基于 GIS 的吉林市区地下水埋深空间异质性分析

张经泾¹, 魏传江¹, 申晓晶¹, 姚懿真¹, 贾凤²

(1. 中国水利水电科学研究院 水资源所, 北京 100038; 2. 河北工程大学 水利水电学院, 河北 邯郸 056021)

摘要: 运用地统计学方法, 根据降水丰枯特性, 选取吉林市区 67 眼监测井 1984 - 2014 年地下水埋深资料, 研究了该地区地下水埋深的空间变异性和变化规律。结果表明, 市区地下水埋深的空间相关性逐年增强, 1984 - 1999 年具有中等空间相关性, 2000 - 2014 年具有强烈的空间相关性, 1984 年和 1999 年空间最大相关距离较小, 空间自相关距离小, 连续性较差, 其余各年份相关距离较大。各向异性比总体呈减小趋势, 说明地下水埋深空间分布各向异性逐渐增大。克里金插值结果显示, 研究区地下水埋深除了随地形高程和水源地分布空间变化, 还受开采强度的影响, 呈现出动态的变化过程。开采漏斗区地下水埋深近几年趋于稳定。

关键词: 地下水埋深; 地统计学; 空间变化; 空间相关性; 吉林市

中图分类号: P641.8

文献标识码: A

文章编号: 1672-643X(2018)02-0097-07

Spatial variability of groundwater depth based on GIS in Jilin Urban Area

ZHANG Jingjing¹, WEI Chuanjiang¹, SHEN Xiaojing¹, YAO Yizhen¹, JIA Feng²

(1. Department of Water Resources, China Institute of Water Resources and Hydropower, Beijing 100038, China;

2. College of Water Conservancy and Hydropower, Hebei University of Engineering, Handan 056021, China)

Abstract: According to the characteristics of precipitation and the groundwater depth data of 67 monitoring wells from 1984 to 2014, a geo-statistical method was used to analyze the spatial variability and change rules in Jilin urban area. The result shows that the spatial correlation of groundwater depth in the urban area increases gradually and the groundwater depth is of moderate spatial correlation from 1984 to 1999, whereas from 2000 to 2014 spatial correlation is intensive. The maximum spatial correlation distance between 1984 and 1999 is relatively small. The spatial autocorrelation distance in 1984 and 1999 is less than that in other years, leading to a poor spatial continuity of groundwater depth during this period. Anisotropy ratio decreases over time in generally, which indicates that the spatial anisotropy of urban groundwater depth is increasing gradually. Kriging interpolation result shows that the groundwater depth of the study area changes with terrain elevation and water source regions' distribution, and the result also presents a dynamic changing process in the influence of mining intensity. The groundwater depth of subsiding center tend to stabilize in recent years.

Key words: groundwater depth; geo-statistics; spatial variability; spatial correlation; Jilin City

1 研究背景

1985 年以来, 随着人口增长、农田灌溉面积扩大、工业快速发展, 吉林市大量开采地下水用于生产生活, 造成大面积降落漏斗(桦皮厂 - 孤店子降落漏斗), 严重影响了该市的可持续发展^[1]。地下水

的发展进程及空间分布难以直观表现, 区域之间的相互作用及不同时期影响地下水埋深的因素也不尽相同。随着近年来地理信息系统的发展, 推动了地统计学在地下水方面的研究, 通过插值模拟出不同时间段地下水埋深空间分布状况。国内于 1977 年开始将地统计学方法应用于地质领域, 郭怀成等^[2]

收稿日期: 2017-09-03; 修回日期: 2017-10-25

基金项目: 水利部公益性行业科研专项(201501013)

