



Rapport final IA217781

## **Validation des indicateurs de santé des sols comme outil de prédiction de fourniture en azote des sols pour des recommandations en engrais azoté plus justes.**

Durée du projet : 04-2018 / 12-2023



À l'IRDA, on **collabore**, on se **questionne**, on **explore** et on **progressé** ensemble dans la même direction : celle d'une agriculture saine, dynamique et performante.

Nous sommes des **scientifiques**, mais aussi des **gens de terrain** qui **collaborent** avec l'ensemble du milieu agricole.

Notre mission consiste à innover en agroenvironnement pour créer ensemble la production agricole de demain. Consulter le [www.irda.qc.ca](http://www.irda.qc.ca) pour en connaître davantage sur l'Institut et ses activités.

## Question ou commentaire

Christine Landry, Ph. D., biologiste, agronome, IRDA  
Chercheure en fertilisation et valorisation des biomasses  
Responsable scientifique et autrice principale  
T : 418 643-2380 p.640  
[christine.landry@irda.qc.ca](mailto:christine.landry@irda.qc.ca)

## Auteurs du rapport

Christine Landry, Ph. D., IRDA  
Mylène Marchand-Roy, M. Sc., IRDA  
Thomas Jeanne, M. Sc., IRDA  
Julie Mainguy, B. Sc., IRDA  
Richard Hogue, Ph. D., IRDA  
Simon Guillemette, M. Sc., IRDA

## Équipe de réalisation

Christine Landry, Ph. D., IRDA  
Mylène Marchand-Roy, M. Sc., IRDA  
Julie Mainguy, B. Sc., IRDA  
Thomas Jeanne, M. Sc., IRDA  
Richard Hogue, Ph. D., IRDA

## Collaborateur

Patrick Dubé, Ph. D., IRDA  
Marc Hamilton – Environex  
Ani Mari Floares – Environex  
Ariadne Champagne- Environex

## Merci à notre partenaire financier

Ce projet de recherche est financé par l'entremise du programme Innov'Action Agroalimentaire, en vertu du Partenariat canadien pour l'agriculture, entente conclue entre les gouvernements du Canada et du Québec.

 PARTENARIAT  
CANADIEN pour  
l'AGRICULTURE

 Canada Québec

Ce rapport peut être cité comme suit :

**Landry, C., M. Marchand-Roy, T. Jeanne, J. Mainguy, R. Hogue et S. Guillemette. 2023.** Validation des indicateurs de santé des sols comme outil de prédiction de fourniture en azote des sols pour des recommandations en engrais azoté plus justes. Rapport final. IRDA et partenaires. 50 pages.

## **Remerciements**

Les auteurs remercient le Laboratoire Eurofins Environex pour avoir réalisé les analyses de santé globale du sol inspirées du test de Cornell. Les remerciements s'adressent également au personnel du Laboratoire d'analyses agroenvironnementales de l'IRDA et particulièrement à Patrick Dubé, Ph. D., anciennement chercheur à l'IRDA et responsable du laboratoire, impliqué dans l'idéation du projet et l'implantation des analyses de santé du sol du test de Haney. Nos remerciements s'étendent également à l'équipe œuvrant au Laboratoire d'écologie microbienne de l'IRDA. Enfin, nous remercions chaleureusement les producteurs et les centres de recherche qui ont implanté des sites d'essais et sans qui le projet n'aurait été possible.

# TABLE DES MATIERES

1	Description du projet.....	3
1.1	Mise en contexte .....	3
1.2	Objectifs.....	5
2	Matériel et méthodes.....	6
2.1	Mise en place de l'expérience .....	6
2.2	Dispositif expérimental.....	6
2.3	Traitements.....	8
2.4	Collecte de données .....	8
2.4.1	Analyses de sol et végétaux.....	9
2.5	Analyses statistiques.....	11
2.5.1	Volet rendement et nutrition azotée.....	11
2.5.2	Volet microbiome .....	14
3	Résultats et discussion .....	15
3.1	Caractérisation physico-chimique et microbiologique des sols au printemps .....	15
3.2	Variables réponses de rendements et de nutrition en azote du maïs-grain .....	19
3.3	Lien entre les variables physico-chimiques des sols et les variables réponses .....	25
3.3.1	Analyses de corrélations.....	25
3.3.2	Analyses en composantes principales et de régression des moindres carrées partielles.....	27
3.3.3	Analyses en composantes principales et PLSR : variables du test de Haney et Cornell sur 2 saisons	29
3.4	Indicateurs microbiens et variables réponses .....	32
3.4.1	Analyse en composante principale des analyses du microbiome de sols avec les apports de N	35
3.5	Seuils de suffisance des indicateurs de la fertilité azotée au Québec .....	37
4	Conclusion .....	43
5	Références.....	45

## Liste des tableaux

Tableau 1. Catégorisation des principaux indicateurs nord-américains de santé des sols selon qu'ils décrivent la qualité ou la santé du sol.....	4
Tableau 2. Liste des sites expérimentaux, série de sols et localisation géographique.....	6
Tableau 3. Apports en N, P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> , K <sub>2</sub> O à chacun des sites d'essais en 2018, 2019 et 2021.....	8
Tableau 4. Résumé des variables caractérisées en fonction des tests de santé du sol de Cornell ou de Haney ainsi que de la diversité et des fonctionnalités microbiennes. ....	9
Tableau 5. Caractérisation physico-chimique et microbiologique des sols de printemps, saison 2018. ....	16
Tableau 6. Caractérisation physico-chimique et microbiologique des sols de printemps, saison 2019. ....	17
Tableau 7. Caractérisation physico-chimique et microbiologique des sols de printemps, saison 2021. ....	18
Tableau 8. Analyse PERMANOVA présentant la contribution du ROM et des autres facteurs d'intérêt à la variance totale des données de composition microbienne des procaryotes et des eucaryotes. ....	34
Tableau 9. Valeurs critiques des indicateurs physico-chimiques de sols significatifs selon les tests Cate-Nelson pour les années 2018, 2019 et 2021. ....	37
Tableau 10. Directives relatives aux apports d'azote selon la quantité d'azote des nitrates au printemps ....	40
Tableau 11. Valeurs critiques des indicateurs quantitatifs des bactéries et champignons totaux (log) en fonction du rendement relatif en grains de maïs pour les années 2018 et 2019. ....	40

## Liste des figures

Figure 1. Dispositif expérimental à un site d'essai. ....	7
Figure 2. Mise en place d'un dispositif expérimental, saison 2018.....	7
Figure 3. Exemple d'erreur calculée par validations croisées de type <i>leave one out</i> (LOO) pour le modèle des régressions des moindres carrés partiels (PLSR). ....	13
Figure 4. Définition des quadrants d'un test de partition binaire de Cate-Nelson (1971). ....	14
Figure 5. Rendements en grains en fonction de l'apport (+N) ou non (ON) d'azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021.....	19
Figure 6. Rapport de rendement (ROM) en grains par la fertilisation en azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021. ....	19
Figure 7. Rapport de rendement (ROM) en fonction du rendement en grains, pour les parcelles non fertilisées en azote et leur relation et pour les parcelles fertilisées (+N).....	20
Figure 8. Prélèvement en N total (tiges + grains) des plants en fonction de l'apport (+N) ou non (ON) d'azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021. ....	21
Figure 9. Rapport de prélèvement (POM) total en N du maïs (tiges + grains) par la fertilisation en azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021.....	22
Figure 10. Lien entre le prélèvement total en N (tiges + grains) et le rendement en grains selon la région et la fertilisation azotée, saisons 2018, 2019 et 2021. ....	22
Figure 11. Taux d'utilisation apparent (TUA) de l'azote (N) du maïs-grain pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021. ....	23
Figure 12. Rendement des parcelles fertilisées (+N) pour chacun des sites d'étude en 2018, 2019 et 2021..	24
Figure 13. Matrice de corrélation de Pearson de 24 paramètres d'intérêt pour les années 2018-2021.....	27
Figure 14. Analyse en composantes principales 1(ACP_1) des variables du test de Haney des saisons 2018, 2019 et 2021 et contribution des vecteurs aux deux composantes principales (CP_1 et CP_2). ....	28
Figure 15. Coefficients moyens et leur intervalle de confiance estimés par rééchantillonnage pour 10 000 itérations du modèle PLSR pour les indicateurs du test de Haney avec la variable réponse ROM.....	29

Figure 16. Analyse en composantes principales (ACP_2) des indicateurs du test de Haney et de Cornell des saisons 2019 et 2021 et contribution des indicateurs aux deux composantes principales (CP_1 et CP_2).....	30
Figure 17. Coefficients moyens et leur intervalle de confiance estimé par rééchantillonnage pour 10 000 itérations du modèle PLSR pour les indicateurs du test de Haney (+ limon) pour la variable réponse ROM. .	31
Figure 18. Coefficients moyens et leur intervalle de confiance estimé par rééchantillonnage pour 10 000 itérations du modèle PLSR pour les variables du test de santé global de Cornell avec la variable réponse $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$ ou ROM.....	32
Figure 19. Ordination NMDS (Multidimensional Scaling Non-Métrique) pour les procaryotes, basée sur une matrice de dissimilarité entre les échantillons.....	33
Figure 20. Ordination NMDS (Multidimensional Scaling Non-Métrique) pour les eucaryotes, basée sur une matrice de dissimilarité entre les échantillons.....	33
Figure 21. Matrice de corrélation pour les principaux indices biologiques évalués et le ROM pour les données de 2018 et 2019.....	34
Figure 22. Matrice de corrélation pour les modules fonctionnels associés au métabolisme de l'azote et le ROM pour les années 2018 et 2019. ....	35
Figure 23. Analyse en composantes principales des indicateurs sélectionnés issus de l'analyse du microbiome des sols des sols et de variables du test de Haney et Cornell pour les saisons 2018, 2019 et contribution des vecteurs aux deux composantes principales (CP_1 et CP_2). ....	36
Figure 24. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur $\text{NO}_3_{\text{Haney}}$ en fonction du rendement relatif (RRel) du maïs-grains pour les saisons 2018, 2019 et 2021.....	38
Figure 25. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur du ratio $\text{C}_{\text{org.}}/\text{NO}_3_{\text{Haney}}$ en fonction du rendement relatif (RRel) en grains pour les saisons 2018, 2019 et 2021. ....	38
Figure 26. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur de la quantité de bactéries totales (log) en fonction du rendement relatif (RRel) en grains pour les saisons 2018 et 2019.....	41
Figure 27. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur de la quantité de champignons totaux (log) en fonction du rendement relatif (RRel) en grains pour les saisons 2018 et 2019.....	41
Figure 28. Pourcentage de rendements ( $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$ par bloc) classés performants, moyens ou sous-performants selon le précédent cultural, pour les 3 années d'essais (2018, 2019 et 2021).....	42

# 1 DESCRIPTION DU PROJET

## 1.1 MISE EN CONTEXTE

La notion de santé des sols est en essor depuis quelques années au Québec. Auparavant, il était plutôt question de qualité des sols. Ces deux notions sont toutefois étroitement liées et difficiles à départager. Un sol de mauvaise qualité peut être en santé, tout comme un sol de bonne qualité peut être en mauvaise santé.

En termes de définition, selon une synthèse récente de 250 articles scientifiques (Bünemann et coll. 2018), la santé des sols peut se décrire comme la capacité continue du sol à assurer ses fonctions écosystémiques (USDA-NRCS, 2023) (ex. production de nitrate par minéralisation de l'azote (N) organique), tandis que le concept de qualité met plutôt l'accent sur les propriétés inhérentes de celui-ci. Ainsi, la qualité inhérente des sols est davantage une caractéristique statique liée au potentiel de production, tandis que la santé du sol est plutôt liée au fonctionnement et évolue dans le temps en fonction des pratiques culturales (ex. types d'engrais, rotations, travail de sol). Deux sols peuvent donc être en santé, mais ne pas posséder le même potentiel de production, car ils ne sont pas de la même qualité agronomique. Ils seront cependant tous deux plus efficaces, par exemple, à fournir le N nécessaire aux cultures que des sols de même qualité qui ne seraient pas en santé.

En termes de mesure, deux grandes écoles de pensées ont vu le jour aux États-Unis depuis les années 2000, soit la méthode de Cornell dans l'est du pays (Moebius-Clune et coll. 2016) et celle de Haney dans l'ouest (Haney et coll. 2018). Le test de Cornell est de type « ranking », i.e. il situe un sol par rapport aux autres contenus dans une base de données. Ce test inclut 19 indicateurs modulés selon trois catégories de texture du sol (soit lourd, moyen et léger). Une cote est obtenue pour chaque indicateur, puis les résultats sont combinés dans une note globale pour laquelle les indicateurs physiques, chimiques et biologiques comptent chacun pour 1/3 du pointage. Dans la méthode de Haney, la note globale reflète plutôt une performance. Celle-ci est obtenue en combinant dans une équation les résultats d'une incubation aérobie de courte durée (respiration 24 h, quantité de CO<sub>2</sub> émis) et les quantités de C et N labiles extraits à l'eau (Haney et coll. 2018). L'activité microbienne y est donc déterminante. Néanmoins, la dernière version du test de Cornell (Moebius-Clune et coll., 2016) s'inspire désormais des incubations de Haney et inclut une respiration microbienne aérobie de 4 jours et la mesure de l'azote potentiellement minéralisable. Au Québec, les laboratoires commerciaux ont emboîté le pas et proposent depuis quelques années des tests d'analyses de santé globale adaptés du test de Cornell (Agro Enviro Lab, Eurofins, AgriDirect). Le laboratoire de l'IRDA développe également la méthode de Haney au travers des projets menés par l'équipe de recherche en fertilité des sols (C. Landry). Par ailleurs, bien que les tests de Cornell et Haney considèrent une mesure de l'activité microbienne, toute notion de communautés (analyses qualitatives) en est actuellement exclue. Les communautés microbiennes ont cependant des rôles distincts dans les sols et les avancées en séquençage génomique permettent désormais d'investiguer les changements qui surviennent dans ces communautés selon l'évolution de la santé des sols. Les analyses portent donc sur des fonctions microbiennes spécifiques et non sur le taux d'activité microbienne lui-même, tel que dans une incubation de sol.

En 2023, les chercheurs du *Soil Health Institute* (États-Unis) (Bagnall et coll. 2023) ont ainsi recensé une trentaine de variables de sols, mesurées par différents laboratoires, qui regroupent tant des mesures de Cornell, de Haney ou de fonctions microbiennes. Les principales sont résumées au Tableau 1, par catégorie : qualité inhérente ou santé. Ceci permet de visualiser que les indicateurs de qualité ne fournissent pas la même information que les indicateurs de santé du sol et qu'excepté pour la texture et le pH, les variables de la présente étude font donc toutes bien partie de la catégorie de santé des sols.



**Tableau 1. Catégorisation des principaux indicateurs nord-américains de santé des sols selon qu'ils décrivent la qualité ou la santé du sol.**

Indicateur	Détail	Information principale	Référence des méthodes
Texture*		Qualité inhérente	Gee and Bauder (1986)
Conductivité électrique			Rhoades et coll. (1989)
Capacité d'échange cationique			Olsen et Summers (1982)
pH*			Thomas (1996)
C inorganique (carbonate)			Sherrod et coll. (2002)
C total*	Combustion	Santé du sol	Nelson et Summers (1996)
Matière organique (MO)*	Perte au feu		Moebius-Clune et coll. (2016)
C organique soluble à l'eau*			Haney et coll. (2018)
Carbone actif*	Oxydation au permanganate		Weil et coll. (2003)
Biomasse microbienne	PLFA		Buyer et Sasser (2012)
Respiration microbienne/ C potentiellement minéralisé*	24h		Zibilske (2018)
Respiration microbienne / C potentiellement minéralisé*	96h (4 jours)		Moebius-Clune et coll. (2016)
Stabilité des agrégats	Analyse par image de l'immersion		Fajardo et coll. (2016)
Stabilité des agrégats*	Simulateur de pluie Cornell		Moebius-Clune et coll. (2016)
Capacité au champ	-10 kPa, sol perturbé		Reynolds et Topp (2008)
Capacité au champ	-33 kPa, sol intact		Hao et coll. (2008)
Conductivité hydraulique saturée			Reynolds et Elrick (1990)
N total*			Nelson et Sommers (1996)
Potentiel de minéralisation du N*			Bundy et Messinger (1994)
N organique soluble à l'eau*			Haney et coll. (2018)
Spectroscopie infrarouge	Exploratoire		Morgan et coll. (2019)
Séquençage 16S ADNr* (bactéries)			Thompson et coll. (2017)
Séquençage ITS (champignons)		Thompson et coll. (2017)	

Adapté de Bagnall et coll. 2023. \*Indicateurs testés dans le cadre de la présente étude avec les mêmes méthodes de laboratoire.

Le présent projet vise donc à déterminer, sous les conditions du Québec, si les tests liés à la santé des sols (Cornell, Haney, fonctionnalité microbienne) ou certaines variables qu'ils incluent permettraient de prédire la capacité d'un sol à fournir du N aux cultures. Ceci est envisageable puisque la fourniture en N du sol dépend de plusieurs paramètres physiques (humidité du sol, structure et compaction, aération, drainage), chimiques ou biologiques (activité bactérienne, teneur en matière organique, azote organique et précédents culturels) qui sont aussi liés à la santé des sols. L'intérêt d'un tel indicateur réside dans le fait que les sols peuvent fournir entre 12 et 75 % du N prélevé par les cultures (ex. N'Dayegamiye et coll., 2010; Gasser et coll., 2014; Landry et Boivin, 2014; Landry et coll. 2019). Conséquemment, le gain économique à fertiliser est très variable d'un site de production à l'autre et entraîne aussi un impact environnemental différent puisque le N apporté en surplus des besoins est le plus souvent perdu par lessivage ou volatilisation.

Le développement d'un indicateur de fourniture en N des sols serait particulièrement bénéfique pour la culture du maïs-grain. En effet, cette culture est dite nitrophile, i.e. qu'elle présente des besoins élevés en N (120-170 kg N ha<sup>-1</sup>). De plus, il s'agit d'une des grandes cultures les plus produites au Québec. Selon Statistiques Canada, les agriculteurs du Québec prévoyaient même semer davantage de maïs-grain en 2023, en hausse de 3,1 % pour atteindre 372 392 ha (Statistiques Canada, 2023), tandis que les superficies en soya, culture très peu exigeante en azote, diminuaient. L'impact des pertes de N est accentué par le fait que bien que sa production se retrouve dans cinq régions (Montérégie (42 %), Centre-du-Québec (14 %), Chaudière-Appalaches (8 %), Lanaudière (7 %) et Mauricie (5 %)), 42% des superficies se concentrent en Montérégie (Québec, 2023). Il faut retourner en 2019 pour avoir un rapport maïs : soya similaire dans la province. D'autre part, il n'existe pas actuellement de grille de référence telle que celles disponibles pour le phosphore (P) et le potassium (K), dans lesquelles des indicateurs de sol (indice de saturation en P et K<sub>Mehlich-3</sub>) permettent de déterminer quelle part

des besoins doit être comblée par les apports d'engrais N. Ainsi, la borne maximale de l'intervalle des recommandations est le plus souvent apportée puisque le manque de N, élément clé du rendement, a un impact majeur sur les revenus lorsqu'il se produit. Avec un indicateur de fertilité azotée, le producteur serait en mesure de mieux jauger du risque à resserrer ses apports de N (diminuer la dose) ou du gain à fertiliser. Pouvoir se référer à une mesure concrète permettrait aussi aux producteurs de suivre l'évolution de la santé de leurs sols et d'adopter des pratiques et des rotations qui favorisent celle-ci. Il est en effet reconnu que les pratiques culturales affectent directement les fonctions écosystémiques (santé) du sol et non pas seulement ses propriétés inhérentes (qualité) (Greiner et coll., 2017; Yang et coll., 2020; Lehmann et coll., 2020 dans Gauthier et coll.2023). Ensemble, considérer la santé des sols lors de la planification de la fertilisation azotée et veiller à améliorer celle-ci, contribuera à une meilleure performance économique et environnementale des entreprises agricoles.

## 1.2 OBJECTIFS

Ce projet vise à fournir aux conseillers terrain et aux producteurs un outil d'aide à la décision permettant de mieux estimer la capacité du sol à fournir du N. Le but n'est donc pas de développer un indicateur tel que ceux présents dans les grilles de fertilisation, qui permettent de déterminer avec précision, pour différentes catégories de richesse de sol, les quantités de fertilisant azoté à apporter. L'objectif ici est plutôt de connaître le niveau de dépendance d'un sol vis-à-vis des apports externes de N afin de mieux jauger du risque à resserrer ses apports de N (diminuer la dose) ou du gain à fertiliser.

De façon plus détaillée :

- Corréler les diverses variables de santé des sols avec la capacité de fourniture en azote du sol et le rendement des cultures de maïs-grain.
- Développer un/des modèles de prédiction de la réponse de la culture de maïs-grain à l'azote pour les variables des tests de Cornell, de Haney et de fonctionnalités bactériennes.
- Transférer les résultats et les techniques analytiques aux intervenants du milieu, soit les clubs conseils et les laboratoires d'analyses offrant leurs services.

## 2 MATÉRIEL ET MÉTHODES

### 2.1 MISE EN PLACE DE L'EXPÉRIENCE

La première étape du projet consistait à choisir des sites de façon à couvrir, *a priori*, une diversité de santés et de potentiels azotés de sol. Ainsi, 10 à 12 sites de textures de sol et de précédents culturels variés ont été sélectionnés chaque année d'essais (2018-2019 et 2021) (Tableau 2). Dû à la pandémie de COVID, la troisième année d'essai a eu lieu en 2021 au lieu de 2020. Les sites se situaient sur les rives sud et nord du fleuve Saint-Laurent, dans les régions où le maïs-grain est cultivé prioritairement au Québec (Chaudière-Appalaches, Capitale-Nationale, Centre-du-Québec, Lanaudière, Montérégie, Centre-du-Québec).

Tableau 2. Liste des sites expérimentaux, série de sols et localisation géographique

Sites	Année d'essai	Série de sol	Région administrative	Coordonnées géographiques
1	2018	Chaloupe	3	46.672571, -71.9116636
2	2018	Batiscan	3	46.675578, -71.9182878
3	2018	Saint-Blaise	16	45.1743005, -73.5232857
4	2018	Melbourne	17	46.1172435, -71.9036344
5	2018	Melbourne	17	46.1172435, -71.9036344
6	2018	Melbourne	17	46.1203701, -71.9044641
8	2018	Kamouraska	12	46.6103847, -71.1756026
9	2018	Beaurivage	12	46.6038667, -71.1665498
10	2019	Chaloupe	3	46.672571, -71.9116636
11	2019	Batiscan	3	46.6762412, -71.9188993
12	2019	Saint-Blaise	16	45.1743005, -73.5232857
13	2019	Melbourne	17	46.1176549, -71.9030514
14	2019	Melbourne	17	46.1192338, -71.9048374
15	2019	Kamouraska	12	46.6078944, -71.1730339
16	2019	Saint-Urbain	16	45.7626551, -73.2321764
17	2019	Saint-Urbain	16	45.7626551, -73.2321764
18	2019	Boucherville	16	45.808121, -73.1943328
19	2021	Saint-Blaise	16	45.174268, -73.522068
20	2021	Melbourne	17	46.1192338, -71.9048373
21	2021	Melbourne	17	46.1192338, -71.9048374
22	2021	Batiscan	3	46.6755784, -71.9182878
23	2021	Kamouraska	12	46.6073048, -71.1725554
24	2021	Berthier	14	46.1683, -73.070048
25	2021	Berthier	14	46.188429, -73.044354
28	2021	Berthier	14	46.136499, -73.117734
29	2021	Pot au Beurre	16	46.027537, -73.004662
30	2021	Picoudi	16	46.020156, -73.001673

### 2.2 DISPOSITIF EXPÉRIMENTAL

À chaque année au printemps, avant les travaux de champs des producteurs (fertilisation et semis), trois répliqua (blocs) étaient identifiés sur chaque site. Par la suite, chacun des répliqua était divisé en deux. Une moitié dite « témoin », sans apport de N (ON), mais recevant les doses recommandées de P et K. Une seconde moitié, dite « de référence » (+N), fertilisée selon les recommandations en NPK (CRAAQ 2010). La moitié témoin (ON) permettait de mesurer la quantité de N fourni par le sol à la culture et le potentiel de rendement intrinsèque au site, tandis que la moitié de référence permettait de connaître le gain de rendement obtenu avec la fertilisation recommandée. Les deux traitements étaient répétés trois fois, selon un plan en blocs complets aléatoires, pour un total de six parcelles expérimentales. Les parcelles mesureraient 10 m de longueur par 8 rangs de large (6 m) (Figure 1 et Figure 2).

