

# Phân tích thống kê dữ liệu địa hóa cho xác định các dị thường Sn, W tại khu vực Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam

Khuong Thế Hùng<sup>1\*</sup>, Ngô Xuân Đắc<sup>2</sup>, Đỗ Văn Viên<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Trường Đại học Mỏ - Địa chất. 18 Phố Viên, Đức Thắng, Bắc Từ Liêm, Hà Nội

<sup>2</sup>Viện Khoa học Địa chất và Khoáng sản. 67 Chiến Thắng, Văn Quán, Hà Đông, Hà Nội

<sup>3</sup>Liên Đoàn Địa chất Đông Bắc. Đường Cách mạng tháng tám, Trung Thành, Thái Nguyên

\* Tác giả liên hệ: email: khuongthehung@humg.edu.vn

**Tóm tắt:** Đồng Văn là khu vực được đánh giá có tiềm năng về khoáng hóa đa kim ở vùng Đông Bắc Việt Nam. Tổng 890 mẫu địa hóa trầm tích bùn đáy được sử dụng để nghiên cứu khoáng hóa đa kim, qua đó xác định các dị thường Sn, W trong khu vực. Bên cạnh đó, phân tích thống kê giúp xác định các dị thường địa hóa ở khu vực Đồng Văn. Phương pháp thống kê và phân tích cụm dữ liệu địa hóa cho thấy các nguyên tố Pb, As, Bi, Li, Sn, W, Ta, Ce, Ag, Sb, và Be là các nguyên tố chỉ thị tốt, trong đó nguyên tố Sn, W tuân theo phân bố hình học. Dựa trên quy tắc 3 sigma, các dị thường địa hóa về hàm lượng các nguyên tố Sn, W phản ánh sự tập trung của thân khoáng Sn, W trong vùng. Phân tích Trend được áp dụng nhằm xác định sự biến đổi không gian và mối quan hệ giữa các nguyên tố chỉ thị tìm kiếm và các khu vực dị thường đã cho thấy sự thay đổi tương đối về hàm lượng của các nguyên tố chỉ thị và chúng có thể được coi là có quy luật. Hơn nữa, độ phù hợp của các hàm Trend thu được từ các nguyên tố Sn, W tuân theo mô hình bề mặt Trend bậc bốn. Kết quả này cho thấy các mô hình Trend có thể hữu ích trong việc nghiên cứu các dị thường địa hóa và phân tích Trend giúp xác định khu vực tập trung của các nguyên tố chỉ thị trong khu vực Đồng Văn. Ngoài ra, phân tích thống kê cho thấy tiềm năng đáng kể trong việc sử dụng mẫu trầm tích bùn đáy để điều tra khoáng hóa đa kim. Thêm vào đó, dữ liệu địa hóa có thể giúp đánh giá các dị thường địa hóa của các nguyên tố chỉ thị và lập bản đồ triển vọng khoáng sản khu vực Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam.

**Từ khóa:** Khoáng hóa Sn-W, đánh giá thống kê, Đồng Văn, Việt Nam.

## 1. Mở đầu

Các dị thường địa hóa thường xuất hiện tại nhiều mỏ khoáng sản cho thấy các giá trị khác biệt so với phông khu vực. Ngoài ra, các dị thường địa hóa còn cho phép xác định một mỏ khoáng sản. Trong quá trình xử lý dữ liệu địa hóa, các mẫu có thể hàm lượng cao hơn hoặc thấp hơn đáng kể, được coi là dị thường (Reimann 2000, 2005, Filzmoser 2005, Chen và nnk. 2015, Chen và nnk. 2019). Để đảm bảo bộ mẫu đại diện và tránh nhận diện sai đối tượng nghiên cứu, nhiều phương pháp đã

được thực hiện, trong đó phân tích thống kê và phân tích đa biến được coi là những phương pháp phổ biến nhất (Hawkes và Webb 1962, Williams 1967, Beus và Grigorian 1975, Reimann 2000, 2005, Filzmoser 2005, Chen và nnk. 2015, Chen và nnk. 2019). Dựa trên các giá trị ngưỡng (trung bình  $\pm 3$  SDEV (độ lệch chuẩn)) cho từng loại mỏ khoáng sản, các giá trị ngưỡng của mẫu có thể được sử dụng để xác định một mỏ khoáng sản mới (Aitchison 1986, Rose 1991, Jolliffe 2002, Ghadimi và nnk 2016, Chen và nnk. 2019).

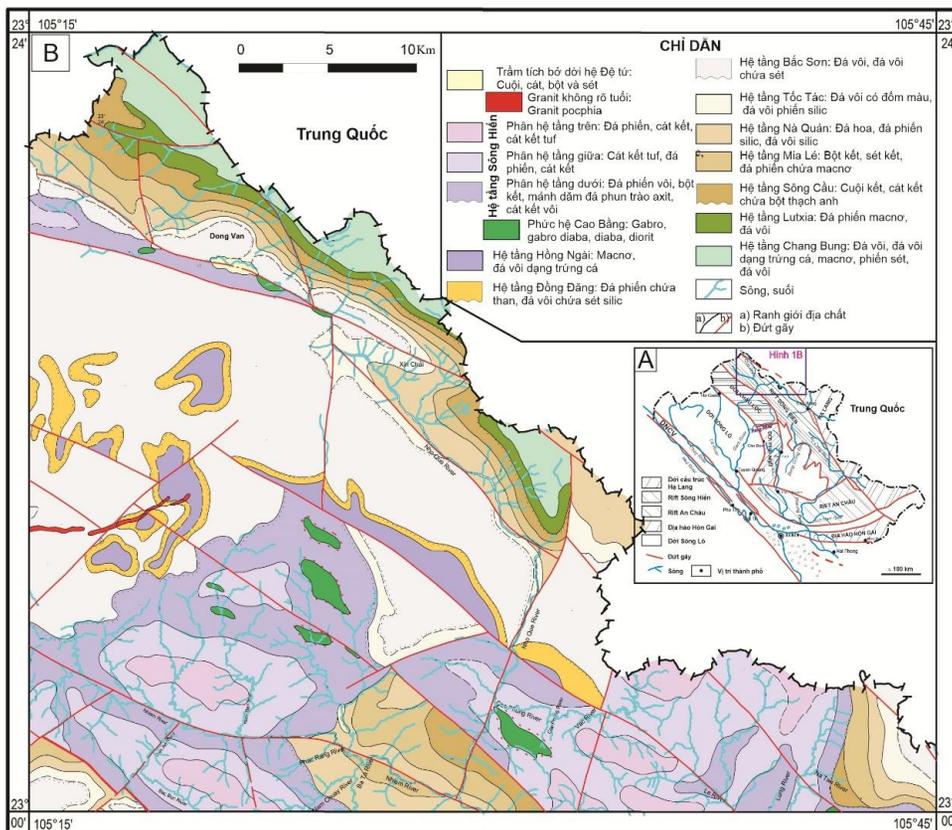
Khu vực Đồng Văn nằm về phía Đông Bắc Việt Nam được coi là khu vực triển vọng về quặng đa kim (như Fe, Pb, Zn, Mn, Sn, W và Au) (Tri và Khuc, 2011, Hung và nnk 2020a,b). Hơn nữa, do thiếc, wolfram và vàng thường đi kèm với arsen, chẳng hạn như các mỏ As-Sn-W-Au Nam Khì, Làng Xum, Làng Mè và Làng Lúp, khoáng hóa này đóng vai trò quan trọng như một nguồn cung cấp kim loại quý cho ngành công nghiệp (Graedel và nnk., 2015). Từ năm 1965 đến nay, khu vực này đã được khảo sát ở các tỷ lệ bản đồ từ 1:500.000 đến 1:50.000 phục vụ công tác đo vẽ bản đồ địa chất và tìm kiếm khoáng sản (Dovjikov và nnk. 1965, Tinh và nnk. 1976, Truyền và nnk. 1977). Tuy nhiên, việc thu thập mẫu địa chất và xử lý số liệu địa hóa vẫn chưa đủ để xác định các khu vực triển vọng khoáng hóa Sn-W. Do đó, cần thiết phải tiến hành thêm các nghiên cứu tại khu vực Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam nhằm xác định các vùng quặng đa kim mới.

Trong nghiên cứu này, phân tích thống kê đa chiều và phân tích Trend được sử dụng để

khảo sát 890 mẫu địa hóa nhằm tìm xác định các dị thường địa hóa Sn, W tại khu vực Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam, qua đó phát hiện các điểm quặng Sn, W mới.

## 2. Đặc điểm địa chất vùng Đồng Văn

Đới Sông Hiến thuộc vùng Đông Bắc Việt Nam, đây là một đới kiến tạo kéo dài khoảng 200 km theo phương Tây Bắc - Đông Nam, phổ biến trầm tích phun trào tuổi Pecmi-Trias và trầm tích phun trào Trias hệ tầng Sông Hiến, ít hơn là đá cacnonat - lục nguyên tuổi Paleozoi giữa-muộn (Hình 1). Đới Sông Hiến được xem là một bồn trũng tách dần nội lục tiền Paleozoi muộn – Mezozoi sớm liên quan đến vòm xâm nhập Emeishan (Izokh và nnk, 2005; Hoa và nnk, 2008; Polyakov và nnk, 2009; Vladimirov và nnk, 2009) hoặc là một bồn trũng sau cung tuổi tiền Paleozoi muộn – Mezozoi sớm được hình thành do sự tách dần xảy ra bên trong mảng Nam Trung Hoa do sự hợp nhất của mảng Đông Dương và mảng Nam Trung Hoa (Hai và nnk, 2011).

