

---

## Note de recherche forestière n° 93

### Modèle simple pour estimer la quantité de carbone organique dans les horizons minéraux d'un sol forestier à partir de son relevé pédologique

SYLVIE TREMBLAY<sup>1</sup>, ROCK OUMET<sup>2</sup> ET DANIEL HOULE<sup>3</sup>

F.D.C. 114.2(047.3)(714)  
L.C. SD 387.S87

\*

\*

#### Résumé

La quantité de carbone organique (C) emmagasinée dans un sol forestier est une information importante pour étudier la dynamique du C dans les écosystèmes forestiers et constitue un indicateur de développement forestier durable. Nous avons donc mis au point un modèle mathématique qui permet de prédire la quantité de C organique dans les horizons minéraux des sols forestiers ( $t \cdot ha^{-1}$ ). Ce modèle comprend deux équations de prédiction : 1) la concentration en C organique d'un horizon en fonction de sa couleur, et 2) la densité de ce même horizon en fonction de la concentration prédite par la première équation. L'erreur relative moyenne de la prédiction de la quantité totale de C organique dans un pédon ( $Q$ ) est de 28 %. La simplicité de ce modèle en fait un outil fort pratique pour évaluer rapidement et économiquement la quantité de C dans les sols forestiers du Québec, à défaut de disposer des analyses chimiques du sol. La précision et la justesse du modèle sont supérieures à plusieurs résultats déjà publiés sur le sujet.

Mots clés : couleur des sols forestiers, carbone organique du sol, texture, analyse de régression.

\*

\*

#### Abstract

**A simple model for estimating carbon stock in mineral horizons of forest soil using survey data.** Organic carbon (C) accumulated in soils is of great interest for studies on C dynamics and it is also among the indicators of sustainable forest development. We have thus elaborated a mathematical model that predicts organic C stock in mineral horizons of forest soils ( $t \cdot ha^{-1}$ ). This is a two equations model : 1) organic C concentration as a function of horizon colour, and 2) density as a function of the estimated concentration obtained with the first equation. The mean relative error of prediction for total C in a pedon ( $Q$ ) is 28%. This simple model would rapidly and inexpensively evaluate C stock in forest soils when chemical analyses are lacking. The model accuracy and precision are better than many results published in the literature.

Key words : forest colour soil, soil organic carbon, soil texture, regression analysis.

---

Respectivement <sup>1</sup> Ing.f., M.Sc., <sup>2</sup> Ing.f., Ph.D. et <sup>3</sup> Biol., Ph.D. au Service de l'écologie et de la protection.

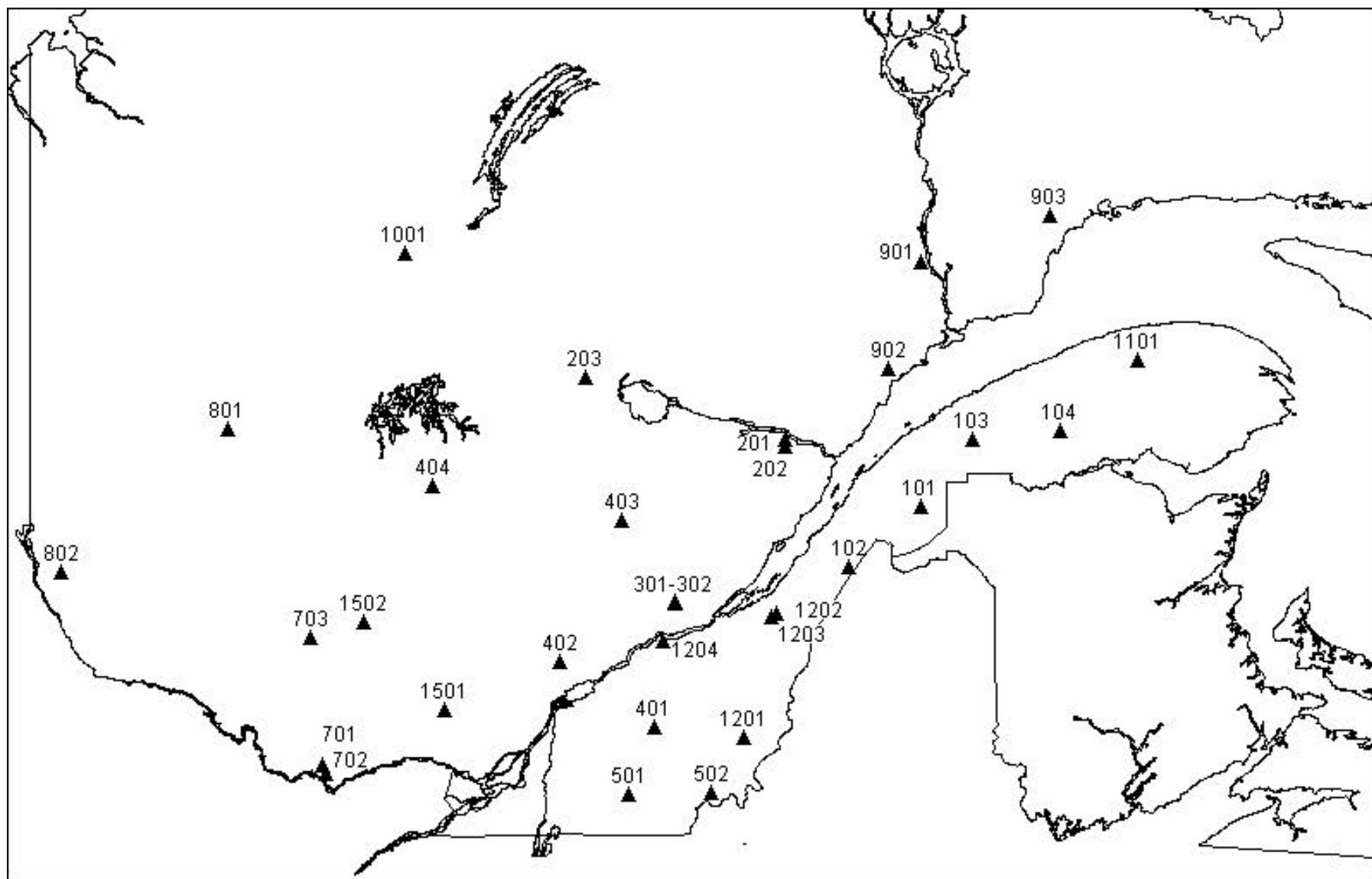


Figure 1. Localisation des stations du Réseau d'étude et de surveillance des écosystèmes forestiers (RESEF).

## Introduction

La quantité de C organique emmagasinée dans les sols forestiers équivaut à environ 2,5 fois celle qui se trouve dans la biomasse aérienne des arbres (MORRISON *et al.* 1993). Elle constitue donc une information importante pour connaître la contribution de la forêt au bilan planétaire du C (critère 4 du Conseil canadien des ministres des Forêts [CCMF]). De plus, la quantité de C organique permet d'interpréter certaines caractéristiques du sol comme sa fertilité et sa capacité de rétention en eau. Les plus grandes sources d'information sur les sols forestiers sont les relevés pédologiques, mais ceux-ci ne contiennent pas de données sur le C organique. En conséquence, nous avons mis au point un modèle de prédiction de la quantité de C organique dans un sol forestier à partir de variables du relevé pédologique.

