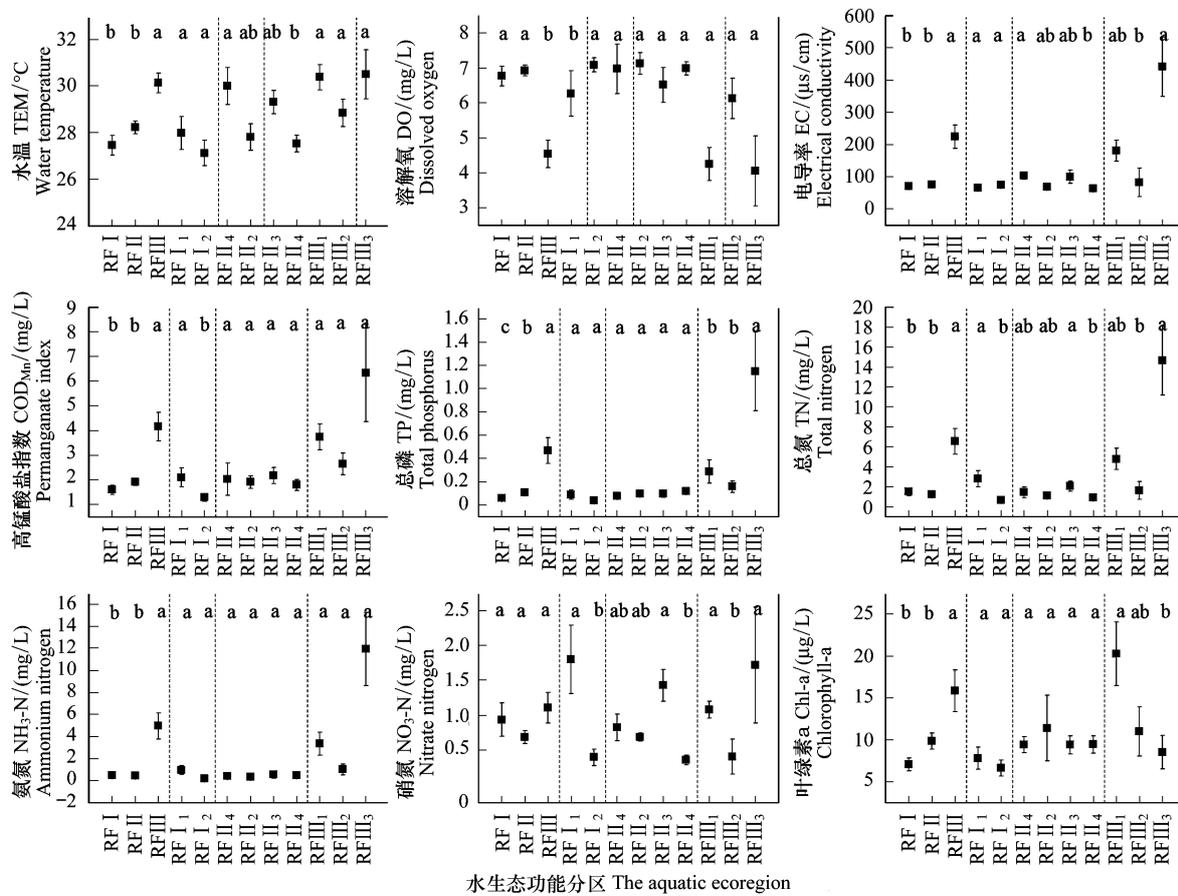


图 4 一二级水生态区水质指标差异(均值±标准误)

Fig.4 The differences of water quality parameters among ecoregions

内二级区间也存在显著差异 ($P < 0.05$)。这说明基于流域特征的水生态功能分区结果与流域环境因素对水质影响关系的空间差异状况一致。采用 GWR 模型评估流域特征与水质关系的空间差异,能简单有效地验证水生态功能分区的合理性。

