

UNIVERSITE DU QUEBEC A MONTREAL

THESE
PRESENTEE
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DU DOCTORAT EN RESSOURCES MINERALES

PAR
CLAUDE BELLEHUMEUR

APPLICATION DES TECHNIQUES GEOSTATISTIQUES
ET D'ANALYSE MULTIVARIABLE A L'INTERPRETATION
DES RELEVES GEOCHIMIQUES REGIONAUX

DECEMBRE 1992



Mise en garde/Advice

Afin de rendre accessible au plus grand nombre le résultat des travaux de recherche menés par ses étudiants gradués et dans l'esprit des règles qui régissent le dépôt et la diffusion des mémoires et thèses produits dans cette Institution, **l'Université du Québec à Chicoutimi (UQAC)** est fière de rendre accessible une version complète et gratuite de cette œuvre.

Motivated by a desire to make the results of its graduate students' research accessible to all, and in accordance with the rules governing the acceptance and diffusion of dissertations and theses in this Institution, the **Université du Québec à Chicoutimi (UQAC)** is proud to make a complete version of this work available at no cost to the reader.

L'auteur conserve néanmoins la propriété du droit d'auteur qui protège ce mémoire ou cette thèse. Ni le mémoire ou la thèse ni des extraits substantiels de ceux-ci ne peuvent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

The author retains ownership of the copyright of this dissertation or thesis. Neither the dissertation or thesis, nor substantial extracts from it, may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

Cette thèse a été réalisée
à l'Université du Québec à Montréal
dans le cadre du programme
de doctorat en ressources minérales extensionné
de l'Université du Québec à Chicoutimi
à l'Université du Québec à Montréal

RESUME

Les relevées géochimiques régionaux constituent une source privilégiée d'informations applicables à l'évaluation des ressources minérales, la cartographie géologique et les investigations environnementales. Ces relevés englobent de nombreuses sources chimiques, d'où émanent des signaux de nature diverse, dispersés selon des échelles spatiales variées. L'objectif premier de cette étude est d'arriver à reconnaître les phénomènes géologiques à l'origine des signaux géochimiques complexes. Nous utilisons des méthodes statistiques d'analyses multi-variables [analyse en composantes principales (ACP) et régression multiple] et des outils géostatistiques (variogrammes).

Ces travaux contribuent à :

- expliquer les phénomènes constituant les provinces géochimiques;
- améliorer les connaissances géologiques des régions considérées;
- mettre en relief les composantes anormales, révélatrices des minéralisations et de métallotectes.

Le relevé géochimique régional multi-média de la région de la Gatineau a servi de champ d'expérimentation à l'interprétation des données. L'étude est divisée en quatre parties principales.

La première partie vise à identifier les principaux facteurs géologiques affectant les données géochimiques des fractions fines et lourdes des sédiments de ruisseaux. Les modèles d'ACP montrent que la fraction fine est fortement influencée par des processus de surface qui expliquent plus de 50% de la variabilité des données. Deux facteurs, expliquant seulement 23% de la variabilité des données, sont reliés à la signature d'unités lithologiques. La fraction lourde reflète fortement l'influence des lithologies; où trois facteurs, représentant 51% des variations, expriment des caractéristiques des principales unités lithologiques. De plus, l'ACP met en évidence deux associations d'intérêt pour l'exploration minière qui peuvent être liées à des intrusions spécialisées (Se-U-W), et des éléments chalcophiles (As-Pb-Sb) indicateurs de sulfures.

Ces constatations remettent en question l'utilité de la fraction fine des sédiments de ruisseaux en prospection géochimique régionale.

Nous avons développé une méthodologie d'évaluation de la stabilité des résultats d'ACP. Elle permet de valider les associations multi-élémentaires mises en évidence par l'ACP.

Les variogrammes ont révélé les échelles de variations spatiales des différentes composantes des signaux géochimiques. Ils différencient les processus agissant à une échelle locale, de ceux déployés à une échelle régionale, permettant notamment

d'estimer une maille d'échantillonnage adéquate pour caractériser les composantes géochimiques. Ils mettent en évidence des effets de pépité élevés, indiquant l'occurrence erratique des phases hôtes des signaux géochimiques.

La deuxième partie des travaux veut proposer une méthodologie visant à isoler et rehausser le signal géochimique utile, susceptible d'indiquer une composante de minéralisations ou des métallotectes. Les modèles d'ACP ont montré que les métaux de base et les terres rares sont fortement reliés aux facteurs associés aux principaux phénomènes géologiques agissant sur les données. Les matrices d'ACP sont utilisées pour reconstituer des données filtrées des phénomènes géologiques de fond, sans intérêt pour la prospection. L'application de cette méthode montre le rehaussement du contraste des concentrations en Zn des échantillons situés à proximité des gîtes de Zn d'origine "sedex" du bassin de Mont-Laurier.

La troisième partie concerne plus particulièrement la prospection géochimique de l'or, qui rencontre plusieurs problèmes en raison de sa faible abondance crustale. Les travaux de prospection usuels considèrent des éléments traceurs chalcophiles au comportement moins erratique. Nous établissons un modèle de régression qui permet d'estimer l'or à partir d'éléments traceurs chalcophiles. Les éléments chalcophiles ont été filtrés des facteurs de variation de fond, modélisés à l'aide de l'ACP. Le modèle utilisant les données filtrées est plus adéquat que le modèle établi à partir des données brutes, celui-ci expliquant une plus grande part (20%) des variations des concentrations aurifères. Bien que le modèle de régression explique une modeste part des variations, nous croyons qu'il constitue un complément aux données brutes pour la recherche de la signature des systèmes hydrothermaux et de lithologies d'intérêt pour la prospection de l'or.

Enfin un dernier chapitre aborde la problématique générale de l'interprétation des relevés géochimiques régionaux. Il montre que ces relevés peuvent s'avérer efficaces à mettre en évidence les regroupements de gîtes à l'intérieur de districts métallifères, mais l'image géochimique qui en résulte est irrégulière et discontinue, une conséquence des variations de niveaux géochimiques entre les différentes sources présentes à l'intérieur d'un district métallifère.

Une revue des principaux travaux de géochimie régionale montre que l'intérêt de l'identification des provinces géochimiques réside dans:

- 1) l'interprétation géologique déduite des données géochimiques, qui constituent un complément à la cartographie géologique;
- 2) l'interprétation des caractéristiques géochimiques qui

permettent de révéler directement la marque de métallotectes représentés par des faciès particuliers de complexes ignés ou de bassins sédimentaires;

3) une interprétation en termes de sources de métaux, où l'intérêt semblerait résider dans la recherche de réservoirs de métaux peu abondants dans la croûte.

REMERCIEMENTS

Au terme de cette étude, j'aimerais remercier sincèrement mon directeur de recherche, le professeur Michel Jébrak, pour le temps et les conseils qu'il m'a prodigué tout au long de la réalisation de ce projet.

J'ai aussi largement bénéficié des conseils des professeurs Michel Gauthier et James Bourne de l'UQAM, et Denis Marcotte de l'Ecole Polytechnique de Montréal. Cécilia Jenkins, étudiante au doctorat à l'Ecole Polytechnique a gentiment revue les publications de langue anglaise. Michelle Laithier a réalisé les figures.

Cette étude a été rendue possible grâce au soutien financier du CRSNG qui m'a fait bénéficier d'une bourse d'études supérieures. Une partie de ce projet a été réalisée dans le cadre d'une convention de recherche établie avec le ministère de l'Energie et des Ressources du Québec.

En dernier lieu, je tiens à remercier spécialement mon amie Nathalie pour ses encouragements, son soutien et son aide technique.

TABLE DES MATIERES

	Page
RESUME	iii
REMERCIEMENTS	vi
TABLE DES MATIERES	vii
LISTE DES TABLEAUX	xi
LISTE DES FIGURES	xiii
INTRODUCTION	1
I.1 Généralités	2
I.2 Problématique	6
I.2.1 Information multi-élémentaire en prospection géochimique	6
I.2.2 Information multivariée et prospection aurifère	14
I.2.3 Information géochimique et médiums de prélèvements	16
I.2.4 Géostatistique	18
I.3 Objectifs	21
I.4 Méthodologies	23
I.4.1 Caractérisation des signaux géochimiques portés par les fractions fine et lourde	23
I.4.2 Filtrage des fonds géochimiques	26
I.4.3 Méthodologie de prospection aurifère ...	28
I.5 Références	30
CHAPITRE I	35
MULTI-ELEMENT RELATIONSHIPS AND SPATIAL STRUCTURES OF REGIONAL GEOCHEMICAL DATA FROM STREAM SEDIMENTS, SOUTHWESTERN QUEBEC, CANADA	
1.1 Abstract	36
1.2 Introduction	38
1.3 Geological setting and mineralization	41

1.4 Sampling and analytical method	43
1.5 Detailed mineralogical and geochemical studies of stream sediments	44
1.6 Geochemical data	47
1.7 Multi-element relationships	50
1.7.1 Heavy mineral concentrates	53
1.7.2 Fine fraction	57
1.7.3 Stability of principal components	61
1.7.4 Interpretation and comparison of inter-element associations	69
1.8 Spatial structures of geochemical data	73
1.8.1 Description of variograms	74
1.8.2 Application of variogram analysis	82
1.9 Conclusions	85
1.10 References	87
 CHAPITRE II	 90
 FILTERING OF BACKGROUND VARIATION FACTORS IN STREAM SEDIMENT GEOCHEMICAL SURVEYS - APPLICATION TO Zn SEDEX DEPOSITS IN THE GATINEAU AREA, SOUTHWESTERN QUEBEC, CANADA	
2.1 Abstract	91
2.2 Introduction	92
2.3 Geological setting and Zn mineralization	93
2.4 Zinc sources	96
2.5 Sampling and analytical method	98
2.6 Methodology	99
2.7 Results	101
2.7.1 Zn distributions	102
2.7.2 Spatial distribution of raw data	104
2.7.3 Inter-element relationships and background models	108
2.7.4 Geochemical signature of Zn deposits ..	113

2.7.5 Effect of filtering on the signature of Zn deposits	117
2.7.6 Spatial distribution of filtered data .	118
2.8 Discussion	119
2.9 Conclusion	123
2.10 References	126
CHAPITRE III	129
REGIONAL HEAVY MINERAL SURVEY IN THE EXPLORATION FOR GOLD USING REGRESSION: GRENVILLE PROVINCE, SOUTHWESTERN QUEBEC	
3.1 Abstract	130
3.2 Introduction	132
3.3 Geological setting and mineralization	134
3.4 Sampling and analytical method	137
3.5 Geochemical data	137
3.6 Use of pathfinder elements for gold prospecting	141
3.7 Anomaly map	155
3.8 Conclusions	158
3.9 References	160
CHAPITRE IV	163
INTERPRETATION DES RELEVES GEOCHIMIQUES REGIONAUX	
4.1 Problématique d'interprétation des relevés géochimiques régionaux	164
4.2 Détection de l'auréole de dispersion géochimique de minéralisations par des relevés géochimiques régionaux à large maille	167

4.2.1 Probabilité de détecter un gîte individuel	167
4.2.2 Signature géochimique de groupes de gîtes	176
4.3 Interprétation métallogénique des provinces géochimiques: signification géologique et relation avec les métallotectes	196
4.3.1 Domaines ou provinces géochimiques de faible étendue	196
4.3.2 Provinces géochimiques de grande étendue	204
4.4 Conclusions	212
4.5 Références	215
CONCLUSIONS	221

LISTE DES TABLEAUX

	Page
CHAPITRE I	
Tableau 1 Mineralogical content of the three densimetric fractions	45
Tableau 2 Elementary statistics on raw data in the Heavy Mineral Concentrate and the Fine Fraction of stream sediments	48
Tableau 3 Principal component analysis for the heavy fraction, orthogonal rotated principal component matrix	51
Tableau 4 Principal component analysis for the fine fraction, orthogonal rotated principal component matrix	52
Tableau 5 Standard deviations and differences between the maximum and minimum variable coordinates, obtained after 25 bootstrap replications for the five rotated principal components of the heavy fractions	65
Tableau 6 Standard deviations and differences between the maximum and minimum variable coordinates, obtained after 25 bootstrap replications for the five rotated principal components of the fine fractions	66
Tableau 7 Variogram parameters of principal components of the heavy fraction	75
Tableau 8 Variogram parameters of principal components of the fine fraction	76
CHAPITRE II	
Tableau 1 Principal component analysis for the heavy fraction of the regional survey	109
Tableau 2 Principal component analysis for the fine fraction of the regional survey	110

Tableau 3	Zn concentrations in the fine and heavy fractions of samples located downstream from Zn deposits of the Maniwaki-Gracefield district for the raw and filtered data	116
-----------	--	-----

CHAPITRE III

Tableau 1	Multiple regression of gold	143
Tableau 2	Principal component analysis performed on the > 5 ppb gold data subset	148
Tableau 3	Multiple regression of gold (filtered data) .	151
Tableau 4	Correlation matrix of filtered gold predictors and gold	153
Tableau 5	Principal component analysis performed on the whole data set	154

CHAPITRE IV

Tableau 1	Distribution des échantillons dans les cellules du relevé régional de géochimie de la région de la Gatineau	171
Tableau 2	Distribution des gîtes cuprifères dans les cellules de la région du centre nord de la Gaspésie	184

LISTE DES FIGURES

	Page
CHAPITRE I	
Figure 1 Location map and general geology of the study area	40
Figure 2 Element plots of granulometric and densimetric fractions, based on stream sediment data, for seven samples normalized to average crustal abundances	46
Figure 3 Contour map of scores on component 1 and 2, heavy mineral concentrates of stream sediments	55
Figure 4 Contour map of scores on component 4 and 5, heavy mineral concentrates of stream sediments	56
Figure 5 Contour map of scores on component 1 and 3, fine fraction of stream sediments	59
Figure 6 Contour map of scores on component 4 and 5, fine action of stream sediments	60
Figure 7 Convex hulls containing the replicates of variable coordinates on factors 1 and 2, and factors 4 and 5, heavy mineral concentrates of stream sediments	67
Figure 8 Convex hulls containing the replicates of variable coordinates on factors 1 and 2, and factors 4 and 5, fine fraction of stream sediments	68
Figure 9 Background variation factors affecting the geochemical data for heavy mineral concentrates and fine fraction of stream sediments	70
Figure 10 Percentage of variance of elements of economic interest accounted by background variations, represented by the first three factors of PCA for HMC, and by the five factor model for the FF	72

Figure 11	Directional variograms of factor scores for heavy mineral concentrates of stream sediments	77
Figure 12	Directional variograms of factor scores for the fine fraction of stream sediments	78
Figure 13	Spatial extent of geochemical components	79

CHAPITRE II

Figure 1	Location and general geology of the study area	94
Figure 2	Histograms of Zn concentrations in fine and heavy fractions of stream sediments	103
Figure 3	Spatial distribution of raw and filtered Zn anomalous values for the regional survey	105
Figure 4	Spatial distribution of raw and filtered Zn anomalous values for the orientation survey .	107
Figure 5	Contour map of the first principal component for the regional survey, heavy fraction and fine fraction	111
Figure 6	Location of sampling points downstream from known Zn sedex deposits in the Gatineau area.	115

CHAPITRE III

Figure 1	Location and general geology of the study area	136
Figure 2	Frequency histograms of gold in heavy mineral concentrates of stream sediments	139
Figure 3	The distribution of gold in heavy mineral concentrates of stream sediments	140
Figure 4	Scatterplot of observed gold values versus filtered As values and scatterplot of observed gold values versus predicted gold values	152

Figure 5	The distribution of gold predicted by regression	156
Figure 6	The distribution of gold predicted by regression in the area of the Baskatong Reservoir	157

CHAPITRE IV

Figure 1	Probabilité de recouper des cibles de prospection géochimique	175
Figure 2	Géologie du centre nord de la Gaspésie	180
Figure 3	Distribution des indices de cuivre dans le centre nord de la Gaspésie	181
Figure 4	Histogramme des teneurs en cuivre, relevé détaillé	186
Figure 5	Répartition des anomalies de cuivre définies à partir du relevé détaillé	189
Figure 6	Histogramme des teneurs en cuivre, simulation d'un relevé à large maille	191
Figure 7	Répartition des anomalies de cuivre définies à partir de la simulation d'un relevé à large maille	192
Figure 8	Diagramme Cu vs. Ni, différenciant la signature des unités de basaltes et des gîtes de cuivre	194

INTRODUCTION

I.1 Généralités

La géochimie d'exploration occupe une place importante en prospection minière. Pour la majorité des campagnes d'exploration de territoires où les connaissances géologiques sont peu développées, cet outil exerce une influence déterminante sur la nature et l'orientation des travaux de prospection subséquents. La recherche de gisements cachés sous une couche pédologique ou rocheuse nécessite des techniques d'exploration performantes auxquelles les outils géochimiques peuvent contribuer de façon appréciable. La caractérisation de l'environnement secondaire prend une place de plus en plus importante en Sciences de la terre. La géochimie de surface est aujourd'hui considérée comme une composante essentielle de la compréhension de l'environnement naturel. Au cours de la dernière décennie, la plupart des pays occidentaux ont entrepris des relevés d'inventaires géochimiques régionaux (compilation dans Plant et al. 1988). De plus, un programme de cartographie géochimique d'envergure internationale ("International Geochemical Mapping Project"), dont les domaines d'applications touchent la géologie, les ressources minérales et l'environnement, est actuellement intégré au "International Geological Correlation Program" sous la direction de l'UNESCO (Darnley, 1990; 1991).

Le but premier des travaux de prospection géochimique est de définir les objectifs de prospection et de révéler les minéralisations en étudiant la distribution des concentrations d'éléments chimiques dans divers médiums d'échantillonnage. L'outil géochimique permet également de mettre en oeuvre des programmes d'inventaires régionaux qui visent la caractérisation des niveaux et des reliefs géochimiques reliés aux unités litho-tectoniques majeures, la mise en évidence de provinces géochimiques et métallogéniques, et la découverte de districts minéralisés.

Les données géochimiques prélevées dans le milieu de dispersion secondaire reflètent les effets conjugués de nombreux phénomènes reliés aux lithologies, à la couverture de mort-terrain, aux conditions physico-chimiques de l'environnement superficiel, etc., qui sont à l'origine d'une signature souvent complexe. L'interprétation adéquate des données chimiques a plusieurs impératifs: la compréhension de la nature des signaux géochimiques, la caractérisation de l'information portée par un médium particulier, l'identification des phases porteuses des signaux et la caractérisation de la dispersion spatiale des patrons géochimiques.

Les travaux de géochimie font aujourd'hui appel à des techniques analytiques performantes, pouvant doser rapidement

et de façon précise, une large gamme d'éléments chimiques. Ces technologies mettent à la disposition des géochimistes d'énormes banques de données qui sont à l'origine du développement de techniques de traitement des données géochimiques par ordinateur. Ces techniques visent principalement la mise en carte des données et la valorisation de l'information multi-élémentaire.

Les objectifs de ce travail s'inscrivent dans une problématique générale d'interprétation et de valorisation de l'information géochimique multi-élémentaire. Les sources du signal géochimique sont susceptibles d'être marquées par une signature géochimique multi-élémentaire particulière, beaucoup mieux définie et juste que la signature mono-élémentaire. De plus, la dispersion chimique associée à ces sources possède une extension spatiale reliée conjointement à la nature de la source chimique, aux mécanismes de dispersion et à la nature des éléments chimiques dispersés.

L'utilisation de techniques statistiques multi-élémentaires et de méthodes géostatistiques permet de caractériser les variations des fonds géochimiques. Ces variations pouvant être importantes en regard des variations produites par la signature des minéralisations, nous utiliserons des techniques permettant de prendre en compte plus spécifiquement les diverses composantes des signaux

géochimiques de façon à rehausser et isoler la signature reliée aux minéralisations.

Ce travail est constitué de trois articles scientifiques, suivi d'un chapitre portant sur divers aspects de l'interprétation des relevés géochimiques régionaux. Le premier article (chapitre 1), soumis au "Journal of Geochemical Exploration" constitue une étude comparative de l'information géochimique véhiculée par la fraction fine et le concentré de minéraux lourds des sédiments de ruisseaux. Il étudie les associations inter-élémentaires modélisant les phénomènes géologiques et la structure spatiale des signaux géochimiques. Le deuxième article (chapitre 2) vise l'identification et le rehaussement de la signature des minéralisations de zinc de la région de la Gatineau du sud-ouest du Québec, en filtrant la signature géochimique reliée aux phénomènes géologiques de fond. Cet article est accepté par la revue "Exploration and Mining Geology". Le troisième article (chapitre 3) développe une méthodologie d'utilisation des éléments traceurs en prospection géochimique de l'or. Cet article, accepté par le "Journal of Geochemical Exploration", utilise la technique de régression multiple et la technique de filtrage des composantes de fond préconisée au chapitre 2. Enfin, le chapitre 4, portant sur l'interprétation des relevés géochimiques régionaux, fait le point sur le type de cibles que ces relevés sont à même de

détecter et sur les liens entre les provinces géochimiques et métallogéniques.

I.2 Problématique

Cette section permet de constater des carences dans les méthodologies d'interprétation des relevés géochimiques et veut souligner les aspects qui seront traités dans ce travail. Elle comporte une revue de la littérature récente touchant spécifiquement les sujets suivants:

- l'utilisation de l'information multi-élémentaire en prospection géochimique;
- la caractérisation de l'information portée par les médiums d'échantillonnage;
- l'utilisation de la géostatistique pour caractériser la dispersion spatiale des variables chimiques;
- l'interprétation des relevés régionaux.

I.2.1 Information multi-élémentaire en prospection géochimique.

L'interprétation des relevés géochimiques est basée sur deux types d'approches: 1) les méthodes monovariées; et 2) les méthodes multivariées.

L'outil d'interprétation privilégié des méthodes monovariées est l'histogramme, qui permet de relever quantité d'informations utiles telles que la forme de la distribution,

le nombre de populations, l'étendue des populations, la présence de composantes anormales, etc. Les méthodes d'interprétation monovariées établissent une relation directe entre un processus géologique à mettre en évidence et la concentration d'un élément chimique. Elles considèrent séparément chaque indicateur de minéralisations en fixant un seuil pour lequel un élément donné est considéré comme anomal. Plusieurs techniques furent proposées pour définir ces seuils. L'histogramme peut fournir une information des plus utiles pour cette étape, toutefois des techniques couramment utilisées fixent les seuils anormaux à la moyenne plus deux ou trois écart-types et au 95ème ou au 98ème percentile. Lepeltier (1969), Bolviken (1971) et Sinclair (1976; 1991) utilisent les courbes de probabilités cumulées afin de définir les limites des populations anormales et des populations de fond. Miesch (1981) propose un test statistique pour estimer les seuils d'anomalies et le degré de confiance dans la valeur de ce seuil. Stanley et Sinclair (1989) comparent les résultats de ce test avec les courbes de fréquences cumulées.

L'examen des distributions des éléments chimiques est une étape des plus importantes de l'analyse des données. Il est cependant facile de comprendre que toutes ces techniques de classification booléenne (anomale ou non-anomale) donnent sensiblement les mêmes résultats. Elles ne diffèrent que par le

choix arbitraire d'un seuil critique. Le déplacement de cette valeur ne fait que changer le nombre et/ou la dimension des anomalies, jamais leur ordre d'importance. Cette analyse ne permet pas de considérer l'environnement géochimique des anomalies et de révéler les sources du signal géochimique. Elle n'apporte aucun élément de compréhension des diverses influences subies par le signal. Or, la compréhension du type d'information portée par le signal géochimique prend une importance considérable en prospection régionale où le nombre d'échantillons susceptibles d'être reliés directement à des minéralisations est peu important. La plus grande partie des variations des concentrations est alors reliée à divers facteurs géologiques tels que les lithologies, la couverture de mort-terrain, les conditions physico-chimiques de l'environnement superficiel, etc. Ces facteurs de variations sont beaucoup mieux appréhendés par une signature multi-élémentaire que par une signature mono-élémentaire.

En général, pour la majorité des travaux de géochimie d'exploration précédant les années 80, les échantillons étaient analysés pour une gamme restreinte d'éléments chimiques. On pouvait difficilement modéliser les différentes composantes du signal géochimique. On chercha alors à isoler spécifiquement la composante hydromorphique par des techniques d'extraction sélective (Chao et Theobald, 1976). L'utilisation de ratios tel

métaux/(Fe + Mn) constitue une technique de correction simple des données, éliminant les variations de concentrations des métaux imputables à des composantes d'oxydes et d'hydroxydes.

Les progrès récents réalisés dans le domaine des procédures analytiques permettent le dosage, à un prix raisonnable, d'une large gamme d'éléments chimiques. Ces progrès ont permis à la géochimie d'exploration de devenir un outil privilégié d'acquisition de connaissances géoscientifiques. La disponibilité de l'information géochimique multi-élémentaire a renouvelé la démarche géochimique. Elle a conduit à ne plus définir les anomalies seulement à partir d'une valeur critique, mais en tenant compte de son environnement géochimique, précisé par les associations multi-élémentaires. La modélisation de diverses composantes des signaux géochimiques a marqué un réel progrès en prospection géochimique. On s'est alors attaché à différencier les anomalies reflétant l'influence des minéralisations, des variations issues de phénomènes géologiques indépendants des minéralisations. Ces opérations sont généralement effectuées à l'aide de techniques statistiques multivariées telles la régression multiple, l'analyse en composantes principales et l'analyse discriminante. Howarth et Martin (1979), Howarth (1984), Roquin (1985) et Garrett (1989a; 1989b) font la revue

des principales applications des techniques statistiques multivariées en sciences géologiques.

L'identification de l'influence des minéralisations dans un groupe de données défini dans un espace multivarié s'inspirent de deux types de techniques. Les premières identifient les échantillons anomaux déviant d'un modèle de fond géochimique défini dans l'espace multivarié, tandis que les secondes tentent plutôt de soustraire les composantes de fond géochimique du signal original; on traite alors un nouveau signal filtré de ces composantes.

- 1) méthodes d'identification des échantillons anomaux déviant d'un modèle de fond géochimique

Oleson et Armour-Brown (1984) utilisent les résidus d'un modèle d'analyse en composantes principales (ACP dans le texte) pour identifier des échantillons anomaux et définir un modèle de fond géochimique représentant les caractéristiques géologiques communes représentées par les associations multi-élémentaires. Lindqvist et al. (1987) définissent les échantillons anomaux en calculant une distance multivariée entre les échantillons et les composantes d'analyse factorielle modélisant l'influence des lithologies. Garrett (1989b) propose le calcul de la distance multivariée de Mahalanobis comme indice de similitude des échantillons dans l'espace multivarié. Ce calcul tient compte de l'information inter-élémentaire

contenue dans la matrice des covariances. Ces techniques ayant été développées principalement dans le but de modéliser les composantes de fond géochimique, elles offrent peu de solutions pour le traitement des échantillons déviant du modèle de fond géochimique. Ces échantillons anomaux sont définis dans un espace multivarié, où la cause des déviations n'est pas nécessairement facile à représenter. Lindqvist et al. (1987) suggèrent l'utilisation de techniques de classification automatique pour traiter ces échantillons.

2) méthodes de soustraction des composantes de fond géochimique

Quelques méthodes visent à soustraire des composantes de fond géochimique du signal original, afin de rehausser la composante anormale, et faciliter la détection des minéralisations. Baraton et Roquin (1985) et Roquin et Zeegers (1987) considèrent les résidus d'une régression par voisinage du zinc sur un facteur d'ACP, prenant en compte l'abondance de minéraux ferro-magnésiens et la dilution par une phase stérile riche en silice. Un nombre déterminé d'échantillons chimiquement voisins du point à estimer participent à la régression. Cette technique permet de construire un modèle de fond géochimique prenant en compte les nombreuses

hétérogénéités locales d'un relevé régional. L'algorithme utilisé est cependant peu diffusé.

Bonham-Carter et al. (1987) modélisent la distribution du contenu des sédiments de ruisseaux en utilisant des variables chimiques (Fe, Mn, pH) et la proportion des bassins de drainage occupée par chaque lithologie. Ils montrent également qu'un simple codage binaire des lithologies (présence ou absence) est presque aussi efficace que la mesure de la proportion des lithologies dans un bassin de drainage. La méthode est simple et facile d'utilisation, mais tient compte de peu d'éléments des composantes des fonds géochimiques, et est fortement tributaire de la qualité de la cartographie et de la complexité géologique d'une région.

Stanley et Sinclair (1987) proposent une caractérisation du fond géochimique où les teneurs de fond en cuivre sont modélisées à l'aide de la régression multiple (technique de "reduced major axis regression"). Ce modèle est appliqué à l'ensemble des données. Les échantillons montrant des concentrations en Cu estimées par la régression supérieures au 95e percentile et déviant du modèle de fond sont considérés comme susceptibles de traduire l'influence de minéralisations. Ce modèle soulève des objections quant à son interprétation géochimique; le modèle de fond géochimique du cuivre est construit à partir d'éléments pouvant être directement

influencés par des minéralisations de sulfures (Pb, Zn, Mo et Ag), et les échantillons déviant du modèle de fond géochimique, mais dont les teneurs en Cu sont inférieures au 95e percentile, ne sont pas considérés.

Marcotte et Fox (1990) utilisent successivement la régression et une technique de filtrage des facteurs d'ACP. Cette technique permet de reconstruire partiellement la matrice de données en excluant l'influence de facteurs d'ACP de portées régionales, qui ont peu de chance d'être reliés aux minéralisations. Le détail mathématique est donné dans Lebart et al. (1977). Cette technique de filtrage des données est simple et nécessite peu de manipulations. Pour le cas présenté, les auteurs filtrent uniquement des composantes d'extension régionale.

Tous ces travaux utilisent l'information multi-élémentaire de diverses façons, dans le but de traiter les composantes reliées au fond géochimique et mettre en évidence l'influence des minéralisations. Cependant, aucune étude n'aborde l'analyse des signaux géochimiques dans l'optique d'effectuer une modélisation quantitative des influences que subit le signal géochimique. Aucune ne présente une véritable histoire de cas permettant de juger de la performance des techniques pour séparer l'influence des minéralisations et des fonds géochimiques faisant partie d'un signal géochimique complexe.

Il est de première importance de mettre au point des techniques d'interprétation des données pouvant être appliquées à des relevés géochimiques de reconnaissance et d'orientation, pour lesquels l'information géologique est incomplète, et où l'information géochimique est importante pour l'orientation des travaux de prospection.

I.2.2 Information multivariée et prospection aurifère.

Pour certaines substances dont les concentrations naturelles sont faibles et la distribution dans l'échantillon hétérogène (Au, Pt, Sn, W), la valorisation de l'information multivariée se heurte à des problèmes particuliers. Une forte proportion des échantillons des relevés géochimiques régionaux ne contiennent généralement pas une quantité suffisante d'or pour qu'il soit détecté. Etant donné ces faibles concentrations, il devient difficile de prélever et d'analyser des échantillons vraiment représentatifs des environs des stations de prélèvement (Harris, 1982). Les variations locales dues au prélèvement, à la préparation et à l'analyse des échantillons (effet de pépité) sont grandes en regard des variations régionales. Plusieurs publications traitent de la mise sur pied de campagnes d'exploration faisant face à ce type de problème. Soulignons les travaux de Clifton et al. (1969),

Gy (1975), Harris (1982), Nichol (1985), Day et Fletcher (1986) et Fletcher et al. (1987).

Le prélèvement et l'analyse d'échantillons représentatifs, et l'optimisation du contraste géochimique des minéralisations nécessitent généralement des dispositions particulières telles que le prélèvement de grands volumes d'échantillons et des séparations granulométrique et densimétrique adaptées aux caractéristiques des minéralisations. Ces dispositions particulières sont évaluées à la lumière de relevés d'orientation, précédant l'étape de définition des cibles d'exploration. Cependant, les relevés géochimiques usuels, qui visent un inventaire multi-élémentaire des ressources d'une région, n'obéissent pas aux mêmes impératifs d'échantillonnage et de traitement des échantillons. La collecte des données peut difficilement être optimale pour tous les porteurs de signaux géochimiques utiles. Par conséquent, les concentrations de certains éléments chimiques sont difficilement mesurables, et sont affectés par des variations locales agissant comme un bruit de fond aléatoire qui masque le signal géochimique utile. Les anomalies sont généralement ponctuelles et difficiles à reproduire (Fletcher et al. 1987). Ces caractéristiques rendent difficiles l'utilisation de l'or en prospection géochimique, et soulignent la pertinence d'utiliser des éléments traceurs au comportement moins erratiques (Boyle, 1979; Hale, 1982).

Cependant les éléments traceurs sont généralement utilisés sans connaître la nature et la qualité de leur liaison avec les concentrations aurifères. C'est pourquoi nous envisageons d'utiliser les éléments traceurs pour modéliser quantitativement la distribution des concentrations aurifères.

I.2.3 Information géochimique et médiums de prélèvements

Parallèlement à la montée de la popularité des techniques de géochimie d'exploration au cours des années 70 et 80, la diversité des médiums de prélèvement s'est fortement accrue. Presqu'exclusivement limité aux sols et aux sédiments de ruisseaux à l'époque, on prélève régulièrement aujourd'hui des sédiments de lacs, des eaux de surface et souterraine, des tills, des matériaux de la couverture végétale et des concentrés de minéraux lourds. Quelques textes traitent de l'information géochimique portée par ces différents médiums prélevés dans le milieu de dispersion secondaire (Rose, 1975; Meyer et al. 1979; Plant et al. 1988). Ces auteurs mentionnent que la nature des signaux géochimiques est très différente selon le type d'échantillon considéré. Cependant, peu d'études comparent l'information géochimique portée par ces différents médiums.

Davenport (1990) compare les sédiments de lacs et de ruisseaux du nord du Labrador afin de raccorder des relevés

effectués dans des régions aux conditions physiographiques différentes. Il mentionne que la plupart des éléments chimiques des deux fractions ont des comportements très différents: les niveaux géochimiques diffèrent de façon appréciable, et les médiums montrent des corrélations spatiales très faibles. Cet exemple souligne la nécessité de reconnaître et de caractériser les sources des signaux géochimiques influençant chaque médium, de façon à permettre une interprétation adéquate des relevés.

Nous utiliserons principalement des données prélevées par le Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec dans la région de la Gatineau (Choinière, 1988; 1989). Ce relevé géochimique couvre une superficie de 17 700 km² et comprend 1661 sites d'échantillonnage où furent prélevés, à une densité moyenne de 1 échant. / 10 km², un échantillon de la fraction fine des sédiments de ruisseaux (< 177 µm) et un concentré de minéraux lourds de ces mêmes sédiments. Ces deux échantillons furent dosés pour une quarantaine d'éléments chimiques. Ce relevé constitue une source exceptionnelle d'informations géochimiques, qui permet de cerner la complexité des relations inter-élémentaires et de comparer directement l'information portée par deux médiums de prélèvement.

La région couverte par le relevé de la Gatineau compte des gîtes de Zn que les données brutes n'ont pu mettre en évidence (Jébrak, 1989). Ce relevé peut servir de champ

d'expérimentation à l'application des méthodes de correction des effets lithologiques et environnementaux, de façon à déterminer la part du signal géochimique liée à ces minéralisations.

I.2.4 Géostatistique

La géostatistique traite de l'estimation des variables dites "régionalisées". Une variable régionalisée est assimilable à une fonction représentant un phénomène quantifiable déployé dans l'espace. Elle peut être fort irrégulière: par exemple, la teneur dans un gisement. Elle se présente sous deux aspects complémentaires (Matheron, 1970):

- 1) un aspect aléatoire représentant les irrégularités d'un point à un autre;
- 2) un aspect structuré qui reflète les caractéristiques structurales du phénomène régionalisé.

La géostatistique propose deux objectifs principaux au traitement des variables régionalisées:

- 1) sur le plan théorique, exprimer les caractéristiques structurales sous une forme mathématique adéquate;
- 2) sur le plan pratique, résoudre le problème de l'estimation d'une variable régionalisée (recherche de la valeur moyenne dans une région de l'espace) à partir d'un échantillonnage fragmentaire.

Ces deux objectifs sont liés, l'erreur d'estimation dépend des caractéristiques structurales de la variable (Matheron, 1970). Elle est d'autant plus élevée que la variable régionalisée est irrégulière dans sa variation spatiale.

Le variogramme est à la base des outils de la géostatistique. Il caractérise la continuité spatiale de la variable régionalisée (portée et palier), et détermine l'importance des variations aléatoires (effet de pépite). Il permet d'appréhender des caractéristiques telles que la qualité du support des mesures et l'adéquation de la maille d'échantillonnage. Les données géochimiques sont susceptibles de posséder des composantes de structures spatiales déterminées, étroitement liées aux phénomènes naturels influant sur les données. L'identification de ces composantes permet de mettre en évidence ces phénomènes et de quantifier leur influence sur les données.

La géostatistique fut principalement développée pour l'estimation des gisements miniers (David, 1977; Journel et Huijbregts, 1978). Peu d'applications touchent la prospection géochimique régionale, qui est pourtant aux prises avec diverses sources géochimiques aux échelles de variations spatiales multiples.

Krumbein et Slack (1956) - dans une étude de la radioactivité de lits de shales surmontant des bancs de charbon

du sud de l'Illinois - décomposaient la variance totale des données, en une somme de variances mesurées à l'échelle des bancs, des mines, des cantons et des super-cantons. Miesch (1975) montre l'équivalence de cette approche basée sur l'analyse de variance classique, et de l'analyse variographique qui relie directement variance et échelle spatiale.

David et Dagbert (1975) utilisent les variogrammes pour décrire la distribution spatiale de phénomènes pétrologiques à l'échelle d'un pluton. Myers et al. (1982) présente l'étude géostatistique la plus détaillée touchant la géochimie d'exploration. L'étude utilise des données de géochimie d'eau souterraine prélevées à une maille de 5.5 km. Ils proposent divers modèles de variogrammes pour décrire le comportement des variables géochimiques.

Marcotte et Fox (1990) corrigent des données géochimiques de sédiments de lac en filtrant la matrice des données par les facteurs d'analyse en composantes principales (ACP) représentant des phénomènes de portées régionales (portées supérieures à 40 km). L'échelle de ces phénomènes est déterminée par le calcul du variogramme de chaque facteur d'ACP.

Dijkstra et Kubik (1975), Bonham-Carter et Chung (1983) et Bonham-Carter et Goodfellow (1984) utilisent la fonction d'autocorrélation afin d'évaluer la continuité spatiale de

diverses variables géologiques. Cette fonction, généralement utilisée dans le domaine des séries chronologiques, sert ici de technique descriptive. Elle n'est pas utilisée pour extrapoler ou interpoler des données. Cependant, Bonham-Carter et Chung (1983) recalculent le variogramme correspondant à la fonction d'autocorrélation afin de produire une évaluation régionale de l'uranium par krigeage.

Taylor et Burrough (1986) proposent une méthode d'ajustement de variogrammes imbriqués. Les structures imbriquées s'avèrent importantes en géochimie régionale où l'on retrouve la superposition de plusieurs phénomènes structuraux de portées différentes. Sandjivy (1984) met en évidence les différentes composantes fréquentielles des structures imbriquées en développant le krigeage factoriel. Bourgault et Marcotte (1991) développent le variogramme multivariable qui permet de retrouver les structures spatiales communes à un ensemble de variables.

I.3 Objectifs

Le premier volet de nos travaux de traitement des données géochimiques vise la compréhension et la comparaison de l'information géochimique véhiculée par les fractions fine et lourde des sédiments de ruisseaux du point de vue: 1) de leur teneur de fond; 2) des principales associations inter-

élémentaires; 3) des phases porteuses du signal géochimique; 4) de la structure spatiale des signaux géochimiques (niveau de bruit de fond, échelle de variation et corrélations spatiales); et 5) des relations avec les unités lithologiques.

Le deuxième volet vise à développer une méthodologie fiable de correction des données qui réduit l'effet des variations de fond dues aux facteurs lithologiques et environnementaux, de façon à rehausser et isoler les variations géochimiques liées aux minéralisations. Cette étude permet d'évaluer l'efficacité des différents médiums à révéler les porteurs de la signature de divers types de minéralisations.

Le troisième volet aborde l'étude des relations entre l'or et ses différents traceurs. Nous visons à développer une méthodologie tenant compte des fortes variations des concentrations aurifères et de l'influence des fonds géochimiques sur les éléments traceurs. Elle permettra de quantifier la part du signal géochimique liée aux concentrations aurifères, et de définir un modèle de la distribution des concentrations aurifères à partir de ces éléments traceurs.

Enfin, une dernière étape traite de l'interprétation générale des relevés géochimiques régionaux. Cette étude met en relation la dimension des mailles d'échantillonnage des relevés et l'étendue des halos de dispersion des gîtes individuels et

des districts métallifères. Elle propose également des modèles d'interprétation et d'évaluation du potentiel métallifère des provinces et districts géochimiques.

I.4 Méthodologies

I.4.1 Caractérisation des signaux géochimiques portés par les fractions fine et lourde des sédiments de ruisseaux

La première étape de cette étude consiste à examiner et caractériser les distributions des éléments chimiques des fractions fine et lourde des sédiments de ruisseaux. Cette étape permet de déterminer les teneurs de fond pour chaque fraction et d'identifier les échantillons faisant partie de populations distinctes formant des domaines géochimiques. Les variables pour lesquelles un grand nombre d'échantillons sont sous le seuil de détection analytique sont laissées pour compte. L'examen de l'asymétrie des distributions permet de déterminer les variables nécessitant une transformation logarithmique afin d'obtenir un gain de robustesse dans l'utilisation des différentes techniques statistiques sensibles aux valeurs extrêmes (analyse en composantes principales, régression et variogrammes).

La deuxième étape vise à identifier les sources porteuses des signaux géochimiques des fractions fine et lourde. Pour ce faire, des échantillons de sédiments de ruisseaux sont séparés

en différentes fractions densimétriques et granulométriques. Des analyses chimiques, des comptages minéralogiques et des études de microscope électronique à balayage sont effectuées sur ces échantillons.

L'identification des phases hôtes du signal géochimique sert de base à l'interprétation des relations inter-élémentaires des données et à la modélisation des structures des fonds géochimiques. Cette étape de modélisation des fonds géochimiques est de première importance pour notre étude. Elle nécessite une interprétation tenant compte des phases minérales identifiées et des associations chimiques révélées par les techniques statistiques multivariées, pour arriver à cerner les influences subit par le signal géochimique.

Nous utilisons la technique multivariée d'analyse en composantes principales (ACP) (Lebart et al. 1977). Cette technique synthétise les relations inter-élémentaires en extrayant les vecteurs propres de la matrice des corrélations. Elle élabore des combinaisons linéaires des variables originales, produisant des facteurs exprimant ces relations inter-élémentaires. Un ensemble de nouvelles variables non-corrélées, pour lesquelles nous possédons les valeurs numériques à chaque point d'échantillonnage est produit. Les modèles d'ACP sont calculés à l'aide du programme de traitement

statistique de données SAS, fonctionnant sur le système central de LUQAM.

L'interprétation des facteurs d'ACP constitue une base importante de notre étude, sur laquelle viennent s'appuyer nos travaux de caractérisation des médiums d'échantillonnage, de filtrage des fonds géochimiques, de rehaussement de la composante anormale reliée aux minéralisations et d'utilisation des éléments traceurs en prospection géochimique de l'or. Il est donc indiqué de s'assurer de la stabilité des résultats d'ACP. Nous avons utilisé la technique du "bootstrap", proposée par Efron (1979), afin d'échantillonner aléatoirement la matrice originale des données pour simuler de nouvelles partitions des données et estimer la variabilité des résultats d'ACP à partir de ces simulations.