Dans le relevé pédologique, la variable la plus corrélée avec la teneur en C organique du sol est sa couleur : plus le sol est foncé, plus il est riche en C organique. Cette relation est connue depuis longtemps : utilisée autrefois par les agriculteurs pour identifier les sols les plus fertiles, puis décrite pour la première fois par BROWN ET O'NEAL en 1923, elle est déterminée quantitativement en 1951, avec l'avènement de la charte de Munsell. En effet, l'utilisation de couleurs étalons a permis à plusieurs chercheurs d'obtenir une corrélation significative entre la couleur du sol et son contenu en C organique ( $r = -0,15$  à  $-0,50$  [KLOOSTERMAN *et al.* 1974];  $r = 0,63$  [EVANS *et al.* 1985]). Par la suite, BLUME ET HELSPER (1987) ainsi que FRANZMEIER (1988) ont observé que l'ajout de la texture aux paramètres de couleur améliorerait le taux d'explication du modèle. De façon plus pratique, ALEXANDER (1969) et STEINHARDT *et al.* (1979) ont mis au point des clés de terrain permettant de connaître la teneur en C organique de sols agricoles, afin de déterminer la quantité optimale d'herbicide à y appliquer. La fiabilité de ces clés était supérieure à 90 %. Toutefois, l'utilisation de la charte de Munsell comporte une contrainte majeure : une grande différence de la teneur en C organique n'entraîne qu'une faible variation de la couleur (deux à trois unités de luminosité). Par conséquent, on ne peut obtenir avec la charte qu'un modèle approximatif de la teneur en C organique dans le sol minéral (SCHULZE *et al.* 1993).

L'utilisation du spectrophotomètre, qui mesure les longueurs d'ondes réfléchies par un objet, a permis d'évaluer plus précisément la couleur du sol et, par conséquent, la relation teneur en C organique - couleur. Ainsi, McKEAGUE *et al.* (1971) ont obtenu des corrélations significatives entre la luminosité et le contenu en C organique ( $|r| > 0,5$ ), mais d'intensités différentes selon le type d'horizon. PAGE (1974), FERNANDEZ *et al.* (1988) et SCHULZE *et al.* (1993) ont obtenu des taux d'explication plus élevés ( $R^2 > 0,9$ ) en tenant compte de la texture du sol et de la région. La variable RÉGION permet d'englober d'autres variables comme la roche-mère, la végétation et le climat. D'autre part, SHIELDS *et al.* (1968) ont observé que le contenu en eau et la concentration de matière organique affectaient la luminosité du sol, mais que cet effet était différent selon la nature de

la matière organique, c'est-à-dire le rapport entre les acides humiques et les acides fulviques. Ces études avec le spectrophotomètre démontrent qu'il est possible d'améliorer le modèle d'estimation de la teneur en C organique en tenant compte d'autres variables qui influencent la couleur du sol, comme par exemple la texture.

L'objectif de cette étude était d'établir une méthode de calcul pour estimer la quantité totale de C organique dans le sol minéral (Q), principalement à partir de la couleur de ses horizons. La méthode de calcul s'appliquant aux humus forestiers fera l'objet d'une autre note.

## Matériel et méthode

### Places d'études

Les relevés ont été effectués dans les 31 places d'étude du Réseau d'étude et de surveillance des écosystèmes forestiers (RESEF) (GAGNON *et al.* 1994) (figure 1). Ces places se composent de 18 érablières, huit pessières et cinq sapinières.

### Observations et méthode d'échantillonnage

Les méthodes d'échantillonnage des sols et de préparation des échantillons que nous avons utilisées pour l'étude sont décrites par ST-LAURENT *et al.* (1995). Six pédons ont été creusés dans les stations d'érablière et quatre dans celles des résineux. Au total, 153 pédons ont été observés et échantillonnés : 142 podzols, huit gleysols et trois brunisols. Chaque pédon a été positionné de façon à représenter le mieux possible la place d'étude, puis creusé jusqu'à l'horizon C ou jusqu'au roc. Un profil en a été levé sur la face perpendiculaire à la pente. Pour chaque horizon minéral du pédon, l'épaisseur, la couleur, la texture, le pH et le pourcentage de pierres dont le diamètre est supérieur à 5 cm ont été notés. La couleur a été évaluée au moyen de la charte de Munsell (MACBETH 1992), en choisissant la couleur étalon la plus semblable. Chaque horizon minéral a été ensuite échantillonné sur trois faces du pédon, afin d'en faire l'analyse chimique, dont la teneur en C organique. Cet échantillonnage s'est fait du bas vers le haut, pour éviter toute contamination. Enfin, un échantillon volumétrique de 130 cm<sup>3</sup> a été prélevé dans environ un horizon sur deux, afin d'en mesurer la densité. Ce dernier paramètre a permis de convertir les concentrations de C en tonnes à l'hectare. De plus, chaque station a été décrite selon le type de peuplement, le type d'humus, le type de dépôt, le drainage, la roche-mère, la formation géologique (LANDRY ET MERCIER 1984) et la zone de végétation (MRN 1993).

### Analyses de laboratoire

Les échantillons destinés aux analyses chimiques ont été séchés puis tamisés à 2 mm. Par la suite, une portion de l'échantillon a été broyée à 500 µm. Le pH a été mesuré dans une suspension sol : eau 1 : 1 (V/V), par potentiométrie au moyen d'une électrode combinée. Le C organique a été évalué par la méthode d'oxydation humide

**Tableau 1. Étendue ou catégories des variables des relevés pédologiques**

<b>Variabiles des relevés pédologiques</b>	<b>Étendue ou catégories</b>
% C organique	0-13,00 %
profondeur de l'horizon	0-70 cm
teinte	2.5YR-5Y
luminosité	2-6
saturation	1-8
texture <sup>1</sup>	fine, moyenne, grossière
pH	3,3-7,5
type d'humus	mull, moder, mor
épaisseur de l'humus	1-40 cm
drainage	1-5

<sup>1</sup> fine: argile, argile lourd, loam, loam argileux, loam limoneux et loam sablo-argileux.  
moyenne : loam sableux.  
grossière : sable loameux et sable.

**Tableau 2. Variables décrivant les places d'étude du RESEF**

<b>Variabiles des places d'étude</b>	<b>Catégories</b>
zone de végétation <sup>1</sup>	feuillue, résineuse
type de peuplement	feuillu, résineux
formation géologique	Appalaches, Bouclier canadien
roche-mère	ignée, métamorphique, sédimentaire

<sup>1</sup> feuillue : zones feuillue et mélangée.