作者简介: 张经泾(1992-), 女, 重庆人, 硕士, 主要从事水文学及水资源研究。

深化了地统计学方法在我国地质、矿业领域的应用,然而我国在环境、水资源、生态等领域应用相对较少。地统计学可在有限的离散数据基础上无偏最优预测(或模拟)连续的空间分布,且得到预测的不确定性估计,因此,其应用领域也从地质、矿业逐渐拓展到土壤、水资源、农业、气象、海洋、生态环境等领域^[3]。国内许多学者采用地统计学方法对地下水进行了研究和分析,如彭家中等^[4]、席海洋等^[5]探讨了额济纳绿洲地下水位埋深的空间异质性,地下水位埋深的空间分布总体上表现为从南到北、从西向东逐渐增大的分布格局。张喜凤等^[6]结合遥感和地统计学方法分析敦煌绿洲土地利用/土地覆被变化对地下水位时空变异的影响,结果表明人为因素对地下水位空间异质性变化有较大影响。马金辉等^[7]应用地统计空间分析技术,发现民勤盆地地下水降落漏斗区逐年扩大,并有与附近漏斗区融合的趋势,人类活动对地下水埋深的影响越来越强烈。郑昊安等^[8]研究了哈密盆地近20年来地下水埋深变化趋势,提出通过减少耕地面积来解决地下水埋深增大的问题。赵洁等^[9]对黑河中游1985-2005年地下水位空间变异性进行了分析,发现地下水位空间相关性减弱,局部异质性增强,地下水的连通性和脆弱性增加。阮本清等^[10]分析了青铜峡灌区年际和年内地下水水位空间变化规律,发现样本各向异性程度的年内变化与灌溉过程有关,地下水埋深越浅,其各向异性程度越强。韩业珍等^[11]运用地统计学研究发现宝鸡峡灌区地下水位空间分布主要受地形、地貌等结构性因子影响。宋杨等^[12]、许义和等^[13]对人口集中、生活及工业用水量大、地面硬化程度高的城镇地区,应用地统计学方法分析了西安城区和宝鸡市区地下水位埋深的空间变异性及其变化规律。

综上所述,地统计学方法在国内应用于水资源较为紧缺的西北地区较多,而对东北等地区研究较少。地下水资源作为吉林市供水战略储备资源及部分地区农业及农村生活的主要水源,研究其地下水空间分布特点,对合理利用和科学管理地下水资源具有重要意义。本文基于地下水埋深长期观测资料,采用地统计学方法分析吉林市1984-2014年地下水埋深空间变异性及变化规律,直观呈现出地下水埋深时间和空间变化规律,并由统计参数分析不同时期影响地下水埋深的人为或结构性等因素,在一定程度上反映地下水采补情况,为以后地下水开采提供依据,此外还分析了桦皮厂-孤店子降

落漏斗区的发展状况及趋势,通过采取措施控制地下水资源开发利用,同时达到改善地质环境的效果。

2 研究区概况

吉林市区位于吉林省东部,现辖船营区、龙潭区、昌邑区、丰满区4个区,幅员面积3 636 km²,属于低山丘陵区,为长白山余脉向松嫩平原的过渡地带,总体地势东南高西北低。松花江及其支流漂河、温德河、牯牛河、鳌龙河、团山子河谷平原均为山间河谷平原,具有山间河谷地形特点,上游狭窄,下游平坦开阔,地势低平,微向河床倾斜,海拔标高170~250 m。地下水类型有松散岩类孔隙水、碎屑岩类裂隙孔隙水、碳酸盐岩类裂隙溶洞水、基岩裂隙水和玄武岩类孔洞裂隙水,其中松散岩类孔隙水是市区内工农业生产和生活用水的主要地下水源,其次为碎屑岩类裂隙孔隙水,其他类型地下水开采量极小。

研究区地下水资源较为丰富,是城市供水的重要补充水源,但1980年以来,随着城区人口增长、工业发展、农田灌溉面积不断扩大,地下水开发利用程度逐渐提高。昌邑区孤店子镇全部和桦皮厂镇、土城子镇、两家子乡、左家镇的部分区域的地下水开采量超过天然补给量,动用了地下水静储量且无法完全恢复^[14],在1980至2000年,地下水位出现了持续下降趋势,形成动态开采漏斗区,跨越鳌龙河和二松丰满以下两个五级流域分区,面积超过150 km²,开采漏斗区长年接受周围地区地下水侧向径流补给,形成了常年性漏斗。2001至2014年,随着地下水灌溉面积的减少及控制地下水开采量,漏斗区地下水位逐渐趋于动态平衡。漏斗区地下水埋深变化过程见图1。