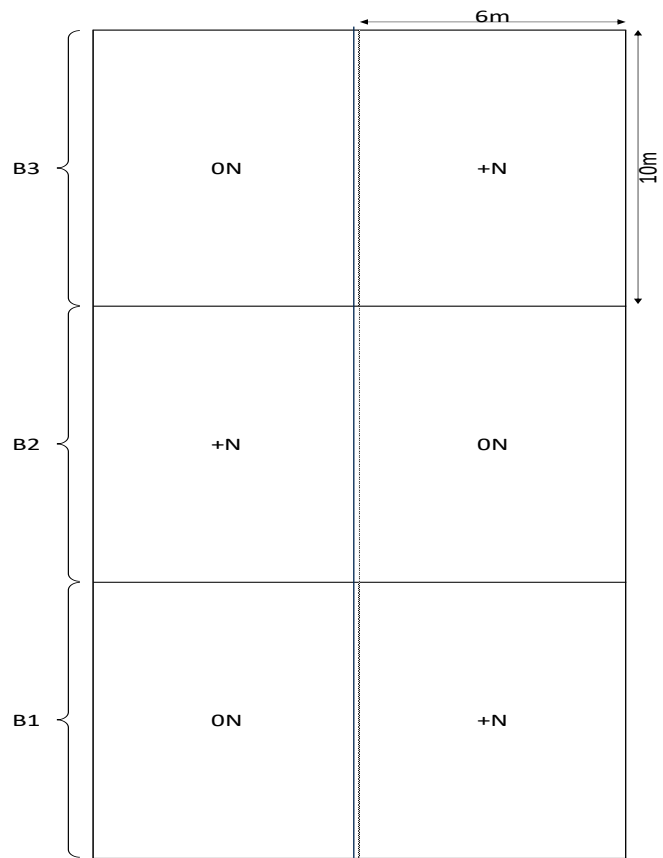


Figure 1. Dispositif expérimental à un site d'essai.



Figure 2. Mise en place d'un dispositif expérimental, saison 2018.

## 2.3 TRAITEMENTS

À tous les sites, une dose de 170 kg N ha<sup>-1</sup> a été appliquée en totalité avant semis dans les parcelles références (+N), sauf pour les sites 3, 12 et 19, pour lesquels l'azote a été fractionné (printemps : 50 kg N ha<sup>-1</sup>; post-levée : 150 kg N ha<sup>-1</sup>) pour un apport total de 200 kg N ha<sup>-1</sup> (Tableau 3). Les apports de N ont été faits uniquement avec du nitrate d'ammonium calcique 27-0-0 (CAN), sauf aux sites 3, 12 et 19 qui contenaient également une part de diammonium phosphate (DAP) (18-46-0). Les apports en P et K ont été basés sur l'analyse de sol (Mehlich-3) selon les recommandations du *Guide de référence en fertilisation* pour la grille du maïs-grain (CRAAQ 2010) (Tableau 3). Tous les apports ont été faits à partir de triple superphosphate (0-46-0), de chlorure de potassium (0-0-60) et/ou de sulfate de potasse et de magnésie (0-0-22-11).

Tableau 3. Apports en N, P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>, K<sub>2</sub>O à chacun des sites d'essais en 2018, 2019 et 2021.

Sites	Azote (N)*	Apports de fertilisants (kg ha <sup>-1</sup> )		Sites	Azote (N)*	Apports de fertilisants (kg ha <sup>-1</sup> )	
		Phosphore (P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> )	Potassium (K <sub>2</sub> O)			Phosphore (P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> )	Potassium (K <sub>2</sub> O)
1	170	60	60	15	170	60	40
2	170	60	60	16	170	60	0
3	200	47	35	17	170	40	40
4	170	60	50	18	170	60	40
5	170	60	50	19	200	118	140
6	170	60	50	20	170	60	80
8	170	60	60	21	170	40	80
9	170	60	40	22	170	60	60
10	170	66	176	23	170	80	60
11	170	40	60	24	170	60	40
12	200	47	35	25	170	80	40
13	170	40	60	28	170	60	60
14	170	60	60	29	170	40	80

\* Pour les traitements +N seulement.

## 2.4 COLLECTE DE DONNÉES

Au printemps de chaque année, une caractérisation exhaustive du sol a été effectuée par bloc avant l'établissement du site (fertilisation et semis). Celle-ci comprenait plusieurs variables de santé des sols de Cornell (Moebius-Clune et coll. 2016) et Haney (Haney et coll. 2018), des analyses du microbiome, ainsi que de fertilité des sols (Tableau 4). Toutes les analyses ont été réalisées sur des échantillons composites de huit sous-échantillons par bloc, prélevés sur une profondeur de 0-20 cm.

En fin de saison, les rendements ont été prélevés manuellement sur 8 mètres linéaires (4 mètres de longueur sur deux rangs) au centre de chacune des six parcelles de chacun des dispositifs expérimentaux. Les épis ont été cassés manuellement et le grain battu au moyen d'une batteuse stationnaire. Les tiges de maïs récoltées ont été cassées manuellement à l'aide d'une faucille et la biomasse totale a été pesée. Des sous-échantillons de grains et de biomasse (tiges) ont été prélevés afin de pouvoir déterminer le % d'humidité, puis ont été expédiés au laboratoire afin de doser le contenu en N permettant de calculer les prélèvements azotés.

Les prélèvements ont été calculés en multipliant la masse sèche (MS) par le contenu total en élément, tel que présenté ci-après (ex. N<sub>total</sub>) :

- $PVL N_{total} (tiges + grains) = (MS \text{ tige} * N_{total} \text{ tige}) + (MS \text{ grains} * N_{total} \text{ grains})$ .

Les échantillons de sols et de végétaux ont été analysés au Laboratoire d’analyses agroenvironnementales de l’IRDA ou chez le partenaire (EnvironeX), excepté les échantillons de sol destinés aux analyses du microbiome, réalisées par le Laboratoire d’Écologie Microbienne (LEM) de l’IRDA.

**Tableau 4. Résumé des variables caractérisées en fonction des tests de santé du sol de Cornell ou de Haney ainsi que de la diversité et des fonctionnalités microbiennes.**

Tests	Analyses <sup>1</sup>	Laboratoires
<b>Test de Cornell</b>	Stabilité des agrégats	EnvironeX
	Texture (granulométrie simplifiée)	
	pH	
	Matière organique	
	CEC et éléments Mehlich-3 (P, K, Ca, Mg, Al, Fe, B, Cu, Mn, Zn)	
	Azote potentiellement minéralisable (APM)	
	Carbone actif	
	Dégagement de CO <sub>2</sub> (4 jours)	IRDA
<b>Test de Haney</b>	C organique soluble	IRDA
	N total soluble	
	N organique soluble	
	N-NO <sub>3</sub> soluble	
	N-NH <sub>4</sub> soluble	
	Dégagement de CO <sub>2</sub> (24 h)	
<b>Microbiomes</b>	Diversité des bactéries	LEM
	Diversité des champignons	
	Fonctions associées à la diversité bactérienne	

<sup>1</sup> Descriptions des méthodes d’analyses à la section 2.4.1

## 2.4.1 Analyses de sol et végétaux

### 2.4.1.1 Sol

Suivant leur échantillonnage, les sols ont été placés dans une glacière et conservés à 4 °C jusqu’à leur préparation. La stabilité des agrégats a été évaluée au moyen d’un simulateur de pluie (Cornell Soil Health Lab, Ithaca, NY, USA) faisant tomber des gouttes sur un tamis contenant un poids connu d’agrégats d’un sol afin de déterminer le pourcentage d’agrégats entre 0,25 mm et 2 mm qui restent intacts lorsque soumis à cette forte pluie. La proportion des agrégats a été déterminée en séparant les grains de sable grossiers et les débris organiques afin d’obtenir le poids des agrégats (0,25 mm à 2,0 mm) d’un sol. Le pH d’une suspension d’une partie d’eau pour une partie de sol (10 cm<sup>3</sup> de sol/10 ml d’eau) a été mesuré par une sonde à électrode de verre (Mettler Toledo, Seven compact, VWR, Mississauga, ON, CA). Les éléments nutritifs (P, K, Ca, Mg, Al, Mn, Cu, Zn, B et Fe) ont été extraits par la méthode Mehlich-3 et dosés par spectrophotométrie d’émission au plasma (Agilent 725-ES ICP OES, Agilent Technologies, Santa Clara, CA, USA). La matière organique a été mesurée par la masse perdue lors de l’incinération du sol dans un four à moufle (Thermolyne F30400, Thermo Fisher Scientific, Asheville, NC, USA) pendant un minimum de 12 heures et est présentée en pourcentage de la masse totale du sol. Le carbone actif (C<sub>actif</sub>), également appelé carbone oxydable au permanganate, est une fraction de la matière organique qui est une source immédiate de nourriture et d’énergie pour les microorganismes du sol. Celui-ci a été quantifié en utilisant 20 ml de permanganate de potassium 0,02 M (KMnO<sub>4</sub>) réagissant avec 2,5 g de sol séché. L’oxydation du carbone développe une couleur violette dont l’intensité est mesurée par spectrophotométrie (colorimètre Pocket II, HACH, Loveland, CO, USA) à 550 nm.

L'interprétation des données se fait par une courbe d'étalonnage calculée selon l'équation de Weil et coll. (2003). De plus, les contenus en C et N totaux ont été mesurés par combustion au LECO. Le rapport C/N a été calculé par division du C par le N.

Deux analyses distinctes de respiration en incubation à température contrôlée ont été réalisées, soit une incubation de 24 h et une deuxième de 4 jours dans lesquelles le dégagement de CO<sub>2</sub> est mesuré après la réhumidification du sol séché (Haney et coll. 2008; Haney et coll. 2012). Au début du processus d'incubation, une éprouvette contenant 10 ml d'une solution de NaOH 1N est placée dans le contenant avec le sol. La solution capte le CO<sub>2</sub> dégagé par la respiration microbienne sous forme de Na<sub>2</sub>CO<sub>3</sub>. La consommation de NaOH est ensuite déterminée par titrage acidimétrique à l'aide d'une solution de HCl 1N permettant ainsi de déterminer la quantité de CO<sub>2</sub> dégagée par les microorganismes pendant l'incubation. Le C organique soluble, le N total soluble et le N organique soluble sont ensuite déterminés conformément à la méthode proposée par Garcia et coll. (1991), où 3 grammes de sol sec sont placés dans un vial contenant 30 ml d'eau, mais ici agités pendant 10 minutes. La suspension est par la suite centrifugée à 5000 g. Le C organique soluble est mesuré sur une partie aliquote de l'extrait à laquelle on a ajouté du HCl et fait barboter afin de libérer le C inorganique. Le N total est mesuré directement sur un appareil TOC de Shimadzu. Le N ammoniacal (NH<sub>4</sub><sup>+</sup>) et les nitrites-nitrates (NO<sub>2</sub>-NO<sub>3</sub>) sont mesurés par colorimétrie automatisée FIA. Le N organique vient de la soustraction du N minéral (NH<sub>4</sub> et NO<sub>2</sub>-NO<sub>3</sub>) du N total.

#### 2.4.1.2 *Végétaux*

Les échantillons de biomasses (tiges et grains) ont été mis à sécher à 65°C et broyés à 100 mesh. Les contenus en N<sub>total</sub> et C<sub>total</sub> ont été dosés par combustion LECO.

#### 2.4.1.3 *Diversité microbienne des sols*

Les échantillons de sols ont été préparés et extraits en utilisant la trousse d'extraction FastDNA Spin kit for Soil (MP Biomedicals, Solon, OH, É-U). La qualité et la quantité des ADN génomiques extraits ont été déterminées par spectrophotométrie avec les mesures de l'absorbance à 260 nm et 280 nm et du ratio A260/A280. Les diversités microbiennes des procaryotes (bactéries et archaea) et des eucaryotes ont été évaluées par séquençage à haut débit. La librairie de séquences a été préalablement obtenue par les amplifications des régions V4 du 16S rARN des procaryotes et du 18S rARN des eucaryotes en utilisant les séquences-amorces des régions spécifiques décrites par (Comeau et coll. 2011; Apprill et coll. 2015; Parada et coll. 2016) et en utilisant une approche en deux étapes de PCR (dual-indexed PCR approach) spécialement conçues pour l'analyse avec la plateforme de séquençage haut débit Illumina MiSeq. Les librairies d'amplicons ont été séquencées en format apparié (paired-end) avec une lecture de 300 bases, soit 2 x 300 paires de bases de chaque côté du brin d'ADN sur Illumina MiSeq à la plateforme d'analyses génomiques de l'Institut de biologie intégrative et des systèmes (IBIS) de l'Université Laval (Québec, CA). En ce qui a trait à la quantification des bactéries et champignons totaux, deux systèmes qPCR généraux ont été utilisés. Un premier pour détecter les bactéries totales avec les amorces eub338/eub518 (Fierer et coll. 2005) et un second pour détecter les champignons totaux avec les amorces FF390/FR1 (Emerson et coll. 2015). Les détections ont été faites en deux répétitions sur un appareil CFX96 (Biorad, Hercules, CA, USA) avec un mélange réactionnel SYBR green qPCR mix (Qiagen, Toronto, ON, Canada). Les systèmes de détection ont été mis au point sur une gamme de détection de 4 LOG. (Efficacité système bactéries totales: 89,1% r<sup>2</sup>=0,99; Efficacité système champignons totaux: 91,7% r<sup>2</sup>=1). Les résultats sont exprimés en unité d'amplification (UA) par g de sol sec.

## 2.5 ANALYSES STATISTIQUES

Les logiciels SAS 9.4 et R 4.2.3 ont été utilisés pour réaliser les différentes analyses statistiques qui sont décrites dans les sections suivantes.

### 2.5.1 Volet rendement et nutrition azotée

#### 2.5.1.1 Variables réponses

L'effet de l'apport de fertilisant N sur les rendements a été étudié en tenant compte du rapport de rendement (ROM) et du rendement relatif (RRel) qui permettent, entre autres, d'atténuer les effets de sites et des conditions météorologiques annuelles sur la productivité. Un ROM et un RRel ont été calculés pour chacun des blocs selon les équations suivantes :

$$ROM = \text{Rendement fertilisé (+N)} / \text{Rendement Témoin (ON)}$$

$$RRel = \text{Rendement Témoin (ON)} / \text{Rendement fertilisé (+N)}$$

Ainsi, le ROM et le RRel sont inverses. Plus le RRel est inférieur à 1 et le ROM supérieur à 1, plus cela indique une forte réponse de la culture à la fertilisation. Par contre, si le rendement maximal est atteint dans la parcelle témoin (ON), les deux indices seront de 1, indiquant que le potentiel de rendement de la culture a été atteint sans l'apport du fertilisant testé.

L'effet de l'apport ou non de fertilisant N sur la nutrition azotée a pour sa part été étudié avec le rapport de prélèvement total de N (POM). Tel que pour le ROM, le POM a été calculé pour chaque bloc en utilisant l'équation suivante :

$$POM = \text{Prélèvement total (tiges + épis) Fertilisé (+N)} / \text{Prélèvement total (tiges + épis) Témoin (ON)}$$

Pour évaluer la part du prélèvement de N par les plants qui provenait apparemment de l'engrais, le taux d'utilisation apparent (TUA) du N de l'engrais a été calculé en comparant les prélèvements en N des plants fertilisés et non fertilisés (Témoin ON). Par soustraction, la quantité de N prélevé en plus par les plants fertilisés est considérée comme provenant apparemment des engrais (équation de Giroux et coll. 2007) :

$$TUA (\%) = \frac{\text{Prélèvement N du traitement fertilisé} - \text{Prélèvement N témoin ON}}{\text{Dose totale de N apporté}} \times 100$$

Pour avoir un TU réel en contexte de production, la méthode nécessite l'utilisation de l'azote-15 (<sup>15</sup>N) qui permet hors de tout doute de connaître la part de N prélevé qui vient effectivement de l'engrais. Cette méthode est cependant coûteuse et n'a pas été appliquée dans le cadre de la présente étude.

Enfin, pour comparer la productivité des sites de l'étude en excluant l'effet de l'année climatique, le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  a été calculé par soustraction pour obtenir l'écart entre le rendement des plants fertilisés en N à un site et le rendement de référence de cette région (ISQ, 2023) pour la même année soit :



$\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  = Rendement en grains de la parcelle fertilisée – rendement moyen en grain annuel de la région

Les sites ont été classés comme étant performants lorsque leur rendement moyen (moyenne des trois blocs) des plants fertilisés en N était supérieur de  $2 \text{ T ha}^{-1}$  à la moyenne annuelle régionale, moyens lorsqu'il était égal ou jusqu'à  $2 \text{ T ha}^{-1}$  supérieur, et sous-performants lorsqu'il était inférieur au rendement régional.

### 2.5.1.2 Transformation des données physico-chimiques

En raison d'asymétrie dans la distribution des données causée par une limite inférieure absolue de 0, une transformation logarithmique a été appliquée à la majorité des variables numériques afin de réduire cette asymétrie. La transformation appliquée était de  $\log(x+1)$  puisque plusieurs valeurs étaient de 0. Pour les variables exprimées en pourcentage (agrégat, argile, limon et sable), l'asymétrie pouvait être vers la droite ou la gauche en fonction de la moyenne. Ces variables ont donc été régularisées par une transformation *logit*. Pour les analyses en composantes principales (ACP), de même que pour les régressions des moindres carrés partielles, les variables ont également été standardisées (soustraction de la moyenne et division par l'écart-type). En procédant ainsi, la pondération des différentes variables dans les analyses était égale et ne dépendait pas des unités de celles-ci.

### 2.5.1.3 Corrélations

Pour toutes les variables physico-chimiques, une matrice de corrélation de Pearson de 24 variables d'intérêt a été calculée à l'aide de la fonction *cor* du progiciel *stats*. Les corrélations ont été calculées sur les variables transformées et chaque paire d'observations complètes a été considérée lors des calculs. Une valeur manquante pour une variable n'a donc pas engendré la suppression de l'ensemble de la ligne de données et a permis de maximiser le nombre d'observations lors du calcul des corrélations. Les valeurs de *P* associées à chaque corrélation ont été calculées avec la fonction *corr.test* du progiciel *psych*. Enfin, le visuel de la matrice de corrélation a été généré via la fonction *corrplot* du progiciel *corrplot*.

### 2.5.1.4 Analyses en composantes principales et modèles de prédiction des variables réponses

L'analyse en composantes principales (ACP) a été utilisée afin d'explorer les liens existants entre les variables d'intérêt. La fonction *princomp* du progiciel *stats* a d'abord été utilisée pour calculer les coefficients de saturation entre les variables incluses dans l'ACP, ainsi que chaque composante principale et les scores associés à chacune de ces composantes. Les figures ont été générées avec la fonction *fviz\_pca* et *fviz\_contrib* du progiciel *factoextra* et modifiées en utilisant diverses fonctionnalités graphiques du progiciel *ggplot2*. Dans le cercle de corrélation obtenue, les flèches orientées dans une même direction sont corrélées positivement (plus l'angle entre deux flèches est aigu, plus la corrélation positive est forte; deux flèches superposées correspondent à une corrélation de 1). Des flèches dont l'orientation est opposée sont corrélées négativement (un angle de 180 degrés correspondant à une corrélation de -1). Plus l'angle entre deux flèches s'approche de 90 degrés, moins ces deux variables sont corrélées. La longueur des flèches indique la qualité de la représentation des variables dans l'ACP et correspond au  $\cos^2$ . Un  $\cos^2$  élevé (une flèche dont la pointe s'approche du cercle de corrélation) signifie une bonne représentation de la variable sur les axes principaux (axes 1 et 2). Au contraire, un faible  $\cos^2$  (représenté par une flèche courte dont la pointe est près de l'origine) signifie une mauvaise représentation de cette variable sur les axes principaux et donc, que plus de deux axes de l'ACP sont nécessaires pour représenter les données.

Puisque plusieurs des variables étaient corrélées entre elles, il n'a pas été possible d'utiliser des modèles linéaires conventionnels de la forme  $Y \sim ax + c$  où *y* est la variable réponse alors qu'*a*, *x* et *c* sont les variables explicatives. Pour pallier cette colinéarité, des régressions des moindres carrés partielles (PLSR, *partial least*

square regression) ont été utilisées. Les PLSR ont été effectuées avec la fonction *plsr* du progiciel *pls*, en spécifiant l'argument *validation = LOO* (Leave one out). Cela a permis de procéder à une validation croisée et d'obtenir l'erreur associée à celle-ci. Ensuite, le nombre de composantes minimisant cette erreur a pu être choisi, puis le modèle a été réexécuté en spécifiant le nombre de composantes à considérer de façon explicite.

Par exemple, à la Figure 3, le nombre de composantes minimisant l'erreur de validation croisée est de 4. Le modèle final proposé retient donc les 4 premières composantes calculées par le modèle afin de prédire la variance de la variable réponse d'intérêt.

Afin de quantifier la contribution des variables aux composantes expliquant la variance d'une variable réponse, une méthode de rééchantillonnage (*bootstrapping*) a été utilisée. Les fonctions *regress* et *coef* des progiciels *tidyfit* et *stats* ont été utilisées à cette fin. Le modèle a été exécuté 10 000 fois sur différentes portions des données pour obtenir l'estimation du coefficient moyen de chaque variable incluse dans le modèle, mais également un intervalle de confiance à 95 %. Les variables qui contribuaient significativement aux composantes du modèle expliquant la variance ont alors été déterminées.

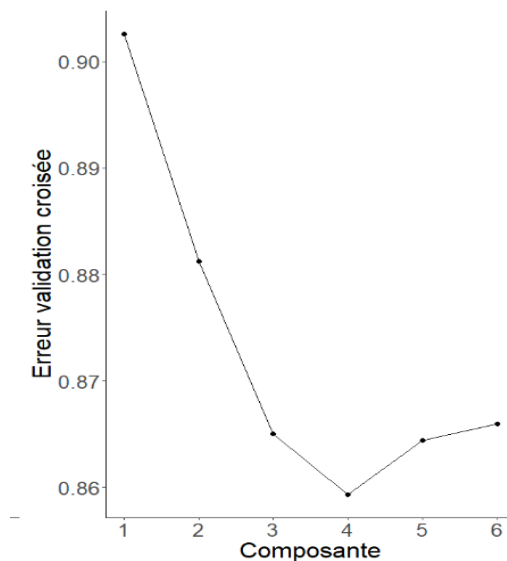


Figure 3. Exemple d'erreur calculée par validations croisées de type *leave one out* (LOO) pour le modèle des régressions des moindres carrés partiels (PLSR).