**Tableau 3. Indices de couleur calculés à partir des relevés pédologiques**

<b>Indices</b>	<b>Formule</b>
de McCracken <sup>1</sup>	teinte x luminosité
de Buntley-Westin <sup>2</sup>	teinte x saturation
de Hurst <sup>2</sup>	(teinte x luminosité) / saturation
de podzolisation	(16-teinte) x [10 / (luminosité x saturation)]
de Harden <sup>2</sup>	10 x épaisseur horizon x {[( teinte C - teinte horizon) / 2.5] + [saturation C - saturation horizon]}

<sup>1</sup> D'après SOILEAU et McCracken (1967).

<sup>2</sup> D'après LAFOND, CAUCHON et DUCRUC (1992).

en milieu acide (WALKLEY et BLACK 1934). Les échantillons volumétriques ont été séchés puis pesés. De plus, les horizons minéraux ont été tamisés, afin de déterminer la proportion de terre fine (diamètre < 2 mm). L'analyse de texture a été effectuée selon la méthode de Bouyoucos.

#### Méthode de calcul

La méthode de calcul pour évaluer la quantité de C organique dans un sol forestier est décrite en détail par ST-LAURENT *et al.* (1995). Brièvement, elle consiste à calculer la quantité de C organique de chaque horizon et d'additionner le tout. On calcule la quantité de C organique dans un horizon de la façon suivante :

$$q = C \times D_b \times \acute{E}_e$$

où :

- $q$  = quantité de C organique dans un horizon (t.ha<sup>-1</sup>)
- $C$  = concentration de C organique dans l'horizon (%)
- $D_b$  = densité apparente de l'horizon (g.cm<sup>-3</sup>)
- $\acute{E}_e$  = épaisseur effective de l'horizon (cm), en excluant les pierres dont le diamètre est supérieur à 6 cm.

L'objectif est de calculer  $C$  et  $D_b$  plutôt que de les mesurer. Pour ce faire, nous avons établi deux modèles de régression. Le premier estime  $C$  de l'horizon à partir principalement de sa couleur. Le second estime  $D_b$  à partir de  $C$  estimé avec le premier modèle. Par conséquent, l'estimation de  $D_b$  est directement reliée à celle de  $C$ . La méthode de calcul est schématisée à la figure 2.

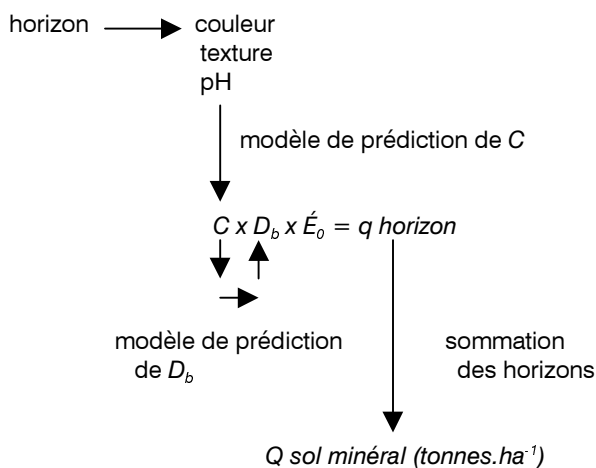


Figure 2. Méthode de calcul de la quantité de carbone organique (Q) dans les horizons minéraux d'un sol forestier.

#### Analyses statistiques

##### Modèle de prédiction de C

Ce modèle a été établi à partir de 620 horizons minéraux. Les tableaux 1, 2 et 3 présentent les variables testées. Elles se regroupent en trois catégories : 1) les variables des relevés pédologiques, 2) celles décrivant les places d'étude et 3) les indices de couleur.

Les valeurs de C et du pH de chaque horizon sont une moyenne des trois faces échantillonnées du pédon. La teinte a été transformée en variable numérique pour faciliter l'analyse, comme le suggèrent Post *et al.* (1993). Seuls les chiffres du code ont été conservés et dix unités ont été ajoutées aux valeurs de Y, pour les distinguer de celles de YR. Ainsi, les valeurs 2.5 YR, 5.0 YR, 10.0 YR, 2.5 Y et 5.0 Y sont devenues 2.5, 5.0, 10.0, 12.5 et 15.0 respectivement.

Les catégories de certaines variables ont été regroupées afin de diminuer le nombre de variables binaires à analyser. Par exemple, les catégories de la variable *TEXTURE* ont été regroupées de la façon suivante : 1) *TEXTURE FINE* : argile, argile lourd, loam, loam argileux, loam limoneux et loam sablo-argileux ; 2) *TEXTURE MOYENNE* : loam sableux ; et 3) *TEXTURE GROSSIÈRE* : sable loameux et sable. Ces regroupements ont été effectués d'après les observations d'EVANS et CAMERON (1985), qui démontrent que les sols sableux constituent une entité distincte puisque, pour une couleur équivalente, ils contiennent moins de fer et d'aluminium que les sols de texture plus fine.

Finalement, les indices de couleur ont été calculés à partir de la teinte, de la luminosité et de la saturation d'un horizon donné et expriment l'intensité de la pédogenèse qui s'exerce sur cet horizon.

La méthode de sélection des variables dans le modèle est celle du pas-à-pas (*stepwise*), avec un seuil d'entrée de 5 % (SAS/STAT USER'S GUIDE 1988). La variable C a dû être élevée à la puissance 1/4 afin de rencontrer les critères de normalité et d'homogénéité de la variance des résidus du modèle. Ensuite, les valeurs de C<sup>1/4</sup> ont été reconverties en données originales, afin de calculer la quantité de C organique dans les horizons. La reconversion a été faite de la façon suivante (démonstration mathématique en annexe), afin de corriger un biais engendré par la transformation :

$$C = (C^{1/4})^4 + [6 \times (C^{1/4})^2 \times MCE] + (3 \times MCE^2)$$

où :

$C$  = concentration de C organique dans l'horizon (%)

$MCE$  = variance des résidus du modèle.

### Modèle de prédiction de $D_b$

Ce modèle a été établi à partir de 281 horizons minéraux, soit deux fois moins que pour le modèle du C. Il permet de calculer la densité apparente d'un horizon ( $D_b$ ) à partir de sa concentration en matière organique ( $F_o$ ), qui est égale à 1,724 fois sa concentration en C organique (C).

Le modèle provient de l'équation théorique de FEDERER *et al.* (1993) :

$$D_b = \frac{D_{bm} \times D_{bo}}{(F_o \times D_{bm}) + [(1 - F_o) \times D_{bo}]}$$

où :

$D_b$  = densité apparente de l'horizon (g.cm<sup>-3</sup>)

$D_{bm}$  = densité apparente de la matière minérale pure (g.cm<sup>-3</sup>)

$D_{bo}$  = densité apparente de la matière organique pure (g.cm<sup>-3</sup>)

$F_o$  = concentration de matière organique dans l'horizon (0,00) = C x 1,724.

Les deux constantes du modèle, soit la densité apparente de la matière minérale pure ( $D_{bm}$ ) et la densité apparente de la matière organique pure ( $D_{bo}$ ), ont été estimées à partir des mesures de  $D_b$  et de  $F_o$ , par une procédure de régression non linéaire (SAS Institute 1988). Nous avons ensuite vérifié si ces deux constantes étaient significativement différentes selon la texture de l'horizon.