3 数据处理

根据降水丰枯特性,选取吉林市区67眼监测井1984、1994、1999、2004、2009和2014年地下水埋深动态监测数据及坐标系,输入ArcGIS中形成地下水监测井分布图及相关埋深属性数据,基于地统计学理论知识,调用ArcGIS中地统计分析模块,建立吉林市地下水埋深球状分析模型,得到插值后形成的地下水埋深分布图,分析吉林市区地下水空间分布变异性及其原因。

调用ArcGIS地统计分析扩展模块,从不同视图探索地下水埋深的空间分布特征,对地下水埋深数据进行预处理,评估数据的统计属性和全局趋势,便于插值模型方法和参数的选择。

图 1 漏斗区地下水埋深变化过程图

3.1 检验数据正态分布情况

数据正态分布情况见图 2,数据分布趋势与模拟直线总体趋势相同,数据服从正态分布。但存在个别离群值,在建模过程去掉离群值。所有样本数据都是随机的,因此要求样本数据必须满足二阶平稳假设和正态分布^[15]。

图 2 地下水埋深正态 QQ 图

3.2 大尺度趋势分析

吉林市地下水埋深三维趋势图见图 3,X 轴代表地图上的东西方向,Y 轴代表地图上的南北方向,Z 轴表示测量值,在 YZ 投影平面上的曲线(蓝色)为南北方向上的趋势线,而在 XZ 平面上的曲线(绿色)为东西方向上的趋势线。

从图 3 可以看出,在各个年份中,市区地下水埋深在 Y 轴方向呈现出两头低(南边稍低),中间高的趋势,拟合为抛物线型的分布趋势,由于市区东南部地下水受到松花江的补给,所以地下水埋深较小,越往北,地下水埋深逐渐增大,并且这个趋势在时间尺度上变化不大。X 轴方向地下水埋深变化趋势明显,1984 年两头高,中间低,1994 - 2009 年西高东低,2014 年两头低,中间高,这种变化趋势与市区地形地势、地下水开采等因素有关。由于 1980 年开始市区西南部昌邑区孤店子镇和桦皮厂镇等地区大量开采地下水进行灌溉,并且形成降落漏斗,地下水埋深呈现出西高东低的趋势,地下水流方向发生了改变,由地下水补给河流转变为河流补给地下水。近年来政府加大控制地下水开采的力度,并陆续关闭

一些自备井,使得西南部地下水埋深减小,因此 2014 年地下水埋深在东西方向呈现出中间高两端低的趋势。

4 模型建立

4.1 克里金插值建模原理^[15]

区域化变量 $Z(x)$ 在研究空间上 x 和 $x + h$ 两点处的值 $Z(x)$ 与 $Z(x + h)$ 之差的方差之半被定义为 $Z(x)$ 在 Z 方向上的半变异函数,记为 $\gamma(x, h)$ 。半变异函数是关于空间值与距离的函数,见公式(1)。

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} (Z(x_i) - Z(x_i + h))^2 \quad (1)$$

式中: h 为分离距离; $Z(x)$ 为区域化变量; $N(h)$ 是在 $(x_i, x_i + h)$ 之间用来计算样本的变异函数值的样本的对数。

在实际应用中,通常对半变异函数进行线性组合,得到变异函数模型,并由得到的变异函数模型估计空间未知点的属性值。

运用不同模型对研究区处理后的数据进行插值,通过比较,球状模型拟合效果最好,其表达式为:

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & h = 0 \\ C_0 + C \left(\frac{3}{2} \cdot \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \cdot \frac{h^3}{a^3} \right) & 0 < h \leq a \\ C_0 + C & h > a \end{cases} \quad (2)$$

式中: C_0 为块金值; C 为偏基台值; $C_0 + C$ 为基台值; a 为变程; h 为步长,空间相关性随距离的增长而逐渐衰减,当距离大于 a 时,不存在空间相关性。

4.2 插值模型建立

克里金插值是根据未知点附近采样点的属性值,通过变异函数确定已知点对待估点参数大小,最后作出最优、无偏估计。

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (3)$$

式中： $Z(x_0)$ 为未知点的值； $Z(x_i)$ 为未知点周围样本点值； N 为未知点和样本点之间样本点的个数； λ_i 为第 i 个样本点的相对于未知点的权重。