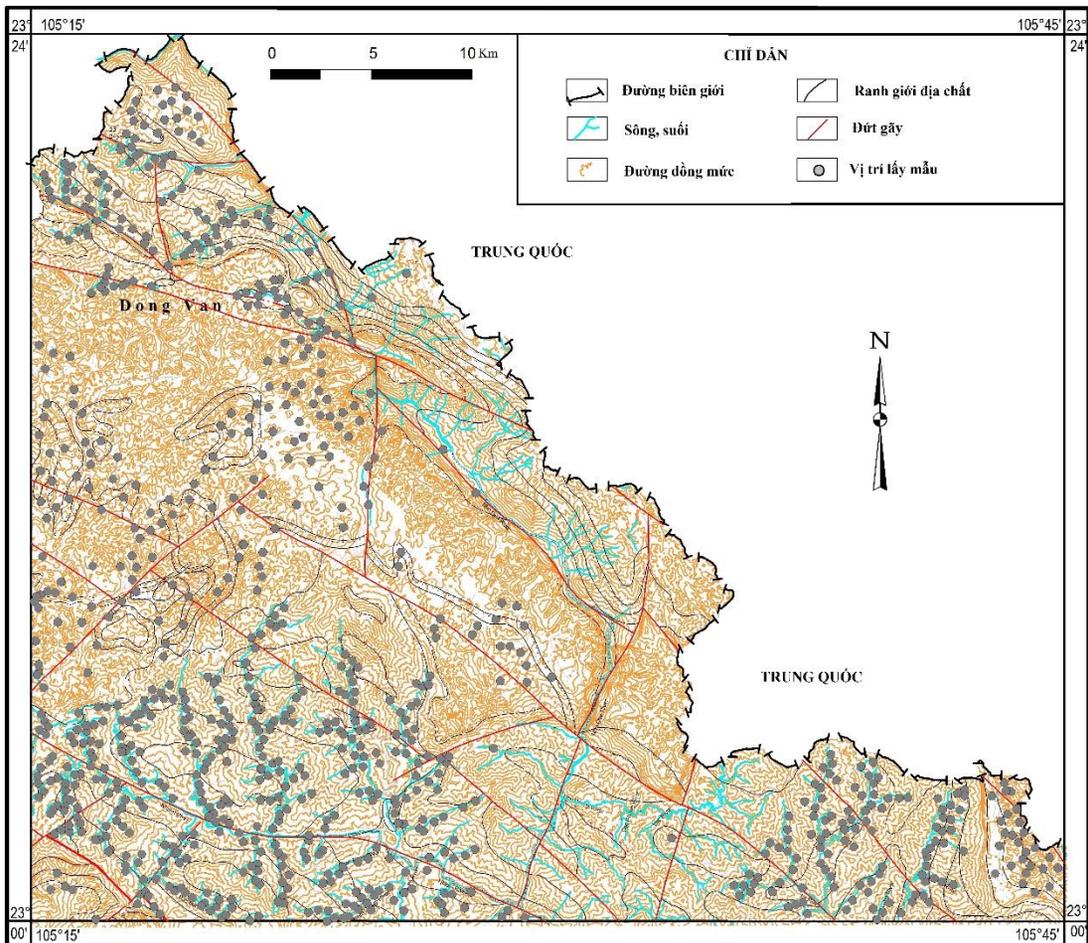


Hình 1. Khu vực Đông Bắc trong bình đồ kiến trúc khu vực: A - Sơ đồ kiến tạo vùng đông bắc Việt Nam (Dovjikov và nnk, 1965); B - Sơ đồ địa chất khu vực Đông Bắc (hiệu đính từ Truyền và nnk, 1977)

Khu vực Đồng Văn thuộc đới Sông Hiến, Đông Bắc Việt Nam (Hình 1A), phổ biến các đá trầm tích Trias gồm phiến sét vôi, đá vôi trũng cá, bột kết, cát kết tuf, phiến sét, cát kết; các đá trầm tích tuổi Devon, Cacbon và Pecmi gồm cuội kết, phiến sét, đá vôi và cát kết chứa vôi. Các trầm tích tuổi Cambri và Ordovic cũng có mặt ở rìa đới Sông Hiến. Xâm nhập gabbro tuổi Trias và granitoid chưa rõ tuổi cũng xuất hiện ở phần trung tâm và phần phía tây của đới này (Tĩnh và nnk, 1976; Truyền và nnk, 1977; Hình 1B). Trầm tích Đệ tứ phân bố hầu hết dọc theo các thung lũng với thành phần chính là cát kết và cuội kết. Đới đứt gãy trượt bằng Cao Bằng - Lạng Sơn - Tiên Yên ở phía bắc và đứt gãy nghịch Dương Thượng - Du Già ở phía nam đóng vai trò quan trọng trong việc khống chế cấu trúc của đới Sông

Hiến (Dovjikov và nnk, 1965). Đá magma xâm nhập trong vùng chịu ảnh hưởng mạnh mẽ từ các đứt gãy này và các hệ thống đứt gãy nhỏ khác, chúng góp phần làm phức tạp hóa cấu trúc khu vực Đồng Văn (Truyền và nnk, 1977).

Khu vực Đồng Văn có một đới khoáng hóa đa kim chính, kéo dài từ tây bắc đến đông nam và bao phủ một diện tích khoảng 1.190 km<sup>2</sup>. Đới này chủ yếu bao gồm các đá trầm tích Trias (Tĩnh và nnk, 1976; Truyền và nnk, 1977; Hình 1B). Theo các nghiên cứu đã tiến hành trên khu vực Đồng Văn, hàm lượng Sn, W và As trong đới khoáng hóa này phân bố không đồng đều và thường không có quy luật cụ thể (Truyền và nnk, 1977; Thắng và nnk, 1988).



Hình 2. Sơ đồ vị trí các điểm lấy mẫu trầm tích bùn đáy ở vùng Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam (điểm màu đen)

### 3. Số liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Thu thập mẫu trầm tích bùn đáy

Các kỹ thuật thăm dò địa hóa để khảo sát các mỏ khoáng sản thường sử dụng mẫu trầm tích bùn đáy. Trong nghiên cứu này, 890 mẫu địa hóa từ trầm tích bùn đáy gần đây đã được thu thập dọc theo sông và suối với khoảng cách 25–50 m. Các mẫu trầm tích lấy trên bề mặt (độ sâu 0–3 cm) được thu thập bằng xẻng đào tay tại tất cả các điểm (ở cả hai bên bờ sông) nơi có dòng chảy yếu, nhằm lấy vật liệu mịn và trầm tích gần đây. Mỗi mẫu chứa khoảng 25–130 g trầm tích bùn đáy gần đây, tùy thuộc vào kích thước hạt của mẫu trầm tích (Hình 2).

Các bộ mẫu được xử lý dựa trên các đặc điểm riêng biệt của trầm tích bùn đáy trong khu vực. Ngoài ra, hàm lượng của 27 nguyên tố đã được đo bằng phương pháp khối phổ khối plasma cảm ứng (ICP-MS), bao gồm: Ag, As, Be, Ba, Bi, Cd, Ce, Co, Cr, Cu, Ga, Ge, La, Li, Mo, Nb, Ni, Pb, Sb, Sc, Sn, Sr, Ta, V, W, Y và Zn.

#### 3.2. Chuyển đổi dữ liệu

Trong nghiên cứu này, tổng cộng 27 nguyên tố (Ag, As, Be, Ba, Bi, Cd, Ce, Co, Cr, Cu, Ga, Ge, La, Li, Mo, Nb, Ni, Pb, Sb, Sc, Sn, Sr, Ta, V, W, Y và Zn) trong các mẫu trầm tích bùn đáy đã được xử lý. Nếu các nguyên tố không thể hiện phân phối đối xứng, độ lệch (kiểm tra phân phối thống kê) thì các nguyên tố được chuyển đổi sang các mô hình khác để đánh giá phân phối chuẩn của từng nguyên tố (Reimann và Filzmoser, 2000). Cụ thể, mười mô hình phân bố (hình học, rời rạc đặc biệt, đều, tam giác, Pareto, nhị thức, mũ, log chuẩn, phân bố chuẩn và gamma) đã được áp dụng để đạt được tính chuẩn và chuyển đổi cho các biến số lệch (Aitchison, 1986; Egozcue và nnk, 2003; Carranza, 2011).

#### 3.3. Phân tích đa biến

Các phương pháp phân tích đa biến được sử dụng để làm rõ và giải thích mối tương quan giữa nhiều yếu tố liên quan đến dữ liệu thống kê trong quá trình đánh giá và thu thập số liệu.