#### 2.5.1.5 Détermination des seuils de réponse

La détermination des seuils de réponse des indicateurs prédisant le mieux la réponse à l'azote a été effectuée en se basant sur la partition binaire de Cate-Nelson (Cate et Nelson, 1971). Ce test de partition consiste à mettre en relation le rendement relatif (RRel) de la culture et l'indicateur de prédiction de la fertilité N du sol. Le nuage de points obtenu avec les RRel de tous les blocs de tous les essais est ensuite analysé avec la procédure de partition Cate-Nelson. Celle-ci vise à établir un seuil principal de l'indicateur de fertilité de sol testé à partir duquel la culture ne répond plus à la fertilisation. Le nuage de points se retrouve ainsi divisé en quatre quadrants selon un axe vertical correspondant à la valeur critique de l'indicateur de fertilité du sol, et un axe horizontal correspondant au rendement relatif optimal de la partition. Ces axes sont placés de façon à maximiser le nombre de points dans les quadrants des vrais négatifs et positifs, tout en minimisant ceux dans les quadrants des faux négatifs et positifs (Figure 4). Le rendement relatif optimal de la partition correspond théoriquement à un rendement relatif autour de 85 % (Black, 1993; Cate et Nelson, 1971; Nelson et Anderson, 1977; Pellerin et coll., 2006). Lorsque nécessaire, le seuil critique peut être divisé ou multiplié par deux ou par

quatre, selon la procédure de Cope et Rouse (Cope et coll, 1973), afin de délimiter plusieurs classes de fertilité des sols. Lorsque possible, la procédure de Cate-Nelson peut également être utilisée pour déterminer des seuils secondaires permettant de diviser en sous-catégories les sols répondant à la fertilisation.

Afin de s'assurer de la performance des seuils déterminés avec le test de Cate-Nelson, les valeurs du  $P$  de Fisher des partitions ainsi que les mesures de précision, sensibilité et spécificité ont été calculées et maximisées (Parent et coll., 2013):

**Sensitivité** : Probabilité pour qu'une réponse de la culture à la fertilisation soit correctement diagnostiquée dans un sol ayant une caractérisation située en dessous du seuil critique considéré. Ce critère est calculé à partir des nombres d'observations des quadrants (Figure 4) :  $VP/(VP+FN)$ .

**Spécificité** : Probabilité pour qu'une non-réponse de la culture à la fertilisation (plateau de l'augmentation des rendements) soit correctement diagnostiquée dans un sol ayant une caractérisation située au-dessus du seuil critique considéré. Ce critère est calculé à partir des nombres d'observations des quadrants (Figure 4) :  $VN/(VN+FP)$ .

**Précision** : Probabilité pour que la réponse ou la non-réponse de la culture à la fertilisation soit correctement diagnostiquée pour une analyse de sol donnée. Elle est calculée à partir des nombres d'observations des quadrants (Figure 4) :  $(VN+VP)/(VN+FN+VP+FP)$ .

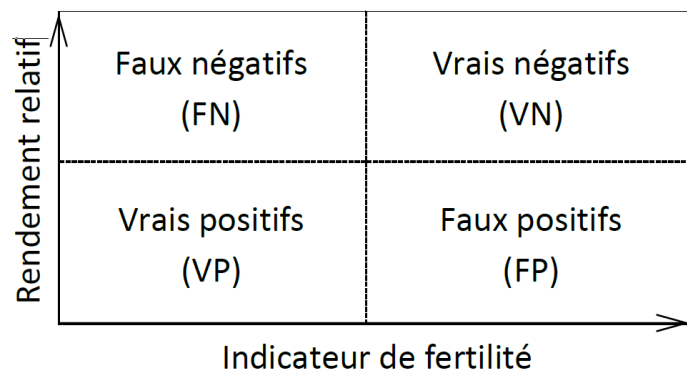


Figure 4. Définition des quadrants d'un test de partition binaire de Cate-Nelson (1971).

### 2.5.2 Volet microbiome

Le traitement bio-informatique des séquences a impliqué différentes stratégies de traitement (Qiime2 (Bolyen et coll. 2018) et R (R Core Team project 2021)) incluant des étapes de validation de la qualité, de filtration par l'approche DADA2 (Callahan et coll. 2016), des bases de références et d'indices de mesure de la richesse microbienne et des mesures de comparaison de la diversité microbienne. La base de référence SILVA version138 (Quast et coll. 2013) a été utilisée pour les analyses de la diversité taxonomique des bactéries et des eucaryotes. La richesse microbienne a été évaluée en déterminant l'indice de Shannon, de Pielou et de Chao1. La composition microbienne a été évaluée en calculant une matrice de distance de Bray & Curtis et en effectuant un positionnement multidimensionnel non-métrique (NMDS). Les fonctions potentielles associées aux séquences variantes d'amplicon (ASV) ont été déterminées via l'outil PICRUST2 (Douglas et coll. 2020) et les gènes impliqués dans le métabolisme de l'azote ont été rassemblés selon les modules fonctionnels associés à la nitrification, la dénitrification, la fixation d'azote, l'assimilation et la dissimilation de la réduction des nitrates. De plus, une PERMANOVA "One Way" des réponses UniFrac a été utilisée pour déterminer les tests statistiques pseudo-F (999 permutations).

### 3 RÉSULTATS ET DISCUSSION

#### 3.1 CARACTÉRISATION PHYSICO-CHIMIQUE ET MICROBIOLOGIQUE DES SOLS AU PRINTEMPS

La caractérisation physico-chimique des sols de printemps pour chacune des années d'essais (2018, 2019 et 2021) est disponible aux Tableau 5, Tableau 6 et Tableau 7. Dû à différents aléas, plusieurs variables du test de santé globale de Cornell n'ont pas pu être mesurées sur les sols de la saison 2018. De ce fait, une année supplémentaire a été ajoutée au projet pour cumuler au moins 2 ans de données avec les variables de Cornell. De même, il n'a pas été possible de réaliser les analyses de diversité microbienne sur les sites de la 3<sup>e</sup> saison. Les données de rendement et de nutrition étant disponibles sur les 3 saisons, il demeure cependant que les variables de ces tests ont pu être analysées en fonction de ces paramètres sur 2 saisons.

Les textures de sol des sites étaient majoritairement de type loameux, avec quelques sables et argiles. Dans tous les cas, le pH était dans l'intervalle de valeurs souhaitées pour le maïs-grain (5,8-7,0, CRAAQ, 2010), sauf pour les sites 22 et 23 où les valeurs étaient légèrement inférieures (5,4 et 5,6). Fait important pour le projet, les teneurs en MO présentent une grande variabilité, allant de 2,3 à 10,6 %, ainsi que le N total, allant de 1,0 à 5,3 g kg<sup>-1</sup> de sol. Il était en effet important que l'étude comporte des sols possédant une capacité différente de produire du nitrate, ce qui peut être attendu lorsque la MO et le N total diffèrent puisque c'est par minéralisation du N organique que le nitrate est produit. En l'occurrence, il ressort que les variables de santé du sol du test de Haney fluctuent entre les sites. Le C<sub>Org(Haney)</sub> a varié de 39 à 305 mg kg<sup>-1</sup>, le N<sub>Org(Haney)</sub> de 1,3 à 26,0 mg kg<sup>-1</sup> et le NO<sub>3(Haney)</sub> de 2,8 à 37,3 mg kg<sup>-1</sup>. Quant au dégagement de CO<sub>2</sub> (24 h), les teneurs ont aussi différencié entre les sites à chaque année avec des valeurs aussi distinctes que 35 à 113 mg CO<sub>2</sub> kg<sup>-1</sup> de sol.

Pour les variables uniques au test de santé globale de Cornell, le même constat que pour les autres variables a été fait, soit que les teneurs ont fluctué à chaque année en fonction des sites. La variable la plus stable à travers les sites a été la stabilité des agrégats, avec une valeur moyenne de 97,1 % (88,7 à 99,8 %) pour les 2 années où elle a été mesurée (2019 et 2021). Pour le C<sub>actif</sub>, mesuré les trois années, des teneurs allant de 293 à 1 024 ppm ont été mesurées au printemps à travers les sites. Pour le dégagement de CO<sub>2</sub> (4 jours), les valeurs étaient plus élevées que celles de l'incubation de 24 h et comprises entre 84 et 350 mg CO<sub>2</sub> kg<sup>-1</sup>. Enfin pour l'azote potentiellement minéralisable après 7 jours d'incubation (APM), de très faibles valeurs ont été mesurées en 2019 (< 1 mg N g<sup>-1</sup>) et la valeur la plus élevée a été de 5 mg N g<sup>-1</sup> 7 jrs<sup>-1</sup> en 2021.

Tableau 5. Caractérisation physico-chimique et microbiologique des sols de printemps, saison 2018.

Sites	#1	#2	#3	#4	#5	#6	#8	#9
<b>Variabes</b>								
pH <sub>eau</sub>	.	.	.	.	.	.	.	.
Matière organique (%)	.	.	.	.	.	.	.	.
C <sub>tot</sub> (%)	.	.	.	.	.	.	.	.
C <sub>actif</sub> (POXC) ppm	801 <sup>a</sup>	412	685	812	1068	791	409	319
C <sub>org</sub> (Haney) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	305	103	173	186	250	172	196	148
N <sub>tot</sub> (g kg <sup>-1</sup> )	.	.	.	.	.	.	.	.
N <sub>tot</sub> (Haney) (%) <sup>b</sup>	.	.	.	.	.	.	.	.
N <sub>org</sub> (Haney) <sup>2</sup>	23,4	6,1	13,5	12,7	16,1	11,4	12,0	9,6
N-NO <sub>3</sub> (Haney) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	14,5	9,0	6,7	6,8	5,2	7,8	9,7	5,2
N-NH <sub>4</sub> (Haney) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	1,3	1,2	0,9	1,1	1,6	1,1	1,0	0,8
N pot. minéralis (mg N g <sup>-1</sup> 7 jrs <sup>-1</sup> ) (APM)	.	.	.	.	.	.	.	.
C <sub>org</sub> /N-NO <sub>3</sub> (Haney)	21,1	11,5	25,9	28,7	48,2	22,5	20,3	30,7
C <sub>org</sub> /N <sub>org</sub> (Haney)	13,1	16,7	12,9	14,7	15,4	15,0	16,4	15,4
C-CO <sub>2</sub> (24h) (Haney) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	113	35	63	116	176	126	58	55
C-CO <sub>2</sub> (4 jrs) (mg kg <sup>-1</sup> )	252	84	136	231	350	235	159	142
C/N total	.	.	.	.	.	.	.	.
Texture <sup>c*</sup>	L à L-L	L-S	L à L-L	L à L-L	L à L-L	L	A	S
Stabilité des agrégats (%)	.	.	.	.	.	.	.	.
<b>Éléments Mehlich-3 (kg ha<sup>-1</sup>)</b>								
P	.	.	.	.	.	.	.	.
K	.	.	.	.	.	.	.	.
Ca	.	.	.	.	.	.	.	.
Mg	.	.	.	.	.	.	.	.
Al	.	.	.	.	.	.	.	.
P <sub>M3</sub> /Al <sub>M3</sub> (%)	.	.	.	.	.	.	.	.
<b>Écologie microbienne</b>								
Bactéries tot (UA g <sup>-1</sup> sol)	1,27E+10	9,23E+09	8,37E+09	8,36E+09	8,71E+09	9,61E+09	1,19E+10	1,05E+10
Champignons tot (UA g <sup>-1</sup> sol)	1,92E+08	1,23E+08	1,44E+08	1,18E+08	1,37E+08	7,44E+07	3,38E+08	4,66E+08
Bactéries Indice Shannon	6,593	6,605	6,554	6,260	6,433	6,267	6,569	6,707
Eucaryotes Indice Shannon	6,206	5,836	6,193	6,285	6,216	5,598	5,585	5,016

<sup>a</sup> Analyses sur sol base sèche (b.s.) avant implantation de la culture et mise en place des fertilisants. Valeurs moyennes des 3 blocs de chaque site.

<sup>b</sup> Haney et coll. 2012

<sup>c</sup> L-L : Loam limoneux; L-S : Loam sableux; L : Loam; A : Argile lourde; L-S-A : Loam sableux argileux; L-A : Loam argileux. \* Textures théorique références extraites d'Info-sols.ca en absence de mesures de laboratoire disponibles.

Tableau 6. Caractérisation physico-chimique et microbiologique des sols de printemps, saison 2019.

Sites	#10	#11	#12	#13	#14	#15	#16	#17	#18
<b>Variabes</b>									
pH <sub>eau</sub>	6,3 <sup>a</sup>	6,5	6	7,2	7,4	6	6,5	6,6	6,8
Matière organique (%)	5,2	4,9	5,5	5,9	5,2	4,5	5,6	2,3	2,6
C <sub>tot</sub> (%)	2,1	2,0	2,4	2,6	1,9	1,9	2,2	1,3	1,2
C <sub>actif</sub> (POXC) ppm	555	473	642	786	647	468	578	332	293
C <sub>org</sub> (Haney) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	192	110	142	133	139	161	258	115	94
N <sub>tot</sub> (g kg <sup>-1</sup> )	1,9	1,5	1,9	2,0	2,1	1,3	1,8	1,0	1,3
N <sub>tot</sub> (Haney) (%) <sup>b</sup>	22,4	18,7	15,5	17,1	17,1	27,6	18,7	10,0	6,6
N <sub>org</sub> (Haney) <sup>b</sup>	13,8	7,8	9,6	8,7	8,0	8,6	13,3	4,9	3,3
N-NO <sub>3</sub> soluble (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	7,9	10	5,3	7,7	8,8	18	4,5	4,2	2,8
N-NH <sub>4</sub> soluble (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	0,7	0,8	0,6	0,7	0,4	0,9	1,0	0,8	0,5
N <sub>pot. minéralis</sub> (mg N g <sup>-1</sup> 7 jrs <sup>-1</sup> )(APM)	1,9	1,2	1,7	<1	<1	2,8	2,3	1,1	1,5
C <sub>org</sub> /N-NO <sub>3</sub> (Haney)	24,6	11,2	26,9	17,6	16,4	9,3	59,1	27,1	33,2
C <sub>org</sub> /N <sub>org</sub> (Haney)	14,0	14,1	14,6	15,1	17,3	18,7	19,4	23,5	28,4
C-CO <sub>2</sub> (24h) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	97	83	58	99	87	76	62	58	57
C-CO <sub>2</sub> (4 jrs) (mg kg <sup>-1</sup> )	211	166	116	198	186	191	180	104	110
C/N total	11,6	13,3	13,1	12,8	8,9	14,9	12,6	12,3	10,2
Texture <sup>c</sup>	L-L	L-L	L-S	L-S	L	L	A	L-S-A	L-A
Stabilité des agrégats (%)	98,7	97,8	98,4	98,2	97,4	99,1	98,7	98,7	96,2
<b>Éléments Mehlich-3 (kg ha<sup>-1</sup>)</b>									
P	132	230	113	170	69	133	77	90	105
K	236	176	452	94	132	334	845	381	167
Ca	5973	4746	4984	7377	8467	2855	8813	4486	6443
Mg	305	68	489	131	91	255	1655	412	240
Al	845	1470	1032	484	997	1393	1049	694	942
P <sub>M3</sub> /Al <sub>M3</sub> (%)	7,0	7,0	4,9	16,3	3,2	4,3	3,3	5,8	4,9
<b>Écologie microbienne</b>									
Bactéries tot (UA g <sup>-1</sup> sol)	1,28E+10	8,89E+09	8,63E+09	8,20E+09	1,07E+10	9,56E+09	7,89E+09	5,51E+09	1,28E+10
Champignons tot (UA g <sup>-1</sup> sol)	4,73E+07	7,71E+07	6,75E+07	3,20E+07	3,13E+08	7,05E+07	7,78E+07	4,35E+07	4,73E+07
Bactéries Indice Shannon	8,072	8,097	8,041	8,061	7,971	8,249	8,230	8,250	8,072
Eucaryotes Indice Shannon	6,800	6,006	6,239	6,571	5,259	6,733	6,387	6,725	6,800

<sup>a</sup> Analyses sur sol base sèche (b.s.) avant implantation de la culture et mise en place des fertilisants. Valeurs moyennes des 3 blocs de chaque site.

<sup>b</sup> Haney et coll. 2012

<sup>c</sup> L-L : Loam limoneux; L-S : Loam sableux; L : Loam; A: Argile lourde; L-S-A: Loam sableux argileux; L-A : Loam argileux.

Tableau 7. Caractérisation physico-chimiques et microbiologiques des sols de printemps, saison 2021.

Sites	#19	#20	#21	#22	#23	#24	#25	#28	#29	#30
<b>Variables</b>										
pH <sub>eau</sub>	6,8 <sup>a</sup>	7,4	7,4	5,4	5,6	6,2	7,1	5,7	5,9	6,1
Matière organique (%)	5,0	10,6	5,2	3,9	4,0	5,3	5,9	6,4	8,7	7,7
C <sub>tot</sub> (%)	2,9	6,3	3,2	2,0	2,0	2,4	2,6	3,0	4,4	4,0
Cactif (POXC) ppm	814	1204	705	417	459	471	535	482	830	843
C <sub>org</sub> (Haney) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	286	98	39	99	129	73	83	69	60	55
N <sub>tot</sub> (g kg <sup>-1</sup> )	2,3	5,3	2,8	1,4	1,5	2,1	2,3	2,5	3,3	3,2
N <sub>tot</sub> (Haney) (%) <sup>b</sup>	13,9	38,9	26,3	10,7	23,3	17,1	24,1	31,5	54,2	44,5
N <sub>org</sub> (Haney) <sup>b</sup>	9,0	6,4	1,3	4,1	7,2	6,9	8,1	15,0	26,0	12,1
N-NO <sub>3</sub> soluble (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	4,3	31,9	24,8	5,7	15,4	9,6	15,3	17,1	37,3	27,6
N-NH <sub>4</sub> soluble (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	0,6	0,5	0,2	0,9	0,6	0,7	0,7	0,9	0,4	0,1
N <sub>pot. minéralis</sub> (mg N g <sup>-1</sup> 7 jrs <sup>-1</sup> ) APM	0,9	5,0	1,1	1,4	2,7	1,9	3,6	2,8	2,0	2,1
C <sub>org</sub> /N-NO <sub>3</sub> (Haney)	66,4	1,4	1,6	17,5	8,4	7,9	5,7	4,0	1,3	2,0
C <sub>org</sub> /N <sub>org</sub> (Haney)	17,8	14,3	23,5	27,7	18,4	13,3	11,9	6,2	4,6	8,1
C-CO <sub>2</sub> (24h) (mg kg <sup>-1</sup> ) <sup>b</sup>	81	103	51	39	44	46	63	51	37	37
C-CO <sub>2</sub> (4 jrs) (mg kg <sup>-1</sup> )	161	243	119	100	129	100	146	127	109	102
C/N total	12,3	10,2	12,9	12,0	11,4	14,0	13,5	11,5	11,5	11,9
Texture <sup>c</sup>	L-S	L à L-S	L-S	L à L-S	L à L-A	L-A à A	A	L à L-L	L	L à L-L
Stabilité des agrégats (%)	96,7	95,6	88,7	92,7	95,4	99,6	99,8	99,1	97,5	96,8
<b>Éléments Mehlich-3 (kg ha<sup>-1</sup>)</b>										
P	73	60	71	211	81	92	44	148	203	132
K	256	91	76	95	135	269	215	172	103	171
Ca	5980	9628	7161	1306	2323	4696	5141	3201	3793	4715
Mg	546	164	126	32	227	906	1314	428	361	573
Al	680	453	505	1828	1385	986	908	1276	1132	991
P <sub>M3</sub> /Al <sub>M3</sub> (%)	4,7	5,9	6,2	5,2	2,6	4,2	2,1	5,2	8,0	6,0
Saturation K+Mg+Ca (%)	87	100	100	20	39	70	94	47	52	62

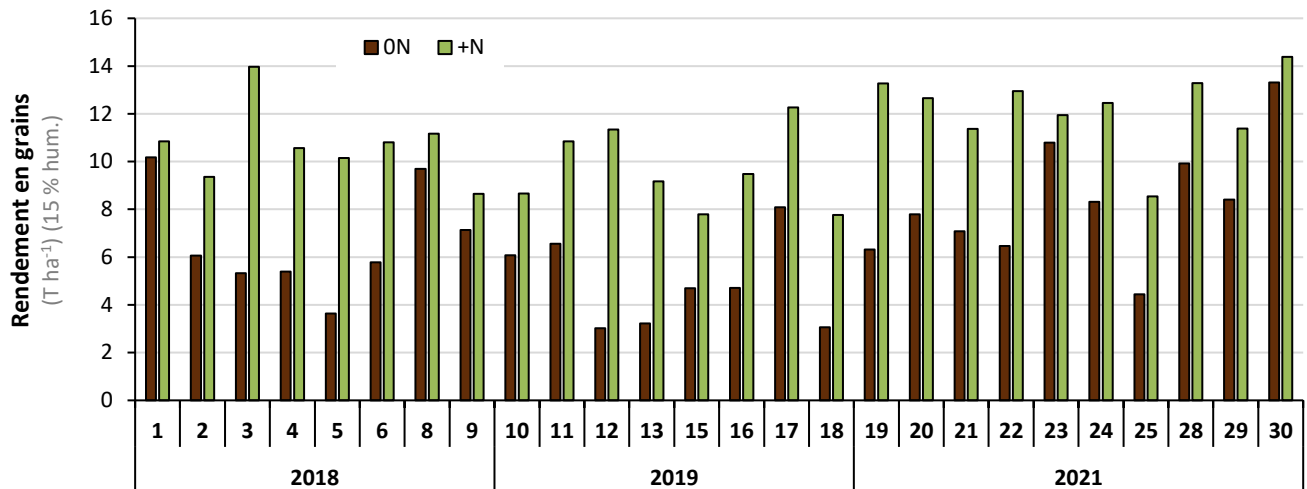
<sup>a</sup> Analyses sur sol base sèche (b.s.) avant implantation de la culture et mise en place des fertilisants. Valeurs moyennes des 3 blocs de chaque site.

<sup>b</sup> Haney et coll. 2012

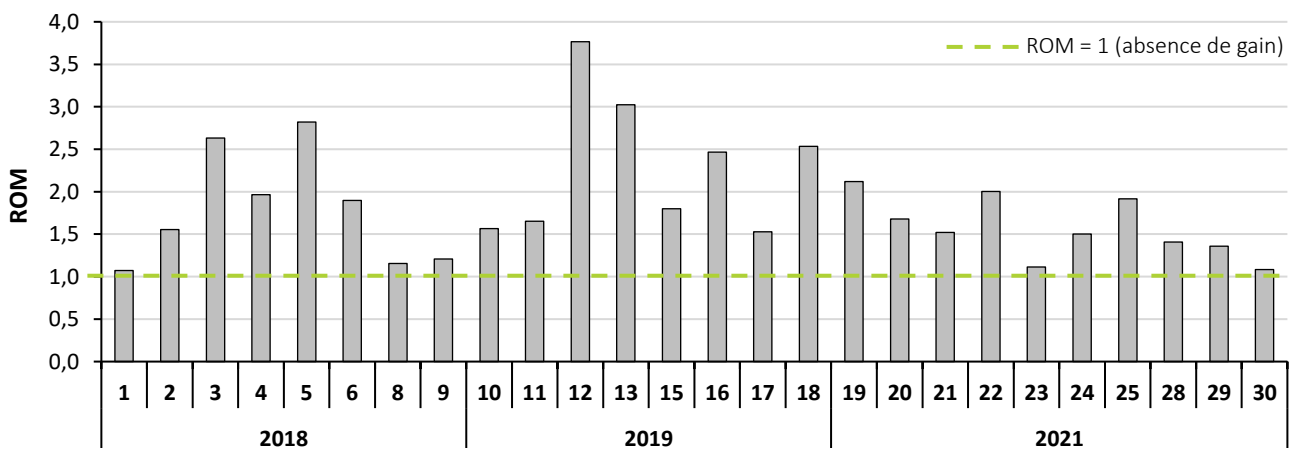
<sup>c</sup> L-L : Loam limoneux; L-S : Loam sableux; L : Loam; A : Argile lourde; L-S-A : Loam sableux argileux; L-A : Loam argileux.

