

# 基于证据权法的成矿远景预测空间分析模型研究： 以 MAPGIS 空间分析建模为例

陈文成

(泉州师范学院资源与环境学院, 福建 泉州 362000)

**摘要:**在证据权法成矿远景定量预测模型及其优劣势分析的基础上,提出了以多维空间线性变换方法改进证据权法,采用“舍弃法”解决证据独立性问题,进行了基于因子分析的公因子方差赋权与方差贡献赋权的模型修正,从而使正一负证据权赋值与“-1-0”赋值等价,将证据权法拓展为变量配置、筛选及赋值(变换)的准则(方法)。将综合信息成矿远景预测概括为找矿信息提取与变量配置、筛选、赋值(变换)、赋权、多变量综合及其临界值确定、成果可视化等环节,采用混合型空间模型法建模,使面向证据权法及其拓展的成矿远景定量预测 MAPGIS 空间分析模型更具普适性。通过 1:5 万长坑幅铁、铜、铅锌综合信息成矿远景定量预测评价,实证了改进方法具更好的兼容性与应用效果,并圈定了铁、铜、铅锌成矿远景区 13 处(A、B、C 类各 2,4,7 处),为该区进一步的地质找矿工作提供了依据。

**关键词:**成矿远景;定量预测;证据权法;空间分析模型;MAPGIS

**中图分类号:**P612

**文献标志码:**A

**文章编号:**1000-7849(2011)02-0109-08

成矿预测与远景评价涉及区域调查、普查、详查、勘探等地矿工作各个环节,是地矿工作的重要领域。尤其是经长期勘查活动,地表和浅部矿产大多已被发现,找矿难度不断增大,因此,开展成矿预测评价研究显得更为迫切、重要。

成矿远景预测评价涉及地质、物探、化探、遥感等多源多尺度地学数据,在实践与研究中,形成了相似类比、地质异常、成矿系列、成矿系统、综合信息、“三联式”、“三部曲”等理论、方法<sup>[1-5]</sup>,提出了证据权法<sup>[6-12]</sup>、特征分析法<sup>[13]</sup>、信息量法<sup>[14]</sup>、层次分析法<sup>[15]</sup>、局部奇异性分析法<sup>[16]</sup>、逻辑信息法<sup>[17]</sup>等定量预测评价方法,特别是地理信息系统 GIS 的应用,改变了传统成矿预测的方法体系,简化了预测过程,提高了预测效率与水平<sup>[9-16]</sup>,并在 MAPGIS、ArcGIS、ArcView 等工具型 GIS 软件基础上,研发了 MRAS、MORPAS、ArcSDM、ArcWofe、GeoDAS 等成矿预测评价软件或模块。在我国地质找矿工作中,已长期广泛采用 MAPGIS 等 GIS 软件,但至今普遍的应用层次却偏低,如多数关于 GIS 软件应用于成矿预测评价的文献<sup>[9-16]</sup>,忽略了 GIS 软件中的实现方法,普遍对空间分析建模研究缺乏应有的重视。空间分析模型是解决空间分析和辅助决策问题的核心,是联系 GIS 应用系统与专业领域的纽带<sup>[18]</sup>,有利于促进 GIS 应用水平与层次的提高。具

体的空间分析模型是领域问题解决方案的技术路线、实施程序,因此,笔者本着“领域模型驱动空间分析建模,专家知识驱动空间分析模型”的建模思想,以证据权法及其拓展(变量配置、筛选、赋值、变换依据)的成矿远景定量预测评价为例,拟构建基于 MAPGIS 的空间分析模型,并应用于 1:5 万长坑幅铁、铜、铅锌成矿远景定量预测评价。

## 1 证据权法成矿远景预测模型及其拓展

### 1.1 选择证据权法为领域模型的目的

证据权法是加拿大数学地质学家 Agterberg 等<sup>[9]</sup>提出的一种基于概率不确定性与贝叶斯律的综合二值图像的地质统计方法,在矿产资源评价中应用广泛,是国外一些地质调查机构进行矿产资源预测评价的主流方法,并在 ArcView 平台上开发了证据权法模块(Wofe Extension、ARCSDM)。国内在 MAPGIS 平台开发的 MRAS、MORPAS 的成矿预测模块均采用证据权法,许多成矿远景预测研究也采用了证据权法,但发表的文献<sup>[12]</sup>对模型说明不准确,疑似被动接受有关软件的证据权法计算成果,且有权限的用户相对较少,不利于方法的推广应用与拓展,因此,尽管已有一些基于 GIS 软件的证据

收稿日期:2010-09-29

编辑:禹华珍

基金项目:福建省自然科学基金项目(2008J0246);福建省教育厅 A 类科技项目(JA06017)

作者简介:陈文成(1963—),男,副教授,主要从事区域发展、GIS 应用与建模的研究。

权法成矿预测评价程序,但笔者仍选择证据权法为空间分析建模的领域模型,主要是为了促进更多的成矿预测研究应用证据权法,同时,将证据权法拓展为地质变量构置、筛选、赋值(变换)的准则,使采用混合型空间模型法构建的空间分析模型具普遍的适用性,可直接在 MAPGIS 上实施。

## 1.2 证据权法成矿定量预测模型

设:① $t$  为研究区按要求规则离散为  $1, 2, \dots, j, \dots, T$  的共  $T$  个单元的图层,  $d$  为区内已知矿产(有  $a$  处矿床或矿点)图层;②记已知有矿单元为  $D$ (单元数为  $a$ )、未知有矿单元为  $\bar{D}$ (单元数为  $T-a$ ),分别由  $t$  对  $d$  相交、相减叠置派生;③ $b_1, b_2, \dots, b_i, \dots, b_n$  为  $n$  个地质证据图层,任取其中第  $i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) 证据,记  $B_i$  为该证据出现、 $\bar{B}_i$  为该证据未出现,则第  $i$  图层的证据权定义<sup>[6-11]</sup>为:

$$\begin{cases} W_i^+ = \ln[P(B_i|D)/P(B_i|\bar{D})] \\ W_i^- = \ln[P(\bar{B}_i|D)/P(\bar{B}_i|\bar{D})] \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