### Validation de la prédiction de la quantité de C organique dans le sol minéral

Nous avons vérifié la quantité de C organique prédite dans un sol minéral, en comparant sa valeur observée et sa valeur calculée. La valeur observée est la somme des valeurs observées des horizons d'un pédon, tandis que la valeur calculée est la somme des valeurs prédites de ces mêmes horizons. Toutefois, lorsque  $D_b$  observée était manquante pour un horizon, elle était calculée avec C observée de cet horizon. Pour que cette vérification soit valable, nous avons comparé des valeurs indépendantes. Ainsi, la valeur calculée d'un pédon a été obtenue à partir des modèles construits sans les observations de ce pédon. Cette méthode de validation s'inspire de la technique statistique dite *jackknife*.

**Tableau 4. Analyse de variance du modèle de prédiction de C**

Source	d.l.	S.C.	M.C.	Valeur du F	Pr > F
Modèle	8	4,839	0,605	269,81	0,0001
Erreur	611	1,370	0,002		
Total	619	6,209			
	$R^2 = 78,0 \%$	C.V. = 13,9 %	Erreur type = 0,047	C <sup>1/4</sup> moy = 0,341	

**Tableau 5. Analyse de variance des variables explicatives du modèle de prédiction de C<sup>1</sup>**

Source	Coefficient de régression x 10 <sup>-3</sup>	Erreur-type x 10 <sup>-3</sup>	S.C. type 1	R <sup>2</sup> partiel (%)	M.C.	F	Pr > F
McCRACKEN	3,199	0,819	3,765	60,6	3,765	1679,24	0,0001
Profondeur de l'horizon	-1,414	0,116	0,557	9,0	0,557	248,65	0,0001
Luminosité	-89,395	8,664	0,232	3,7	0,232	103,33	0,0001
Texture grossière	-30,552	4,648	0,073	1,1	0,073	32,57	0,0001
Teinte	-24,601	4,280	0,082	1,3	0,082	36,53	0,0001
pH	-26,308	4,365	0,050	0,8	0,050	22,38	0,0001
BUNTLEY	8,211	0,751	0,056	1,0	0,056	25,12	0,0001
Indice de podzolisation	-3,208	0,983	0,028	0,4	0,024	10,64	0,0012

<sup>1</sup> n = 620

**Tableau 6. Estimations de la densité apparente de la matière minérale pure ( $Db_m$ ) et de la matière organique pure ( $Db_o$ )<sup>1</sup>**

Paramètre	Estimé (g.cm <sup>-3</sup> )	Erreur-type asymptotique	Limite inférieure <sup>2</sup>	Limite supérieure <sup>2</sup>
$Db_m$	1,40	0,03	1,34	1,47
$Db_o$	0,12	0,01	0,10	0,13

<sup>1</sup> n = 281

<sup>2</sup> pour un intervalle de confiance de 95 %.

## Résultats

### Modèle de prédiction de C

Le modèle de prédiction de C est significatif au seuil de 0,0001 (tableau 4 ci-contre). Son taux d'explication est 78,0 % et se répartit comme suit entre les variables qui le composent : 60,6 % est expliqué par l'indice de McCracken ; 9,0 %, par la profondeur de l'horizon ; 8,3 % par la luminosité, la texture grossière, la teinte, le pH, l'indice de Buntley et l'indice de podzolisation (tableau 5 ci-contre). Le coefficient de variation du modèle est 13,9 %.

### Modèle de prédiction de $Db$

Les constantes  $Db_m$  et  $Db_o$  du modèle non linéaire ont été estimées à 1,40 g.cm<sup>-3</sup> et 0,12 g.cm<sup>-3</sup> respectivement (tableau 6). Ces dernières n'étaient pas significativement différentes selon la texture du sol.

### Validation de la prédiction de la quantité du C organique dans le sol minéral

Les valeurs prédites sont présentées en fonction des valeurs observées à la figure 3. Les valeurs varient de 22 à 186 t.ha<sup>-1</sup>, pour une profondeur de sol minéral allant de 9 à 115 cm. La quantité moyenne est 90 t.ha<sup>-1</sup>, avec une profondeur moyenne de 68 cm. Le coefficient de corrélation entre les deux variables est 0,75, avec un niveau de signification de 0,0001 (tableau 7). Le modèle de régression des valeurs observées en fonction des valeurs prédites a une ordonnée à l'origine nulle et une pente non significativement différente de un (tableau 8).

**Tableau 7. Analyse de variance du modèle des valeurs observées en fonction des valeurs calculées**

Source	d.l.	S.C.	M.C.	Valeur du F	Pr > F
Modèle	1	11,676	11,676	194,50	0,0001
Erreur	150	9,004	0,060		
Total	151	20,680			
	R <sup>2</sup> = 56,5 % r = 0,75	C.V. = 28,9 %	Erreur-type = 0,245 x 10 <sup>2</sup> t.ha <sup>-1</sup>	Valeur obs. moy. = 0,848 x 10 <sup>2</sup> t.ha <sup>-1</sup>	

**Tableau 8. Paramètres du modèle des valeurs observées en fonction des valeurs calculées<sup>1</sup>**

Paramètre	Estimé (x 10 <sup>2</sup> t.ha <sup>-1</sup> )	Pr >  T	Limite inférieure <sup>2</sup>	Limite supérieure <sup>2</sup>
Ordonnée à l'origine	0,05	0,3950	-0,07	0,17
Pente	0,88	0,0001	0,76	1,00

<sup>1</sup> n = 152

<sup>2</sup> pour un intervalle de confiance de 95 %.

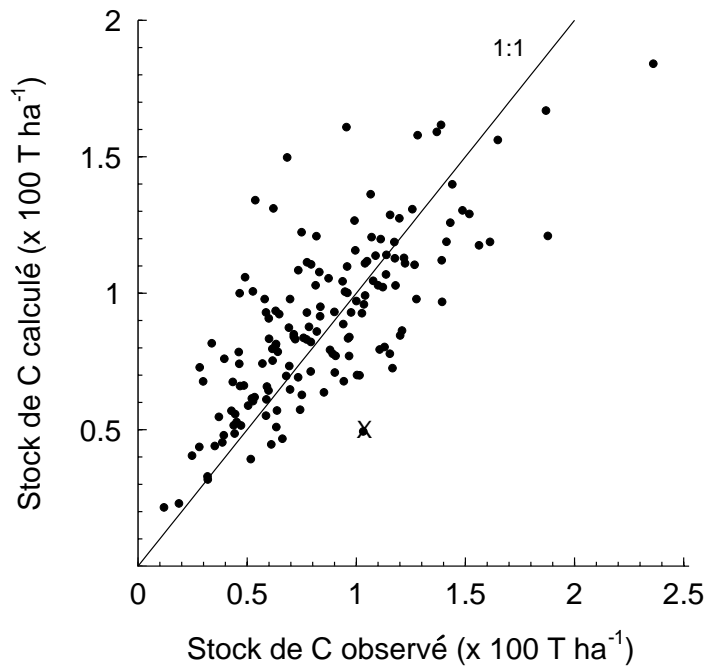


Figure 3. Valeurs prédites de la quantité de C organique (Q) dans les sols minéraux en fonction des valeurs observées.

