

沉积改造矿床成矿的随机性及统计分析

杨蔚华 刘友梅

(中国科学院地球化学研究所)

内容提要 本文讨论了成矿随机性问题, 强调成矿理论应建立在概率论思想的基础上。元素丰度的概率类型, 取决于所处环境赋予它的地球化学性质: 环境使其具滞呆性时, 呈正态; 具活泼性时为偏倚型。活泼性元素成矿后其概率分布为正偏倚型, 可被分解为若干个正态, 具高均值者伴有大的标准差。滞呆性元素成矿后概率分布为负偏倚型, 所分解得的正态与活泼性元素的相反, 具高均值者带有小的标准差。矿床的空间分布, 受多阶段成矿和成矿因素的叠加控制, 故不服从泊松律, 而为负二项分布。

主题词 层控矿床成矿随机性 成矿元素分布类型 矿床的空间分布模型。

第一作者简介 杨蔚华 男 54岁 副研究员 沉积地球化学和数学地质

在露头矿很难找到的今天, 成矿理论对指导找矿显得更加重要了。回顾历史, 前人的许多成矿理论是建立在确定论的基础之上的。这种思想使不同的学者从自己最熟悉的方面入手, 选取2—3个地质因素作为成矿的主导因素, 建立各自的成矿理论和概念模型。然后, 以此理论模型为准则, 用地质类比法指导找矿。然而在用类比法预测矿的历史中, 确有用2—3个标志发现一系列新矿区的例子; 但也不乏与工业矿床在地质上完全相似的新区, 搞了多年普查却未找到矿的例子。究其根源, 可能与矿床的形成具有很大的随机性有关: 成矿过程是由许多随机出现的地质因素所控制。例如在一沉积改造层控矿床的成矿区内, 成矿溶液随机的形成后, 有许多通道供它流动。只有那些随机流入封闭条件好、沉淀剂又充足的储矿层中的含矿溶液, 才有机会形成矿体; 只有那些保存条件好的矿床, 今天方能被发现。可以把成矿看作是由若干子系统按统计规律结合起来的、具有相互联系、相互作用和互相依存的复杂大系统。研究这种系统用确定论的思想可能是徒劳的, 而采用概率论的思想和统计学的方法是比较明智的。应该承认, 概率是自然界的基本性质之一。

一、元素丰度分布及其成矿意义

元素丰度是成矿系统的主要系统量之一, 其分布也是化探和矿床地球化学所讨论的基础问题之一。文献中虽有许多论述, 但一般仅限于统计结果的描述, 而从地球化学角度阐述不深。L. H. Ahrens (1954, 1957) [6、7、8] 认为元素的分布类型, 依赖其含量的量级, 并提出微量元素为对数正态分布。有人进一步提出 [1], 微量元素在岩石中若没有一种主要富集它的矿物, 则该元素可为近似正态分布; 若主要富集于一种或几种矿物, 则服从对数正态分布。

笔者的研究表明,元素分布类型既不取决于其含量量级,也不取决于是否形成独立矿物,而主要依赖于元素所处环境赋予它的地球化学性质。同一种微量元素若所处环境,使其显示出滞呆的地球化学特性,则含量虽低,仍有正态分布;在另一环境中它若显示出活泼的地球化学性质,则虽有高含量,也不服从正态律,而一般为正偏倚分布。例如钛,在外生地球化学环境中为滞呆性元素,它含量虽低,但仍为正态分布(表1)。同样是钛,在基性岩浆环境中,其地球化学性质变为活泼性,含量虽高,但不服从正态律,而为拖尾很长的正偏倚分布(表2)。

表1 滇中K₂的细碎屑岩中钛的正态分布

Table 1 The normal distribution of titanium values in fine-clastic rocks of K₂ from the central Yunnan, China

中 值	标准化界限	观测频率	理论累加频率	期望频率	χ^2	参 数
0.35	-2.49	2	0.007113	1.296	4.812	X = 0.64
0.45	-1.01	2	0.04182	3.546		
0.55	-0.29	7	0.1562	7.121	0.002	S = 0.139
0.65	0.34	10	0.3859	7.663	0.713	V = 0.217
0.75	1.15	7	0.6231	7.496	0.033	
0.85	1.87	2	0.8749	2.925	3.878	$\chi^2(0.001) = 5.991$
0.95	2.59	1	0.96926	0.953		
Σ		31		31	1.094	假设正态假设