式中:条件概率  $P(B_i|D)$ 、 $P(\bar{B}_i|D)$  分别表示已知有矿单元条件  $D$  下出现、未出现证据  $b_i$  的概率; $P(B_i|\bar{D})$ 、 $P(\bar{B}_i|\bar{D})$  分别表示未知有矿单元条件  $\bar{D}$  下出现、未出现证据  $b_i$  的概率; $W_i^+$ 、 $W_i^-$  分别为第  $i$  证据图层的证据正权、负权。

可证明<sup>[8-11]</sup>:

$$\begin{cases} \ln O(D|B_i) = W_i^+ + O(d) \\ \ln O(D|\bar{B}_i) = W_i^- + O(d) \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, n \quad (2)$$

式中: $O(d) = P(d)/[1-P(d)]$ , 为定义的矿床(点)出现的似然比;相应地  $O(D|B_i) = P(D|B_i)/[1-P(D|B_i)]$ 、 $O(D|\bar{B}_i) = P(D|\bar{B}_i)/[1-P(D|\bar{B}_i)]$  为条件似然比,其中, $P(d) = a/m$ , 为矿床(点)出现的先验概率, $P(D|B_i) = N(d \cdot \text{AND} \cdot b_i)/N(t \cdot \text{AND} \cdot b_i)$  [ $N(\cdot)$  是指括号中交集包含的单元数,下同]、 $P(D|\bar{B}_i) = N(d \cdot \text{NOT} \cdot b_i)/N(t \cdot \text{NOT} \cdot b_i)$ , 为证据  $b_i$  分别为  $B_i$ 、 $\bar{B}_i$  时出现矿床(点)的条件概率。

若证据图层  $b_1, b_2, \dots, b_n$  满足相互独立假设,则多个证据图层与区内已知矿产图层  $d$  叠加得:

$$\begin{aligned} H_j &= \ln O_j(D|b_{j,1} \cap b_{j,2} \cap \dots b_{j,n}) \\ &= \sum_{i=1}^n W_{i,j}^k + O(d) \end{aligned} \quad (3)$$

式中: $W_{i,j}^k$  根据第  $j$  ( $j=1, 2, \dots, m$ ) 单元中证据  $b_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) 的存在状态来取值,若单元  $j$  存在(出现)  $b_i$  则  $W_{i,j}^k = W_i^+$ , 若不存在(不出现)  $b_i$  则  $W_{i,j}^k = W_i^-$ ;  $H_j$  ( $j=1, 2, \dots, m$ ) 为  $j$  单元的后验似然比,反映该单元地质条件与标志对找矿的有利程度,越大越有利找矿。

同时,鉴于:①若大范围被第四系覆盖则应分别建立证据权模型,局部第四系分布的个别单元证据或“不明”或“不存在”,统一处理为“不存在”,仅影响后验概率小的单元,不会影响综合法确定“临界值”的预测结果;②若某证据有较多“情况不明”单元则失去作为证据的意义,个别的“缺失值”一般在进入辨识证据存在状态前的物探、化探、遥感等成果形成过程已经处理;③地质证据的不确定性[如地质现象(边界)的模糊性、测试成果的不精确性、测量位置的不准确性等]、推断性(除追踪法观测外均为与测量比例对应的推断)特征决定宜采用二态(有或无)判断,证据权定义时也只考虑二态,因此认为约定“ $b_i$  出现情况不明或数据缺失时  $W_{i,j}^k = 0$ ”无实质性意义。根据前述设定的条件,矿床(点)出现的先验概率  $P(d) = a/T$ , 并定义矿床出现的似然比  $O(d) = P(d)/[1-P(d)]$ , 则式(3)变换为后验概率形式:

$$\begin{aligned} P_j &= P(D|b_{j,1} \cap b_{j,2} \cap \dots b_{j,n}) \\ &= \frac{O_j(D|b_{j,1} \cap b_{j,2} \cap \dots b_{j,n})}{1 - O_j(D|b_{j,1} \cap b_{j,2} \cap \dots b_{j,n})} \end{aligned} \quad (4)$$

式中: $P_j$  为第  $j$  ( $j=1, 2, \dots, m$ ) 单元的后验概率,且  $0 \leq P_j \leq 1$ ,  $P_j$  越大找矿越有利。

## 1.3 证据权法成矿定量预测的拓展

### 1.3.1 证据权法拓展的必要性

不同综合信息成矿远景定量评价方法均属综合评价,都可抽象为变量构置、筛选、赋值(变换)、赋权与综合等环节,因此,不同方法应优势互补。

(1) 根据反差  $c_i$ <sup>[7-10]</sup>:

$$c_i = W_i^+ - W_i^- \quad (5)$$

可以测度证据  $b_i$  与已知矿产图层  $d$  的空间关联性,其绝对值越大,关联性越好,在远景评价中的作用越大;反之,其绝对值越小关联性越差、作用也越小,且  $c_i > 0$  为有利、 $c_i < 0$  为不利。可见,  $c_i$  不仅可以测度  $b_i$  与  $d$  的关系,也可以反映  $b_i$  在成矿远景评价中的相对重要性,而且是构置地质证据的依据,因此,  $c_i$  是证据权法优势之一,可拓展为成矿远景评价地质变量构置、筛选、赋值、变换,及点(线)要素缓冲半径、“异常”阈值探测的方法(依据)。对于  $b_i$  与  $d$  的关系,还可通过  $t$  检验来判断。

$$t(c_i) = c_i/s(c_i) = c_i / \sqrt{s^2(W_i^+) + s^2(W_i^-)} \quad (6)$$

$$\text{式中: } s^2(W_i^+) = \frac{1}{N(d \cap b_i)} + \frac{1}{N(\bar{d} \cap b_i)},$$

$$s^2(W_i^-) = \frac{1}{N(d \cap \bar{b}_i)} + \frac{1}{N(\bar{d} \cap \bar{b}_i)}.$$

自由度(单元数)一般较大,如果  $t(c_i)$  大于 1.645, 1.96, 则分别有 95%、97.5% 的把握判断  $b_i$

与  $d$  空间相关。

(2) 证据图层的相互独立是证据权法的前提, 证据权法通过基于图层叠置  $[(b_i \cap b_j) \cap d, i \neq j]$  的  $G^2$  统计量检验  $b_i$  与  $b_j$  的独立性 ( $G^2$  统计量服从自由度为 2 的  $\chi^2$  分布, 详见文献[10]), 并认为如拒绝独立性假设则任意舍弃  $b_i$ 、 $b_j$  之一即可。但是, 由于证据的空间性特征, 保留  $b_i$  或保留  $b_j$ , 对与之相关单元的结果显然不一样, 也必然影响与下一证据图层的独立性检验, 同时, 被舍弃证据的“独立信息”也同时被舍弃, 因此, 证据权法有改进的必要。