在数据探索过程中发现数据服从正态分布，在南北方向具有两头低中间高的趋势，建模过程中去掉离群值，去除全局趋势。以上述经过处理的地下水埋深数据为基础，通过比较，采用球状模型对数据进行拟合，应用普通克里金插值方法进行空间插值效果较好。

4.3 结果交叉验证

交叉验证是根据样本数据计算的变异函数值，选定一个变异函数模型和参数，将一个样本值 $Z(x_1)$ 暂时剔除，用所选择的变异函数和克里金法对 x_1 点处的值进行估计，得到 $Z^*(x_1)$ ，下一步将 $Z(x_1)$ 放回数据系列，对其余 $x_2, x_3, \dots, x_N$ 进行相同的计算，得到 $Z^*(x_2), Z^*(x_3), \dots, Z^*(x_N)$ 。再将所得的估计值与原始数据进行统计分析，以此来判断模型拟合的效果^[16]。判断模型模拟结果好坏的标准为：误差的平均值接近 0，标准平均误差值接近 0，标准均方根接近 1，均方根与平均标准误差相近且尽可能小^[10]。交叉验证结果见表 1。

表 1 交叉验证结果

年份	平均值	均方根	标准 平均值	标准 均方根	平均标 准误差
1984	-0.17	3.59	-0.12	1.12	3.63
1994	0.16	4.07	-0.10	1.15	4.10
1999	0.28	4.46	-0.09	1.13	4.96
2004	-0.04	4.17	-0.14	1.30	4.36
2009	0.07	4.25	-0.23	1.67	3.88
2014	0.03	3.61	-0.24	1.55	3.82

由表 1 可知，由该模型拟合的地下水埋深精度基本满足要求，误差的平均值和标准平均值均接近 0，标准均方根接近 1，均方根与平均标准误差相近且值较小，因此判断去除空间趋势的地下水埋深球状模型模拟结果较好，验证精度高。

5 结果分析

5.1 地下水埋深空间变异性分析

(1) 基底效应(块金值/基台值)。基底效应表示空间变异程度，块金值(区域化变量在小于观测尺度时的非连续变异)越大，即由随机因素引起的空间变异程度越大，反之则由结构性因素引起的空间变异程度大。

由表 2 可知研究区块金值较小且呈减小趋势，即由结构因素引起的空间变异程度逐渐增大。根据区域化变量空间相关性分类等级， $C_0/(C_0 + C)$ 小于 0.25 时，空间变量具有较强的空间相关性，其值为 0.25 ~ 0.75 时，表示具有中等的空间相关性，大于 0.75 时，表示具有较弱的空间相关性。如果 $C_0/(C_0 + C)$ 接近 1，则说明变量的空间变异在整个尺度上稳定，具有恒定的空间变异^[12,16]。由表 2 可知：市区地下水埋深块金值为正值，说明存在测量误差、系统误差、短距离变异等随机因素引起的块金效应，但块金效应较弱。基底效应 1984 年为 0.4，到 2009 年减少到 0.14，说明市区地下水埋深的空间相关性逐年增强，1984 - 1999 年具有中等空间相关性，1999 - 2014 年具有强烈的空间相关性，表明研究区结构性影响因素的影响逐渐增大，即一个地区地下水埋深发生变化都会显著影响到周边地区地下水空间结构。结果与实际情况相符合，2000 年以前大量开采地下水进行农业灌溉，形成桦皮厂 - 孤店子降落漏斗区，地下水连通性减小；2000 年以后市区关闭部分自备井控制开采量，地下水位逐渐回升，块金值较小，由地势地貌、地下水补给、径流和排泄等结构性因素引起的空间变异程度大。

(2) 变程。变程表示变量的空间相关距离，即空间相关性的阈值，间接地反映了变量在该搜索方向的相关程度，当搜索距离大于该值，变量之间相互独立，不具有空间相关性。由表 2 可知：1984 年和 1999 年空间最大相关距离较小，空间自相关距离小，连续性较差，其余年份相关距离较大，原因是 2000 年以后，研究区逐渐控制地下水开采，地下水埋深趋于动态平衡，空间连续性增强，即地下水埋深连通性经历由弱到强的一个波动过程。