Les résultats d'ACP donnent le degré d'association des éléments chimiques avec les facteurs. Ces résultats permettent de déterminer quelle part de variabilité d'un élément chimique donné est imputable aux variations de fond et aux facteurs associés à des minéralisations particulières. L'étude comparative des résultats d'ACP des fractions fine et lourde vise à révéler les phénomènes géologiques influençant la composition chimique de chacune des fractions, et de quantifier l'influence de ces phénomènes.

Les données possèdent des composantes de variations spatiales qui sont étroitement liées aux phénomènes naturels affectant les données chimiques. La caractérisation spatiale de ces composantes permet d'identifier ces phénomènes et de quantifier leur influence. L'étude variographique détermine les échelles de variations spatiales propre à chaque variable. Elle permet d'établir la part de variabilité imputable aux phénomènes régionaux (unités lithologiques majeures), aux phénomènes locaux (susceptibles de contenir l'influence de minéralisations) et au bruit de fond. Le calcul des variogrammes est effectué à l'aide du module de géostatistique du logiciel GDM fonctionnant sur micro-ordinateur.

I.4.2 Filtrage des fonds géochimiques

La section I.2.1 faisait état de techniques visant le filtrage de composantes des fonds géochimiques afin d'isoler et de rehausser la composante anormale liée aux minéralisations. Nous avons envisagé chacune de ces techniques, et notre choix s'est arrêté sur la méthode proposée par Marcotte et Fox (1990).

Les techniques de détection des échantillons déviant du modèle de fond géochimique n'ont pas été utilisées à cause de la difficulté à expliquer la cause de ces déviations dans un espace géochimique multivarié. Les techniques non-paramétriques

du type de celles utilisées par Bonham-Carter et al. (1987) sont difficilement applicables pour les relevés de reconnaissance et d'orientation, car elles nécessitent une connaissance géologique très complète.

La technique de Marcotte et Fox (1990) filtre les données en multipliant la matrice des coordonnées des observations sur les facteurs d'ACP par la matrice transposée des facteurs d'ACP. Les facteurs assimilés aux composantes des fonds géochimiques sont exclus de la reconstruction des données. Les facteurs étant orthogonaux entre eux, les données reconstruites sont exemptes de l'effet des facteurs laissés pour compte. L'utilisation de cette technique comporte plusieurs avantages. En premier lieu, l'ACP et l'analyse variographique contribuent à la compréhension des phénomènes agissant sur les données. La technique de filtrage elle-même est simple à programmer et à mettre en oeuvre. La multiplication des matrices corrige tous les éléments chimiques considérés en une seule opération. L'expérience peut être répétée à plusieurs reprises en utilisant différentes combinaisons de facteurs à exclure de la reconstruction des données. Les autres techniques n'offrent pas cette flexibilité et cette rapidité d'exécution. Cependant, les modèles d'associations multi-élémentaires déduits de l'ACP sont susceptibles d'être affectés par de fortes valeurs situées à grande distance de la tendance centrale des distributions

("outliers"). Il demeure possible que des composantes principales soient affectées par des artéfacts créés par de telles valeurs. L'efficacité de la technique de filtrage s'appuie sur la validité des modèles d'ACP, nous devons donc nous assurer que les composantes principales reflètent de véritables associations exprimées dans les données.

Nous utiliserons comme témoin les minéralisations de Zn du district de Maniwaki-Gracefield dont la signature géochimique est peu contrastée et noyée dans des composantes de fond (Jébrak, 1989). Nous avons également exploité l'information multivariée contenue dans le relevé géochimique d'orientation (densité de 1 échant. / km²) de Gauthier (1983).

I.4.3 Méthodologie de prospection aurifère

L'objectif de cette partie de l'étude est d'utiliser les éléments traceurs pour modéliser quantitativement la distribution des concentrations aurifères. L'approche consiste à utiliser la technique de régression multiple pour établir un modèle de la distribution des concentrations aurifères sur la base d'éléments traceurs. Ne sont incorporés au modèle que les échantillons montrant des concentrations aurifères supérieures au seuil de détection (5 ppb pour le relevé de la Gatineau). Une procédure dite pas à pas ("stepwise") est utilisée afin de ne sélectionner que les éléments chimiques liés de façon

significative aux concentrations aurifères. Ensuite ce modèle est appliqué à l'ensemble de la base de données afin de définir des anomalies à partir d'éléments traceurs liés à l'or.

Nous avons envisagé certains types de corrections des données afin d'éliminer des effets indésirables liés aux éléments traceurs et aux concentrations aurifères. Les concentrations aurifères sont généralement affectées par les conditions hydrodynamiques des ruisseaux (Fletcher et al. 1987). Certaines variables de la base de données semblent aptes à modéliser ces effets hydrodynamiques (% minéraux lourds dans l'échantillon, % de magnétite dans le concentré de minéraux lourds et La-Y-Th qui sont typiques d'une minéralogie dense et résistante). Nous avons modélisé ces effets hydrodynamiques en effectuant une régression de l'or sur ces variables. Cependant, ces effets comptent pour une portion non-significative de la variation des concentrations aurifères.

Les corrections apportées aux éléments traceurs consistent à éliminer les effets des variations des fonds géochimiques. Nous utilisons la technique de Marcotte et Fox (1990), décrite à la section précédente. Un nouveau modèle de régression est élaboré à partir des données corrigées. L'application de ce modèle à la base de données complète nécessite la correction des variations de fond pour l'ensemble de la base de données.

I.5 Références

BARATON, A., et ROQUIN, C. 1985. Analyse des composantes de variation du signal géochimique en prospection multiéléments. Sciences de la Terre, Série Informatique géologique, 23: 49-73.

BOLVIKEN, B. 1971. A statistical approach to the problem of interpretation in geochemical prospecting. Can. Inst. Min. Met., Spec. vol. 11., pp. 564-567.

BONHAM-CARTER, G.F., ROGERS, P.J., et ELLWOOD, D.J. 1987. Catchment basin analysis applied to surficial geochemical data, Cobequid Highlands, Nova Scotia. Jour. Geoch. Explor., 29: 259-278.

BONHAM-CARTER, G.F., et CHUNG, C.F. 1983. Integration of mineral resource data for Kasmere Lake area, northwest Manitoba, with emphasis on uranium. Math. Geol., 15: 25-45.

BONHAM-CARTER, G.F., et GOODFELLOW, W.D. 1984. Autocorrelation structure of stream-sediment geochemical data: interpretation of zinc and lead anomalies, Nahani River area, Yukon-Northwest Territories, Canada. In Geostatistics for natural resources characterization, Part 2. Edité par G. Verly. D. Reidel, Dordrecht. pp. 817-829.

BOURGAULT, G., et MARCOTTE, D. 1991. Multivariable variogram and its application to the linear model of coregionalization. Math. Geol., 23: 899-928.

BOYLE, R.W. 1979. The geochemistry of gold and its deposits (together with a chapter on geochemical prospecting for the element). Geol. Surv. of Canada, Bull. 280, 584 p.

CHAO, R.S., et THEOBALD, P.K. 1976. The significance of secondary iron and manganese oxides in geochemical exploration. Econ. Geol., 71: 1560-1569.

CHOINIERE, J. 1988. Géochimie des minéraux lourds - région de la Gatineau. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, MB 88-35, 38 p.

CHOINIERE, J. 1989. Géochimie de la fraction fine des sédiments de ruisseaux de la région de la Gatineau. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, MB 89-08.

CLIFTON, H.E., HUNTER, R.E., SWANSON, F.J., et PHILLIPS, R.L. 1969. Sample size and meaningful gold analysis. U.S. Geol. Surv., Prof. Pap. 625-C, 17 p.

DARNLEY, A.G. 1990. International geochemical mapping: a new global project. Jour. Geoch. Explor., 39: 1-17.

DARNLEY, A.G. 1991. International geochemical mapping and the environment. Jour. Geoch. Explor., 41: 81-83.

DAVENPORT, P.H. 1990. A comparison of regional geochemical data from lakes and streams in northern Labrador; implications for mixed-media geochemical mapping. Jour. Geoch. Explor., 39: 117-151.

DAVID, M., et DAGBERT, M. 1975. Lakeview revisited; variograms and correspondance analysis - new tools for the understanding of geochemical data. In Geochemical exploration 1974. *Edit   par I.L. Elliot et W.K. Fletcher.* Elsevier Publ. Co., Amsterdam, pp. 163-181.

DAVID, M. 1977. Geostatistical ore reserve estimation. Elsevier, Amsterdam, 364 p.

DAY, S., et FLETCHER, W.K. 1986. Particle size and abundance of gold in selected stream sediments, southern British Columbia, Canada. Jour. Geoch. Explor., 26: 203-214.

DIJKSTRA, S., et KUBIK, K. 1975. Autocorrelation studies in the analysis of stream sediments data. In Geochemical exploration 1974. *Edit   par I.L. Elliot et W.K. Fletcher.* Elsevier Publ. Co., Amsterdam, pp. 141-161.

EFRON, B. 1979. Bootstrap methods: another look at the jackknife. The Annals of Statistics, 7: 1-26.

FLETCHER, W.K., DOUSSET, P.E., et ISMAIL, Y.B. 1987. Elimination of hydraulic effects for cassiterite in a malaysian stream. Jour. Geoch. Explor., 28: 385-408.

GARRETT, R.G. 1989a. The role of computers in exploration geochemistry. In Proceeding of Exploration 1987. *Edit   par G.D. Garland.* Ontario Geological Survey, Special volume 3., pp. 586-608.

GARRETT, R.G. 1989b. The chi-square plot: a tool for multivariate outlier recognition. Jour. Geoch. Explor., 32: 319-341.

GAUTHIER, M. 1983. Métallogénie du zinc dans la région de Maniwaki-Gracefield. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, MM 82-03.

GY, P. 1975. Théorie et pratique de l'échantillonnage des matières morcelées. Pierre Gy éditeur, Cannes, France, 600 p.

HALE, M. 1982. Pathfinder applications of arsenic, antimony and bismuth in geochemical exploration. Jour. Geoch. Explor., 15: 307-323.

HARRIS, J.F. 1982. Sampling and analytical requirements for effective use of geochemistry in exploration for gold. In Precious metals in the Northern Cordillera. *Edité par A.A. Levinson*. Association of Exploration Geochemists, Spec. Vol. 10, pp. 53-67.

HOWARTH, R.J., et MARTIN, L. 1979. Computer-based techniques in the compilation, mapping and interpretation of exploration geochemical data. In Geophysics and geochemistry in the search for metallic ores. *Edité par P.J. Hood*. Geol. Surv. of Canada, Econ. Geol. Rep. 31, pp. 545-574.

HOWARTH, R.J. 1984. Statistical applications in geochemical prospecting: a survey of recent developments. Jour. Geoch. Explor., 21: 41-61.

JEBRAK, M. 1989. Etude comparée des minéraux lourds et des sédiments de ruisseau de la région de la Gatineau. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, MB 89-36.

JOURNEL, A.G., et HUIJBREGTS, Ch. J. 1978. Mining geostatistics. Academic Press, London, 600 p.

KRUMBEIN, W.C., et SLACK, H.A. 1956. Statistical analysis of low-level radioactivity of Pennsylvanian black fissile shale in Illinois. Geol. Soc. America Bull., 67: 1246-1266.

LEBART, L., MORINEAU, A., et TABARD, N. 1977. Techniques de la description statistique. Dunod, Paris, 351 p.

LEPELTIER, C. 1969. A simplified statistical treatment of geochemical data by graphical representation. Econ.Geol., 64: 538-550.

LINDQVIST, L., LUNDHOLM, I., NISCA, D., ESBENSEN, K., et WOLD, S. 1987. Multivariate geochemical modelling and integration with petrophysical data. Jour. Geoch. Explor., 29: 279-294.

MARCOTTE, D., et FOX, J.S. 1990. The Shefferville area: multivariate analysis and variography used to enhance interpretation of lake sediment geochemical data. *Jour. Geoch. Explor.*, 38: 247-263.

MATHERON, G. 1970. La théorie des variables régionalisées et ses applications. Les cahiers du centre de morphologie mathématique, Fasc. 5. Centre de géostatistique de Fontainebleau.

MEYER, W.T., THEOBALD, P.K., et BLOOM, H. 1979. Stream sediment geochemistry. In *Geophysics and geochemistry in the search for metallic ores*. Edité par P.J. Hood. Geol. Surv. of Canada, Econ. Geol. Rep. 31, pp. 411-434.

MIESCH, A.T. 1975. Variograms and variance components in geochemistry and ore evaluation. In *Quantitative studies in the geological sciences*. Edité par E.H.T. Whitten. Geol. Soc. Am., Mem. 142, pp. 333-340.

MIESCH, A.T. 1981. Estimation of the geochemical threshold and its statistical significance. *Jour. Geoch. Explor.*, 16: 49-76.

MYERS, D.E., BEGOVICH, C.L., BUTZ, T.R., et KANE, V.E. 1982. Variogram models for regional groundwater geochemical data. *Math. Geol.*, 14: 629-644.

NICHOL, I. 1985. Geochemical exploration for gold: a special problem. In *Applied geochemistry in the 1980's*. Edité par I. Thornton et R.J. Howarth. Graham and Trotman, London, pp. 60-85.

OLESEN, B.L., et ARMOUR-BROWN, A. 1984. Multivariate screening of training sets for classification and the definition of geochemical background. *Jour. Geoch. Explor.*, 21: 471-479.

PLANT, J.A., HALE, M., et RIDGWAY, J. 1988. Developments in regional geochemistry for mineral exploration. *Trans. Instn. Min. Metall. (Sect. B: Appl. Earth Sci.)*, 97: 116-140.

ROQUIN, C. 1985. Traitement des données en prospection géochimique: facteurs de variation du signal et sélection de la composante anormale. Documents du BRGM. 315 p.

ROQUIN, C., et ZEEGERS, H. 1987. Improving anomaly selection by statistical estimation of background variations in regional geochemical prospecting. *Jour. Geoch. Explor.*, 29: 295-316.

ROSE, A.W. 1975. The mode of occurrence of trace elements in soils and stream sediments applied to geochemical exploration. In *Geochemical exploration 1974*. Edité par I.L. Elliot et W.K. Fletcher. Elsevier Publ. Co., Amsterdam, pp. 691-705.

SANDJIVY, L. 1984. The factorial kriging of regionalized data, its application to geochemical prospecting. In *Geostatistics for natural resources characterization, Part 1*. Edité par G. Verly. D. Reidel, Dordrecht. pp. 559-571.

SINCLAIR, A.J. 1976. Applications of probability graphs in mineral exploration. Association of exploration geochemists, spec. vol. no 4. Toronto, 95 p.

SINCLAIR, A.J. 1991. A fundamental approach to threshold estimation in exploration geochemistry-probability plots revisited. *Jour. Geoch. Explor.*, 41: 1-22.

STANLEY, C.R., et SINCLAIR, A.J. 1987. Anomaly recognition for multi-element geochemical data - A background characterization approach. *Jour. Geoch. Explor.*, 29: 333-353.

STANLEY, C.R., et SINCLAIR, A.J. 1989. Comparison of probability plots and the gap statistic in the selection of thresholds for exploration geochemistry data. *Jour. Geoch. Explor.*, 32: 355-357.

TAYLOR, C.C., et BORROUGH, P.A. 1986. Multiscale sources of spatial variation in soil. III. Improved methods for fitting the nested model to one-dimensional semivariograms. *Math. Geol.*, 18: 811-821.

CHAPITRE I

**MULTI-ELEMENT RELATIONSHIPS AND SPATIAL STRUCTURES OF
REGIONAL GEOCHEMICAL DATA FROM STREAM SEDIMENTS,
SOUTHWESTERN QUEBEC, CANADA**

Claude Bellehumeur, Denis Marcotte and Michel Jébrak

1.1 Abstract

A regional geochemical survey, covering an area of 10 000 km² in the Grenville Province of southwestern Quebec, was carried out by the Quebec Department of Energy and Resources. The fine (< 177 μ m) and heavy fraction of stream sediments were analyzed for more than 25 chemical elements by ICP and INAA. This study aims to identify the main geological processes affecting the geochemical data of both media, by considering the multi-element relationships and spatial structures of the geochemical data.

Fine fraction and heavy mineral concentrates were subjected to: 1) principal component analysis (PCA) to determine the inter-element relationships modelling the background variations; and 2) variogram analysis to establish the spatial continuity of geological phenomena associated with the factors of the PCA. The stability of PCA results was tested by using a bootstrap replication technique. Detailed geochemical and mineralogical studies were conducted on different densimetric and granulometric fractions in order to characterize the geochemical behavior of each fraction, and to relate the inter-element associations to a specific mineralogy.

Our study shows that the fine and heavy fractions indicate different geochemical information. The background levels and the multi-element associations differ between both media. A

principal component model shows that the fine fraction is strongly influenced by surficial processes, explaining approximately 55% of the data variability. Two factors accounting for only 23% of the data variability in the fine fraction are related to lithologies.

The heavy fraction reflects lithological characteristics. Three factors, accounting for 51% of the variations in the data, represent mineralogical features of the principal lithologic units. Two other factors reflect geochemical components that could be related to mineralization or lithologies of interest for prospecting.

The variograms reveal the different spatial variation components of geochemical signals. They show high nugget effect (more than 40%), indicating the erratic occurrence of phases hosting geochemical signals in the sampled media. They allow the spatial scales of geochemical components to be recognized, and the geological phenomena associated to regional trends to be differentiated from those acting at local scales. Knowledge of spatial variation components provides useful information for estimating suitable sampling intervals with regards to geochemical surveys, and aids in finding solutions for reducing the nugget effect.

1.2 Introduction

The geochemical data collected in the surficial environment reflect the influence of several sources. Chemical elements in stream sediments may be found: 1) as constituents of primary rock-forming minerals, 2) as minerals formed during weathering, 3) as minerals typical of mineralization, 4) as ions adsorbed onto colloidal particles and clays, and 5) in combination with organic matter (Rose, 1975). The characterization of these sources is dependent on the material collected and analyzed. For example, when comparing the geochemical data from the minus 180 μm fraction of stream sediments and lake sediments, Davenport (1990) observed that these media have important differences in median and range, and show little or no spatial correlation. These media are subject to different influences, and underline different geological features. In order to perform geologic and metallogenic interpretations or to isolate the influence of mineralization, it is important to know what type of geochemical information is carried by the sampled media, and to characterize the factors causing the dispersion of geochemical signals.

The Quebec Department of Energy and Resources has undertaken a geochemical mapping program of the southern part of the Grenville Province that uses the heavy mineral concentrates and the fine fraction of stream sediments. Several

large anomalous zones have been discovered, however, it is difficult to evaluate their usefulness for prospecting due to the inability to identify the sources of the geochemical signals. In this paper, the geochemical information carried by the fine fraction and heavy mineral concentrates of stream sediments is studied over an area of 10 000 km² along the Gatineau River in southwestern Quebec (Fig. 1) (Choinière, 1988; 1989). The intent of this study is to identify the features of the geochemical sources by considering the multi-element relationships and the spatial structures of the geochemical data for both media.

The first part of the study aims at identifying the mineralogical phases hosting the geochemical signals. The principal geological phenomena influencing the geochemical data of both media were modelled by using principal component analysis (PCA) that reveals the multi-element relationships of the whole data set of 1069 samples. The stability of the PCA results was studied using a random sampling procedure of data matrices by the bootstrap method. Detailed geochemical and mineralogical studies were conducted on different densimetric and granulometric fractions of seven samples. These studies characterize the geochemical behavior of each fraction, and relate the multi-element associations revealed by PCA to a specific mineralogy.

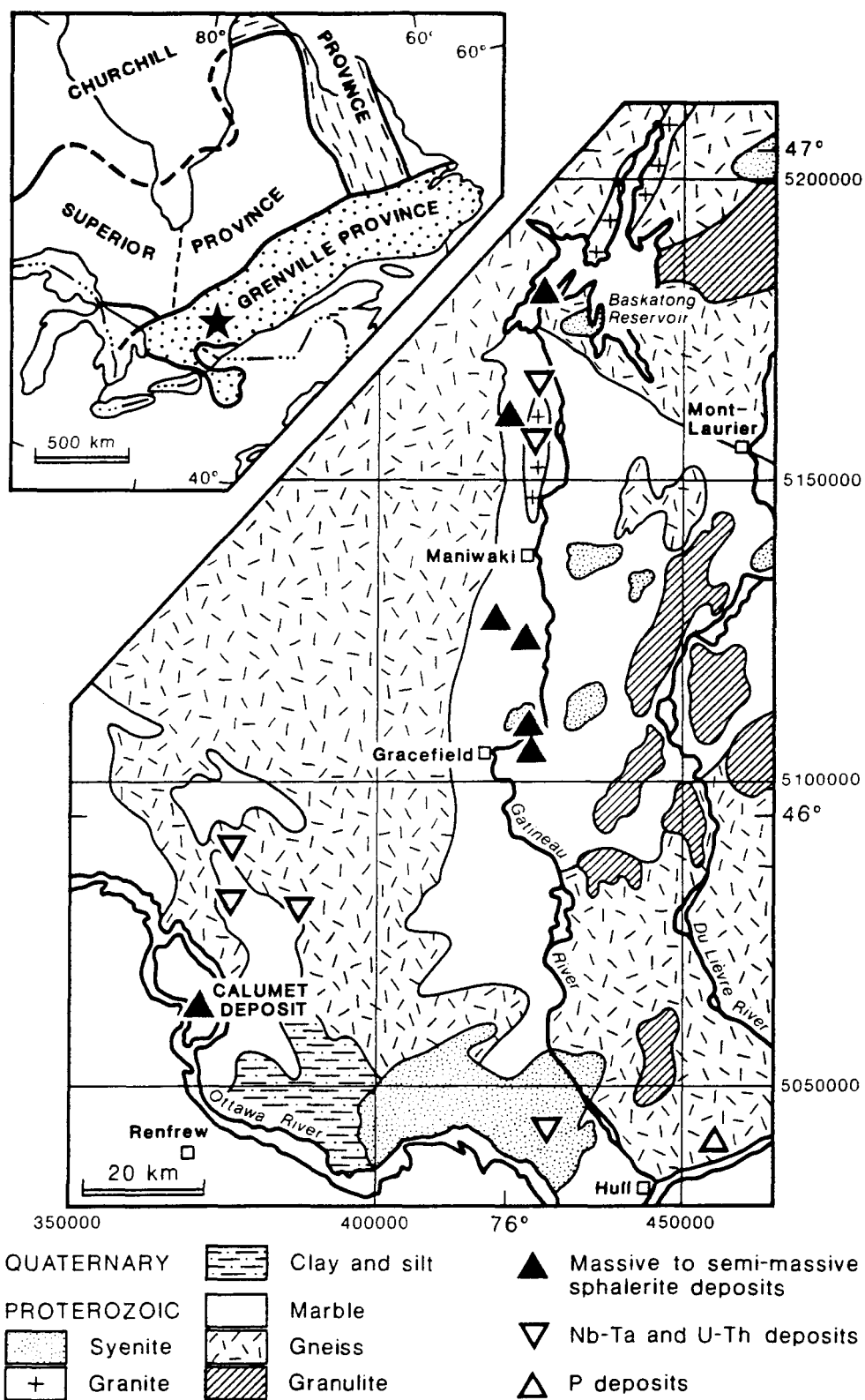


Fig. 1. Location map and general geology of the study area (after Rivers et al., 1989; Avramtchev and Piché, 1981)

The second part of the study aims at characterizing the spatial structures of geochemical signals. The principal components were subjected to a variogram analysis in order to establish the spatial variability of geochemical signals. Spatial variability is a property inherent to the geochemical landscape which was not considered important in the interpretation of regional geochemical surveys. Spatial variability may provide information about the extent of geochemical sources and dispersion processes, and reveals how sample spacing is appropriate to characterize geological phenomena acting at different spatial scales.

1.3 Geological setting and mineralization

The geochemical survey lies within the western part of the Mont-Laurier Terrane (MLT) which constitutes a portion of the Allochthonous Monocyclic Belt of the Grenville Structural Province in southwestern Quebec (Rivers et al., 1989) (Fig. 1). The MLT is composed of Middle Proterozoic supracrustal rocks (1300-1200 Ma) that have been thrust onto Early Proterozoic terranes. Marbles are abundant in the northwest part of the MLT; metapelites, quartzites, amphibolites and granulitic gneisses predominate elsewhere. These lithologies were affected by the Grenvillian orogenic cycle (1250-1050 Ma; Moore and Thompson, 1980). The degree of metamorphism varies from upper

amphibolite to granulite facies. A large number of igneous bodies have intruded the Monocyclic Belt in the Gatineau River area. Avramtchev and Piché (1981) mention several types of plutonic rocks that are apparently concordant with regional structures, except for some syenite plutons which may have been generated during the late stages of Grenvillian deformation (Corriveau, 1989).

Most metallic mineralization in the Grenville Province is hosted by Middle Proterozoic supracrustal rocks. Stratiform zinc deposits are the most important type of base metal mineralization in the study area. They are concentrated in the Maniwaki-Gracefield district (Gauthier and Brown, 1986). The Monocyclic Belt also hosts stratabound polymetallic deposits (Zn, Pb, Cu, Ag, Au), such as the Calumet, Montauban and Simon deposits, which are associated with gneisses containing bands of biotite, cordierite and anthophyllite (Bishop and Jourdain, 1987). Non-economic mineralization of rare earth elements (REE), Nb-Ta, U and Th characterize the pegmatites of the Gatineau and Mont-Laurier area (Ayres and Cerny, 1982). Pegmatites and contact-skarns interstratified with marbles host several small phosphorous deposits.

The dominant ice flow direction during the Upper Wisconsinan Stage of Pleistocene glaciation (10 000 a) was southerly (Kettles and Shilts, 1989). Till is the most

widespread deposit, forming a thin cover over Precambrian bedrock. Along the Ottawa and Gatineau Valleys, glacio-marine and glacio-lacustrine sediments predominate.

1.4 Sampling and analytical method

Stream sediment samples were collected from 1069 sites covering an area of 10 000 km² (1 / 10 km²) for a general mineral resource assessment. Two samples were collected at each site. The first was sieved to minus 177 µm (-80 mesh). The second sample was sieved to minus 850 µm (-20 mesh), and the heavy mineral concentrate was separated with a gravity table. The magnetic fraction was removed with a hand magnet. The samples contained 15% to 30% of light minerals ($d < 3.3 \text{ g/cm}^3$) after this treatment. The concentration factor (Initial Weight/Heavy Concentrate Weight) varies from 40 to 100 (Choinière, 1988).

The heavy non-magnetic material was pulverized to 177 µm. The fine fraction and the heavy concentrate were dissolved in hot HNO₃. The determination of Ag, Al, B, Be, Ca, Cd, Ce, Co, Cr, Cu, Eu, Fe, K, La, Li, Mg, Mn, Mo, Na, P, Pb, Sm, Sr, Th, Ti, V, Y and Zn was done by plasma emission spectrometry and Hg by atomic absorption spectrometry. One gram of material was analyzed for As, Au, Br, Cs, Sb, Se, Tm, U, and W by

instrumental neutron activation. Organic matter was not analyzed, however, loss-on-ignition (LOI) is reported.

1.5 Detailed mineralogical and geochemical studies of stream sediments

The mineralogical and geochemical studies of granulometric and densimetric fractions aim at identifying phases hosting geochemical signals carried by the stream sediments. Seven samples were specifically collected in order to perform these studies. Two granulometric fractions were obtained by sieving: $< 177 \mu\text{m}$ and $177\text{--}850 \mu\text{m}$. The magnetic fraction was removed from the coarse fraction with a hand magnet. A classification by density of the coarse fraction was made with a gravity table so as to obtain concentrates mainly composed of minerals having densities of $< 2.8 \text{ g/cm}^3$, $2.8\text{--}3.3 \text{ g/cm}^3$ and $> 3.3 \text{ g/cm}^3$. The three coarse fractions and the fine fraction were analyzed by ICP. The mineralogical composition of the three densimetric fractions were determined visually using a binocular microscope.

Table 1 shows the results of mineralogical counts, and Figure 2 shows the chemical element concentrations of each fraction normalized to average crustal abundance values, allowing comparison of trace element levels between the different fractions. For the heavy fraction, the abundance of garnets, metallic oxides and ferro-magnesian silicates, and the

TABLE 1

Mineralogical content of the three densimetric fractions (in %) separated with the gravity table; based on the mineralogical counts of the 177-850 μm sieved fraction.

Minerals with most common density range	Heavy Fract. (mostly $d > 3.3$)	Interm. Fract. (mostly 2.8 to 3.3)	Light Fract. (mostly $d < 2.8$)
Garnet (3.3 - 4.3)	46.6	3.2	---.---
Metallic oxides (3.2 - 4.5)	15.5	2.1	1.4
Amphibole (2.9 - 3.4)	13.9	38.6	2.3
Pyroxene (3.1 - 3.5)	12.0	22.3	1.1
Titanite (3.4 - 3.6)	4.9	---.---	---.---
Apatite (3.1 - 3.3)	3.1	tr.	---.---
Epidote (3.2 - 3.4)	2.5	1.2	---.---
Zircon (4.2 - 4.7)	1.0	---.---	---.---
Spinel (3.5 - 4.1)	0.5	---.---	---.---
Sillimanite (3.23)	tr.	---.---	---.---
Quartz (2.65)	---.---	16.9	63.6
Feldspar (2.5 - 2.8)	---.---	11.6	24.4
Mica (2.7 - 3.1)	---.---	3.4	7.2
Wollastonite (2.8 - 2.9)	---.---	0.7	tr.

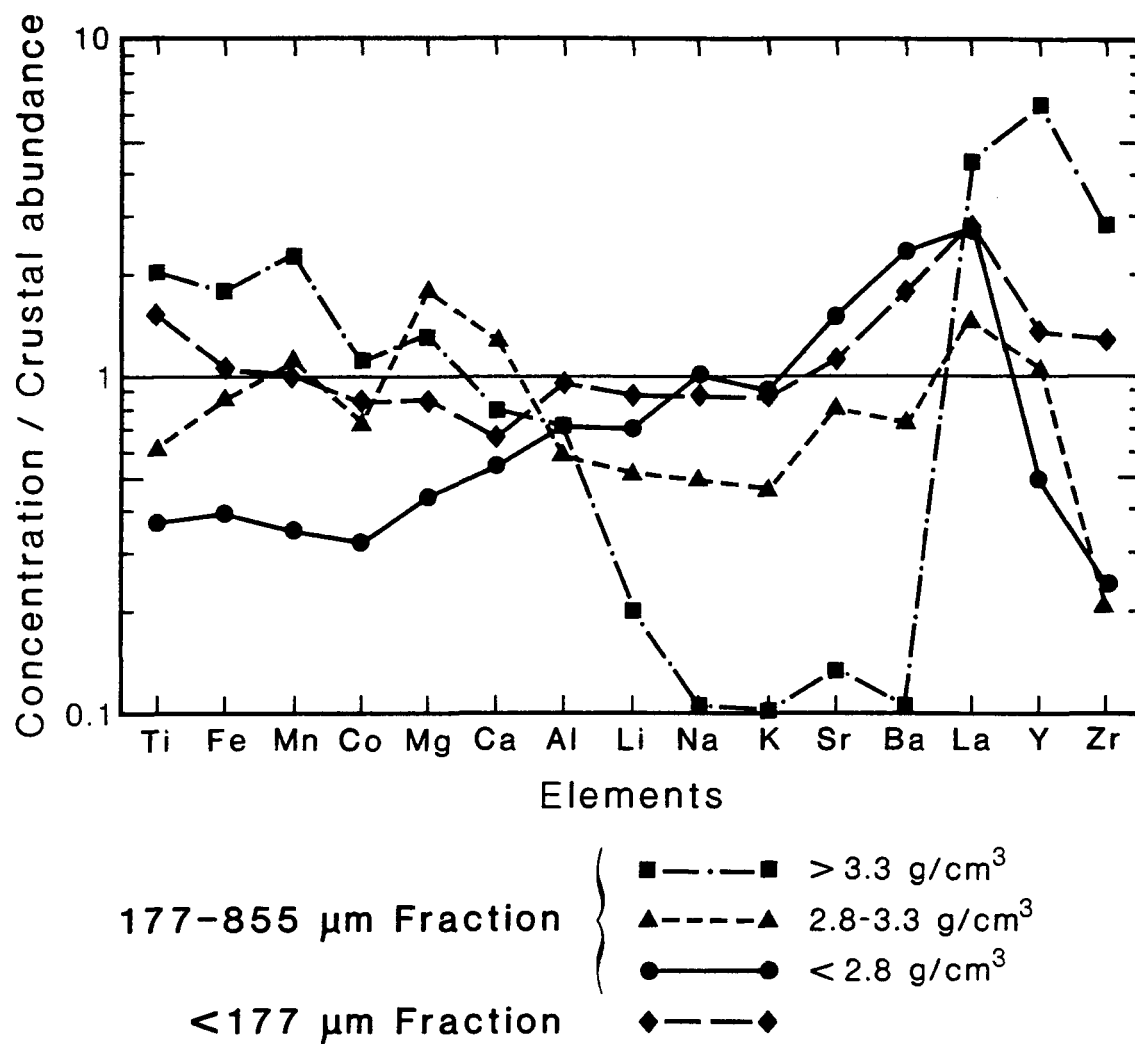


Fig. 2. Element plots of granulometric and densimetric fractions, based on stream sediment data, for seven samples normalized to average crustal abundances.

presence of minor components such as titanite, apatite and zircon explains the enrichments in Ti-Fe-Mn-Co-La-Y-Zr. The intermediate density fraction contains high concentrations of Mg and Ca related to ferro-magnesian silicates (hornblende, hypersthene and augite). The light fraction, dominated by quartz, feldspar and mica is enriched in Sr-Ba-La. The fine fraction is characterized by a composition showing little variation in comparison with average crustal abundance. High La concentrations, and weak enrichments in Ti-Fe-Al-Li-Na-K-Sr-Ba confirm the influence of clays, feldspars, garnets and metallic oxides.

1.6 Geochemical data

Table 2 lists basic statistics for both fine and heavy fractions of stream sediments. More than 97% of Ag, B, Be, Cd and Mo concentrations are equal to the detection limit for both media. In the fine fraction, the distributions of Au, Sb, Se and W are severely truncated, while Co, K, Li and LOI are censored in the heavy fraction.

Table 2 shows that the fine and heavy fractions have very different background levels. The lithophile elements (Al, Ba, K, Li, Na), typical of light rock-forming minerals and weathering products such as feldspars, micas and clays, are strongly enriched in the fine fraction. The important

TABLE 2

Elementary statistics on raw data in the Heavy Mineral Concentrate (H.M.C) and the Fine Fraction (F.F.) of stream sediments (all 1069 samples). D.L. is the detection limit, Std. Dev. is the standard deviation, and Corr. is the correlation between H.M.C. and F.F..

			H.M.C.		F.F.		
		D.L.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Corr.
Al	%	0.04	1.7	0.5	7.1	4.5	0.26
As	ppm	1	1.4	0.8	1.5	1.2	0.15
Au	ppb	5	7.2	27.8	5.4	13.1	0.01
Ba	ppm	1	10.9	25.1	71.2	73.8	0.33
Ca	%	0.02	0.9	0.7	0.5	0.6	0.36
Ce	ppm	3	48.4	30.7	36.6	27.6	0.41
Co	ppm	2	2.2	8.2	5.0	4.8	0.10
Cr	ppm	1	3.7	1.4	12.9	9.9	0.09
Cu	ppm	1	5.5	8.1	13.3	8.9	0.22
Eu	ppm	1	9.4	7.4	7.2	5.1	0.35
Fe	%	0.1	0.3	0.1	1.0	0.8	0.29
Hg	ppb	10	14.6	14.2	76.1	121.6	0.01
K	%	0.02	0.02	0.003	0.1	0.1	0.07
La	ppm	3	21.2	14.6	25.1	17.4	0.33
Li	ppm	1	1.3	0.5	4.5	3.6	0.13
LOI	%	0.01	0.02	0.01	0.06	0.07	-0.01
Mg	%	0.01	0.1	0.2	0.3	0.3	0.47
Mn	ppm	20	92.7	36.2	226.6	293.0	0.21
Na	%	0.01	0.02	0.01	0.03	0.02	-0.03
Ni	ppm	1	2.4	3.1	9.4	6.9	0.19
P	ppm	25	3267.7	1594.3	1251.6	580.6	0.46
Pb	ppm	2	5.7	19.4	17.0	150.0	0.28
Sb	ppb	1	8.4	16.1	1.7	1.5	0.14
Sc	ppm	1	1.3	0.5	2.1	1.4	0.11
Se	ppm	10	25.2	14.2	10.3	1.5	-0.03
Sm	ppm	1	5.0	3.6	4.5	3.3	0.31
Sr	ppm	1	26.8	35.7	21.9	16.5	0.37
Th	ppm	2	10.4	11.6	8.9	4.5	0.40
Ti	%	0.1	0.2	0.1	0.5	0.3	0.05
U	ppm	1	16.4	9.4	3.1	3.2	0.15
V	ppm	2	5.8	1.9	17.8	11.4	0.12
W	ppm	1	5.1	7.3	1.4	1.2	0.08
Y	ppm	1	15.8	7.3	10.2	6.1	0.32
Zn	ppm	3	10.9	6.6	50.1	76.0	0.41

enrichment in Cr, Cu, Fe, Mg, Mn, Ni, Pb, Ti, V and Zn in the fine fraction may indicate the strong influence of a mafic mineralogy and/or adsorption phenomena. Heavy to medium REE (Y, Eu), Ca, P, U, W and Sb are much more abundant in the heavy fraction, indicating that their hosting minerals are almost exclusively heavy phases such as garnet, apatite, monazite and zircon. Light REE (La, Ce, Sm), Sr and Th are only slightly enriched in the heavy fraction, expressing the existence of minerals having different densities.

Correlations between the fine and heavy fractions are quite low (Tab. 2). This lack of correlation indicates that both fractions carry different geochemical information. Ca, P, La, Ce, Eu, Sm, Sr, Th and Y show moderate correlation coefficients (0.31 to 0.46) and their specific host phases occur in both fractions. Zn and Mg also display appreciable correlations. Their common host minerals, present in the heavy and fine fractions, are probably pyroxene, amphibole and metallic oxides.

Most elements show strong asymmetrical unimodal distributions with few outliers. Therefore, before performing statistical calculations, these element concentrations were transformed to their natural logarithm values. This transformation reduces the effect of high values which may

strongly influence the calculation of principal components and variograms.

1.7 Multi-element relationships

Principal component analysis (PCA) attempts to reveal the correlation structure of the variables, allowing interpretation of geological processes affecting the geochemical data. It was performed on the fine and heavy fractions in retaining chemical elements whose distribution is not censored by the detection limit (Tab. 3 and 4). The principal components were rotated to orthogonal simple structures using the varimax criterion. Two five-factor models were retained, explaining respectively 63% and 79% of the total data variability of heavy and fine fractions. The interpretation of principal components is partly based on the mineralogical and chemical studies of granulometric and densimetric fractions. We have also dealt with the stability of PCA results and their ability to reflect real features occurring in the data. PCA was used previously by Roquin and Zeegers (1987) and Lindqvist et al. (1987) to model the multi-element signature of background variation factors (lithologies and environment) which strongly controlled the variations of elements of economic interest.

TABLE 3

Principal component analysis for the heavy fraction, orthogonal rotated principal component matrix. % indicates the percentage of total variation accounted by the rotated principal component. The components are extracted from the correlation matrix. Loadings smaller than 0.25 are not given.

	PC-1	PC-2	PC-3	PC-4	PC-5
%	23.77	14.35	12.42	6.42	6.12
Al	----	0.76	0.45	----	----
As	0.35	----	----	----	0.49
Ba	----	----	0.51	----	----
Ca	0.90	----	----	----	----
Ce	0.90	----	----	----	----
Cr	----	0.57	0.39	----	----
Cu	0.27	0.30	0.55	----	0.28
Fe	----	0.70	0.53	----	----
Hg	----	----	----	----	0.39
La	0.86	----	----	----	----
Mg	0.35	----	0.70	----	----
Mn	0.28	0.74	----	----	----
Na	0.49	0.33	----	----	0.29
Ni	----	----	0.76	----	----
P	0.85	----	----	----	----
Pb	----	----	0.36	----	0.65
Sb	----	----	----	0.27	0.63
Se	----	----	----	0.77	----
Sr	0.84	----	----	----	----
Th	0.77	----	----	----	----
Ti	0.28	0.77	----	----	----
U	0.46	----	----	0.59	----
V	0.25	0.77	----	----	----
W	----	----	----	0.72	----
Y	0.84	0.31	----	----	----
Zn	----	----	0.66	----	----

TABLE 4

Principal component analysis for the fine fraction, orthogonal rotated principal component matrix. % indicates the percentage of total variation accounted by the rotated principal component. The components are extracted from the correlation matrix. Loadings smaller than 0.25 are not given.

	PC-1	PC-2	PC-3	PC-4	PC-5
%	38.73	13.62	9.66	9.46	7.77
Al	0.85	-----	-----	0.30	0.25
As	-----	-----	-----	0.72	-----
Ba	0.80	-----	0.30	-----	-----
Ca	-----	-----	0.88	-----	-----
Ce	0.56	0.71	-----	-----	-----
Cr	0.89	-----	-----	-----	-----
Cu	0.82	0.28	-----	-----	-----
Fe	0.77	-----	-----	0.40	-----
Hg	-----	-----	-----	-----	0.81
K	0.88	-----	0.27	-----	-----
La	0.52	0.75	-----	-----	-----
Li	0.56	0.31	-----	0.55	-----
Mg	0.80	-----	0.38	-----	-----
Mn	0.52	-----	-----	0.57	-----
Na	0.76	-----	0.28	-----	-----
Ni	0.88	-----	-----	-----	-----
P	-----	0.62	0.52	-----	-----
Pb	0.42	-----	-----	0.52	0.40
LOI	-----	-----	-----	0.26	0.77
Sr	0.35	-----	0.77	-----	-----
Th	0.55	0.68	0.27	-----	-----
Ti	0.90	-----	-----	-----	-----
U	-----	0.72	-----	0.29	-----
V	0.85	-----	-----	-----	0.25
Y	0.39	0.72	-----	-----	-----
Zn	0.58	-----	-----	0.56	0.32

1.7.1 Heavy mineral concentrates

For the heavy fraction, the first factor explains the dispersion of La-Ce-Y-Sr-Th and their association with apatite and/or monazite (P and Ca). The pattern in Figure 3 reflects the distribution of major granitic units hosting U-Th-Nb-Ta-REE prospects and the outline of the MLT. The group of phosphorus deposits located in the southeast part of the sample area also appears as a positive anomaly.

The second factor corresponds to the occurrence of garnets with high loadings in Al-Fe-Mn-Ti-V. The spatial pattern of this component reflects the distribution of different rock types (Fig. 3). The gneisses located in the northeast and southwest parts of the sample area are characterized by positive values, and the carbonate- and calc-silicate-rich areas of the MLT appear as negative values.

The third factor is ascribed to mafic minerals with high contributions by Mg-Ni-Fe-Cr-Cu-Zn. Areas with positive values are found over gneiss and rocks of granulite metamorphic facies containing orthopyroxene in the southeastern part of the area (map not shown).