### 1.3.2 证据权法的拓展模型

设  $n$  个地质证据入选模型, 并按式(3)的赋值原则 ( $j$  单元存在  $b_i$  时  $w_{j,i} = W_i^+$ 、不存在  $b_i$  时  $w_{j,i} = W_i^-$ ) 赋值得  $W = [w_{j,i}]_{T \times n}$ , 及按“0-1”二态 (相当  $c_i > 0$  时  $W_i^+ = 1$ 、 $W_i^- = 0$ ;  $c_i < 0$  时  $W_i^+ = 0$ 、 $W_i^- = 1$ ) 赋值得  $w' = [u_{j,i}]_{T \times n}$ , 则  $w_i$ 、 $u_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 均为越大越优型变量。由于  $W$  是非规范的, 同时为了确保各变量期望 (总和) [19-20], 则  $W$ 、 $w'$  分别按变量进行标准化变换, 因为  $u_i$  经  $v_i = (W_i^+ + W_i^-) u_i$ 、 $w_i = v_i - W_i^-$  变换得  $w_i$ , 所以标准化变换的结果一致, 记为  $[y_{j,i}]_{T \times n}$ 。为了进一步解决证据  $b_i$  的不独立性问题, 根据因子分析原理 [17, 19], 以  $[y_{j,i}]_{T \times n}$  为样本, 按“累积方差贡献  $\geq 85\%$ ”进行主成分法因子分析, 设提取  $K$  个主因子, 则 [19-20]:

$$\gamma_i = (a_{i,1}^2 + a_{i,2}^2 + \dots + a_{i,K}^2) / \sum_{i=1}^n (a_{i,1}^2 + a_{i,2}^2 + \dots + a_{i,K}^2) \quad (7)$$

$$\beta_k = (a_{1,k}^2 + a_{2,k}^2 + \dots + a_{n,k}^2) / \sum_{k=1}^K (a_{1,k}^2 + a_{2,k}^2 + \dots + a_{n,k}^2) \quad (8)$$

式中:  $a_{i,k}$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $k = 1, 2, \dots, K$ ) 为  $b_i$  在  $k$  主因子的载荷;  $\gamma_i$  为  $[y_{j,i}]_{T \times n}$  第  $i$  列权重;  $\beta_k$  为第  $k$  主因子的权重。

从而, 证据权法扩展为式(9)、(10):

$$Y_j = \gamma_1 \cdot y_{j,1} + \dots + \gamma_i \cdot y_{j,i} + \dots + \gamma_n \cdot y_{j,n} \quad (j = 1, 2, \dots, T) \quad (9)$$

式中:  $Y_j$  为  $b_1, b_2, \dots, b_n$  的综合成矿远景测度, 其值越大越有找矿远景。

由于  $[y_{j,i}]_{T \times n}$  转为因子得分后是越大或越小越有利不同主因子未必一致 [19], 因此, 采用式(10):

$$F_j = |F_{j,1} - F_1^-| \cdot \beta_1 + \dots + |F_{j,k} - F_k^-| \cdot \beta_k + \dots + |F_{j,K} - F_K^-| \cdot \beta_K \quad (10)$$

式中:  $j = 1, 2, \dots, T$ ;  $F_{j,k}$ 、 $F_k^-$  分别为单元  $j$  及虚拟最不利单元在主因子  $k$  ( $k = 1, 2, \dots, K$ ) 的得分, 前者通过因子得分系数矩阵  $(c_{i,k})_{n \times K}$  由下式计算。

$$(F_{j,k})_{(T+1) \times K} = [(y_{j,i})_{T \times n} + (y_i^-)_{1 \times n}] \cdot (c_{i,k})_{n \times K} \quad (11)$$

式中:  $y_i^-$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 为所有单元  $y_{j,i}$  的最小值;  $F_j$  为单元  $j$  与虚拟最不利单元的加权绝对距离, 越大远景越好。

由于上述扩展仍各有所侧重, 且  $Y_j$ 、 $F_j$  是非规范化的, 所以, 应该分别进行极差变换后, 再采用等权法综合为  $YF_j$ , 作为远景圈定的依据。

## 2 成矿远景定量评价的空间分析模型

根据前述的成矿远景定量预测的领域模型 (证据权法及其扩展) 分析, GIS 空间分析的应用主要包括找矿信息提取与证据 (变量) 图层派生、不同单元地质证据 (变量) 存在与否的识别及其单元数统计、地质证据 (变量) 赋值、属性导出 (导入) (在 GIS 外计算后成果返回可视化), 对应的基于 MAPGIS 的成矿远景定量预测空间分析模型见图 1, 可以看出:

(1) 找矿信息提取以地质条件、标志与矿产 [已知矿床 (点)] 的空间关联性为依据, 通过与矿产图层叠加分析后的双属性分析, 提取那些面要素包含矿或矿落入那些面要素中、矿床 (点) 与线要素的点线最短距离等。

(2) 证据图层的构置, 分为面状、点 (线) 状, 前者通过条件检索、后者通过缓冲区分析构置, 并提供构置综合 (且 = 相交、或 = 添加、或 + 且 = 合并或判别) 证据图层, 以及通过  $r-t(c)$  关系探索合适缓冲半径的点 (线) 类证据图层构置过程 [可拓展为探索最优切 (阈) 值或异常下限]。

(3) 提供中心法、面积法辨识单元  $t$ 、 $D$ 、 $\bar{D}$  存在证据与否及其单元数统计方法, 辨识准则分别为单元中心点是否落入证据中、单元内证据累积分布面积是否达到临界值, 是证据权计算、筛选、赋值的依据, 并反馈于证据图层的构置。