Phần mềm Geostatistic 9.0 được sử dụng để phân tích các hệ số tương quan và nghiên cứu phân nhóm, hỗ trợ đánh giá mối liên hệ giữa các nguyên tố cũng như sự phân nhóm của chúng.

Mục tiêu của phân tích cụm là giảm số lượng nhóm con quan trọng của các đối tượng hoặc sự vật trong một tập dữ liệu lớn. Việc phân chia dữ liệu (nhóm) được thực hiện dựa trên sự tương đồng giữa các đối tượng, xét theo các đặc tính được xác định trước.

Năm 1963, Ward đã giới thiệu một kỹ thuật phân cụm phân cấp tổng hợp, trong đó tiêu chí lựa chọn các cặp cụm để kết hợp ở mỗi mức dựa trên giá trị tối ưu của một hàm mục tiêu.

Trị riêng (eigenvalues) và vector riêng (eigenvectors) được sử dụng để biểu diễn tổng quát ma trận hệ số tương quan và ma trận hiệp phương sai.

Đồng thời, phép quay Varimax được thực hiện để tăng cường tải trọng nhân tố. Phương pháp của Ward được áp dụng để tiến hành phân tích cụm dựa trên hệ số tương quan Pearson (hoặc phân tích cụm phân cấp), và kết quả được biểu diễn bằng sơ đồ dendrogram.

#### 3.4. Phân tích bề mặt Trend

Phân tích Trend được Davis (2002) mô tả như một phương pháp thống kê nhằm phân tách dữ liệu bản đồ thành hai thành phần, trong đó một thành phần là "tín hiệu" mang tính chất địa lý và thành phần còn lại là "nhiều" mang tính chất cục bộ. Trong địa hóa, "bề mặt Trend" được sử dụng như một bản ghi chép hoặc thường được dùng để biểu đạt các thông số địa hóa với khái niệm "Trend khu vực" và "dị thường cục bộ". Bề mặt Trend được định nghĩa là một hàm của vị trí địa lý tại điểm quan sát (điểm kiểm soát). Các bề mặt Trend phù hợp với dữ liệu địa hóa có thể được biểu diễn bằng phương trình mô hình sau:

$$Z_k = \varphi_k + L_k \quad (1)$$

Trong đó,  $Z_k$  là biến tại điểm  $k$ ;  $j_k = j(x_k, y_k)$  đại diện cho Trend và  $L_k$  là phần dư tại điểm  $k$ .  $j_k$  là một giá trị cụ thể của biến  $j(x_k, y_k)$  với.

$$\varphi(x_k, y_k) = a_{00} + a_{10}x + a_{01}y + a_{20}x^2 + a_{11}xy + \dots + a_{pq}x^p y^q \quad (2)$$

Các hệ số  $a_{00}, a_{10}, a_{01}, a_{20}, a_{11}, \dots, a_{pq}$  được gọi là các yếu tố định tính trong mô hình Trend.

Phân tích bề mặt Trend chủ yếu dựa trên thành phần  $L_k$  (bản đồ phần dư Trend hoặc độ lệch Trend) để phát hiện các dị thường cấu trúc Trend, nhằm xác định và phân biệt các dị

thường địa hóa, địa vật lý, các nút quặng kim loại, hoặc các cấu trúc địa chất như các nếp uốn bậc cao, các đứt gãy nhỏ và nhiều yếu tố khác.

Thông thường, x và y tạo thành một hệ tọa độ hình chữ nhật; tuy nhiên, vĩ độ và kinh độ cũng được sử dụng (Vistelius và Hurst, 1964). Đối với các ứng dụng cụ thể,  $p+q \leq r$ , trong đó r biểu thị bậc của bề mặt Trend. Tùy thuộc vào yêu cầu công việc cũng như đặc điểm và tính chất của đối tượng nghiên cứu, các mô hình Trend bậc một ( $r=1$ ), bậc hai ( $r=2$ ), bậc ba ( $r=3$ ) và bậc bốn ( $r=4$ ) được thực hiện. Trong nghiên cứu này, mô hình Trend bậc bốn cho phép nghiên cứu đặc điểm hàm lượng các nguyên tố chỉ thị để thăm dò khoáng sản đa kim trong khu vực Đồng Văn.

Bản đồ bề mặt Trend và phần dư Trend thể hiện một khái niệm trực quan về hình thái, quy luật biến đổi không gian và độ phức tạp của đối tượng nghiên cứu, cũng như việc phát hiện và phân định hình học cục bộ của đối tượng. Về mặt địa chất, các hình học cục bộ này có thể là các hàm lượng dị thường của các nguyên tố trong khu vực.

#### 4. Kết quả và thảo luận

##### 4.1. Đặc điểm phân bố thống kê của các nguyên tố

Kết quả nghiên cứu thống kê của Hung và nnk (2022) cho thấy hàm lượng nguyên tố trong mẫu địa hóa bùn đáy giảm dần theo thứ tự như sau:  $Pb > As > Bi > Li > Sn > W > Ta > Ce > Ag > Sb > Be > Mo > La > Nb > Cr > Ni > Cd > Y > Cu > Ba > Co > Sc > Zn > Sr > V$ . Đáng chú ý, các nguyên tố Pb, As, Bi, Li, Sn, W, Ta, Ce, Ag, Sb và Be chiếm hơn 90% tổng hàm lượng, phản ánh mối liên kết rõ ràng với quặng đa kim. Do đó, các nguyên tố này có thể được lựa chọn làm chỉ thị cho công tác tìm kiếm khoáng hóa đa kim. Đặc trưng phân bố thống kê của nguyên tố Sn, W và kết quả kiểm định cho thấy chúng tuân theo quy luật phân bố hình học (Bảng 1, Bảng 2).

Bảng 1. Đặc trưng thống kê của nguyên tố Sn, W khu vực Đồng Văn

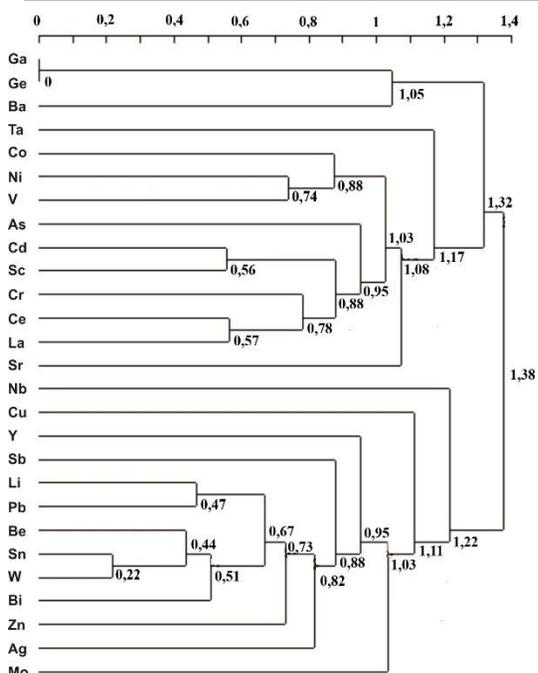
Thông số	Sn (ppm)	W (ppm)
Trung bình (Mean)	14,6279	19,7104
Trung vị (Median)	8,805	5,87
Mode	49,07	48,02
Độ lệch chuẩn	45,4845	61,1201
Phương sai	2068,839	3735,672
Hệ số biến thiên (%)	310,94	310,09
Độ lệch (Skewness)	14,913	9,053
Độ nhọn (Kurtosis)	273,92	106,11
Giá trị nhỏ nhất	0,07	0,02
Giá trị lớn nhất	986,44	967,95

Bảng 2. Kết quả kiểm định mô hình phân bố thống kê cho nguyên tố Sn, W

Mô hình phân bố	Độ lệch	Độ lệch thực tế	Chỉ bình phương (18,307)	Tuân theo kiểm định Chi bình phương	$\lambda$ (1,358)	Tuân theo kiểm định Kolmogorov-Smirnov	Tổng hợp
<b>Sn (ppm)</b>							
Hình học	2,486	1	3,267	1-Yes	0,160	1-Yes	0,300
Gamma chuẩn	24,441	2	61,592	2-No	1,562	2-No	4,515
Loga chuẩn	61,402	3	164,788	3-No	3,412	3-No	11,514
Rời rạc đặc biệt	104,029	5	459,352	4-No	7,294	5-No	30,463
Phân bố Pareto	115,827	6	487,814	5-No	7,537	6-No	32,196
Hàm mũ	94,306	4	606,050	6-No	6,356	4-No	37,7853
Nhị thức	287,065	10	926,397	7-No	20,737	10-No	65,874
Phân bố chuẩn	266,722	9	2150,286	8-No	14,912	7-No	128,438
Tam giác	234,503	7	4426,587	9-No	17,320	8-No	254,552
Phân bố đều	251,125	8	8564,185	10-No	18,822	9-No	481,669
<b>W (ppm)</b>							
Hình học	5,045	1	31,429	1-No	0,345	1-Yes	1,973
Gamma chuẩn	22,369	2	51,685	2-No	1,470	2-No	3,906
Loga chuẩn	32,496	3	88,052	3-No	1,889	3-No	6,201
Rời rạc đặc biệt	58,635	4	147,230	4-No	3,282	4-No	10,459
Phân bố Pareto	98,299	5	412,558	5-No	6,929	5-No	27,638
Hàm mũ	111,040	6	449,417	6-No	7,227	6-No	29,871
Nhị thức	281,168	10	1223,811	7-No	20,239	10-No	81,753
Phân bố chuẩn	260,992	9	2059,889	8-No	14,689	7-No	123,336
Tam giác	231,131	7	4598,079	9-No	17,081	8-No	263,743
Phân bố đều	244,535	8	8120,654	10-No	18,324	9-No	457,075