表2 西南暗色岩中钛分布的统计参数

Table 2 The parameters of titanium values distribution in trap from southwest China

含量范围(%)	样品数	\bar{x}	S	V(%)	正偏中心距M	偏倚系数G ₁
0.2-14.44	147	2.7636	2.8104	101.69	42.78	1.9

同一微量元素由于所处环境赋予它不同的地球化学性质,而显示其不同的概率分布,究其原因,可能是:“地球化学过程一般是在开放系统中进行的,系统与外界的物质和能量的交换,虽然是缓慢的,但也是不断的。滞呆性元素在首次地球化学过程中,达到了热力学平衡,也就是熵取最大值。这时该元素的序参量-含量为正态分布,这在统计物理和信息论中已有充分的论证〔2、5〕。由于该元素的滞呆性,与外界的物质交换极少,外界输入的能量也难以使它活化转移和再分配,在后期的地球化学过程中,仍能保持其平衡态,即统计上的正态分布。活泼性元素则不同,它既能与外界交换物质,又易受外界能量的影响,使其活化转移而再分配。所以,它只能达到局部平衡,即系统的每个局部熵取最大值,元素的序参量形成一个正态分布,而系统的整体,则显示出由多个正态叠加的正偏倚分布。

改造矿床的基础是沉积作用,该作用发生于大气、水、岩石和生物诸圈相互渗透之接触处。该处为开放系统,因太阳能和地热能作为负熵流,抵消了沉积系统内的熵增加,并

降低其总熵, 形成粒度和化学成分不同的岩层序列, 表现出沉积作用的有序性。这种岩层序列和构造因素, 构成了改造矿床成矿过程中的矿源、运输和储矿等不连续的子系统。在该不连续系统中由于能量(地热能、化学能和有机质转变能)的耗散和在某些局部各子系统间的协调一致, 使成矿元素在矿源子系统中失稳(即活化), 以分散态定向的向储矿子系统转移, 并形成新稳定的聚集态。上述过程同样具有缓慢变化的耗散结构特征。在储矿子系统中, 元素序参量(含量)在时间和空间分布上的不均匀性, 表明它只达到局部稳定。故从总体上看, 元素含量的分布为拖尾很长的正偏倚型, 如滇中中生代铜矿床中的铜品位(表 3)。

表 3 滇中砂岩铜矿床中铜含量分布的统计参数

Table 3 The Parameters of copper values in the sandstone of copper deposits from Central Yunnan, China

含量范围(%)	样品数	\bar{x}	S	V	三阶中心矩 M_3	偏倚系数 G_1
0.15—3.75	390	1.1446	0.775	0.677	194.18	417.14

如上述, 在储矿子系统中参量(品位)具局部平衡, 故偏倚分布应能被分解成若干正态分布。从本例中被分解出 3 个正态; 从低含量到高含量, 分别被称为第一、第二和第三正态。对这 3 个正态的 χ^2 检验结果列入表 4, 5, 6 中。

从上述表中可见, χ^2 计算值均小于 0.05 水平的 χ^2 临界值, 故对正态分布的假设是成立的。更要强调的是随着正态均值的升高, 标准差 S 也相应变大。这就象 I. 普里戈金所指出的“在平衡态附近涨落只是对平均值的小小修正, 远离平衡态时则涨落驱动了平均值”〔3〕。

上面讨论的是地球化学活泼性元素的成矿特点, 滞呆性元素的成矿过程和特点则与它不同。滞呆性元素成矿系统中的能量和物质的耗散, 主要用于去掉杂质, 使成矿元素相对富集。以石碌铁矿为例, 对该矿区 1565 个全铁含量的统计表明, 其概率分布为负偏倚型(表 7)。对该分布经仔细分解也得 3 个正态分布, 从低含量到高含量分别称为第一、第二和第三正态, 其 χ^2 检验见表 8。

表 4 第一正态的 χ^2 检验表

Table 4 χ^2 -test of the first normal distribution of copper values

中 值	标准化界线	实测频数	理论累加频率	期望频数	χ^2	参 数
0.15	-2.11—-1.03	26	0.1515	29.694	0.4595	$\bar{X} = 0.5842$
0.45	-0.06	85	0.5239	72.9904	1.976	$S_1 = 0.277$
0.75	-1.14	60	0.8729	68.404	1.0325	$V_1 = 0.474$
1.05	-2.22	25	0.98679	24.9116	0.0003	
Σ		196		196	3.4683	$\chi^2_{0.05(1)} = 3.84$