表 3 逐步普通线性回归最佳模型参数

Table 3 The best Ordinary Least Squares models based on stepwise approach

因变量 Dependent variable	校正 R^2 Adjusted R^2	显著性 P	逐步普通线性回归模型 Ordinary Least Squares models	方差膨胀 因子 VIF Variance inflation factor
水温 LnTEM	0.367	0.047	$\text{LnTEM} = 3.387 + 0.024 \times 4\text{PD} - 0.018 \times 5\text{PD} - 0.019 \times \text{ELEVA}$	1.788
溶解氧 LnDO	0.506	0.013	$\text{LnDO} = 1.906 - 0.201 \times 4\text{PD} + 0.116 \times \text{SLOPE} + 0.077 \times 2\text{PD}$	1.906
电导率 LnEC	0.609	<0.001	$\text{LnEC} = 4.473 - 0.320 \times 4\text{PLAND} + 0.314 \times 4\text{PD}$	2.794
高锰酸盐指数 LnCOD _{Mn}	0.516	<0.001	$\text{LnCOD}_{\text{Mn}} = 1.157 + 0.190 \times 4\text{PD} - 0.163 \times \text{SLOPE}$	2.013
总磷 LnTP	0.589	<0.001	$\text{LnTP} = 0.159 + 0.186 \times 6\text{PLAND}$	1.000
总氮 LnTN	0.653	0.007	$\text{LnTN} = 1.023 + 0.324 \times 6\text{PLAND} + 0.316 \times 4\text{PD} + 0.124 \times \text{SOLAR}$	1.982
氨氮 LnNH ₃ -N	0.649	0.001	$\text{LnNH}_3\text{-N} = 0.620 + 0.430 \times 6\text{PLAND} + 0.239 \times 4\text{PD}$	2.394
硝氮 LnNO ₃ -N	0.403	0.004	$\text{LnNO}_3\text{-N} = 0.55 - 0.232 \times \text{SLOPE} + 0.212 \times \text{HSGC} + 0.130 \times 4\text{PD}$	2.097
叶绿素 a LnChl-a	0.220	<0.001	$\text{LnChl-a} = 2.305 + 0.274 \times 6\text{PD}$	1.000

2.3 OLS 和 GWR 模型性能评价

Koenker(BP) 稳态检验结果(表 4)表明 EC、TP、NH₃-N、NO₃-N、Chl-a 的 OLS 回归模型存在空间非稳态

($P < 0.05$), 说明这些水质指标更适合运行 GWR 模型。通过比较模型 $adjusted R^2$ 和 Moran's I 值, 对于营养盐和有机污染指标而言, GWR 模型比 OLS 模型具有更高的解释率, 残差空间自相关性更低。表明 GWR 模型能改善 OLS 模型残差空间依赖性问题, 具有更好的拟合效果。

值得注意的是, DO 不仅 OLS 模型具有空间平稳性 ($P > 0.05$), 其 OLS 的 $adjusted R^2$ 高于 GWR 模型, 且 OLS 残差自相关程度弱于 GWR 模型, 因此更适合进行 OLS 模型分析。此外, 尽管 TP 模型存在显著的空间非平稳性 ($P < 0.05$), 但其 OLS 模型和 GWR 模型回归残差均呈聚集状态, 说明该模型缺失了某个关键解释变量, 有可能是未考虑人为点源排放的影响。因此, DO 和 TP 可能不适合作为分区验证指标。

表 4 OLS 与 GWR 模型性能比较

Table 4 The comparison of statistic characteristics between OLS and GWR models

水质参数 Water quality parameters	稳态评估 K(BP)-Prob	校正 R^2 Adjusted R^2		残差空间自相关指数 Moran's I	
		OLS	GWR	OLS	GWR
水温 LnTEM	0.179	0.367	0.372	0.14	0.12
溶解氧 LnDO	0.076	0.506	0.498	-0.21	-0.22
电导率 LnEC	0.040 *	0.609	0.689	0.31	0.00
高锰酸盐指数 LnCOD _{Mn}	0.090	0.516	0.521	0.14	0.12
总磷 LnTP	<0.001 **	0.589	0.601	1.43	1.43
总氮 LnTN	0.157	0.653	0.665	0.07	0.05
氨氮 LnNH ₃ -N	<0.001 **	0.649	0.653	0.20	0.18
硝氮 LnNO ₃ -N	0.019 *	0.403	0.450	0.13	0.00
叶绿素 a LnChl-a	0.004 **	0.220	0.217	0.46	0.44

$P < 0.05$; * * $P < 0.01$.