(4) 面积法经 [属性连接] 后 [根据参数赋属性] 赋值, 中心法有多种赋值方法, 赋值原则见“1.3.2”。

(5) 属性导出 (导入) 在“属性库管理”模块、视觉化在“输入编辑”模块中实现。

总之, 图 1 采用混合型空间模型法, 基于 MAPGIS 6.7 的既有功能, 可直接在 MAPGIS 数据中心集成开发平台 [21] 实现, 或作为许多 GIS 软件利用宏命令或脚本描述语言表示为 GIS 的操作命令序列进行批处理 [18], 或通过 ArcGIS 9.3 及以上版本“地理处理 GeoProcessing” [22] 等实现建模的依据。

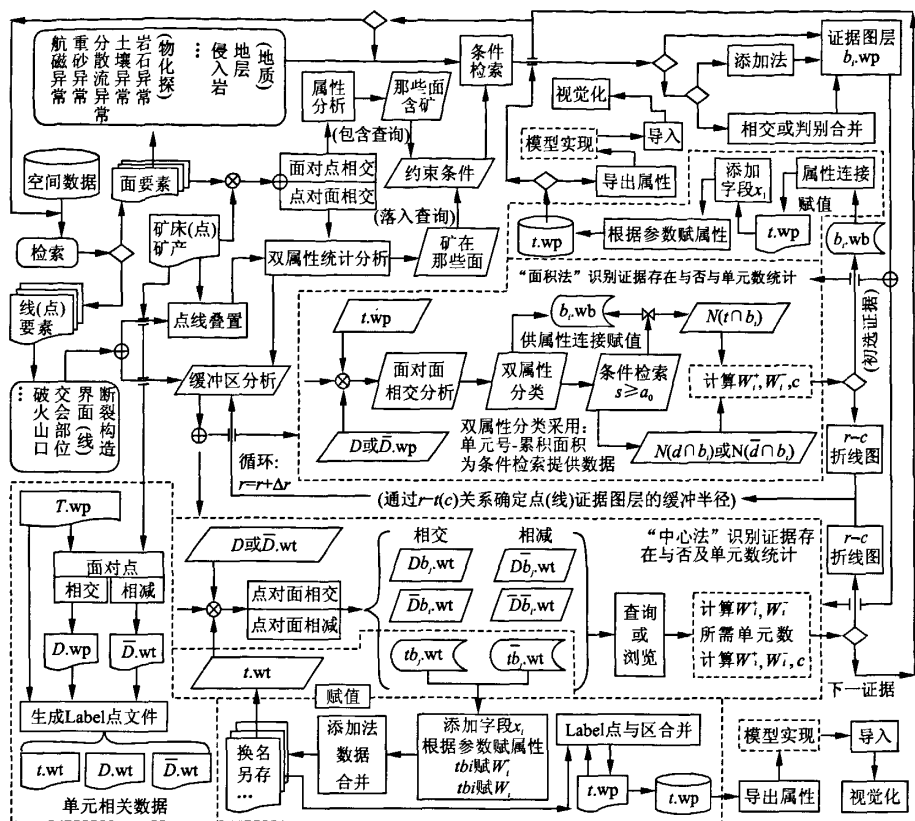


图1 基于证据权法的成矿远景定量预测 MAPGIS 空间分析模型

Fig.1 MAPGIS spatial analysis model of mineralization prospect quantitative forecast based on evidence power method

### 3 在 1:5 万长坑幅铁铜铅锌成矿远景预测中的应用

#### 3.1 空间数据准备

试验区是武夷成矿带的组成部分,位于闽中多金属矿集区南端洛阳—剑斗东西向多金属成矿带东段,已发现铁、铜、钼、铅锌等矿床(点)15处,其中铁、铜、铅锌矿12处。本试验根据福建漳平洛阳—安溪剑斗地区地质矿产调查成果,采集:①点数据。矿产.wt,从原矿产.wt检出铁、铜、铅锌等矿床(点)。②线数据。断裂构造.wl,界线.wl。③区数据。侵入岩.wp,地层.wp,分散流.wp,土壤.wp,重砂.wp,航磁.wp。④单元数据(图1)。总单元(t.wp、t.wt),已知有矿单元(D.wp、D.wt)、未知有矿单元( $\bar{D}$ .wp、 $\bar{D}$ .wt)。其中,单元规格根据研究区工作程度、矿床(点)空间格局、控矿构造特征及1:5万成矿预测要求<sup>[10]</sup>确定,在MAPGIS 6.7中通过“造平行线”方法按EW、NS向1250 m×1250 m采集网格线,拓扑处理后,检出面积≥1041666.7 m<sup>2</sup>(2/3网格面积)的多边形为基本单元,共280个

单元,按从北至南、从西至东顺序编号,派生的所有单元相关数据的单元号均一致。

#### 3.2 找矿信息分析与证据图层构建

##### 3.2.1 找矿信息提取

如图1,从成矿预测空间数据库中检出地层、侵入岩、各类异常等面状数据,及全部断层与不同走向断层等线数据,分别与矿产.wt进行点对面相交分析、点线叠置分析,派生的数据再进行双属性分类统计,如地层和侵入岩得图2-A(相当落入关系查询)、全部断层得图2-B,为证据图层的构建提供依据。

##### 3.2.2 证据图层构建

根据图1:

(1)面状要素一般通过条件查询及其不同约束条件的派生数据“综合”来构建证据图层,其步骤如下:①根据3.2.1,图2-B中地层为已知含矿地层,分别作为约束条件检出 $b_1-b_4$ 、 $b_5$ 、 $b_6$ (表1,2),但除 $b_1$ 、 $b_2$ 外,其他地层不能计算证据权;②鉴于下石炭统一二叠统是福建省铅锌的重要赋矿层位,区内铁、铜、铅锌矿化定位与基底“天窗”的空间关联密切,因此,检出 $b_5$ 后通过添加法(工作区/添加/区文



件...) 构置  $b_7$ , 检出  $b_9$  与  $b_8$  综合为  $b_{10}$ ; ③  $b_{10}$  仍不能计算证据权, 故通过添加法与  $b_7$  进一步综合为  $b_{11}$ ; ④与前述地层类证据图层构置过程类似, 侵入岩、土壤异常、分散流异常、重砂异常、航磁异常的证据图层见表 1, 2; ⑤相交、判别、合并法“综合”是为了产生多重属性(特征区域), 如产生土壤 Zn 与分散流 Pb-Zn 叠加异常区域; ⑥相交、判别、合并派生的数据不同, 并产生许多多余属性, 而“添加”法如文件属性结构不同将丢失被加入文件属性数据, 因此, 应注意选择合适的方法。