表5 第二正态的 χ^2 检验表Table 5 χ^2 -test of the second normal distribution of copper values

中 值	标准化界线	实测频数	理论累加频率	期望频数	χ^2	参 数
0.45	-2.56--1.92	8	0.005234	3.59988	0.3483	$\bar{X}_2 = 1.5011$ $S_2 = 0.4683$ $V_2 = 0.31$ $\chi^2_{0.05(3)} = 5.9915$
0.75	--1.28	3	0.02748	9.53942		
1.05	--0.64	17	0.1003	21.0648	0.7844	
1.35	-0.00	37	0.2611	31.2959	1.0397	
1.65	-0.64	35	0.5000	31.2959	0.4384	
1.95	-1.28	20	0.7389	21.0648	0.0538	
2.25	-1.92	6	0.8997	9.54597	0.3483	
2.55	-2.56	5	0.97257	3.59333		
Σ		131		131	3.0129	

表6 第三正态的 χ^2 检验Table 6 χ^2 -test of the third normal distribution of copper values

中 值	标准化界线	实测频数	理论累加频率	期望频数	χ^2	参 数
0.45	-2.15--1.80	3	0.01578	2.32659	0.2366	$\bar{X}_3 = 2.1643$ $S_3 = 0.8679$ $V = 0.40$ $\chi^2_{0.05(4)} = 12.592$
0.75	--1.46	0	0.03693	2.21886		
1.05	--1.11	4	0.07215	3.86505		
1.35	--0.77	8	0.1335	5.4873	1.1506	
1.65	--0.42	9	0.2206	7.3458	0.3725	
1.95	--0.07	9	0.3372	8.4987	0.0296	
2.25	--0.27	6	0.4721	8.4609	0.7158	
2.55	-0.62	6	0.6064	7.933	0.4731	
2.85	-0.96	5	0.7324	6.2433	0.2476	
3.15	-1.31	5	0.8315	4.6242	0.0305	
3.45	-1.65	4	0.9049	2.87469	0.6735	
3.75	-2.00	4	0.95053	3.1161		
Σ		63		63	3.9298	

表7 石碌铁矿全铁含量分布的统计参数

Table 7 Distribution parameters of total iron values of iron deposit, Shilu

含量范围(%)	样 品 数	\bar{X}	S	V	三阶中心矩 M_3	偏倚系数 G_1
15—70	1565	47.532	13.552	0.283	-1603.563	-0.6444

表 8 石碌铁矿全铁含量正态分布的 χ^2 检验表Table 8 χ^2 -test of the normal distribution of total iron values of iron deposit, Shilu

	中 值	标准化界线	实测频数	理论累加频率	期望频数	χ^2	参 数
第一正态分布	<12.5	-2.9--1.79	32	0.001866	28.379	0.4620	$\bar{X}_1 = 39.183$ $S_1 = 13.513$ $V_1 = 0.345$ $\chi^2_{0.05(8)} = 15.507$
	17.5	--1.42	36	0.03673	33.431	0.1974	
	22.5	--1.05	70	0.0778	56.247	3.3628	
	27.5	--0.68	76	0.1469	82.54	0.5182	
	32.5	--0.31	106	0.2483	105.82	0.0003	
	37.5	-0.06	110	0.3783	118.518	0.6122	
	42.5	-0.43	100	0.5239	115.995	2.2056	
	47.5	-0.80	90	0.6664	99.064	0.8243	
	52.5	-1.17	70	0.7881	73.993	0.2155	
	57.5	-1.54	64	0.879	49.205	4.4486	
	62.5	-1.91	60	0.9382	50.289	1.8753	
	Σ		814		813.5	14.727	
第二正态分布	32.5	-3.21--2.51	0	0.0007	1.9292	2.100	$\bar{X}_2 = 52.816$ $S_2 = 7.107$ $V = 0.135$ $\chi^2_{0.05(4)} = 9.488$
	37.5	--1.80	18	0.0060	10.8836		
	42.5	--1.10	30	0.0359	36.3272	1.102	
	47.5	--0.40	78	0.1357	76.0396	0.0505	
	52.5	-0.30	93	0.3446	100.8644	0.6132	
	57.5	-1.01	85	0.6217	80.8444	0.2136	
	62.5	-1.71	50	0.8438	40.9864	1.9822	
	67.5	-2.42	10	0.9564	15.8704	2.1714	
	Σ		364		363.75	8.2329	
第三正态分布	47.5	-4.77--3.56	5	0.0001854	3.56	0.582	$\bar{X}_3 = 59.709$ $S_3 = 4.131$ $V_3 = 0.069$ $\chi^2_{0.02(2)} = 7.824$
	52.5	--2.35	40	0.009387	45.55	0.676	
	57.5	--1.14	150	0.1271	155.11	0.168	
	62.5	-0.07	163	0.5279	143.89	2.538	
	<67.5	-1.27	29	0.8997	38.82	2.484	
	Σ		387		386.93	6.448	