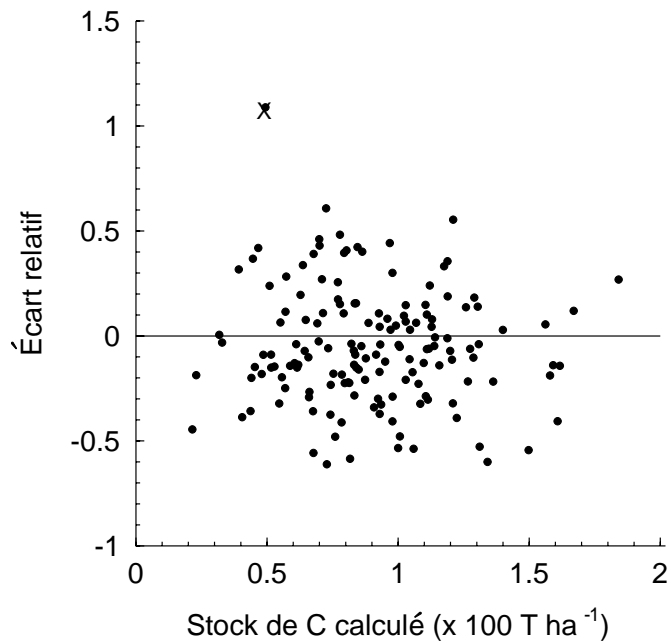


Figure 4. Écart relatif entre les valeurs prédites et les valeurs observées de la quantité en C organique (Q) dans les sols minéraux en fonction des valeurs calculées.

Nous avons observé que l'écart entre les valeurs observées et les valeurs calculées augmentait avec les valeurs calculées. Pour rendre cet écart constant, nous l'avons exprimé en écart relatif, c'est-à-dire en fonction de la valeur calculée (figure 4). Cet écart relatif est appelé en statistiques *écart quadratique moyen relatif*. Il exprime l'erreur relative moyenne associée à la prédiction d'un pédon. En éliminant un pédon argileux nettement différent des autres, l'erreur relative moyenne est 28,0 %. Ainsi, la prédiction du pédon moyen plus ou moins une fois l'erreur relative est de  $90 \pm 25$  tonnes.ha<sup>-1</sup>.

## Discussion

### Modèle de prédiction de C

L'indice de McCracken, qui est le produit de la teinte par la luminosité, est de loin la variable la plus significative du modèle. Cet indice a été utilisé par SOILEAU et McCracken (1967) pour étudier la relation entre la teinte rouge du sol et sa concentration en oxyde de fer (Fe<sub>2</sub>O<sub>3</sub>). Dans notre étude, il permet d'étudier la relation entre la luminosité du sol et sa concentration en C organique, en tenant compte de la teinte. Nous pouvons analyser la relation entre l'indice de McCracken et la concentration de C organique en regardant chacune de ses composantes. Les coefficients de régression négatifs de la teinte et de la luminosité dans le modèle nous indiquent que lorsque ces deux paramètres augmentent, le contenu en C organique de l'horizon diminue. Ainsi, plus un horizon est jaune, ou plus il est clair, moins il est riche en C organique. Ce résultat concorde avec de nombreuses observations sur le terrain. Par contre, le coefficient de régression de l'indice de McCracken est positif dans le modèle. On peut en déduire que la teinte et la luminosité ne varient pas de façon concomitante : un sol jaune n'est pas nécessairement clair et un sol rouge n'est pas nécessairement foncé.

La profondeur de l'horizon est, dans une moindre mesure, la deuxième variable la plus importante du modèle. Le coefficient de régression négatif de cette variable indique que la concentration en C organique diminue avec la profondeur de l'horizon. Ce résultat reflète bien le processus de la pédogenèse, qui s'exerce principalement sur les premiers horizons du sol.

La texture grossière est liée de façon significative avec la teneur en C organique de l'horizon. Le signe négatif du coefficient de régression indique qu'une correction négative doit être effectuée pour les sols sableux, afin de ne pas surestimer leur teneur en C organique. Dans le même sens, ALEXANDER (1969), FRANZMEIER (1988), BLUME et HELSPER (1987), SCHULZE *et al.* (1993) ainsi que LÉGER *et al.* (1979) ont observé qu'une même quantité de matière organique fonçait davantage les sols sableux que les sols à texture plus fine. EVANS et CAMERON (1985) ont observé le même phénomène avec le Fe et l'Al : les sols de texture sableuse étaient plus rouges que les sols de texture plus fine, malgré une même teneur en Fe et en Al. Pour une même quantité

d'agent colorant, les sols sableux sont plus foncés que les autres sols, parce qu'ils ont une moins grande surface de contact à couvrir (ARMSON 1977). De plus, les particules sableuses diffusent moins bien la lumière que les particules plus fines (SCHULZE *et al.* 1993). Par conséquent, la texture affecte de façon significative la couleur du sol.

Le pH varie inversement à la teneur en C organique de l'horizon minéral. Toutefois, on se serait attendu à un coefficient de régression positif, puisque la décomposition de la litière est généralement plus rapide dans des conditions de pH du sol faiblement acide à neutre. Cela peut s'expliquer du fait que la nature de la litière influence à son tour le pH du sol, en affectant la proportion d'acide humique et d'acide fulvique libéré dans le sol (DUCHAUFOR 1970, KUMADA 1987). De plus, le climat est aussi une variable qui affecte le taux de décomposition de la litière, mais qui n'a pas été incluse dans le modèle. Cette variable a pu influencer indirectement la relation pH - teneur en C organique du sol.

La saturation est le paramètre de la charte de Munsell le moins directement lié au contenu en C organique du sol, car elle n'est présente dans le modèle qu'à l'intérieur des indices de Buntley-Westin et de podzolisation. EVANS et CAMERON (1985) et SCHULZE *et al.* (1993) ont obtenu le même résultat.

La variable drainage n'est pas entrée dans le modèle. Pourtant, il est reconnu qu'une augmentation de la teneur en eau du sol assombrit ce dernier (POST *et al.* 1993; SOIL SURVEY STAFF 1988; SHIELDS *et al.* 1968; JOHN *et al.* 1969), puisque le film d'eau sur la surface des colloïdes de la matière organique et de l'argile cause une réflexion multiple et une absorption accrue de la lumière (WINTERS 1930). Comme le contenu en matière organique, la teneur en eau affecte particulièrement la luminosité du sol (SHIELDS *et al.* 1968, POST *et al.* 1993). Dans notre étude, on peut considérer que la variation de luminosité causée par la teneur en eau est réduite au minimum, puisque la couleur des horizons était toujours prise à l'état de saturation. De plus, le drainage ne représente pas directement le contenu en eau du sol, mais plutôt la vitesse à laquelle l'eau s'écoule dans le sol. Par conséquent, cette variable est moins directement liée à la couleur du sol. Enfin, il est possible qu'une partie de l'information de la variable *DRAINAGE* soit déjà contenue dans celle de la teinte, puisque cette dernière est influencée par les conditions d'oxydo-réduction du fer (SOILEAU et McCracken 1967).