(2) 线要素以缓冲区分析派生数据为证据图层, 关键在于缓冲半径的确定, 如全部断层证据图层构置, 根据前述点对线叠加分析、双属性分类统计所得的图 2-B 直接确定缓冲半径, 或根据图 2-B 选择不同缓冲半径进行缓冲区分析以及证据权、反差  $c$  的  $t$

( $c$ ) 统计量计算, 再通过缓冲半径与  $t(c)$  的关系(图 2-C) 确定合适的缓冲半径, 本文采用后一种方法确定缓冲半径, 构置的证据图层见表 1, 2, 其中  $b_{18}$  也是基于线要素的证据图层, 但因界线. w1 的“类型”属性不足以直接检出  $b_{16}$  的侵入界线, 而 MAPGIS 拓扑过程弧继承了线的属性, 故先从侵入岩. wp 检出  $b_{16}$  → 弧转线 → 按“类型 == 侵入”检出  $b_{16}$  侵入界线 → 500 m 缓冲区分析 →  $b_{18}$ 。

(3) 点要素也以缓冲区分析派生数据为证据图层, 或直接给定缓冲半径, 或根据缓冲半径与  $t(c)$  的关系探索合适的缓冲半径, 如  $b_{24}$ , NE、NW 向断裂分别进行足够小半径(5 m)的缓冲区分析 → 区对区相交 → 生成 Label 点文件 → 不同半径点缓冲区分析 → 缓冲半径 -  $t(c)$  折线图 → 确定缓冲半径为 650 m →  $b_{24}$ 。

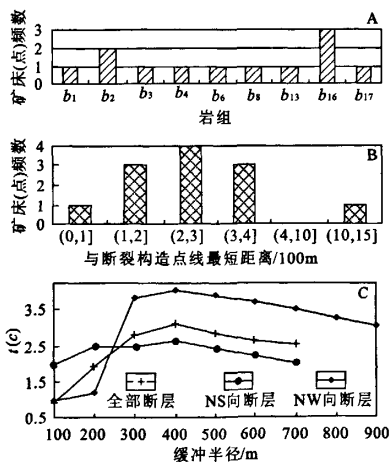


图 2 双属性分类统计直方图

Fig. 2 Double attributes classification statistics

A. 矿床(点)频数与地层侵入岩; B. 矿床(点)频数与断裂构造点线最短距离; C.  $t(c)$  与缓冲半径。

表 1 未入选的证据权统计与显著性检验

Table 1 Unselected evidence power statistics and visibility testing

$B_i$	$N(D \cap b_i)$	$N(\bar{D} \cap b_i)$	$t(c_i)$
$b_2$ 童子岩组	2	8	2.193*
$b_3$ 文笔山组	0	0	—
$b_4$ 栖霞组	0	0	—
$b_5$ 船山组	0	0	—
$b_6$ 林地组	1	0	—
$b_7$ $b_2 \cdot \text{or} \cdot b_3 \cdot \text{or} \cdot b_4 \cdot \text{or} \cdot b_5 \cdot \text{or} \cdot b_6$ 下二叠统一林地	4	9	3.809*
$b_8$ 大岭组	0	8	—
$b_9$ 龙北溪组	2	0	—
$b_{10}$ 建瓯群 $b_8 \cdot \text{or} \cdot b_9$	2	11	—
$b_{12}$ 燕山晚期侵入岩	1	22	0.015
$b_{14}$ 燕山晚期第三次侵入岩	0	13	—
$b_{15}$ 燕山早期侵入岩	4	120	-0.774
$b_{17}$ 燕山早期第二次侵入岩	0	5	—
$b_{19}$ 断裂构造 400 m 缓冲区	10	98	2.752*
$b_{25}$ 土壤 Zn 异常	2	10	1.956
$b_{26}$ 土壤 Cu 异常	4	43	1.516

注: ①总单元数为 280, 已知有矿单元数为 12, 非已知有矿单元数为 268; ② $N(D \cap b_i)$  为已知有矿单元  $D$  与证据  $b_i$  交集的单元数; ③ $N(\bar{D} \cap b_i)$  为非已知有矿单元  $\bar{D}$  与证据  $b_i$  交集的单元数; ④ $t(c_i)$  一列中标注“\*”者  $b_i$  与  $D$  空间关联显著( $\alpha=0.025$ , 即 97.5%把握)。

表 2 入选的证据图层证据权统计与显著性检验

Table 2 Selected evidence layer evidence power statistics and visibility testing

	$N(D \cap b_i)$	$N(\bar{D} \cap b_i)$	$W^+$	$W^-$	$c_i$	$t(c_i)$	$x_i$	$\gamma_i^{n=14}$	$\gamma_i^{n=9}$
$b_{11}$ $b_7 \cdot \text{or} \cdot b_{10}$ 前震旦系—下二叠统	6	19	1.953 4	-0.619 6	2.573 0	4.120*	$x_1$	0.068 7	0.093 8
$b_{20}$ EW 向断裂构造 1 000 m 缓冲区	5	44	0.931 3	-0.359 7	1.291 0	2.122*	$x_2$	0.064 7	0.105 8
$b_{22}$ NW 向断裂构造 400 m 缓冲区	9	41	1.589 7	-1.220 3	2.810 0	4.085*	$x_3$	0.061 3	0.095 3
$b_{23}$ NS 向断裂构造 400 m 缓冲区	5	35	1.160 2	-0.399 0	1.559 2	2.544*	$x_4$	0.073 6	0.114 2
$b_{24}$ NE、NW 向断裂交汇 650 m 缓冲区	3	13	1.639 7	-0.238 0	1.877 7	2.591*	$x_5$	0.062 8	0.104 8
$b_{27}$ $b_{25} \cdot \text{or} \cdot b_{26}$ 土壤(Zn Cu)	6	52	0.946 6	-0.477 4	1.424 0	2.383*	$x_6$	0.076 8	0.122 5
$b_{28}$ 分散流(Sn Pb-Zn Pb)	4	9	2.295 2	-0.371 3	2.666 5	3.809*	$x_7$	0.071 4	0.122 0
$b_{29}$ 重砂异常(金 铅 银)	2	8	1.719 8	-0.152 0	1.871 8	2.193*	$x_8$	0.078 8	0.118 8
$b_{30}$ 航磁异常	3	18	1.314 3	-0.218 2	1.532 5	2.159*	$x_9$	0.077 5	0.122 8
$b_1$ 南园组	1	57	-0.937 0	0.152 1	-1.089 1	-1.032	$x_{10}$	0.072 3	—
$b_{13}$ 燕山晚期第一次侵入岩	1	9	0.908 9	-0.052 9	0.961 7	0.876	$x_{11}$	0.077 9	—
$b_{16}$ 燕山早期第三次侵入岩	4	114	-0.243 8	0.148 6	-0.392 4	-0.628	$x_{12}$	0.067 2	—
$b_{18}$ 燕山早期第三次侵入接触带	5	78	0.358 8	-0.195 0	0.553 8	0.922	$x_{13}$	0.079 9	—
$b_{21}$ NE 向断裂构造 700 m 缓冲区	4	45	0.685 7	-0.221 6	0.907 4	1.432	$x_{14}$	0.067 1	—