从表 8 中看出, 每个正态分布的标准差 S_i , 随其均值 \bar{x}_i 的变化情况与上述铜矿床的相反, 即随着均值的升高, 标准差 S_i 变小。这种变化是一个去杂质过程: 在化学沉淀铁质之后的水动力机械淘洗中, 泥砂质质轻被淘洗掉, 铁质富集, 这是第一次去杂质。成岩过程中有机质的菌解, 产生大量有机酸和 CO_2 , 使钙、硅质溶解返回水体, 铁质进一步富集, 这是第二次去杂质。改造阶段由于有机质的热降解产物和热能的共同作用, 使钙、硅质活化转移, 构造作用使铁质向斜轴部流动, 这是第三次去杂质和富集。上述过程使铁含量形成 3 个基本的正态分布, 而且矿石愈富的正态分布, 标准差愈小。在外

生条件下,一些化性滞呆的常量元素的成矿过程,也均伴随着多阶段的去杂质富集过程,如铝土矿和磷矿等。

地球化学活泼的微量元素和滞呆的常量元素,其成矿中丰度分布上的差别反映了成矿过程的不同。所以,把丰度分布作为预测矿床的手段时,应注意微量元素成矿是高平均值伴有大的标准差,而且标准差愈大,成矿愈好;常量元素则相反,其高的平均值应配以小的标准差。

二、矿床的空间分布与成矿随机性

在一个成矿区内,如果矿床在空间的形成具有随机性,那么矿床在空间上的分布必具随机性。前文已讨论过矿床的形成和被发现是一个小概率事件,小概率事件的空间分布服从泊松律,其概率函数为:

$$P(X=r) = \frac{\lambda^r}{r!} e^{-\lambda}$$

式中 λ 为平均值。为检验上述假设,对滇中白垩系地层出露区和易门上元古界地层出露区,分别取 100km^2 和 6.25km^2 中铜矿点数,用泊松分布进行拟合,并用 χ^2 检验,其结果见表9。

表9 铜矿点空间泊松分布的 χ^2 检验

Table 9 χ^2 -test of Poisson distribution model for the spatial distribution of copper deposits

滇中每 100km^2 中的矿点数				易门每 6.25km^2 中的矿点数			
	实测频数	理论频数	χ^2		实测频数	理论频数	χ^2
0	51	42.7123	1.5351	0	80	53.909	8.337
1	30	36.331	1.1032	1	26	48.556	10.478
2	10	15.4407	1.9171	2	16	20.296	0.909
3	4	4.3743		3	3	5.656	
4	3	0.9296	2.2537	4	1	1.182	
5	1	0.158		5	2	0.198	3.430
6	1	0.0224		6	2	0.028	
				7	1	0.003	
Σ	100	99.998	6.869		131	133.93	23.154

自由度为2置信水平为0.05时 χ^2 的临界值为5.99,表9中的两个计算值均大于此值,故两个矿区的矿点分布不服从泊松律。究其原因,可能是由于层控铜矿床的成矿是多阶段的,每个阶段所形成的矿点都有各自不同 λ 值的泊松分布。因此,现在所发现的矿点,应该是几个 λ 值不同的泊松分布的叠加。小乔治·S·科克等指出〔4〕:“某些平均数不同的泊松分布的混合可产生负二项分布,因此,在理论上理由把负二项分布应用于可能由泊