### 3.2 VARIABLES RÉPONSES DE RENDEMENTS ET DE NUTRITION EN AZOTE DU MAÏS-GRAIN

Tel qu'attendu pour cette culture exigeante en N (nitrophile), l'apport de fertilisant azoté à la dose recommandée a haussé les rendements en grains en comparaison du traitement témoin ON+PK (**Figure 5**). Cependant, le rendement obtenu dans les parcelles fertilisées en N et le gain de rendement (ROM) à fertiliser en comparaison du témoin ON, ont tous deux fortement varié en fonction des sites d'études (**Figure 6**). Ainsi, selon les années-sites, le rendement moyen par site des plants fertilisés en N a atteint entre 7,8 et 14,4 T ha<sup>-1</sup> (15 % b.s.) et le ROM (gain à fertiliser en N) a varié de 1,07 à 3,77 (un ROM de 1,10 = gain de 10 %).



**Figure 5. Rendements en grains en fonction de l'apport (+N) ou non (ON) d'azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021.** Moyenne des rendements des blocs par site. Apport de 170 kg N ha<sup>-1</sup>, exceptés les sites 3, 12 et 19 ayant reçu une dose de 200 kg N ha<sup>-1</sup>.



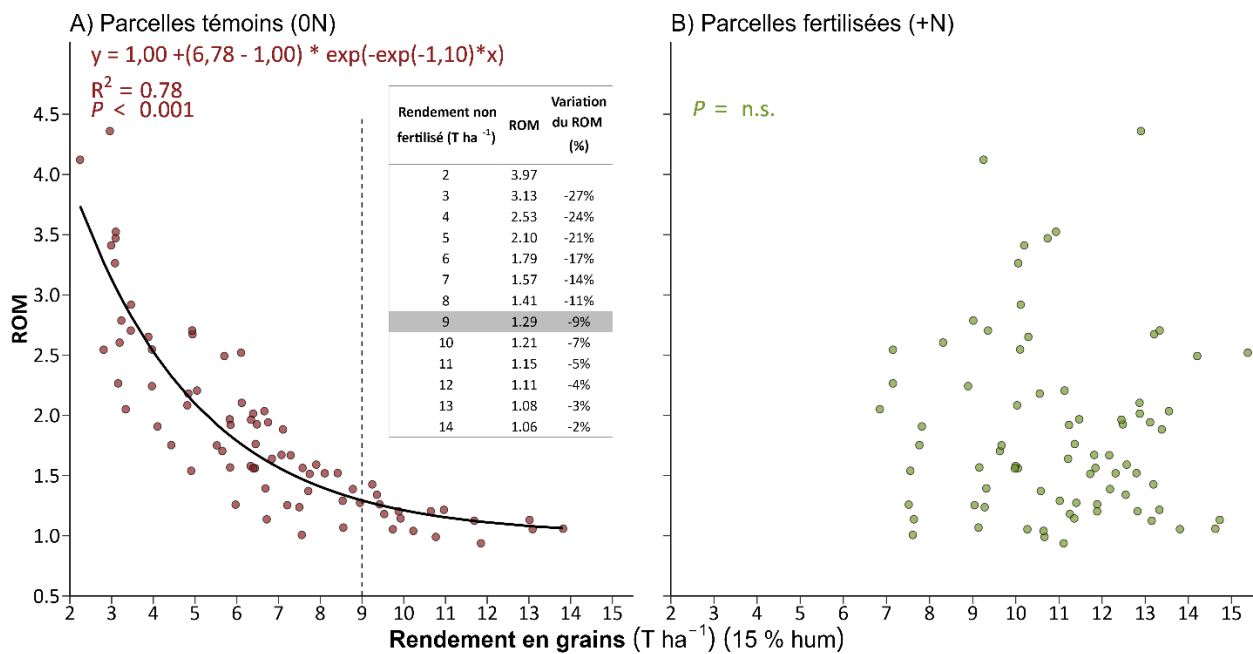
**Figure 6. Rapport de rendement (ROM) en grains par la fertilisation en azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021.** ROM moyen des blocs par site.

Cette variabilité du gain à la fertilisation azotée est connue et se retrouve également, à divers degrés, pour les autres éléments majeurs. Cependant, pour le phosphore (P) et le potassium (K), des indicateurs de sol (indice de saturation en P et  $K_{\text{Mehlich-3}}$ ) sont disponibles à l'intérieur des grilles de référence en fertilisation afin de



déterminer quelle part des besoins doit être comblée par les apports d'engrais. Ceci n'est toutefois pas le cas pour le N pour lequel seul un intervalle de 120-170 kg N ha<sup>-1</sup> existe (CRAAQ 2010), sans indicateur de sol. Les résultats de ce projet viennent toutefois appuyer la pertinence de développer un indicateur de fourniture en N des sols. À défaut de pouvoir réaliser un indice de la précision d'une grille de référence en fertilisation, ce qui demande plusieurs années d'essais et de sites, il peut à tout le moins être envisagé de connaître le niveau de dépendance des sols aux engrais N pour l'atteinte de hauts rendements. Ce faisant, selon que les conditions météorologiques de la saison seront propices à de bons rendements ou non, le conseiller et le producteur pourront évaluer la pertinence de mettre une dose plus proche ou en dessous de la borne inférieure ou équivalente à la borne supérieure de la recommandation azotée actuelle (120-170 kg N ha<sup>-1</sup>, CRAAQ 2010).

Puisque le ROM est le résultat du rendement fertilisé (+N) divisé par le rendement non fertilisé (0N), il est attendu que le ROM soit lié aux valeurs de rendement. Les résultats montrent que ceci est le cas uniquement pour les parcelles non fertilisées (Figure 7A), avec lesquelles il établit une forte relation non linéaire ( $R^2 = 78\%$ ;  $P < 0,001$ ). Ainsi, plus le potentiel de production du site sans apport de N est faible, plus le gain à fertiliser est grand. La relation obtenue à la Figure 7A permet d'établir que sous un potentiel de rendement de 6 T ha<sup>-1</sup>, le gain à fertiliser en N est très élevé (2- 4 fois plus de rendement). À l'opposé, le gain à fertiliser se réduit rapidement à partir du moment où un sol produit sans fertilisation azotée un rendement de 9 T ha<sup>-1</sup> (15 % b.s.). À partir d'un rendement de 11 T ha<sup>-1</sup>, la fertilisation azotée n'apportera qu'un gain de 15 % ou moins de grains produits. Autrement, selon les données de la Figure 7B, le ROM n'est pas lié aux rendements des parcelles fertilisées en N (nuage de points).



**Figure 7. Rapport de rendement (ROM) en fonction du rendement en grains, pour les parcelles non fertilisées en azote et leur relation (A) et pour les parcelles fertilisées (+N) (B).** Les données correspondent aux mesures par bloc de chacun des sites à l'étude.

La part d'engrais N prélevé varie également d'un site à l'autre. En modifiant la croissance, l'apport d'engrais modifie le prélèvement en changeant la biomasse (plus de biomasse = plus de prélèvement). Cependant, il modifie aussi la teneur en N des tissus (teneur plus élevée en N (%) = plus de prélèvement). Ces deux effets se conjuguent et font en sorte que, généralement, les plants fertilisés présentent un prélèvement non seulement

plus élevé de N, mais aussi plus uniforme d'un site à l'autre. Ainsi, le prélèvement total en N (tiges et grains) pour les plants fertilisés (+N) varie de 99 à 239 kg N ha<sup>-1</sup> b.s., pour une moyenne de 176 kg N ha<sup>-1</sup> b.s. (médiane 182 kg N ha<sup>-1</sup> b.s.) (Figure 8), soit une quantité similaire à la dose d'apport recommandée (CRAAQ 2010). Toutefois, à ce prélèvement, il faut enlever la part que le sol peut fournir qui correspond au N total prélevé par les plants non fertilisés (ON). Cette part varie de 27 à 187 kg N ha<sup>-1</sup> b.s. (moy. 92 kg N ha<sup>-1</sup> b.s.; médiane 83 kg N ha<sup>-1</sup> b.s.) (Figure 8). Ainsi, les écarts de prélèvements totaux en N entre les plants ON et +N peuvent être d'aussi peu que de 6 kg N ha<sup>-1</sup> (écart moyen de 83 kg N ha<sup>-1</sup>), malgré l'application d'engrais au taux de 170 à 200 kg N ha<sup>-1</sup>. À l'image des rendements, un rapport de prélèvement peut être calculé (POM). Il en ressort que le gain nutritionnel à fertiliser est très variable, avec des valeurs de POM allant de 1,19 à 3,94 (Figure 9). De plus, ce gain nutritionnel ne se traduit pas nécessairement en gain de productivité, mais plutôt en consommation de luxe. Ainsi, telle qu'illustrée à la Figure 10, la relation entre le rendement et le prélèvement en N est plus faible (R<sup>2</sup> = 44 et 88 %) pour les plants fertilisés que pour les plants non fertilisés, surtout dans les régions moins clémentes (R<sup>2</sup> = 86 et 97 %).

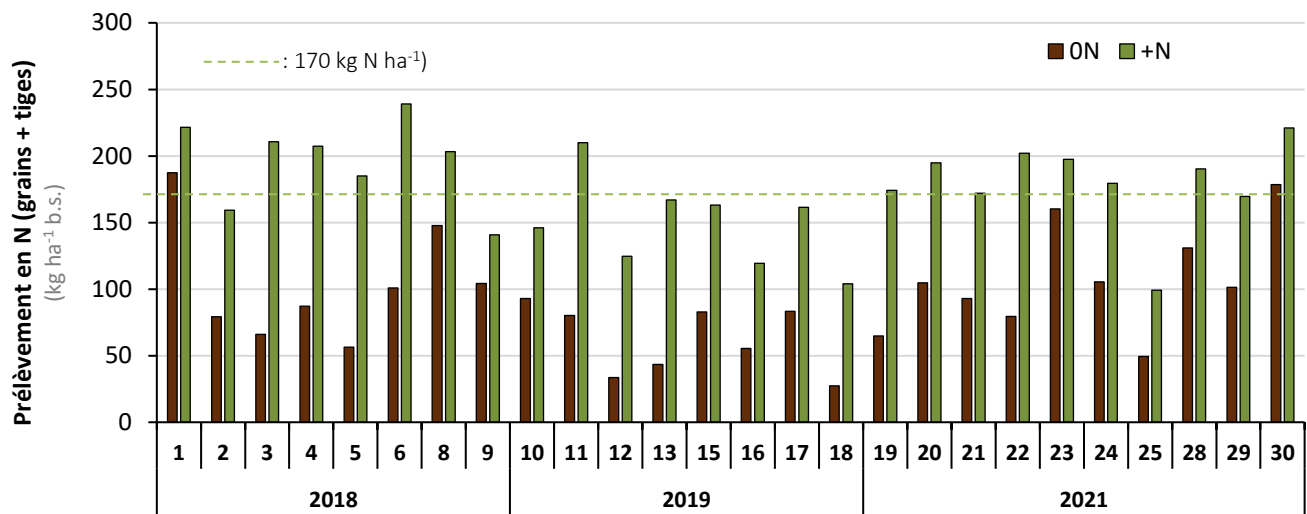


Figure 8. Prélèvement en N total (tiges + grains) des plants en fonction de l'apport (+N) ou non (ON) d'azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021. Prélèvements moyens des blocs par site. Apport de 170 kg N ha<sup>-1</sup>, exceptés les sites 3, 12 et 19 ayant reçu une dose de 200 kg N ha<sup>-1</sup>.

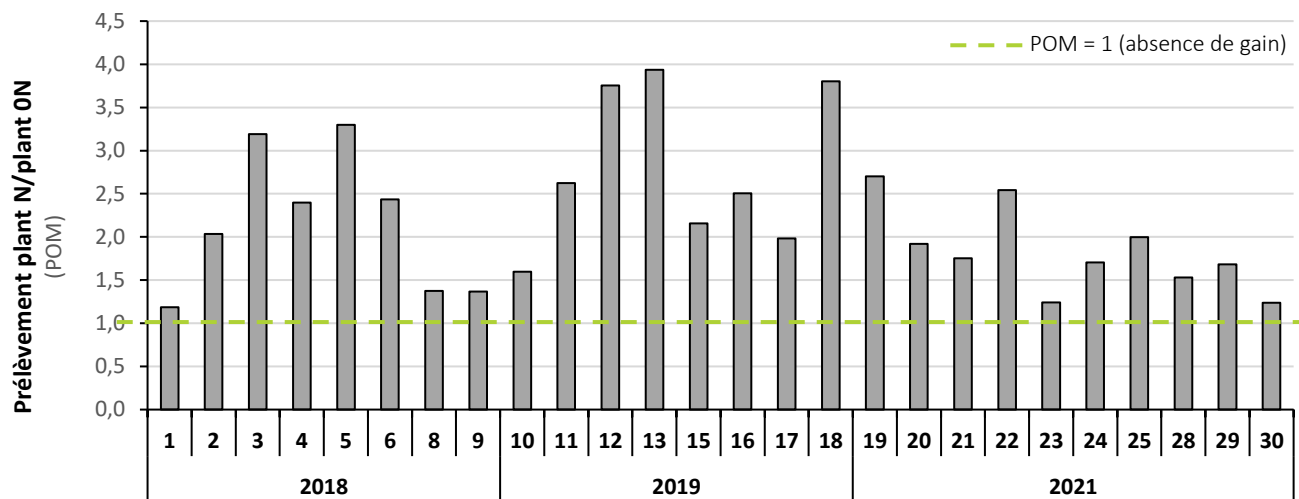


Figure 9. Rapport de prélèvement (POM) total en N du maïs (tiges + grains) par la fertilisation en azote pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021. POM moyen des blocs par site.

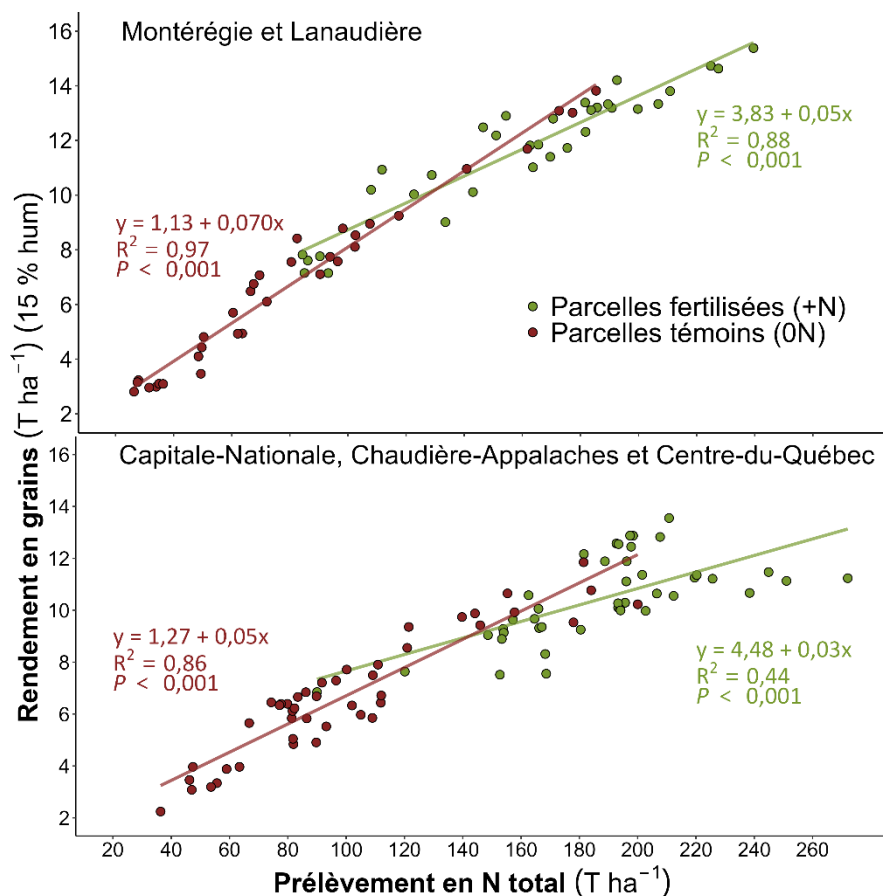


Figure 10. Lien entre le prélèvement total en N (tiges + grains) et le rendement en grains selon la région et la fertilisation azotée, saisons 2018, 2019 et 2021. Les données correspondent aux mesures par blocs de chacun des sites à l'étude.

En résumé, une part importante du N des engrais peut soit rester non prélevée et à risque de perte ou, à partir d'un certain seuil, être prélevée à un niveau qui ne produit pas de gain de rendement supplémentaire. Cette réalité est la mieux illustrée par le calcul du taux d'utilisation apparent du N (TUA) qui diffère du POM, car il tient compte de la dose de N apportée. Dans ce projet, les TUA ont varié de 20 à 81 %, pour une moyenne de 48 % (médiane 46 %) (Figure 11). Ainsi, aussi peu que 20 % du N des engrais peut apparemment être utilisé par la culture, avec une moyenne de  $\approx 1/2$ . Ces TUA sont corroborés par ceux rapportés dans la littérature pour le maïs-grain (Ziahdi et coll. 2007) et autres cultures exigeantes en N, telle la pomme de terre (Landry et Boivin, 2013; Landry et Boivin, 2014) et s'expliquent par deux aspects principaux. D'une part, une proportion élevée du N des engrais peut être perdue par lessivage sous forme de nitrate ( $\text{NO}_3$ ), car cet ion ne se fixe pas aux particules de sol (Gasser et coll. 2002), même lorsque le N est appliqué sous forme d'ammonium ( $\text{NH}_4$ ), puisque celui-ci est le plus souvent rapidement nitrifié en  $\text{NO}_3$ , sauf en présence de surplus d'eau (anoxie) où il peut alors être perdu par volatilisation ( $\text{NH}_3$ ) (Galloway et coll. 2003). C'est pourquoi des valeurs élevées sont recommandées dans les grilles de fertilisation pour les cultures nitrophiles. D'autre part, lorsque des quantités appréciables de N sont fournies par le sol, incidemment, la part utilisée des engrais diminue et cela, d'autant plus que le N est fourni par le sol de façon graduelle par minéralisation du N organique ( $\text{N}_o$ ) (Marchand-Roy et coll. 2016), avec un pic d'activité microbienne qui concorde à des stades de prélèvement accru du N par la culture. Incidemment, ceci diminue le risque de perte en comparaison des apports d'engrais faits en une ou deux fois en quantités importantes, en début de saison, alors que les prélèvements sont faibles, pour des raisons logistiques.

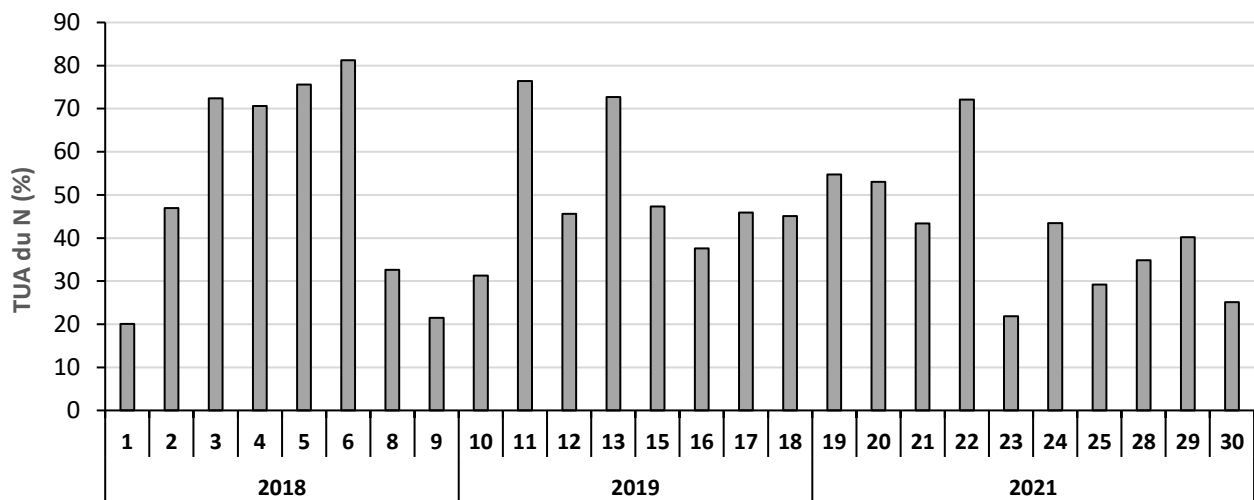
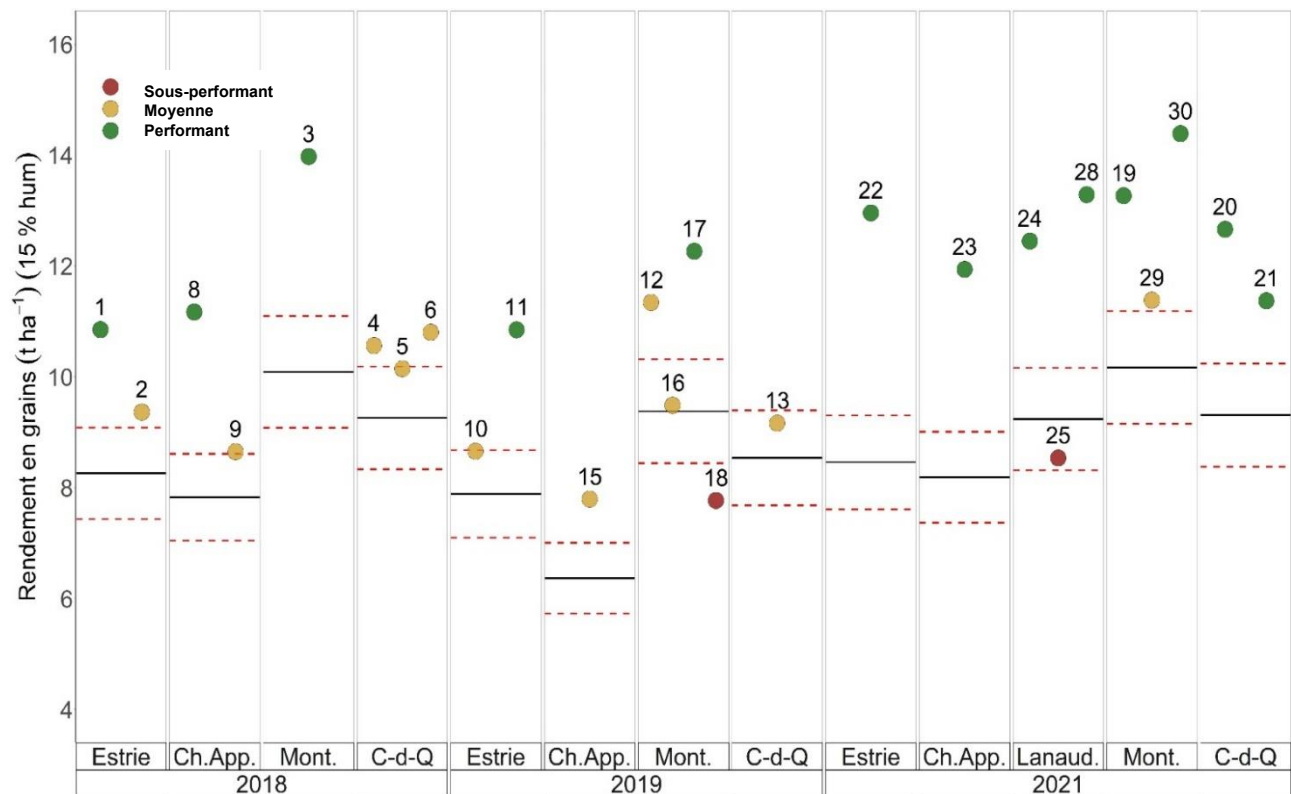


Figure 11. Taux d'utilisation apparent (TUA) de l'azote (N) du maïs-grain pour chacun des sites d'étude, saisons 2018, 2019 et 2021.