Bảng 3. Ma trận tương quan của các nguyên tố chỉ thị trong tập mẫu trầm tích (ppm)

	Ag	As	Be	Bi	Ce	Li	Pb	Sb	Sn	Ta	W
Ag	1										
As	0,032	1									
Be	0,062	0,445	1								
Bi	0,051	0,205	<b>0,711</b>	1							
Ce	0,026	0,262	0,082	0,142	1						
Li	0,044	0,425	<b>0,569</b>	<b>0,542</b>	0,386	1					
Pb	-0,009	0,310	0,173	0,057	0,331	0,333	1				
Sb	0,071	0,407	0,392	0,499	0,437	0,465	-0,027	1			
Sn	0,006	<b>0,623</b>	<b>0,645</b>	0,213	-0,027	0,377	0,325	0,106	1		
Ta	-0,021	-0,019	-0,045	-0,036	-0,000	-0,078	0,110	-0,073	0,041	1	
W	0,018	0,438	<b>0,588</b>	0,412	-0,048	0,400	0,264	0,176	<b>0,666</b>	0,138	1



Hình 3. Sơ đồ ghép nhóm hàm lượng các nguyên tố (ppm) ở khu vực Đồng Văn. Các con số ngụ ý phân tích nhóm liên hệ với khoảng cách dựa trên thuật toán ghép nhóm Ward (Hung, 2022).

Kết quả phân chia nhóm các nguyên tố địa hóa trong trầm tích bùn đáy cũng chỉ ra được các nguyên tố liên quan đến khoáng hóa đa kim được biểu diễn bởi hai nhóm con: nhóm Be-Sn-W-Bi và ở mức độ thấp hơn là nhóm Li-Pb. Đồng thời, ba nhóm con khác, bao gồm As-Cd-Sc-Cr-Ce-La, Co-Ni-V và Ga-Ge-Ba, không liên quan đến sự khoáng hóa, cũng được phân biệt. Cụ thể, biểu đồ phân nhóm cũng xác định một nhánh địa phương Co-Ni-V, điều này cho thấy rằng Co, Ni và V không phải là các thành phần đồng sinh của quặng đa kim trong khu vực (Bảng 3, Hình 3).

Quy luật phân bố của các nguyên tố chỉ thị không tuân theo phân phối chuẩn được chuyển đổi về phân bố hình học, phù hợp với đặc điểm phân bố thống kê của Sn và W trong các vành phân tán địa hóa thứ sinh (Bảng 2). Hàm lượng tổng thể của Sn và W cao hơn giá trị trung bình trong vỏ Trái đất ( $Sn^* = 2,5$  ppm,  $W^* = 1,3$  ppm (Fortescue, 1992), trong khi hàm lượng của Sn và W dao động từ không đồng đều đến cực kỳ không đồng đều. Trên cơ sở này, các dị thường địa hóa khác nhau có thể được xác định ở quy mô địa phương. Điều này cho thấy Sn và W có thể hình thành các dị thường địa hóa nguyên sinh quy mô nhỏ. Dữ liệu này có thể giúp phát hiện các vành phân tán địa hóa nguyên sinh, từ đó có thể sử dụng để xác định các mục tiêu triển vọng cho khoáng hóa Sn-W khu vực Đồng Văn.

#### 4.2. Mô hình hóa dị thường địa hóa

Trong khu vực Đồng Văn tồn tại đồng thời cả trường địa hóa nguyên sinh và thứ sinh. Trường địa hóa nguyên sinh được hình thành đồng thời với quá trình tạo quặng trong các đới khoáng hóa, xung quanh thân quặng và các đới quặng. Hàm lượng các nguyên tố tạo quặng chính và nguyên tố đi kèm thường cao hơn so với đá vây quanh. Phạm vi phân bố của trường địa hóa nguyên sinh thường lớn hơn đáng kể so với thân quặng và đới quặng, phân bố xung quanh các thân quặng. Dựa vào đặc điểm hình thái, kích thước của trường địa hóa nguyên sinh có thể cung cấp thông tin về sự phân bố, độ sâu, hình thái, phương kéo dài, góc dốc của thân quặng và mức độ bóc mòn thân quặng. Các thân quặng nguyên sinh có thể đã bị lộ hoặc còn ẩn sâu trong lòng đất.

Trên thực tế, thân quặng, đới khoáng hóa và trường địa hóa nguyên sinh có thể bị phá hủy và biến đổi dưới điều kiện ngoại sinh. Một số nguyên tố và khoáng vật có thể bị hòa tan, rửa trôi và di chuyển, trong khi những nguyên tố khác được tích tụ và làm giàu. Quá trình này dẫn đến sự tái phân bố các thành phần vật chất của trường địa hóa thứ sinh trong môi trường phong hóa. Vị trí phân bố của trường địa hóa thứ sinh có thể xuất hiện trên bề mặt địa hình, phủ lên các thân quặng nguyên sinh hoặc dịch chuyển về phía địa hình thấp hơn như các thung lũng, và thường có quy mô lớn hơn thân quặng. Trường địa hóa thứ sinh có ý nghĩa quan trọng trong việc phát hiện vị trí của các thân quặng ẩn trong khu vực tìm kiếm khoáng sản.

Để nhận diện khoáng hóa đa kim trong khu vực nghiên cứu, các sơ đồ dị thường địa hóa và phương pháp phân tích Trend đã được sử dụng nhằm mô hình hóa mức độ biến thiên không gian của các nguyên tố trên cơ sở tài liệu phân tích mẫu bùn đáy khu vực.

#### 4.2.1. Bản đồ dị thường địa hóa liên quan đến các nguyên tố chỉ thị

Để mô hình hóa trường không gian của các nguyên tố chỉ thị có giá trị nhằm phục vụ công tác tìm kiếm và phát hiện quặng đa kim mới

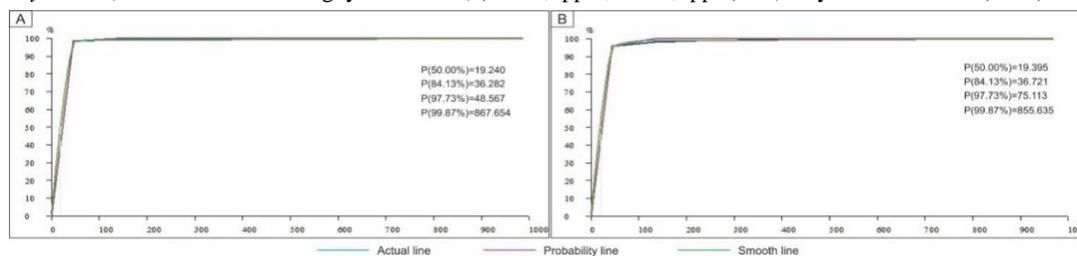
trong khu vực Đồng Văn, các dị thường địa hóa thứ cấp của các nguyên tố Sn, W được thiết lập. Việc xây dựng các sơ đồ dị thường địa hóa của các nguyên tố này nhằm làm sáng tỏ sự phân bố, hàm lượng và mức độ tích tụ của các dị thường địa hóa liên quan đến các thân quặng cụ thể trong khu vực nghiên cứu (Hình 4). Trên cơ sở đó, cho phép giải thích và lựa chọn các dị thường liên quan đến khoáng hóa, đồng thời loại bỏ các dị thường không liên quan đến khoáng sản.

Ngoài ra, các bản đồ Trend bề mặt và Trend dư của các nguyên tố chỉ thị trong vỏ phong hóa và đá gốc cũng được xây dựng để cung cấp thông tin hỗ trợ cho việc đánh giá khoáng hóa. Các trường dị thường địa hóa của các nguyên tố chỉ thị được xác định thông qua việc lập bản đồ đường đẳng trị với các mức hàm lượng khác nhau, phù hợp với nền địa hóa và giá trị dị thường cục bộ. Kết quả xử lý thống kê được sử dụng để xác định giá trị nền địa hóa theo giá trị trung bình địa phương và lựa chọn các ngưỡng dị thường bậc một (mean  $\pm$  1 SDEV), bậc hai (mean  $\pm$  2 SDEV) và bậc ba (mean  $\pm$  3 SDEV) (Bảng 4, Hình 4), trong đó, giá trị trung bình và độ lệch chuẩn (SDEV) được tính toán theo phương pháp biến đổi hình học.