松分布的混合产生的数据。”为了证明不同平均值(λ)的泊松分布的叠加产生负二项分布,笔者作了几种数字试验。取 $\lambda_1=1.35$, $\lambda_2=2.9$, $n_1=23$, $n_2=63$ 的两个泊松分布,其平均数之差为1.15倍。这两个泊松分布的叠加数值和 χ^2 检验列入表10,其结果仍为泊松分布。又取 $\lambda_3=0.75$, $n_3=50$ 的泊松分布数据,与 λ_2 叠加,两者均值之差为2.87倍;结果列入表11中, χ^2 检验表明,它仍为泊松分布。这两次叠加试验的失败,可能由于两个平均值之间的差值小所造成的。因此笔者再取 $\lambda_4=0.218$, $n_4=55$, $\lambda_5=1.354$, $n_5=113$,两者平均数之差为5倍。其叠加结果列入表12中, χ^2 检验表明,它不再是泊松分布,而转变为负二项分布。从上述实验可知,差值近3倍者未变,而近5倍者却变了。现在构造一个差值为4倍的实验,以确定从泊松分布叠加而变为负二项分布时平均数差值之临界值。为此笔者取 $\lambda_6=0.567$, $n_6=60$ 的泊松分布与 λ_2 的叠加,它们的

表10 平均值不同的泊松分布叠加产生负二项分布的数字实验

实验1

Table 10 Numeral experiment forming an negative binomial distribution by overlaping Poisson distributions with different averages Experiment 1

ri	λ_1 的频数	λ_2 的频数	叠加频数	泊松理论频数	χ^2	
0	6	12	18	15.2048	0.5139	$\chi^2_{0.05(3)} = 7.815$
1	9	14	23	26.3438	0.4244	
2	4	19	23	22.8217	0.0014	
3	3	10	13	13.1803	0.0025	
4	0	4	4	5.7090	0.0681	
5	1	4	5	2.5413		
Σ	23	63	86	85.80	1.0103	

表11

实验2

Table 11 Experiment 2

ri	λ_2 的频数	λ_3 的频数	叠加频数	泊松理论频数	χ^2	
0	12	24	36	29.177	1.5956	$\chi^2_{0.05(3)} = 7.815$
1	14	18	32	39.506	1.4261	
2	19	7	26	26.746	0.0208	
3	10	1	11	12.062	0.0935	
4	1	0	4	4.089	1.1966	
5	4	0	4	1.358		
Σ	63	50	113	112.938	4.334	

表12 实验3
Table 12 Experiment 3

ri	λ_1 的频数	λ_2 的频数	叠加频数	泊松理论频数	χ^2	负二项理论频数	χ^2	
0	43	36	79	62.550	1.326	75.960	0.122	$\chi^2_{0.05(2)} = 5.99$
1	11	32	43	61.709	5.713	49.153	0.772	
2	1	25	27	39.529	0.408	24.389	0.280	$\chi^2_{0.05(3)} = 7.815$
3	0	11	11	19.953		19.872	0.092	
4	0	4	4	2.183	2.739	4.573	0.041	
5	0	4	4	0.191		2.872		
Σ	55	113	168	167.905	13.192	167.825	1.217	

表13 实验4
Table 13 Experiment 4

ri	λ_2 的频数	λ_1 的频数	叠加频数	泊松理论频数	χ^2	负二项理论频数	χ^2	
0	12	34	46	38.956	2.213	46.103	0.0002	$\chi^2_{0.05(2)} = 5.99$
1	14	19	33	44.413	2.946	37.358	0.5984	
2	13	6	25	26.737	0.113	21.241	0.6641	$\chi^2_{0.05(3)} = 7.815$
3	10	1	11	19.724		19.369	0.0384	
4	4	0	4	3.226	1.139	4.644	0.0018	
5	4	0	4	0.933		3.236		
Σ	63	60	123	123.02	6.411	122.954	1.213	

平均数之差近1倍，其结果列入表13中；经 χ^2 检验，该叠加实验已变为负二项分布。上述实验表明，不是任意两个以上的泊松分布叠加后就变为负二项分布，而只有平均数之差大于4倍的两个泊松分布叠加，才有可能变为负二项分布。

上文提出层控矿床的形成是多阶段的，每一阶段产生的矿床可能构成一个泊松分布。根据数字试验，证明平均数差值大于4倍时的泊松分布的叠加产生一个负二次分布。因此，层控铜矿点可能服从负二项分布。为证明这种设想，对滇中白垩系和易门上元古界的铜矿点进行了负二项分布的拟合，拟合所使用的公式是〔5〕

$$P(X=0) = P^r$$

$$P(X=k+1) = \frac{r+k}{k+1}qp(x=k) \quad (2)$$

式中 $k=0, 1, 2, \dots$, $r = x^2 / (S^2 - \bar{x})$, $p = \frac{r}{x+r}$, $q = 1-p$