Comme dernière variable de rendement, l'écart entre le rendement obtenu pour les plants fertilisés en N à un site et le rendement de référence de cette région pour la même année (ISQ 2023), soit le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$ , est présenté à la Figure 12. Sans préciser la limitation ou l'avantage d'un site pour performer ou sous-performer, cette comparaison a permis de distinguer que pour une même réponse à l'azote (ROM équivalent), des rendements plus ou moins élevés ont été obtenus. Ainsi, le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  réfère davantage à la qualité agronomique du site et non à sa dépendance aux apports de N. À titre d'exemple, le site 22 en Estrie et le site 25 dans Lanaudière en

2021 ont obtenu des ROM similaires de 2,0 et 1,9, respectivement (Figure 6). Toutefois les rendements des parcelles fertilisées du site 22 ont été beaucoup plus élevés qu'au site 25 (12,5 vs. 8,5 T ha<sup>-1</sup>).



**Figure 12. Rendement des parcelles fertilisées (+N) pour chacun des sites d'étude en 2018, 2019 et 2021.** Traits noirs : rendement de référence pour la région-année. Traits pointillés rouges : écart de +/- 10 % du rendement de référence. Sous-performant : sous le rendement de référence; Moyenne: 0 à 2 T ha<sup>-1</sup> de plus que le rendement de référence; Performant : plus de 2 T ha<sup>-1</sup> que le rendement de référence.

L'ensemble de ces résultats sur le ROM, le POM, le TUA du N et le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  soutiennent l'importance (1) non seulement de bâtir et de maintenir une santé des sols, afin que ceux-ci soient en état d'exprimer leur plein potentiel de fourniture selon les conditions météorologiques saisonnières, mais aussi (2) de valoriser au mieux la part de N fournie par le sol en apportant des quantités d'engrais N au plus près de ce qui est requis afin de combler la part restante des besoins. C'est à ce point que ressort la principale problématique à laquelle les producteurs et conseillers du Québec sont exposés, soit qu'ils ne disposent pas d'indicateur permettant de prédire la part à combler de N par la fertilisation. Un tel indicateur serait un outil payant, non seulement en termes environnementaux, mais aussi économiques, puisque les gains de revenus vont de nuls à très élevés pour un même coût d'intrant. Les analyses des sections suivantes de ce rapport se penchent donc sur cet objectif. Sachant le rôle central de l'état de santé des sols sur l'expression de son potentiel azoté, les diverses variables de santé des sols en usage actuellement aux États-Unis et au Canada sont analysées en fonction des variables réponses de rendements et de nutrition afin de dégager des valeurs cibles ou des seuils (indicateurs) permettant une gestion plus optimale des apports azotés sous forme d'engrais.

### 3.3 LIEN ENTRE LES VARIABLES PHYSICO-CHIMIQUES DES SOLS ET LES VARIABLES RÉPONSES

Pour évaluer les liens entre les variables des divers tests à l'étude et les variables réponses (ROM, POM ou  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$ ), des analyses de corrélation et des analyses en composantes principales ont été réalisées. Ces analyses permettent d'identifier les variables les plus susceptibles de conduire à des valeurs références servant d'outils décisionnels aux conseillers. Toutes les variables individuelles mesurées ont été incluses dans la matrice de corrélation sauf l'azote potentiellement minéralisé (APM) étant donné l'absence de mesures en 2018 et que plusieurs valeurs étaient sous le seuil de détection en 2019. Les scores découlant des tests de santé globale (Cornell ou Haney) n'ont également pas été inclus dans la matrice de corrélation. En effet, le laboratoire Environex n'a pas établi de note globale découlant des analyses de santé globale du sol inspiré de Cornell. Pour le test de santé du sol de Haney, les scores obtenus avec l'équation proposée par Strauss et coll. (2015) : Score de santé du sol =  $(\text{CO}_2(24\text{h}) / (\text{C}_{\text{Org-Haney}} / \text{N}_{\text{Org-Haney}})) \times (\text{C}_{\text{Org-Haney}} / 100) \times (\text{N}_{\text{Org-Haney}} / 10)$  ou Haney et coll. (2018) : Score de santé du sol =  $(\text{CO}_2(24\text{h}) / 10) \times (\text{C}_{\text{Org-Haney}} / 100) \times (\text{N}_{\text{Org-Haney}} / 10)$  ou celle utilisée par le laboratoire Ward (2019) : Score santé du sol =  $(\text{CO}_2(24\text{h}) / 10) + (\text{C}_{\text{Org-Haney}} / 50) + (\text{N}_{\text{Org-Haney}} / 10)$  n'ont pas montré de corrélation potentielle avec les variables réponses lors d'analyses exploratoires (données non montrées), alors il a été décidé de les exclure du jeu de données.

#### 3.3.1 Analyses de corrélations

La matrice de corrélations de la Figure 13 affiche les relations existantes entre les 24 variables d'intérêt pour les années 2018-2021 et les variables réponses (ROM, POM ou  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$ ). De toutes les variables, le  $\text{NO}_3\text{-Haney}$  est la mieux corrélée au ROM ( $R^2 = -50^{***}$ ), considérée comme la principale variable d'intérêt exprimant la réponse de la culture aux apports de N. Le  $\text{NO}_3\text{-Haney}$  est par ailleurs fortement corrélé au  $\text{C}_{\text{total}}$  ( $R^2 = 74^{***}$ ), au  $\text{N}_{\text{total}}$  ( $R^2 = 69^{***}$ ) et au contenu en matière organique (MO) ( $R^2 = 68^{***}$ ). Il est également négativement corrélé au  $\text{C}_{\text{Org-Haney}}$  ( $R^2 = -55^{***}$ ) ce qui permet de combiner ces deux mesures dans le rapport  $\text{C}_{\text{Org}}/\text{NO}_3\text{-Haney}$  présentant un taux de corrélation avec le ROM de  $R^2 = 44^{***}$ . Ces relations concordent avec le fait que le cycle du N minéral est étroitement lié à celui du C organique, et donc de la MO, et que l'équilibre entre l'immobilisation du nitrate (C/N plus élevé) ou sa production (C/N plus faible) par les microorganismes du sol (MOG) dépend du ratio C/N. Dans les sols, le nitrate est en effet obtenu par minéralisation du N organique contenu dans la MO par les MOG dont le C organique labile est la principale source d'énergie. D'ailleurs, il apparaît que le  $\text{C}_{\text{Org-Haney}}$  est lié positivement au  $\text{N}_{\text{Org-Haney}}$  ( $R^2 = 53^{***}$ ), au  $\text{NH}_4\text{-Haney}$  ( $R^2 = 65^{***}$ ) et au dégagement de  $\text{CO}_2$  (24h et 4 jours) ( $R^2 = 62^{***}$  et  $63^{***}$ ). Ceci reflète le fait que puisque le  $\text{C}_{\text{Org-Haney}}$  (C labile) est la source première d'énergie (nourriture) des MOG, une plus grande réserve d'énergie peut soutenir une respiration microbienne (dégagement de  $\text{CO}_2$ ) accrue et de ce fait un taux de minéralisation du  $\text{N}_{\text{Org}}$  en  $\text{NH}_4$  plus élevé, d'où le lien fort entre le  $\text{C}_{\text{Org-Haney}}$  et le  $\text{NH}_4\text{-Haney}$  ( $R^2 = 65^{***}$ ) (Haney et coll. 2018). Enfin, il existe une relation inverse entre les contenus en  $\text{NO}_3\text{-Haney}$  et en  $\text{NH}_4\text{-Haney}$  ( $R^2 = -43^{***}$ ), ce qui concorde avec le fait que, dans les sols, le  $\text{NH}_4$  est rapidement nitrifié en  $\text{NO}_3$  dans les conditions usuelles. En résumé, il apparaît que les variables du test de Haney mesurées au printemps reflètent bien le potentiel de minéralisation du  $\text{N}_{\text{Org}}$  en  $\text{NH}_4$ , via l'activation des MOG du sol, par la suite rapidement nitrifié en  $\text{NO}_3$ . De toutes ces variables, c'est donc le produit final, la concentration en  $\text{NO}_3\text{-Haney}$  qui tend à prédire le mieux les besoins en N externe.

Les variables du test de Cornell apparaissent donc moins performantes que celles de Haney pour analyser la fourniture en nitrate par minéralisation du N organique dans les sols et donc estimer l'ampleur du ROM. En effet, le  $\text{C}_{\text{Org-Haney}}$  (extrait à l'eau) est mieux corrélé que le  $\text{C}_{\text{actif}}$  (extrait au permanganate) aux respirations

microbiennes (dégagement de CO<sub>2</sub>), tant de 24h (R<sup>2</sup> = 62\*\*\* vs 48\*\*\*) que de 4 jours (R<sup>2</sup> = 63\*\*\* vs 55\*\*\*), bien que les deux restent liés à l'activité microbienne, tel que rapporté par le Cornell Institute (Moebius-Clune et coll., 2016). L'extractif utilisé dans le cas du C<sub>actif</sub>, le permanganate de potassium, qui a extrait dans cette étude de 2 à 25 fois plus de C labile que l'eau (moy. 6 fois plus), explique probablement la moindre sensibilité du C<sub>actif</sub> qui demande de plus grande différence pour ressortir changer significativement. Dans cette étude, le C<sub>org-Haney</sub> représente seulement 0,1 à 1,2 % du C<sub>total</sub> en comparaison de 1,5 à 4,2 % pour le C<sub>actif</sub>. Le C<sub>actif</sub> est d'ailleurs davantage corrélé au N<sub>total</sub> (R<sup>2</sup> de 84\*\*\* vs -39\*\*), au C<sub>total</sub> (R<sup>2</sup> de 87\*\*\* vs -35\*\*) et à la MO (R<sup>2</sup> de 86\*\*\* vs n.s.) que le C<sub>org-Haney</sub> avec lequel il n'est d'ailleurs pas lié.

Cela dit, les variables du test de Cornell semblent les mieux reliées à la variable réponse ΔRend<sub>ref</sub>, davantage associée au potentiel de productivité (qualité agronomique) d'un site qu'à la réponse aux apports d'engrais N. Le ΔRend<sub>ref</sub> est ainsi corrélé à des variables différentes de celles du ROM, soit celles davantage liées à la qualité inhérente du site. En effet, le pourcentage d'argile (R<sup>2</sup>=-39\*\*), le pH (R<sup>2</sup>=-39\*\*) et dans une moindre mesure la stabilité des agrégats (R<sup>2</sup>=-28\*) sont ressortis liés significativement au ΔRend<sub>ref</sub>. La corrélation négative entre le ΔRend<sub>ref</sub> et la stabilité des agrégats est inverse à ce qui peut être attendu. Dans cette étude, cela s'explique toutefois par la spécificité du jeu de données pour lequel de meilleurs ΔRend<sub>ref</sub> ont été mesurés dans les sols de textures moins riches en argiles, alors qu'il est reconnu que les sols argileux forment davantage d'agrégats que les sols plus légers, tel que les analyses le démontrent avec une corrélation argile vs agrégats de R<sup>2</sup> = 47\*\*\*, en comparaison d'un lien sable vs agrégats de R<sup>2</sup> = -36\*\*. Avec un jeu de données plus grand, s'il avait été possible d'établir des corrélations par groupe de textures, il est probable qu'une meilleure stabilité des agrégats aurait favorisé un ΔRend<sub>ref</sub> plus élevé. En ce qui a trait au pourcentage de limon, il est la seule variable de texture étant ressortie très significativement corrélée au ROM (R<sup>2</sup> = -49\*\*\*) et sans lien avec le ΔRend<sub>ref</sub>.





### 3.3.2.1 Analyses en composantes principales et PLSR : variables du test de Haney sur 3 saisons

La variation des données qui sont davantage spécifiques aux variables du test de Haney s'explique à 45,3 % et 21,6%, respectivement, par les deux composantes principales CP\_1 et CP\_2 (histogrammes bleus) (Figure 14). L'analyse révèle que certaines variables du test de Haney sont plus performantes que d'autres à expliquer ces CP. Ainsi, les variables contribuant le plus (> 11 %) à la CP\_1 sont le ratio  $C_{Org}/NO_{3-Haney}$ , le  $NO_{3-Haney}$  et le  $C_{Org-Haney}$ . Les variables contribuant le plus à la CP\_2 sont le  $N_{Org-Haney}$ , le  $C_{Org}/NO_{3-Haney}$ , le  $CO_{2-24hrs}$  et dans une moindre mesure le  $C_{Org-Haney}$ . Ainsi, le ratio  $C_{Org}/NO_{3-Haney}$  semble une variable particulièrement intéressante au regard du ROM, occupant une des 2 premières positions tant pour la CP\_1 que la CP\_2. Elle est d'ailleurs un des vecteurs les plus liés au ROM, juste après le  $NO_{3-Haney}$  qui occupe toute de même le 2<sup>e</sup> rang dans la CP\_1 (plus les vecteurs sont dans un même plan, plus ils sont liés). Les mesures de respiration apparaissent donc moins explicatives qu'anticipées vu le rôle central des MOG dans la minéralisation du N organique.

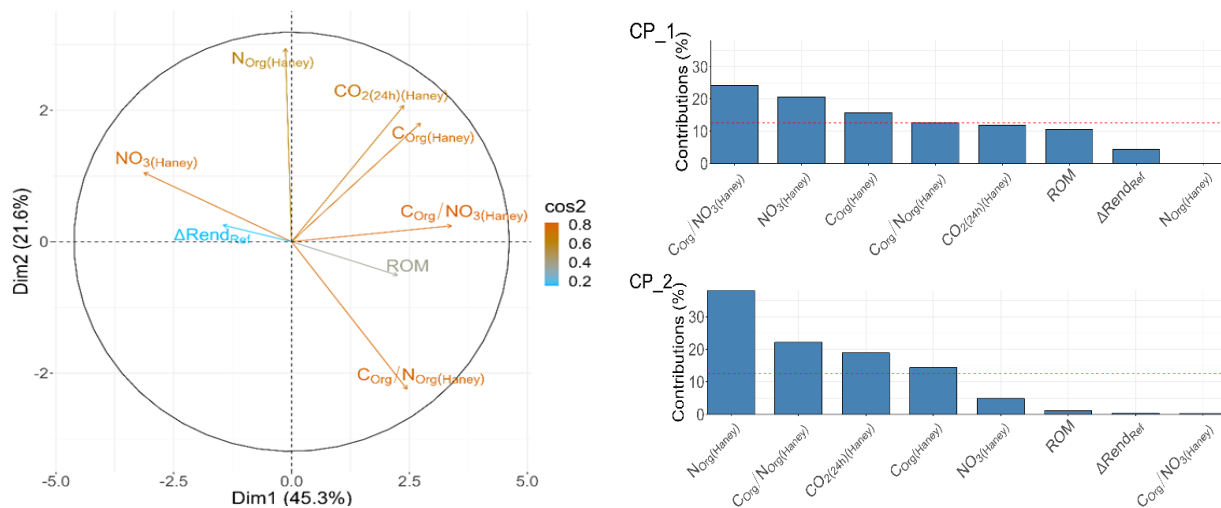


Figure 14. Analyse en composantes principales 1(ACP\_1) des variables du test de Haney des saisons 2018, 2019 et 2021 et contribution des vecteurs aux deux composantes principales (CP\_1 et CP\_2). Ligne pointillée rouge : Contribution moyenne si chaque variable contribuait de façon égale. Les variables dont la contribution est supérieure à ce seuil (11 %) sont considérées comme importantes pour expliquer la composante.

Les PLSR ont par la suite permis de cibler spécifiquement le/les variables permettant de prédire le mieux la réponse aux ajouts de N (ROM). Pour ce faire, il n'a pas été possible d'utiliser un modèle linéaire conventionnel de la forme  $y = ax + b$  car plusieurs des variables étaient corrélées entre elles (section 2.5). Le modèle soumis à la PLSR (Figure 15) permettant d'inclure toutes les variables Haney de l'ACP\_1 a donc été de type :

$$ROM = C_{Org-Haney} + N_{Org-Haney} + C/N_{Org-Haney} + C_{Org}/NO_{3-Haney} + CO_{2-24hrs-Haney} + NO_{3-Haney}.$$

En résultat, le nombre de composantes minimisant l'erreur de validation croisée associé à ce modèle était de 4 et il a permis d'expliquer environ 34 % de la variance du ROM. Par la suite, l'estimation du coefficient moyen de chaque variable du modèle a été calculé par la méthode de rééchantillonnage *bootstrapping*, ainsi que l'intervalle de confiance à 95 %, tel que présenté à la Figure 15. Mis à part le  $N_{Org-Haney}$ , toutes les variables du modèle ont contribué significativement à expliquer la variation du ROM. Cependant, plus l'intervalle de confiance s'éloigne d'un coefficient de 0, plus l'effet significatif est fort et selon ce modèle c'est le  $NO_{3-Haney}$  qui est ressorti le plus significatif.

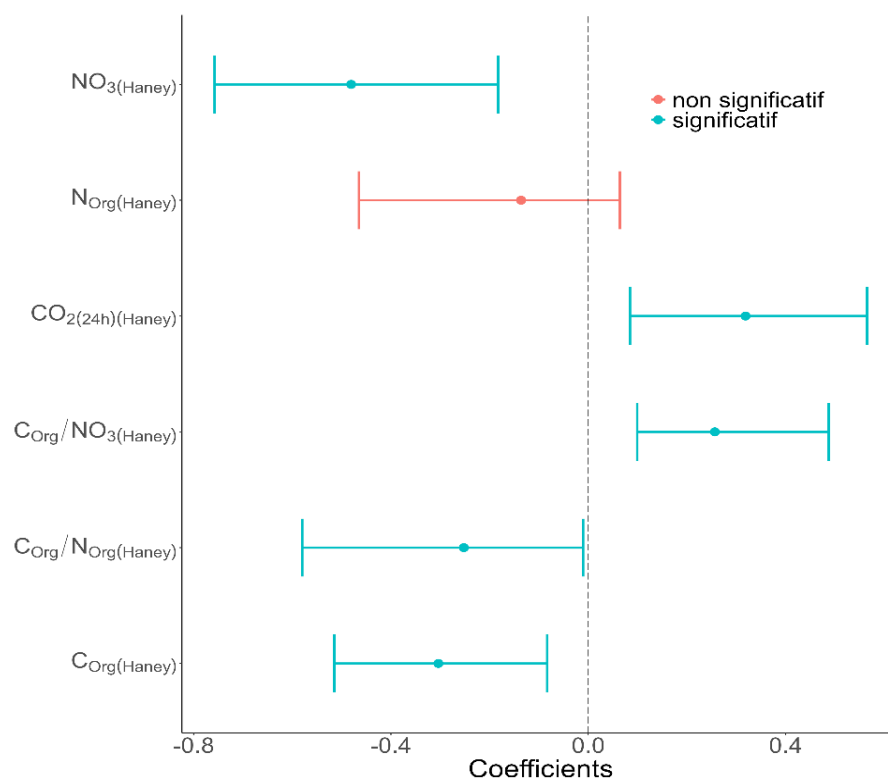


Figure 15. Coefficients moyens et leur intervalle de confiance estimés par rééchantillonnage pour 10 000 itérations du modèle PLSR pour les indicateurs du test de Haney avec la variable réponse ROM.  $ROM = C_{\text{Org.Haney}} + N_{\text{Org.Haney}} + C/N_{\text{Org.Haney}} + C_{\text{Org}}/NO_3\text{-Haney} + CO_2\text{-}24\text{hrs-Haney} + NO_3\text{-Haney}$ ), considérant 4 composantes avec  $n = 73$ .

### 3.3.3 Analyses en composantes principales et PLSR : variables du test de Haney et Cornell sur 2 saisons

La deuxième ACP (ACP\_2) qui combine les variables des tests de Haney et de Cornell, mais uniquement sur deux saisons, permet de constater que les variables Haney liées au ROM dans l'ACP\_1 (Figure 14) demeurent liées au ROM dans l'ACP\_2 et dans les mêmes dimensions, malgré l'ajout d'autres variables (Figure 16). Cela confirme l'importance du  $NO_3\text{-Haney}$  et du  $C_{\text{Org}}/NO_3\text{-Haney}$  dans l'expression du ROM. À cela s'ajoute le taux (%) de limon qui est négativement lié au ROM (flèche en sens inverse). La première composante (CP\_1), dans laquelle le ROM occupe une place plus importante que le  $\Delta Rend_{\text{ref}}$ , et qui explique 34,8 % de la variance, comprend donc surtout les variables de Haney, avec comme quatre premières variables le ratio  $C_{\text{Org}}/N_{\text{Org-Haney}}$ , le  $NO_3\text{-Haney}$ , le  $C_{\text{Org}}/NO_3\text{-Haney}$  et la MO. La deuxième composante (CP\_2), dans laquelle le  $\Delta Rend_{\text{ref}}$  occupe une place plus importante que le ROM, explique quant à elle 16,7 % de la variance et s'oriente davantage sur l'axe vertical de l'ACP. Elle est donc moins liée aux variables de Haney et comprend surtout des variables du test de Cornell. Les trois premières variables (outre la variable réponse  $\Delta Rend_{\text{ref}}$ ) qui contribuent le plus à cette composante sont donc des paramètres physiques non considérés par le test de Haney, soit les agrégats, le taux (%) d'argile et le taux (%) de sable (

Figure 16). Il s'avère donc que les indicateurs du test de Haney sont davantage dans le même axe que le ROM, et donc liés à la réponse aux apports de N, alors que les indicateurs physiques de Cornell sont davantage dans l'axe du  $\Delta Rend_{\text{ref}}$  (Figure 16) et donc liés au potentiel de rendement du site (qualité) lui-même.

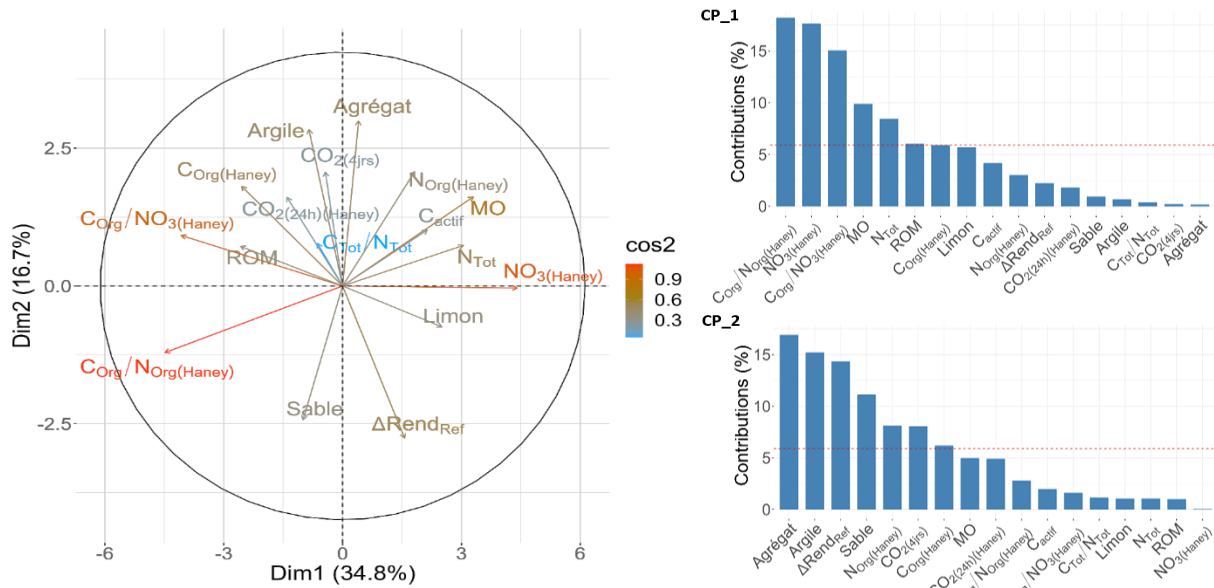


Figure 16. Analyse en composantes principales (ACP\_2) des indicateurs du test de Haney et de Cornell des saisons 2019 et 2021 et contribution des indicateurs aux deux composantes principales (CP\_1 et CP\_2). Ligne pointillée rouge : Contribution moyenne si chaque variable contribuait de façon égale. Les variables dont la contribution est supérieure à ce seuil (5.8 %) sont considérées comme importantes pour expliquer la composante.