注: 注①~④同表 1; ⑤ $\gamma_i$  分别为筛选的 14、9 个证据图层  $b_i$  的公因子方差法的权重系数。

3.3 证据权计算与证据赋值、综合

3.3.1 证据权计算

根据式(1),证据权计算的关键是统计  $D$ 、 $\bar{D}$  存在证据与否的单元数,以  $b_i$  为例,根据图 1:①面积法,  $D$ .wp、 $\bar{D}$ .wp 分别对  $b_i$ .wp 进行面对面对面相交分析  $\rightarrow D \cap b_i$ .wp、 $\bar{D} \cap b_i$ .wp  $\rightarrow$  对单元号—累积面积进行双属性分类统计  $\rightarrow$  累积面积  $\geq 625\ 000\ \text{m}^2$  (2/5 网格面积)的条件检索  $\rightarrow D \cap b_i$ .wb、 $\bar{D} \cap b_i$ .wb  $\rightarrow D$ 、 $\bar{D}$  存在  $b_i$  的单元数  $N(D \cap b_i)$ 、 $N(\bar{D} \cap b_i)$ ,结果见表 1,2,通过  $12 - N(D \cap b_i)$ 、 $268 - N(\bar{D} \cap b_i)$  或前述的“相交”改为“相减”得  $D$ 、 $\bar{D}$  不存在  $b_i$  的单元数  $N(D \cap \bar{b}_i)$ 、 $N(\bar{D} \cap \bar{b}_i)$ 。②中心法。 $D$ .wt、 $\bar{D}$ .wt 分别对  $b_i$ .wp 进行点对面对面相交分析  $\rightarrow D \cap b_i$ .wt、 $\bar{D} \cap b_i$ .wt  $\rightarrow$  属性分析或检索  $\rightarrow D$ 、 $\bar{D}$  存在  $b_i$  的单元数  $N(D \cap b_i)$ 、 $N(\bar{D} \cap b_i)$ ,采用与面积法类似的方法可得  $N(D \cap \bar{b}_i)$ 、 $N(\bar{D} \cap \bar{b}_i)$ 。根据表 1,2 及式(1)得  $W_i^+$ 、 $W_i^-$ ,再依式(5)计算  $c_i$ 、依式(6)计算  $t(c_i)$ ,结果列于表 1,2(表 1 略去  $W_i^+$ 、 $W_i^-$ 、 $c_i$ )。据表 1,2 及专家意见即成矿控矿找矿特征,构置综合证据图层  $b_7$ 、 $b_{10}$ 、 $b_{11}$ 、 $b_{27}$ ,并按  $c_i \neq 0$  初选 14 个及按  $|t(c_i)| \geq t_{0.025} = 1.96$  筛选 9 个证据见表 2。

3.3.2 证据图层赋值

赋值仅针对表 2 中的 14 个证据图层进行,以  $b_i$  为例,根据图 1:①面积法。 $t$ .wp 对  $b_i$ .wp 进行面对面对面相交分析  $\rightarrow t \cap b_i$ .wp  $\rightarrow$  对单元号—累积面积进行双属性分类统计  $\rightarrow$  累积面积  $\geq 625\ 000\ \text{m}^2$  的条件检索  $\rightarrow b_i$ .wb  $\rightarrow$  属性连接将“累积面积”加予  $t$ .wp  $\rightarrow t$ .wp 添加属性  $x_i \rightarrow$  “累积面积”为条件的根据参数赋属性,累积面积  $\geq 625\ 000\ \text{m}^2$  的  $x_i = W_i^+$  或 1、累积面积  $= 0$  的  $x_i = W_i^-$  或 0,删除“累积面积”  $\rightarrow$  存为/覆盖  $t$ .wp  $\rightarrow$  下一证据…。②中心法。 $t$ .wt 对  $b_i$ .wp 进行点对面对面相交分析、点对面相减分析  $\rightarrow tb_i$ .wt、 $t\bar{b}_i$ .wt  $\rightarrow$  添加属性  $x_i \rightarrow$  无条件的根据参数赋属性,  $tb_i$ .wt 的  $x_i = W_i^+$  或 1、 $t\bar{b}_i$ .wt 的  $x_i = W_i^-$  或 0  $\rightarrow t\bar{b}_i$ .wt 添加  $tb_i$ .wt 中  $\rightarrow$  存为/覆盖  $t$ .wt,或保存后对  $t$ .wp 进行 Label 点与区合并并存为/覆盖  $t$ .wp  $\rightarrow$  下一证据…。如确有证据存在与否不明的单元,则先通过空间分析分离该类单元并赋值,再通过添加法合并即可。

3.3.3 证据图层的加权综合

在 MAPGIS 6.7 属性库管理模块中导出  $x_i$  ( $i=1,2,\dots,n;n=14,n=9$ ):①分别代入式(3)并经式(4)变换为后验概率形式,得  $P_j^{n=14}$ 、 $P_j^{n=9}$  ( $j=1,2,\dots,280$ ,下同)。②先采用  $y_{s,i} = (x_{s,i} - \mu_i) / s_i$  分别标准化为  $[y_{s,i}]_{280 \times 14}$ 、 $[y_{s,i}]_{280 \times 9}$ ,但前述赋值未考虑  $c_i$ ,所以若是“0-1”赋值的,则  $c_i < 0$  的采用  $y_{s,i} = (\mu_i - x_{s,i}) / s_i$  标准化;再分别以  $[y_{s,i}]_{280 \times 14}$ 、 $[y_{s,i}]_{280 \times 9}$