计算结果列在表14中。由于两个矿区的 χ^2 计算值分别小于自由度为3和2、置信水平为0.05时的临界值，故有95%的把握认为矿点服从负二项分布。

表14 云南铜矿点负二项空间分布的 χ^2 检验Table 14 χ^2 -test of negative binomial distribution model for the spatial distribution of copper deposits, Yunnan Province

Ki	滇中区矿点频数	负二项理论频数	χ^2	易门区矿点频数	负二项理论频数	χ^2
0	51	52.470	0.041	80	77.795	0.062
1	30	26.275	0.528	26	28.369	0.199
2	10	11.978	0.327	16	13.357	0.523
3	4	5.281	0.311	3	6.762	2.093
4	3	2.209		4	3.543	
5	1	0.982		2	1.994	
6	1	0.691	0.271	2	1.026	0.330
7	0	0.00		1	0.870	
Σ	100	99.967	1.478	134	133.72	3.765

从对与红层伴生的层控铜矿床的研究中认识到，成矿条件首先要有丰富的矿源层，其次要有高碳质层、红层和浅色层（包括白云岩层）配合而成的岩层序列。他们分别代表着还原剂供给层，矿源层和储矿层；第三需要有适当的构造条件，以形成含矿溶液的通道和储集构造。矿床一般形成于近背斜轴的翼部或倾伏背斜端，并伴随有作为通道的断层。在上述两个矿区的红层中，铜背景值都很高；3个岩性序列也均存在。因此是否成矿，主要看构造条件是否适宜。为了证明这一点，对易门矿区铜矿点与构造线之间的距离，作了统计分析。统计的构造线包括背斜轴和断层，构造线与矿点间距离的单位取0.5km；统计量分组后得到满意的结果（表15）。

表15 铜矿点与构造线距离间的统计关系

Table 15 Statistical correlation between the number of copper deposit and distance among deposits and structural lines

距离中值	0.05	0.15	0.25	0.35	0.45	0.55	0.65	0.75	0.85
矿点数	58	30	16	9	6	2	3	1	1
拟合矿点数	47.75	28.34	16.82	9.98	5.93	3.52	2.09	1.24	0.74

对表15中的数据用秩序相关公式计算的相关系数为-0.9833；把矿点数取对数值，用一般求相关系数法求得 $r = -0.9804$ 。这两个值均大于自由度为7时，取置信水平为0.001时的 r 临界值（0.8982）。因此矿点数与距构造线的距离之间有着极密切的负相关，即矿点一般在构造线上或其附近。用最小二乘法求得它们之间的线性关系式为

$$\log \hat{y} = 1.7899 - 2.2615x$$

表16 易门铜矿区构造线密度概率分布的泊松或负二项模型的拟合
 Table 16 Probability distribution of structural line density fitting
 by Posson or negative binomial model, Yimen Copper Mine

每6.25km ² 内的构造线数	实测频数	负二项理论频数	χ^2	泊松理论频数		
0	28	28.83	0.024	0.438	$\chi^2_{0.05(11)} = 19.675$ 泊松理论频数与实测 频数相差甚大, 前3 项之 χ^2 值已达到 297.81, 故泊松分布 被否定。	
1	23	17.73	1.566	2.505		
2	14	13.37	0.030	7.171		
3	9	10.70	0.270	13.682		
4	8	8.81	0.074	19.579		
5	6	7.38	0.258	22.114		
6	5	6.25	0.250	21.383		
7	5	5.33	0.020	17.485		
8	4	4.57	0.071	12.511		
9	4	3.94	0.061	7.957		
10	3	3.40		4.554		
11	3	2.95	0.049	2.370		
12	2	2.57		1.131		
13	3	2.24	0.140	0.498		
14	1	1.96		0.204		
15	1	1.71		0.078		
16	2	1.50	0.218	0.028		
17	2	1.31		0.009		
18	1	1.14		0.003		
19	1	1.01		0.001		
20	1	0.88		0.00		
21	1	0.78	1.116	0.00		
22	1	0.69		0.00		
23	1	0.60		0.00		
27	1	1.78		0.00		
28	1	0.32		0.00		
30	1	0.54		0.00		
31	1	0.22		0.00		
34	1	0.53		0.00		
Σ	134	133.05		5.158		134.002