Interpretation of factors 4 and 5 is more complex. The multi-element associations group together mineralization pathfinder elements. Factor 4 corresponds to the association of Se-U-W. The most important anomaly is located northeast of

Baskatong Reservoir, in close proximity to an alkaline pluton (Fig. 4), where it coincides with a REE anomaly. Factor 5 groups together chalcophile elements (As-Pb-Sb). It defines anomalies north of Hull, east of Baskatong Reservoir and on the west flank of the Gatineau River valley, near Maniwaki (Fig. 4). All these sites are marked by gold anomalies (Bellehumeur and Jébrak, 1992). The sampling density is low compared to the typical size of dispersion haloes of metalliferous deposits in the secondary environment. Anomalous sample groups cover areas of 50 to 400 km². The probability for these multi-element associations to be directly related to the geochemical signature of mineralization is indeed very low. These anomalies are probably too large to reflect single deposits. However, they could reveal clusters of deposits or particular lithologies that could represent metallotects.

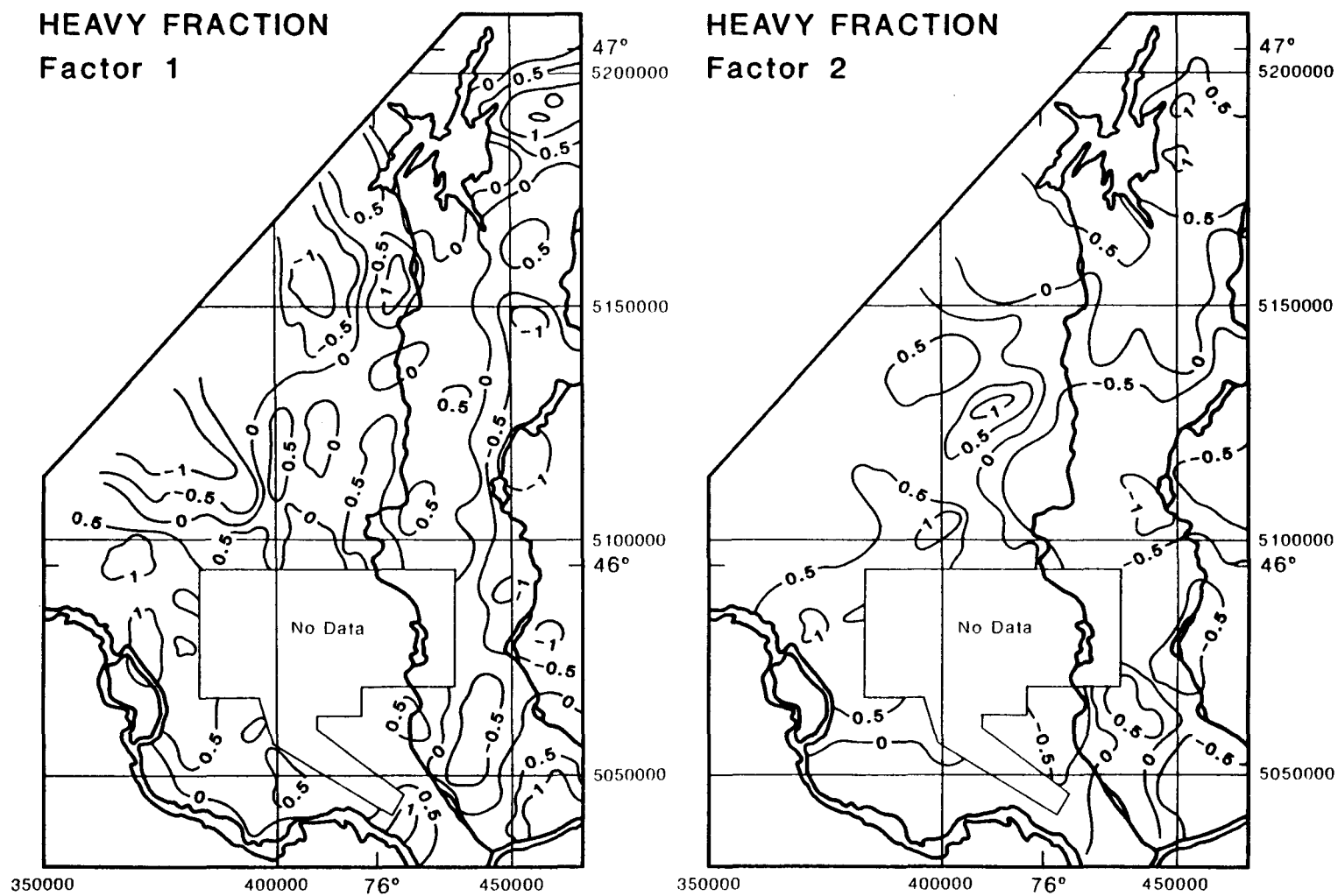


Fig. 3. Contour map of scores on component 1 (left) and component 2 (right), heavy mineral concentrates of stream sediments.

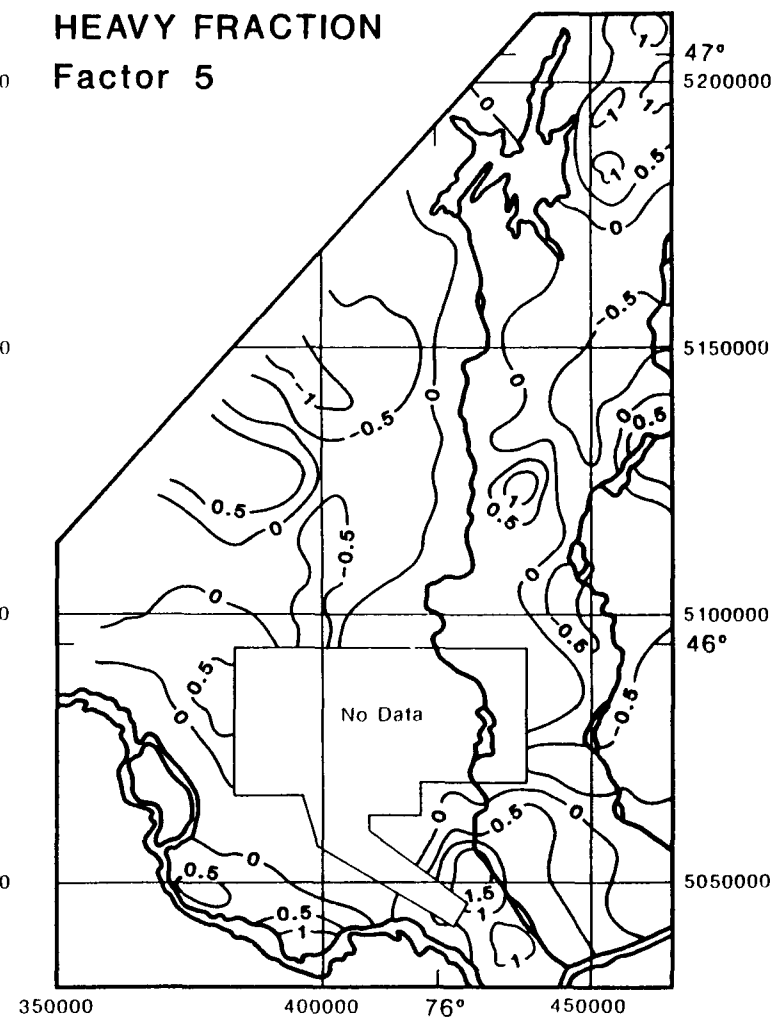
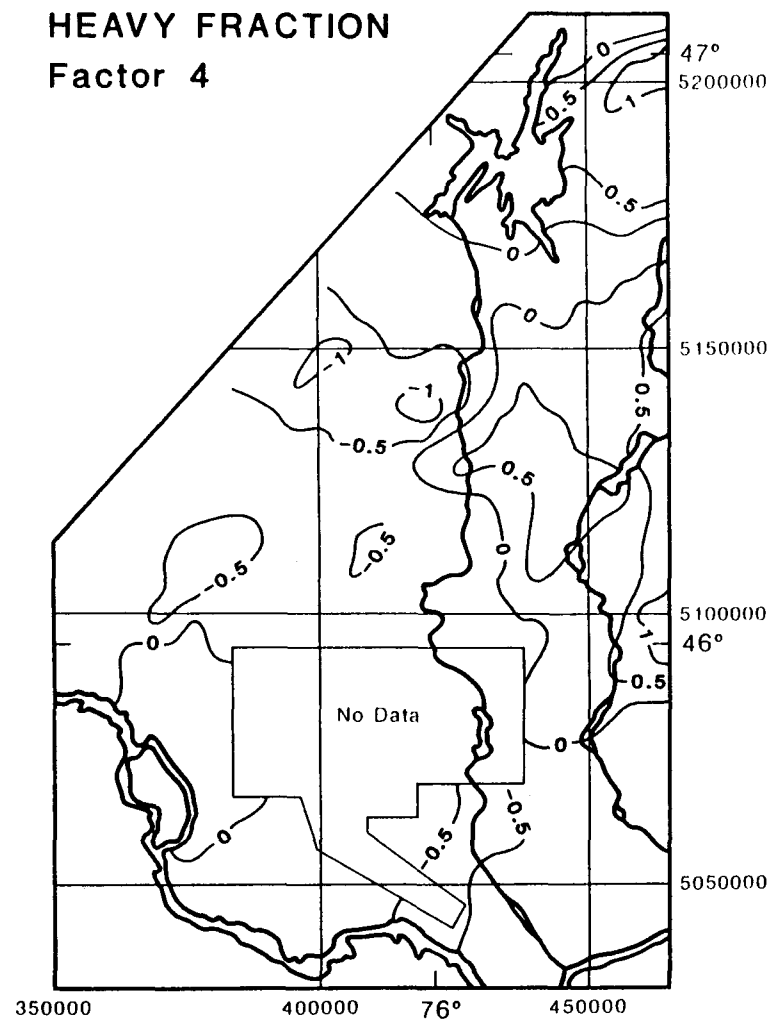


Fig. 4. Contour map of scores on component 4 (left) and component 5 (right), heavy mineral concentrates of stream sediments.

1.7.2 Fine fraction

For the fine fraction, the first factor represents a high percentage of the overall variability (39%) and is positively correlated with Al-Ba-Cr-Fe-K-Na-Ti-V. This dominant factor, with a high loading in Al, reflects a component of clay minerals and adsorption of metals. Cu, Zn and Ni also contribute strongly to this factor. Mapping of this factor shows that high values extend over the Ottawa, Gatineau and Du Lièvre River valleys, indicating argillaceous sediments deposited during the inundation of large valleys by the Champlain Sea and late glacial lakes (Fig. 5).

The second factor corresponds to the dispersion of apatite and/or monazite (P-La-Ce-Y-Th). This variable has essentially the same distribution as the first factor of the heavy fraction (map not shown).

The third factor, with a high contribution by Ca-Sr-Mg-P, reveals the presence of marble and calc-silicate skarn in the MLT (Fig. 5). This factor shows that the most important Ca variation sources in the fine fraction are carbonates, and not apatite and garnets as seen in the heavy fraction.

The fourth factor shows the LOI-Hg association, indicating that Hg distribution is controlled predominantly by the organic matter content. Pb and Zn are moderately linked to this component (Fig. 6). Fe-Mn-As-Pb-Zn contribute strongly to the

fifth component which would seem to represent co-precipitation and/or adsorption of trace elements on Fe-Mn oxide minerals (Fig. 6). The high loadings of these two factors are found around lakes and along major valleys, however there are also many anomalous isolated points.

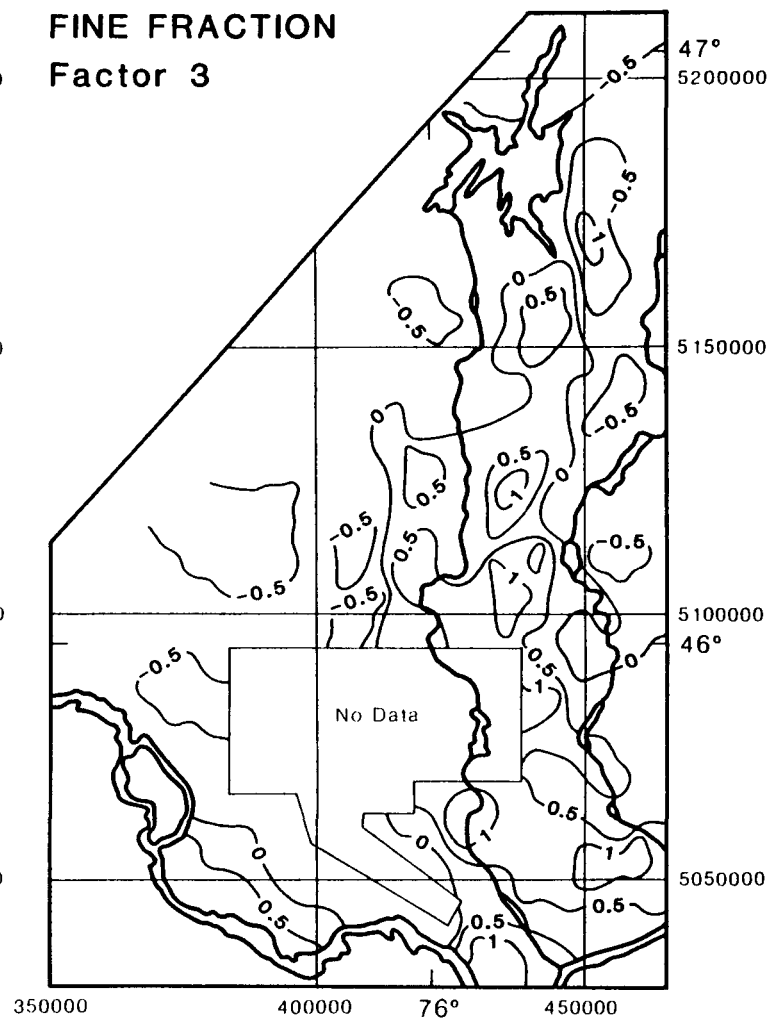
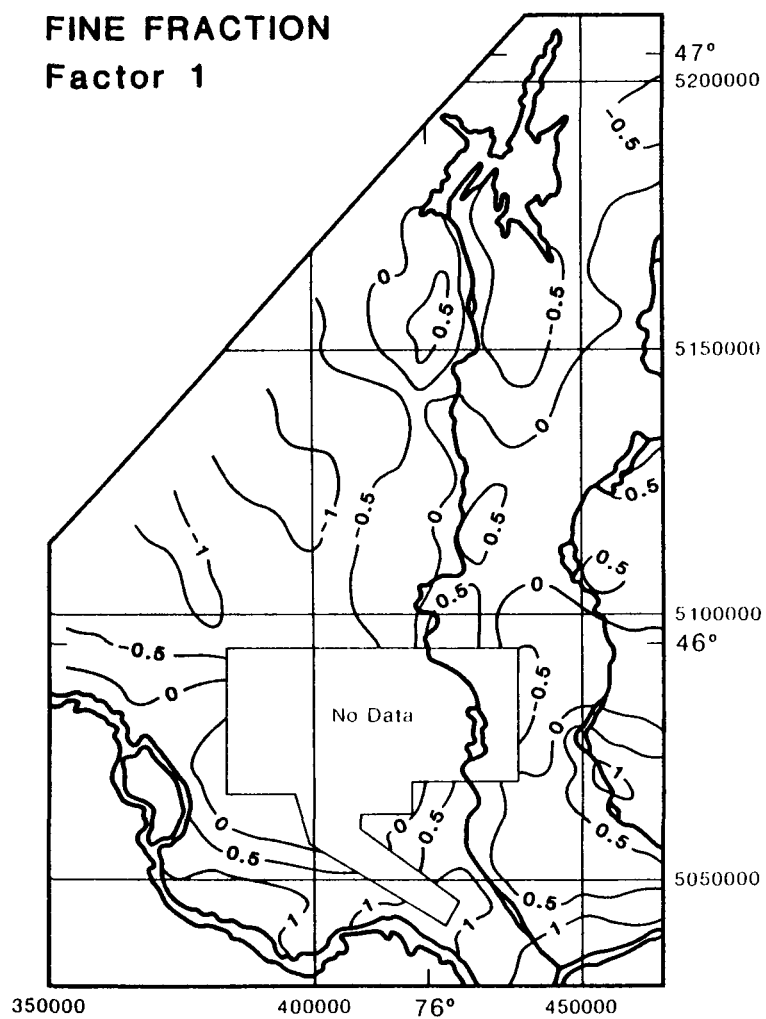


Fig. 5. Contour map of scores on component 1 (left) and component 3 (right), fine fraction of stream sediments.

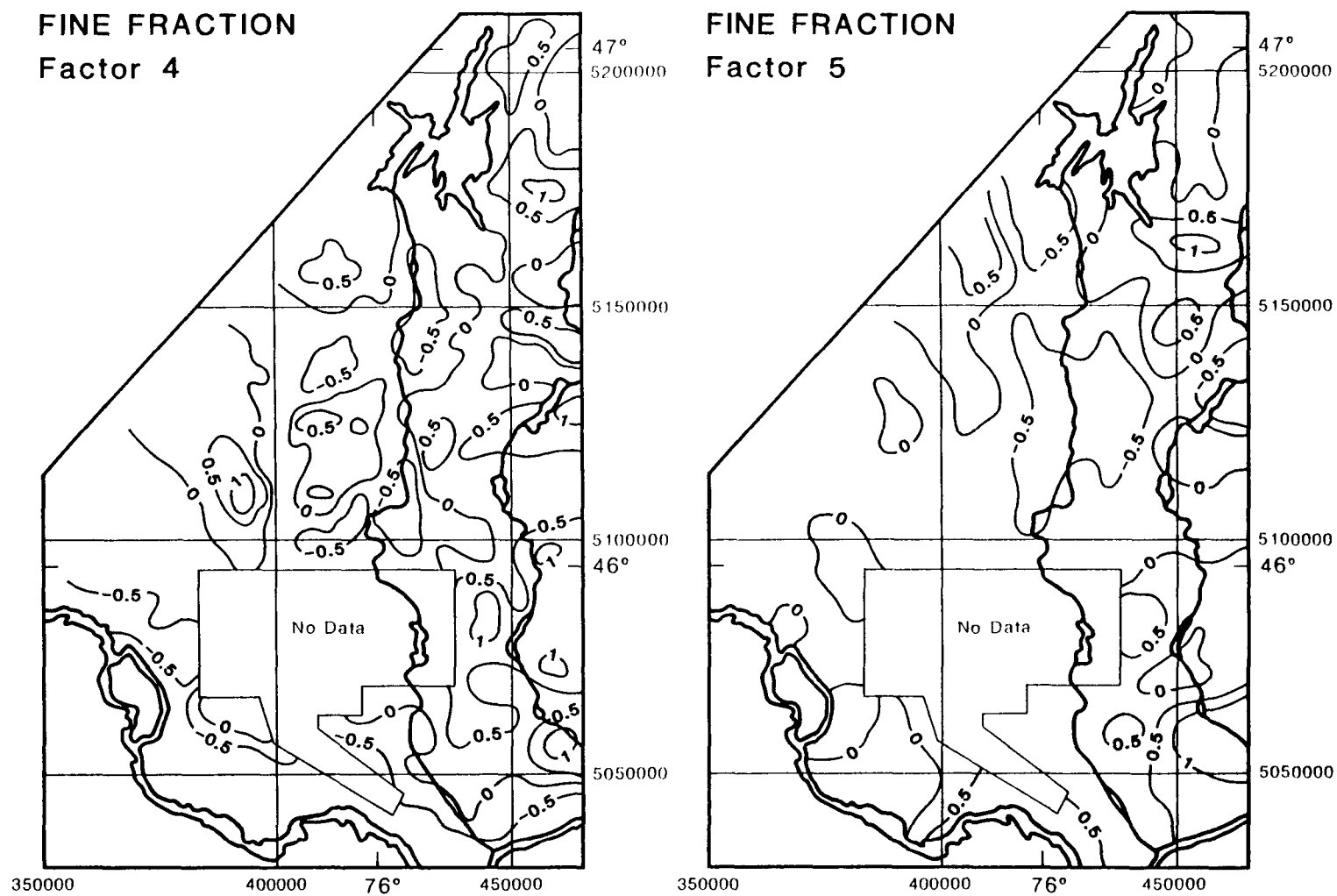


Fig. 6. Contour map of scores on component 4 (left) and component 5 (right), fine fraction of stream sediments.

1.7.3 Stability of principal components

Given that the PCA is an exploratory technique to reveal the correlation structure of the data, we must face the question whether the results are stable and reflect real features occurring in the data. We have used the bootstrap method, proposed by Efron (1979), and previously used by Daudin et al. (1988), in order to study the stability of PCA results. The bootstrap method consists of resampling with replacement, n -rows in the n -original rows of the data matrix. Because the bootstrap sample is the same size as the original sample, it contains certain rows more than once, others not at all. Daudin et al. (1988) show that the probability for the i^{th} row to be suppressed is equal to 0.37 if n is large, and the probability that it appears twice or more is equal to 0.26. This shows that for each draw, the data are quite modified.

We have considered the stability of the representation of variables on eigenvectors. The p variable points are projected on the principal components. Lebart et al. (1984) describe the relationship between the analysis in the space of variables R^p and the space of samples R^n . The principal components of the set of n standardized points in R^p , expressed by the unit vectors u_a , are the eigenvectors of $1/n X'X$ corresponding to eigenvalues λ_a . X is the matrix of standardized data, X' represents the transposed matrix, and $1/n X'X$ is the correlation matrix R . The

unit vectors v_a , corresponding to the set of p variable points in the space R^n , are the eigenvectors of $1/n XX'$.

The analysis in R^p and R^n are linked by:

$$v_a = Xu_a \ 1/\sqrt{n\lambda} \quad (1)$$

$$u_a = X'v_a \ 1/\sqrt{n\lambda} \quad (2)$$

In R^n , the coordinates of the p variable points C_a on the unit vectors v_a are given by:

$$C_a = X'v_a \ 1/\sqrt{n} \quad (3)$$

from (1) and (3)

$$C_a = 1/n X'X u_a \ 1/\sqrt{\lambda}$$

$$C_a = R u_a \ 1/\sqrt{\lambda}$$

The bootstrap method allows replications of the correlation matrix. We performed 25 bootstrap replications of the correlation matrix to be obtained. The coordinates of p variable points related to principal components are calculated by multiplying the correlation matrices by the original eigenvectors and the rotation matrix used by the varimax procedure. The dispersion of variable point groups on the PCA axis allows the stability of PCA models to be appreciated. A similar technique was proposed by Greenacre (1984) to evaluate models of correspondance analysis.

Tables 5 and 6 give the standard deviations and the differences between the maximum and minimum variable coordinates obtained after 25 bootstrap replications. These

parameters enable us to assess the extent of fluctuations in the variable representation induced by the bootstrap method. It is noticed that these parameters increase for components representing a low percentage of variation, and that the fine fraction shows a more stable correlation structure than the heavy fraction. The variables with high contributions to principal components are generally more stable; their coordinates are less scattered than the variable coordinates with low contributions. Factor 5 of the heavy fraction (possible mineralization-factor with high loadings in As-Sb-Pb) is an exception; the clusters of As, Sb and Pb coordinates show a more important dispersion than the other variables along factor 5.

Figures 7 and 8 show the convex hulls containing the replicates of variable coordinates on the planes formed by factors 1 and 2, and by factors 4 and 5 of the heavy and fine fractions. We have projected only the variables with noticeable contributions to the definition of factors. The first two factors of each fraction, expressing the dominant characteristics of the data, are very stable; the areas of convex hulls are relatively small. For factors 4 and 5, the areas of convex hulls are larger, however the coordinate clusterings still allow clear recognition of the principal multi-element relationships.

Factors 4 and 5 of the heavy fraction explain nearly equal percentages of variations. However, we notice that the coordinates of variables are much less scattered along axis 4 than along axis 5. Therefore, the association Se-U-W of factor 4 is a multi-element feature widespread among many samples. On the other hand, the association As-Pb-Sb of factor 5 is probably much less widespread and concerned a limited number of samples.

TABLE 5

Standard deviations (Std) and differences between the maximum and minimum variable coordinates (Diff) obtained after 25 bootstrap replications for the five rotated principal components of the heavy fractions.

	PC-1		PC-2		PC-3		PC-4		PC-5	
	Diff	Std	Diff	Std	Diff	Std	Diff	Std	Diff	Std
Al	0.22	0.05	0.06	0.02	0.15	0.04	0.11	0.03	0.12	0.03
As	0.15	0.04	0.14	0.03	0.14	0.03	0.13	0.03	0.27	0.06
Ba	0.14	0.04	0.08	0.02	0.12	0.03	0.12	0.03	0.11	0.03
Ca	0.08	0.02	0.16	0.19	0.04	0.05	0.13	0.03	0.20	0.06
Ce	0.05	0.01	0.13	0.03	0.14	0.03	0.15	0.03	0.15	0.04
Cr	0.13	0.03	0.08	0.02	0.10	0.03	0.13	0.03	0.14	0.04
Cu	0.13	0.03	0.19	0.04	0.09	0.03	0.13	0.03	0.21	0.05
Fe	0.22	0.05	0.09	0.02	0.13	0.03	0.10	0.03	0.13	0.03
Hg	0.12	0.03	0.13	0.03	0.09	0.02	0.18	0.04	0.09	0.02
La	0.04	0.01	0.13	0.03	0.13	0.03	0.13	0.03	0.14	0.04
Mg	0.17	0.04	0.20	0.05	0.12	0.02	0.16	0.04	0.26	0.06
Mn	0.13	0.03	0.06	0.02	0.15	0.04	0.10	0.03	0.11	0.02
Na	0.10	0.03	0.08	0.02	0.11	0.03	0.13	0.03	0.09	0.02
Ni	0.18	0.04	0.13	0.04	0.08	0.02	0.15	0.03	0.10	0.03
P	0.06	0.02	0.13	0.04	0.16	0.04	0.14	0.03	0.22	0.05
Pb	0.14	0.03	0.13	0.03	0.15	0.03	0.14	0.03	0.29	0.06
Sb	0.13	0.03	0.11	0.03	0.18	0.04	0.21	0.06	0.30	0.06
Se	0.10	0.02	0.14	0.03	0.13	0.03	0.07	0.02	0.13	0.04
Sr	0.05	0.02	0.15	0.04	0.16	0.04	0.11	0.03	0.13	0.04
Th	0.06	0.02	0.13	0.03	0.14	0.04	0.15	0.04	0.12	0.03
Ti	0.10	0.03	0.08	0.02	0.15	0.04	0.08	0.02	0.09	0.02
U	0.09	0.02	0.12	0.03	0.19	0.04	0.09	0.03	0.10	0.02
V	0.16	0.04	0.06	0.02	0.14	0.04	0.10	0.03	0.09	0.02
W	0.13	0.03	0.11	0.03	0.17	0.03	0.07	0.02	0.17	0.04
Y	0.05	0.01	0.13	0.03	0.17	0.04	0.14	0.03	0.14	0.03
Zn	0.20	0.04	0.10	0.03	0.08	0.02	0.15	0.04	0.15	0.03

TABLE 6

Standard deviations (Std) and differences between the maximum and minimum variable coordinates (Diff) obtained after 25 bootstrap replications for the five rotated principal components of the fine fractions.

	PC-1		PC-2		PC-3		PC-4		PC-5	
	Diff	Std	Diff	Std	Diff	Std	Diff	Std	Diff	Std
Al	0.05	0.01	0.09	0.02	0.11	0.03	0.06	0.02	0.11	0.03
As	0.11	0.03	0.09	0.03	0.16	0.04	0.10	0.02	0.13	0.03
Ba	0.08	0.02	0.09	0.02	0.10	0.02	0.07	0.02	0.10	0.02
Ca	0.10	0.02	0.16	0.03	0.07	0.02	0.14	0.03	0.14	0.04
Ce	0.08	0.02	0.08	0.02	0.14	0.03	0.08	0.02	0.15	0.04
Cr	0.07	0.01	0.06	0.02	0.12	0.02	0.08	0.02	0.07	0.02
Cu	0.07	0.02	0.07	0.02	0.14	0.03	0.09	0.02	0.13	0.03
Fe	0.10	0.02	0.11	0.03	0.11	0.03	0.07	0.02	0.14	0.03
Hg	0.13	0.03	0.13	0.03	0.10	0.03	0.13	0.03	0.09	0.02
K	0.05	0.01	0.07	0.02	0.09	0.02	0.08	0.02	0.11	0.03
La	0.08	0.02	0.08	0.02	0.13	0.03	0.09	0.02	0.13	0.03
Li	0.08	0.02	0.09	0.03	0.11	0.03	0.07	0.02	0.11	0.02
Mg	0.08	0.02	0.11	0.03	0.11	0.03	0.10	0.02	0.10	0.02
Mn	0.10	0.02	0.10	0.03	0.08	0.02	0.07	0.02	0.16	0.03
Na	0.10	0.02	0.10	0.02	0.12	0.02	0.07	0.02	0.12	0.03
Ni	0.05	0.01	0.07	0.02	0.09	0.03	0.08	0.02	0.10	0.02
P	0.10	0.02	0.13	0.03	0.08	0.02	0.12	0.03	0.11	0.03
Pb	0.09	0.02	0.10	0.03	0.08	0.02	0.07	0.02	0.12	0.03
LOI	0.09	0.02	0.13	0.03	0.12	0.03	0.12	0.03	0.10	0.02
Sr	0.08	0.02	0.12	0.03	0.07	0.02	0.11	0.03	0.12	0.03
Th	0.09	0.02	0.10	0.02	0.10	0.03	0.08	0.02	0.11	0.03
Ti	0.04	0.01	0.08	0.02	0.11	0.03	0.09	0.02	0.14	0.03
U	0.09	0.02	0.12	0.02	0.13	0.03	0.11	0.02	0.13	0.04
V	0.06	0.02	0.07	0.02	0.10	0.03	0.09	0.02	0.13	0.03
Y	0.07	0.01	0.07	0.02	0.11	0.03	0.10	0.03	0.12	0.03
Zn	0.09	0.02	0.12	0.03	0.12	0.03	0.07	0.02	0.12	0.03

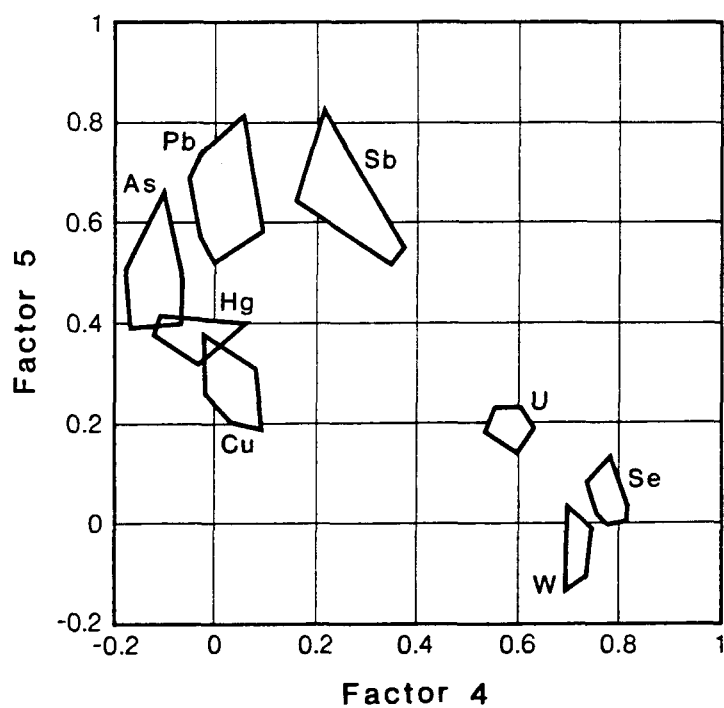
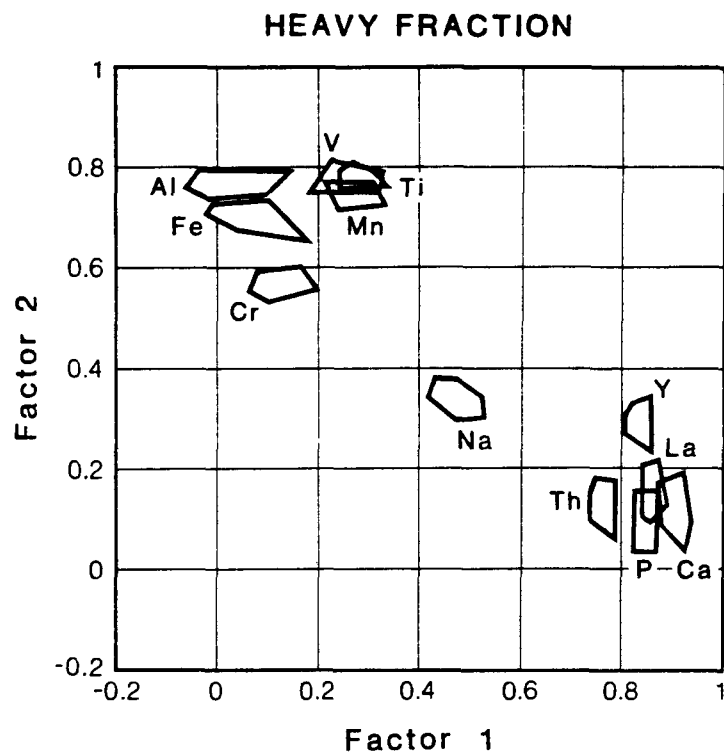


Fig. 7. Convex hulls containing the replicates of variable coordinates on factors 1 and 2 (top) and factors 4 and 5 (bottom), heavy mineral concentrates of stream sediments.

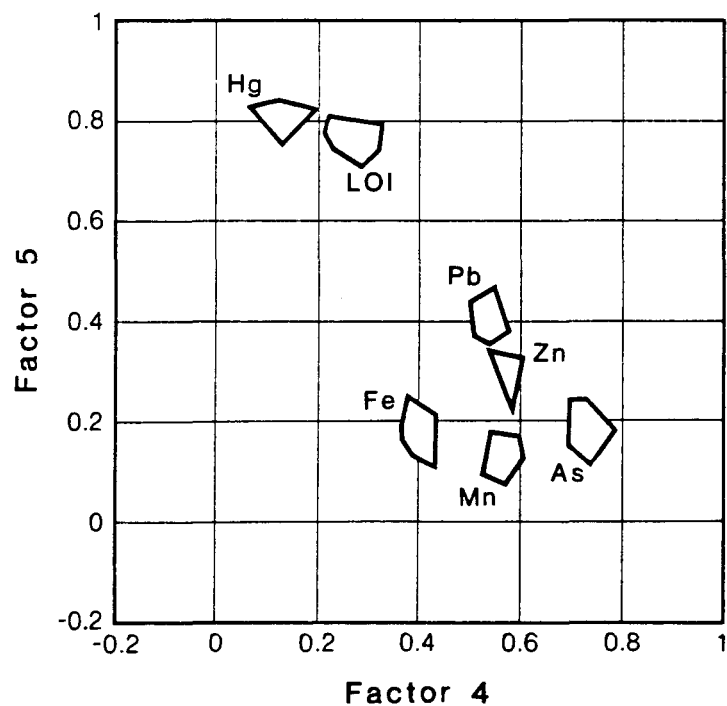
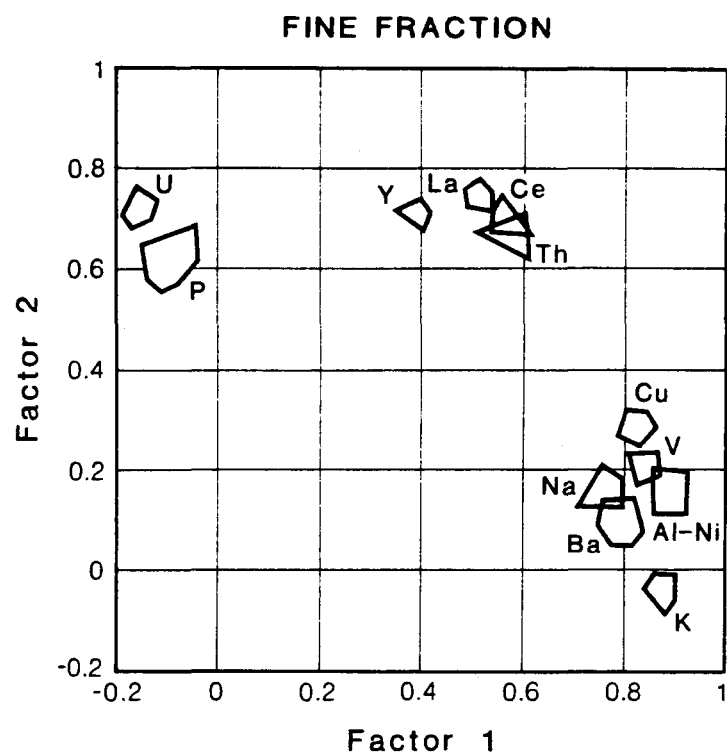


Fig. 8. Convex hulls containing the replicates of variable coordinates on factors 1 and 2 (top) and factors 4 and 5 (bottom), fine fraction of stream sediments.

1.7.4 Interpretation and comparison of inter-element associations

PCA enables modelling of the most important geological phenomena affecting the geochemical data of both media. These phenomena control the background variations of chemical elements. The proportion of geochemical signals related to these background variations is more important for the fine fraction than for the heavy fraction (Fig. 9). The first three factors of the heavy fraction and the five factors of the fine fraction account respectively for 51% and 79% of the data variability. On the other hand, the heavy fraction contains a greater proportion of variability that cannot be interpreted in terms of simple geological processes deduced from multi-element associations. This medium is probably subjected to the influence of a larger number of marginal processes.

Each medium underlines different geological features (Fig. 9). The factor models show that the fine fraction is strongly affected by surficial processes. Factors 1, 4 and 5, accounting for 56% of the data variability, represent features of the overburden and secondary processes of the surficial environment. Explaining 23% of variations, factors 2 and 3 are related to lithologies. The heavy fraction does not reflect the conditions of the surficial environment. The first three factors of the PCA account for background variations, and truly represent a lithological background model.

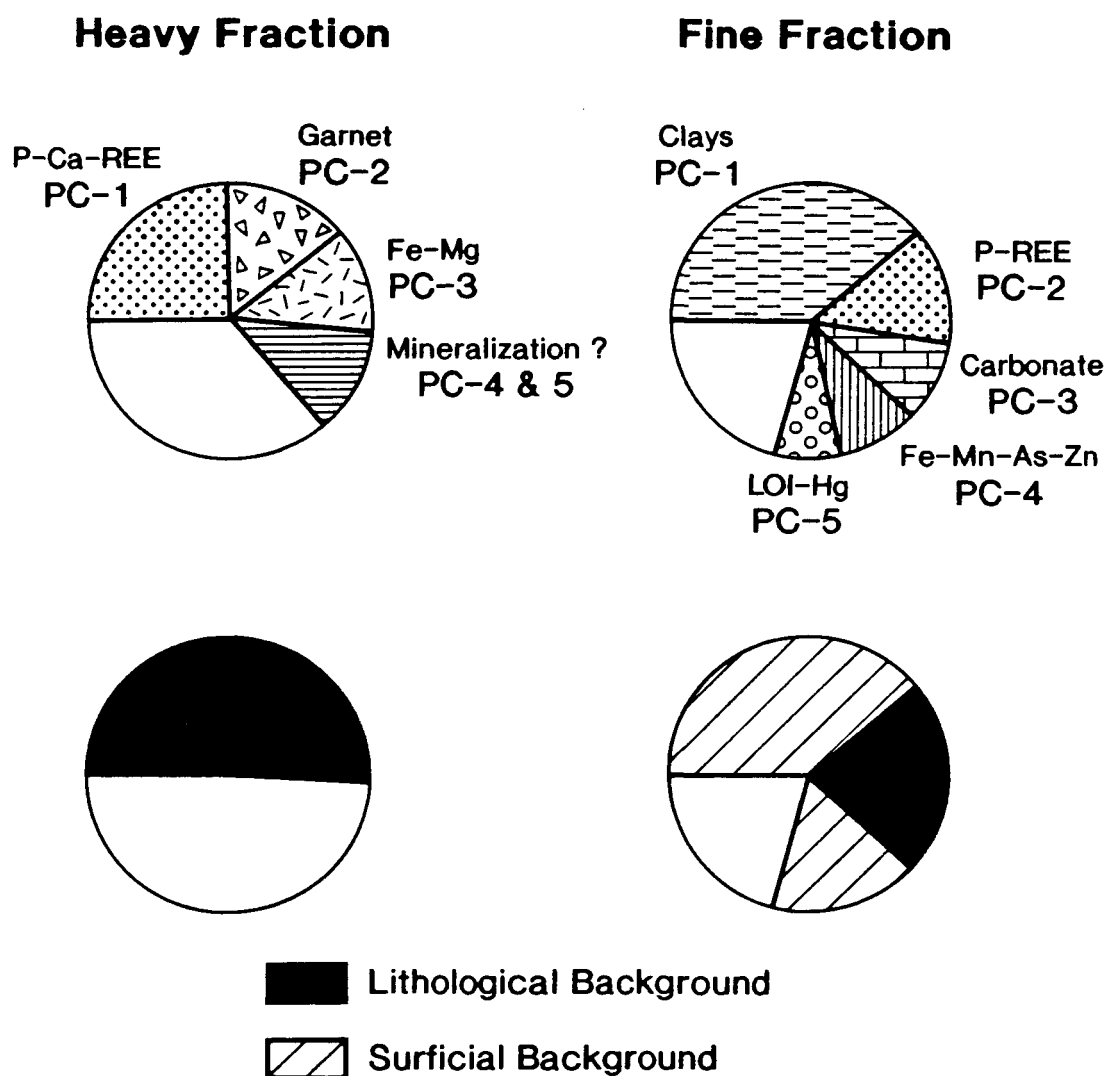


Fig. 9. Background variation factors affecting the geochemical data for heavy mineral concentrates (HMC) and fine fraction (FF) of stream sediments.

It is noteworthy that many elements of economic interest are strongly related to the background variation models (Fig. 10). For the heavy fraction, the percentage of variance of Cu-Ni-Pb-Zn-La-Y explained by the first three factors, ranged from 15% to 83%, whereas for the fine fraction, the five-factor background model explain 67% to 88% of Cu-Ni-Pb-Zn-La-Y variations. The distribution of these elements is mainly controlled by the background variations, and relationships with mineralization components may be hidden by high background values. The modelling of geochemical variability using the multi-element relationships allow zones of high or low geochemical levels to be related to specific geological phenomena. However, given the strong influence of background variations representing rock-forming minerals of widespread lithologies and environmental factors, the enhancement of marginal processes, such as the signature of mineralization, should consider specific geochemical behaviors of anomalies or geochemical domains departing from the signature of background phenomena.