Tel que pour l'ACP\_1 (Figure 14), une analyse PLSR a été réalisée afin de cibler les indicateurs les plus performants de chaque modèle. Dans un premier temps, basé sur l'ACP\_2 (

Figure 16), il a été décidé de retester les variables Haney en ajoutant au modèle explicatif du ROM la variable limon (%). Ce modèle comprenait donc les sept variables suivantes :

$$\text{ROM} = \text{Limon} + \text{C}_{\text{Org-Haney}} + \text{N}_{\text{Org-Haney}} + \text{C}/\text{N}_{\text{Org-Haney}} + \text{C}_{\text{Org}}/\text{NO}_{3\text{-Haney}} + \text{CO}_{2\text{-}24\text{hrs-Haney}} + \text{NO}_{3\text{-Haney}}.$$

Il considérait 3 composantes qui ont permis d'expliquer environ 40 % de la variance du ROM. Il est intéressant de comparer la force des coefficients et leur significativité entre le premier modèle n'incluant pas le limon (Figure 15), mais considérant les 3 années du projet, en opposition à ce deuxième modèle qui considère l'effet du limon, mais seulement deux saisons (2018 absente) (Figure 17 17). Ainsi, ce 2<sup>ème</sup> modèle explique davantage de variance que le premier, soit 40 % au lieu de 34 % (Figure 15). Ceci suggère qu'un indicateur de réponse au N basé sur des variables du test de santé des sols de Haney devrait peut-être considérer la texture. À cet effet, Gauthier et coll. (2023) qui ont analysé 15 indicateurs de santé des sols (physiques, chimiques et biologiques) de Cornell sur 1 166 échantillons de sol de textures fines à grossières de zones agricoles du Québec rapportent que 12 indicateurs étaient influencés de manière significative par la texture du sol et nécessitaient des fonctions de notation distinctes, dont le C<sub>actif</sub> et le N potentiellement minéralisable. Cela dit, les indicateurs qui ressortent significatifs pour expliquer le ROM demeurent le NO<sub>3-Haney</sub> et le ratio C<sub>Org</sub>/NO<sub>3-Haney</sub>. Ainsi, le limon améliore la précision du modèle, mais ne modifie pas les variables le plus intéressantes à considérer. Ces deux indicateurs mesurés au printemps s'avèrent donc très prometteurs pour prédire la variation de la réponse du maïs-grain aux apports de N et il sera visé lors de travaux futurs de couvrir différentes textures afin de pouvoir analyser les variables de Haney selon cette caractéristique physique de sol.

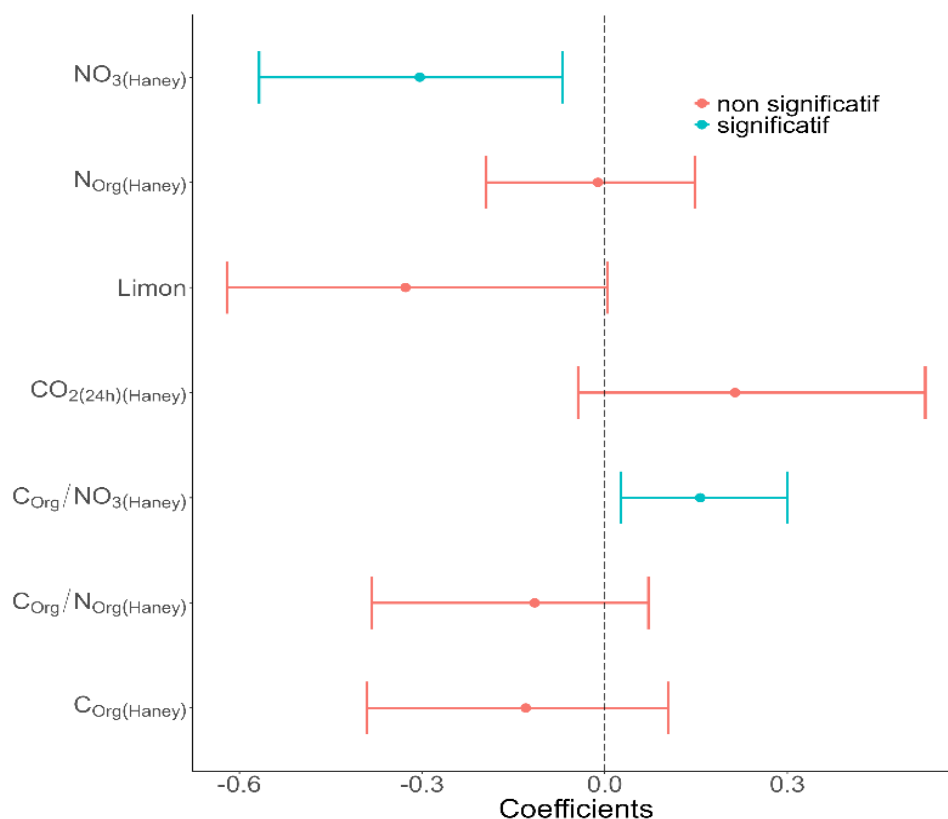


Figure 17. Coefficients moyens et leur intervalle de confiance estimé par rééchantillonnage pour 10 000 itérations du modèle PLSR pour les indicateurs du test de Haney (+ limon) pour la variable réponse ROM. ROM = Limon + C<sub>Org,Haney</sub> + N<sub>Org,Haney</sub> + C/N<sub>Org,Haney</sub> + C<sub>Org</sub>/NO<sub>3,Haney</sub> + CO<sub>2,24hrs-Haney</sub> + NO<sub>3,Haney</sub>, considérant 3 composantes avec n = 49.

Dans un second temps, deux autres PLSR ont été réalisées pour générer des modèles explicatifs soit du  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  ou du ROM avec les indicateurs spécifiques au test de santé globale de Cornell, auxquels s'ajoute le N total. Ce modèle comprenait huit variables :

$$\Delta\text{Rend}_{\text{ref}} \text{ ou ROM} = N_{\text{TOT}} + \text{MO} + \text{Sable} + \text{Argile} + \text{Limon} + \text{Agrégat} + \text{CO}_{2-4\text{jrs}} + C_{\text{actif}} \text{ (Figure 18).}$$

Pour le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  (A), le modèle a permis d'expliquer seulement 22 % de la variation, avec une seule composante et seuls les taux d'argile et le dégagement de CO<sub>2-4jrs</sub> ont obtenu des coefficients significatifs dans la PLSR. C'est donc une composante de texture du sol et dans une moindre mesure la respiration microbienne 4 jours qui expliquaient le plus significativement le potentiel de rendement du site ( $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$ ). Le même modèle appliqué au ROM a quant à lui permis d'expliquer 33 % de la variation du ROM, avec deux composantes. Ici encore, la texture, ou plutôt les taux de sable et de limon et dans une moindre mesure le N<sub>total</sub>, ont montré des coefficients significatifs. Il était attendu que la texture aurait un impact sur les variables réponses, autant le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  que le ROM. La texture modifie plusieurs recommandations de fertilisation (MAPAQ 2023) et certaines textures possèdent un meilleur potentiel agronomique. Tel que cité précédemment, le test de Cornell module d'ailleurs les résultats de notations en fonctions de la texture des sols pour la plupart des indicateurs du test (Gauthier et coll. 2023), au contraire du test de Haney qui ne considère pas la texture des sols dans l'établissement de son score de santé du sol.

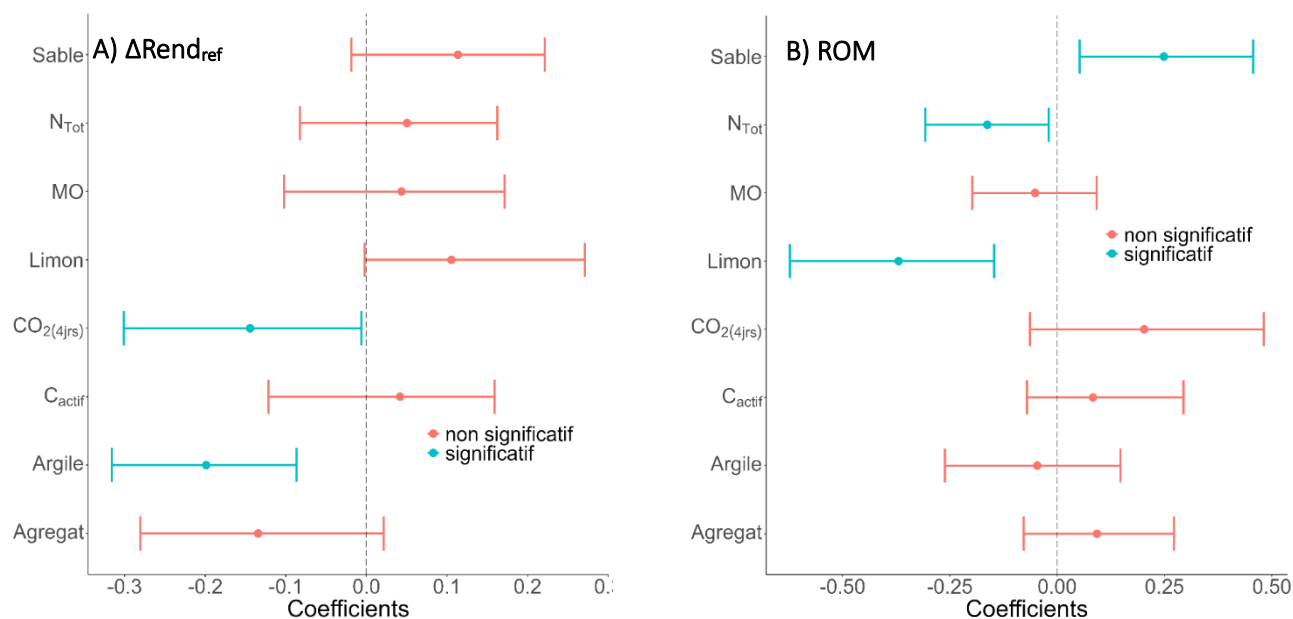
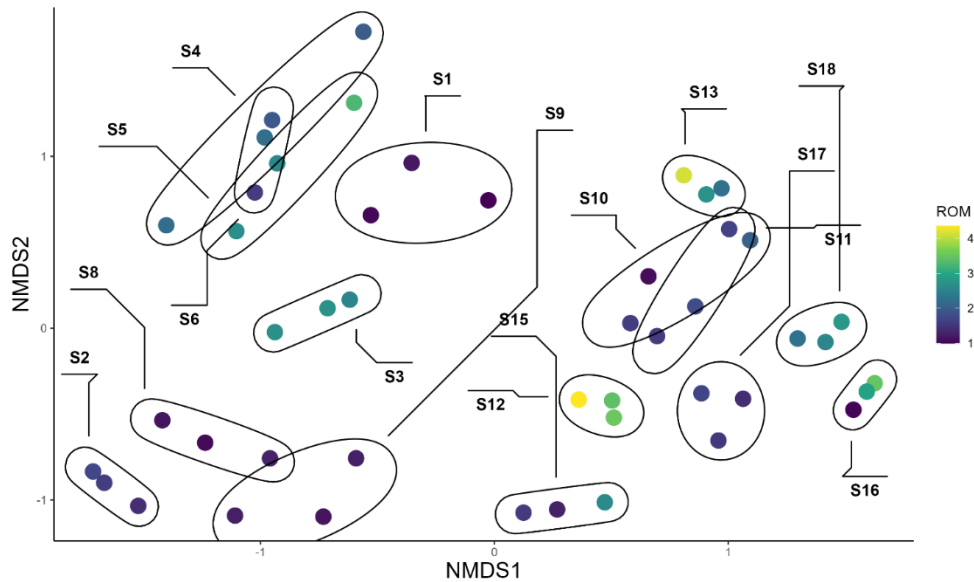


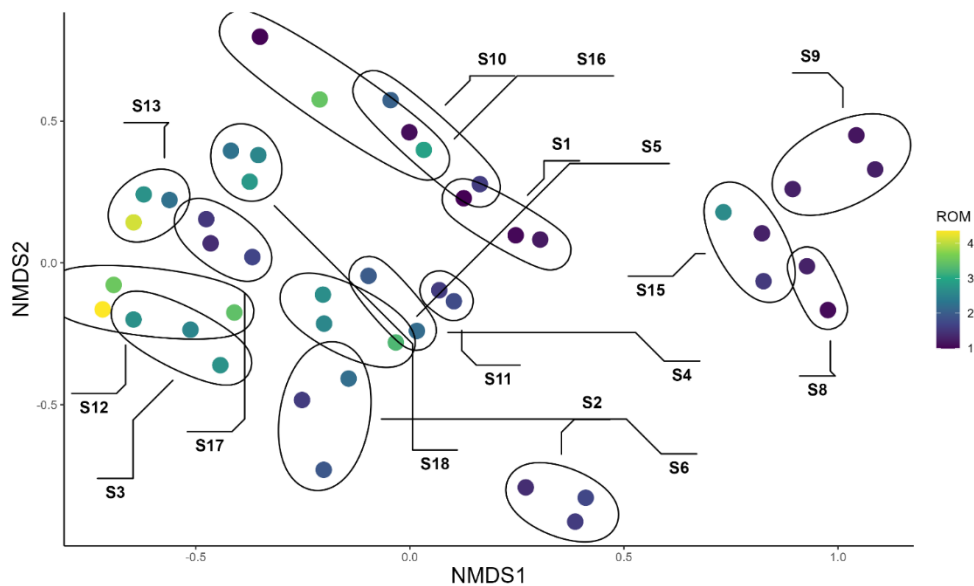
Figure 18. Coefficients moyens et leur intervalle de confiance estimé par rééchantillonnage pour 10 000 itérations du modèle PLSR pour les variables du test de santé global de Cornell avec la variable réponse  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  (A) ou ROM (B). A)  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}} = N_{\text{TOT}} + \text{MO} + \text{Sable} + \text{Argile} + \text{Limon} + \text{Agrégat} + \text{CO}_2_{4\text{jrs}} + C_{\text{actif}}$  considérant 1 composante avec  $n = 49$  et B)  $\text{ROM} = N_{\text{TOT}} + \text{MO} + \text{Sable} + \text{Argile} + \text{Limon} + \text{Agrégat} + \text{CO}_2_{4\text{jrs}} + C_{\text{actif}}$  considérant 2 composantes avec  $n = 49$ .

### 3.4 INDICATEURS MICROBIENS ET VARIABLES RÉPONSES

Les Figure 19 et Figure 20 permettent de comparer la composition des procaryotes et des champignons entre les sites évalués en 2018 et 2019. On observe que les échantillons de chaque groupe se regroupent relativement bien et que les compositions de certains sites peuvent également se regrouper en raison de leur similarité (ex. S4, S5, S6 | S11, S12, S13 et S2, S8, S9 pour les procaryotes, et S4, S5, S6, S11 | S8, S9, S15 | S3, S12, S13, S17 | S1, S10 et S16 pour les eucaryotes).



**Figure 19. Ordination NMDS (Multidimensional Scaling Non-Métrique) pour les procaryotes, basée sur une matrice de dissimilarité entre les échantillons.** Les échantillons qui sont proches les uns des autres ont des profils similaires, tandis que les échantillons éloignés sont plus différents les uns des autres. Les couleurs représentent les valeurs de ROM associées.



**Figure 20. Ordination NMDS (Multidimensional Scaling Non-Métrique) pour les eucaryotes, basée sur une matrice de dissimilarité entre les échantillons.** Les échantillons qui sont proches les uns des autres ont des profils similaires, tandis que les échantillons éloignés sont plus différents les uns des autres. Les couleurs représentent les valeurs de ROM associées.

L'analyse PERMANOVA présentée dans le Tableau 8 permet d'identifier une contribution significative du ROM à la fois pour les compositions des procaryotes (5 %) et pour celles des eucaryotes (6,6 %). Il est à noter que les autres variables testées, telles que le  $\text{NO}_3_{\text{Haney}}$ , le  $\text{C}_{\text{org}}/\text{NO}_3_{\text{Haney}}$ , le  $\text{C}_{\text{actif}}$  et la respiration microbienne, n'expliquent pas de manière significative une partie de la variation de la composition microbienne. L'effet observé au niveau des sites est habituel et peut en partie s'expliquer par la contribution du type de texture du

sol (sites en LOAM, SABLE ou ARGILE), mais les regroupements observés des sites indiquent que d'autres facteurs influencent la composition microbienne, tels que la région de culture et les conditions climatiques.

**Tableau 8. Analyse PERMANOVA présentant la contribution du ROM et des autres facteurs d'intérêt à la variance totale des données de composition microbienne des procaryotes et des eucaryotes.**

	Df	SumOfSqs	Procaryotes			Eucaryotes			
			R <sup>2</sup> a	F	Pr(>F)	SumOfSqs	R <sup>2</sup>	F	Pr(>F)
ROM	1	0,676	0,050	5,619	0,001	0,854	0,066	7,223	0,001
NO <sub>3</sub> _Haney	1	0,143	0,011	1,19	0,197	0,108	0,008	0,917	0,530
Corg/NO <sub>3</sub> _Haney	1	0,102	0,008	0,850	0,667	0,118	0,009	1,001	0,433
CO <sub>2</sub> _4jours	1	0,175	0,013	1,458	0,075	0,153	0,012	1,297	0,158
C <sub>actif</sub>	1	0,160	0,012	1,333	0,118	0,143	0,011	1,209	0,182
ΔRend <sub>ref</sub>	1	0,108	0,008	0,900	0,576	0,132	0,010	1,117	0,291
Site	15	9,037	0,674	5,009	0,001	8,423	0,654	4,754	0,001
Residual	25	3,007	0,224			2,953	0,229		
Total	46	13,408	1			12,884	1,000		

<sup>a</sup> Le R<sup>2</sup> indique la variance totale expliquée par chaque facteur, la valeur F associée à chaque facteur permet d'évaluer la significativité statistique de sa contribution.

La Figure 21 présente les corrélations entre les principales variables associées à la biologie du sol. On retrouve les indices de diversité, les quantités de bactéries et de champignons, ainsi que la respiration microbienne. On observe que les quantités de bactéries et de champignons présentent les plus fortes corrélations (corrélations négative de 0.47 et 0.51 respectivement) avec le ROM. Les indices de diversité présentent des corrélations plus faibles et toutes positives par rapport au ROM. L'indice de diversité de Chao1 pour les eucaryotes est le plus corrélé, avec une corrélation positive de 0.45.



**Figure 21. Matrice de corrélation pour les principaux indices biologiques évalués et le ROM pour les données de 2018 et 2019.** Les chiffres à l'intérieur de chaque case représentent le coefficient de corrélation entre les deux variables correspondantes. Les cases vides correspondent à des corrélations non significatives à un seuil de 0.05. Le nombre d'astérisque indique le seuil de signification de 0.05 (\*), 0.01 (\*\*), ou 0.001 (\*\*\*).

La Figure 22 22 présente les corrélations pour les modules fonctionnels associés au métabolisme de l'azote avec le ROM. Les corrélations obtenues sont faibles et la corrélation maximale est de 0.27 pour le module associé à la nitrification. Il faut noter que les fonctions potentielles déterminées à partir des séquences variantes d'amplicons ne sont pas forcément associées à l'expression de ces fonctions.

Selon le nombre de données disponibles dans ce projet, nous nous sommes limités à des corrélations simples (linéaires), mais des approches de traitement de relations non linéaires pourraient être évaluées.

	Nfixation					
Nfixation	*** 100					
		Nreduction assimilation				
Nreduction assimilation	*** 72	*** 100				
			Nreduction dissimilation			
Nreduction dissimilation	*** 61	*** 95	*** 100			
				Dénitrification		
Dénitrification	*** 59	*** 95	*** 98	*** 100		
					Nitrification	
Nitrification	* 31	*** 55	*** 69	*** 71	*** 100	
						Nitrification comammox
Nitrification comammox	*** 52	*** 86	*** 94	*** 96	*** 86	*** 100
						ROM
ROM						*** 100

**Figure 22. Matrice de corrélation pour les modules fonctionnels associés au métabolisme de l'azote et le ROM pour les années 2018 et 2019.** Les chiffres à l'intérieur de chaque case représentent le coefficient de corrélation entre les deux variables correspondantes. Les cases vides correspondent à des corrélations non significatives à un seuil de 0.05. Le nombre d'astérisque indique le seuil de signification de 0.05 (\*), 0.01 (\*\*), ou 0.001 (\*\*\*)

### 3.4.1 Analyse en composante principale des analyses du microbiome de sols avec les apports de N

La Figure 23 regroupe les principales variables sélectionnées pour les variables biologiques (quantités, indices de diversité, modules fonctionnels) ainsi que pour les variables associées aux tests de Haney. On observe que les quantités de bactéries et de champignons sont associées à la variable NO<sub>3</sub>-Haney et sont plus élevées lorsque le ROM est faible. Dans le cadre de ce projet, un ROM faible représente l'effet recherché (peu de réponse aux engrais N). Ces trois variables pourraient donc être indicatrices de la réponse à l'azote d'un sol dans un contexte de culture de maïs.

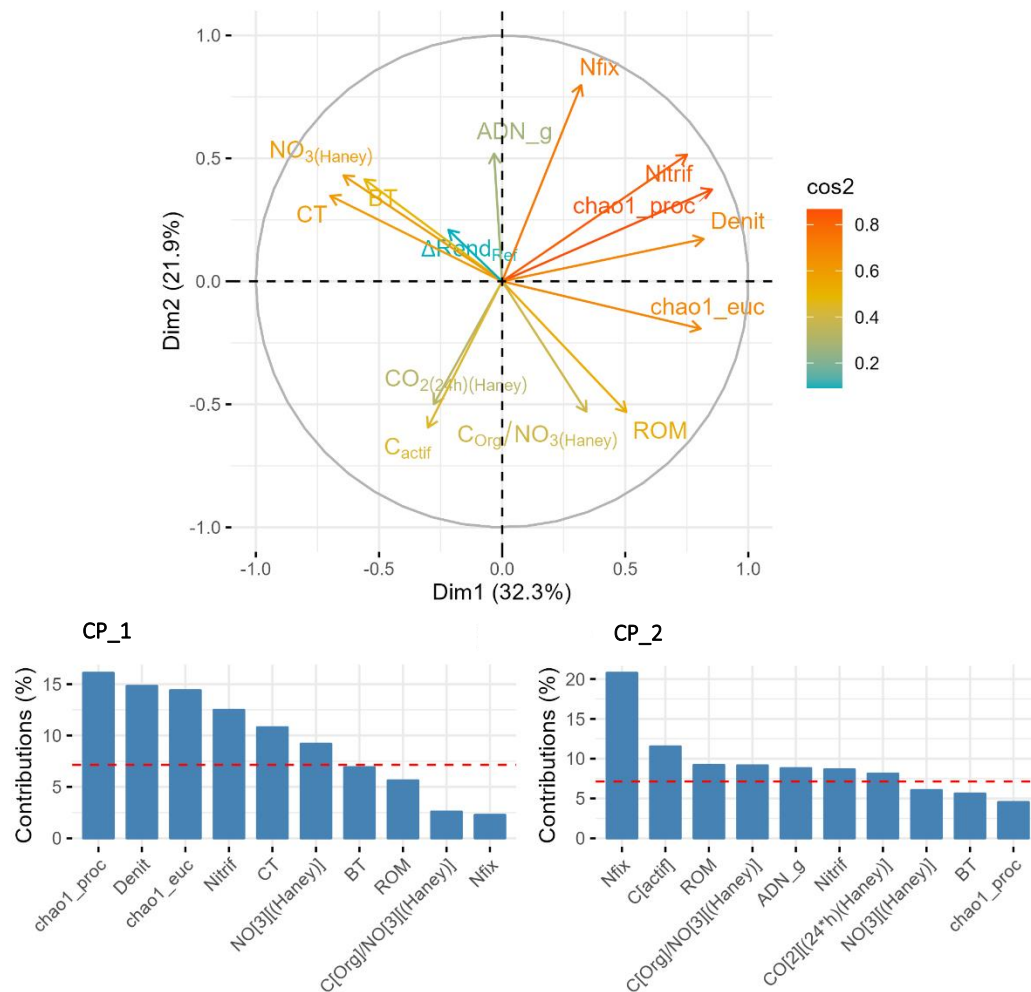
L'indice de diversité Chao1 pour les eucaryotes est quant à lui lié à un ROM élevé. Cela laisse penser qu'une diversité élevée de champignons pourrait être un indicateur d'un sol avec une forte réponse à l'azote. Sur ce point, il est important de préciser qu'un indice de diversité (Chao1 ou Shannon) ne prend pas en compte la composition de cette diversité. Le manque de données et l'absence de catégorisation des sites ne nous ont pas permis d'approfondir la composition microbienne par des approches d'analyse différentielle (par exemple, sites répondant à l'azote vs sites ne répondant pas à l'azote) ou par des approches de régression (plus de données sont nécessaires).