Les variables géographiques *ZONE DE VÉGÉTATION* et *FORMATION GÉOLOGIQUE* n'ont pas été retenues dans le modèle. Pourtant, McKEAGUE *et al.* (1971), SCHULZE *et al.* (1993) et FERNANDEZ *et al.* (1988) rapportent que la relation C-couleur est d'autant plus étroite qu'elle s'applique à une région donnée. Comme la variable *DRAINAGE*, il est possible que la variable *TEINTE* contienne en partie l'information de la formation géologique, puisque la teinte est influencée par la roche-mère. Dans ce cas, l'entrée de la variable *FORMATION GÉOLOGIQUE* dans le modèle serait superflue. Il est aussi possible que le nombre de stations par zone de végétation ou par formation géologique soit insuffisant pour qu'on puisse

observer une influence significative. Dans un étude ultérieure, l'augmentation du nombre de répétitions par zone de végétation ou par formation géologique devrait permettre de vérifier cette hypothèse.

Le taux d'explication du modèle ( $R^2 = 0,78$ ) est supérieur à ceux rapportés dans la littérature. Par exemple, FRANZMEIER (1988) a obtenu un  $R^2$  qui variait de 0,31 à 0,47 pour un modèle de la concentration de C en fonction de la texture et de la couleur du sol. QIAN *et al.* (1993) ont pour leur part obtenu un  $R^2$  de 0,70, pour un modèle de la concentration de l'azote minéralisable en fonction du climat, de la couleur du sol, de sa teneur en eau et de sa texture. D'autre part, le coefficient de variation de notre modèle est relativement bas (C.V. = 13,9%). On peut donc conclure que ce modèle est un outil de prédiction acceptable.

#### Modèle de prédiction de $Db$

Les valeurs estimées de  $Db_m$  et  $Db_o$  sont semblables à celles qu'ont obtenu FEDERER *et al.* (1993). Toutefois, contrairement à leurs résultats,  $Db_m$  n'est pas significativement différente selon la texture du sol. Il est possible que d'autres facteurs affectant la densité du sol, comme la nature de la roche-mère, la croissance et la mortalité des racines, le gel et le dégel, l'humidification et l'assèchement du sol ainsi que l'activité des micro-organismes, aient masqué l'influence de la texture.

#### Validation de la prédiction de la quantité de C organique dans le sol minéral

L'erreur relative moyenne associée à la prédiction de la quantité de C organique dans le sol minéral est 28,0%. Cette erreur peut provenir de deux sources : des mesures sur le terrain et de la méthode de calcul proprement dite.

##### 1. Erreur de mesure sur le terrain

Les erreurs de mesure sur le terrain qui peuvent affecter la prédiction sont celles de la couleur, de la texture, du pH et de l'épaisseur de chaque horizon. La plus probable est celle de la couleur. En effet, tous ceux qui ont réalisé des relevés pédologiques sont conscients des incertitudes et de la confusion engendrées par les différences d'évaluation de la couleur entre les observateurs ou pour un même observateur. Quant à la texture et au pH, une erreur d'évaluation d'une catégorie ou d'une unité s'avère peu probable pour l'observateur qui a un minimum d'expérience. Enfin, l'erreur de mesure de l'épaisseur n'a pas été considérée, puisqu'elle participe autant à l'erreur de la valeur observée qu'à celle de la valeur calculée.

L'erreur d'évaluation de la couleur dépend principalement de l'acuité visuelle de l'observateur et de l'éclairement au moment de l'observation. POST *et al.* (1993) ont quantifié l'erreur d'évaluation entre les observateurs. Ils ont observé qu'un groupe de pédologues obtenaient la même couleur entre eux seulement 52 % du temps. De plus, d'après les résultats de plusieurs chercheurs, la déviation standard moyenne de la teinte, de la luminosité et de la saturation est de 0,5 à 1 unité (POST *et al.* 1993, SHIELDS *et al.* 1966,

FERNANDEZ *et al.* 1988). Enfin, COOPER (1990, dans POST *et al.* 1993) a observé une tendance naturelle des individus à choisir une valeur plus élevée, plutôt qu'une valeur plus rapprochée mais plus faible. POST *et al.* (1993) ont aussi quantifié l'erreur d'évaluation pour un même observateur. Pour ce faire, ils ont mesuré la relation entre chaque observation et la moyenne des observations. D'après les  $R^2$  moyens obtenus, la luminosité était le paramètre le plus reproductible ( $R^2 = 0,79$ ), suivi de près par la teinte ( $R^2 = 0,74$ ), puis par la saturation ( $R^2 = 0,49$ ). La luminosité est plus facile à évaluer parce que fortement corrélée à la quantité de lumière réfléchi (albédo) par le sol. Ces résultats indiquent que : 1) une erreur d'évaluation entre observateurs est fréquente, mais de faible amplitude ( $\pm 1$  unité), 2) les observateurs ont une tendance naturelle à surestimer la couleur, et 3) pour un même observateur, la luminosité et la teinte sont les paramètres les plus reproductibles. Ces sources d'erreur ont une incidence certaine sur la prédiction de la quantité de C organique dans le sol minéral.

La charte de Munsell est aussi une source d'erreur en soi, car la probabilité d'obtenir une correspondance parfaite entre la couleur du sol et celle de la charte est moins de un dans cent (SOIL SURVEY STAFF 1951, 1988). Par contre, POST *et al.* (1993) ont observé que l'interpolation de la charte augmentait de façon significative la précision d'évaluation de la couleur, surtout pour la luminosité ( $R^2 = 0,95$ ). Dans notre étude, les couleurs du sol ont été évaluées à la couleur étalon la plus semblable. La précision du modèle de C pourrait être augmentée en interpolant les couleurs. Toutefois, POMERENING *et al.* (1962) ainsi que le SOIL SURVEY STAFF (1951, 1988) suggèrent de limiter cette interpolation à la moitié des intervalles pour les mesures prises sur le terrain. Pour une mesure encore plus précise, SHIELDS *et al.* (1966) suggèrent d'utiliser un spectrophotomètre. La précision obtenue engendre toutefois des coûts additionnels.

##### 2. Erreur de la méthode de calcul

La méthode de calcul engendre aussi des erreurs et ce, à trois étapes : 1) le modèle de prédiction de la concentration de C organique dans un horizon, 2) le modèle de prédiction de la densité apparente d'un horizon, et 3) la sommation des quantités de C organique de chaque horizon dans le pédon. Toutefois, le premier modèle est la source d'erreur la plus importante, car il engendre les erreurs associées aux deux autres étapes.