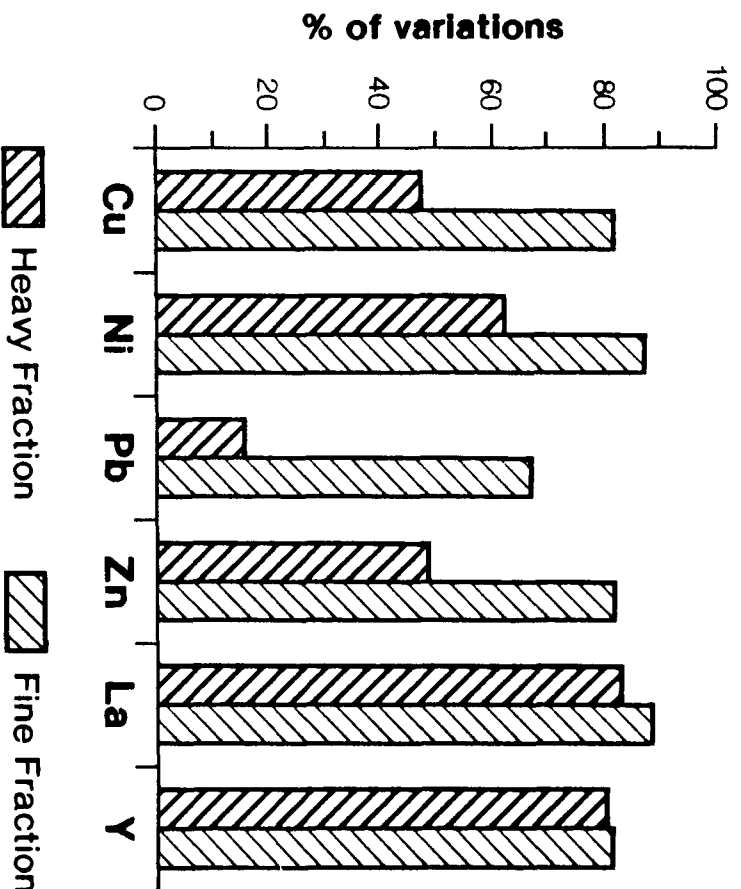


Fig. 10. Percentage of variance of elements of economic interest accounted by background variations, represented by the first three factors of PCA for HMC, and by the five factor model for the FF

1.8 Spatial structures of geochemical data

Spatial continuity between observations of a given variable may be characterized by the variogram. The variogram reveals the random (irregularity between points) and the structured aspects of spatial dispersion for a geochemical signal. These spatial features may be typical of the nature of the geochemical signal. Most applications of variograms have been for ore reserve estimation (David, 1977; Journel and Huijbregts, 1978). Applications to geochemical exploration have been demonstrated by, among others, Myers et al. (1982), Sandjivy (1984), Wackernagel and Butenuth (1989), Marcotte (1990) and Marcotte and Fox (1990).

The estimator of the variogram is defined as:

$$\text{Gamma } (h) = (2n)^{-1} \sum [Z(x) - Z(x+h)]^2$$

where $Z(x)$ and $Z(x+h)$ are measurements of a given variable at locations x and $x+h$, separated by the distance h . The number of pairs of samples is n . This calculation is repeated for different values of h and provides the experimental variogram. The rate of increase of $\text{Gamma } (h)$ allows us to characterize the continuity of the variable. Generally, the variogram tends to level off at a sill equal to the variance of the variable. The distance at which this occurs is referred to as the range of the variable. The discontinuity at the origin (non-zero intercept) is called the nugget effect. This corresponds to

local variations occurring at a scale smaller than the sampling interval. It can be compared to the random phenomenon of white noise.

1.8.1 Description of variograms

Figures 11 and 12 show the experimental variograms for principal components of both fractions, and Tables 7 and 8 show variogram parameters such as nugget effect, ranges and percentage of variation accounted by each spatial scale of variation. In some cases, the parameters are difficult to assess, and only a rough estimate is provided. Figure 13 illustrates the spatial extent of each geochemical component.

The first general remark is that as h increases, each variogram reaches a sill value. The variograms generally show important nugget effects (0.4 to 0.75), indicating that more than 40% of the spatial variations are due to small scale random variations. The variograms displaying the longest ranges are generally characterized by lower nugget effects. These geochemical components have more homogeneous distributions, being less inclined to local erratic variations. Variograms differ appreciably between heavy and fine fractions. Factors of the fine fraction generally show longer ranges than those of factors of the heavy fraction. This feature indicates that the fine fraction is subject to a more extensive dispersion of the geochemical signal.

TABLE 7

Variogram parameters of principal components of the heavy fraction. P.C. is the principal component number, C_0 is the nugget effect, C_1 and C_2 are the covariances associated to the short and long spatial scale of variations, R is the range of a spatial structure measured in N-S and E-W directions, % gives the percentage of the overall variance accounted by the specific scale of variation.

Heavy Fraction

P.C.	Association	C_0 (%)	C_1 (%)	R_{1N-S} (km)	R_{1E-W} (km)	C_2 (%)	R_{2N-S} (km)	R_{2E-W} (km)
1	P-Ca-La-Ce-Y Sr-Th	47	33	7	7	20	28	28
2	Al-Fe-Mn-Ti V-(Cr)	55	25	7	7	20	30	30
3	Mg-Ni-Fe Cr-Cu-Zn	70	30	25	17			
4	Se-U-W	75	25	17	12			
5	As-Pb-Sb Hg-Cu	65	35	17	7			

TABLE 8

Variogram parameters of principal components of the fine fraction. P.C. is the principal component number, C_0 is the nugget effect, C_1 and C_2 are the covariances associated to the short and long spatial scale of variations, R is the range of a spatial structure measured in N-S and E-W directions, % gives the percentage of the overall variance accounted by the specific scale of variation.

Fine Fraction

P.C.	Association	C_0 (%)	C_1 (%)	R_1 N-S (km)	R_1 E-W (km)	C_2 (%)	R_2 N-S (km)	R_2 E-W (km)
1	Al-Ba-K-Na Cr-Fe-Ti-V	40	30	7	5	30	45	25
2	P-La-Ce-Y-Th	65	35	20	20			
3	Ca-Sr-Mg-P	30	40	7	9	30	50	38
4	LOI-Hg-Pb-Zn	55	35	7	7	10	45	45
5	As-Mn-Fe Pb-Zn	75	25	10	15			

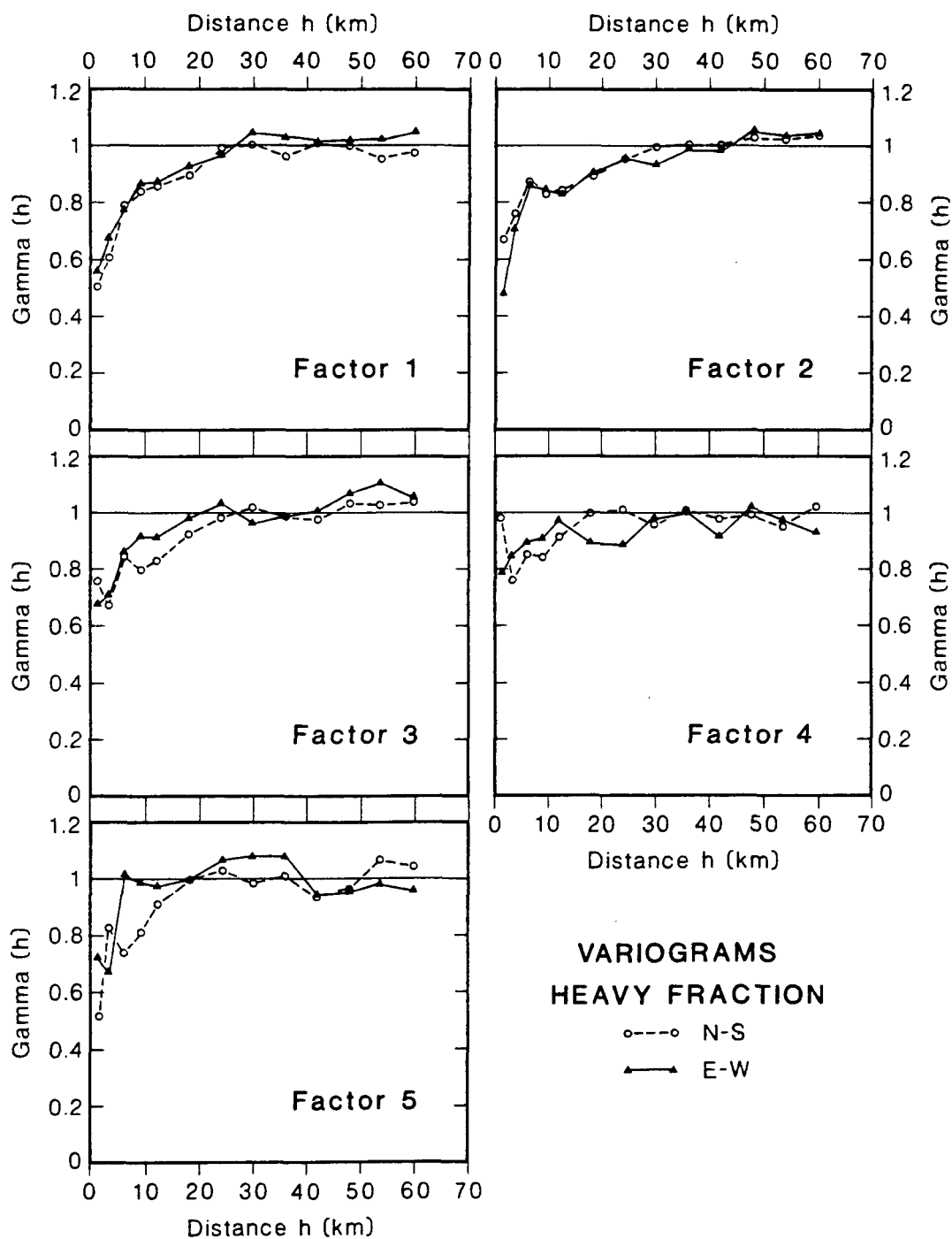


Fig. 11. Directional variograms of factor scores for heavy mineral concentrates of stream sediments.

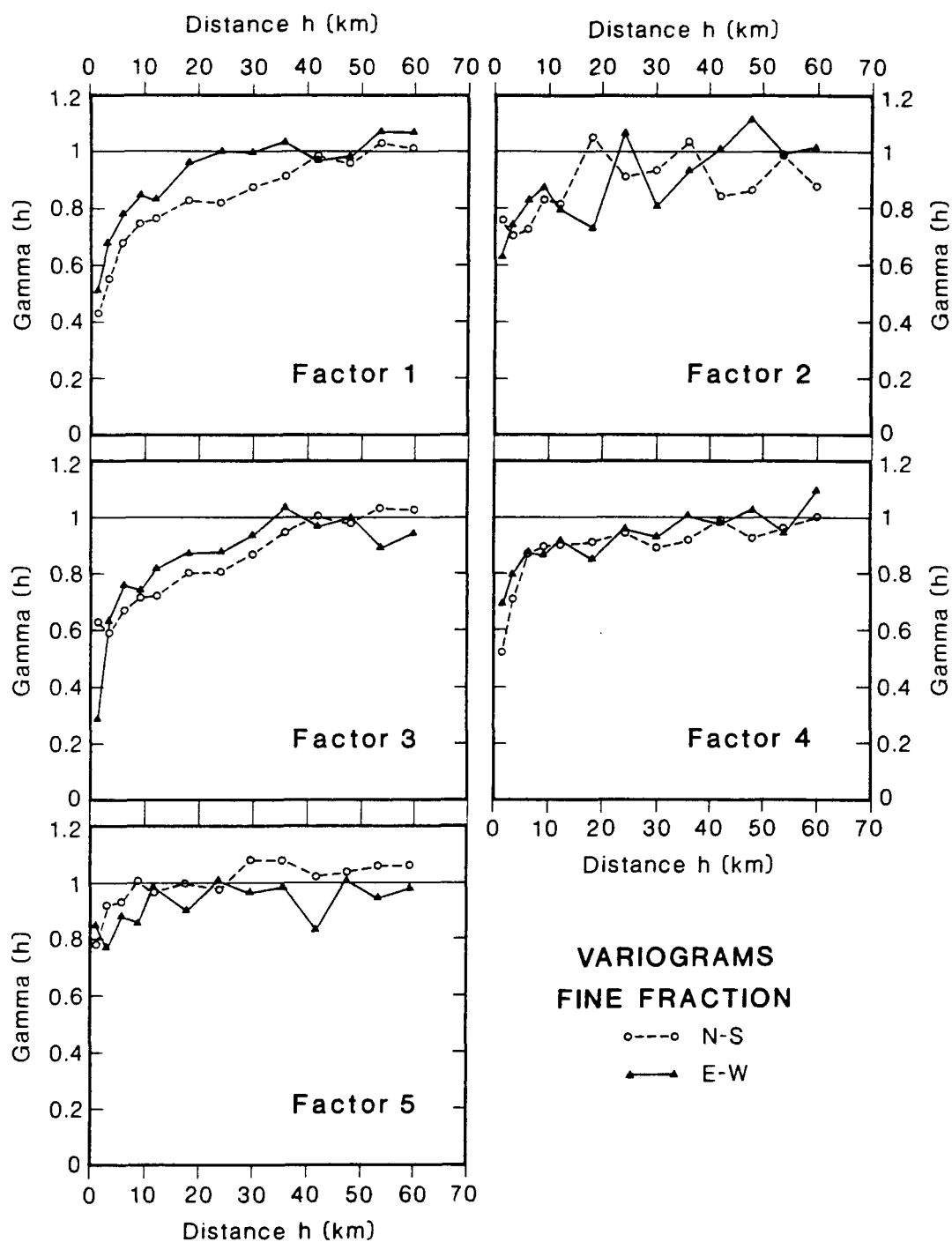


Fig. 12. Directional variograms of factor scores for the fine fraction of stream sediments.

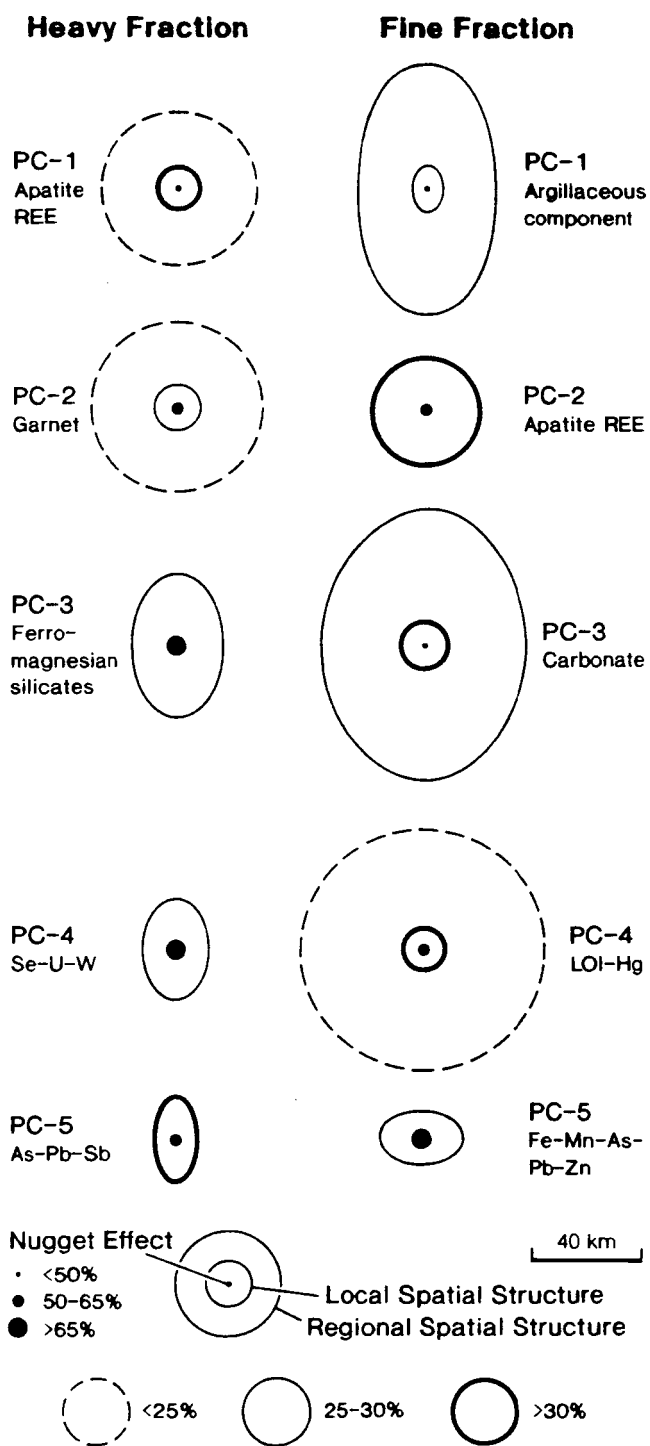


Fig. 13. Spatial extent of geochemical components.

Variograms of factors 3 and 5 of the heavy fraction and factors 1 and 3 of the fine fraction show marked anisotropies with longest ranges parallel to the main direction of streams and glacial transport.

Variograms of factors 1 (P, Ca, REE) and 2 (garnets) of the heavy fraction and factors 1 (clays), 3 (carbonates) and 4 (LOI-HG) of the fine fraction show abrupt changes of their slopes, revealing the existence of more than one scale of variation. These nested structures are represented as the sum of two variograms, each characterizing the variability at a particular scale; 1) a local scale associated with high frequency undulations where the ranges are 5 to 7 km long; 2) a regional scale of variation where the ranges spread from 25 to 50 km. These variograms show regular curves and relatively low nugget effect (0.3 to 0.55). These broad scale continuities confirm that these factors correspond to small frequency variations which yield information about major trends. For the heavy fraction, these factors correspond to regional lithologic features. For the fine fraction, only the third factor (occurrence of carbonates) reveals a regional lithologic trend, while factors 1 and 4 are associated to surficial environment features. For the variograms displaying nested structures, the local deviations - which include the nugget effect and the short range component - are always at least twice as more

important than the regional variations. This feature represents the overlapping of a high local geochemical gradient - corresponding to a local zone of influence - on a long range geochemical component which persists despite the lithological variations and the dilution induced by the supply of material from various sources.

Factor 3 of the heavy fraction, (occurrence of ferromagnesian minerals) shows a relatively high nugget effect (0.70), and the ranges vary from 17 to 25 km, characterizing a marked N-S anisotropy. The sources of this geochemical component have a less extensive spatial dispersion than the sources associated to factors 1 and 2.

The variograms of factors 4 and 5 (possible mineralization factors) of the heavy fraction are regular, however they show high nugget effects (0.65 and 0.75) and short ranges (7 to 17 km). These features indicate that these mineralization factors are not related to major geological trends, but rather to local geological phenomena of local sources and erratic occurrences.

Factor 2 of the fine fraction, attributed to the occurrence of dense and resistant minerals hosting P-La-Ce-Y-Th, also displays a high nugget effect (0.65) and a relatively short range (20 km) with a very irregular variogram. These features indicate that the fine fraction does not optimize the representativity of this component. The heavy fraction produces

a more structured signal that better reflects the geochemical components.

The variograms of factors 4 and 5 of the fine fraction show that these associations represent mostly local conditions of the surficial environment (LOI-Hg association and scavenging of metal ions by Fe-Mn oxides). The spatial distribution of these factors (Fig. 6) are more irregular than the factors representing major geologic trends. These factors do not show any N-S anisotropy, and factor 5 even shows a slight E-W anisotropy, which is irregular when the main direction of streams and glacial transport in the area is taken into consideration. The principal sources of these geochemical components are the organic-rich environments where reducing conditions prevailed. These environments are located in poorly drained plateaus covering small areas, where stream networks are not well structured. Therefore, these geochemical sources are not very widespread, and their dispersion does not necessarily follow the regional pattern.

1.8.2 Application of variogram analysis

The variogram provides useful methodological information that may be used at an early stage in an exploration program. It enables the estimation of a suitable sampling interval for detecting a specific geochemical component with a particular

spatial continuity. For example, a sampling interval of some 8 to 15 km (1 sample / 64 to 225 km²) allows identification of major trends of geochemical components represented by factors displaying ranges of 25 to 50 km. The variograms also enable the proportion of structured spatial variance ensuing from a specific sampling interval to be considered. The variogram parameters show that for the media used in the Gatineau geochemical survey, a sampling interval of 8 to 15 km would introduce a high proportion of random variations in the geochemical signals. The short spatial scales would appear as a nugget effect.

The nugget effect represents the variations occurring at scales smaller than the sampling interval. Using the terminology of Nichol (1985), the nugget effect includes the variance due to analysis and sample processing, and the variance due to sampling, which represents local heterogeneity around the sampling station. Moreover, the nugget effect includes the variations due to high frequencies which cannot be detected from the sampling interval.

The nugget effect may possibly be reduced in two ways: 1) by increasing the sampling density in order to detect a wider spectrum of frequencies; 2) by revising the sampling technique in order to collect samples more representative of the sampling station. The first method will be effective if a part of the

random component is due to geological phenomena of short spatial structures which will be detected by a denser sampling grid. Taking replicate samples may aid in determining the more useful approach. The combined sampling and analytical variance is calculated as follows (Garrett, 1973):

$$\sigma_{sa}^2 = 1 / N \sum_{i=1}^N 1 / n-1 \sum_{j=1}^n (x_{ij} - x_j)^2$$

where: N : number of sites where replicates were collected,
 n : number of replicates at each site,
 x_j : average value of replicates at site i,
 x_{ij} : value of a replicate at site i.

Obtaining a value of σ_{sa}^2 significantly smaller than the nugget effect allows the detection of geological phenomena whose extent is smaller than the sampling interval. On the other hand, the equality of these variances signifies that taking additional samples on a denser grid will not allow new high-frequency variations to be detected; the variations due to analysis and sampling mask these frequencies. Thus, it is preferable to improve the sampling, processing or analytical techniques rather than collect additional samples on a smaller grids.

Variograms characterize spatial features of geochemical data. They reflect the variance components acting at different scales, enabling the extent of the zone of influence of geological phenomena to be characterized and, therefore,

providing useful information about the nature of geochemical sources. The recognition of scales of variations may have an impact on the sampling methodology of geochemical surveys, suggesting that sample spacing should be chosen according to the extent of the geochemical component of interest.

1.9 Conclusions

The regional geochemical survey of the Gatineau area shows that the fine fraction ($< 177 \mu\text{m}$) and the heavy mineral concentrates of stream sediments carry very different geochemical information. The background levels and the multi-element associations differ between both media. Each medium records and underlines different geological processes. The multi-element geochemical information permits the effective detection and modelling of the most important geological phenomena affecting the geochemical data. A principal component model reveals that the fine fraction is strongly subjected to the influence of surficial processes while the heavy fraction, which may be directly interpreted in terms of a clastic dispersion of minerals, mainly reflects the mineralogical characteristics of lithologies. It appears that an important part of variations in most of the elements of economic interest are strongly related to background variation factors. It becomes evident that an interpretation of anomalies in terms of

metallogenic zones should consider the geochemical environment specified by multi-element associations.

The use of variograms reveals the different spatial variation components of geochemical signals. The variograms show high nugget effect where more than 40% of the variability is considered as random, indicating the erratic occurrence of phases hosting geochemical signals in the sampled media. They enable the recognition of the spatial scales of geochemical components and the differentiation of the geological phenomena associated to regional trends from those acting at local scales. Spatial variation components provide useful information for estimating a suitable sampling interval for geochemical surveys, and aid in finding solutions for reducing the nugget effect.

1.10 References

Avramtchev, L. and Piché, G., 1981. Carte des gîtes minéraux du Québec, région de Laurentie-Saguenay, Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, DPV 809.

Ayres, L.D. and Cerny, P., 1982. Metallogeny of granitoid rocks in the Canadian Shield. *Can. Miner.*, 20: 439-535.

Bellehumeur, C. and Jébrak, M., 1992. Analyse multidimensionnelle des données géochimiques appliquées à la prospection dans la région de la Gatineau. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, MB 92-05, 45 pp.

Bishop, C. and Jourdain, V., 1987. Grenville polymetallics; the Montauban and Grand Calumet deposits. *Northern Min. Mag.*, december 1987: 15-17.

Choinière, J., 1988. Géochimie des minéraux lourds - région de la Gatineau. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, MB 88-35, 38 pp.

Choinière, J., 1989. Géochimie de la fraction fine des sédiments de ruisseaux de la région de la Gatineau. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, MB 89-08.

Corriveau, L., 1989. The ultrapotassic Kensington pluton, SW Grenville Province. In: L. Corriveau, D. Gold, J. Bédard and J. Bourne (Editors) *Alkaline and calc-alkaline complexes of southern Quebec - Field trip B3*. *Geol. Ass. Can./Miner. Ass. Can.*, Montréal, pp. 1-22.

Daudin, J.J., Duby, C., and Trecourt, P., 1988. Stability of principal component analysis studied by the bootstrap method. *Statistics*, 19: 241-258.

Davenport, P.H., 1990. A comparison of regional geochemical data from lakes and streams in northern Labrador; implications for mixed-media geochemical mapping. *J. Geochem. Explor.*, 39: 117-151.

David, M., 1977. *Geostatistical ore reserve estimation*. Elsevier, Amsterdam, 364 pp.

Efron, B., 1979. Bootstrap methods: another look at the jackknife. *The Annals of Statistics*, 7: 1-26.

Garrett, R.G., 1973. The determination of sampling and analytical errors in exploration geochemistry - a reply. *Econ. Geol.*, 68: 282-283.

Gauthier, M. and Brown, A.C., 1986. Zinc and iron metallogeny in the Maniwaki-Gracefield district, southwestern Quebec. *Econ. Geol.*, 81: 89-112.

Greenacre, M.J., 1984. Theory and applications of correspondence analysis. Academic Press, 339 pp.

Journel, A.G. and Huijbregts, Ch. J., 1978. Mining geostatistics. Academic Press, London, 600 pp.

Kettles, I.M. and Shilts, W.W., 1989. Geochemistry of drift over the Precambrian Grenville Province, southeastern Ontario and southwestern Quebec. In: R.N.W. DiLabio and W.B. Coker (Editors) Drift prospecting. *Geol. Surv. of Canada, Paper 89-20*: 97-112.

Lebart, L., Morineau, A., and Warwick, K.M., 1984. Multivariate descriptive statistical analysis. Wiley, New York, NY: 231 pp.

Lindqvist, L., Lundholm, I., Nisca, D., Esbensen K. and Wold, S., 1987. Multivariate geochemical modelling and integration with petrophysical data. *J. Geochem. Explor.*, 29: 279-294.

Marcotte, D., 1990. Multivariate analysis and variography used to enhance anomalous response for lake sediments in the Manicouagan area, Quebec. In: F.P. Agterberg and G.F. Bonham-Carter (Editors), Statistical applications in the earth sciences. *Geol. Surv. Can., Paper 89-9*: 349-355.

Marcotte, D. and Fox, J.S., 1990. The Shefferville area: multivariate analysis and variography used to enhance interpretation of lake sediment geochemical data. *J. Geochem. Explor.*, 38: 247-263.

Myers, D.E., Begovich, C.L., Butz, T.R. and Kane, V.E., 1982. Variogram models for regional groundwater geochemical data. *Math. Geol.*, 14: 629-644.

Moore, J.M. and Thompson, P.H., 1980. The Flinton Group: a late Precambrian metasedimentary succession in the Grenville Province of eastern Ontario. *Can. J. Earth Sci.*, 17: 1685-1707.

Nichol, I., 1985. Geochemical exploration for gold: a special problem. In: I. Thornton and R.J. Howarth (editors), Applied geochemistry in the 1980's. Graham and Trotman, London, pp. 60-85.

Rivers, T., Martignole, J., Gower, C.F. and Davidson, A., 1989. New tectonic divisions of the Grenville Province, southeast Canadian Shield. Tectonics, 8: 63-84.

Roquin, C. and Zeegers, H., 1987. Improving anomaly selection by statistical estimation of background variations in regional geochemical prospecting. J. Geochem. Explor., 29: 295-316.

Rose, A.W., 1975. The mode of occurrence of trace elements in soils and stream sediments applied to geochemical exploration. In: I.L. Elliott and W.K. Fletcher (Editors), Geochemical exploration 1974. Elsevier, Amsterdam, pp. 691-705.

Sandjivy, L., 1984. The factorial kriging analysis of regionalized data. Its application to geochemical prospecting. In: Verly, G., et al., (Editors) Geostatistics for natural resources characterization, Part 1. D. Reidel Publishing Company, pp. 559-571.

Wackernagel, H., and Butenuth, C., 1989. Caractérisation d'anomalies géochimiques par la géostatistique multivariable. J. Geochem. Explor., 32: 437-444.

CHAPITRE II

FILTERING OF BACKGROUND VARIATION FACTORS IN STREAM SEDIMENT GEOCHEMICAL SURVEYS - APPLICATION TO Zn SEDEX DEPOSITS IN THE GATINEAU AREA, SOUTHWESTERN QUEBEC, CANADA.

Claude Bellehumeur, Michel Jébrak

2.1 Abstract

Regional and orientation geochemical stream sediment surveys were carried out by the Quebec Department of Energy and Resources in southwestern Quebec, over a part of the Mont-Laurier Terrane of the Grenville Province. The area contains some small stratiform zinc deposits. The response of Zn mineralization to geochemical surveys is weak; the known mineralization is not defined by anomalous samples and consistent patterns. This study uses a technique that increases the geochemical signature of Zn mineralization in filtering out geochemical background components related to lithologies and surficial conditions. The background variations were modelled using principal component analysis, and the filtering technique consists of the partial reconstruction of the data matrix from results of principal component analysis. The filtering procedure considerably enhances the Zn anomalies located in the catchment basins of Zn deposits, and defines some new anomalies in proximity to the marbles of the Mont-Laurier Terrane, the principal metatect of Zn mineralization.

2.2 Introduction

The Allochthonous Monocyclic Belt metasediments of the Grenville Province host large zinc deposits in the Balmat-Edwards district of New York State, as well as several smaller zinc and polymetallic occurrences in similar Grenville terranes of eastern Ontario and southwestern Quebec. Gauthier and Brown (1980, 1986) interpreted these deposits as being sedimentary exhalative in origin. The concepts they developed lead to the conclusion that major portions of the Monocyclic Belt, such as the Mont-Laurier Terrane of southwestern Quebec, hold potential for zinc mineralization. The Quebec department of Energy and Resources carried out geochemical surveys of stream sediments over the Mont-Laurier Terrane; unfortunately, the response of Zn mineralization to these surveys was weak (Gauthier, 1983; Choinière, 1988; 1989). Few samples in the vicinity of Zn deposits could be considered as anomalous, and the known mineralization was not delineated by consistent patterns. The geochemical data are from the analysis of the fine fraction ($< 177 \mu\text{m}$) and heavy mineral concentrates of stream sediments.

The objective of this study is to enhance the geochemical signature of Zn mineralization in the surface environment. A filtering technique, proposed by Marcotte (1990) and Marcotte and Fox (1990), was used to filter out the effect of background variations related to lithologies and environmental factors

from the geochemical signal. The filtered data reveal more distinctly the true anomalies related to mineralization. The technique increases the contrast of the known Zn mineralization and reduces the contrast of false anomalies related to Zn-rich lithologies such as amphibolite, granulite and paragneiss, and to the lacustrine and marine clay cover.

2.3 Geological setting and Zn mineralization

The geochemical surveys lie within the western part of the Mont-Laurier Terrane which constitutes a portion of the Allochthonous Monocyclic Belt of the Grenville Structural Province, in southwestern Quebec (Rivers et al., 1989) (Fig. 1). The Mont-Laurier Terrane (MLT) is composed of Middle Proterozoic supracrustal rocks (1300-1200 Ma.) that have been thrust on Early Proterozoic terranes. Marbles are abundant in the northwest part of the MLT; metapelites, quartzites, amphibolites and granulitic gneisses predominate elsewhere. These lithologies were affected by the Grenvillian orogenic cycle (1250-1050 Ma., Moore and Thompson, 1980). The degree of metamorphism varies from upper amphibolite to granulite facies.

The dominant ice flow direction during the Upper Wisconsinan Stage of Pleistocene continental glaciation (10 000 a.) was southerly, down the Gatineau River valley (Kettles and Shilts, 1989). Till is the most widespread deposit, forming a

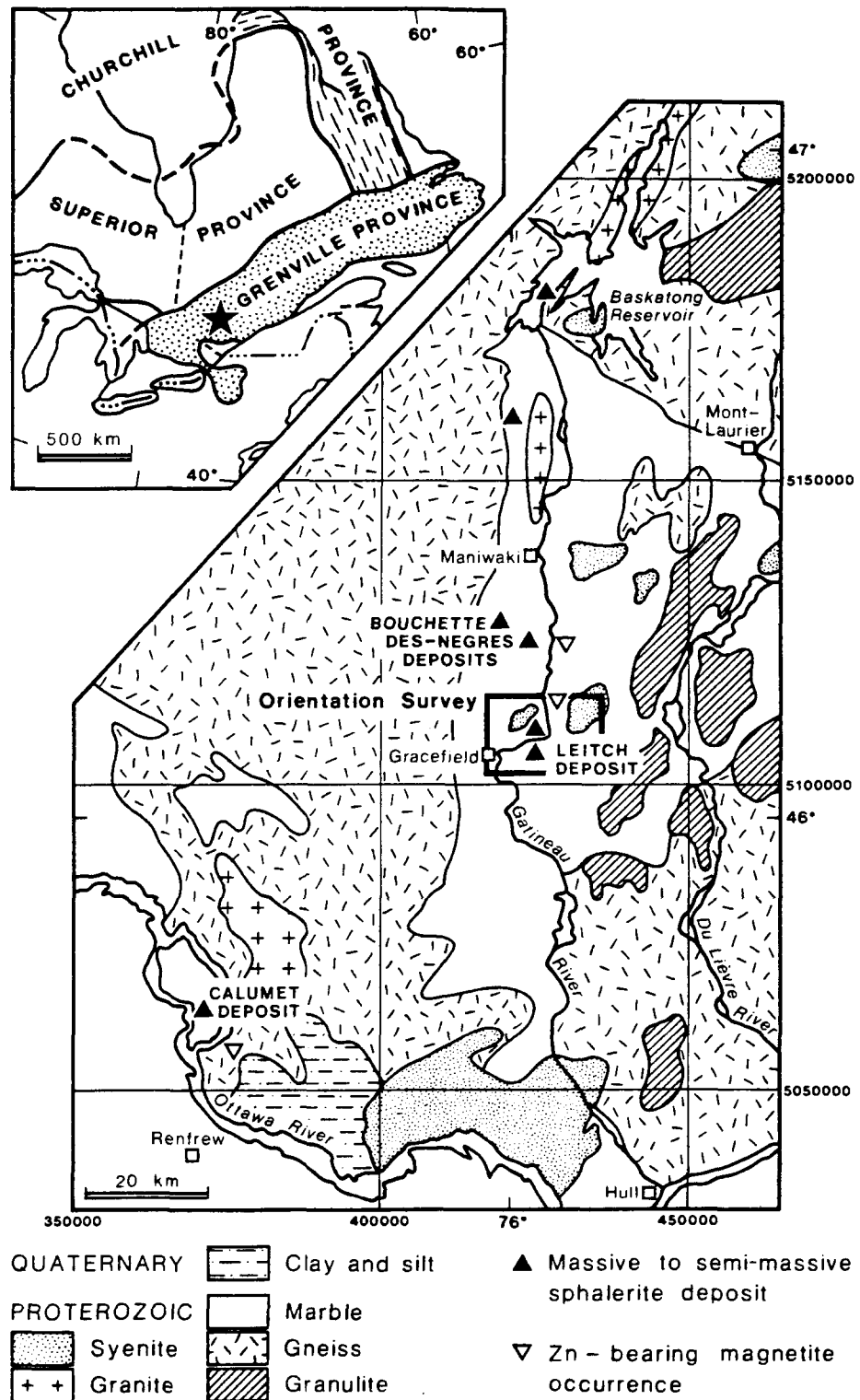


Fig. 1. Location and general geology of the study area (after Rivers et al. 1989; Avramtchev and Piché 1981). UTM coordinates.

thin cover over Precambrian bedrock. Along the Ottawa and Gatineau River valleys, glacio-marine and glacio-lacustrine sediments predominate.

Three types of Zn deposits have been recognized in the area:

- 1) Stratiform zinc deposits are located in the Maniwaki-Gracefield district. Gauthier and Brown (1986) have attributed a sedimentary exhalative (sedex) origin to these deposits. Massive sphalerite occurs within specific horizons of dolomitic marbles. The composition of the mineralization passes from disseminated sphalerite and minor galena in the footwall to massive sulphide. Small iron formations are interpreted to occur at stratigraphic positions that are laterally equivalent to zinc mineralization. These iron formations contain zincian spinel forming exsolution lamellae in magnetite, and individual crystals of sphalerite occur in the wallrock.
- 2) Stratabound polymetallic deposits (Zn, Pb, Cu, Ag, Au) such as the Calumet, Montauban and Simon mines are found in the Monocyclic Belt. These deposits are associated with gneisses containing bands of coarse biotite, cordierite and anthophyllite (Bishop and Jourdain, 1987). The Calumet Mine is located in the study area, but it was not specifically sampled during the field work.

3) An horizon of dolomitic marble hosts zincian magnetite (franklinite-magnetite solid solution). These rocks may contain 1.5% of zinc. The horizon outcrops near the locality of Bryson, 5 km south-east of the Calumet mine (Gauthier et al., 1987).

2.4 Zinc sources

Sources of Zn released in the secondary environment are of diverse origins. Some are related to lithologies and overburden producing false anomalies, and true Zn anomalies can be produced by various types of Zn mineralization.

Lithologies such as amphibolite, paragneiss and granulite contain ferromagnesian minerals, hosting Zn and other chalcophile elements. Gauthier (1983) described rusty-weathering paragneiss containing sillimanite, cordierite and biotite in the Maniwaki-Gracefield area. They host noticeable amounts of sulfide and graphite. These paragneisses probably represent metamorphosed shale which generally have a high metal content. Carter and Colvine (1985) described rusty schists distributed throughout the Grenville Supergroup of southeastern Ontario corresponding to the rusty paragneiss of the Gatineau area. Total sulfide content ranges from 5 to 20%, and 0.3 to 0.5% of Zn occurs in most schists. In 1975, the Beth-Canada Mining Company, searching for base metals in the Gatineau area, obtained strong zinc anomalies in soil (2500 to 3500 ppm).

Rusty-weathering paragneisses, containing pyrite and graphite, were reported in close proximity to the Zn anomalies (Molloy 1975a, 1975b; MRNQ 1979). These paragneisses may release important quantities of Zn in the secondary environment, and constitute false anomalies related to a lithologic background component.

Zinc may be incorporated within clay mineral lattice or adsorbed in the exchange position on the particle surface due to their high cation exchange capacity. The major river valleys of the Gatineau area are covered by glacio-marine and glacio-lacustrine silty clays. Kettles and Shilts (1989) showed that these clays are rich in Zn and Cr. Some high Zn values of the regional geochemical survey used in this study appear over glacio-marine and glacio-lacustrine clay deposits, and coincide with anomalies reported in Kettles and Shilts (1989).

Sphalerite constitutes the host Zn mineral in stratiform Zn deposits and in stratabound polymetallic deposits. The abundance of this mineral in these deposits should permit the recognition of hydromorphic and/or clastic components in stream sediments.

The geochemical signature of the Bryson deposit is essentially produced by disseminated zincian magnetite (franklinite-magnetite solid solution). Zincian spinel contained in iron formations is present in small quantities.

This part of the geochemical signal may be present in the fine fraction of stream sediments; however, a low abundance of these minerals in deposits and prospects of the study area could produce a weak and diluted geochemical signal. It is possible that zincian magnetite and Zn spinel, which have a high magnetic susceptibility, were not analysed in the heavy fraction, because they were removed during magnetic separation.

2.5 Sampling and analytical method

The Maniwaki-Gracefield zinc district was covered by a regional geochemical survey designed for a general mineral resource assessment of the Gatineau area, where the fine fraction ($< 177 \mu\text{m}$, -80 mesh) and heavy mineral concentrates of stream sediments were collected (Choinière 1988, 1989). A total of 1069 samples were collected over an area of 10 000 km² (1 sample/10 km²) located along the northwestern edge of the MLT. The heavy mineral concentrate was separated with a gravity table and the magnetic fraction was removed with a hand magnet. The samples contained 15% to 30% of light material ($d < 3.3 \text{ g/cm}^3$) after these treatments. The concentration factor (Initial Weight/Heavy Concentrate Weight) varies from 40 to 100. Thirty-eight chemical elements were determined by plasma emission spectrometry, atomic absorption spectrometry and instrumental neutron activation.

An orientation survey by Gauthier (1983) specifically aimed at the Gracefield area deposits was also used. One-hundred-eighty-eight samples consisting of the fine fraction ($< 177 \mu\text{m}$) of stream sediments were collected in order to have a sampling density of 1 sample/ km^2 . Chemical element analysis was done by plasma emission spectrometry. This orientation survey was chosen because 32 chemical elements were analysed, enabling the modelling of several background components.

2.6 Methodology

The first stage of our study consists of using multivariate geochemical information to understand the geochemical behavior of metals of interest and to model the factors making up the background variations of these metals. The geochemical background was modelled by principal component analysis (PCA) of the correlation matrix which characterizes the inter-element relationships and identifies some of the geological processes influencing the dispersion of zinc. It was performed on fine and heavy fractions retaining chemical elements whose distribution was not censored by the detection limit. The loadings of variables onto factors represent the correlations of a variable with the corresponding factor, and its square represents the proportion of variance of this variable explained by the factor.

The geochemical background components cause difficulties in identifying low-contrasting anomalies related to mineralization which can be mistaken for high background values. In order to enhance the contrast of anomalies related to mineralization, a filtering technique proposed by Marcotte (1990) and Marcotte and Fox (1990) was used to eliminate the background effect which can mask the influence of mineralization. A total of 26 variables were used to characterize the background effect; consequently, PCA calculated 26 eigenvectors which establish inter-element relationships, and 26 new variables commonly named component scores. These matrices can be used to filter the original data matrix by excluding the components related to background effects from the calculation. Lebart et al. (1984) demonstrated that the original data matrix can be reconstructed by multiplying the matrix of component scores by the transposed matrix of eigenvectors.

$$X = \sum_{i=1}^p C_i u_i'$$

C_i : Component scores

u_i' : Transposed eigenvectors

A partial reconstruction of the data matrix was obtained by excluding some vectors, modelling background variations, from the p initial vectors. As these vectors are mutually

orthogonal, the effect of vectors not included in the reconstruction are filtered out of the resulting matrix. Using this approach, a modified data matrix was created in which the background effects have been greatly reduced.

Most elements show asymmetrical unimodal distributions with few outliers. Therefore, before performing statistical calculations, these element concentrations were transformed to their natural logarithm values, except P of the heavy fraction which the raw concentrations display a symmetrical distribution. This transformation reduces the effect of high values which may strongly influence the calculation of principal components.

The samples located downstream from the known zinc deposits allow the evaluation of the filtering technique to increase the contrast of anomalies by comparing the values of raw and filtered data. In order to obtain a uniform comparison for raw and filtered data, the distributions were standardized by subtracting their mean, and dividing by their standard deviation. Values for each sample are then expressed as standard deviations from the mean. This transformation allows a direct evaluation of the contrast of an anomaly.

2.7 Results

The spatial distribution and the contrast of Zn mineralization were compared for raw data, and data filtered

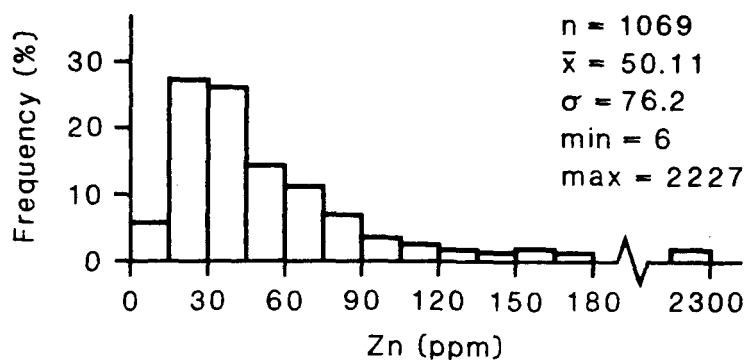
for background variation factors. The increase of the geochemical signature for fine and heavy fractions around Zn deposits clearly shows the efficiency of the filtering technique, and indicates that the map of filtered data is more revealing of the Zn potential of the area than the map of raw data. The Zn histograms enable the evaluation of the limits of distribution tails, grouping together the samples that are liable to constitute anomalies.