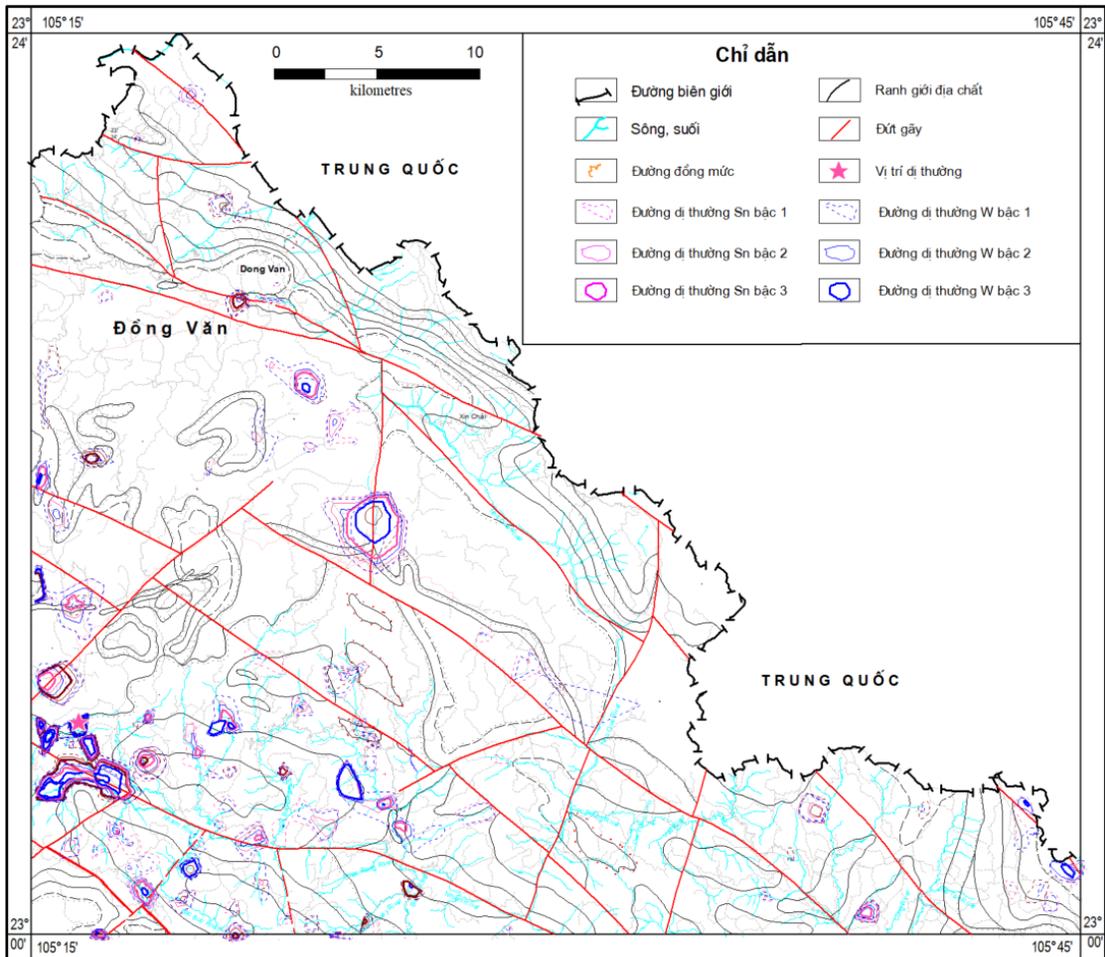
Bảng 4. Dị thường hàm lượng Sn, W khu vực Đồng Văn dựa trên ngưỡng dị thường được tính theo độ lệch chuẩn tính toán, độ lệch chuẩn lý thuyết, độ lệch chuẩn xác suất

Nguyên tố (ppm)	Phương pháp	Giá trị vô	Phông, nền	Dị thường bậc 1	Dị thường bậc 2	Dị thường bậc 3	Dị thường
Sn	Độ lệch chuẩn tính toán (CSD)	2,5	19	65	110	156	156
	Độ lệch chuẩn lý thuyết (TSD)	2,5	19	19	20	20	20
	Độ lệch chuẩn xác suất (PSD)	2,5	19	38	57	76	76
	Phân bố xác suất (PPD)	2,5	19	36	49	868	868
W	Độ lệch chuẩn tính toán (CSD)	1,3	19	81	142	203	203
	Độ lệch chuẩn lý thuyết (TSD)	1,3	19	20	20	20	20
	Độ lệch chuẩn xác suất (PSD)	1,3	19	38	56	75	75
	Phân bố xác suất (PPD)	1,3	19	37	75	856	856

Chú ý: Giá trị vô Trái đất của các nguyên tố chỉ thị (Sn<sup>\*</sup>=2,5ppm, W<sup>\*</sup>=1,3ppm) được lấy theo Fortescue (1992).



Hình 4. Biểu đồ xuất hiện của Sn (A) và W (B) dựa trên sự phân bố chúng ở khu vực Đồng Văn chỉ ra xác suất ở ngưỡng dị thường bậc 3 và giá trị phông (Hung, 2022)



Hình 5. Sơ đồ phân bố các dị thường Sn, W (ngụ ý triển vọng khoáng hóa) ở khu vực Đồng Văn (Hung, 2022)

Dựa trên việc thiết lập các sơ đồ dị thường địa hóa của các nguyên tố chỉ thị, kết hợp với các tài liệu thăm dò để kiểm chứng các dị thường địa hóa, có thể lựa chọn các dị thường địa hóa liên quan đến khoáng hóa và loại bỏ các dị thường không liên quan đến khoáng hóa đa kim.

Nhìn chung, các dị thường địa hóa của các nguyên tố Sn, W phản ánh sự tập trung của đồng trong các thân quặng thuộc đới khoáng hóa. Phạm vi phân bố của các dị thường địa hóa của các nguyên tố chỉ thị thể hiện rõ sự tập trung tại khu vực riêng biệt (Hình 5). Các dị thường địa hóa thường có dạng đẳng hướng hoặc hình elip kéo dài theo phương tây bắc - đông nam, phù hợp với phương phát triển của đới khoáng hóa. Hầu hết các dị thường địa hóa trùng khớp với khu vực phân bố của hệ tầng Đồng Đăng và hệ tầng Sông Hiến. Quy

mô các dị thường địa hóa khá lớn với hình thái phức tạp, đặc biệt các dị thường địa hóa của đồng nằm gần đới khoáng hóa, phản ánh sự hiện diện của các thân quặng. Trong khi đó, các dị thường địa hóa không liên quan đến khoáng hóa thường là kết quả của sự tích tụ thứ sinh cục bộ, tập trung trên các sườn địa hình thấp và chịu ảnh hưởng mạnh của hình thái địa hình hiện tại.

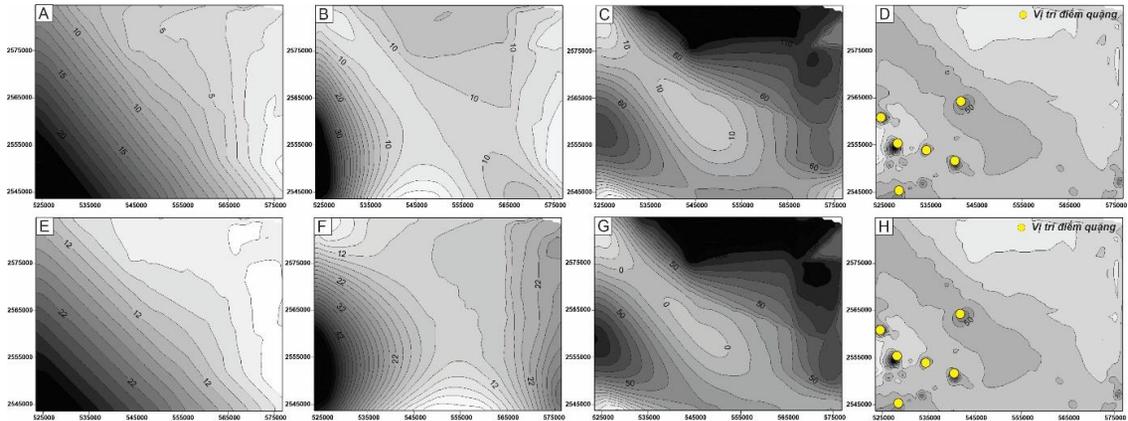
#### 4.2.2. Phân tích bề mặt Trend

Dựa trên kết quả thu thập mẫu kim loại của toàn bộ khu vực (890 mẫu), nghiên cứu này đã xây dựng các mô hình bề mặt Trend bậc một, bậc hai và bậc cao hơn cho các nguyên tố Sn, W. Các mô hình này được coi là chỉ thị trực tiếp hoặc gián tiếp trong công tác tìm kiếm khoáng hóa đa kim tại khu vực Đồng Văn. Kết quả thiết lập mô hình bề mặt Trend và các mô hình liên quan phù hợp với các

nguyên tố chỉ thị (Bảng 5). Các dị thường địa hóa, sơ đồ xu hướng và sai lệch xu hướng của các nguyên tố được vẽ bằng phần mềm Surfer 13.0 (Hình 6).