Les sources d'erreur du premier modèle sont de plusieurs ordres. Premièrement, la couleur du sol n'est pas une variable de prédiction fiable dans les faibles et les fortes concentrations. En effet, BAUMGARDNER *et al.* (1970) ont observé que la couleur du sol n'était pas un bon indice du contenu en matière organique à de faibles concentrations. Dans le même sens, PAGE (1974) a rapporté qu'une teneur en C de 5 % suffisait à couvrir les particules minérales et à produire la couleur foncée des sols de la plaine côtière de l'est des États-Unis. Au-delà de cette concentration, la couleur du sol changeait peu. Deuxièmement, SHIELDS *et al.*

(1968) ont énoncé que la nature de la matière organique avait autant d'influence que sa quantité sur la couleur du sol. Nous n'avons pas pu tenir compte de cette variable dans notre étude. Troisièmement, l'utilisation de la charte de Munsell comporte une contrainte majeure : une grande différence de la teneur en C organique n'entraîne qu'une faible variation de la couleur (deux à trois unités de luminosité) (SCHULZE *et al.* 1993). Par conséquent, avec la charte, on ne peut obtenir qu'une estimation approximative de la teneur en C organique. Quatrièmement, le modèle de régression linéaire n'est peut-être pas le type d'analyse le plus approprié. Selon SCHULZE *et al.* (1993), la relation luminosité - matière organique est linéaire pour les sols loameux ou limoneux, mais curviligne pour les sols sableux. Le réseau de neurones artificiels serait peut-être un meilleur outil de prédiction, car il peut prédire une relation non linéaire à plusieurs variables. Nous projetons de tester ce modèle dans une étude ultérieure.

En résumé, la méthode de calcul est moins précise que l'analyse chimique en laboratoire, mais elle permet d'obtenir un ordre de grandeur de la quantité de C organique emmagasinée dans un sol forestier.

### Conclusion et recommandations

Ces résultats nous indiquent qu'il est possible d'estimer, avec une erreur relative de 28 %, la quantité de C organique dans un sol forestier à partir principalement de sa couleur. Toutefois, la méthode de calcul ne s'applique qu'aux sols étudiés, c'est-à-dire majoritairement les podzols. La méthode est simple, rapide et peu dispendieuse, car elle ne nécessite sur le terrain qu'une charte de Munsell et une trousse de pH. La précision de la méthode de calcul est directement liée à celle du modèle de prédiction de la concentration de C organique. Une attention particulière doit être portée à la mesure de la teinte et de la luminosité, car ce sont les paramètres les plus explicatifs du modèle.

### Remerciements

Nous remercions Sylvain St-Laurent pour la récolte et la gestion des données, de même que Sylvain Végiard et France Savard pour leur soutien dans nos calculs statistiques.

Cette étude a été financée par les Directions de l'environnement et de la recherche forestière du ministère des Ressources naturelles du Québec. Elle se rattache au projet de recherche n° 0900 149S : « Modélisation du fonctionnement et de l'évolution des sols forestiers ».

★

### Références

- ALEXANDER, J.D., 1969. *A color chart for organic matter*. Crops Soils 21(8) : 15-17.
- ARMSON, K.A., 1977. *Forest soils : properties and processes*, Univ. Toronto Press, Toronto. 390 p.
- BAUMGARDNER, M.F., S.J. KRISTOF, C.J. JOHANNSEN et A. ZACHARY, 1970. *Effects of organic matter on the multispectral properties of soils*. Inf. Note 030570. Purdue University. 13 p.
- BERNIER, B., 1968. *Descriptive outline of forest humus-form classification*. Dans Proc. of Seventh Meeting of the National Soil Survey Committee of Canada, Univ. Alberta, Edmonton : 139-154.
- BLUME, H.-P. et M. HELSPER, 1987. *Schätzung des Humusgehaltes nach der Munsell-Farbhelligkeit*. Z. Pflanzenernaehr. Bodenkd. 150 : 354-356.
- BROWN, P.E. et A.M. O'NEAL, 1923. *The color of soils in relation to organic matter content*. Agric. Exp. Stn., Iowa State Coll. of Agric. and Mech. Arts, Ames, Res. Bull. 75.
- DUCHAUFOUR, P. 1970. *Précis de pédologie*. Masson et Cie Éditeurs. 481 p.
- EVANS, L.J. et B.H. CAMERON, 1985. *Color as a criterion for the recognition of podzolic B horizons*. Can. J. Soil Sci. 65 : 363-370.
- FEDERER, C.A., D.E. TURCOTTE et C.T. SMITH, 1993. *The organic fraction - bulk density relationship and the expression of nutrient content in forest soils*. Can. J. For. Res. 23 : 1026-1032.
- FERNANDEZ, R.N., D.G. SCHULZE, D.L. COFFIN et G.E. VAN SCOYOC, 1988. *Color, organic matter, and pesticide adsorption relationships in a soil landscape*. Soil Sci. Soc. Am. J. 52 : 1023-1026.
- FRANZMEIER, D.P., 1988. *Relation of organic matter content to texture and color of Indiana soils*. Proc. Indiana Acad. Sci. 98 : 463-471.
- GAGNON, G., C. GRAVEL, R. OUIMET, N. DIGNARD, R. PAQUIN et G. ROY, 1994. *Le réseau de surveillance des écosystèmes forestiers (RESEF) - I - Définitions et méthodes*. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 115. xiv + 40 p.
- GALLARDO, J.F., J. SAAVEDRA, T. MARTIN-PATINO et A. MILLAN, 1987. *Soil organic matter determination*. Commun. Soil Sci. Plant Anal. 18 : 699-707.
- JOHN, M., L. M. LAVKULICH, M. JUNGEN et J. L. LEIGH, 1969. *Interpretation of soil data by computer*. Can. J. Soil Sci. 49 : 177- 179.