(3) 异性比(短轴变程/长轴变程)。当异性比接近 1，表示在整个区域上变量是各向同性的，反之则各向异性。研究区地下水埋深各向异性比总体呈减小趋势，说明地下水埋深空间分布各向异性增大，原因是漏斗区地下水埋深逐渐增大，造成漏斗区和其他地区地下水埋深差异性逐渐增大。1984 - 1999 年异性比较大，说明该时段地下水埋深空间分布趋于各向同性，2004 - 2014 年异性比较小，说明该时段地下水埋深空间分布趋于各向异性。从图 4 可以看出，1999 年市区地下水埋深总体较其他年份大，且各监测井埋深值差距较其他年份小，因此该年份异性比较大，趋于各向同性。

5.2 地下水埋深变化及原因分析

运用普通克里金插值方法绘制了不同年份吉林

市区地下水埋深空间分布图(图 4),直观反映了研究区地下水埋深空间分布及其变异特征、变异程度。

图 3 地下水埋深三维趋势图

表 2 不同年份球状模型参数

年份	块金值 C_0	长轴变程/m	短轴变程/m	方向	偏基台值 C	异性比	基底效应
1984	0.25	8705.12	4726.44	54.67	0.38	0.54	0.40
1994	0.16	21328.81	9898.66	65.57	0.31	0.46	0.34
1999	0.12	8014.07	5394.70	77.17	0.36	0.67	0.25
2004	0.11	17519.60	5846.33	74.71	0.37	0.33	0.23
2009	0.07	26675.14	9808.52	75.59	0.43	0.37	0.14
2014	0.11	20632.96	6908.80	68.55	0.44	0.33	0.20

船营区和丰满区紧邻丰满水库,地下水受到松花江干流和丰满水库的补给,地下水埋深空间分布变化不大,在时间尺度上变化也不明显,这两个行政区地下水埋深均小于昌邑区,且不存在超采现象。龙潭区 2000 年以前地下水埋深变化较大,随开采量及降水、回灌等补给量情况变化而变化,由于近年来市区关闭部分自备井控制地下水开采,该地区 2004、2009、2014 年地下水埋深空间变化幅度不大,开采程度降低,地下水动态类型属于渗入-蒸发型、渗入-径流型、渗入-间歇开采型、渗入径流-径流型。昌邑区内地下水埋深较大,从 1980 年开始,灌溉用水逐渐采用地下水,使灌溉期地下水水位快速下降,形成季节性降落漏斗,但灌溉期结束后,地下水

受降水等补给,水位逐渐回升,但至次年灌溉期水位有所下降。漏斗区地下水处于动态变化过程中,灌溉期水位下降,非灌溉期水位逐渐上升,丰水年份下降小,枯水年份下降幅度大,总体呈现持续下降趋势。桦皮厂-孤店子降落漏斗区地下水埋深处于动态变化过程中,1984 和 1994 年漏斗区面积较小,1999 年漏斗区面积扩大,2000 年以后降落漏斗面积趋于平衡。漏斗区地下水主要接受大气降水入渗补给、灌溉水渗漏补给、养鱼池与河渠渗漏补给以及漏斗周边地下水侧向径流补给,以人工开采方式排泄。漏斗中心偏向西北部,漏斗形成之前,地下水由西南向东北径流,最终排泄于松花江中,漏斗形成后常年接受周边地区地下水径流补给^[17-18]。

图4 地下水埋深空间分布图

6 结论及建议

(1)各年份采用普通克里金法的球状模型模拟的块金值与基台值的比值较小,1984、1994和1999年该比值在0.25~0.75之间,地下水埋深具有中等的空间相关性,2004、2009和2014年块金值与基台值的比值小于0.25,地下水埋深具有强烈的空间相关性。各年份的块金值均为正值,存在由测量误差、系统误差、短距离变异等随机因素引起的块金效应,但块金效应较弱。各年份模型长轴变程均小于研究区域的尺度,研究区各年份地下水的空间连续性差,地下水埋深的空间自相关距离较短。地下水埋深各向异性比总体呈减小趋势,说明地下水埋深空间分布各向异性增大。