2.7.1 Zn distributions

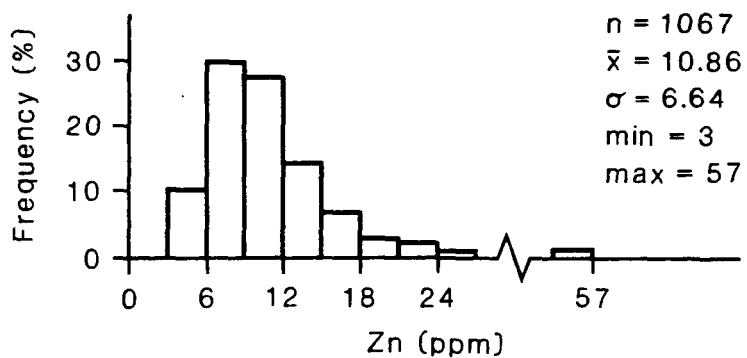
Figure 2 shows the histograms for Zn data from the regional and orientation surveys. Zinc concentrations are higher in the fine fraction than in the heavy mineral concentrate. The concentrations display positively skewed distributions. For the regional survey, the distribution tails represent about 8% of the data. They spread from 18 ppm to 57 ppm for the heavy fraction, and from 90 to 300 ppm for the fine fraction with two high values of 587 and 2227 ppm. The orientation survey shows a flatter and broader distribution. The tail represents about 16% of the population and spreads from 120 to 373 ppm.

REGIONAL SURVEY

Zn: FINE FRACTION



Zn: HEAVY FRACTION



ORIENTATION SURVEY

Zn: FINE FRACTION

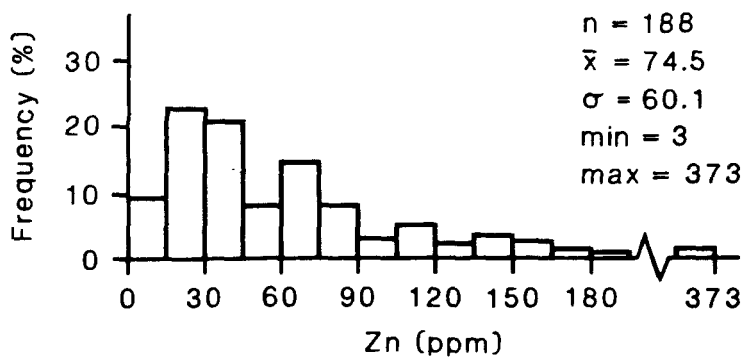


Fig. 2. Histograms of Zn concentrations in fine and heavy fractions of stream sediments.

2.7.2 Spatial distribution of raw data

1) Regional survey

Figure 3 illustrates the spatial distribution of Zn for the regional survey. The highest Zn concentrations of both fractions define approximately the same regional pattern. Anomalous Zn levels in both fractions are found southeast of the Baskatong Reservoir and along the western edge of the Du Lièvre River valley, lying over gneiss, marble and granulitic gneiss, and constituting the most important anomaly of the survey. These anomalous samples form a 25 to 35 km long N-S trending anomaly.

A number of individual sample sites are shown to have unusually high Zn concentrations in the fine fraction along the Ottawa River valley, and along the southern segment of the Du Lièvre River valley.

A cluster of slightly anomalous concentrations in the heavy fraction occur in a region east of the Du Lièvre River, just north of the 5 100 000 N coordinate. Avramtchev and Piché (1981) reported granulitic gneisses in this area. Other anomalous values are found northeast and south of Maniwaki, and southeast of Gracefield. Marble underlie these anomalies.

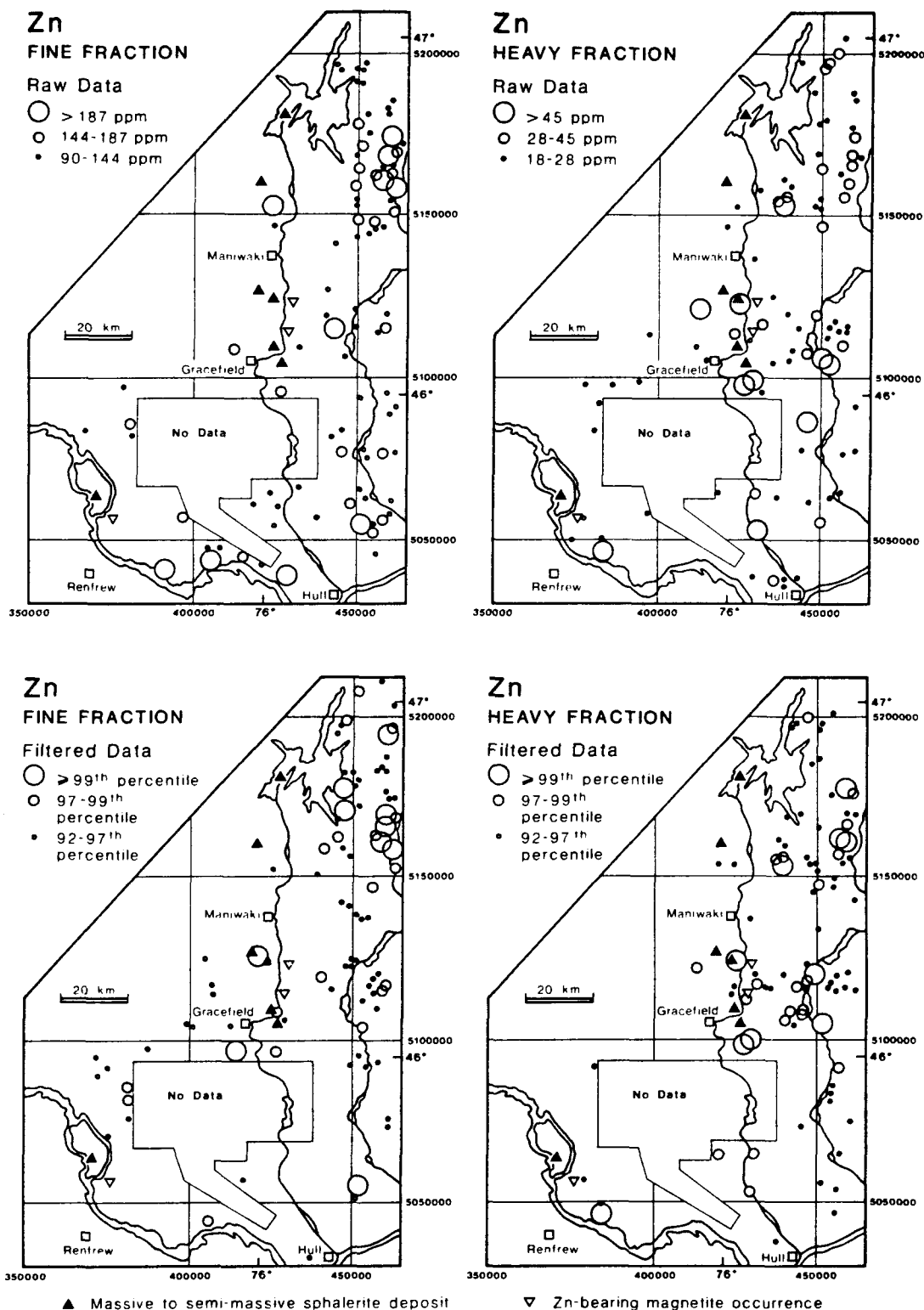


Fig. 3. Spatial distribution of raw (top) and filtered (bottom) Zn anomalous values for the regional survey; heavy fraction (right) and fine fraction (left). Big circles are for the 10 highest values (99th percentile), small circles are for the 20 intermediate values (97th percentile) and points are for the 60 subsequent values (92th percentile).

2) Orientation survey

The orientation survey of the Gracefield area by Gauthier (1983) defines a large anomaly grouping together 8 anomalous samples lying over the southern part of the Cameron syenitic pluton and over a strip of gneiss surrounding the pluton. (Fig. 4). Few anomalous samples are found over marbles, the majority being underlain by paragneiss and syenite. Sample 13648, located 400 m south of the Leitch deposit, has an anomalous Zn value of 322 ppm (2.12 standard deviations from the mean, 98th percentile of the distribution).

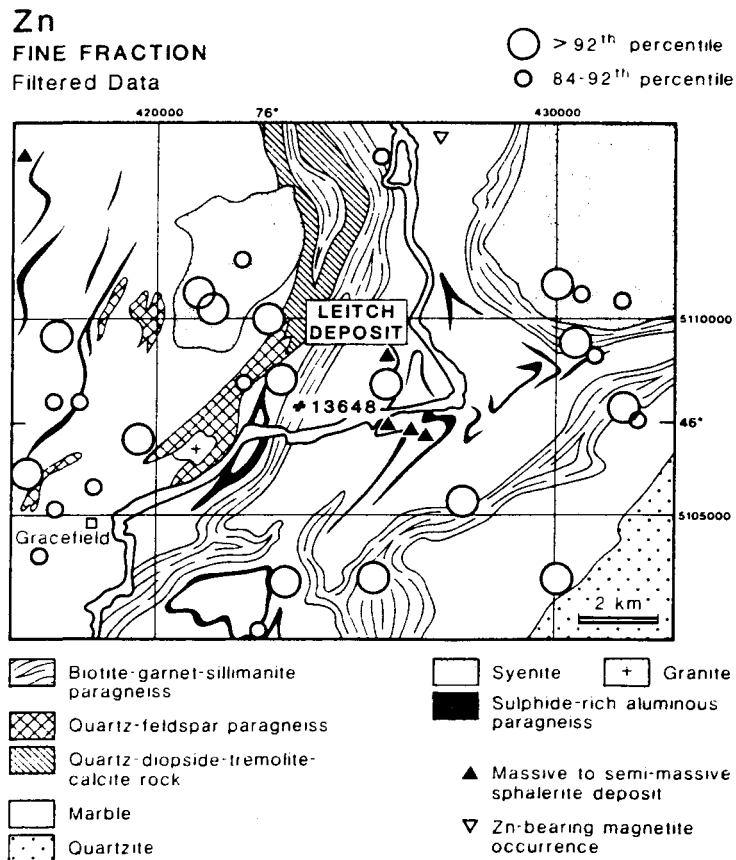
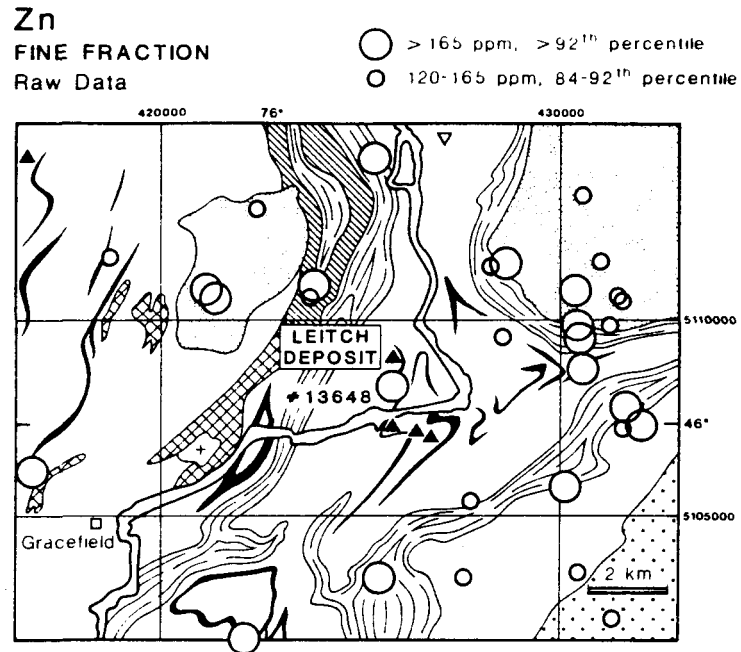


Fig. 4. Spatial distribution of raw (top) and filtered (bottom) Zn anomalous values for the orientation survey. Big circles are for the 15 highest values (92th percentile), and small circles are for the 15 subsequent values (84th percentile).

2.7.3 Inter-element relationships and background models

Principal component analysis characterizes the inter-element relationships and identifies some of the geological processes influencing the dispersion of zinc (Table 1 and 2). For the heavy fraction, the high contributions of P-Ca-La-Ce-Y-Sr-Th to the first factor reflect the presence of apatite, whereas the Al-Fe-Mg-Mn-Ti-V association is related to the presence of garnet, metallic oxides and mafic minerals. Dense and resistant minerals such as monazite, allanite and sphene could be typical of these element associations. This component explains the coexistence of rare earth, lithophile and siderophile element hosting minerals. Granulites and gneisses of the southeastern part of the MLT contain low rare earth element concentrations, and appear as areas of negative values (Fig. 5). The granitic and syenitic intrusions and the areas hosting pegmatites and rare earth element deposits are characterized by positive values. The second factor shows the antithetic relation between Al-Fe-Ni-Cr, which has positive weights, and Ca-P-La-Y-Sr-Th-U which have negative weights. Gneisses and granulites of the eastern and western part of the area have positive values. The calc-silicate dominated areas show negative values (map not shown). The first two factors account for most of the lithophile element variance. The spatial pattern of these components reflect the distribution of different rock types.

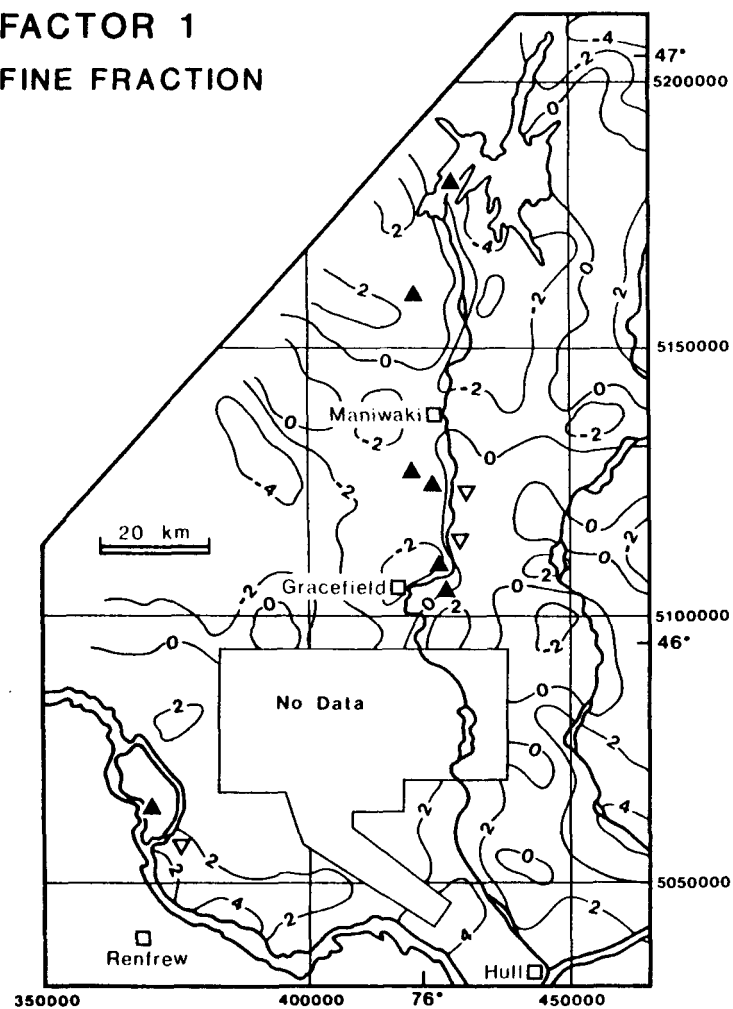
TABLE 1. Principal component analysis for the heavy fraction of the regional survey. Each column is a principal component and "%" signifies the percentage of total variation represented by this component. Loadings smaller than 0.25 are not shown.

	PC-1	PC-2	PC-3	PC-4
%	34.00	13.00	6.30	5.67
Al	0.60	0.58	-.--	-.--
As	0.39	-.--	-.--	0.42
Ba	0.43	-.--	-.--	-.--
Ca	0.80	-0.43	-.--	-.--
Ce	0.86	-0.35	-.--	-.--
Cr	0.54	0.48	-.--	-.--
Cu	0.63	0.26	-.--	0.28
Fe	0.64	0.58	-.--	-.--
Hg	-.--	-.--	0.25	-.--
La	0.83	-0.31	-.--	-.--
Mg	0.64	-.--	-0.27	0.29
Mn	0.66	0.31	-.--	-0.26
Na	0.58	-.--	-.--	-.--
Ni	0.40	0.45	-.--	-.--
P	0.70	-0.47	-.--	-.--
Pb	0.40	-.--	-.--	0.51
Sb	-.--	-.--	0.40	0.46
Se	-.--	-0.28	0.52	-.--
Sr	0.77	-0.33	-0.26	-.--
Th	0.77	-0.33	-.--	-.--
Ti	0.59	-.--	-.--	-0.34
U	0.31	-0.60	0.38	-.--
V	0.67	0.34	0.28	-0.27
W	-.--	-0.28	0.44	-.--
Y	0.81	-0.35	-.--	-.--
Zn	0.47	0.38	-.--	0.28

TABLE 2. Principal component analysis for the fine fraction of the regional survey. Each column is a principal component and "%" signifies the percentage of total variation represented by this component. Loadings smaller than 0.25 are not shown.

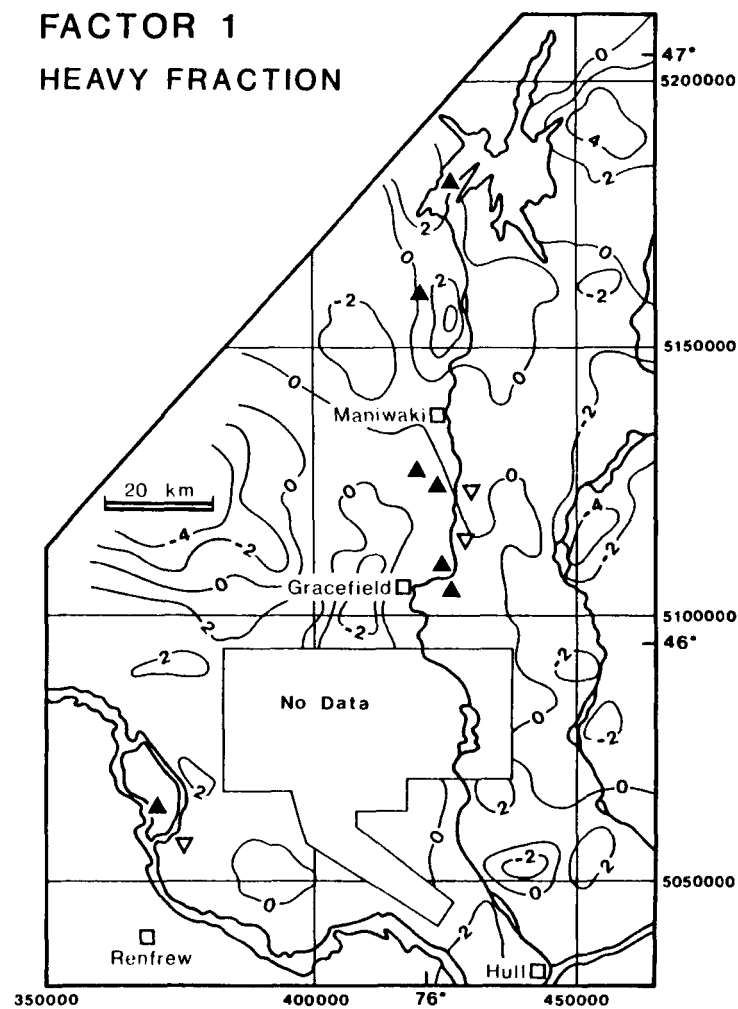
	PC-1	PC-2	PC-3	PC-4
%	53.60	10.00	7.44	5.18
Al	0.94	-.--	-.--	-.--
As	0.41	-.--	0.48	-.--
Ba	0.81	-.--	-.--	-.--
Ca	0.45	0.39	-.--	0.62
Ce	0.75	0.26	-0.41	-.--
Cr	0.85	-0.37	-.--	-.--
Cu	0.87	-.--	-.--	-.--
Fe	0.87	-.--	-.--	-.--
Hg	-.--	-.--	0.54	-.--
K	0.73	-0.44	-0.30	-.--
La	0.75	0.33	-0.31	-0.31
Li	0.80	-.--	-.--	-.--
Mg	0.86	-.--	-.--	0.25
Mn	0.76	-.--	-.--	-.--
Na	0.77	-.--	-.--	-.--
Ni	0.89	-.--	-.--	-.--
P	-.--	0.69	-0.26	-.--
Pb	0.68	-.--	0.42	-.--
LOI	0.43	0.32	0.54	-.--
Sr	0.68	0.34	-.--	0.49
Th	0.76	0.27	-0.39	-.--
Ti	0.86	0.34	-.--	-.--
U	-.--	0.62	-.--	-0.35
V	0.88	-0.25	-.--	-.--
Y	0.74	0.46	-.--	-.--
Zn	0.83	-.--	0.34	-.--

**FACTOR 1
FINE FRACTION**



▲ Massive to semi-massive sphalerite deposit

**FACTOR 1
HEAVY FRACTION**



▼ Zn-bearing magnetite occurrence

Fig. 5. Contour map of the first principal component for the regional survey, heavy fraction (right) and fine fraction (left).

The third and fourth factors describe element associations which could be typical of mineralization. They account for 6.3% and 5.7% respectively of the data variability and show Sb-Se-W and As-Pb-Sb associations.

For the fine fraction, the first factor represents a high percentage of variance (53.6%) (Table 2). This dominant factor shows very high contributions of Al-Fe-Mg-Ti-V. The highest component scores extend over the Ottawa, Gatineau and Du Lièvre River valleys, indicating that this component is mostly related to argillaceous sediments deposited during the inundation of large valleys by the Champlain Sea and late glacial lakes (Fig. 5). This element association may also reflect the minerals of metamorphosed pelitic rocks such as sillimanite, cordierite, biotite and almandite. Moderately high loadings of Ba-K-Li-Na reflects the principal rock forming minerals such as feldspars, micas and clay minerals. La, Ce, Y and Th are partially related to this component, occurring probably in feldspars and micas. The P-Ca-La-Y-U association is linked positively with the second factor. The third factor shows the association of Hg, Pb, Zn, As with organic matter (L.O.I). The fourth factor, with a high contribution by Ca-Sr, reveals the presence of marble in the MLT.

PCA allows the modelling of geological features such as the common mineralogy and composition of the lithologic units and

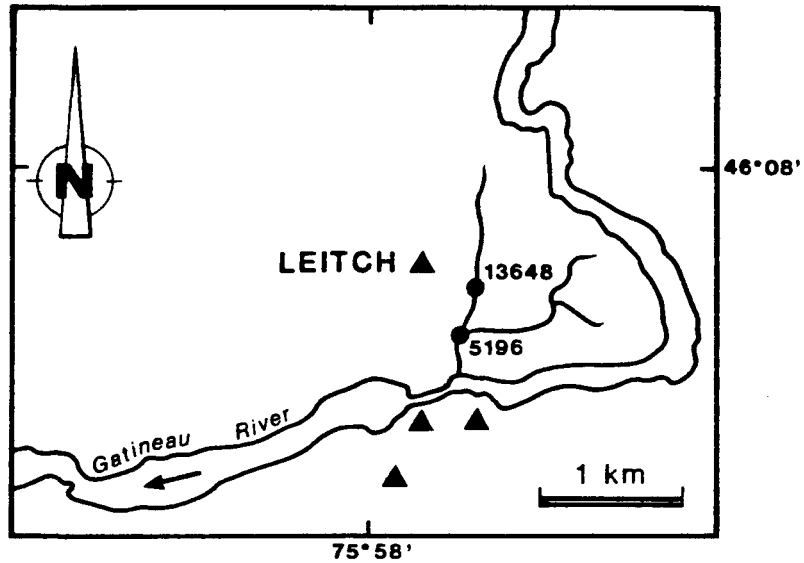
the overburden cover. The first two factors of the heavy fraction and the first four factors of the fine fraction define background variation models which account respectively for 47% and 76% of the total data variability. The sum of squares of the Zn loadings onto background components represents the percentage of Zn variations explained by the background variation models. It is worthy to note that an important proportion of Zn variations (36% for the heavy fraction and 81% for the fine fraction) depends on these background models. These results underline the importance of using multivariate approaches to remove background variations to evaluate the potential of Zn anomalies.

2.7.4 Geochemical signature of Zn deposits

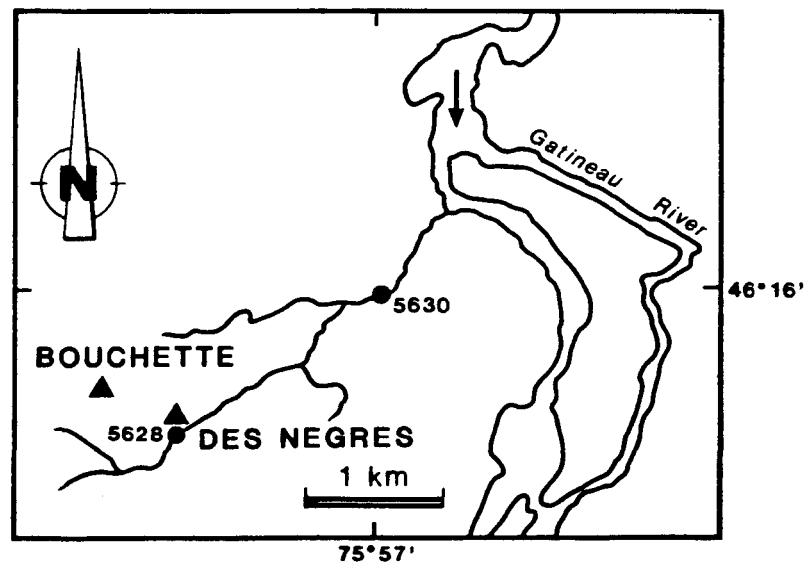
Only three samples of the regional survey, and one sample of the orientation survey characterize catchment basins containing known sedex zinc deposits. They were collected along small streams flowing into the Gatineau River. Two samples were collected 100 m and 3000 m downstream from the Bouchette-Des Nègres deposits (samples 5628 and 5630). Samples 5196 (regional survey) and 13648 (orientation survey) were collected 700 m and 400 m downstream from the Leitch deposit (Fig. 6). Table 3 gives the raw concentrations, the number of standard deviations from the mean and the percentile rank of Zn concentrations of

these samples. This table also shows the new concentrations obtained after the filtering of background components. Table 3 indicates that the raw data of the regional survey did not detect the Leitch deposit; the standardized raw data show Zn values near the mean (-0.10 and 0.23 standard deviation from the mean). The Bouchette-Des Nègres deposits are distinctively marked by a high zinc value of 54 ppm (3.48 standard deviations from the mean, 98th percentile) in the heavy mineral concentrate; however, the fine fraction is ineffective in detecting this deposit. For the orientation survey, the fine fraction clearly detects the Leitch deposit with a high value of 322 ppm, which ranks in the 98th percentile of the distribution.

LEITCH DEPOSIT



BOUCHETTE-DES NEGRES DEPOSITS



▲ Zinc deposit ● Sampling point

Fig. 6. Location of sampling points downstream from known Zn sedex deposits in the Gatineau area.

TABLE 3. Zn concentrations in the fine and heavy fractions of samples located downstream from Zn deposits of the Maniwaki-Gracefield district for the raw and filtered data.

		RAW DATA						FILTERED DATA			
		Heavy Fraction			Fine Fraction			Heavy Fraction		Fine Fraction	
Sample	D(m)	R.V ppm	Std. Dev.		R.V ppm	Std. Dev.		Std. Dev.		Std. Dev.	
5196	700	9	-0.10	(51th)	45	0.23	(60th)	1.10	(89th)	2.07	(98th)
13648	400	---	---	----	322	2.12	(98th)	----	-----	4.01	(99th)
5628	100	54	3.48	(98th)	22	-0.89	(20th)	4.64	(99th)	-0.13	(45th)
5630	3000	6	-0.92	19th)	28	-0.52	(31th)	-0.08	(51th)	-0.09	(48th)

D(m): Distance in metres from a Zn Deposit

R.V.: Zn raw value in ppm

Std. Dev.: Zn concentration given in standard deviation from the mean

Number in brackets indicates the percentile rank of the Zn concentration

2.7.5 Effect of filtering on the signature of Zn deposits

Filtering of background components enhances the geochemical signature of the Leitch deposit (Table 3). The Zn concentration in sample 13648, located 400 m downstream from the deposit, increases from 2.12 to 4.01 standard deviations, and sample 5196 increases from 0.23 to 2.07 standard deviations for the fine fraction, and from -0.10 to 1.10 for the heavy fraction. The heavy fraction of sample 5628 (Bouchette-Des Nègres deposits) increases from 3.48 to 4.64 standard deviations. Zinc values in sample 5630 and the fine fraction of sample 5628 increase; however, they remain smaller than the mean.

The increase in the contrast for samples characterizing the catchment basins containing Zn mineralization demonstrates the efficiency of the filtering technique to reveal the true anomalies related to mineralization. The technique enables identification of samples carrying a useful geochemical signature diluted by high background values. The order of importance of anomalies is modified by filtering. For example, sample 5196 passes from the 51th and 60th percentiles for the heavy and fine fractions of raw data, to the 89th and 98th percentiles for the filtered data.

2.7.6 Spatial distribution of filtered data

Figure 3 shows the spatial distribution of filtered Zn concentrations. The net effect of data treatment shows a general clustering of high Zn values and the disappearance of anomalies along the Ottawa River valley, and along the southern segment of the Du Lièvre River valley. Some new anomalies appear over the marbles of the MLT.

A group of anomalous samples located southeast of the Baskatong Reservoir and west of the Du Lièvre River valley have high Zn concentrations in the fine and heavy fractions for raw and filtered data. No lacustrine clay deposits were reported in this area, and the samples with the highest values are confined to streams draining till. No association may be made between any known mineralization and these high values.

For the heavy fraction, three small clusters of anomalous values appear along the southern segment of the Du Lièvre River, north of the 5 100 000 N coordinate. The anomaly east of the river is also defined by raw data for the heavy fraction and by filtered data for the fine fraction. High W concentrations occur in this area (Choinière, 1988).

Some slightly anomalous samples are found east of the Gatineau River, in close proximity to a series of iron deposits. Gauthier (1983) has noticed magnetite-bearing rock debris in this area.

PCA performed on data from the orientation survey gives similar results to those for the fine fraction of the regional survey. Therefore, principal components associated to background variations were filtered out of these data. Figure 4 shows the spatial distribution of filtered Zn concentrations for the orientation survey. The most important effect is observed for the anomaly over the Cameron syenitic pluton, located in the eastern part of the survey. The extent of this anomaly is strongly reduced by the data transformation. Several new anomalous points appear over the marbles containing naturally low Zn concentrations. The area north of Gracefield has many new anomalies and seems especially attractive.

2.8 Discussion

Geochemical surveys may take on different objectives depending on the sampling density used. Detailed geochemical surveys, carried out over zones where the metallogenic potential is recognized, aim to detect individual anomalous zones directly related to mineral deposits. It is expected that an appreciable proportion of samples reflects the geochemical signature of mineralization, expressed in diagnostic multi-element associations. The definition of these multi-element associations makes easier the distinction between true anomalies related to mineralization, and anomalous levels

related to specific rock types or local physico-chemical surficial conditions. On the other hand, reconnaissance surveys of low sampling density, designed for a regional assessment of mineral resources, are expected to indicate areas of mineralization. However, few samples are typical of mineralization, and, in most of the cases, no clear signature may be deduced from these samples. The dominant associations are related to various lithologic units and secondary environment, making it more difficult to identify true geochemical anomalies.

When the geochemical signature of mineralization cannot be characterized, a suitable interpretation of regional surveys requires the recognition of samples departing from the multi-element signature of background phenomena. The filtering of background components, consisting of the partial reconstruction of the data matrix from results of PCA, provides a versatile technique to enhance true geochemical anomalies hidden in high background values.

The dispersion of elements in the surface environment involves interaction between bedrock, overburden and water. The chemical elements are distributed among detrital particles, resulted from a mechanical dispersion of stable minerals, and a chemical fraction consisting of ions adsorbed on media such as Fe and Mn oxides and hydroxides, colloids and organic

complexes. Heavy mineral concentrates, which eliminate the effect of dilution by light rock-forming minerals, have proven their usefulness in prospecting for dense and resistant mineral phases, interpreted almost entirely in terms of clastic dispersion (Maurice, 1991).

The fine fraction of stream sediments hosts both a detrital component and a chemical component. This medium is widely used for the search of base metals whose mobility may greatly vary depending on the physico-chemical conditions in the surface environment.

However, geochemical prospecting case histories provide some examples in which Cu-Zn sulfide mineralization produces highly contrasted anomalies with dominant detrital features which are much better expressed in heavy mineral concentrates than in the fine fraction of stream sediments. For example, the study of Stendal (1979) shows that the geochemical signature of Cu sulfide mineralization, hosted by sandstone and shale, is more contrasted but not as widely distributed in heavy mineral concentrates than in the fine fraction of stream sediments. Work by Sutley et al. (1990) mentions that the fine fraction of stream sediments is more efficient than heavy mineral concentrates to define Cu-Zn massive sulfide deposits of the Pacific Border Ranges in southern Alaska. The Cu-Zn anomalies in the fine fraction are effectively broader, but the contrast

is weak; anomaly to background ratios are approximately 1.5 to 4.0 for the fine fraction, whereas it exceeds 10.0 in the heavy mineral concentrates.

Heavy mineral concentrates can host the signature of base metal sulfide mineralization in the surface environment, and can prove to be useful in highlighting this component. Sometimes, this medium offers better chances for the recognition of true anomalies, the contrast of anomalies being higher than for the fine fraction of stream sediments whose detrital and chemical components are, in many cases, strongly subject to background geochemical fluctuations.

The regional geochemical surveys are susceptible to include numerous chemical sources that produce a mixture of geochemical components. The joint use of many media in reconnaissance exploration favors the recognition of mineralization that occurs in various environmental conditions. The mode of occurrence of the useful geochemical signal can have several origins. For the geochemical survey of the Gatineau area, the high Zn concentration in the heavy fraction of sample 5628 indicates the influence of a clastic component dispersed downstream from the Bouchette-Des Nègres deposits. The Des Nègres deposit was affected by a strong surficial alteration by which massive sphalerite has been transformed to smithsonite (ZnCO_3), hydrozincite ($\text{Zn}_5(\text{CO}_3)_2(\text{OH})_6$) and hemimorphite

$(\text{Zn}_4(\text{Si}_2\text{O}_7)(\text{OH})_2 \cdot \text{H}_2\text{O})$ over a thickness of more than 30 cm. These minerals may coexist under surficial conditions with a pH range of 6 and 7.5, but with pH values between 6.2 and 8.1, smithsonite is the least soluble mineral (Takahashi, 1960; Brookins, 1988). Stream waters flowing through carbonate terrains could have pH values in this range. Considering the abundance of these alteration minerals in the Des Nègres deposit, it is probable that they contribute to the dispersion of a Zn clastic component. The fine fraction of sample 5628 does not identify the deposit, indicating the absence of a hydromorphic component.

Sample 5196, located 700 m downstream from the Leitch deposit, hosts the geochemical signature of the mineralization. This signature, appearing only in filtered data, is diluted by background components. The useful geochemical signal is revealed only in the fine fraction, indicating the dominant effect of a hydromorphic dispersion and the absence of a clastic dispersion. Located 400 m from the Leitch deposit, sample 13648 shows a clear and highly contrasted anomaly in the fine fraction of stream sediments.

2.9 Conclusion

The raw zinc concentrations from regional and orientation geochemical surveys were unable to delineate consistently the

Zn mineralization of the Maniwaki-Gracefield district. The filtering of the background components from the original data increases the contrast of anomalies located in the catchment basins of mineralization. The background components were modelled by principal component analysis. Results show that several high Zn values reflect concentration levels associated with specific lithologies or glacial and alluvial deposits. The elimination of variations due to background components increases the contrast of samples hosting the geochemical signature typical of mineralization, and diminishes the concentration of samples basically representing the components of background variations. The data transformation reveals Zn mineralization at least 700 metres away. Zinc values for fine fraction and heavy mineral concentrates indicate that the Bouchette-Des Nègres deposits produce a clastic dispersion while the Leitch deposit is characterized by a hydromorphic dispersion. These results demonstrate the usefulness of both media for geochemical reconnaissance prospecting of base metals in regions where several metal sources exist, and where various surficial physico-chemical conditions prevail.

Filtering shows the disappearance of anomalies related to clay deposits of the Ottawa River valley and the Du Lièvre River valley and to gneiss containing high metal concentrations, mafic minerals and metallic oxides. It also

defines some new anomalies over and in proximity to marbles of the Mont-Laurier Terrane.

2.10 References

- AVRAMTCHEV, L., and PICHE, G., 1981. Carte des gîtes minéraux du Québec, région de Laurentie-Saguenay. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, DPV 809.
- BISHOP, C., and JOURDAIN, V., 1987. Grenville polymetallics; the Montauban and Grand Calumet deposits. Northern Miner Magazine, december 1987, p. 15-17.
- BROOKINS, D.G., 1988. Eh-pH diagrams for geochemistry. Springer-Verlag, Berlin, 176 p.
- CARTER, T.R., and COLVINE, A.C., 1985. Metallic mineral deposits of the Grenville Province, southeastern Ontario; CIM Bulletin, 78, p. 95-106.
- CHOINIERE, J., 1988. Géochimie des minéraux lourds - région de la Gatineau. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, MB 88-35, 38 p.
- CHOINIERE, J., 1989. Géochimie de la fraction fine des sédiments de ruisseaux de la région de la Gatineau. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, MB 89-08.
- GAUTHIER, M., 1983. Métallogénie du zinc dans la région de Maniwaki-Gracefield. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, MM 82-03.
- GAUTHIER, M., and BROWN, A.C., 1980. Exploration guidelines for stratiform zinc deposits in Grenville Supergroup of the Mont-Laurier basin, Québec. CIM Bulletin, 73, p. 56-61.
- GAUTHIER, M., and BROWN, A.C., 1986. Zinc and iron metallogeny in the Maniwaki-Gracefield district, southwestern Québec. Economic Geology, 81, p. 89-112.
- GAUTHIER, M., BROWN, A.C. and MORIN, G., 1987. Small iron formations as a guide to base- and precious-metals deposits in the Grenville Province of southern Quebec. In: P.W. Appel and G.L. Laberge (Editors), Precambrian iron formations. Theophrastus, Athens, pp. 297-327.
- KETTLES, I.M., and SHILTS, W.W., 1989. Geochemistry of drift over the Precambrian Grenville Province, southeastern Ontario and southwestern Quebec. In Drift prospecting. Edited by R.N.W. DiLabio and W.B. Coker. Geological Survey of Canada, Paper 89-20, p. 97-112.

LEBART, L., MORINEAU, A., and WARWICK, K.M., 1984. Multivariate descriptive statistical analysis. Wiley, New York, NY, 231 p.

MARCOTTE, D., 1990. Multivariate analysis and variography used to enhance anomalous response for lake sediments in the Manicouagan area, Quebec, *In Statistical applications in the earth sciences*. Edited by F.P. Agterberg and G.F. Bonham-Carter. Geological Survey of Canada, Paper 89-9, p. 349-355.

MARCOTTE, D., and FOX, J.S., 1990. The Schefferville area: multivariate analysis and variography used to enhance interpretation of lake sediment geochemical data. *Journal of Geochemical Exploration*, 38, p. 247-263.

MAURICE, Y., 1991. The use of the heavy fraction of stream alluvium: application to low-energy glaciated environments in eastern Canada, *In Exploration geochemistry workshop*. Presented by the Geological Survey of Canada, 59th Annual Meeting of the Prospectors and Developers Association of Canada, Toronto, p. 5-1 - 5-24.

MINISTERE DES RICHESSES NATURELLES DU QUEBEC, 1979. Rapport de sondage, canton Clarendon. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, GM-35169.

MOLLOY, P.E., 1975a. Beth-Canada Mining Company, Lac Labelle claims. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, GM-30896.

MOLLOY, P.E., 1975b. Beth-Canada Mining Company, Clarendon claims. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, GM-31591.

MOORE, J.M., and THOMPSON, P.H., 1980. The Flinton Group: a late Precambrian metasedimentary succession in the Grenville Province of eastern Ontario. *Canadian Journal of Earth Science*, 17, p. 1685-1707.

RIVERS, T., MARTIGNOLE, J., GOWER, C.F., and DAVIDSON, A., 1989. New tectonic divisions of the Grenville Province, southeast canadian shield. *Tectonics*, 8, p. 63-84.

STENDAL, H., 1979. Geochemical copper prospecting by use of inorganic drainage sediment sampling in central east Greenland. *Institution of Mining and Metallurgy Transactions*, Sect. B, 88, p. 1-4.

SUTLEY, S.J., GOLDFARB, R.J., O'LEARY, R.M. and TRIPP, R.B., 1990. A comparison of geochemical exploration techniques and sample media within accretionary continental margins: an example from the Pacific Border Ranges, southern Alaska, U.S.A. *Journal of Geochemical Exploration*, 37, p. 255-275.

TAKAHASHI, T., 1960. Supergene alteration of zinc and lead deposits in limestone. *Economic Geology*, 55, p. 1083-1115.

CHAPITRE III

REGIONAL HEAVY MINERAL SURVEY IN THE EXPLORATION FOR GOLD USING REGRESSION: GRENVILLE PROVINCE, SOUTHWESTERN QUEBEC

Claude Bellehumeur, Michel Jébrak

3.1 Abstract

A geochemical reconnaissance heavy mineral survey has been carried out in the area of the Gatineau River Valley, over a part of the Allochthonous Mono- and Polycyclic Belts of the Grenville Province of Québec. The majority of samples show gold concentrations below the detection limit of 5 ppb, and anomalies are erratic. To circumvent these problems and to present an accurate image of the gold-bearing potential of the area, a regression analysis has been applied to the samples whose gold concentrations were above the detection limit. The regression of gold on chalcophile pathfinder elements (As, Se and Pb) explains 11% of the gold variance.

Bedrock lithologies, overburden cover and physico-chemical characteristics are important factors influencing the chalcophile element dispersion pattern. Principal component analysis was used to characterize the principal inter-element relationships and to identify the factors influencing the dispersion of chalcophile elements. A filtering procedure was used to remove the background effects influencing the pathfinder elements, and to enhance the influence of mineralization. This procedure uses standard formulas for partial reconstruction of the data matrix from results of principal component analysis. The regression model constructed with these corrected data explains 20% of gold variance. It

constitutes an improvement over the model which uses non-filtered data.

The equation inferred from regression was applied to the whole data set and provided an estimation of gold at each sampling point. Exploration targets are defined from highest gold concentrations estimated by regression. The regression model aided in the definition of some well defined anomalies associated with geological structures favourable to gold mineralization.