为样本,应用 SPSS 按“累积方差贡献  $\geq 85\%$ ”进行主成分法因子分析得因子载荷矩阵  $[a_{i,k}]_{14 \times 10}$ 、 $[a_{i,k}]_{9 \times 7}$  及 Anderson-Rubin 法因子得分系数矩阵  $[c_{i,k}]_{14 \times 10}$ 、 $[c_{i,k}]_{9 \times 7}$ ,根据式(7)得  $Y_j^{n=14}$ 、 $Y_j^{n=9}$  (表 2)、由式(9)得  $Y_j^{n=14}$ 、 $Y_j^{n=9}$ ,根据式(8)、(10)、(11)得  $F_j^{n=14}$ 、 $F_j^{n=9}$ ;然后分别进行极差变换后等权综合为  $YF_j^{n=14}$ 、 $YF_j^{n=9}$ 。通过前述 8 种结果的相关分析(表 3),之间均为极端显著正相关,且拓展法的相关系数及兼容度均较大,效果更好。

表 3 不同方法评价效果对比表

Table 3 Comparison of different method appraisal effects

	$P^{n=14}$	$Y^{n=14}$	$F^{n=14}$	$YF^{n=14}$	$P^{n=9}$	$Y^{n=9}$	$F^{n=9}$	$YF^{n=9}$
$P^{n=14}$		0.860	0.766	0.863	0.808	0.757	0.748	0.755
$Y^{n=14}$	0.799		0.811	0.923	0.682	0.695	0.690	0.694
$F^{n=14}$	0.743	0.960		0.888	0.689	0.723	0.727	0.727
$YF^{n=14}$	0.776	0.988	0.992		0.711	0.736	0.734	0.738
$P^{n=9}$	0.984	0.777	0.731	0.760		0.918	0.902	0.913
$Y^{n=9}$	0.831	0.904	0.904	0.913	0.844		0.976	0.988
$F^{n=9}$	0.717	0.864	0.900	0.892	0.720	0.959		0.987
$YF^{n=9}$	0.769	0.888	0.910	0.909	0.776	0.985	0.994	
兼容度	0.803	0.883	0.877	0.890	0.799	0.906	0.864	0.890

注:上、下三角分别为序相关、皮尔逊相关系数,兼容度采用平均值。

3.3.4 成矿远景预测评价结果

限于篇幅,仅以  $YF_j^{n=9}$  为依据进行成矿远景预测评价:临界值  $YF_0$ ,标准差法(平均值+1 倍标准差)  $HF_0 = 0.303\ 9$ 、曲线法<sup>[17]</sup>(划分 17 组,频数曲线拐点在组中值 0.291 6、0.336 5 间)  $HF_0 \approx 0.314\ 0$ 、绘图法<sup>[17]</sup>[在 DEM 模块中生成等值线,再与矿产.wt 叠置,等值线 0.352 0 以上,0.352 0~0.293 3、0.176 0 以下各有 8,2,2 处已知矿床(点)]  $HF_0 \approx 0.322\ 7$ ,综合为  $HF_0 = 0.315\ 0$ ,则全区有远景单元 44 个(图 3),并以 0.530 0、0.400 0 为阈值划分为 A(9)、B(14)、C(21)3 类远景单元,相应 3 类远景单元中分别有 5,3,2 个单元有矿,有矿率分别为 55.6%、21.4%、9.5%,结合已有矿产分布、有利

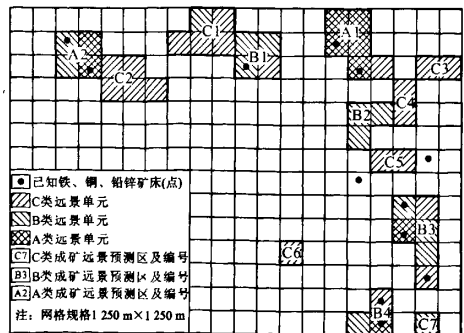


图 3 定量评价成果示意图

Fig. 3 Sketch of quantitative evaluation achievements

成矿条件、找矿标志发育程度等,划分为 A、B、C 3 类成矿远景单元,分别有 2,4,7 处成矿远景区(图 3)。

## 4 结 论

在分析证据权法成矿远景预测评价方法(模型)及其前提(证据独立性假设)、证据购置、筛选、赋权(值)、综合等的基础上,提出从以下 2 方面对证据权法进行改进或扩展。

(1)从解决证据图层独立性问题(不符合方法的前提条件)切入,改进证据权法采用任意舍弃两不独立证据之一的证据筛选方法为通过线性组合即主因子分析解决,提出证据权标准化后的公因子方差加权综合[式(7)、(9)]及变换为因子得分的方差贡献加权综合[式(8)、(10)、(11)]后再等权综合,应用实例证实拓展方法效果更好。

(2)从拓展证据权法优势切入,引进反差  $c_i$  等作为综合信息成矿远景预测的变量购置、筛选、赋值(规范化)变换的方法(依据),而地质变量的不确定性等特征决定了宜采用变量存在与否的“0-1”二值量化,使面向证据权的基于混合型空间模型法构建的空间分析模型具有普遍意义。同时,只有标准化使不同证据“等价”(“等价”是以权重区分不同变量重要性的前提<sup>[19-20]</sup>),权重才如实反映变量(证据)的重要性,才对指导找矿具有意义,而证据权却不能反映证据的不同重要性。证据权法属一种综合评价方法,证据的综合,首先必须进行规范化变换,且宜采用标准化等能保证不同证据(变量)“等价”的变换方法,则“0-1”赋值与“ $W_i^+ - W_i^-$ ”赋值等价、一致,可见,为解决证据独立性引进的基于因子分析的加权综合与将证据权法拓展为变量购置、筛选、赋值与规范化方法(依据),实质一样,其目的在于克服证据图层难以满足独立性假设,以及为了充分考虑证据的不同重要性。