随着区划理论和技术的发展, 未来的生态区划将更多的从自然、社会经济等不同的影响因素出发进行指标选取, 并且指标选取的依据将更加量化。GWR 模型作为一种空间明确的分析方法, 不仅估计结果有明确的解析表示, 而且得到的参数估计还能进行统计检验, 在空间数据分析和变量关系的空间制图方面具有明显的优势, 能提供传统全局统计方法无法给出的信息。因此 GWR 方法能够更好的用于识别区划目标要素与自然、社会经济因子之间耦合关系的空间非平稳性, 为分区指标的选取、分区结果的验证、不同区划方案的直接比较等方面提供新的思路和方法。

然而 GWR 模型尚存在一些不足之处, 比如 GWR 模型虽然在一定程度上考虑了数据的空间自相关, 但它并没有明确地解决空间自相关问题; GWR 模型基于欧式距离测度距离衰减效应, 而对于河流系统而言, 还应考虑沿径流网络的距离衰减效应, 因此基于欧式距离的测度方式不能反映水质采样点间真实的空间接近程度。如何降低数据空间自相关带来的影响, 以及使用更合适的距离测度方法, 是未来 GWR 模型应用于水生生态系统研究的难点问题。

3 结论

东江流域各水质指标(除 NO₃-N 外)在水生态一级区之间差异显著; DO、COD_{Mn}、TN 和 NO₃-N 在 RF I 内二级区之间差异显著; TEM、EC、TN 和 NO₃-N 在 RF II 内二级区之间差异显著; EC、TP、TN、NO₃-N 和 Chl-a 在 RF III 内二级区之间差异显著。说明东江水生态功能分区结果能够较好地反映流域水质空间差异。基于 GWR 模型, 各水质指标的 Local R^2 在水生态一级区之间差异显著; 除 EC 外, 各指标 Local R^2 在一级区内二级区间也存在显著差异, 说明流域环境因素对水质的影响存在明显的空间差异, 且这种空间差异与水生态功能分区结果具有高度一致性, 表明东江水生态功能分区结果能合理反映水陆耦合关系。此外, TN 在一级区之间, 以及一级区内二级区之间均存在显著差异, 可以作为理想的分区验证指标。而 DO 由于模型变量关系表现出空间平稳性, TP 由于 OLS 模型和 GWR 模型回归残差均呈聚集状态, 不适合作为分区验证指标。GWR 模型相比 OLS 模型具有更好的模型拟合效果, 对空间数据分析和空间制图具有明显的优势, 在分区研究中具有广泛应用前景。降低数据空间自相关影响及改善距离测度方法是未来 GWR 模型研究的难点问题。