3.2 Introduction

Geochemical prospecting for gold must deal with many problems. Natural low gold concentrations and heterogeneous distribution in the samples create difficulties for collecting and preparing representative samples for analysis. Gold concentrations are easily affected by the nugget effect, which can be compared to a random phenomenon that masks the true geochemical signal. Many papers have studied the design of geochemical exploration surveys which specifically aim for gold mineralization (Clifton et al., 1969; Harris, 1982; Nichol, 1985; Day and Fletcher, 1986; Paopongsawan and Fletcher, 1991). Generally, the collection and analysis of representative samples requires taking large volumes of material and specific granulometric and heavy mineral separations, adapted to the characteristics of the mineralization. Typical designs of geochemical surveys for general multielement assessments do not have the same requirements, consequently they encounter many problems with gold data. Many gold concentrations are below or equal to the detection limit and anomalies are typically extremely erratic and difficult to confirm, giving a poor estimate of the gold potential of the region. These surveys could contain useful information for gold prospecting, and a close look at commonly associated pathfinder elements is warranted. Many pathfinder elements have been commonly used in

gold exploration. Boyle (1979) mentions that Ag, As and Sb are typically enriched in all types and ages of epigenetic gold deposits. Elements such as Tl, Se, B, Bi, Hg and W are commonly enriched in gold deposits, but seem to be restricted to specific mineral belts. Cu, Zn, Pb, Cd and Ba reflect the presence of polymetallic sulfide deposits and can be useful indicators of some kinds of gold deposits.

Usually, the pathfinder elements are used without specific knowledge of the quality of their relationship with the gold content. The intent of this paper is to set out a methodology involving pathfinder elements for geochemical gold exploration. We have used data from stream sediment heavy mineral concentrates collected by the Quebec Department of Energy and Resources (Choinière, 1988).

Regression analysis is used to model the distribution of gold concentrations on the basis of pathfinder element concentrations. This technique determines which elements are linked significantly to gold and quantitatively evaluates the goodness of fit of the model. A filtering procedure was used to remove the background effects influencing the pathfinder elements, and to enhance the influence of mineralization. This procedure uses standard formulas for partial reconstruction of data matrices from results of principal component analysis

(Lebart et al., 1984; Marcotte and Fox, 1990). The regression model is constructed with these corrected data.

3.3 Geological setting and mineralizations

The geochemical survey lies within the Grenville Structural Province of the Canadian Shield, in southwestern Quebec (Fig. 1). It is confined to two major units of the Grenville Province; the Allochthonous Mono- and Polycyclic Belts (Rivers et al. 1989). To the southeast, the Mont-Laurier Terrane (MLT) constitutes a portion of the Monocyclic Belt. It is composed of Middle Proterozoic supracrustal rocks (1300-1200 Ma.) which have been thrust on Early Proterozoic Terranes. Marbles are abundant in the northwest part of the MLT; metapelites, quartzites, amphibolites and granulitic gneisses predominate elsewhere. These lithologies were affected by the Grenvillian orogenic cycle (1250-1050 Ma., Moore and Thompson, 1980). The degree of metamorphism varies from upper amphibolite to granulite facies. The MLT hosts a series of potassic intrusions and pegmatites which could have been generated at the end of the Grenvillian deformation (Ayres and Cerny, 1982; Corriveau, 1989).

To the northwest, the Allochthonous Polycyclic Belt consists mainly of Aphebian grey gneisses of granulite facies. These lithologies occur in a 30 km wide band called the

Baskatong Terrane which is separated from the Monocyclic Belt to the southeast by a highly deformed zone (Hanmer and Ciesielski, 1984).

The majority of precious metal deposits of the Grenville Province are contained in Paleohelikian supracrustal rocks. These rocks host some stratabound base and precious metal deposits of possible volcanogenic origin such as the Calumet, Montauban and Simon mines. These deposits are associated with quartz, biotite and garnet gneisses containing bands of coarse biotite, cordierite and anthophyllite (Bishop and Jourdain, 1987; Jourdain et al., 1987). The Calumet Mine is located in the study area, but it was not specifically sampled during the field work. The Grenville Province also hosts some small epigenetic deposits. The majority are located in southeastern Ontario (Carter and Colvine, 1985).

The dominant ice flow direction during the late Wisconsinan glaciation was southerly, down the Gatineau Valley (Kettles and Shilts, 1989). Till is the most widespread deposit, forming a thin cover over Precambrian bedrock. Along the Ottawa and Gatineau Valleys, glaciomarine and glaciolacustrine sediments predominate. The Ottawa and Lower Gatineau Valleys were inundated by the Champlain Sea, and the upper part of the Gatineau Valley by a late glacial Lake (Richard, 1975; Gadd, 1980).

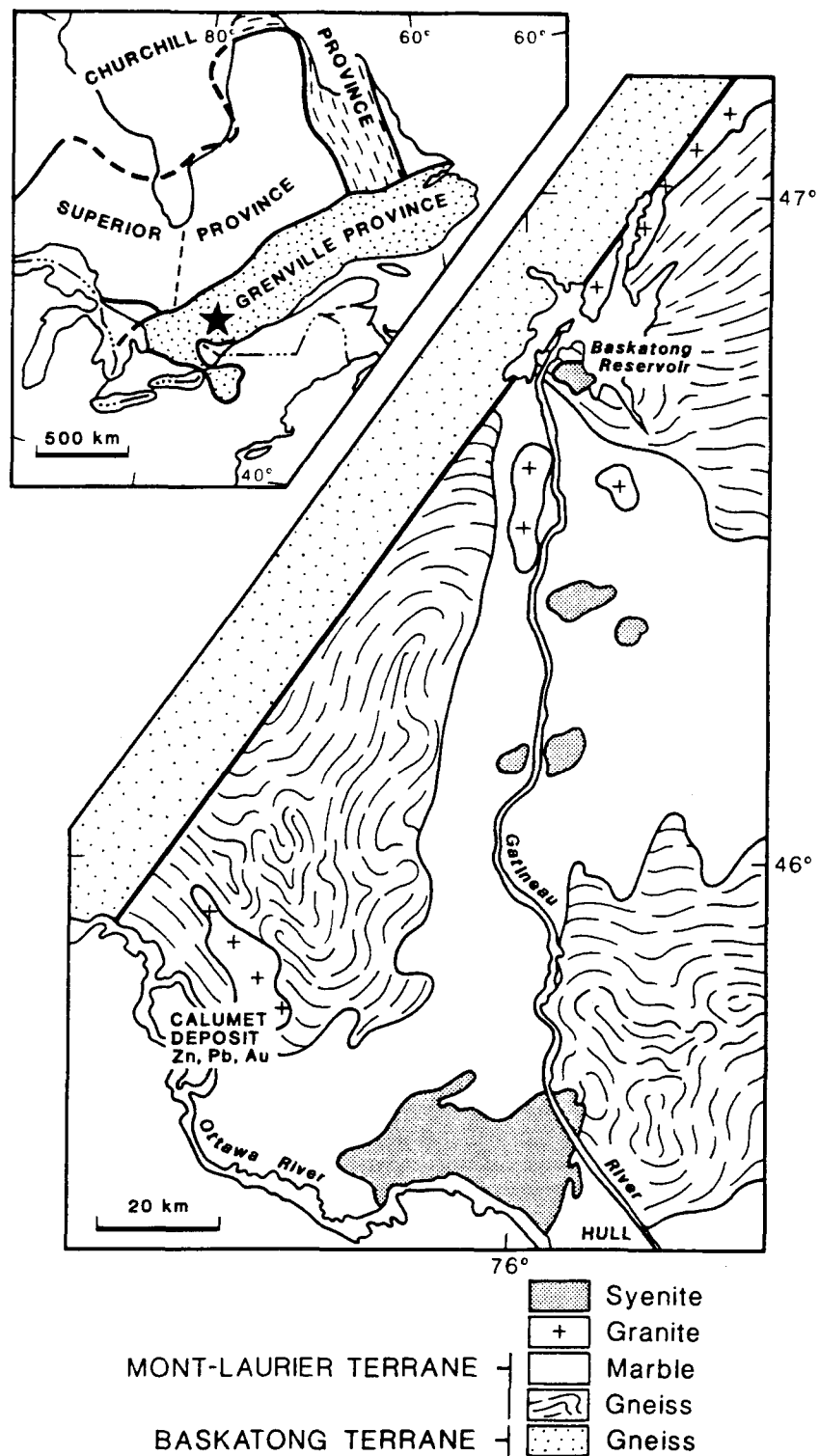


Fig. 1. Location and general geology of the study area. (after Avramtchev and Piché, 1981)

3.4 Sampling and analytical method

Stream sediment samples were collected from 1644 sites over an area of 17 700 km² (1 / 10 km²). The samples were sieved in the field to -850 μ m (-20 mesh). A volume of 4 litres of material was collected from each site. The heavy fraction was separated with a gravity table. The samples were dried and magnetic fractions were removed with a hand magnet. Choinière (1988) demonstrated that the samples contained 15% to 30% of light materials ($d < 3.3$ g/cm³) after this treatment. The concentration factor (Initial Weight/Non-magnetic Heavy Concentrate Weight) of the heavy concentrates varied from 40 to 100.

The heavy non-magnetic material was pulverized to -177 μ m (-80 mesh) and digested in hot HNO₃. The determination of Ag, Al, B, Be, Ca, Cd, Ce, Co, Cr, Cu, Eu, Fe, K, La, Li, Mg, Mn, Mo, Na, P, Pb, Sm, Sr, Th, Ti, V, Y and Zn was by plasma emission spectrometry and Hg by atomic absorption spectrometry. One gram of material was analyzed for As, Au, Br, Cs, Sb, Se, Tm, U, and W by instrumental neutron activation.

3.5 Geochemical data

The geochemical data relate to two different lithotectonic domains; Mont-Laurier Terrane and Baskatong Terrane. The data must be treated separately because they have very different

background levels (Bellehumeur and Jébrak, 1992). Because our work attempts to describe a general methodology, only the results from the Mont-Laurier Terrane (MLT) of the Monocyclic Belt are presented here.

Only 265 samples, representing about 25% of the MLT samples, have gold concentrations above the detection limit of 5 ppb. Sixteen samples are more than 20 ppb, two of which have concentrations of 429 and 805 ppb (Fig. 2).

Figure 3 shows the distribution of gold concentrations. As mentioned by Choinière (1988), two large anomalous areas are worthy of note in the MLT. They are respectively located north of Hull (A) and east of Baskatong Reservoir (B). The majority of anomalous samples north of Hull are located in a flat area of the Gatineau River Valley, where there is a great thickness of glaciofluvial debris (Kettles and Shilts, 1989). Therefore, these anomalous samples are probably not related to local mineralization. The Baskatong Reservoir anomaly is located over a succession of metasedimentary rocks. The anomaly is large, but anomalous samples are poorly grouped. Finally, a number of single-point anomalies are scattered throughout an extensive area, along the Gatineau River Valley (C).

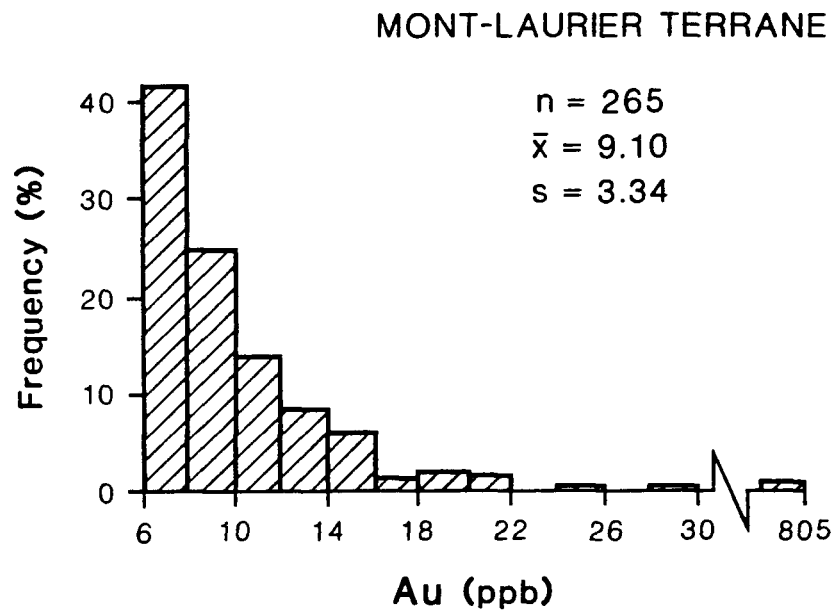


Fig. 2. Frequency histograms of gold in heavy mineral concentrates of stream sediments, Mont Laurier Terrane. \bar{x} = arithmetic mean, s = standard deviation.

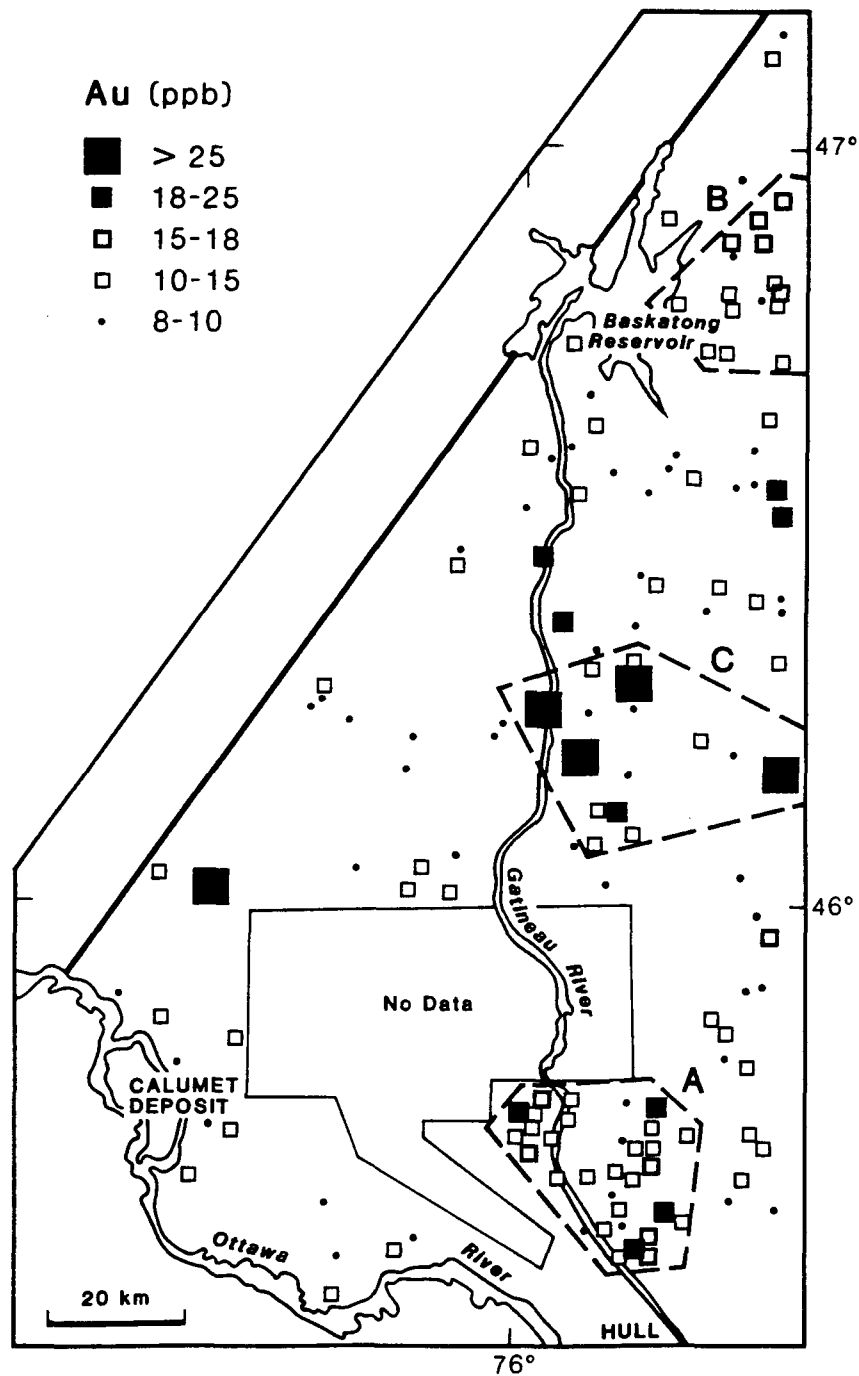


Fig. 3. The distribution of gold in heavy mineral concentrates of stream sediments, Mont-Laurier Terrane. Sample points displayed on the map represent gold concentrations greater than the 85th percentile. Dashed lines delimit areas containing high gold concentrations.

3.6 Use of pathfinder elements for gold prospecting

Regression Model

A regression model of chalcophile pathfinder elements (As, Pb, Se) was used to estimate the gold concentrations in heavy mineral concentrates of stream sediment samples. Most elements show asymmetrical unimodal distributions, consequently, prior to statistical calculations, the element concentrations were transformed to their natural logarithms. This transformation reduces the effect of high values which may strongly influence the calculation (regression and principal component analysis), and assists in meeting the assumptions of normality of variables. In order to simplify subsequent calculations (filtering of lithological background effects), all natural logarithm-transformed variables were expressed in the standard normal form of zero mean and unit standard deviations. As a result, the constant of the regression (i.e. intercept) becomes zero. We employed a stepwise procedure which selects only the variables making a significant contribution to the regression. Only samples with gold concentrations above the detection limit of 5 ppb were employed in developing the model. Considered as gross outliers, the two high values of 429 and 805 ppb were removed from the database.

The elements which contribute significantly to the estimation of gold values are As, Se and Pb (Table 1). They explain

11% of the variance of gold and have a multiple correlation coefficient of 0.33. The analysis of variance (Fisher statistical test), involving the ratio of mean squares due to regression and mean squares due to deviation, indicates a significant regression at the 5% significance level.

TABLE 1

Multiple regression of gold.

Mont-Laurier Terrane (n = 263).

Coeff. are the coefficients for the predictors in explaining gold. Part. R^2 indicates the % of variance in Au explained by each predictor. Corr. is the multiple correlation coefficient. The F-Value is the ratio of mean squares due to regression and mean squares due to deviation. The critical F-Value at the 5% significance level is 2.60.

Predictors	Coeff.	Part. R^2 (%)
------------	--------	-----------------

As	0.25	6.20
Pb	0.12	1.40
Se	0.19	3.40

2

R^2	11.00
Corr.	0.33
F-Value	10.50

Correction of background and hydrodynamic effects

The proportion of variance explained by the model is low. A part of gold and pathfinder element variation is influenced by factors not related to mineralization, and these factors could mask the true geochemical signal.

Bedrock lithologies, overburden cover and physico-chemical characteristics are important factors influencing the chalcophile element dispersion pattern (Closs and Nichol, 1975; Hale, 1981; Roquin and Zeegers, 1987). For example, the chalcophile element concentrations are strongly affected by adsorption phenomena and by host minerals such as ferro-magnesian silicates and Fe-Mn oxides.

Principal component analysis (PCA) was used to characterize the principal inter-element relationships and to identify the factors influencing the dispersion of chalcophile elements. PCA is a multivariate technique where the correlation matrix is decomposed into an uncorrelated set of new variables (components) which are linear combinations of the original element values. The components are extracted in such a way that the first accounts for as much of the total variability of the data as possible, the second for as much as possible of the residual variance, and so on. These components correspond to the eigenvectors of the correlation matrix (Howarth and Martin, 1979).

Table 2 shows the results of PCA employing 21 selected elements. The first component explains the dispersion of Ca-P-La-Y-Th as well Al-Fe-Mg-Mn-Ti which indicates the occurrence of apatite and/or monazite, and garnet, metallic oxides and mafic silicates. The samples exhibiting high first component scores are restricted to area of charnockitic gneisses of granulitic metamorphic facies. The Ca-P-La-Y-U association is linked positively to component 2, whilst Al-Ba-Fe-Mn-Ni contrast negatively with this component. The positive expression of the component 2 is related to felsic intrusions, pegmatites and quartzo-feldspathic gneisses while the negative side is related to the presence of amphibolites. The three other factors may be ascribed to mineralization.

These results show that the first two components constitute a lithological background model. They account for most of the lithophile and siderophile element variations and characterize the common mineralogy of lithologic units. The projection of samples onto the first two eigenvectors enables new variables (component scores) to be calculated which model the background variations ascribed to lithologic units. This type of modeling can be of a great interest in geochemical exploration. An important proportion of the variance of elements of economic interest depends on characteristics of lithologic units. Cu, Zn, As, Pb and Se, usually having a

chalcophile behavior, are strongly related to this background model. The square of each component loading is weighted proportionally to the amount of variance contributed by a variable to the component. The first two components explain respectively 54%, 41%, 16%, 23% and 30% of these element variations. The data will more positively reflect the influence of mineralization by removing the effect of those factors.

The filtering technique, proposed by Marcotte and Fox (1990), was used to eliminate the background effect which can mask the influence of mineralization. A total of 21 variables were used to characterize the background effect, consequently PCA calculated 21 eigenvectors which establish inter-element relationships, and 21 new variables commonly named component scores. These matrices can be use to filter the original data matrix by excluding the first two components from the calculation. Lebart et al., (1984) demonstrated that the original data matrix "X" can be reconstructed using the following relationship:

$$X = \sum_{i=1}^p C_i u_i'$$

C_i : Component scores

u_i' : Transposed eigenvectors

A partial reconstruction of the data matrix was obtained by excluding some vectors from among the p initial vectors. Since these vectors are mutually perpendicular to one another, the

resulting matrix is filtered out of the effect of vectors which have not been included in the reconstruction. Using this approach, a modified data matrix was created in which the lithological background effect has been eliminated.

Occurrence of gold could depend on hydrodynamic characteristics of the streams (Fletcher and Day, 1989). The variables such as % of heavy mineral in the sample, % of magnetite in the heavy concentrate and elements such as Th-Y-La, which are typical of the dense mineral fraction could be used to assess and model the part of gold variation attributed to hydraulic conditions of streams. We have tried to correct the gold data by performing a stepwise regression using these variables to model hydraulic effects, and by using the residual as a new variable to remove those effects. Only Th shows a significant relationship with gold and it provides a small correction accounting for only 1.7% of gold variance. Therefore, the hydrodynamic effect can be safely neglected.

TABLE 2

Principal component analysis performed on the > 5 ppb gold data subset. Each column is an eigenvector, μ is the associated eigenvalue and % gives the percentage of total variation accounted by the eigenvectors. The loadings smaller than 0.25 are not presented. Components were extracted from the correlation matrix.

	F1	F2	F3	F4	F5
μ	6.67	2.82	1.70	1.35	1.10
%	31.80	13.40	8.10	6.40	5.20
Al	0.67	-0.39	----	-0.47	----
As	0.39	----	----	0.36	-0.42
Ba	0.34	-0.36	----	0.26	----
Ca	0.72	0.55	----	----	----
Cu	0.68	-0.27	----	0.31	----
Fe	0.77	-0.38	----	----	----
Hg	----	----	0.52	----	----
La	0.77	0.33	----	----	----
Mg	0.78	----	----	----	----
Mn	0.67	-0.28	----	-0.37	----
Ni	0.64	-0.27	----	----	0.38
P	0.60	0.62	-0.33	----	----
Pb	0.40	-0.26	0.29	0.42	----
Sb	----	0.29	0.52	----	----
Se	----	0.54	0.37	----	0.52
Th	0.71	0.27	----	0.31	----
Ti	0.61	----	0.38	-0.40	-0.27
U	----	0.63	0.44	----	----
W	----	----	0.38	----	----
Y	0.74	0.52	----	----	----
Zn	0.54	-0.35	----	----	0.31

Model and application to the whole dataset

Another stepwise regression was performed using the filtered data set containing the samples whose gold concentrations were above the detection limit of 5 ppb. This new model represents a considerable improvement over the preceeding one. It explains 20% of gold variance and has a correlation coefficient of 0.45. This new regression equation contains As, Se, Pb, and Zn (Table 3). The F value indicates a highly significant regression. Cu and Sb are only slightly significant and contribute little to gold estimation. Figure 4 shows the scatterplot of filtered As concentrations (the best predictor of gold) versus gold, and the scatterplot of observed gold values versus predicted gold values. Table 4 gives the correlation matrix of gold and its predictors.

After filtering, 80% of Au variance remains unexplained. Two main features could produce high levels of variation and noisy data: (1) the low abundance of Au in ore deposits and its random occurrence mostly as native grains, (2) the low quantity of material (1 to 3 g) commonly used in standard neutron activation analysis standard procedures. The correlations observed between gold and its pathfinder elements appear low, but they are significant. In addition, the highest correlations established between gold and widely recognized pathfinder

elements such as As, Se, Pb and Zn indicate that the sulfides probably control in part the gold distribution.

The regression model was applied to the whole data set to provide information about gold over the study area. To do this, it is necessary to remove the influence of background variations on the whole data set. PCA performed on the whole data set (Table 5) gives the same result as PCA performed on the data subset containing gold concentrations > 5 ppb. Consequently, we removed the influence of background variation on the whole data set by excluding the first two components of matrices of PCA. Based on the > 5 ppb gold data subset, the regression model was then applied to the whole data set, and from this, we proceeded to identify the anomalies.

TABLE 3

Multiple regression of gold.

Mont-Laurier Terrane (n = 263).

Coeff. are the coefficients for the predictors in explaining gold. Part. R^2 indicates the % of variance in Au explained by each predictor. Corr. is the multiple correlation coefficient. The F-Value is the ratio of mean squares due to regression and mean squares due to deviation. The critical F-Value at the 5% significance level is 2.37.

Predictors	Coeff.	Part. R^2 (%)
------------	--------	-----------------

As	0.36	10.96
Se	0.23	4.72
Pb	0.17	3.24
Zn	0.13	1.47

R^2	20.39
Corr.	0.45
F-Value	12.91

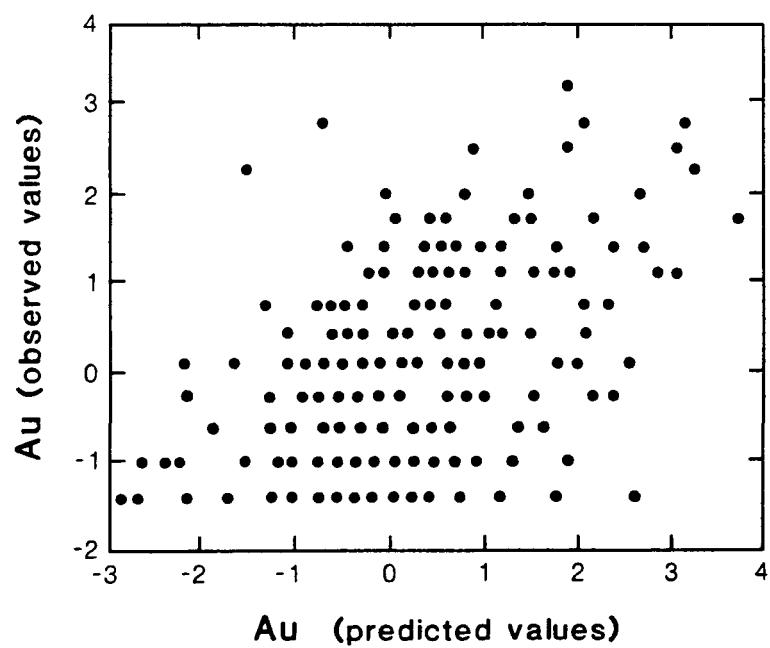
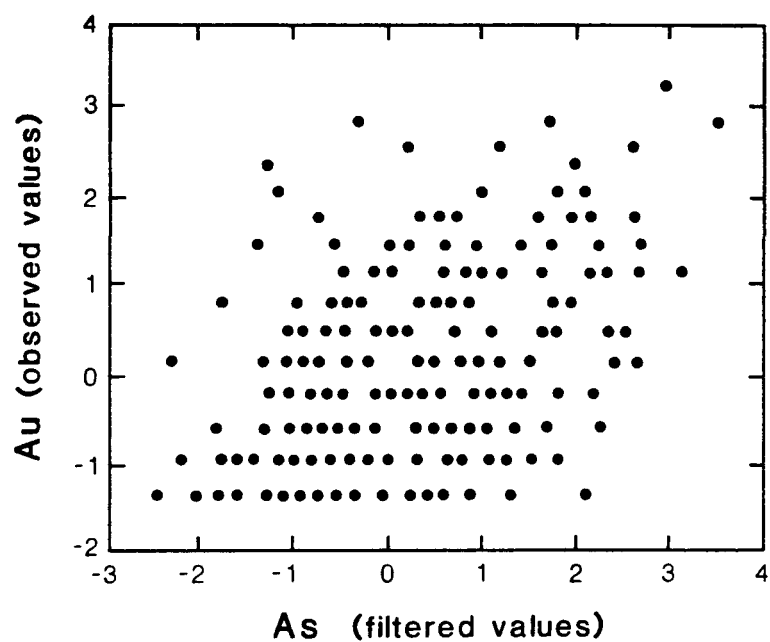


Fig. 4. Scatterplot of observed gold values versus filtered As values and scatterplot of observed gold values versus predicted gold values. All data are expressed in standard deviations.

TABLE 4

Correlation matrix of filtered gold predictors and gold; > 5 ppb gold data subset. Correlations higher than 0.12 or lower than -0.12 are statistically significant at the 5% significance level (under $H_0: r=0$, $n=263$)

	As	Se	Pb	Zn
Au	0.32	0.22	0.24	0.18
Zn	0.11	0.22	-0.04	
Pb	0.18	0.11		
Se	-0.20			

TABLE 5

Principal component analysis performed on the whole data set. Each column is an eigenvector, μ is the associated eigenvalue and % gives the percentage of total variation accounted by the eigenvectors. The loadings smaller than 0.25 are not presented. Components were extracted from the correlation matrix.

	F1	F2	F3	F4	F5
μ	6.63	2.82	1.60	1.37	1.13
%	31.57	13.40	7.62	6.52	5.38
Al	0.63	-0.49	----	-0.36	----
As	0.40	----	----	0.39	-0.40
Ba	0.39	-0.29	----	----	----
Ca	0.77	0.47	-0.26	----	----
Cu	0.67	-0.26	----	0.26	----
Fe	0.69	-0.50	----	----	----
Hg	----	----	0.41	----	-0.29
La	0.80	0.30	----	----	----
Mg	0.69	----	----	----	----
Mn	0.67	-0.26	----	-0.43	----
Ni	0.42	-0.40	----	0.29	0.45
P	0.66	0.52	-0.31	----	----
Pb	0.42	----	0.40	0.34	-0.30
Sb	----	----	0.53	----	----
Se	----	0.44	0.49	----	0.47
Th	0.75	0.34	----	----	----
Ti	0.60	----	----	-0.47	----
U	0.29	0.65	0.36	----	----
W	----	----	0.46	----	0.37
Y	0.78	0.41	----	----	----
Zn	0.51	-0.39	----	----	----

3.7 Anomaly map

Figure 5 is the anomaly map of gold estimated by the regression, in which elemental contribution from background lithological effects estimated by the first two principal components of the data have been filtered out of the original data set. The area north of Hull was originally the most important anomaly in the MLT. The regression strongly reduces the contrast and the extent of this anomaly. A few high values are grouped together and they are still located in a flat area where there is a great thickness of glaciofluvial debris. Gold is not related to pathfinder elements in this area.

The east Baskatong Anomaly becomes more interesting (Fig. 6). It is a high gold background area, but no clear gold anomaly is defined by the raw data. However, the regression enhances the anomaly as a 20 km long alignment of 11 anomalous adjoining samples. This NE-SW alignment is located along the contact between granulitic facies charnockitic gneisses and amphibolite facies paragneiss. This metamorphic contrast could be related to major faults. Landsat images show many lineaments parallel to this contact (Lévesque et al., 1990). The catchment basin of these samples is less than 200 km². The regression model has enabled us to delimit an interesting and very well defined target.

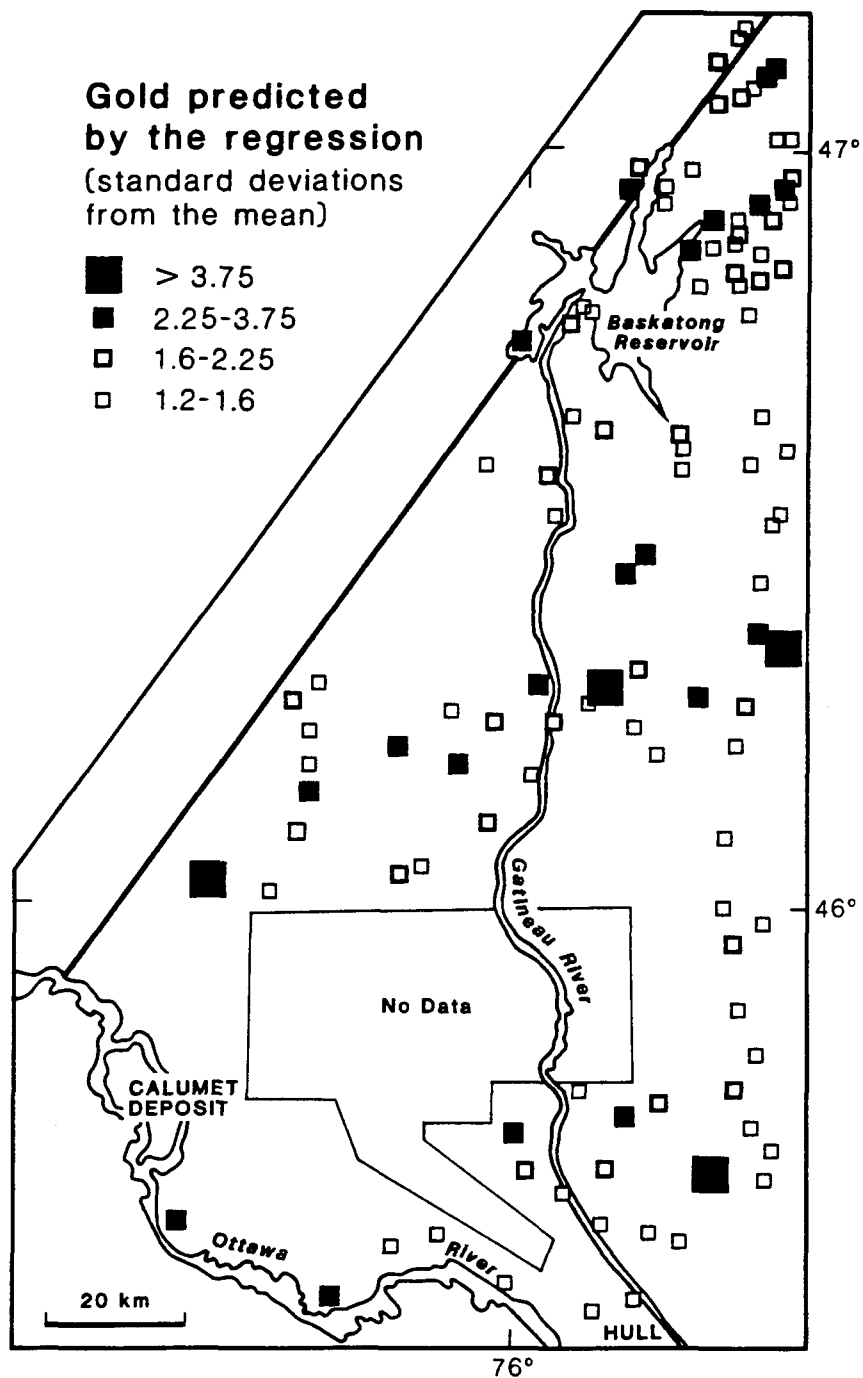


Fig. 5. The distribution of gold predicted by regression. Sample points displayed on the map represent gold estimations greater than the 85th percentile.

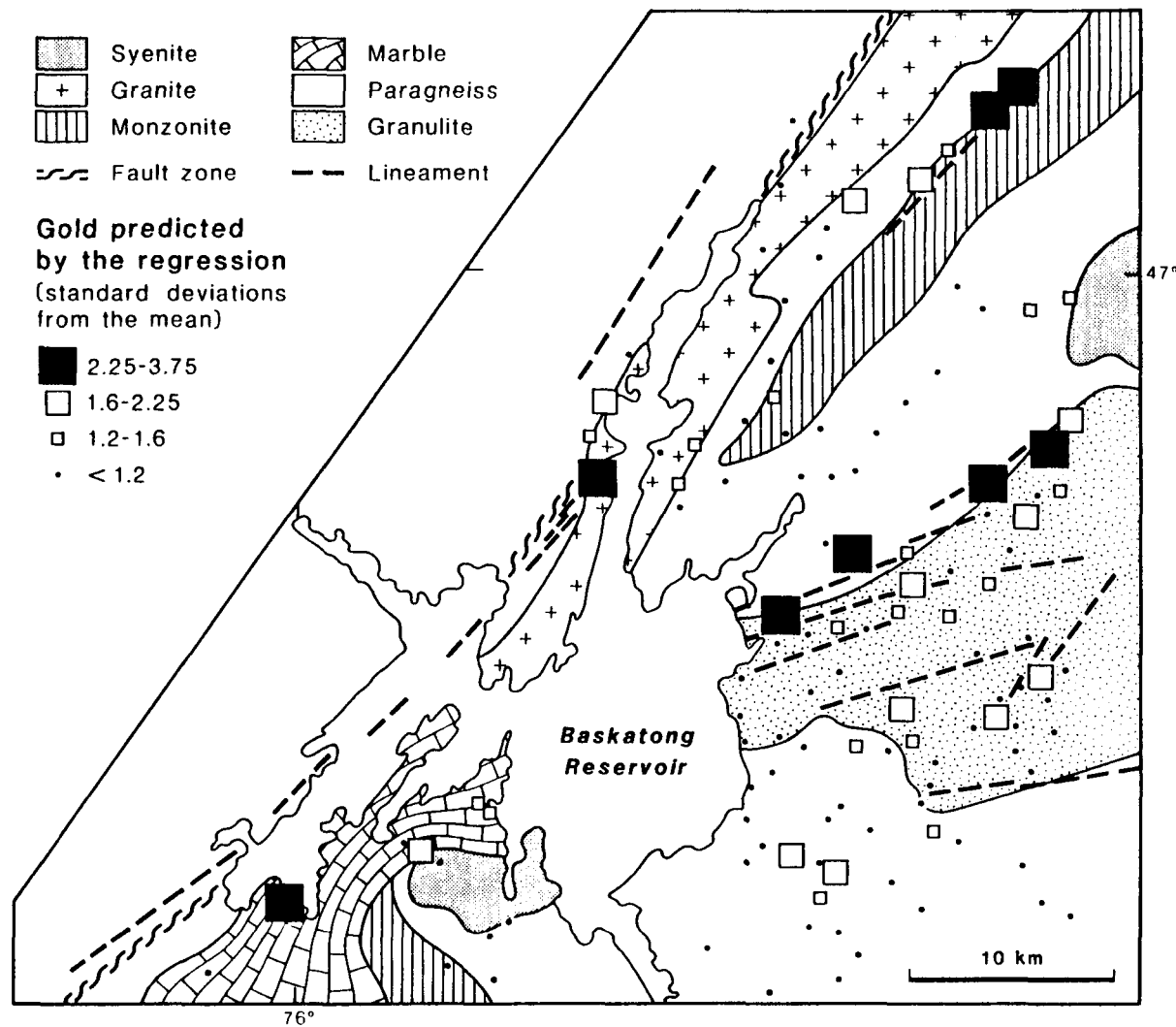


Fig. 6. The distribution of gold predicted by regression in the area of the Baskatong Reservoir.

To the north of the Baskatong Reservoir, gold estimated by the regression shows many adjacent anomalous samples located along the contact between the Monocyclic and Polycyclic Belts and near granitic and monzonitic intrusions.

3.8 Conclusions

The gold raw data does not permit an accurate appraisal of the gold-bearing potential of the area. The anomalies are small and isolated, and the targets are not well defined. The use of a regression model based on pathfinder elements, with less erratic behaviour than gold, can be more revealing of that potential.

The background variations of chalcophile element concentrations are influenced by lithologic units. These background variations were modeled using principal component analysis. They were removed from the original data set by partial reconstruction of the data matrix. A regression model was employed to estimate the gold concentrations from the residual pathfinder element estimates after filtering the background effects. The model accounts for 20% of the gold variation. It involves the chalcophile pathfinders As, Se, Pb and Zn, all of which could be indicators of sulfide minerals. This model represents a considerable improvement over the non-filtered data model. It enables some well defined anomalies

associated with geological structures favourable to gold mineralization to be identified. Thus, regression analysis estimating gold abundance is a useful, complementary technique for the interpretation of reconnaissance prospecting.

3.9 References

- Avramtchev, L. and Piche, G., 1981. Carte des gîtes minéraux du Québec, région de Laurentie-Saguenay, Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, DPV 809.
- Ayres, L.D. and Cerny, P., 1982. Metallogeny of granitoid rocks in the Canadian Shield. *Can. Miner.*, 20: 439-535.
- Bellehumeur, C. and Jébrak, M., 1992. Analyse multidimensionnelle des données géochimiques appliquées à la prospection dans la région de la Gatineau. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, MB 92-05, 45 pp.
- Bishop, C. and Jourdain, V., 1987. Grenville polymetallics; the Montauban and Grand Calumet deposits. *North. Min. Mag.*, december 1987: 15-17.
- Boyle, R.W., 1979. The geochemistry of gold and its deposits (together with a chapter on geochemical prospecting for the element. *Geol. Survey Canada, Bull 280*: 584 p.
- Carter, T.R. and Colvine, A.C., 1985. Metallic mineral deposits of the Grenville Province, southeastern Ontario. *Can. Inst. Mining Metall. Bull.*, 78: 95-106.
- Choinière, J., 1988. Géochimie des minéraux lourds; région de la Gatineau. Ministère Energie Ressources Québec, MB 88-35, 38 pp.
- Clifton, H.E., Hunter, R.E., Swanson, F.J. and Phillips, R.L., 1969. Sample size and meaningful gold analysis. *U.S. Geol. Surv., Prof. Pap. 625-C*, 17 pp.
- Closs, L.G. and Nichol, I., 1975. The role of factor and regression analysis in the interpretation of geochemical reconnaissance data. *Can. J. Earth Sci.*, 12: 1316-1330.
- Corriveau, L., 1989. The ultrapotassic Kensington pluton, SW Grenville Province. In: L. Corriveau, D. Gold, J. Bédard and J. Bourne (Editors), *Alkaline and calc-alkaline complexes of southern Quebec - Field trip B3. Geol. Ass. Can/Miner. Ass. Can.*, Montréal: 1-22.
- Day, S. and Fletcher, W.K., 1986. Particle size and abundance of gold in selected stream sediments, southern British Columbia, Canada. *J. Geochem. Explor.*, 26: 203-214.

Fletcher, W.K. and Day, S.J., 1989. Behaviour of gold and other heavy minerals in drainage sediments: some implications for exploration geochemical survey. Trans. Instn. Min. Metall. (Sect. B: Appl. Earth Sci.), 98: 130-136.

Gadd, N.R., 1980. Late-glacial regional ice-flow patterns in eastern Ontario. Can. J. Earth Sci., 17: 1439-1453.

Hale, M., 1981. Pathfinder applications of arsenic, antimony and bismuth in geochemical exploration. J. Geochem. Explor., 15: 307-323.

Hanmer, S.K. and Ciesielski, A., 1984. A structural reconnaissance of the northwest boundary of the Central Metasedimentary Belt, Grenville Province, Ontario and Quebec. Current Research, Part B, Geol. Surv. of Canada, Paper 84-1B: 121-131.

Harris, J.F., 1982. Sampling and analytical requirements for effective use of geochemistry in exploration for gold. In: A.A. Levinson (Editor), Precious metals in the Northern Cordillera. The Association of Exploration Geochemists, Spec. Vol. 10: 53-67.