Les indicateurs associés au métabolisme de l'azote des microorganismes du sol ne semblent pas être associés au ROM et vont dans une direction transversale et opposée par rapport aux autres analyses biologiques, au carbone actif et à la respiration microbienne, qui ne sont également pas liés au ROM.



On observe également dans l'ACP que les variables biologiques plus conventionnelles tels que le  $C_{actif}$  et la respiration microbienne vont dans un sens opposé et ne semblent pas être de bons indicateurs pour le ROM. Ici encore toutefois, le  $NO_3\text{-Haney}$  et le  $C_{org}/NO_3\text{-Haney}$  s'avèrent étroitement liés dans le même sens que le ROM.

Les observations que nous pouvons faire avec cette ACP ne sont valables que par rapport à la réponse à l'azote. Les relations de ces variables avec d'autres critères de qualité pouvant définir la santé d'un sol peuvent être très différentes.



### 3.5 SEUILS DE SUFFISANCE DES INDICATEURS DE LA FERTILITÉ AZOTÉE AU QUÉBEC

Pour les variables prédisant le mieux le ROM dans la section précédente (3.4.1), soit le  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  et le  $\text{C}_{\text{org}}/\text{NO}_{3\text{-Haney}}$ , des tests de partition (Cate-Nelson 1971) ont été réalisés afin de vérifier l'existence de seuils de réponse pouvant servir d'outils décisionnels aux conseillers et producteurs (Tableau 9). Pour le  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  (Figure 24), il a été possible de déterminer deux seuils créant trois classes de sol de réponse à la fertilisation N d'intensités différentes, soit forte, moyenne et faible à nulle. Ainsi, sous les 7,9 mg  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$   $\text{kg}^{-1}$  de sol, la réponse aux engrais N est forte avec un rendement relatif (RRel) de 53 % ou moins (donc environ le double et plus de rendement avec l'apport d'engrais N). Entre 7,9 et 18,2 mg  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$   $\text{kg}^{-1}$ , le sol présente une réponse moyenne avec un RRel entre 53 et 89 % (donc entre 1.9 et 1.11 fois plus de rendement avec fertilisation). Ensuite, au-dessus du seuil de 18,2 mg  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$   $\text{kg}^{-1}$ , il y a peu ou pas de gain de rendement probable (moins de 11 %) découlant de la fertilisation N. Pour le ratio  $\text{C}_{\text{org}}/\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  (Figure 25), une seule valeur critique de 24,4 a pu être établie. Ainsi, au-delà du seuil de 24,4, il y a assurance que la réponse de la culture aux engrais est très élevée, avec des pertes de plus de 50 % du potentiel de rendement du site en absence de fertilisation N. Sous le seuil, le rendement produit sans engrais N atteint de 50 - 100 % du rendement maximal du site et il n'est donc pas possible de déterminer une valeur minimisant le risque (moins de 15 % de perte).

Tableau 9. Valeurs critiques des indicateurs physico-chimiques de sols significatifs selon les tests Cate-Nelson pour les années 2018, 2019 et 2021.

Indicateurs	Valeur critique	RRel <sup>a</sup>	Sensitivité	Spécificité	P
$\text{NO}_{3\text{-Haney}}$ (mg $\text{kg}^{-1}$ )	7,9	0,53	0,59	0,83	< 0,001***
	18,2	0,89			< 0,001***
$\text{C}_{\text{org}}/\text{NO}_{3\text{-Haney}}$	24,4	0,49	0,83	0,78	< 0,001***

<sup>a</sup> RRel : Rendement relatif (rendement du témoin/rendement maximum par bloc).

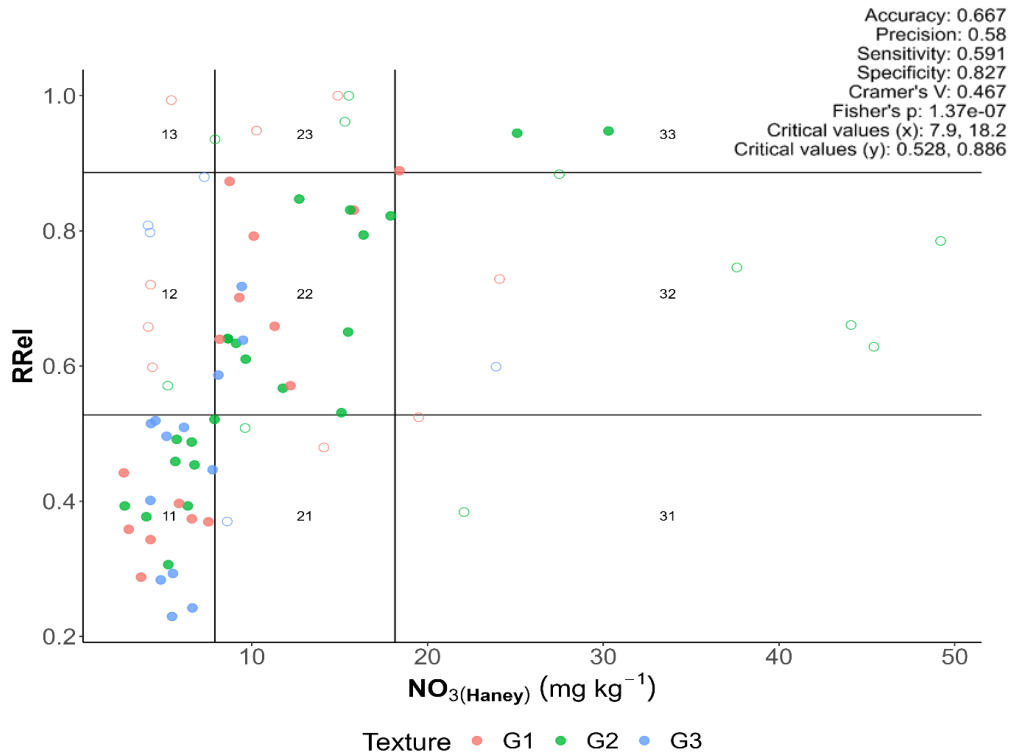


Figure 24. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur  $\text{NO}_3(\text{Haney})$  en fonction du rendement relatif (RRel) du maïs-grains pour les saisons 2018, 2019 et 2021. Texture : G1 : texture fine (loam sablo-argileux à argile lourde); G2 : texture moyenne (loam à limon) ; G3 : texture grossière (sable à loam-sableux)

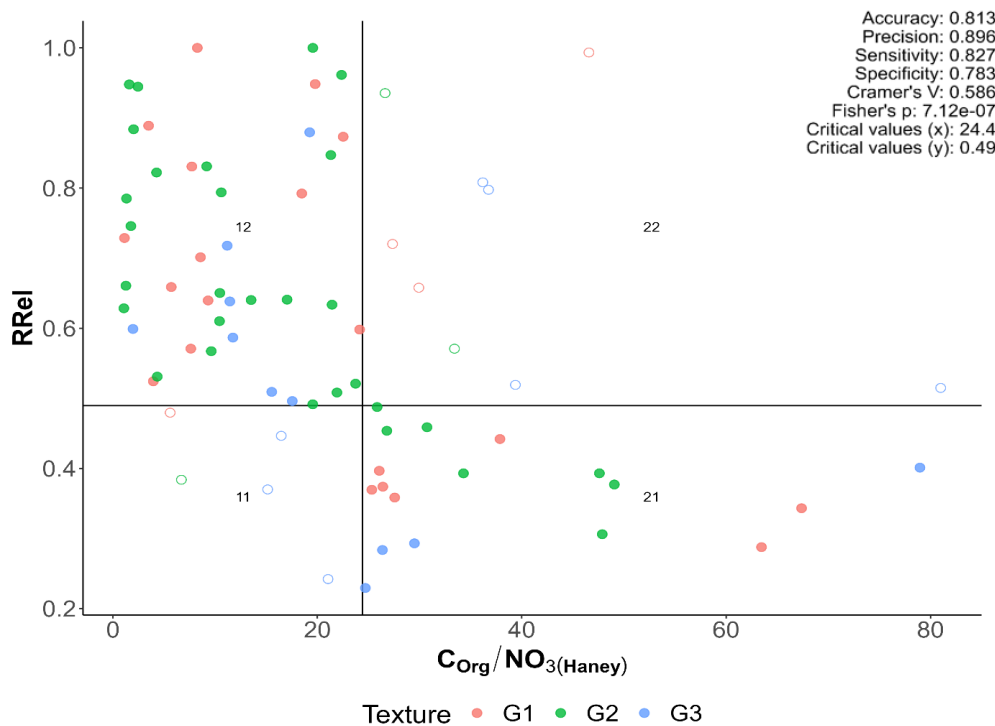


Figure 25. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur du ratio  $\text{C}_{\text{Org}}/\text{NO}_3(\text{Haney})$  en fonction du rendement relatif (RRel) en grains pour les saisons 2018, 2019 et 2021. Texture : G1 : texture fine (loam sablo-argileux à argile lourde); G2 : texture moyenne (loam à limon) ; G3 : texture grossière (sable à loam-sableux)

Il n'est pas en soi surprenant de trouver un lien entre le rapport C/N ou la teneur en nitrate du sol et les besoins en azote. D'une part, l'importance de l'équilibre entre la disponibilité en C et en N afin de favoriser la minéralisation du N organique et non l'immobilisation du N minéral est reconnue (White, 2013). D'autre part, plusieurs études récentes sur l'établissement des grilles de référence en fertilisation azotée de diverses cultures du Québec rapportent l'identification de seuils de nitrate (extrait au KCl) de non-réponse à la fertilisation allant de 6,3 à 19,4 ppm, selon les groupes de textures de sol (ex. betterave, oignon espagnol, concombre de transformation, blé, orge, avoine, rutabaga, citrouille, pois, haricot, carotte) (Landry et coll. 2021(a, b, c, d), Landry et coll. 2022(a, b, c, d, e)). De même, une analyse en composante principale de diverses variables de sol expliquant à 87 % et 83 % la variation des doses économiques de N et des rendements économiques du maïs-grain des saisons 2007 et 2008, dans les principales régions productrices du Québec (62 sites; Montérégie-Est et Ouest, Lanaudière, Centre-du-Québec, Capitale-Nationale, Estrie, Chaudière-Appalaches)(N'Dayegamiye et coll. 2010, Nyiraneza et coll. 2010), rapporte également que le nitrate KCl, de même que le C et le nitrate extraits à l'eau froide en pré-semis, ressortent fortement les deux années dans la première composante principale (CP\_1) expliquant en moyenne 53 % de la variance totale. Un parallèle peut être fait ici avec le  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  et le  $C_{\text{Org-Haney}}$  également extraits à l'eau froide (Haney et coll. 2018). Le nitrate en post-levée, le plus souvent envisagé dans le développement d'outils de prédiction des besoins en N pour des raisons de logistique, ne se retrouvait que dans la CP\_4 (8 % de la variance, 2007) et la CP\_2 (15 % de la variance, 2008). D'ailleurs, en Ontario, la grille de référence en fertilisation du maïs-grain ajuste les apports d'engrais azotés selon la teneur en nitrate du sol (extrait au KCl) sur 30 cm au printemps (Tableau 10) (MAAARO, 2017). Selon cette grille, à une teneur de 18 ppm de  $\text{N-NO}_3$ , les apports recommandés sont nuls. Cette valeur est très similaire à la valeur de 18,2 de  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  de la présente étude. Malgré la différence d'extractif, il se peut que cette similarité tienne au fait que le nitrate est hautement soluble. Le niveau de corrélation statistique demeure à établir, mais dans la pratique il a été observé que le  $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  représenterait 65 à 70 % du  $\text{NO}_3$  extrait au KCl, ce dernier étant un extractif plus puissant, avec un ratio et un temps d'extraction plus élevés (Montmigny, comm.pers.) ( $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$  : 10 min d'extraction, 5 g de sol/50 ml d'eau (1 :10);  $\text{NO}_3$  KCl: 30 min d'extraction, 5 g de sol/25 ml d'eau (1 :5). En résumé, le lien entre le rapport C/N ou la teneur en nitrate du sol et les besoins en azote est reconnu, mais il est nouveau de démontrer que des variables de tests de santé de sol peuvent être exploitées afin d'établir des seuils de non-réponse et de fournir des valeurs de seuils pour le Québec, ouvrant la porte au double usage de suivre l'état de santé du sol et la dépendance aux fertilisants azotés d'un sol. Pour faciliter l'emploi de ces variables ( $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$ ,  $C_{\text{Org}}/\text{NO}_{3\text{-Haney}}$ ), le développement de tests rapides spécifiques ou d'une corrélation avec des méthodes existantes de champ pourraient être envisagé à l'image de la forte corrélation existant entre le nitrate extrait au KCl en laboratoire et le nitrate obtenu par le test rapide au champ Nitrackeck (N'Dayegamiye et coll. 2010).

Tableau 10. Directives relatives aux apports d'azote selon la quantité d'azote des nitrates au printemps (N-NO<sub>3</sub>).

Azote des nitrates au printemps <sup>1</sup> dans les 30 premiers cm (1 pi) de sol	Quantité d'azote réel suggérée
1 ppm	211 kg/ha
2 ppm	199 kg/ha
3 ppm	186 kg/ha
4 ppm	173 kg/ha
5 ppm	161 kg/ha
6 ppm	148 kg/ha
7 ppm	135 kg/ha
8 ppm	123 kg/ha
9 ppm	110 kg/ha
10 ppm	97 kg/ha
11 ppm	85 kg/ha
12 ppm	72 kg/ha
13 ppm	59 kg/ha
14 ppm	47 kg/ha
15 ppm	34 kg/ha
16 ppm	21 kg/ha
17 ppm	9 kg/ha
18 ppm	0 kg/ha

100 kg/ha = 90 lb/ac

<sup>1</sup> Azote des nitrates au printemps : échantillons prélevés dans les cinq jours précédant ou suivant les semis.

Adapté de MAAARO,2017

Des valeurs critiques significatives ont également été déterminées pour des indices microbiens (Tableau 11). Les quantités totales en bactéries (log) ou en champignons (log) présentes dans le sol permettent de prédire l'atteinte d'un RRel de 79 % et plus à un seuil de log 10 pour les bactéries (Figure 26) et un RRel de 76 % et plus à un seuil de log 8,2 pour les champignons (Figure 27). Autrement dit, passé ces deux seuils la réponse aux engrais N sera plus faible.

Tableau 11. Valeurs critiques des indicateurs quantitatifs des bactéries et champignons totaux (log) en fonction du rendement relatif en grains de maïs pour les années 2018 et 2019.

Indicateurs	Valeur critique	RRel*	Sensitivité	Spécificité	P
Bactéries totales (Log)	10	0,79	0,73	0,94	< 0,001***
Champignons totaux (Log)	8,2	0,76	0,83	0,87	< 0,001***

\*RRel : Rendement relatif (rendement du témoin/rendement maximum par bloc).

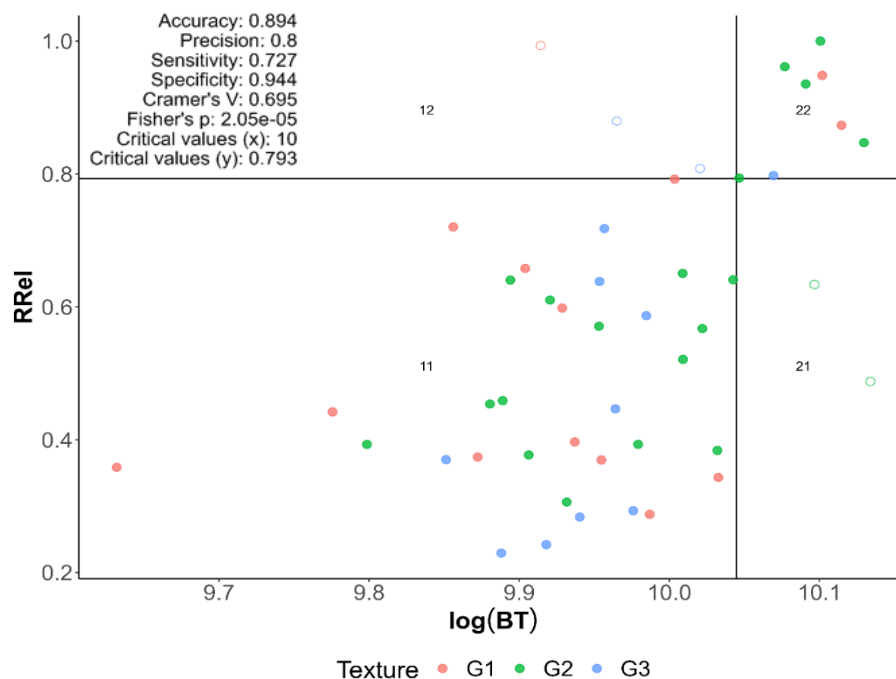


Figure 26. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur de la quantité de bactéries totales ( $\log(BT)$ ) en fonction du rendement relatif (RRel) en grains pour les saisons 2018 et 2019. Texture : G1 : texture fine (loam sablo-argileux à argile lourde); G2 : texture moyenne (loam à limon) ; G3 : texture grossière (sable à loam-sableux).

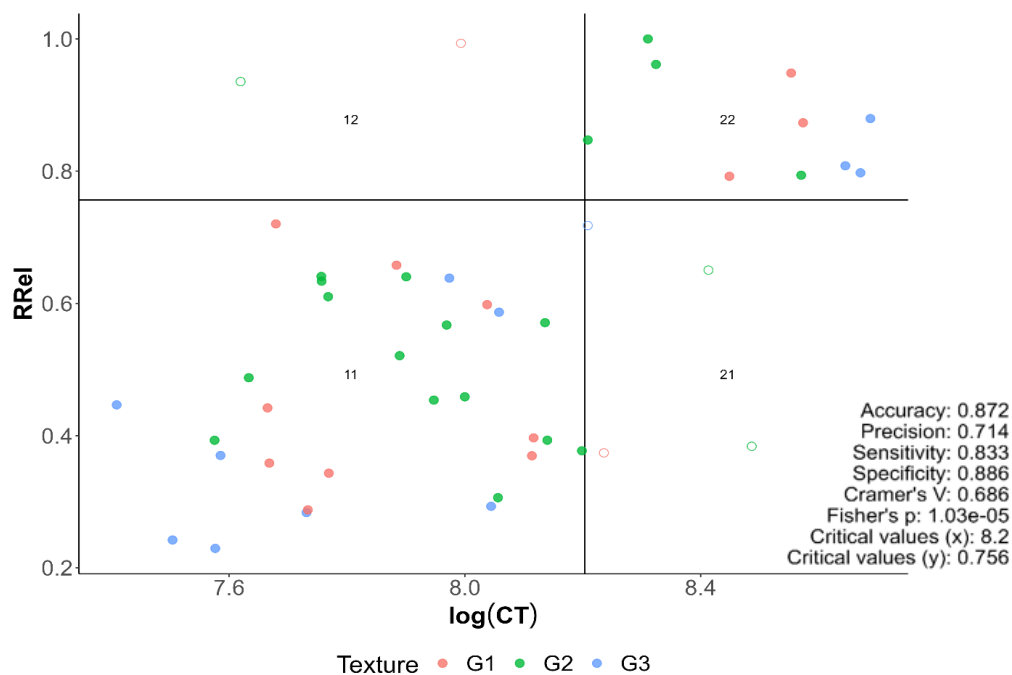
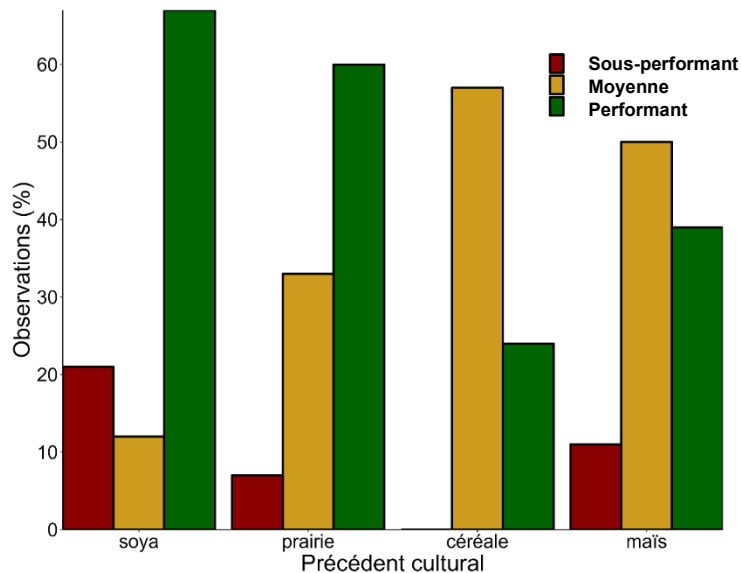


Figure 27. Partition de Cate-Nelson pour l'indicateur de la quantité de champignons totaux ( $\log(CT)$ ) en fonction du rendement relatif (RRel) en grains pour les saisons 2018 et 2019. Texture : G1 : texture fine (loam sablo-argileux à argile lourde); G2 : texture moyenne (loam à limon) ; G3 : texture grossière (sable à loam-sableux).

Pour tous les seuils trouvés, étant donné que seulement deux à trois années de données ont été évaluées, les valeurs critiques trouvées (chimiques et microbiens) devront être reconfirmées à travers plus d'années-sites. Ceci permettra de couvrir plus de conditions pédoclimatiques et de précédents culturaux et ultimement de pouvoir déterminer des indicateurs qui tiennent compte des groupes de texture puisque celle-ci ressort dans les modèles analysés. Ces aspects sont importants à bonifier, tel que l'illustre, par exemple, la Figure 28 démontrant que le  $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  a été influencé par la culture précédant celle du maïs-grain. Cela dit, cette étude démontre hors de tout doute le potentiel de ces indicateurs et fournit de premières valeurs informatives. Toutefois, il ne doit pas être conclu que les variables incluses dans le test de Haney doivent remplacer celles incluses dans le test de Cornell ou les compositions microbiennes pour prédire la fourniture en N des sols. En effet, pour ces dernières (Cornell et microbiennes), les données ont été compilées seulement sur deux ans au lieu de trois pour les variables du test de Haney. Une base de données compilant plusieurs années-sites pour toutes les variables et qui permettrait de classer les sites par texture et conditions pédoclimatiques pourraient permettre de trouver d'autres liens entre ces différentes variables pour expliquer la fourniture en N des sols.