Kết quả kiểm định mức độ phù hợp của các mô hình bề mặt Trend đối với các nguyên tố chỉ thị dựa trên hệ số tương quan bội được trình bày trong Bảng 5 & 6. Hệ số tương quan bội của mô hình bề mặt Trend đối với các nguyên tố Sn, W nhìn chung được tính trên 0,4, đặc biệt đạt tới 0,8 đối với nguyên tố Sn.

Các kết quả này cho thấy mô hình phản ánh tốt mức độ phù hợp của xu hướng đối với các nguyên tố chỉ thị. Phân tích bề mặt Trend cho thấy sự thay đổi giữa các mô hình xu hướng bậc một, bậc hai, bậc ba và bậc bốn không có sự khác biệt lớn (Bảng 5). Ngoài ra, các thay đổi tuyến tính trong bề mặt Trend và phương trình Trend được thể hiện rõ trong sự biến đổi không gian của các nguyên tố trong khu vực nghiên cứu.



Hình 6. Bề mặt Trend bậc 1 của sự tập trung hàm lượng Sn (%) (A), W (%) (E); Bề mặt Trend bậc 3 của sự tập trung hàm lượng Sn (%) (B), W (%) (F); Bề mặt Trend bậc 4 của sự tập trung hàm lượng Sn (%) (C), W (%) (G); Ma trận phân dư của các nguyên tố Sn (D), W (H)

Bảng 5. Mô hình bề mặt Trend của hàm lượng các nguyên tố Sn, W

Nguyên tố (ppm)	Bề mặt Trend	Phương trình Trend
Sn	Bậc 1	$Sn = 1261,61 - 38,66X - 47,81Y$
	Bậc 2	$Sn = -8501,35 + 3770,95X - 14565,28Y - 114,09X^2 + 380,56XY + 438,65Y^2$
	Bậc 3	$Sn = -33524804,44 + 3850964,52X + 377762,80Y - 143154,25X^2 - 68795,31XY + 91012,62Y^2 + 1734,38X^3 + 1828,36X^2Y - 2243,53XY^2 - 2029,46Y^3$
	Bậc 4	$Sn = -181053084,88 + 13251575,46X - 20676334,45Y - 10120,56X^2 + 2044594,64XY + 4424424,01Y^2 - 15816,37X^3 - 84205,79X^2Y - 223426,74XY^2 - 244222,96Y^3 + 229,21X^4 + 2062,51X^3Y - 2594,35X^2Y^2 + 23572,12XY^3 - 16125,64Y^4$
W	Bậc 1	$W = 1968,51 - 63,11X - 62,00Y$
	Bậc 2	$W = -116414,86 + 13594,20X - 21122,80Y - 326,17X^2 + 571,37XY + 591,84Y^2$
	Bậc 3	$W = -43218152,97 + 4850691,92X + 987865,90Y - 179482,80X^2 - 91904,22XY + 33022,87Y^2 + 2186,95X^3 + 2065,88X^2Y - 1228,98XY^2 - 68,54Y^3$
	Bậc 4	$W = -177182997,00 + 13198265,23X - 21375674,56Y - 15268,50X^2 + 1940889,54XY + 4758317,56Y^2 - 15174,55X^3 - 85609,13X^2Y - 190951,63XY^2 - 334108,35Y^3 + 228,05X^4 + 1907,35X^3Y - 1494,54X^2Y^2 + 18106,14XY^3 - 5627,95Y^4$

Bảng 6. Sự phù hợp của các mô hình Trend đối với các nguyên tố chỉ thị

Thông số	Sn	Bậc 1	Bậc 2	Bậc 3	Bậc 4
Sự biến hóa chung theo giá trị quan sát thực tế ( $SS_T$ )	1841280,28				
Sự biến hóa theo mô hình Trend ( $SS_R$ )		33295,59	74490,19	94221,38	1202357,59
Độ lệch sự biến hóa bề mặt trụ vĩa giữa Trend và thực tế ( $SS_D$ )		1807984,69	1766790,09	1747058,90	638922,69
Sự phù hợp của bề mặt Trend ( $100R^2$ )		1,81	4,05	5,12	65,30
Hệ số tương quan (R)		0,13	0,20	0,23	0,81

Thông số	W	Bậc 1	Bậc 2	Bậc 3	Bậc 4
Sự biến hóa chung theo giá trị quan sát thực tế ( $SS_T$ )	3324742,89				
Sự biến hóa theo mô hình Trend ( $SS_R$ )		63813,05	151449,84	158518,24	554080,73
Độ lệch sự biến hóa bề mặt trụ vĩa giữa Trend và thực tế ( $SS_D$ )		3260929,83	3173293,05	3166224,65	2770662,16
Sự phù hợp của bề mặt Trend ( $100R^2$ )		1,92	4,56	4,77	16,67
Hệ số tương quan (R)		0,14	0,21	0,22	0,41

Để lựa chọn mô hình bề mặt Trend tối ưu, nghiên cứu này xem xét sự phù hợp của phương trình Trend và hệ số tương quan. Kết quả cho thấy với phương trình Trend bậc 4 sự phù hợp của phương trình Trend và hệ số tương quan cao nhất (Bảng 6). Do đó, nghiên cứu đã sử dụng mô hình bề mặt Trend bậc bốn đối với các nguyên tố Sn, W tại khu vực Đồng Văn.

Mô hình độ lệch Trend hay mô hình Trend dư của từng nguyên tố chỉ thị cũng được xây dựng, phản ánh mức độ thay đổi của nguyên tố chỉ thị tại từng điểm kiểm soát so với mô hình bề mặt Trend. Bản đồ độ lệch Trend giúp xác định tương đối các khu vực có hàm lượng quặng cao. Vị trí của các điểm quặng đã biết phù hợp với các khu vực có độ lệch lớn (Hình 6). Một số khu vực có hàm lượng nguyên tố cao nhưng chưa có biểu hiện khoáng sản xung quanh; do đó, những vị trí này có khả năng là trọng tâm trong các bước nghiên cứu tiếp theo.

\* Ý nghĩa thống kê của phân tích Trend

Sau khi xác định phương trình bề mặt Trend, thông lệ là kiểm định ý nghĩa thống kê của nó. Dựa trên tổng bình phương, việc tính phương sai và phân tích phương sai (ANOVA) bằng kiểm định F cho phép đánh giá ý nghĩa thống kê của bề mặt Trend. Kết quả phân tích phương sai (ANOVA) trong trường hợp này được thể hiện ở Bảng 7.

Kỹ thuật phân tích phương sai có thể hữu ích trong việc lựa chọn bậc của bề mặt Trend. Bảng 7 thể hiện kết quả kiểm định F qua các bước, từ bậc 1 lên bậc 2, từ bậc 2 lên bậc 3, và từ bậc 3 lên bậc 4. Giá trị kiểm định F tính toán để đánh giá mức độ cải thiện độ khớp khi chuyển từ bậc r lên bậc r+1 sẽ tiệm cận 1,0 nếu phần dư của bề mặt Trend có phân bố chuẩn và ít tương quan. Đối với nguyên tố Thiếc (Sn) mô hình bậc 4 cho giá trị  $R^2$  cao nhất (65,30%), chứng tỏ khả năng giải thích biến động dữ liệu vượt trội so với các bậc thấp hơn; hệ số tương quan bậc 4 đạt  $R = 0,81$ , thể hiện mối quan hệ mạnh giữa mô hình và dữ liệu thực tế. Phân tích ANOVA cho giá trị F-test của mô hình bậc 4 ( $F = 117,35$ ) lớn hơn nhiều so với giá trị tới hạn  $F_{(0,05)} = 1,70$ , khẳng định tính ý nghĩa thống kê ( $p < 0,05$ ). Độ lệch ( $SS_D$ ) giảm mạnh từ 1807984,69 (bậc 1) xuống 638922,69 (bậc 4), cho thấy mô hình bậc 4 giảm thiểu sai số hiệu quả. Do vậy, việc chọn mô hình Trend bậc 4 cho Sn là hợp lý vì khả năng giải thích biến động cao và độ chính xác vượt trội.

Đối với nguyên tố Wonfram (W) mô hình bậc 4 có  $R^2$  cao nhất (16,67%), dù thấp hơn so với Sn nhưng vẫn thể hiện sự cải thiện đáng kể so với các bậc thấp. Hệ số tương quan bậc 4 đạt  $R = 0,41$ , cho thấy mối quan hệ trung bình giữa mô hình và dữ liệu. Phân tích ANOVA cho

thấy giá trị F-test của mô hình bậc 4 ( $F = 311,81$ ) lớn hơn rõ rệt so với giá trị tới hạn  $F_{(0,05)} = 1,70$ , khẳng định ý nghĩa thống kê ( $p < 0,05$ ). Độ lệch ( $SS_D$ ) giảm từ 3260929,83 (bậc 1) xuống 554080,73 (bậc 4) cũng thể hiện sự giảm thiểu sai số. Điều đó gợi ý việc lựa chọn mô hình Trend bậc 4 cho W do khả năng giải

thích dữ liệu tốt nhất trong các bậc được khảo sát, dù hiệu suất thấp hơn so với Sn. Đáng lưu ý, kết quả nghiên cứu cũng thể hiện mô hình bậc 4 cho Sn có hiệu suất vượt trội hơn hẳn so với W, phản ánh sự khác biệt trong tính chất phân bố địa hóa của hai nguyên tố này trong tập dữ liệu (Bảng 6 & 7).