- KLOOSTERMAN, B., L.M. LAVKULICH et M.K. JOHN, 1974. *Use of soil data file for pedological research*. Can. J. Soil Sci. 54 : 195-204.
- KUMADA, K. 1987. *Chemistry of soil organic matter*. Elsevier, New York. 241 p.
- LAFOND, R., C. CAUCHON et J.-P. DUCRUC, 1992. *Pédologie forestière*, Modulo, Mont-Royal, Québec. 146 p.
- LANDRY, B. et M. MERCIER, 1984. *Notions de géologie : avec exemples du Québec*, 3<sup>e</sup> éd. Modulo, Mont-Royal, Québec. 437 p.
- LÉGER, R.G., G.J.F. MILLETTE et S. CHOMCHAN, 1979. *The effects of organic matter, iron oxides and moisture on the color of two agricultural soils of Quebec*. Can. J. Soil Sci. 59 : 191-202.
- McKEAGUE, J.A., J.H. DAY et J.A. SHIELDS, 1971. *Evaluating relationships among soil properties by computer analysis*. Can. J. Soil Sci. 51 : 105-111.
- MACBETH, 1992. *Munsell soil color charts*. Édition révisée 1992. Newburg, N.Y. Recueil de fiches.
- MINISTÈRE DES FORÊTS, SERVICE DES INVENTAIRES FORESTIERS, 1993. *Les zones de végétation au Québec*. Carte. Échelle 1 : 4 000 000.
- MORRISON, I.K., N.W. FOSTER et P.W. HAZLETT, 1993. *Carbon reserves, carbon cycling, and harvesting effects in three mature forest types in Canada*. New Zealand Journal of Forestry Science 23(3) : 403-412.
- PAGE, N.R., 1974. *Estimation of organic matter in Atlantic coastal plain soils with a color-difference meter*. Agron. J. 66 : 652-653.
- POMERENING, J.A. et E.G. KNOX, 1962. *Interpolation of Munsell soil color measurements*. Soil Sci. Soc. Am. Proc. 26 : 301-302.
- POST, D.F., S.J. LEVINE, M.D. MAYS et R. ESCADAFAL, 1993. *Correlations between field and laboratory measurements of soil color*. Dans : J.M. Bingham and E.J. Ciolkosz (éd.) Soil color. Soil Science Society of America Inc., Madison, WI. Special Publication No. 31 : 35-49.
- SAS INSTITUTE, INC., 1988. *SAS/ETS User's Guide, Version 6, First Edition*. Cary, NC. SAS Institute Inc. 560 p.
- SAS INSTITUTE, INC., 1988. *SAS/STAT User's Guide*, RELEASE 6.03 EDITION. Cary, NC. SAS Institute Inc., 1028 p.
- SCHULZE, D.G., J.L. NAGEL, G.E. VAN SCOYOC, T.L. HENDERSON et M.F. BAUMGARDNER, 1993. *Significance of organic matter in determining soil colors*. Dans : J.M. Bingham et E.J. Ciolkosz (éd.) Soil color. Soil Science Society of America Inc., Madison, WI. Special Publication No. 31 : 71-91.
- SHIELDS, J.A., R.J. ST. ARNAUD, E.A. PAUL et J.S. CLAYTON, 1966. *Measurement of soil color*. Can. J. Soil Sci. 46 : 83-90.
- SHIELDS, J.A., E.A. PAUL, R.J. ST. ARNAUD et W.K. HEAD, 1968. *Spectrophotometric measurement of soil color and its relationship to moisture and organic matter*. Can. J. Soil Sci. 48 : 271-280.
- SOIL SURVEY STAFF, 1951, 1988. *Soil survey manual*. USDA Handb. 18. U.S. Gov. Print. Office, Washington, DC. 503 p.
- SOILEAU, J.M. et R.J. McCRACKEN, 1967. *Free iron and coloration in certain well-drained coastal plain soils in relation to their other properties and classification*. Soil Sci. Soc. Amer. Proc. 31 : 248-255.
- ST-LAURENT, S., C. CAMIRÉ et R. OUMET, 1995. *Méthodologie d'échantillonnage des sols du Réseau de Surveillance des Écosystèmes Forestiers (RESEF) et préparation des échantillons pour fins d'analyse*. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Rapport interne n° 398. 27 p.
- STEINHARDT, G.C. et D.P. FRANZMEIER, 1979. *Comparison of organic matter content with soil color for silt loam soils of Indiana*. Commun. Soil Sci. Plant Anal. 10 : 1271-1277.
- WALKLEY, J. et W. BLACK, 1934. *An experimentation of the Degtjareff method for determining soil organic matter and a proposed modification of the chromic acid titration method*. Soil Sci. 37 : 29-38.
- WINTERS, E., 1930. *The measurement of soil color*. Am. Soil Surv. Assoc. Bull. 11 : 34-37.

## Annexe

### Correction pour le biais après une transformation $Y^{1/4}$

Dans notre cas, la régression a été modélisée selon l'équation suivante :

$$F[Y] = Y^{1/4} = a + bX + \varepsilon$$

Si on veut retourner à l'échelle originale, on doit prendre l'inverse de la fonction  $F[Y]$ .

$$F^{-1}(F[Y]) = Y = F^{-1}(a + bX + \varepsilon)$$

En faisant le développement en série de Taylor de  $F^{-1}(F[Y])$  autour de  $E(F[Y]) = a + bX$ , on obtient

$$F^{-1}(F[Y]) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{F^{-1(2n)}(a + bX) [F[Y] - a - bX]^n}{n!}$$

$$F^{-1}(F[Y]) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{F^{-1(2n)}(a + bX) \varepsilon^n}{n!}$$

où  $F^{-1(2n)}(a + bX)$  est la  $(2n)^{\text{e}}$  dérivée de  $F^{-1}(a + bX)$ .

La valeur que l'on recherche doit correspondre à  $E[Y]$ . On peut donc montrer que

$$E[F^{-1}(F[Y])] = E[Y] = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{F^{-1(2n)}(a + bX) \sigma^{2n}}{n! 2^n}$$

Si on calcule chaque dérivée de  $F^{-1}(a + bX)$ , on obtient :

$$F^{-1(0)}(a + bX) = (a + bX)^4$$

$$F^{-1(1)}(a + bX) = 4(a + bX)^3$$

$$F^{-1(2)}(a + bX) = 12(a + bX)^2$$

$$F^{-1(3)}(a + bX) = 24(a + bX)$$

$$F^{-1(4)}(a + bX) = 24$$

$$F^{-1(k)}(a + bX) = 0 \quad \text{pour } k \geq 5$$

L'équation de  $E[Y]$  nous donne la formule suivante :

$$E[Y] = (a + bX)^4 + \frac{12(a + bX)^2 \sigma^2}{2} + \frac{24 \sigma^4}{8}$$

$$E[Y] = (a + bX)^4 + 6(a + bX)^2 \sigma^2 + 3 \sigma^4$$

$$E[Y] = (E[F(Y)])^4 + 6(E[F(Y)])^2 \sigma^2 + 3 \sigma^4$$

Voici donc la relation théorique entre  $E[Y]$  et  $E[F(Y)]$ . Si maintenant on veut estimer  $E[Y]$  on doit alors estimer chacune des composantes situées à droite de l'équation. On obtient alors

$$E[Y] = (\hat{a} + \hat{b}X)^4 + 6(\hat{a} + \hat{b}X)^2 \hat{\sigma}^2 + 3 \hat{\sigma}^4$$

où  $\hat{a}$  et  $\hat{b}$  sont respectivement l'ordonnée à l'origine et la pente de la régression alors que  $\hat{\sigma}^2$  équivaut au MSE de cette même régression.

C'est cette dernière équation qu'il faut utiliser pour revenir à l'échelle originale. Dans notre cas particulier qui est une transformation  $Y^{1/4}$ , on voit donc que pour obtenir une valeur de  $Y$  qui correspond à  $E[Y]$ , il ne suffit pas d'élever  $Y^{1/4}$  à la quatre mais il faut également ajouter d'autres termes.



Gouvernement du Québec  
**Ministère des Ressources  
naturelles**

**RN99-3031**

ISBN 2-550-34119-8  
Dépôt légal 1999  
Bibliothèque nationale du Québec  
Bibliothèque nationale du Canada  
© 1999 Gouvernement du Québec