**Figure 28. Pourcentage de rendements ( $\Delta\text{Rend}_{\text{ref}}$  par bloc) classés performants, moyens ou sous- performants selon le précédent cultural, pour les 3 années d'essais (2018, 2019 et 2021).** Sous- performant : sous le rendement référence; Moyen : 0 à 2 T ha<sup>-1</sup> de plus que le rendement référence; Performant : plus de 2 T ha<sup>-1</sup> que le rendement référence (rendement de la même région).

## 4 CONCLUSION

Ce projet portait sur trois années d'essais de réponse du maïs-grain aux apports d'azote (N) dans les principales régions productrices du Québec. La mesure des prélèvements totaux en N et des rendements en grains pour des plants fertilisés en N (+N), en comparaison de plants sans apport de N (0N), a permis d'observer la grande variabilité des potentiels de fourniture en N mais aussi de rendement des sites. Ainsi, selon les années-sites, le rendement moyen des plants fertilisés (+N) a atteint entre 7,8 et 14,4 T ha<sup>-1</sup> (15 % b.s.) et le gain à fertiliser en N a varié de 1,07 à 3,77. Le prélèvement total en N des plants s'est étalé de 99 à 239 kg N ha<sup>-1</sup> b.s. pour les plants +N, avec une moyenne de 176 kg N ha<sup>-1</sup> b.s., soit une quantité similaire à la dose d'apport recommandée (CRAAQ 2010). Toutefois, le sol a fourni de 27 à 187 kg N ha<sup>-1</sup> b.s. (moy. 92 kg N ha<sup>-1</sup> b.s.). Ainsi, le gain nutritionnel à fertiliser a été d'aussi peu que 6 kg N ha<sup>-1</sup> (moy. 83 kg N ha<sup>-1</sup>), malgré l'apport de 170 à 200 kg N ha<sup>-1</sup>. Cette réalité s'est traduite par un taux d'utilisation apparent du N (TUA) variant de 20 à 81 %, avec une moyenne de seulement  $\approx 50$  % qui signifie que la moitié des apports demeurent inutilisés et à risque de perte dans l'agrosystème. De plus, même prélevé, le gain nutritionnel ne s'est pas toujours traduit en gain de productivité, mais en consommation de luxe. En fait, le gain à fertiliser est apparu très élevé (2 - 4 fois plus de rendement) pour les sols dont le rendement 0N est sous 6 T ha<sup>-1</sup>. À l'opposé, à partir d'un rendement 0N de 11 T ha<sup>-1</sup>, le gain est de < 15 %. Ces résultats appuient la pertinence de développer un indicateur de fourniture en N des sols puisque pour un coût de fertilisation donné, les bénéfices économiques et les répercussions environnementales sont très variables.

C'est dans cette optique que les différentes variables des tests de santé des sols de Cornell, de Haney et de diversité microbienne ont été analysées afin de vérifier si celles-ci peuvent servir d'indicateur permettant d'estimer le niveau de dépendance des sols aux engrais N pour l'atteinte de leur plein potentiel de rendement. Avec un tel indice, selon que les conditions météorologiques sont propices à de bons rendements ou non, le conseiller et le producteur pourront évaluer la pertinence de mettre une dose plus proche ou en dessous de la borne inférieure ou équivalente à la borne supérieure de la recommandation azotée actuelle (120-170 kg N ha<sup>-1</sup>, CRAAQ 2010). Ce sont les variables du test de Haney qui sont ressorties comme étant celles davantage liées à la réponse aux engrais N. Plus encore, les variables NO<sub>3</sub>-Haney et C<sub>org</sub>/NO<sub>3</sub>-Haney ont permis de déterminer des seuils de réponses pouvant servir d'outils décisionnels. Ainsi, la teneur en NO<sub>3</sub>-Haney des sols au printemps a permis de créer trois classes de réponse, soient forte (<7,9 mg NO<sub>3</sub>-Haney kg<sup>-1</sup>, rendement relatif (RRel) de 53 % ou moins), moyenne (7,9 -18,2 mg NO<sub>3</sub>-Haney kg<sup>-1</sup>, RRel de 53-89 %) ou faible (>18,2 mg NO<sub>3</sub>-Haney kg<sup>-1</sup>, RRel 0-11 %). Pour le ratio C<sub>org</sub>/NO<sub>3</sub>-Haney, une seule valeur critique de 24,4 a pu être établie au-delà de laquelle il y a assurance que la réponse de la culture au N est très élevée (RRel >50 %). Cependant, il est intéressant de noter que les indicateurs physiques de Cornell sont apparus davantage liés au potentiel de rendement du site, ce qui fournit une information également pertinente au regard de la régie de culture. Parmi les différents indices microbiens évalués, les quantités de bactéries et de champignons totaux sont apparues les plus en lien avec la réponse de la culture à l'azote. Des valeurs critiques ont pu être déterminées, aussi bien pour les bactéries totales (10 Log (UA) par gramme de sol pour un RRel > à 79 %) que pour les champignons totaux (8.9 Log (UA) par gramme de sol pour un RRel > à 76%). Les données de composition microbienne ont également montré des liens prometteurs avec la réponse à l'azote, mais le nombre de données était trop faible pour réaliser une analyse différentielle et proposer un indicateur basé sur la composition microbienne.

Pour tous les seuils trouvés, les valeurs critiques (chimiques et microbiens) devront être reconfirmées et pourront probablement être détaillées par l'ajout de plus d'années-sites, par exemple en considérant la texture dont les paramètres sont ressortis liés au ROM et au potentiel de rendement. De plus, il ne doit pas être conclu



à ce stade que les variables incluses dans le test de Haney sont supérieures à celles incluses dans le test de Cornell ou les compositions microbiennes pour prédire la fourniture en N des sols. En effet, pour ces dernières (Cornell et microbiennes), les données ont été compilées seulement sur deux ans au lieu de trois pour les variables du test de Haney. Une base de données compilant plusieurs années-sites pour toutes les variables et qui permettrait de classer les sites par texture et conditions pédoclimatiques pourraient permettre de trouver d'autres liens entre ces différentes variables pour expliquer la fourniture en N des sols. Cela dit, cette étude démontre hors de tout doute le potentiel des formes labiles du N et du C pour prédire la dépendance aux engrais N et fournit de premières valeurs informatives afin de bonifier la gestion de la fertilisation azotée du maïs-grain. L'étude a aussi démontré que des variables de tests de santé de sol peuvent être exploitées afin d'établir des seuils de non-réponse pour le Québec ouvrant la porte au double usage de suivre l'état de santé du sol et la dépendance aux fertilisants azotés d'un sol. Pour faciliter l'emploi des variables d'intérêt ( $\text{NO}_{3\text{-Haney}}$ ,  $\text{C}_{\text{org}}/\text{NO}_{3\text{-Haney}}$ ), le développement de tests rapides spécifiques ou d'une corrélation avec des méthodes existantes (ex.  $\text{NO}_3$  extrait au KCl) pourrait être envisagé.

## 5 RÉFÉRENCES

- Apprill A, McNally S, Parsons R, Weber L.** 2015. Minor revision to V4 region SSU rRNA 806R gene primer greatly increases detection of SAR11 bacterioplankton. *Aquat Microb Ecol.*75(2):129–37
- Bagnall, D. K., Rieke, E. L., Morgan, C. L., Liptzin, D. L., Cappellazzi, S. B., et Honeycutt, C. W.** 2023. A minimum suite of soil health indicators for North American agriculture. *Soil Security.* 10: 100084.
- Black, C. A.** 1993. *Soil Fertility Control and Evaluation.* Lewis Publishers, Boca Raton, FL.
- Bolyen, E., Rideout, J. R., Dillon, M. R., Bokulich, N. A., Abnet, C. C., Al-Ghalith, G. A., ... & Caporaso, J. G.** 2019. Reproducible, interactive, scalable and extensible microbiome data science using QIIME 2. *Nature biotechnology,* 37(8), 852-857.
- Bundy, L.G., Meisinger, J.J.** 1994. Nitrogen availability indices. R. W. Weaver, S. Angle, P. Bottomley, D. Bezdicek, S. Smith, A. Tabatabai et al. (Eds.). *Methods of Soil analysis. Part 2. Microbiological and Biochemical Properties.* SSSA, Madison, WI, pp. 951–984.
- Bünemann, E.K., Bongiorno, G., Bai, Z., Creamer, R.E., De Deyn, G., de Goede, R., Fleskens, L., Geissen, V., Kuyper, T.W., Mäder, P., Pulleman, M., Sukkel, W., van Groenigen, J.W., Brussaard, L.** 2018. Soil quality – A critical review. *Soil Biol.Biochem.* 120 : 105–125.
- Buyer, J.S. et Sasser, M.** 2012. High throughput phospholipid fatty acid analysis of soils. *Appl. Soil Ecol.* 61, 127–130. <https://doi.org/10.1016/j.apsoil.2012.06.005>.
- Callahan, B. J., McMurdie, P. J., Rosen, M. J., Han, A. W., Johnson, A. J. A., et Holmes, S. P.** 2016. DADA2 : High-resolution sample inference from Illumina amplicon data. *Nature methods,* 13(7), 581-583.
- Cate, R. et Nelson, L.** 1971. A simple statistical procedure for partitioning soil test correlation data into two classes. *Soil Science Society of America Journal.* 35 (4) : 658-660
- Centre de référence en agriculture et agroalimentaire du Québec (CRAAQ).** 2010. Guide de référence en fertilisation du Québec, 2e édition. CRAAQ, Québec, 473 p.
- Comeau, A. M., Li, W. K., Tremblay, J. É., Carmack, E. C., & Lovejoy, C.** 2011. Arctic Ocean microbial community structure before and after the 2007 record sea ice minimum. *PLoS one,* 6(11), e27492.
- Cope, J. T., Rouse, R. D., Walsh, L. M. et Beaton, J. D.** 1973. Interpretation of soil test results. *Soil testing and plant analysis,* 35-54.
- Douglas, G. M., Maffei, V. J., Zaneveld, J. R., Yurgel, S. N., Brown, J. R., Taylor, C. M., ... & Langille, M. G.** 2020. PICRUSt2 for prediction of metagenome functions. *Nature biotechnology,* 38(6), 685-688.

- Emerson, J. B., Keady, P. B., Brewer, T. E., Clements, N., Morgan, E. E., Awerbuch, J., ... & Fierer, N.** 2015. Impacts of flood damage on airborne bacteria and fungi in homes after the 2013 Colorado Front Range flood. *Environmental science & technology*, 49(5), 2675-2684.
- Fajardo, M., McBratney, A.B., Field, D.J., Minasny, B.** 2016. Soil slaking assessment using image recognition. *Soil Tillage Res.* 163, 119–129.
- Fierer, N. & Jackson, J.** 2005. Assessment of soil microbial community structure by use of taxon-specific quantitative PCR assays. *Applied and Environmental Microbiology*, 71(7) : 4117.
- Galloway, J.N., Aber, J.D., Erisman, J.W., Seitzinger, S.P., Howarth, R.W., Cowling, E.B. et Cosby, B.J.** 2003. The Nitrogen Cascade. *BioScience*, 53(4): 341–356
- Garcia, C., Hernandez, T. et Costa, F.** 1991. Study on water extract of sewage sludge compost. *Soil Sci. Plant Nutr.* 37(3):399-408.
- Gasser, M-O., Laverdière, M.R., Lagacé, R. et Caron, J.** 2002. Impact of potato-cereal rotations and slurry applications on nitrate leaching and nitrogen balance in sandy soils. *Can. J. Soil Sci.* 82: 469-479.
- Gasser, M.-O., M.-H. Perron, S. Martel, C. Dufour-L'Arrivée et L. Robert.** 2014. Maïs sur retour de prairie : réduire la fertilisation azotée et les émissions de gaz à effet de serre. Fiche synthèse, IRDA et Agrinova. 3 p.
- Gauthier, M., Hogue, R., D'Astous-Pagé, J., Champagne, M. et Halde, C.** 2023. Developing scoring functions based on soil texture to assess agricultural soil health in Quebec, Canada. *Canadian Journal of Soil Science*.
- Gee, G.W. et Bauder, J.W.** 1986. Particle-size analysis. In: Klute, A. (Ed.), *Methods of Soil analysis. Part 1*, 2nd ed. ASA and SSSA, Madison, WI, pp. 383–411.
- Giroux, M., N'Dayegamiye, A. et Royer, R.** 2007. Effet des apports d'automne et de printemps de fumiers et de boues mixtes de papetières sur le rendement, la qualité de la pomme de terre et l'efficacité de l'azote. *Agrosolutions* 18(1): 25-34.
- Gouvernement du Québec.** 2023. Culture des grains (céréales et oléagineux). En ligne: <https://www.quebec.ca/agriculture-environnement-et-ressources-naturelles/agriculture/industrie-agricole-au-quebec/productions-agricoles/culture-grains-cereales-oleagineux>. Dernière mise à jour 8 septembre 2023.
- Greiner, L., Keller, A., Grêt-Regamey, A., et Papritz, A.** 2017. Soil function assessment: review of methods for quantifying the contributions of soils to ecosystem services. *Land Use Policy* 69: 224–237.
- Haney, R.L., Brinton, W.H. et Evans E.** 2008. Estimating Soil Carbon, Nitrogen, and Phosphorus mineralization from short-term carbon dioxide respiration, *Comm. In Soils Sci. and Plant Anal.* 39: 2706-2720

**Haney, A. Franzluebbbers, V. Jin, M. Johnson, E. Haney, M. White et R. Harmel.** 2012. Soil Organic C:N vs. Water-Extractable Organic C:N. *Open Journal of Soil Science*, 2(3): 269-274

**Haney, R. L., Haney, E. B., Smith, D. R., Harmel, R. D., & White, M.J.** 2018. The soil health tool: Theory and initial broad-scale application. *Applied Soil Ecology*. 125: 162–168.

**Hao, X., Ball, B.C., Culley, J.L., Carter, M.R., Parkin, G.W.** 2008. Soil density and porosity. In M. R. Carter & E. G. Gregorich (Eds.), *Soil Sampling and Methods of Analysis*, pp. 743–760.

**Institut de la statistique du Québec.** 2023. <https://statistique.quebec.ca/fr>

**Landry, C. et Boivin, C.** 2013. Engrais à libération contrôlée : potentiel d'utilisation dans la pomme de terre irriguée. Rapport final PSIH no. 11-1-546, 57 pages.

**Landry, C. et Boivin, C.** 2014. Relations entre les nutriments minérale et hydrique : impacts sur la productivité de la pomme de terre et l'utilisation des engrais azotés. Rapport final présenté au CDAQ dans le cadre du PCAA. p.53.

**Landry, C., J. Forest-D., J., Houde, S. Joseph, C.-A. et Grenier, M.** 2021a. Fertilisation du haricot frais. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 02 : Haricot frais. Présenté au ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation. 53 p.

**Landry, C., Houde, Forest-D, J., Joseph, C-A. et Grenier, M.** 2021b. Fertilisation du pois. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 03. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 49 p.

**Landry, C., Joseph, C-A., Houde, S., Forest-D., J. et Grenier, M.** 2021c. Fertilisation du blé de printemps, de l'orge et de l'avoine. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 04. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 121 p.

**Landry, C., Joseph, C-A., Houde, S., Forest-D., J. et Grenier, M.** 2021d. Fertilisation de la carotte en sol minéral. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec. Fascicule 01. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation (2020 – 2023). Présenté au ministère de l'Agriculture, des Pêcheries et de l'Alimentation. 49 p.

**Landry, C., Forest-D., J., Joseph, C-A. et Houde, S.** 2022a. Fertilisation du concombre de transformation. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 09. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 48 p.

**Landry, C., Joseph, C-A., Houde, S., Forest-D., J. et Grenier, M.** 2022b. Fertilisation de l'oignon espagnol en sol minéral. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 06. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 75 p.

**Landry, C., Joseph, C-A., Houde, S., Forest-D., J. et Grenier, M.** 2022c. Fertilisation de la betterave potagère. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 05. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 80 p.

**Landry, C., Joseph, C-A., Houde, S. et Forest-D., J.** 2022d. Fertilisation du rutabaga en sol minéral. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 08. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 88 p.

**Landry, C., Joseph, C-A., Houde, S. et Forest-D., J.** 2022e. Fertilisation de la citrouille. Mandat IRDA de révision des valeurs scientifiques de référence en fertilisation du Québec (2020-2023). Fascicule 07. Présenté au ministère de l'agriculture et des pêcheries. 65 p.

**Landry, C., Marchand-Roy, M., Mainguy, J. et Paradis, M.** 2019. Détermination terrain du coefficient d'efficacité azoté et du délai de libération du N des fientes granulées de poules pondeuses dans les cultures de maïs-grain et avoine. IRDA. 50 p.

**Lehmann, J., Bossio, D.A., Kögel-Knabner, I., et Rillig, M.C.** 2020. The concept and future prospects of soil health. *Nature Reviews Earth & Environment* 1: 544–553.

**Marchand-Roy, M., Landry, C., Laroche, E. et Boivin, C.** 2016. « REVUE DE LITTÉRATURE- État de situation sur le lessivage du nitrate en production de pommes de terre au Québec et avenues de solutions ». IRDA. 69 p.

**Ministère de l'Agriculture, de l'Alimentation et des Affaires rurales de l'Ontario (MAAARO).** 2017. Guide agronomique des grandes cultures (publication 811F). 492 p.

**Ministère de l'Agriculture, des Pêcheries, de l'Alimentation du Québec (MAPAQ).** 2023. Grilles de référence en fertilisation. En ligne : <https://www.mapaq.gouv.qc.ca/fr/Productions/Agroenvironnement/fertilisants/Pages/grilles-reference.aspx>

**Moebius-Clune, B. N., Moebius-Clune, D. J., Gugino, B. K., Idowu, O. J., Schindelbeck, R. R., Ristow, A. J., van Es, H. M., This, J. E., Shayler, H. A., McBride, M. B., Kurtz, K. S.M., Wolfe, D. W., & Abawi, G. S.** 2016. *Comprehensive Assessment of Soil Health*, 3th Edition. Cornell University.

**Morgan, C.L.S., Waiser, T., Brown, D.J., Hallmark, C.T.** 2009. Simulated in situ characterization of soil organic and inorganic carbon with visible near-infrared diffuse reflectance spectroscopy. *Geoderma* 151, 249–256.

**N'Dayegamiye, A., Gasser, M-O., Grenier, M., Giroux, M., Landry, C., Guertin, S-P. et Tremblay, G.** 2010. Choix d'indicateurs efficaces pour prédire la fertilité azotée des sols. IRDA et CDAQ. 28 p.

**Nyiraneza, J., N'Dayegamiye, A., Gasser, M-O, Giroux, M., Grenier, M., Landry, C. et Guertin, S.** 2010. Soil and crop parameters related to corn nitrogen response in eastern Canada. *Agronomy Journal* 102(5):1478-1490.

- Nelson, L. A. et Anderson, R. L.** 1977. Partitioning of soil test—Crop response probability. *Soil testing: Correlating and interpreting the analytical results*, 29: 19-38.
- Nelson, D.W., Sommers, L.E.** 1996. Total carbon, organic carbon, and organic matter, 734 D. L. Sparks (Ed.) In: *Methods of Soil analysis: Part 3. Chemical methods*, 2<sup>nd</sup> ed., 735. ASA, Madison, WI, pp. 961–1010.
- Olsen, S.R., Sommers, L.E.** 1982. Phosphorus. In A. L. Page, R. H. Miller, & D. R. Keeney(Eds.). *Method of Soil analysis. Part 2. Chemical and Microbiological Properties*, 2<sup>nd</sup> ed. ASA, Madison, WI, pp. 403–427.
- Parada AE, Needham DM, Fuhrman JA.** 2016. Every base matters: assessing small subunit rRNA primers for marine microbiomes with mock communities, time series and global field samples. *Environ Microbiol.*18(5):1403–1414
- Parent, S.-E., Parent, L. E., Rozane, D.-E. et Natale, W.** 2013. Plant ionome diagnosis using sound balances: case study with mango (*Mangifera Indica*). *Front. Plant Sci.* vol.4.
- Pellerin, A., Parent, L-É., Fortin, J., Tremblay, C., Khiari, L. et Giroux, M.** 2006. Environmental Mehlich-3 soil phosphorus saturation indices for Quebec acid to near neutral mineral soils varying in texture and genesis. *Can. J. Soil Sci.* 86: 711-723
- Quast, C., Pruesse, E., Yilmaz, P., Gerken, J., Schweer, T., Yarza, P., ... & Glöckner, F. O.** 2012. The SILVA ribosomal RNA gene database project: improved data processing and web-based tools. *Nucleic acids research*, 41(D1): D590-D596.
- R Core Team.** 2021. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Reynolds, W.D. et Elrick, D.E.** 1990. Ponded infiltration from a single ring: I. Analysis of steady flow. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 54: 1233–1241.
- Reynolds, W.D. et Topp, G.C.** 2008. Soil water desorption and imbibition: tension and pressure techniques. In M. R. Carter & E. G. Gregorich (Eds.), *Soil Sampling and Methods of Analysis*. 2nd ed., pp. 981–997.
- Rhoades, J.D., Manteghi, N.A., Shouse, P.J., Alves, W.J.** 1989. Soil electrical conductivity and soil salinity: new formulations and calibrations. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 53: 433–439.
- SAS 9.4**, SAS Institute, Inc., Cary, NC, USA
- Sherrod, L.A., Dunn, G., Peterson, C.A., Kolberg, R.L.** 2002. Inorganic carbon analysis by modified pressure-calculator method. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 66: 299–305.
- Statistiques Canada.** 2023. Superficies des principales grandes cultures, 2023. *Le Quotidien*, le mercredi 26 avril 2023. No 11-001-X au catalogue de Statistique Canada, 4 pages.

**Strauss, J., Smith, H., et Pretorius, W.** 2015. New approach: Mimicking nature's ratios and values-measuring the health and fertility status of your soil: Soils. SABI Magazine-Tydskrif, 7: 26–29.

**Thomas, G.W.** 1996. Soil pH and soil acidity. D. L. Sparks (Ed.). Methods of Soil analysis: Part 3. Chemical methods. SSSA, Madison, WI, pp. 474–490.

**Thompson, L.R., Sanders, J.G., McDonald, D., Amir, A., Jansson, J.K., Gilbert, J.A., Knight, R.** 2017. A communal catalogue reveals Earth's multiscale microbial diversity. Nature 551 : 457–463.

**USDA-NRCS.** 2023. En ligne :

<https://www.nrcs.usda.gov/conservation-basics/natural-resource-concerns/soils/soil-health>

**Ward Laboratories.** 2019. Haney soil health test information. En ligne:

<https://www.wardlab.com/wp-content/uploads/2019/09/Haney-Rev-1.0-Information.pdf>

**Weil, R., Islam, K.R., Stine, M.A., Gruver, J.B., Samson-Liebig, S.E.** 2003. Estimating active carbon for soil quality assessment: a simple method for laboratory and field use. Am. J. Altern. Agric. 18: 3–17.

**White, R.** 2013. Principles and Practice of Soil Science: The Soil as a Natural Resource, 4th Edition, 384 p.

**Yang, T., Siddique, K.H.M., et Liu, K.** 2020. Cropping systems in agriculture and their impact on soil health-A review. Global Ecology and Conservation 23: e01118.

**Ziadi, N., Gagnon, B. et Cambouris, A.** 2007. Utilisation des engrais minéraux azotés en grandes cultures : description des différentes formes et leurs impacts en agroenvironnement. Texte de conférence Colloque azote, CRAAQ - OAQ, 28 mars 2007, Drummondville.

**Zibilske, L.M.** 2018. Carbon mineralization. Environ. Sci. Technol. 30, 835–863.

<https://doi.org/10.2136/sssabookser5.2.c38>.