(2)结果交叉验证显示,去除空间趋势的地下水埋深球状模型模拟结果较好,验证精度高。插值结果表明,不同地区地下水埋深变幅较大,局部地区地下水埋深变化受开采强度变化的影响较大,空间分布变化明显。船营区和丰满区地下水埋深较小,随时间尺度变化不大,龙潭区地下水埋深随开采量及降水、回灌等补给量情况变化而变化,而昌邑区由于灌溉开采地下水埋深总体较大,且随时间尺度逐渐增大,近年来趋于动态平衡。

(3)近年来,过度开发利用地下水的问题越来越突出,政府及相关部门应陆续关闭部分市政供水管网覆盖范围内的地下水取水井,船营区、丰满区和龙潭区可保持现状开采,而对昌邑区实行有控制、有计划的开采。采取节水灌溉制度、修葺渠道、减少渗漏损失及修建引调水工程等措施解决部分地区缺水问题,提高地表水利用程度,将地下水资源作为战略储备水源,确保地下水可持续开发利用。

参考文献:

- [1] 戴术霞,李海峰,高宇峰. 吉林市地下水资源开采利用现状及今后工作的建议[J]. 价值工程,2013,32(11):91-92.
[2] 郭怀成,周丰,刀谔. 地统计方法学研究进展[J]. 地理

研究,2008,27(5):1191-1202.

- [3] 孙英君,王劲峰,柏延臣. 地统计学方法进展研究[J]. 地球科学进展,2004,19(2):268-274.
[4] 彭家中,司建华,冯起,等. 基于地统计的额济纳绿洲地下水位埋深空间异质性研究[J]. 干旱区资源与环境,2011,25(4):94-99.
[5] 席海洋,冯起,司建华,等. 额济纳盆地地下水时空变化特征[J]. 2011,28(4):592-601.
[6] 张喜风,张兰慧,顾娟,等. 敦煌绿洲地下水时空变异特征及其对土地利用/覆被变化的响应分析[J]. 兰州大学学报(自然科学版),2014,50(3):311-317.
[7] 马金辉,韩金华,张艳林. 近10a来民勤盆地地下水埋深的空间异质性分析[J]. 干旱区地理,2013,36(1):1-7.
[8] 郑昊安,吴彬,李绅. 近20a来哈密盆地地下水埋深变化趋势[J]. 人民黄河,2013,35(12):73-76.
[9] 赵洁,徐宗学,周剑. 黑河中游过去20年地下水位空间变异性分析[J]. 干旱区资源与环境,2011,25(8):172-178.
[10] 阮本清,许凤冉,蒋任飞. 基于球状模型参数的地下水水位空间变异特性及其演化规律分析[J]. 水利学报,2008,39(5):573-579.
[11] 韩业珍,魏晓妹,李立. 基于地统计学的地下水位时空变异特征研究[J]. 人民黄河,2010,32(5):52-53.
[12] 宋杨,周维博,马聪,等. 西安主城区地下水埋深空间变异性分析[J]. 人民黄河,2015,37(8):56-59.
[13] 许义和,魏晓妹,蔡明科,等. 基于地统计学的宝鸡市区地下水位空间变异特征研究[J]. 水土保持研究,2011,18(1):210-214.
[14] 包化国,戴术霞,汪秀岩. 吉林市孤店子镇地下水位下降原因分析与防治措施[J]. 地下水,2004,26(1):34-35.
[15] 牟乃夏,刘文宝,王海银,等. ArcGIS 10 地理信息系统教程:从初学到精通[M]. 北京:测绘出版社,2012.
[16] 张仁铎. 空间变异理论及应用[M]. 北京:科学出版社,2005.
[17] 代雅建,崔健,王晓光. 应用环境同位素分析吉林市松花江水与地下水的联系[J]. 地质与资源,2011,20(1):62-66.
[18] 张兵,宋献方,张应华,等. 第二松花江流域地表水与地下水相互关系[J]. 水科学进展,2014,25(3):336-347.