$$\hat{y} = 61.9759e^{-5.2182x} \quad (3)$$

其中 \hat{y} 为矿点数; x 为距离。用该方程拟合的矿点数见表15, 拟合结果是很理想的。

既然矿点数与距构造线距离间有如此密切的负相关, 那么构造线密度在空间的分布是否也服从负二项律? 笔者对易门矿区每 6.25km^2 内通过的构造线数进行了统计, 统计所得频数; 用负二项和泊松分布模型分别进行了拟合, 其结果列在表16中。从表16中明显看出, 它显然不服从泊松分布, 而很好的被负二项分布所拟合。从构造线密度的空间分布也服从负二项分布的事实, 容易联想到: 矿点的空间分布概率, 不但取决于不同成矿阶段的叠加, 而且依赖于主要成矿控制因素的叠加。这两种叠加作用最强烈的地段, 成矿的概率最大, 矿点数也最密集, 所以是勘探的最佳目标区。滇中层控砂岩型铜矿床和矿化点的空间分布, 支持这种看法, 该区矿点常成群出现, 在成群出现矿点的地段, 常有工业矿床被发现。

矿床发现的历史也充分说明成矿是随机的, 是小概率事件。地质新灾变论的兴起, 将进一步证明随机性对成矿的重要性。成矿理论应建立在概率论思想的基础之上, 吸收耗散结构、协同学等新理论, 使其更加符合成矿的客观实际, 成为找寻潜伏矿床的理论根据。

参 考 文 献

- [1] 中国科学院地球化学研究所, 1979, 华南花岗岩类的地球化学, 科学出版社, 225—238页。
- [2] 马本堃等, 1980, 热力学与统计物理学, 人民教育出版社, 191—192页。
- [3] I·普里戈金, 1980, 自然杂志, 第1期, 11—14页。
- [4] 小乔治·S·科克等, 1978, 地质数据统计分析(上册), 科学出版社, 214—267页。
- [5] Agterberg, F.P, 1974, Geomathematics, Eisevier Scientific Publishing Company, Amsterdam, London, New York, .
- [6] Ahrens, L.H.1954, Geochim.Cosmochim.Acta, V. 5, p.49-73
- [7] Ahrens, L.H., 1954, Geochim.Cosmochim.Acta, V. 6, p.121-131.
- [8] Ahrens, L.H.. 1957, Geochim.Cosmochim.Acta, V.11, p.205-212.

MINERALIZATION RANDOMNESS AND THE STATISTICAL ANALYSIS FOR SEDIMENTARY-REWORKING ORE DEPOSITS

Yang Weihua

Liu Youmei

(Institute of Geochemistry, Academia Sinica, Guiyang)

Abstract

This paper deals with mineralization randomness, it is emphasized that mineralization model, the key to find hidden orebodies, should be established on the basis of probability theory.

The paper shows clearly that probability distribution types of elements depend on neither their content nor their occurring form, but may be controlled by the elements' geochemical behavior which, in turn, is determined by the environment. For example, during sedimentary processes, titanium is a geochemically inactive element and no matter how low its content in sedimentary rocks is, it obeys normal distribution yet; however in the basic magmatic system titanium shows geochemically activity, and no matter how abundant its concentration in trap is, it does not obey normal distribution and results in asymmetrical distribution of positive biasness with a quite long tail.

Owing to later geological events, geochemically active elements in source beds could be mobilized and transported in the ore-forming solution, which, in the form of the random walk, migrates into reservoir beds and some orebodies are formed. This mineralization processes are inhomogeneity in space and have many stages in time. The sampled population of ore-forming elements then consist of a mixture of a lot of individual populations. For example, the content of copper occurred in copper deposits in Central Yunnan in China is of asymmetrical distribution with positive biasness. This distribution can be broken into three kinds of normal, which are characterized by large average value with large standard deviation.

In contrast to active elements, the cumulation of geochemically inactive elements, such as iron, may result from rock-forming elements being intermittently eliminated from ore-forming system. Therefore, in sedimentary-reworking iron deposit, such as in the Shilu iron deposit, the histogram of total iron values shows an asymmetric distribution with negative biasness, which can also be divided into three kinds of normal, but its subdistribution is characterized by large average value with small standard deviation.

Owing to overlapping Poisson distributions with different means, the spatial distribution of copper deposits obeys negative binomial distribution. Frequency distribution of structural line density could well fitted negative binomial model.