Howarth, R.J., Martin, L., 1979. Computer-based techniques in the compilation, mapping and interpretation of exploration geochemical data. In: P.J. Hood (Editor), Geophysics and geochemistry in the search for metallic ores. Geol. Surv. of Canada, Econ. Geol. Rep. 31: 545-574.

Jourdain, V., Roy, D.W. and Simard, J.M., 1987. Stratigraphy and structural analysis of the north gold zone at Montauban-les-Mines, Quebec. Can. Inst. Mining Metall. Bull., 80: 61-66.

Kettles, I.M. and Shilts, W.W., 1989. Geochemistry of drift over the Precambrian Grenville Province, southeastern Ontario and southwestern Quebec. In: R.N.W. DiLabio and W.B. Coker (Editors), Drift prospecting. Geol. Surv. of Canada, Paper 89-20: 97-112.

Lebart, L., Morineau, A. and Warwick, K.M., 1984. Multivariate descriptive statistical analysis. Wiley, New York, NY, 231 pp.

Lévesque, J., Sharma, K.N.M. and Globensky, Y., 1990. Supervision, études géologiques et télédétection. Rapport d'activités 90. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec. DV 90-10.

Marcotte, D. and Fox, J.S., 1990. The Shefferville area: multivariate analysis used to enhance interpretation of lake sediment geochemical data. *J. Geochem. Explor.*, 38: 247-263.

Moore, J.M. and Thompson, P.H., 1980. The Flinton Group: a late Precambrian metasedimentary succession in the Grenville Province of eastern Ontario. *Can. J. Earth Sci.*, 17: 1685-1707.

Nichol, I., 1985. Geochemical exploration for gold: a special problem. In: I. Thornton and R.J. Howarth (editors), *Applied geochemistry in the 1980's*. Graham and Trotman, London.

Paopongsawan, P. and Fletcher, W.K., 1991. Distribution and dispersion of gold in sediments of the Huai Hin Laep, Loei, Northeastern Thailand. 15th International Geochemical Exploration Symposium, Reno, Nevada, Abstracts with program, p.38.

Richard, S.H., 1975. Surficial geology mapping: Ottawa Valley Lowlands (parts of 31G, B, F). Report of Activities, Part B, *Geol. Surv. of Canada. Paper 75-1B*: 113-117.

Rivers, T., Martignole, J., Gower, C.F. and Davidson, A., 1989. New tectonic divisions of the Grenville Province, southeast Canadian Shield. *Tectonics*, 8: 63-84.

Roquin, C. and Zeegers, H., 1987. Improving anomaly selection by statistical estimation of background variations in regional geochemical prospecting. *J. Geochem. Explor.*, 29: 295-316.

CHAPITRE 4

INTERPRETATION DES RELEVES GEOCHIMIQUES REGIONAUX

4.1 Problématique d'interprétation des relevés géochimiques régionaux

La géochimie de l'environnement de surface est un outil de prospection usuel pour la recherche d'un large éventail de substances minérales. D'abord exclusivement utilisée en prospection de détail, cette technique d'exploration s'est perfectionnée pour devenir un outil de reconnaissance régionale au tournant des années 70. Les géochimistes anglo-saxons, notamment le Applied Geochemistry Research Group de l'Imperial College de Londres, ont introduit la notion de relevé d'inventaire géochimique régional. Les densités d'échantillonnage des relevés régionaux peuvent varier de 1 échant./km² (programme de la British Geological Survey, Plant et al., 1988) jusqu'à 1 échant./30 km² (Projet Nordkalott des pays Scandinaves, Bolviken et al., 1986). Les relevés de plus forte densité d'échantillonnage espèrent mettre en relief les gîtes minéraux et les phénomènes géologiques régionaux, alors que les relevés de faible densité visent plutôt à circonscrire les ceintures métallifères de grande étendue sur la base des variations de fond des concentrations chimiques. De nombreux pays ont entrepris ce type de relevé; Plant et al. (1988) offrent une revue exhaustive de ces travaux. Le ministère de l'Energie et des Ressources du Québec est lui-même le maître d'oeuvre d'une trentaine de relevés géochimiques régionaux, dont les mailles d'échantillonnage varient de 1 échant. / 3 km²

à 1 échant. / 20 km² (Kirouac, 1990). Ces relevés diffèrent des campagnes d'orientation dont les densités d'échantillonnage varient de 2 à 10 échant. / km², et qui visent la prospection de territoires restreints au potentiel minéral reconnu.

L'implantation des relevés d'inventaires régionaux a conduit au concept de «province géochimique». Ce terme est défini par Rose et al. (1979, p. 78) comme étant: «un vaste segment de la croûte terrestre possédant une composition chimique significativement différente de la composition moyenne de la croûte». Les relevés régionaux visent à définir les métallotectes régionaux en établissant une correspondance entre les provinces géochimiques et les provinces métallogéniques. La province métallogénique est définie comme étant une région de la croûte terrestre caractérisée par l'abondance d'un type particulier de gîte, ou d'un type particulier de métal (Routhier, 1980).

Nombres d'études, dont notamment celles de Koljonen et al. (1989), Bolviken et al. (1990) et Plant et al. (1990), ont montré que plusieurs provinces métallogéniques correspondent à des provinces géochimiques. Cependant, la signature d'une province géochimique peut être le résultat d'une grande diversité de processus géologiques qui peuvent ne pas être reliés directement aux dépôts métallifères. Les relations entre provinces géochimiques et métallogéniques sont complexes, et

l'évaluation du potentiel métallogénique d'une province géochimique peut s'avérer difficile à établir. L'interprétation des relevés géochimiques régionaux en termes de potentiel métallogénique doit considérer la nature des zones anormales nécessitant une investigation plus poussée. Il est primordial de se demander sur quelles bases les relevés d'inventaires géochimiques régionaux peuvent circonscrire les ceintures métallifères. Les régions anormales sont susceptibles de définir:

- 1) une composante liée directement aux minéralisations;
- 2) un environnement géologique particulier présentant un niveau géochimique élevé.

La première alternative implique une dispersion relativement importante d'une composante des signaux géochimiques typique des minéralisations, les anomalies géochimiques pouvant refléter la marque de gîtes individuels ou des groupes de gîtes. La deuxième alternative sous-entend que l'évaluation du potentiel métallifère et la recherche des métallotectes passe par une étape d'interprétation géologique et de mise en relation avec des modèles métallogéniques connus.

La première partie de ce chapitre traite de la perception de la signature des minéralisations par les relevés géochimiques à large maille, alors que la deuxième partie

discute de l'interprétation et l'évaluation du potentiel métallifère des zones anormales.

4.2 Détection de l'auréole de dispersion géochimique de minéralisations par des relevés géochimiques régionaux à large maille

Si l'utilité des relevés d'orientation (maille de 1 échant. / 0.5 à 3 km²) ne fait aucun doute pour révéler les indices minéralisés des régions où le potentiel minéral est reconnu (Barbier et Wilhelm, 1978), il s'avère important d'évaluer le type de cible qu'un relevé régional est en mesure de mettre en évidence. Dans un premier temps, nous évaluerons la probabilité qu'un relevé puisse révéler une cible individuelle correspondant à un gîte métallifère. Ce problème a été traité précédemment par Garrett (1983) qui fait une revue des principaux travaux sur le sujet. Dans un deuxième temps, nous considérerons l'image géochimique émanant d'un district métallifère où des gîtes sont regroupés.

4.2.1 Probabilité de détecter un gîte individuel

La probabilité qu'un échantillon prélevé sur une grille régulière se trouve à l'intérieur d'une cible d'exploration est donnée par:

$$P_s = A_c / A_g \quad (4.1)$$

où P_s est la probabilité de succès, A_c est l'aire de la cible, et A_g est l'aire d'une cellule de la grille.

Evaluons la probabilité qu'un échantillon du relevé régional de la Gatineau soit prélevé dans l'aire de dispersion d'un gîte de zinc. Nous considérons la région centrale du relevé, comprise entre les coordonnées UTM 5 095 000 N et 5 165 000 N, et 395 000 E et 460 000 E, qui est échantillonnée de façon uniforme à cause de la présence de nombreuses routes d'accès. La superficie échantillonnée est de 3934 km² (nous avons soustrait les surfaces non-échantillonnées correspondant à la réserve indienne de Maniwaki et aux principaux plans d'eau); elle compte 506 échantillons pour une densité moyenne de 1 échant. / 7.7 km².

Pour les relevés régionaux, qui utilisent des supports tels que les sédiments de ruisseaux ou de fonds de lacs, l'échantillonnage sur une grille régulière est souvent impossible. Les échantillons sont plutôt prélevés de façon à ce que le nombre de points d'échantillonnage demeure constant à l'intérieur de cellules de dimension constante. La position des échantillons est aléatoire dans la cellule. Ce plan d'échantillonnage est communément appelé «aléatoire stratifié». Nous vérifions si la région considérée correspond à ce plan d'échantillonnage.

Le tableau 1 donne la distribution du nombre d'échantillons dans les cellules de 7.7 km². Le test du khi-carré (χ^2) ne peut être appliqué pour vérifier si les données expérimentales correspondent à une distribution régulière de 1 échantillon par cellule, car la validité de ce test requiert une fréquence espérée au moins égale à 5.

Nous vérifions si la distribution des échantillons dans les cellules suit une distribution de Poisson, qui décrit une répartition aléatoire. Selon la loi de Poisson, la probabilité que n points ($p(n)$) soient retrouvés dans une cellule est donnée par:

$$p(n) = (e^{-\lambda} \lambda^n) / n! \quad (4.2)$$

où λ est la moyenne de la distribution. La validité du modèle théorique est vérifiée à l'aide du test du χ^2 qui s'exprime comme suit:

$$\chi^2 = \sum (O - E)^2 / E \quad (4.3)$$

où O et E sont respectivement les nombres de points observés et espérés dans chaque classe; dans le cas présent, une classe étant défini par le nombre de points par cellule. Le test a 4 degrés de liberté (en regroupant les deux dernières classes);

la valeur critique au niveau de confiance 0.95 est de 9.49. La valeur du χ^2 (tableau 1) excède fortement cette valeur; nous devons rejeter l'hypothèse que la distribution des points suit une loi de Poisson; les données ne sont donc pas dispersées aléatoirement.

Tableau 1

Distribution des échantillons dans les cellules du relevé régional de géochimie de la région de la Gatineau

Nombre d'échant. par cellules	Nombre de cellules observées	Nombre de cellules espérées selon dist. de Poisson)	Test χ^2
0	72	186.21	70.05
1	380	186.21	201.68
2	78	93.10	31.44
3	36	31.02	11.66
4	12	7.74	2.90
≥5	--	1.72	---
Total	506	506	317.73

On peut calculer la variance du nombre d'échantillons par cellule par rapport à la fréquence espérée:

$$s^2 = \sum_{i=1}^N (n_i - \lambda)^2 / N-1 \quad (4.4)$$

où N est le nombre de cellules (506), λ est la fréquence espérée (1), et n_i est le nombre d'échantillons localisés dans la cellule i. Les résultats expérimentaux donnent une valeur de s^2 de 0.368. La valeur espérée pour une distribution aléatoire serait de 1 (distribution de Poisson où la variance est égale à la moyenne). Une variance plus petite que la fréquence espérée indique un patron de distribution à caractère uniforme plutôt qu'aléatoire. On peut vérifier à l'aide d'un test statistique de Student (t) si la différence entre ces deux valeurs est réellement significative (Davis, 1986):

$$t = [(\lambda / s^2) - 1] / [\sqrt{2/(N - 1)}] \quad (4.5)$$

$$t = [(1 / 0.368) - 1] / [\sqrt{2/(506 - 1)}]$$

$$t = 27.29$$

Pour un niveau de confiance de 0.95 et 505 degrés de liberté (N-1), la valeur critique de t est de ± 1.96 . La statistique t excède largement cette valeur; nous rejetons donc l'hypothèse

d'égalité. Ces tests confirment la nature aléatoire stratifiée du patron d'échantillonnage.

Au chapitre 2 (tableau 3), nous avons montré que l'étendue d'une anomalie en Zn dans les sédiments de ruisseaux de la Gatineau s'étendait au moins jusqu'à 700 m en aval d'un petit gîte de Zn affleurant en surface (gîte Leitch, 75 000 t à 8% de Zn). Il nous semble raisonnable de faire l'hypothèse que cette anomalie soit d'une forme allongée, apparentée à une ellipse dont nous fixons arbitrairement le rapport axe court sur axe long à 0,5. Pour une maille d'échantillonnage de 2.77 km (1 échant./7.7 km²), l'abaque de Gilbert (1987, p. 122) indique une probabilité de recouper la cible de 2.5%. Cette probabilité doit être pondérée par un facteur qui tient compte de la répartition aléatoire des échantillons dans les cellules de la grille. Matern (1986) a montré que la distance moyenne entre les échantillons est de 1.08814 fois la maille des cellules. En considérant ce facteur, la probabilité de recouper l'aire de dispersion du gîte Leitch devient 2.11%. Si le halo de dispersion était de 2 km, la probabilité ne serait que de 17%.

La figure 1 donne la probabilité de recouper des cibles dont les halos de dispersion sont respectivement de 2 km et 500 m, en fonction de l'intervalle d'échantillonnage. Les probabilités décroissent rapidement avec l'accroissement de la maille d'échantillonnage. Des intervalles supérieurs à 1.5 km

ne peuvent assurer une probabilité raisonnable de recouper les cibles les plus importantes.

De plus, nos calculs ne considèrent pas la probabilité de reconnaître la cible; cette probabilité dépend en grande partie du contraste entre la population de fond et la population anormale associée au halo de dispersion des minéralisations. Ce facteur vient atténuer les chances qu'un échantillon recoupe et permette de reconnaître la cible.

Nous retenons de nos calculs que les relevés d'inventaire géochimique régionaux ne sont pas aptes à détecter une cible spécifique de petite dimension telle que le halo de dispersion relié à un gîte métallifère. Cependant, il est sans équivoque que des paramètres tels que la distribution du nombre de cibles dans une région ou le regroupement de gîtes à l'intérieur d'un district métallifère influencent grandement les probabilités de recouper l'aire de dispersion de la signature de minéralisations.

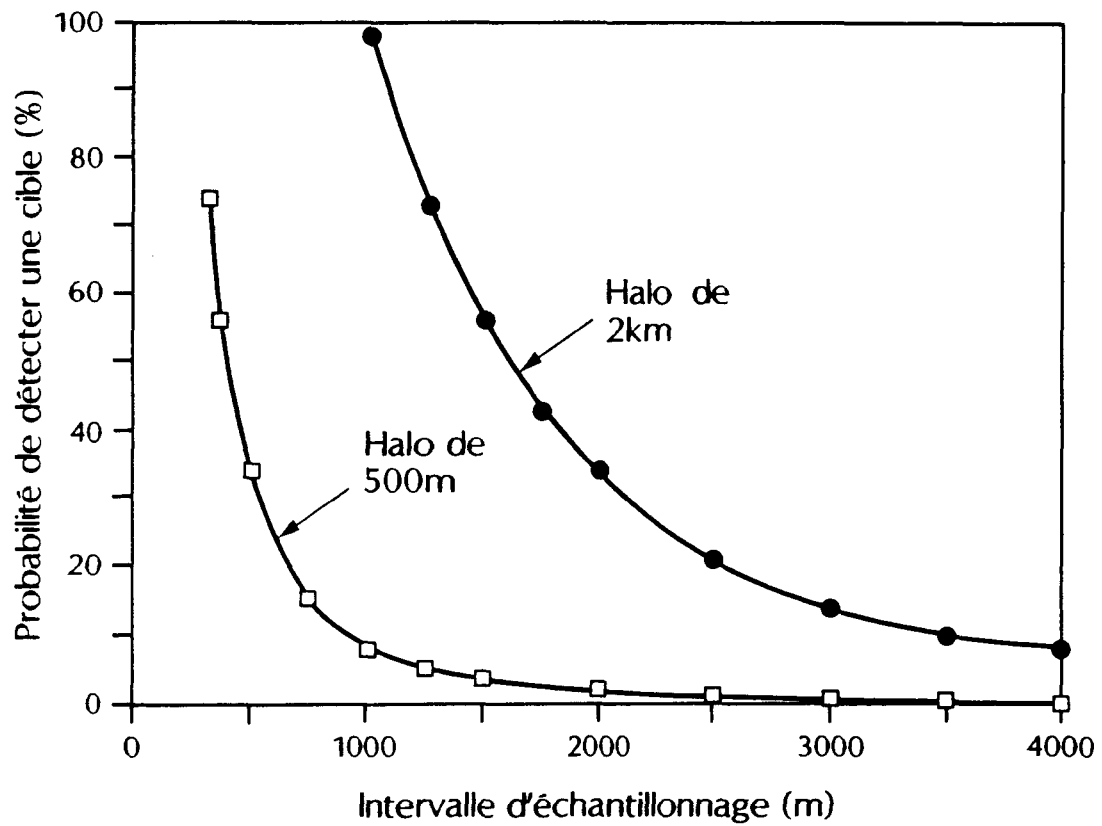


Figure 1 Probabilité de recouper des cibles de prospection géochimique dont les halos de dispersion sont de 500 m et 2 km, en fonction de l'intervalle d'échantillonnage (halo de forme elliptique dont le rapport axe court/axe long est de 0.5).

4.2.2 Signature géochimique de groupes de gîtes

Les travaux d'Allais (1957) ont montré que la dispersion spatiale des districts métallifères pouvait s'effectuer de façon aléatoire suivant une distribution de Poisson. Par contre, plusieurs travaux ont montré qu'à l'échelle du district minier, les gîtes ont tendance à être agglomérés spatialement. La distribution de Poisson - qui implique que la probabilité de trouver un gisement est constante pour toute la région considérée - n'est pas appropriée pour décrire ce type de données. Les patrons de regroupement peuvent être décrits par des distributions théoriques qui impliquent que la probabilité de découverte est plus élevée dans les régions où sont déjà concentrées des gisements. Par exemple, Slichter et al. (1962) ont montré que la distribution des gîtes de différents districts métallifères de l'ouest des Etats-Unis est décrite par une distribution exponentielle négative. Griffiths (1966), Wilmot et al. (1968), De Geoffroy et Wignall (1971) et Agterberg (1975, 1984) ont montré que les distributions de gîtes de différents districts métallifères peuvent s'ajuster à des distributions binômiale négative et Neyman-Scott. Ces distributions sont issues de deux processus. Le premier processus consiste en une distribution aléatoire des centres des groupes (processus poissonien); le deuxième décrit la distribution des gîtes autour du centre des groupes (Cliff et

Ord, 1981). Ces distributions modélisent donc un seul niveau de regroupement. Carlson (1991) démontre que les gîtes peuvent être regroupés à plusieurs niveaux. Par exemple, la distribution spatiale des gisements d'or de la province géologique du Basin and Range de l'ouest des Etats-Unis suit des imbrications fractales agissant à deux échelles différentes: 1) une échelle de regroupements locaux s'étendant de 1 à 15 km, calquée sur la nature fractale des systèmes hydrothermaux et de la fracturation; 2) une échelle régionale de 15 à 1000 km, correspondant au regroupement fractal des foyers de plutonisme dont la reconnaissance est subordonnée à la répartition des surfaces rocheuses exposées.

L'existence de structures de regroupement de gîtes retrouvées à de multiples échelles spatiales permet d'envisager la reconnaissance de districts métallifères par la géochimie d'exploration régionale. L'agglomération des gîtes métallifères contribue à augmenter la dimension des halos de dispersion et à hausser la probabilité de recouper et d'identifier un groupe de gîtes.

Nous présentons une étude des données géochimiques du centre nord de la Gaspésie. Elle permet d'apprécier l'influence des domaines métallifères sur l'image géochimique d'un relevé à large maille. Cette région compte plusieurs gîtes de cuivre regroupés autour de métallotectes locaux. Elle est couverte par

un relevé détaillé (densité de 2 échant. / km²) à partir duquel on peut simuler un relevé à large maille.

4.2.2.1 Relevé géochimique du centre nord de la Gaspésie

Le centre nord de la Gaspésie compte plusieurs gîtes épigénétiques de cuivre associés à des intrusions granitiques. Le domaine des gîtes cuprifères comprend des métasédiments et des metabasaltes cambro-ordoviciens du Supergroupe de Québec au nord, et des roches siluro-dévonniennes du Groupe de Chaleurs, des Calcaires supérieurs de Gaspé et des Grès de Gaspé au sud (figure 2). Le Groupe de Chaleurs est dominé par des mudstones, siltstones, grès et calcaires; les Calcaires supérieurs de Gaspé comprennent des calcaires plus ou moins argileux; et les Grès de Gaspé sont constitués de grès et mudstones interstratifiés avec des roches volcaniques mafiques et felsiques. Le batholite des Monts McGerrigle, d'une superficie d'environ 130 km², recoupe les roches cambro-ordoviciennes, alors que plusieurs petits stocks et filon-couches de granite et felsite affectent les roches siluro-dévonniennes.

La plupart des gîtes sont des skarns et des porphyres cuprifères. Les plus importants sont les Mines Gaspé de Murdochville, le gîte Sullipek au sud des monts McGerrigle, le gîte Puma au sud du mont Vallières-de-St-Réal et les Mines Madeleine au nord-ouest des monts McGerrigle. Des gîtes sont

regroupés au dôme de Lemieux et au pourtour des plutons des Monts McGerrigle et du mont Vallières-de-Saint-Réal (figure 3).

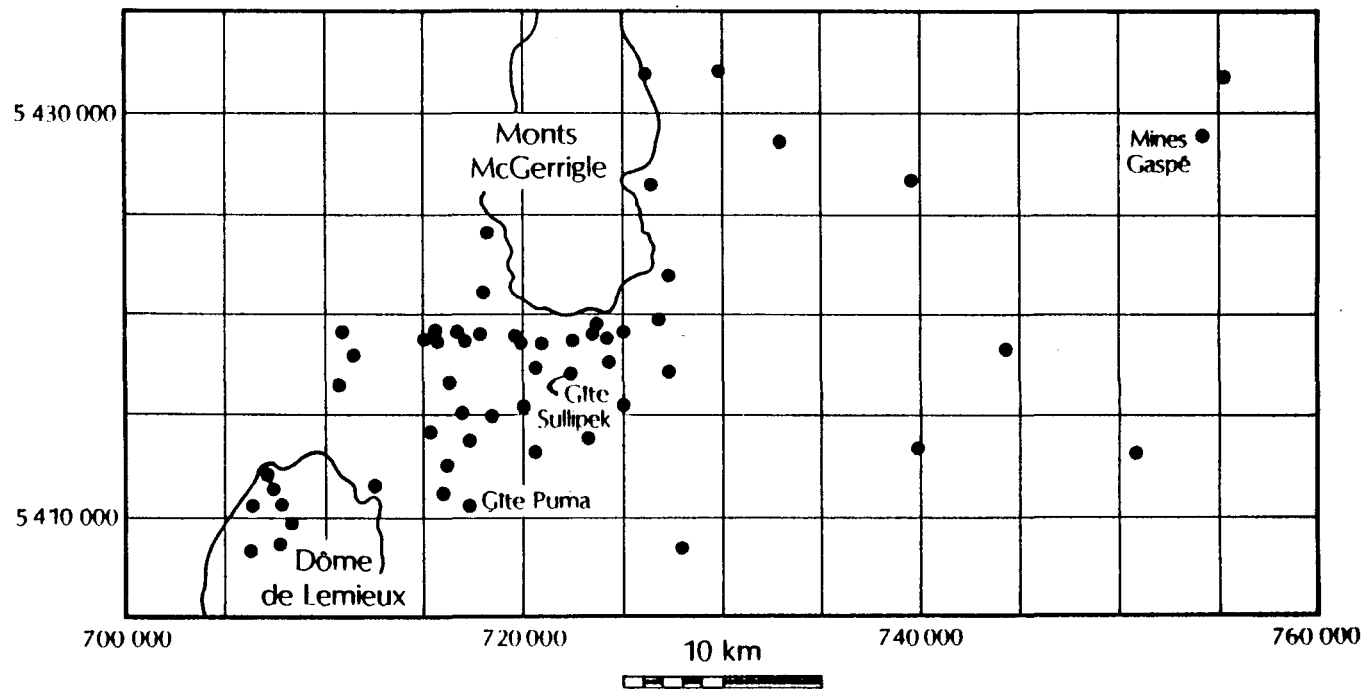


Figure 3 Distribution des indices de cuivre dans le centre nord de la Gaspésie.

1) Distribution spatiale des gîtes de cuivre

Nous désirons caractériser la distribution spatiale des gîtes de cuivre. La région considérée a été divisée en 72 cellules de 5 km par 5 km, qui contiennent 57 gîtes, pour une moyenne de 0.79 gîte par cellule (paramètre λ). La variance s^2 du nombre de gîtes par cellule - évaluée à l'aide de l'équation 4.4 - est égale à 3.77. Une valeur de s^2 plus grande que λ signifie que les gîtes tendent à être regroupés, plutôt que distribués aléatoirement. Nous vérifions la correspondance des données expérimentales avec deux modèles théoriques: la distribution binômiale négative, décrivant des regroupements de points, et la distribution de Poisson, correspondant à une dispersion aléatoire des points (équation 4.2).

La distribution binômiale négative peut être perçue comme le mélange d'une distribution de Poisson et d'une distribution logarithmique. Des groupes de points sont dispersés aléatoirement dans une région, et les points individuels des groupes suivent une distribution logarithmique. La distribution binômiale négative s'exprime comme suit (Bliss et Fisher, 1953; Cliff et Ord, 1981):

$$P(X=x) = \binom{k+x-1}{x} \frac{p^x}{(1+p)^{k+x}} \quad (4.5)$$

où le premier terme du membre de droite représente les coefficients du binôme de Newton, x est le nombre de points par cellules, p et k sont des paramètres qui satisfont:

$$\lambda = k p \quad (4.6)$$

$$s^2 = \lambda^2 / k + \lambda \quad (4.7)$$

De 4.6 et 4.7, nous déduisons que k et p valent respectivement 0.21 et 3.76. Bliss et Fisher (1953) ont développé une méthode itérative qui permet une meilleure évaluation de ces paramètres; ils prennent les valeurs de 0.265 et 2.981. Etant donné que k n'est pas un nombre entier, la loi binômiale négative peut être donnée par l'approximation suivante:

$$P(X = 0) = 1 / (1 + p)^k \quad (4.8)$$

$$P(X = x) = \frac{(k + x - 1)}{(x + 1)} \frac{p}{(1 - p)} P(X = x-1) \quad (4.9)$$

Les fréquences observées et espérées correspondant aux lois de Poisson et binômiale négative sont données au tableau 2. La valeur critique de la distribution en khi-carré, pour un niveau de confiance de 0.95 et 4 degrés de liberté, est de 9.49. Le test du χ^2 démontre qu'au niveau de confiance de 0.95, l'hypothèse d'une distribution aléatoire de Poisson des gîtes

Tableau 2

Distribution des gîtes cuprifères dans les cellules de la
région du centre nord de la Gaspésie

Nombre d'échant. par cell.	Fréq. observ.	<u>Distr. de Poisson</u>		<u>Distr. Binômiale Neg</u>	
		Fréq. calculées	χ^2	Fréq. calculées	χ^2
0	50	32.67	9.18	49.92	0.00
1	12	25.70	7.39	9.92	0.45
2	4	10.10	3.77	4.62	0.10
3	2	2.67	0.17	2.63	0.16
4	1	0.53	0.42	1.62	0.23
≥5	3	0.40	16.9	3.31	0.03
Total	72	72.00	37.83	72.00	0.97

de Cu doit être rejetée. Cependant, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'une distribution binômiale négative décrivant des regroupements de gîtes; le modèle théorique s'ajuste remarquablement bien aux fréquences observées.

2) Relevé géochimique détaillé

La région considérée - d'une superficie de 1950 km² - fut l'objet de 4080 prélèvements de sédiments de ruisseaux, où la fraction fine (< 177 µm) fut analysée pour Cu-Pb-Zn-Ni-U-Mo-Mn (Tremblay et al., 1975; Tremblay et Choinière, 1978; Choinière, 1984). L'histogramme des concentrations de cuivre est présenté à la figure 4. La distribution est fortement asymétrique. Les 90^e et 98^e percentiles sont respectivement situés à 60 et 300 ppm. Au-delà de 300 ppm, les données sont uniformément distribuées jusqu'à 1000 ppm, et quelques valeurs sont réparties entre 1000 et 9000 ppm.

La figure 5 montre la distribution des échantillons anomaux. Nous avons retenu les échantillons dont les concentrations en cuivre sont supérieures à 60 ppm (90^e percentile), en fixant arbitrairement les limites des classes d'anomalies à 300 ppm (98^e percentile), 600 ppm (99^e percentile) et à 2500 ppm.

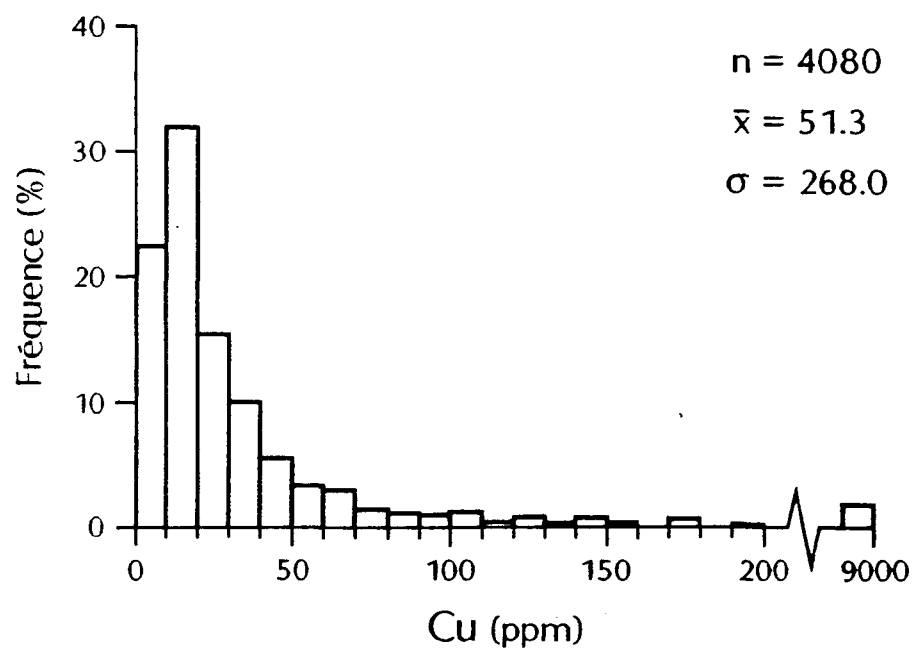


Figure 4 Histogramme des teneurs en cuivre, relevé détaillé.

Les principales anomalies circonscrivent:

- 1- les basaltes du Groupe de Shickshock. Aucun gîte de cuivre n'est connu dans cette région, l'anomalie reflète des lithologies riches en cuivre;
- 2- la région du dôme de Lemieux qui contient plusieurs gîtes de cuivre;
- 3 et 4- deux régions situées de part et d'autre de l'intrusion des Monts McGerrigle, au sud de deux lentilles de roches volcaniques mafiques. Ces anomalies ne font pas entièrement parties des bassins de drainage touchant ces lentilles. L'anomalie 3 circonscrit deux gîtes de cuivre; l'anomalie 4 pourrait être l'expression d'un gîte potentiel;
- 5 à 10- la région où abonde les stocks granitiques et les gîtes épigénétiques du centre nord de la Gaspésie. Les intrusions granitiques et les roches sédimentaires ont un fond géochimique pauvre en cuivre (5 à 40 ppm) (Tremblay et al., 1975; Choinière, 1982). Ces anomalies ont très probablement pour origine des composants liés aux minéralisations;
- 11- une région située au coeur de l'Anticlinal de Lesseps, occupé par le Groupe de Chaleurs. Aucun gîte connu n'est localisé à cet endroit;
- 12- région de Murdochville. Il est difficile d'assigner ces anomalies à la signature de minéralisations car la

contamination due au gisement de cuivre est certainement présente dans la région.

Le relevé détaillé circonscrit très bien les principaux gîtes de cuivre. Les anomalies #2 et #5 à #10 portent des composantes détritiques ou chimiques liées directement aux minéralisations cuprifères. Les anomalies sont situées à des endroits où les gîtes sont regroupés et où ils affleurent.

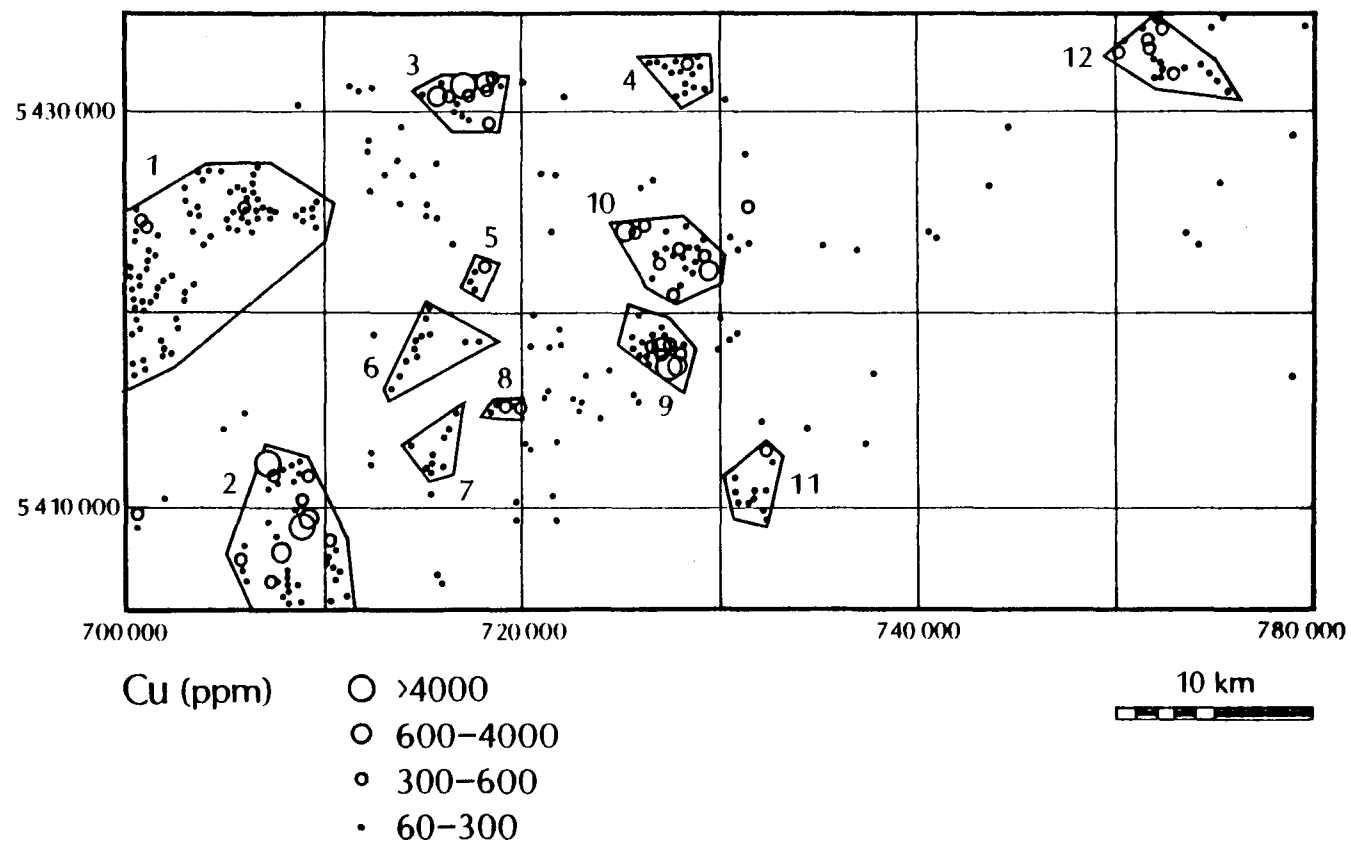


Figure 5 Répartition des anomalies de cuivre définie à partir du relevé de détail.

3) Simulation d'un relevé régional à large maille

Nous avons simulé un relevé à large maille à partir du relevé détaillé. Cette simulation englobe une région légèrement plus vaste que celle considérée précédemment, de façon à prendre du recul et à percevoir l'image géochimique globale rendue par un relevé visant l'inventaire régional des ressources minérales. La région a été découpée en cellules de 9 km² (3 km x 3 km), et un échantillon a été prélevé de façon aléatoire dans chaque cellule, produisant un patron d'échantillonnage de type «aléatoire stratifié». Cette nouvelle partition compte 580 échantillons répartis de façon uniforme dans la région considérée.

L'histogramme des concentrations en cuivre (figure 6) conserve la même forme que l'histogramme du fichier de données complet, cependant il est beaucoup moins étalé vers les hautes teneurs. La figure 7 montre la répartition des échantillons dont les concentrations excèdent 60 ppm.

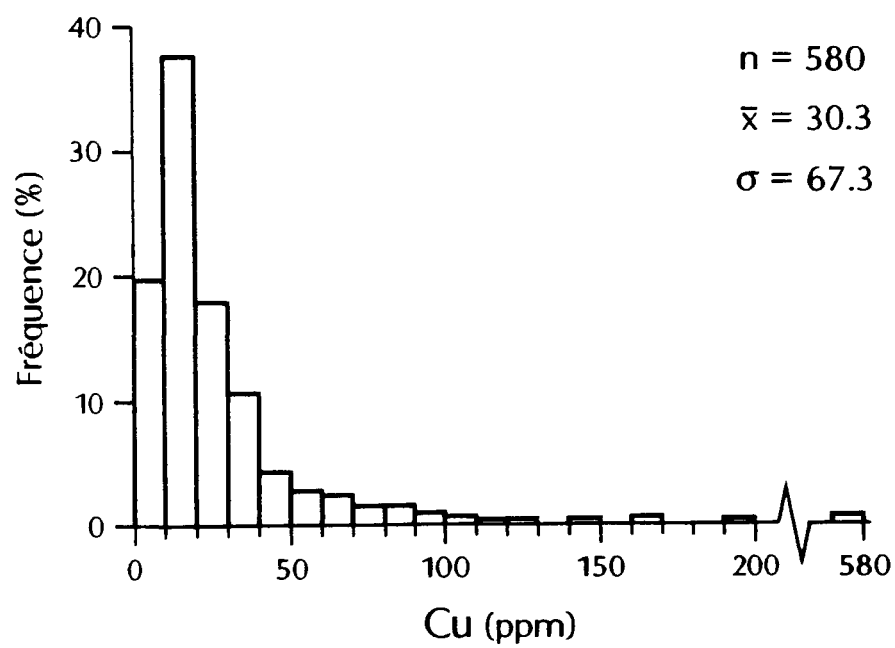


Figure 6 Histogramme des teneurs en cuivre, simulation d'un relevé à large maille.

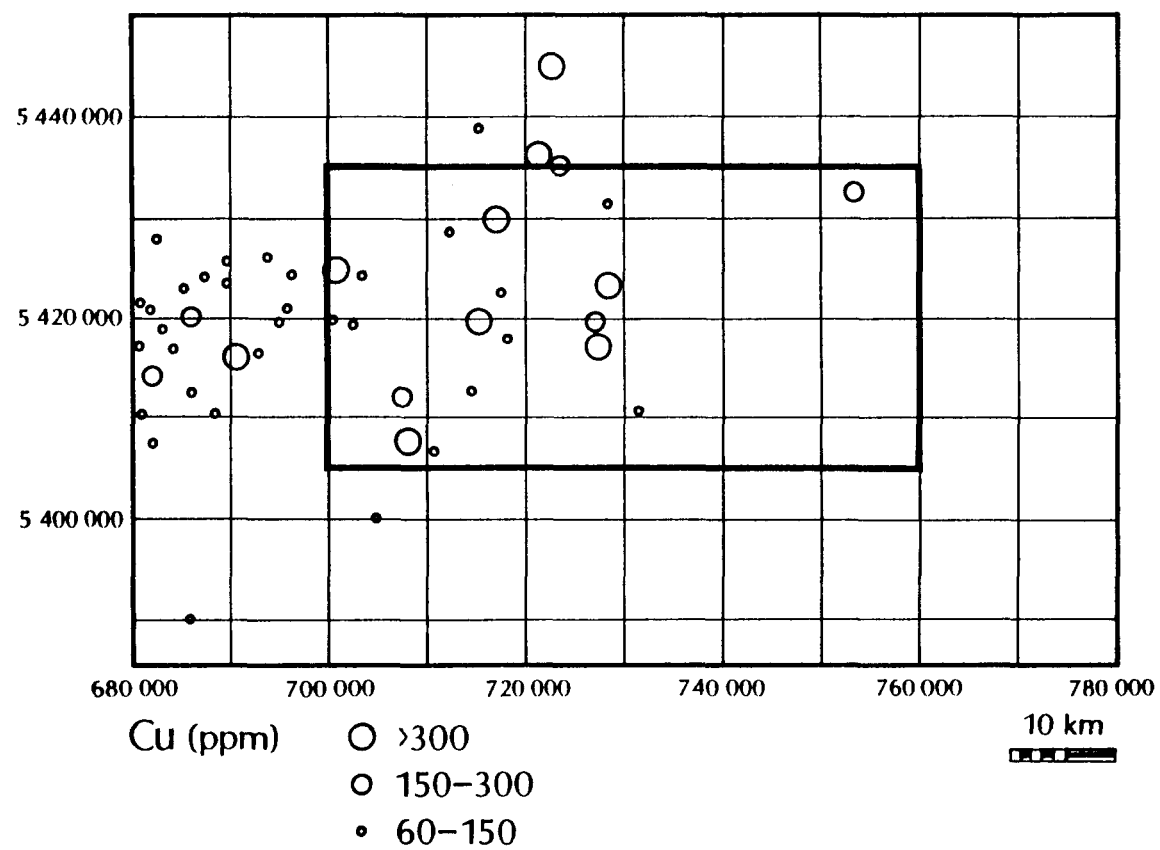


Figure 7 Répartition des anomalies de cuivre définies à partir de la simulation d'un relevé à large maille.

L'image géochimique des deux types de relevé est très différente. Le relevé détaillé révèle des anomalies locales et contrastées qui définissent bien les gîtes de cuivre. Le relevé régional souligne bien les lithologies riches en cuivre de grande étendue telles que les basaltes du Supergroupe de Québec. Les échantillons qui circonscrivent les gîtes de cuivre représentent une population marginale à l'échelle de la maille de prélèvement. Les anomalies liées aux gîtes, qui auparavant étaient bien définies, s'avèrent diffuses, irrégulières et peu structurées quand elles sont interprétées à la lumière des relevés régionaux à large maille. Quelques anomalies du dôme de Lemieux et du pourtour des Monts McGerrigle demeurent présentes, mais elles sont définies par peu d'échantillons.

La figure 8 montre qu'un diagramme du Cu versus Ni différencie efficacement les échantillons circonscrivant les basaltes, des échantillons révélateurs des minéralisations. Une appréciation de la signature multi-élémentaire des principaux phénomènes géologiques permet d'identifier les échantillons se démarquant des modèles de fond, même s'ils constituent une population marginale.