采用混合型空间模型法,利用 MAPGIS 6.7 工作区及其输入编辑、空间分析、属性库管理、DEM 分析等模块的空间数据操作、空间分析等功能构建的面向证据权法及其拓展的成矿远景定量预测评价空间分析模型,应用于 1:5 万长坑幅铁、铜、铅锌综合信息成矿远景定量预测评价,不仅实证了模型是可行、可实现的,而且有更大的灵活性与更广泛的适用性,并圈定了铁、铜、铅锌成矿远景区 13 处(A、B、C 类各有 2,4,7 处),为该区进一步的地质找矿工作提供了依据。此外,所构建的空间分析模型可在 MAPGIS K9 直接实现,可作为许多 GIS 软件通过宏命令或脚本语言及可视化地图建模型工具等实现

成矿远景预测评价空间分析建模的依据,也可作为 GIS 软件开发成矿远景预测与评价软件或模块的数据流、依据,及直接作为应用 MAPGIS 等基础型 GIS 软件开展成矿远景预测评价研究的实施方案、技术路线,对促进新一轮的数字化区域地质矿产调查成果的综合,促进我国地质找矿工作中 GIS 应用层次的提高具有实际意义,对相关领域的 GIS 空间分析建模研究也具有借鉴、参考意义。

## 参考文献:

- [1] 赵鹏大.“三联式”资源定量预测与评价:数字找矿理论与实践探讨[J].地球科学:中国地质大学学报,2002,27(5):482-489.
- [2] 程裕洪,陈毓川,毛景文,等.初论矿床的成矿系列问题[J].中国地质科学院院报,1999(1):1-7.
- [3] 翟裕生.成矿系统研究与找矿[J].地质调查与研究,2003,26(2):65-71.
- [4] 王世称,陈永良,夏立显.综合信息矿产预测理论与方法[M].北京:科学出版社,2000.
- [5] 王银宏,严光生,翟裕生.三部式潜在矿产资源定量评价与蒙特卡罗模拟[J].中国矿业,2006,15(6):14-17.
- [6] Zadeh L A. Fuzzy sets[J]. Information and Control, 1965, 8(3): 338-353.
- [7] Zadeh L A. Fuzzy sets as a basis for a theory of possibility[J]. Fuzzy Sets and Systems, 1978, 1:3-28.
- [8] Emmanuel John M. Carranza weights of evidence modeling of mineral potential: A case study using small number of prospects, Abre, Philippines [J]. Natural Resources Research, 2004,13(3):173-183.
- [9] Chen Jianping, Wang Gongwen, Hou Changbo. Quantitative prediction and evaluation of mineral resources based on GIS: A case study in Sanjiang region, Southwestern China [J]. Natural Resources Research, 2005,14(1):1-17.
- [10] 李裕伟,赵精满,李晨阳.基于 GMS, DSS 和 GIS 的潜在矿产资源评价方法[M].北京:地质出版社,2007.
- [11] 浦路平,赵鹏大,胡光道,等. GIS 资源评价中统一使用连续数据和离散数据的扩展证据权模型[J].地质科技情报,2008,27(6):482-489.
- [12] 张小静,李佑国.基于证据加权法的攀西地区铜镍铂族元素找矿远景预测[J].物化探计算技术,2009,31(2):143-148.
- [13] 李堃,胡光道,段其发.基于 MORPAS 平台特征分析法的成矿远景区预测:以个旧西区锡多金属矿为例[J].地质科技情报,2009,28(4):65-70.
- [14] 楚丽霞.基于 MORPAS 的西秦岭金矿资源预测评价[D].北京:中国地质大学,2008.
- [15] 王永军,李名松,全旭东,等.基于 GIS 的层次分析法在张家口北地区金矿成矿预测中的应用[J].地质科技情报,2007,26(4):15-18.
- [16] 成秋明,赵鹏大,陈建国,等.奇异性理论在个旧锡铜矿资源预测中的应用:成矿弱信息提取和复合信息分解[J].地球科学:中国地质大学学报,2008,34(2):232-242.
- [17] 赵鹏大,胡旺亮,李紫金,等.矿床统计预测[M].第2版.北京:地质出版社,1994:48-107.
- [18] 邹伦,刘瑜,张晶,等.地理信息系统:原理、方法和应用[M].北京:科学出版社,2004.
- [19] 陈文成.基于因子分析的区域经济不平衡发展研究[J].数理统

- 计与管理, 2010, 29(3): 490-501.
- [20] 陈文成. 基于 ESDA 的闽西发展不平衡格局动态分析[J]. 地理与地理信息科学, 2010, 26(2): 67-71.
- [21] 吴信才. 数据中心集成开发技术: 新一代 GIS 架构技术与开发模式[J]. 地球科学: 中国地质大学学报, 2009, 34(3): 540-546.
- [22] 阙媛珂, 王绪本, 高志勇, 等. 基于地理处理建模的珍稀特有植物空间分布识别方法[J]. 地理与地理信息科学, 2009, 25(5): 30-33.

## Spatial Analysis Model of Mineralization Prospect Forecast Based on Evidence Power Method: Take the MAPGIS Spatial Analysis Modeling as an Example

CHEN Wen-cheng

(School of Resource and Environmental Science, Quanzhou Normal  
University, Quanzhou Fujian 362000, China)

**Abstract:** Based on the evidence power method prospect quota forecast model and the analysis of its positive and negative points, this paper proposes the multi-dimensional space linear substitution method to improve the evidence power and to solve the evidence independence problem by using “the rejection method”. With the factor analysis on common factor variance bestows on the weight and the variance contribution bestows on power model revision, the positive-negative evidence power evaluation is equal with 1-0 evaluation so as to develop the evidence power method for the variable construction, screening and evaluation and transformation criterion/method. The integrated information mineralization prospect forecast can be summarized into such steps as mineralization information extraction, variable construction, sorting, evaluation/transformation, weighting, multivariable synthesis and marginal value determination and achievement visualization. The use of mixed space modeling to establish a model universalizes the evidence-power-oriented method and its developed mineralization prospect quota forecast on the MAPGIS space analysis model. The application of this method in the prediction of a 1 : 50,000 long pit of iron, copper, lead and zinc confirms that the improved model has better compatibility and application effect, for 13 iron, copper, lead and zinc zones (2, 4, and 7 zones respectively for class A, B, and C) are successfully identified. This has provided evidence for the mineral prospecting in the area.

**Key words:** mineralization prospect; quota forecast; evidence power method; spatial analysis model; MAPGIS