Bảng 7. Phân tích phương sai (ANOVA) và kiểm định ý nghĩa của bề mặt Trend từ bậc một đến bậc bốn được áp dụng cho hàm lượng các nguyên tố chỉ thị Sn, W

Nguồn phương sai	Tổng bình phương	Bậc tự do	Bình phương trung bình	F-test	$F_{(0,05)}$
<b>Nguyên tố Sn</b>					
Tổng bình phương toàn phần ( $SS_T$ )	1841280,28	$890-1=889$			
Bề mặt Trend bậc 1 ( $SS_{R1}$ )	33295,59	2	16647,79	8,18	3,01
Độ lệch Trend bậc 1 ( $SS_{D1}$ )	1807984,69	$890-2=888$	2036,02		
Bề mặt Trend bậc 2 ( $SS_{R2}$ )	74490,19	5	14898,04	7,45	2,22
Độ lệch Trend bậc 2 ( $SS_{D2}$ )	1766790,09	$889-5=884$	1998,63		
Hồi quy do sự gia tăng bậc tự do ( $SS_{R2-1}$ )	41194,60	$5-2=3$	13731,53	6,87	2,61
Bề mặt Trend bậc 3 ( $SS_{R3}$ )	94221,38	9	10469,04	5,27	1,89
Độ lệch Trend bậc 3 ( $SS_{D3}$ )	1747058,90	$888-9=879$	1987,55		
Hồi quy do sự gia tăng bậc tự do ( $SS_{R3-2}$ )	19731,19	$9-5=4$	4932,80	2,48	2,38
Bề mặt Trend bậc 4 ( $SS_{R4}$ )	1202357,59	14	85882,69	117,35	1,70
Độ lệch Trend bậc 4 ( $SS_{D4}$ )	638922,69	$887-14=873$	731,87		
Hồi quy do sự gia tăng bậc tự do ( $SS_{R4-3}$ )	1108136,21	$14-9=5$	221627,24	302,82	2,22
<b>Nguyên tố W</b>					
Tổng bình phương toàn phần ( $SS_T$ )	3324742,89	$890-1=889$			
Bề mặt Trend bậc 1 ( $SS_{R1}$ )	63813,05	2	31906,53	8,69	3,01
Độ lệch Trend bậc 1 ( $SS_{D1}$ )	3260929,83	$890-2=888$	3672,22		
Bề mặt Trend bậc 2 ( $SS_{R2}$ )	151449,84	5	30289,97	8,44	2,22
Độ lệch Trend bậc 2 ( $SS_{D2}$ )	3173293,05	$889-5=884$	3589,70		
Hồi quy do sự gia tăng bậc tự do ( $SS_{R2-1}$ )	87636,79	$5-2=3$	29212,26	8,14	2,61
Bề mặt Trend bậc 3 ( $SS_{R3}$ )	158518,24	9	17613,14	4,89	1,89
Độ lệch Trend bậc 3 ( $SS_{D3}$ )	3166224,65	$888-9=879$	3602,08		
Hồi quy do sự gia tăng bậc tự do ( $SS_{R3-2}$ )	7068,40	$9-5=4$	1767,10	0,49	2,38
Bề mặt Trend bậc 4 ( $SS_{R4}$ )	2770662,16	14	197904,44	311,81	1,70
Độ lệch Trend bậc 4 ( $SS_{D4}$ )	554080,73	$887-14=873$	634,69		
Hồi quy do sự gia tăng bậc tự do ( $SS_{R4-3}$ )	2612143,92	$14-9=5$	522428,78	823,13	2,22

Nhìn chung, các mô hình bề mặt Trend mô tả sự thay đổi tương đối trong hàm lượng của các nguyên tố chỉ thị và có thể được xem là phù hợp (hệ số tương quan bội (R) > 0,3) (Bảng 6). Tuy nhiên, mô hình bề mặt Trend bậc bốn đối với các nguyên tố Sn, W có thể được coi là phù hợp nhất với dữ liệu hàm lượng Sn, W (R > 0,4). Các mô hình này có thể được sử dụng để nghiên cứu dị thường địa hóa và phân tích Trend tập trung của các nguyên tố chỉ thị Sn, W. Do đó, mô hình bề mặt Trend bậc bốn hỗ trợ hiệu quả trong việc xác định các khu vực có cấu trúc dị thường xu hướng, vị trí quặng, và các điểm có hàm lượng cao, từ đó nâng cao hiệu quả công tác tìm kiếm khoáng sản Sn, W khu vực Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam.

Kết quả khoan định các dị thường địa hóa dựa trên kết quả phân tích thống kê và mô hình Trend (Hình 5 & 6) cho thấy sự phù hợp nhất định với kết quả tìm kiếm khoáng sản của các nghiên cứu trước (Truyền và nnk, 1977; Thắng và nnk, 1988). Ngoài ra, nghiên cứu cũng chỉ ra thêm được một số diện tích khác có dị thường khoáng hóa Sn, W; đây là những khu vực cần được chú ý nghiên cứu, kiểm tra trong thời gian tới.

## 5. Kết luận

Trên cơ sở 890 mẫu địa hóa, nghiên cứu này đã áp dụng các phương pháp phân tích thống kê và Trend để đánh giá khoáng hóa đa kim trong các khu vực Đồng Văn, Đông Bắc Việt Nam. Các kết luận chính được rút ra như sau:

Kết quả phân tích tần suất xuất hiện cho thấy rằng Pb, As, Bi, Li, Sn, W, Ta, Ce, Ag, Sb và Be có mối liên hệ chặt chẽ với quặng đa kim. Điều này ngụ ý rằng các nguyên tố này có thể được sử dụng như các nguyên tố chỉ thị thăm dò cho khoáng hóa đa kim. Hơn nữa, các dị thường lớn về Sn và W đã được xác định trong khu vực Đồng Văn, cung cấp những chỉ dẫn quan trọng nhất cho việc tìm kiếm khoáng hóa đa kim trong khu vực. Kết quả nghiên cứu trước cũng cho phép chia các nguyên tố trong các mẫu bùn đáy thành hai nhóm: nhóm liên quan đến khoáng hóa đa kim (Be-Sn-W-Bi, ở mức độ thấp hơn là các nhóm Li-Pb); và nhóm không liên quan đến khoáng hóa (As-

Cd-Sc-Cr-Ce-La, Co-Ni-V và các nhóm Ga-Ge-Ba).

Phân tích Trend và sự phân bố của các vùng dị thường cục bộ đối với các nguyên tố chỉ thị cho thấy các yếu tố địa phương của Sn, W có sự tương đồng, phản ánh mối quan hệ mật thiết giữa khoáng hóa đa kim với hệ thống đứt gãy phương Tây Bắc - Đông Nam và các khối granit trong khu vực.

Cuối cùng, kết quả phân tích thống kê địa hóa mẫu trầm tích đáy cho thấy tiềm năng đáng kể trong việc tìm kiếm khoáng hóa đa kim nhờ mối liên hệ với các dị thường cục bộ được xác định trong quá trình xử lý thống kê. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng chỉ ra khả năng tồn tại mối tương quan không gian tích cực giữa sự xuất hiện của khoáng hóa đa kim với các chỉ tiêu địa hóa Sn, W. Điều này phù hợp với kết quả phân tích thống kê cũng như việc xác định các khu vực triển vọng dựa trên giá trị ngưỡng của tập dữ liệu địa hóa và phân tích xu thế của các nguyên tố chỉ thị.

## Lời cảm ơn

Bài báo được hoàn thành nhờ sự hỗ trợ của công trình điều tra thăm dò quặng sa khoáng thiếc - vonfram tại khu vực Tả Phìn và Tả Cô Ván, xã Hồ Quảng Phìn, huyện Đồng Văn, tỉnh Hà Giang do Liên đoàn địa chất Đông Bắc thực hiện.