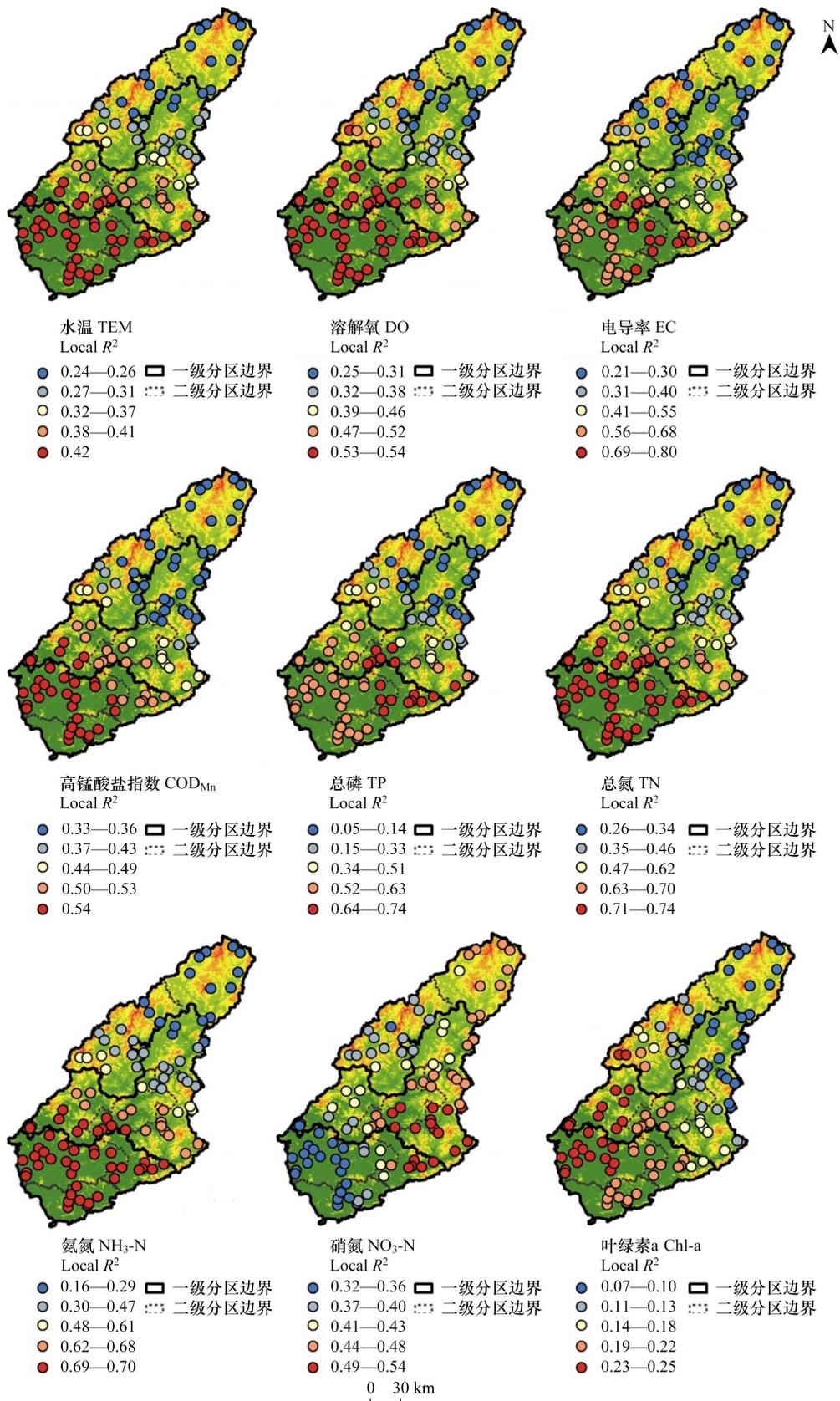


图5 地理加权回归(GWR)模型的 local R^2 空间分布图

Fig.5 The spatial distribution of local R^2 from Geographically Weighted Regression models