Le relevé détaillé indique que la plupart des anomalies individuelles, susceptibles d'être liées à des minéralisations, ont une superficie variant de 10 à 35 km². Ces anomalies englobent généralement plusieurs indices. En théorie, une

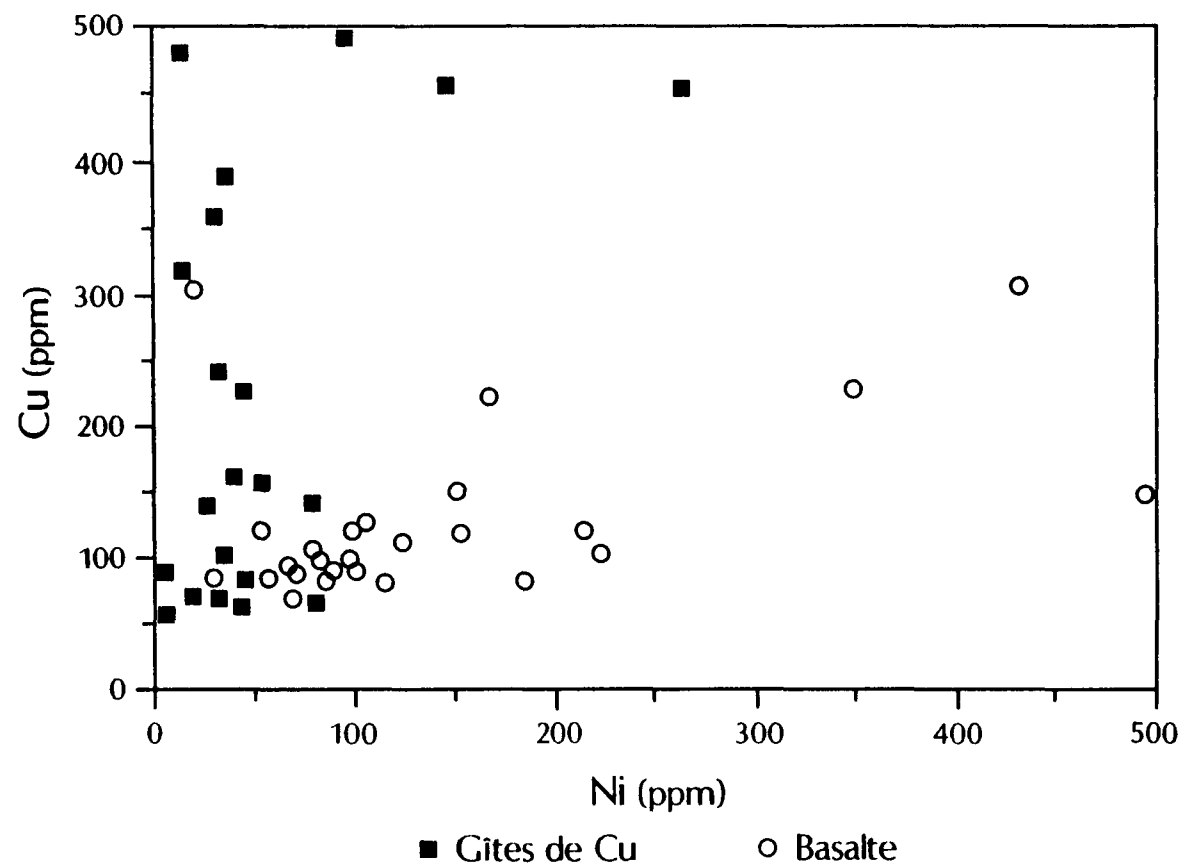


Figure 8 Diagramme Cu vs. Ni, différenciant la signature des unités de basaltes et des gîtes de cuivre (échantillons anomaux, Cu > 60 ppm).

densité d'échantillonnage de l'ordre de 1 échant./10 km² devrait recouper la plupart de ces cibles. Cependant, les sources du signal géochimique utile sont les foyers de minéralisations qui représentent un processus ponctuel à l'échelle de la maille de prélèvement. A l'intérieur de la zone d'influence d'un groupe de gîtes, les signaux géochimiques intègrent l'influence de diverses sources telles que les lithologies, les matériaux meubles, les conditions physico-chimiques de surface, les minéralisations, etc., conférant un caractère irrégulier aux anomalies considérées à une échelle régionale. Il apparaît que la signature régionale des districts métallifères est caractérisée par des zones au gradient géochimique élevé, une conséquence des variations de niveaux géochimiques des différentes sources.

4.3 Interprétation métallogénique des provinces géochimiques: signification géologique et relation avec les métallotectes

Les programmes récents de cartographie géochimique régionale ont permis de mettre en évidence un grand nombre de provinces géochimiques (revue dans Bolviken et al., 1990). Ces relevés montrent que plusieurs provinces métallogéniques se superposent ou sont incluses dans des provinces géochimiques. L'extension de ces provinces géochimiques d'intérêt se déploie à des échelles spatiales variées; elles peuvent circonscrire: 1) des entités d'extension spatiale limitée et de composition chimique contrastée telles que des plutons ou l'empreinte de systèmes hydrothermaux; 2) des entités de grande étendue pouvant couvrir une portion importante d'une unité géotectonique.

4.3.1 Domaines ou provinces géochimiques de faible étendue

1) Complexes ignés

Certains domaines, généralement de faible étendue, constituent des unités géologiques qui ont acquis un fort contenu en métaux lors de leur formation, et dont les gîtes sont formés directement à partir d'une ségrégation à l'intérieur de l'unité. Les concentrations métallifères empruntent véritablement leurs métaux à un réservoir d'une composition particulière et contrastée. Rose et al. (1979,

p.71) qualifient leur signature géochimique «d'anomalie syngénétiques». Citons par exemple:

- les roches hôtes de gîtes magmatiques qui ont acquis leur contenu en métaux lors de la fusion partielle du manteau (gîtes de Ni-Cr-Pt-Ti-Cu et Cr-Cu-Fe des magmas tholéiitiques des régions continentales et océaniques, et les gîtes de terres rares, Ta, Nb, U, et P associés à des magmas alcalins ayant pour origine le manteau primitif;

- les granitoïdes qui ont acquis une spécialisation chimique par une série de processus intracontinentaux (Strong, 1988). Les plutons spécialisés constituent la source des métaux nécessaire à la formation de nombreux types de gîtes de Sn, W et U. Ils sont marqués par un enrichissement général en éléments tels que B, Be, F, Li, Mo, Nb, Rb, Sn, Ta, terres rares, U, W, Y et Zr (Govett et Atherden, 1988).

Ces lithologies montrent des compositions contrastant fortement avec la composition moyenne de la croûte terrestre. Les porteurs spécifiques de la signature géochimique peuvent généralement être détectés avec succès par la géochimie des matériaux de surface. Citons:

- les granites hercyniens de la Cornouailles (batholite de Dartmoor) et les granites calédoniens d'Ecosse (batholite de Cairngorm), hôtes de gîtes à Sn-U, marqués par de forts enrichissements régionaux en Sn et U, et des anomalies locales

en Be, Li, Mo et Rb dans la fraction fine ($< 177 \mu\text{m}$) des sédiments de ruisseaux (Plant et al., 1990);

- les plutons granitiques spécialisés des domaines siluro-dévonien de Terre-Neuve, hôtes de minéralisations de F, U, Sn, Mo et W, révélés par des anomalies en F-Mo-U dans les sédiments de fond de lacs (1 échant. / 6 km^2 ; Davenport, 1982);

- la carbonatite de Sokli de Finlande, hôte d'un gisement d'apatite de 50 millions de tonnes à 19% de P_2O_5 , est circonscrite par des halos d'enrichissement en Nb (7000 km^2 , fraction grossière du till), P et La (400 à 800 km^2 , sédiments de ruisseaux) (Bolviken et al., 1990);

- la suite alcaline de Strange Lake du Labrador constitue une anomalie d'environ 1000 km^2 , mise en évidence par un relevé de sédiments de ruisseau ($< 177 \mu\text{m}$, 1 échant. / 6 km^2 ; Garrett et al., 1990);

- Theobald et al. (1991) présentent une étude où un relevé régional de minéraux lourds définit une vaste zone d'enrichissement en W de plus de 7000 km^2 , associée à des granites anorogéniques différenciés. L'anomalie régionale est irrégulière et peu structurée; cependant des relevés détaillés subséquents définissent les plutons présentant le meilleur potentiel pour le W;

- Tiaimen et al. (1991) démontrent l'extension régionale d'environnements favorables au dépôt de gîtes de Ni-Cu dans le

domaine protérozoïque du bouclier baltique, du sud-ouest de la Finlande. Cette région contient les gîtes de Ni-Cu de Vammala et Kylmakoski qui sont logés dans de petites intrusions ultramafiques syn-orogéniques (1900-1870 Ma.), elles-mêmes encaissées dans des métapélites gneissiques et migmatitiques fortement déformées et métamorphisées. Les caractéristiques chimiques multi-élémentaires de l'environnement des dépôts de Ni-Cu sont retrouvées à l'échelle régionale, définissant une zone favorable d'une superficie de 20 000 km². La géochimie locale des environs des gîtes montre que les fortes teneurs en Ni ont une extension de moins de 1 km. La signature géochimique régionale est probablement typique de corps mafiques et ultramafiques dispersés dans la ceinture des gîtes métallifères.

2) Empreinte de systèmes hydrothermaux

Les modèles génétiques de plusieurs types de gîtes impliquent la circulation de grands volumes de fluides (par exemple, porphyre cuprifère, gisement volcanogène de sulfure massif, etc.) qui forment des halos géochimiques dans les roches environnantes (revue dans Govett, 1983). Si les exemples d'application de la lithogéochimie à la définition de ces halos abondent dans la littérature géologique, par contre, peu de cas

décrivent l'utilisation de matériaux de l'environnement secondaire.

Quelques travaux pourraient démontrer que les systèmes hydrothermaux reliés à la formation des gîtes aurifères laissent une empreinte perceptible dans l'environnement secondaire. Plant et al. (1989, 1991) montrent que les minéralisations aurifères des «Highlands» d'Ecosse et du district d'English Lake («Cunbrian Mountains» du nord de l'Angleterre) sont clairement identifiées par de fortes concentrations en Au, As, Sb et Bi. Les données utilisées proviennent de l'analyse de la fraction fine des sédiments de ruisseaux ($< 177 \mu\text{m}$) prélevés par la British Geological Survey (citée dans Plant et al., 1990) à une densité de 1 échant. / 2 km^2 . L'arsenic forme les halos d'enrichissement les plus étendus (225 km^2 à 450 km^2) et les plus réguliers; les anomalies de Sb apparaissent de façon ponctuelle le long de linéaments parfois longs de 80 km; le Bi s'avère efficace à définir seulement un des quatre districts considérés dans ces études. Ces auteurs suggèrent que les séquences de grauwackes et shales du Supergroupe Dalradien puissent constituer la source de l'or et des éléments traceurs chalcophiles. Les minéralisations aurifères logent là où des intrusions felsiques ou des linéaments recoupent des roches supracrustales riches en

métaux. Les signaux géochimiques semblent donc révéler à la fois des lithologies spécifiques et des minéralisations.

Un relevé régional de géochimie des latérites, d'une densité moyenne de 1 échant. / 6 km², définit des corridors d'éléments chalcophiles (As et Sb) de 50 à 150 km de longueur par 15 à 30 km de largeur, qui recoupent les roches vertes du Bloc de Yilgarn de l'ouest de l'Australie (Smith et al., 1989). Ces corridors englobent des gîtes d'or et des amas sulfurés, mais ils s'étendent loin au-delà des gîtes connus. Il a été reconnu qu'une maille de 1 échant. / km² est nécessaire pour détecter les gîtes individuellement. Des formations de shales peuvent constituer la source de certaines anomalies, mais il n'y a généralement pas de corrélations directes entre les corridors et les lithologies. Certains corridors se superposent à des zones de cisaillement. Smith et al. (1989) suggèrent que les corridors d'éléments chalcophiles reflètent plusieurs caractéristiques géologiques: des roches sédimentaires riches en métaux qui peuvent constituer une source pour les gîtes d'or, des zones de cisaillement minéralisées, et une empreinte du passage de fluides minéralisateurs à travers des zones de cisaillement, des fractures et certaines lithologies.

L'île de Terre-Neuve fut l'objet d'un vaste relevé d'inventaire géochimique de sédiments de fonds de lacs couvrant plus de 90 000 km² à une densité de 1 échant. / 6 km². Davenport

et Nolan (1991) soulignent que la distribution spatiale de Au, As et Sb recoupe les structures géologiques régionales, et forment des halos d'enrichissement qui englobent les régions où des gîtes aurifères sont présents. Ils interprètent cette signature comme la marque de systèmes hydrothermaux de grande dimension. L'examen des cartes présentées par Davenport et Nolan (1991) indique que les plus grandes sources de variations de As et Sb sont probablement reliées à certaines unités de shales, turbidites et grauweekes, mais d'autres facteurs semblent se superposer au contrôle des lithologies, et affecter la distribution de ces éléments.

Robert (1991) montre que les gîtes d'or dans des filons et cisaillements sont logés dans des fractures (structures de 3e ordre) reliées à des failles de 2e ordre, qui sont elles-mêmes tributaires de méga-structures d'échelle crustale (failles de 1er ordre telles que la faille de Cadillac en Abitibi). Les gîtes seraient formés par de grands volumes de fluides, circulant à travers ces réseaux de fractures interconnectées.

Carlson (1991) montre que la distribution fractale des gîtes aurifères du «Basin and Range» de l'Ouest des Etats-Unis opère notamment à une échelle locale de l'ordre de 1 à 30 km qui correspondrait à l'ordre de grandeur de la zone d'influence des systèmes hydrothermaux. Les grands volumes de fluides, la taille des systèmes hydrothermaux, le cortège d'éléments

chalcophiles accompagnant les minéralisations et la circulation des fluides focalisés dans des corridors de fracturation font que de grands volumes de roches peuvent être empreints de la marque de ces systèmes.

Les travaux de Plant et al. (1989, 1991), Smith et al. (1989) et Davenport et Nolan (1991) indiquent que les métallotectes régionaux de certains districts aurifères peuvent être révélés par des halos d'enrichissement d'éléments chalcophiles et d'or. Ces travaux font état d'anomalies régionales dont l'étendue dépasse largement l'auréole de dispersion des principaux gîtes. Il a été observé que généralement, la dispersion spatiale de l'anomalie en éléments chalcophiles (As, Sb, Bi) est beaucoup plus régulière et continue que l'anomalie en or, dont les concentrations sont erratiques et discontinues. Cependant, bien qu'erratiques et discontinues, il n'en demeure pas moins que les concentrations aurifères de fond, à l'intérieur des anomalies régionales, sont beaucoup plus élevées que les concentrations moyennes du relevé. L'origine de ces anomalies demeure incertaine. Il est établi qu'elles ne peuvent être entièrement imputées à des lithologies possédant naturellement un fort contenu en éléments chalcophiles telles des shales, des grauwackes, des pélites ou de phyllites.

chimiques situées en amont des points d'échantillonnage. Ils portent, du moins une partie, de la signature géochimique de la croûte sous-jacente, et les patrons de dispersion chimique sont largement contrôlés par les lithologies. Par exemple, le relevé Nordkalott montre que les provinces géochimiques les mieux définies correspondent aux ceintures volcaniques mafiques enrichies en Mg, Cu, Cr et Ni. L'outil géochimique peut être appliqué comme support à la cartographie géologique.

La définition des provinces géochimiques s'applique également à la caractérisation des unités tectono-stratigraphiques majeures. Steenfelt (1990), utilisant les données du projet Nordkalott, reconnaît plusieurs structures d'échelle crustale permettant de fixer des contraintes pour la modélisation de l'évolution des ceintures archéennes et protérozoïques du bouclier baltique. Par exemple, les signatures géochimiques similaires d'un domaine de gneiss archéen et d'un complexe de granulite protérozoïque indiquent que les gneiss constituent la région source du protolithe des granulites. A l'opposé, la signature particulière d'un autre domaine de gneiss, adjacent au premier, montre l'indépendance et l'évolution séparée des deux domaines. La persistance de la signature des granulites dans la ceinture calédonienne indique que les granulites sont la source d'une partie des matériaux géologiques de cette ceinture. La caractérisation géochimique

des unités lithologiques met en relief les héritages chimiques légués et perpétués au cours de l'évolution des ceintures litho-tectoniques.

2) Révélateurs de métallotectes

Les relevés géochimiques peuvent mettre en évidence des domaines révélant l'existence de métallotectes tels que:

- des zones d'altération;
- manifestations magmatiques (voir section 4.3.1);
- des zones paléogéographiques exprimant des faciès particuliers.

La littérature récente offre deux exemples illustrant ce dernier point:

Les données chimiques des sédiments de ruisseaux utilisées dans l'étude de Plant et al. (1986) circonscrivent les lithologies hôtes (shale et calcaire) des gîtes stratoïdes de Ba-Zn-Pb du Supergroupe Dalradien d'Ecosse. La maille d'échantillonnage relativement serrée (1 échant. / 2 km²) permet de percevoir la signature des minéralisations, mais les anomalies régionales portent la signature des shales et de l'apport de matériaux volcaniques dans le bassin sédimentaire.

Les données géochimiques des échantillons composites de till constituant l'atlas géochimique de Finlande (Koljonen et al., 1989) mettent clairement en évidence la ceinture d'amas

sulfurés du Lac Ladoga - Golfe de Botnie, par de fortes concentrations en Ba. Cette ceinture contient les gîtes d'Outokumpu (> 20 Mt; 3.8% Cu, 28% Fe, 1% Zn, 0.12% Ni, 0.4 ppm Au), de Vihanti (> 7 Mt; 10% Zn, 2.5 Ba) et Kohtalahti (> 7 Mt; 0.7% Ni et 0.3% Cu). L'enrichissement régional en Ba, défini par une densité de prélèvement de 1 échant. / 300 km², couvre une superficie de 400 km par 75 km (30 000 km²). Il semblerait que le Ba se soit déposé dans les schistes de la ceinture, en même temps que les gîtes de sulfures de type «sedex».

3) Source et spécialisation des métaux

Les provinces géochimiques peuvent être interprétées en termes de sources de métaux des provinces métallifères. Cette interprétation prévaut largement dans l'essai de métallogénie globale de Routhier (1980) qui illustre abondamment ce propos en élaborant le concept de régionalisme des métaux, où les éléments concentrés dans les gisements apparaissent dans un cadre régional plus ou moins proche des gisements.

Les travaux de Boyer et al. (1975), Routhier (1976, 1980), Derré (1982), et Cuney et al. (1990) ont montré que plusieurs ceintures métallifères de l'Europe sont discordantes sur les unités géodynamiques reconnues et les zones structurales. Des régions spécialisées en métaux, par exemple: la ceinture

plombo-zincifère «pyrénéo-alpine» recoupe les principaux domaines structuraux formés par l'orogénèse hercynienne. Ces travaux soutiennent l'hypothèse que des zones d'enrichissement en métaux, formées à une époque précédant l'orogénèse hercynienne, exercent un contrôle sur la formation des gisements durant cette orogénèse. La distribution des provinces métallogéniques ne correspondrait donc pas aux unités géodynamiques issues de l'orogénèse hercynienne, mais s'étendrait aux provinces géochimiques pré-hercyniennes.

La spécialisation métalliques résultant de la permanence des sources chimiques dans la croûte et le jeu d'héritages métalliques successifs peut conduire à la formation de provinces géochimiques. Ces provinces peuvent correspondre à des unités géodynamiques distinctes, mises en évidence par les relevés géochimiques régionaux.

Par exemple, les districts uranifères du nord-ouest du bouclier canadien contiennent des granitoïdes et des roches sédimentaires enrichies en uranium résultant de l'anatexie du socle archéen et du transport détritique d'uraninite arrachée à ce socle, alors que prévalaient des conditions pauvres en oxygène. Le développement subséquent de régolithes latéritiques a contribué à un enrichissement plus poussé et à la formation de placers. Par la suite, la circulation de fluides oxydants a produit divers types de gisements épigénétiques. Ces périodes

d'accumulation, de concentration et de remobilisation successives illustrent bien le concept de permanence métallique et d'héritages géochimiques répétés de Routhier (1980).

Les sédiments de fond de lacs de la Province géologique de l'Ours, du nord-ouest du bouclier canadien, sont enrichis en U, avec des concentrations au moins quatre fois plus fortes que dans les unités adjacentes de la Province des Esclaves (Cameron et Allan, 1973). Les plus fortes concentrations sont retrouvées au-dessus des granites protérozoïques, formant une province géochimique de plus de 11 000 km². Cette province est définie par un relevé de 1 échant. / 25 km². La Province de l'Ours constitue une province métallogénique pour l'uranium avec les gîtes de Port Radium, Rayrock et plusieurs indices de moindre importance.

Un relevé régional de sédiments de ruisseaux de Armour-Brown et Nichol (1970) - d'une densité de 1 échant. / 200 km², couvrant plus de 200 000 km² - montre un enrichissement des teneurs de fond en Cu, correspondant à la ceinture de gîtes cuprifères («Copperbelt») de type sédimentaire de Zambie. Etant donné la faible densité de l'échantillonnage, l'influence des minéralisations s'exerce peu sur les signaux géochimiques. Ce relevé met probablement en évidence des caractéristiques régionales des lithologies de la «Copperbelt» (argilite carbonneuse, microgrès, grès, carbonate). Ces caractéristiques

peuvent s'apparenter à une spécialisation métallique régionale, hypothèse mise de l'avant par Routhier (1980), ou mettre en évidence un faciès particulier dont la signature agit comme révélateur de métallotectes.

Par ailleurs, pour plusieurs auteurs, la présence de réservoirs crustaux enrichis en métaux n'est pas de première importance pour la formation des gisements métallifères. Plusieurs types de gîtes puisent leurs métaux à même une source différant peu ou pas de la composition moyenne de la croûte. Ces sources ne sont généralement pas identifiées comme des métallotectes. Par exemple, Plant et al. (1990) rapportent que le contenu en Cu, Pb et Zn des shales du bassin Edale (centre est de l'Angleterre) diffère peu de la composition de la croûte. Ces shales sont interprétés comme étant la source des métaux du district à Pb-F-Ba-Zn du «South Pennine Orefield». Enfin, mentionnons les gîtes volcanogènes de sulfures massifs et les porphyres cuprifères pour lesquels la source des métaux est encore aujourd'hui incertaine. Pouit (1992), dans une discussion des articles de Stanton (1990) et Urabe et Marumo (1991), souligne la contradiction entre un modèle classique, où la source des métaux des gisements volcanogènes se trouve dans les formations sous-jacentes qui sont lessivées par l'eau de mer, et un modèle qui attribue un rôle au moins partiel aux magmas comme source de métaux. Dans le même ordre d'idée, une

discussion des travaux de Cline et Bodner (1991) par Jébrak (1992), souligne qu'un magma calco-alcalin est à même de contenir les fluides et les métaux nécessaires pour produire un système porphyrique à cuivre.

Skinner (1979) suggère que les éléments dont l'abondance crustale serait supérieure à environ 10 ppm ne nécessiteraient pas une source particulièrement enrichie pour former des concentrations métallifères. La nature des phases hôtes des métaux dans la source seraient beaucoup plus importantes, car elles régissent la disponibilité des métaux, et contrôlent les réactions se produisant entre les solutions et la source pour permettre la dissolution des métaux. Par contre, les éléments peu abondants dans la croûte terrestre (moins de 10 ppm), dont les facteurs d'enrichissement dans les gîtes sont très élevés (de 2000 à 25 000 fois l'abondance dans la croûte selon Plant et al., 1990), pourraient avoir pour origine une source particulièrement abondante de métaux.

Cette dernière hypothèse tend à minimiser l'importance des provinces géochimiques comme révélateur de métallotectes régionaux des métaux tels que le Cu, Pb et Zn dont l'abondance crustale est élevée. Par contre, elle incite à rechercher les zones d'enrichissement en éléments tels que Sn, U, Mo et W, qui sont naturellement peu abondants (1 à 3 ppm).

4.4 Conclusions

En dernière analyse, il ressort que les relevés géochimiques à large maille ont peu de chance de recouper les halos de dispersion des gîtes individuels de taille moyenne. Cependant, il est observé que les gîtes métallifères tendent à être regroupés à l'intérieur de districts. Ces regroupements permettent de considérer des cibles de plus grande dimension. Toutefois, l'aire d'un district métallifère est susceptible d'englober l'influence de multiples sources chimiques de niveaux variés. Il en résulte une image irrégulière et discontinue, marquée par des zones de gradient élevé. Cette distribution contraste fortement avec l'image régulière produite par une source homogène telle qu'une unité lithologique dont l'extension spatiale est grande en regard de la maille d'échantillonnage.

La simulation d'un relevé régional a montré que les districts métallifères peuvent être détectés à l'aide de relevés d'inventaires géochimiques régionaux. Le suivi des travaux d'exploration nécessite l'identification individuelle des échantillons portant la signature des minéralisations, ou s'écartant de la signature des phénomènes de fond géochimique. Ces signatures peuvent être avantageusement appréhendées par la caractérisation des relations multi-élémentaires.

Les relevés géochimiques régionaux s'avèrent efficaces à révéler les complexes ignés spécialisés, porteurs de gîtes d'origine magmatique. Leur dimension est souvent restreinte en regard de la maille d'échantillonnage, mais des contrastes chimiques élevés et persistants contribuent à définir des anomalies claires et bien structurées.

Bolviken et al. (1990) mentionnaient que les relevés géochimiques régionaux ont contribué à définir de nombreuses provinces géochimiques multi-élémentaires d'extension spatiale variée. Une grande variété de processus géologiques déterminent la signature des provinces géochimiques, à laquelle la signature des minéralisations contribue de façon marginale. Les provinces géochimiques sont généralement l'expression de caractéristiques des unités lithologiques et de la couverture de mort-terrain.

L'intérêt de la reconnaissance des provinces géochimiques pour la prospection minière réside principalement dans:

1) l'interprétation géologique déduite des données géochimiques, qui constituent un complément à la cartographie géologique. Ce complément peut être avantageusement utilisé:

- en présence de matériaux de couverture;
- en terrain métamorphisé et déformé pour préciser l'évolution géologique des ceintures lithotectoniques;

2) l'interprétation des caractéristiques géochimiques qui permettent de révéler directement la marque de métallotectes représentés par des faciès particuliers de complexes ignés ou de bassins sédimentaires;

3) une interprétation en termes de sources de métaux, où l'intérêt semblerait résider dans la recherche de réservoirs de métaux peu abondants dans la croûte.

4.5 Références

- AGTERBERG, F.P. 1975. Spatial clustering and lognormal size distribution of volcanogenic massive sulphide deposits in the Bathurst area. Geol. Surv. of Canada, Paper 75-1C, pp. 169-173.
- AGTERBERG, F.T. 1984. Discrete probability distributions for mineral deposits in cells. Proceedings of the 27th International Geological Congress, Volume 20, VNU Science Press, pp. 205-225.
- ALLAIS, M. 1957. Methods of appraising economic prospects of mining exploration over large territories. Management Science, 3: 284-357.
- ARMOUR-BROWN, A., et NICHOL, I. 1970. Regional geochemical reconnaissance and the location of metallogenic provinces. Econ. Geol., 65: 312-330.
- BARBIER, J., et WILHELM, E. 1978. Superficial geochemical dispersion around sulphide deposits: some examples in France. Jour. Geoch. Explor., 10: 1-39.
- BLISS, C.I., et FISHER, R.A. 1953. Fitting the negative binomial distribution to biological data. Biometrics, 9: 176-200.
- BOLVIKEN, B., BERGSTROM, J., BJORKLUND, A., KONTIO, M., LEHMUSPELTO, P., LINDHOLM, T., MAGNUSSON, J., OTTESEN R.T., STEENFELT, A., et VOLDEN, T. 1986. Geochemical atlas of northern Fennoscandia, échelle 1:4 million. Geological Surveys of Finland, Norway and Sweden, 155 cartes, 20 p.
- BOLVIKEN, B., KULLERUD, G., et LOUCKS, R.R. 1990. Geochemical and metallogenic provinces: a discussion initiated by results from geochemical mapping across northern Fennoscandia. Jour. Geoch. Explor., 39: 49-90.
- BOYER, F., ROUTHIER, P., et ROUVIER, H. 1975. Mise en évidence de quelques ceintures métallogéniques d'Europe; conséquences théoriques et pratiques. C. R. Acad. Sc. Paris, série D, 280: 1333-1336.
- BRISEBOIS, D., LACHAMBRE, G., et PICHE, G. 1991. Carte géologique, péninsule de la Gaspésie. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, Carte 2146 - DV 91-21.

CAMERON, E.M., et ALLAN, R.J. 1973. Distribution of uranium in the crust of the northwestern canadian shield as shown by lake-sediment analysis. *Jour. Geoch. Explor.*, 2: 237-250.

CARLSON, C.A. 1991. Spatial distribution of ore deposits. *Geology*, 19: 111-114.

CHOINIÈRE J. 1982. Trace element geochemistry in stream sediments in relation to the bedrock geology in the gaspe area, Québec. In *Prospecting in areas of glaciated terrain - 1982*, *Édité par P.H. Davenport*. Can. Inst. Min. and Metal., Geol. Div., pp. 105-131.

CHOINIÈRE J. 1984. Atlas géochimique du sédiments de ruisseau de la région de Murdochville-Gaspé. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, DV 84-04.

CLIFF, A.D., et ORD, J.K. 1981. Spatial processes, models and applications. Pion Limited, London, 266 p.

CLINE, J.S., BODNER, R.J. 1991. Can economic porphyry copper mineralization be generated by a typical calc-alkaline melt? *Jour. Geophys. Res.*, 96, B5, pp. 8113-8126.

CUNEY, M., FRIEDRICH, M., BLUMENFELD, P., BOURGUIGNON, A., BOIRON, M.C., VIGNERESSE, J.L., et POTY, B. 1990. Metallogenesis in the french part of the Variscan Orogen. Part I: U preconcentrations in pre-Variscan and Variscan formations - a comparison with Sn, W and Au. *Tectonophysics*, 177: 39-57.

DAVENPORT, P.H. 1982. The identification of mineralized granitoid plutons from ore-element distribution patterns in regional lake sediment geochemical data. *Can. Inst. Min. and Metal. Bull.*, 75: 79-90.

DAVENPORT, P.H., et NOLAN, L.W. 1991. Definition of large-scale zones of hydrothermal alteration by geochemical mapping using organic lake sediment. *Trans. Instn. Min. Metall.*, B: 111-121.

DAVIS, J.C. 1986. Statistics and data analysis in geology. John Wiley & Sons, 2e édition, 646 p.

DE GEOFFROY, J., et WIGNALL, T.K. 1971. A probabilistic appraisal of mineral resources in a portion of the Grenville Province of the canadian shield. *Econ. Geol.*, 66: 466-479.

DERRE, C. 1982. Caractéristiques de la distribution des gisements à Sn et W dans l'ouest de l'Europe. *Mineralium Deposita*, 17: 55-77.

GARRETT, R.G. 1983. Sampling methodology. In *Statistics and data analysis in geochemical prospecting*. Edité par R.J. Howarth. *Handbook of exploration geochemistry*, vol. 2, Elsevier, Amsterdam, pp. 83-110.

GARRETT, R.G., BANVILLE, R.M.P., et ADCOCK, S.W. 1990. Regional geochemical data compilation and map preparation, Labrador, Canada. *Jour. Geoch. Explor.*, 39: 91-116.

GILBERT, R.O. 1987. Statistical methods for environment pollution monitoring. Van Nostrand Reinhold N.Y., 313 p.

GRIFFITHS, J.C. 1966. Exploration for natural resources. *Jour. Operations Research Soc. America*, 14: 189-209.

GOVETT, G.J.S. 1983. Rock geochemistry in mineral exploration. Elsevier, Amsterdam, 461 p.

GOVETT, G.J.S., et ATHERDEN, P.R. 1988. Applications of rock geochemistry to productive plutons and volcanic sequences. *Jour. Geoch. Explor.*, 30: 223-242.

HARRIS, D.P. 1984. Mineral resources appraisal. Clarendon Press, Oxford, 445 p.

JEBRAK, M. 1992. Combien faut-il de granite pour faire un système porphyrique à cuivre?, notes de lecture. *Chronique de la recherche minière*, no. 507: 60-61.

KIROUAC, J. 1990. Répertoire des données géochimiques du Québec. Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, DV 90-04.

KOLJONEN, T., GUSTAVSSON, N., NORAS, P., et TANSKANEN, H. 1989. Geochemical atlas of Finland: preliminary aspects. *Jour. Geoch. Explor.*, 32: 231-242.

LASALLE, P., et HENRY, J. 1987. Géochimie du till de la région de l'Abitibi (projet Cadillac - or, arsenic, antimoine, tungstène). Ministère de l'Energie et des Ressources du Québec, DP 87-22.

MATERN, B. 1986. Spatial variation. Springer-Verlag, Berlin, 151 p.

PLANT, J.A., FORREST, M.D. HODGSON, J.F, SMITH, R.T., et STEVENSON, A.G. 1986. Regional geochemistry in the detection and modelling of mineral deposits. *In Applied geochemistry in the 1980's. Edité par I. Thornton et R.J. Howarth. Graham and Trotman, London, pp. 103-139.*

PLANT, J.A., HALE, M., et RIDGWAY, J. 1988. Developments in regional geochemistry for mineral exploration. *Trans. Instn. Min. Metall. (Sect. B: Appl. Earth Sci.), 97: 116-140.*

PLANT, J.A., HALE, M., et RIDGWAY, J. 1989. Regional geochemistry based on stream sediment sampling. *In Proceedings of exploration 87. Edité par G.D. Garland. Ontario Geological Survey, Special volume 3, pp. 384-404.*

PLANT, J.A., BREWARD, N., SIMPSON, P.R. et SLATER, D. 1990. Regional geochemistry and the identification of metallogenic provinces: examples from lead-zinc-barium, tin-uranium and gold-deposits. *Jour. Geoch. Explor., 39: 195-224.*

PLANT, J.A., COOPER, D.C., GREEN, P.M., REEDMAN, A.J., et SIMPSON, P.R. 1991. Regional distribution of As, Sb and Bi in the Grampian Highlands of Scotland and English Lake District: implications for gold metallogeny. *Trans. Instn. Min. Metall., 100: 137-147.*

POUIT, G. 1992. L'origine des métaux dans les gisements volcano-sédimentaires, notes de lecture. *Chronique de la recherche minière, no. 507: 58-60.*

ROBERT, F. 1991. Gold metallogeny of greenstone belts: considerations from the eastern Abitibi Subprovince, Canada. *In Brazil Gold'91. Edité par E.A. Ladeira. Balkema, Rotterdam, pp. 31-47.*

ROSE, A.W., HAWKES, H.E., et WEBB, J.S. 1979. *Geochemistry in mineral exploration. 2e édition, Academic press, London, 657 p.*

ROUTHIER, P. 1976. A new approach to metallogenic provinces: the example of Europe. *Econ. Geol., 71: 803-811.*

ROUTHIER, P. 1980. Où sont les métaux pour l'avenir? BRGM, Mem. no. 105, 410 p.

SKINNER, B.J. 1979. The many origins of hydrothermal mineral deposits. *In Geochemistry of hydrothermal ore deposits, 2e édition. Edité par H.L. Barnes. John Wiley & Sons, New York, pp. 1-21.*

SLICHTER, L.B., DIXON, W.J., et MYER, G.H. 1962. Statistics as a guide to prospecting. Mathematical and computer applications in mining and exploration. Symposium proceedings, College of Mines, University of Arizona, Tucson, Arizona, pp. F1-1-F1-27. Cité dans Harris, 1984.

SMITH, R.E., BIRRELL, R.D., et BRIGDEN, J.F. 1989. The implications to exploration of chalcophile corridors in the Archaean Yilgarn Block, Western Australia, as revealed by laterite geochemistry., Jour. Geoch. Explor., 32: 169-184.

STANTON, R.L. 1990. Magmatic evolution and the ore type-lava applications of volcanic-exhalative ores. In Geology of the mineral deposits of Australia and Papua New-Guinea. *Édité par* F.E. Hughes. Australas. Inst. Min. Metall., Monograph. 14, pp. 101-107.

STEENFELT, A. 1990. Geochemical patterns related to major tectono-stratigraphic units in the Precambrian of northern Scandinavia and Greeland. Jour. Geoch. Explor., 39: 35-48.

STRONG, D.F. 1988. A review and model for granite related deposits. In Recent advances in the geology of granite-related mineral deposits. *Édité par* R.P. Taylor et D.F. Strong. Can. Inst. Min. and Metall., Spec. Vol. 39, pp. 424-445.

THEOBALD, P.K., EPPINGER, R.G., TURNER, R.L., et SHIQUAN, S. 1991. The effect of scale on the interpretation of geochemical anomalies. Jour. Geoch. Explor., 40: 9-23.

TIAINEN, M., LAHTINEN, R., et SALMINEN, R. 1991. Similarity analysis applied to till geochemical data from southwest Finland - geochemical signatures of Vammala and Kylmakoski nickel deposits. Trans. Instn. Min. Metall., (section B), 100: 209-215.

TREMBLAY, R.L., COCKBURN, G.H., et LALONDE, J.P. 1975. Géochimie des sédiments de ruisseau, région du Mont Albert. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, ES-19.

TREMBLAY, R.L., et CHOINIÈRE, J. 1978. Atlas géochimique des sédiments de ruisseau de la Gaspésie. Ministère de l'Énergie et des Ressources du Québec, DVP-563.

URABE, T., MARUMO, K. 1991. A new model for Kuroko-type deposits of Japan. Episodes, 14: 246-251.

WILMOT, R.C., DREW, L.J., et HAZEN, S.W.Jr. 1968. Distribution of gold and silver production in Arizona and southwestern New Mexico, U.S. Bureau of Mines, Unpublished report. Cité dans Harris 1984.

CONCLUSIONS

L'approche traditionnelle de la prospection géochimique se limitait aux contrôles tactiques qui visaient à définir directement une cible de forage. Les mailles d'échantillonnage, d'envergure relativement restreinte, étaient établies en fonction de la dimension des corps minéralisés. Le développement des outils de prospection géochimique a conduit à privilégier la réalisation d'inventaires régionaux des ressources minérales à l'aide de relevés géochimiques à large maille. Notre étude a pu établir que ces relevés ne sont pas aptes à révéler les halos de dispersion des gîtes individuels de taille moyenne. Par contre, ils peuvent s'avérer efficaces à mettre en évidence les regroupements de gîtes à l'intérieur de districts métallifères. Il faut cependant considérer que l'image géochimique émanant de ces districts est irrégulière et discontinue, une conséquence des variations de niveaux géochimiques entre les différentes sources présentes à l'intérieur d'un district métallifère.

Ces constatations nous obligent à envisager de nouvelles méthodes d'interprétation des relevés géochimiques. L'approche traditionnelle assignait directement les niveaux géochimiques élevés aux minéralisations. La prospection géochimique régionale voit intervenir une grande diversité de processus géologiques, d'où émanent des signaux géochimiques de nature

diverse, dispersés selon des échelles spatiales variées. Ces relevés visent à définir les zones d'intérêt sur la base des variations régionales des métaux. Cette approche est implicitement basée sur le concept de régionalisme des métaux de Routhier (1980) qui stipule que les éléments apparaissent dans un cadre régional plus ou moins proche des gisements. Elle conduit au développement de méthodes empiriques qui visent seulement la reconnaissance de niveaux géochimiques élevés, interprétés en termes de zones favorables à l'exploration (Bolviken et al., 1992).

Nous avons plutôt privilégié une approche analytique qui vise à identifier la nature des sources des signaux géochimiques. La poursuite de cet objectif passe par la caractérisation des associations multi-élémentaires et des échelles de dispersion spatiale qui permettent d'apprécier les processus géologiques agissant sur les données.

Le relevé géochimique régional multi-média de la région de la Gatineau a servi de champ d'expérimentation à l'interprétation des données. Les principaux phénomènes géologiques influençant les données ont été modélisés par l'application de l'analyse en composantes principales (ACP). Cette technique statistique, très en vogue au cours des années 70, voit son utilisation renouvelée à la faveur du développement de méthodes analytiques plus performantes,

pouvant doser rapidement et à un coût relativement bas, plus d'une trentaine d'éléments chimiques.

Les modèles d'ACP permettent de révéler plusieurs caractéristiques de l'information géochimique propre aux fractions fines et lourdes des sédiments de ruisseaux:

- les variations de concentrations de la fraction fine sont fortement dépendantes (40% des variations) de l'abondance d'une composante argileuse riche en métaux, probablement elle-même subordonnée à l'abondance de la fraction quartzeuse des échantillons;

- les composants de la fraction fine sont également influencés par des processus de surface tels que l'abondance de matière organique et l'adsorption des métaux sur des oxydes et hydroxydes (17% des variations). L'influence des lithologies n'explique que 23% des variations des concentrations chimiques.

- la fraction lourde reflète fortement l'influence des lithologies qui contrôlent plus de 50% des variations chimiques. De plus, elle met en évidence deux associations d'intérêt pour l'exploration minière qui peuvent être liées à des intrusions spécialisées (Se-U-W), et des éléments chalcophiles (As-Pb-Sb) indicateurs de sulfures.

Une étude de la stabilité des résultats d'ACP montre qu'ils représentent des associations multi-élémentaires bien

définies, qu'on ne peut relier à des artéfacts dus à des échantillons aberrants.

La dominance de l'influence des processus de surface sur les variations géochimiques de la fraction fine altère la confiance dans les interprétations géologiques et métallogéniques basées uniquement sur ce médium, démontrant l'importance d'utiliser des média complémentaires en prospection géochimique régionale.

L'utilisation des variogrammes révèle les différentes échelles de dispersion spatiale des modèles de variation de fond. Ils permettent d'estimer la maille d'échantillonnage adéquate pour révéler des composantes géochimiques données. Les variogrammes ont montré la prédominance des variations aléatoires (effet de pépite) dans la dispersion spatiale des données. Une comparaison des effets de pépite avec les variances combinées d'échantillonnage et d'analyse permettrait de déterminer si les mailles d'échantillonnage doivent être réduites, ou si les méthodologies d'analyse et de collecte des données doivent être améliorées.

Les modèles d'ACP ont montré que les éléments d'intérêt économique sont fortement tributaires des variations de fond associées aux principaux phénomènes géologiques agissant sur les données. Les niveaux géochimiques élevés dus aux variations de fond peuvent créer de fausses anomalies, ou masquer des

anomalies d'intérêt. Les matrices d'ACP peuvent être utilisées pour reconstituer des données filtrées des phénomènes géologiques de fond, sans intérêt pour la prospection. Un exemple d'application de la méthode montre le rehaussement du contraste des concentrations en Zn des échantillons situés à proximité des gîtes de Zn d'origine "sedex" du bassin de Mont-Laurier.

La prospection géochimique de l'or rencontre plusieurs problèmes en raison de sa faible abondance crustale. Une grande proportion des données se situe sous le seuil de détection, et les anomalies sont erratiques et peu structurées. C'est pourquoi les travaux de prospection usuels considèrent des éléments traceurs chalcophiles au comportement moins erratique. Les éléments traceurs chalcophiles ont été filtrés des facteurs de variation de fond modélisés à l'aide de l'ACP. Un modèle de régression permet d'estimer l'or à partir de ces éléments chalcophiles. Le modèle utilisant les données filtrées est plus adéquat que le modèle établi à partir des données brutes, celui-ci expliquant une plus grande part (20%) des variations des concentrations aurifères. Bien que ce modèle explique une modeste part des variations, nous croyons qu'il constitue un complément aux données brutes pour la recherche de la marque de systèmes hydrothermaux et de lithologies d'intérêt pour la prospection de l'or.

Références

BOLVIKEN, B., STOKKE, P.R., FEDER, J., et JOSSANG T. 1992. The fractal nature of geochemical landscapes. Jour. Geoch. Explor., 43: 91-109.

ROUTHIER, P. 1980. Où sont les métaux pour l'avenir? BRGM, Mem. no. 105, 410 p.