## Tài liệu tham khảo

- Aitchison J., 1986. *The statistical analysis of compositional data*. London, UK: Chapman and Hall, 416 pp.
- Beus A.A, Grigorian C.B., 1975. *Geochemical Methods of Prospecting and Exploration of Mineral Resources*. Nedra: Moscow, 280 pp. (in Russian)
- Carranza E.J.M., 2011. Analysis and mapping of geochemical anomalies using logratiotransformed stream sediment data with censored values. *Journal of Geochemical Exploration*, 110 (2), 167–185, <https://doi.org/10.1016/j.gexplo.2011.05.007>
- Chen D., Wei J., Wang W., Shi W., Li H., Zhan X., 2019. Comparison of methods for determining the thresholds of

- geochemical anomalies and the prospecting direction-A case of gold deposits in the Gouli exploration area, Qinghai province. *Minerals*, 9, 368.
- Chen J.R., Wang J.W., Fu F., 2015. Various Methods for Determining the Threshold of Geochemical Anomalies and the Discussion of Rationality. *Collection of Papers II of Geological Society of Jiangxi Province in 2015, Geological Society of Jiangxi Province, Nanchang Shi, China*.
- Davis J.C., 2002. *Statistics and data analysis in geology*. Third edition in the United States of America, 550p.
- Dovjikov A.E. (ed.) 1965. *Geology of North Vietnam. Explanatory note of the Geological Map of North Vietnam at 1:500,000 scale*. Geological Department of Vietnam, Ha Noi, 584 pp.
- Egozcue J.J., Pawlowsky-Glahn V., Mateu-Figueras G., Barceló-Vidal C., 2003. Isometric logratio transformations for compositional data analysis. *Mathematical Geology*, 35, 279–300.
- Filzmoser P., Garrett R., Reimann C., 2005. Multivariate outlier detection in exploration geochemistry. *Computers & Geosciences*, 31, 579–587.
- Fortescue J.A.C., 1992. Landscape geochemistry-retrospect and prospect–1990. *Applied Geochemistry*, 7(1):1–53. [https://doi.org/10.1016/0883-2927\(92\)90012-R](https://doi.org/10.1016/0883-2927(92)90012-R)
- Ghadimi F., Ghomi M., Malaki E., 2016. Using stream sediment data to determine geochemical anomalies by statistical analysis and fractal modeling in Tafrash Region, Central Iran. *Journal Geope*, 6(1), 45–61, <http://doi.org/10.22059/JGEOPE.2016.57821>
- Graedel T.E., Harper E.M., Nassar N.T., Reck B.K., 2015. On the Materials Basis of Modern Society. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(14), 4257–4262.
- Hai T.T., Thanh N.X., Halpin J.A., Zaw K., 2011. The occurrence of ophiolite-style assemblages along Sino-Vietnam border, Northeastern Vietnam and its implication to the tectonic evolution of Northeastern Indochina. In: *Proceedings of the International Conference on Geology, Geotechnology and Mineral Resources of Indochina (GEOINDO 2011), KhonKaen*. 479–488.
- Hawkes H.E, Webb J.S., 1962. *Geochemistry in Mineral Exploration*. Harper & Row: New York.
- Hoa T.T., Anh T.T., Phuong N.T., et al., 2008. Permo-Triassic intermediate–felsic magmatism of the Truong Son belt, eastern margin of Indochina. *Comptes Rendus Geoscience*, 340(1–2):112–126. <https://doi.org/10.1016/j.crte.2007.12.002>
- Hung K.T, Sang P.N., Phuong N., Dung N.T., Bac B.H., Phi N.Q., Sang B.V., 2020a. Polymetallic nodules resource estimation from Suoi Thau - Sang Than area in northeastern Vietnam, *Inżynieria Mineralna – Journal of the Polish Mineral Engineering Society*, 2(46), part 1, 7–14, <http://doi.org/10.29227/IM-2020-02-03>.
- Hung K.T., 2022. Identification of geochemical anomalies associated with Sn-W mineralization in the Dong Van region, North-Eastern Vietnam, using statistical methods. *Mining Science and Technology (Russia)* 7(2): 100-110. <https://doi.org/10.17073/2500-0632-2022-2-100-110>
- Hung K.T., Sang P.N., Phuong N., et al., 2020b. Statistical evaluation of the geochemical data for prospecting complex mineralization in the Suoi Thau-Sang Than region, Northeast Vietnam. *Geology, Geophysics and Environment*, 46(4):285–299. <https://doi.org/10.7494/geol.2020.46.4.285>
- Izokh A.E., Polyakov G.V., Hoa T.T., Balykin P.A., Phuong N.T., 2005.

- Permian–Triassic ultramafic–mafic magmatism of Northern Vietnam and Southern China as expression of plume magmatism. In: *32<sup>nd</sup> International Geological Congress*, 46:942–951 (in Russian).
- Jolliffe T., 2002. *Principal Component Analysis*. Springer Verlag: New York.
- Polyakov G.V., Shelepaev R.A., Hoa T.T., et al., 2009. The Núi Chua layered peridotite gabbro complex as manifestation of Permo-Triassic mantle plume in northern Vietnam. *Russian Geology and Geophysics*, 50(6):501–516.  
<https://doi.org/10.1016/j.rgg.2008.10.002>
- Reimann C., Filzmoser P., 2000. Normal and lognormal data distribution in geochemistry: death of a myth. Consequences for the statistical treatment of geochemical and environmental data. *Environmental Geology*, 39, 1001–1014.
- Reimann C., Filzmoser P., Garrett R.G., 2005. Background and threshold: critical comparison of methods of determination. *Science of the Total Environment*, 346, 1–16.
- Robertson G.P., 2008. *GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the Environmental Sciences*. Gamma Design Software, Plainwell: Michigan USA.
- Rose A.W., Hawkes H.E., Webb J.S., 1991. *Geochemistry in Mineral Exploration, 2nd ed.* Academic Press: London, England, 657 pp.
- Thắng P.V. (chủ biên), 1988. *Báo cáo kết quả tìm kiếm khoáng sản Sn-W và khoáng sản đi kèm vùng tây bắc Hà Giang*. Tổng cục Địa chất và Khoáng sản Việt Nam, Hà Nội.
- Tinh H.X. (chủ biên), 1976. *Báo cáo kết quả đo vẽ bản đồ và tìm kiếm khoáng sản vùng Bảo Lạc tỷ lệ 1:200.000*. Tổng cục Địa chất và Khoáng sản Việt Nam, Hà Nội.
- Tri T.V., Khuc V. (ed.) 2011. *Geology and Earth Resources of Vietnam*. General Department of Geology and Minerals of Vietnam: Publishing House for Science and Technology, 645 pp.
- Truyền M.T. (chủ biên), 1977. *Báo cáo kết quả đo vẽ bản đồ và tìm kiếm khoáng sản vùng Bảo Lạc tỷ lệ 1:50.000*. Tổng cục Địa chất và Khoáng sản Việt Nam, Hà Nội.
- Vistelius A.B., Hurst V.J., 1964. Phosphorus in granitic rocks of North America. *Geological Society of America Bulletin*, 75, 1055–1092.
- Vladimirov A.G., Balykin P.A., Anh P.L., et al., 2012. The Khao Que-Tam Tao gabbro-granite massif, Northern Vietnam: a petrological indicator of the Emeishan plume. *Russian Journal of Pacific Geology*, 6:395–411.  
<http://dx.doi.org/10.1134/S1819714012050065>
- Ward J.H.Jr., 1963. Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association*, 58:236–244.
- Williams X.K., 1967. Statistics in the interpretation of geochemical data. New Zealand. *Journal of Geology and Geophysics*, 10(3), 771–797,  
<https://doi.org/10.1080/00288306.1967.10431092>.

## Summary

### Analysis of Geochemical Data for Identifying Sn and W Anomalies in the Dong Van Area, Northeastern Vietnam

Khuong The Hung<sup>1\*</sup>, Ngo Xuan Dac<sup>2</sup>, Do Van Vien<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Hanoi University of Mining and Geology. 18 Pho Viem, Duc Thang, Bac Tu Liem, Ha Noi

<sup>2</sup> Vietnam Institute of Geosciences and Mineral Resources. 67 Chien Thang, Van Quan, Ha Dong, Ha Noi

<sup>3</sup> North-East Geology Division. Duong Canh Mang Thang Tam, Trung Thanh, Thai Nguyen

\* Corresponding author: [khuongthehung@humg.edu.vn](mailto:khuongthehung@humg.edu.vn)

**Abstract:** Dong Van is an area that is assessed to have potential for polymetallic mineralization in the Northeast of Vietnam. A total of 890 geochemical samples of bottom mud sediments were used to study polymetallic mineralization, thereby identifying Sn, W anomalies in the area. In addition, statistical analysis helps to identify geochemical anomalies in the Dong Van area. Statistical methods and cluster analysis of geochemical data show that the elements Pb, As, Bi, Li, Sn, W, Ta, Ce, Ag, Sb, and Be are good indicator elements, in which the elements Sn, W follow a geometric distribution. Based on the 3-sigma rule, the geochemical anomalies in the content of Sn, W elements reflect the concentration of Sn, W mineral bodies in the area. Trend analysis was applied to determine the spatial variation and relationship between the searched indicator elements and the anomalous areas, which showed that the relative changes in the content of the indicator elements and they can be considered regular. Furthermore, the fit of the Trend functions obtained from the Sn, W elements followed the fourth-order Trend surface model. This result shows that the Trend models can be useful in studying geochemical anomalies and that the Trend analysis helps to determine the concentration areas of the indicator elements in the Dong Van area. In addition, the statistical analysis shows significant potential in using bottom mud sediment samples to investigate polymetallic mineralization. In addition, the geochemical data can help to evaluate the geochemical anomalies of the indicator elements and map the mineral prospectivity of the Dong Van area, Northeast Vietnam. **Keywords:** Sn-W mineralization, statistical evaluation, Dong Van, Vietnam