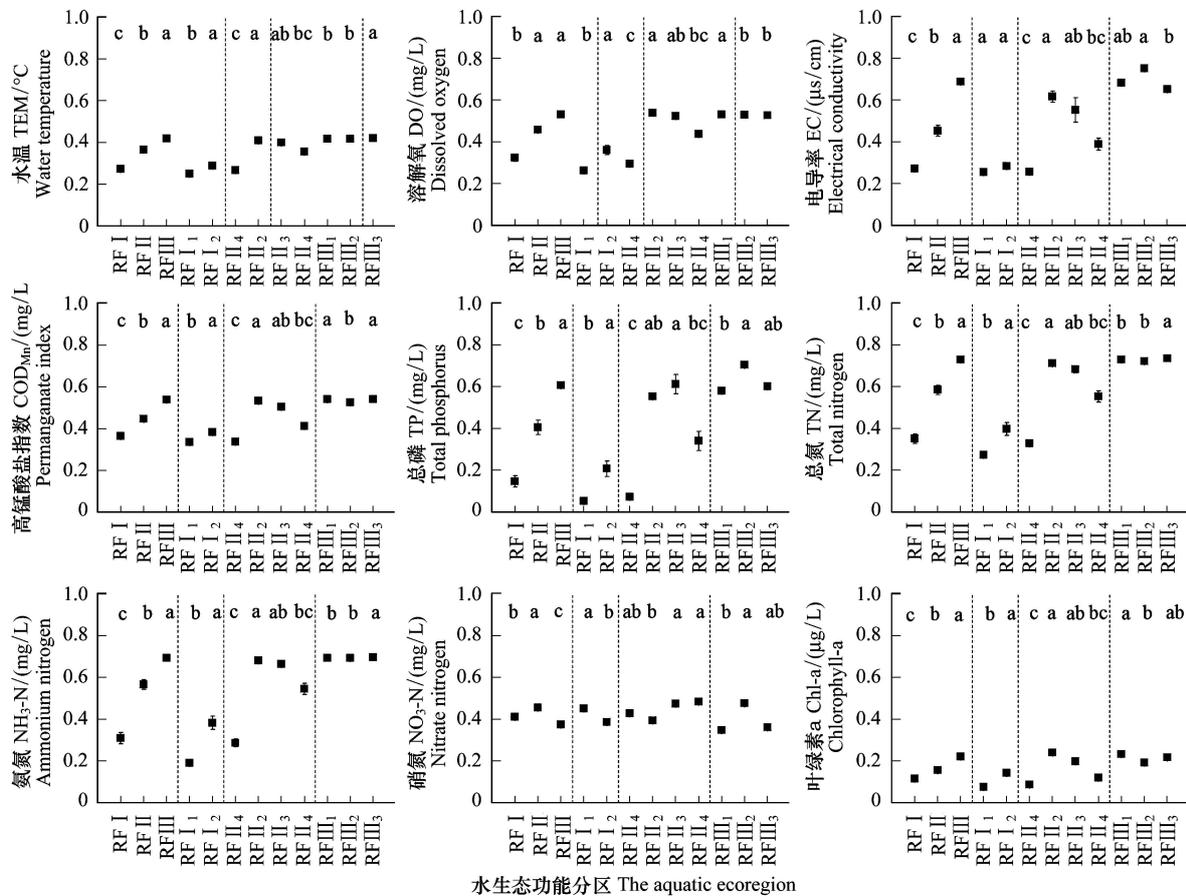


图6 一二级水生态区 GWR 模型 local R^2 差异(均值±标准误)图

Fig.6 The differences of local R^2 from GWR models among ecoregions

参考文献 (References):

- [1] Basnyat P, Teeter L D, Lockaby B G, Flynn K M. The use of remote sensing and GIS in watershed level analyses of non-point source pollution problems. *Forest Ecology and Management*, 2000, 128(1/2): 65-73.
- [2] Omernik J M. Ecoregions of the conterminous United States. *Annals of the Association of American Geographers*, 1987, 77(1): 118-125.
- [3] 孙然好, 李卓, 陈利顶. 中国生态区划研究进展: 从格局、功能到服务. *生态学报*, 2018, 38(15): 5271-5278.
- [4] Gannon R W, Osmond D L, Humenik F J, Gale J A, Spooner J. Goal-oriented agricultural water quality legislation. *Journal of the American Water Resources Association*, 1996, 32(3): 437-450.
- [5] 孟伟, 张远, 郑丙辉. 辽河流域水生态分区研究. *环境科学学报*, 2007, 27(6): 911-918.
- [6] 黄艺, 蔡佳亮, 郑维爽, 周丰, 郭怀成. 流域水生态功能分区以及区划方法的研究进展. *生态学杂志*, 2009, 28(3): 542-548.
- [7] 黄晓霞, 江源, 熊兴, 和克俭, 张勇. 水生态功能分区研究. *水资源保护*, 2012, 28(3): 22-27.
- [8] Sheng S, Xu C, Wen T, Wan Y, An S Q. Division design of water eco-functioning of the river basin. *Clean Soil Air Water*, 2015, 43(12): 1640-1646.
- [9] Wang S Y, Cheng D S, Mao Z P, Liu C, Yang S Z, Wang L, Wu J P, Du Y L. An aquatic ecoregion delineation approach based on GIS and spatial environmental data in Heihe River Basin, Northwestern China. *Quaternary International*, 2015, 380-381: 272-281.
- [10] 孟伟, 张远, 郑丙辉. 水生态区划方法及其在中国的应用前景. *水科学进展*, 2007, 18(2): 293-300.
- [11] 唐涛, 蔡庆华. 水生态功能分区研究中的基本问题. *生态学报*, 2010, 30(22): 6255-6263.
- [12] 王世岩, 毛战坡, 王亮, 杜彦良, 杨素珍. 黑河流域水生态系统异质性与环境因子关系研究. *水资源与水工程学报*, 2014, 25(6): 7-12.
- [13] 孙然好, 程先, 陈利顶. 基于陆地-水生态系统耦合的海河流域水生态功能分区. *生态学报*, 2017, 37(24): 8445-8455.
- [14] 陈强, 朱慧敏, 何溶, Dahlgren R A, 张明华, 梅琨. 基于地理加权回归模型评估土地利用对地表水质的影响. *环境科学学报*, 2015, 35(5): 1571-1580.

- [15] Brunson C, Fotheringham S, Charlton M. Geographically weighted regression-modelling spatial non-stationarity. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D*, 1998, 47(3): 431-443.
- [16] Tu J. Spatially varying relationships between land use and water quality across an urbanization gradient explored by geographically weighted regression. *Applied Geography*, 2011, 31(1): 376-392.
- [17] Sun Y W, Guo Q H, Liu J, Wang R. Scale effects on spatially varying relationships between urban landscape patterns and water quality. *Environmental Management*, 2014, 54(2): 272-287.
- [18] Tu J, Xia Z G. Examining spatially varying relationships between land use and water quality using geographically weighted regression I: model design and evaluation. *Science of the Total Environment*, 2008, 407(1): 358-378.
- [19] Wang X P, Zhang F. Multi-scale analysis of the relationship between landscape patterns and a water quality index (WQI) based on a stepwise linear regression (SLR) and geographically weighted regression (GWR) in the Ebinur Lake oasis. *Environmental Science and Pollution Research*, 2018, 25(7): 7033-7048.
- [20] Chen Q, Mei K, Dahlgren R A, Wang T, Gong J, Zhang M H. Impacts of land use and population density on seasonal surface water quality using a modified geographically weighted regression. *Science of the Total Environment*, 2016, 572: 450-466.
- [21] 江源, 廖剑宇, 刘全儒, 康慕谊. 东江河流生态健康评价研究. 北京: 科学出版社, 2015.
- [22] 吕乐婷, 彭秋志, 廖剑宇, 江源, 康慕谊. 近 50 年东江流域降雨径流变化趋势研究. *资源科学*, 2013, 35(3): 514-520.
- [23] Grayson R B, Gippel C J, Finlayson B L, Hart B T. Catchment-wide impacts on water quality: the use of 'snapshot' sampling during stable flow. *Journal of Hydrology*, 1997, 199(1/2): 121-134.
- [24] Ding J, Jiang Y, Fu L, Liu Q, Peng Q Z, Kang M Y. Impacts of land use on surface water quality in a subtropical river basin: a case study of the Dongjiang River basin, Southeastern China. *Water*, 2015, 7(8): 4427-4445.
- [25] Gburek W J, Folmar G J. Flow and chemical contributions to streamflow in an upland watershed: a baseflow survey. *Journal of Hydrology*, 1999, 217(1/2): 1-18.
- [26] Lyon S W, Seibert J, Lembo A J, Steenhuis T S, Walter M T. Incorporating landscape characteristics in a distance metric for interpolating between observations of stream water chemistry. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2008, 12(5): 1229-1239.
- [27] 国家环境保护总局. 水和废水监测分析方法(第四版). 北京: 中国环境科学出版社, 2002.
- [28] Chang H. Spatial analysis of water quality trends in the Han River basin, South Korea. *Water Research*, 2008, 42(13): 3285-3304.
- [29] Yang X Y, Jin W. GIS-based spatial regression and prediction of water quality in river networks: a case study in Iowa. *Journal of Environmental Management*, 2010, 91(10): 1943-1951.
- [30] 于磊, 赵彦伟, 汪思慧, 田竹君. 不同时空尺度下流域景观格局与水质的相关性研究——以嫩江右岸典型子流域为例. *水土保持通报*, 2011, 31(5): 254-258.
- [31] 任斐鹏, 江源, 熊兴, 董满宇, 王博. 东江流域近 20 年土地利用变化的时空差异特征分析. *资源科学*, 2011, 33(1): 143-152.
- [32] McGarigal K, Cushman S A, Ene E. FRAGSTATS v4: spatial pattern analysis program for categorical and continuous maps. Computer Software Program Produced by the Authors at the University of Massachusetts, Amherst. [2017-08-25]. <http://www.umass.edu/landeco/research/fragstats/fragstats.html>.
- [33] USDA NRCS. Part 630 Hydrology National Engineering Handbook, Chapter 7, Hydrologic Soil Groups. Washington D C, U.S.: Department of Agriculture, Natural Resources Conservation Service, 2009.
- [34] 吕乐婷, 彭秋志, 郭媛媛, 刘颖慧, 江源. 基于 SWAT 模型的东江流域径流模拟. *自然资源学报*, 2014, 29(10): 1746-1757.
- [35] 何洪林, 于贵瑞, 牛栋. 复杂地形条件下的太阳资源辐射计算方法研究. *资源科学*, 2003, 25(1): 78-85.
- [36] Fu P, Rich P M. A geometric solar radiation model with applications in agriculture and forestry. *Computers and Electronics in Agriculture*, 2002, 37(1-3): 25-35.
- [37] Koenker R. A note on studentizing a test for heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 1981, 17(1): 107-112.