

Échantillonnage des prairies pâturées pour quantifier l'azote potentiellement lessivable : quel schéma pour quelle précision ?

Sylvain Hennart ⁽¹⁾, Richard Lambert ⁽²⁾, Robert Oger ⁽³⁾, Didier Stilmant ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Centre Wallon de Recherches agronomiques. Section Systèmes agricoles. Rue du Serpont, 100. B-6800 Libramont (Belgique). E-mail : hennart@cra.wallonie.be.

⁽²⁾ Université catholique de Louvain. Département de Biologie appliquée et des Productions agricoles. Horritine, 1. B-6600 Bastogne (Belgique).

⁽³⁾ Centre Wallon de Recherches agronomiques. Section Biométrie, Gestion des données et Agro-météorologie. Rue de Liroux, 9. B-5030 Gembloux (Belgique).

Au sein des prairies pâturées, la forte hétérogénéité de la distribution des pissats rend difficile l'échantillonnage du sol en vue de définir les risques de lessivage d'azote nitrique. Dans ce contexte, l'objectif de cet article est de définir l'erreur de la moyenne estimée qui peut être attendue du schéma d'échantillonnage qui y est actuellement appliqué, qui réside en la constitution d'un échantillon composite intégrant 30 carottes de sol de l'horizon 0-30 cm et l'intensité d'échantillonnage qui devrait être préconisée afin d'atteindre un niveau d'erreur pré-défini. Les bases de données mobilisées consistaient, principalement, en 78 parcelles échantillonnées sur l'ensemble des années 2004 et 2005 dans 24 exploitations laitières et en 8 parcelles échantillonnées durant quatre années (2004 à 2007) sur le site expérimental de Gembloux. Sur cette base, nous avons pu montrer l'augmentation significative des écarts-types avec la teneur moyenne. Ainsi, l'augmentation des teneurs moyennes enregistrées permet d'expliquer 63 % et 49 % des accroissements observés au niveau des écarts-types, respectivement, en 2004 et 2005. Les résultats obtenus montrent que le schéma d'échantillonnage appliqué dans le cadre du Programme de Gestion Durable de l'Azote ne permet de définir la teneur en azote nitrique dans les 30 premiers centimètres de sol avec une précision de $10 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ que dans 35 % des prairies échantillonnées. Passer à trois échantillons composites par hectare permet d'atteindre ce niveau de précision dans 90 % des cas lorsque la teneur moyenne observée est inférieure à $20 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$. Pour des teneurs supérieures, le nombre d'échantillons nécessaires pour atteindre ce niveau de précision croît rapidement. Dans ce contexte, et afin d'éviter de retenir des faux positifs chez les agriculteurs contrôlés, une marge de tolérance importante a été établie autour de la valeur seuil définie annuellement dans des exploitations respectant de bonnes pratiques en termes de gestion de l'azote. L'utilisation d'indicateurs alternatifs à l'APL pour évaluer les risques de lessivage d'azote nitrique en prairie est également discutée.

Mots-clés. Prairie, pâturage, nitrate, qualité de l'eau, indicateur de risque, flux d'azote.

Sampling scheme to quantify nitrogen leaching risk in grazed grassland: which scheme for which accuracy? In grazed grasslands, the heterogeneity of urine patches distribution needs adapted sampling scheme in order to evaluate N-NO_3^- leaching risks. In such context, the aim of this paper is to define the accuracy that could be expected from the sampling scheme applied in this agro-ecosystem (one average sample including 30 core samples taken in the 0-30 cm soil layer) and the sampling scheme to be applied in order to reach a pre-defined level of standard error. The data bases mobilized were mainly 78 grasslands sampled in 2004 or in 2005 in 24 dairy farms and 8 grasslands sampled during four years (2004 to 2007) in the experimental site in Gembloux. Our results underlined the significant increase of the standard deviation with the concentration mean. So, the mean explained 63 and 49% of the standard deviation increase observed, respectively, in 2004 and 2005. In such context, the sampling scheme applied in the Sustainable Nitrogen Management Program (one composite sample of 30 core samples taken in the 0-30 cm soil layer) allowed to reach a precision of $10 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ in 35% of the grazed grasslands sampled. To shift to three composite samples per hectare allows reaching such an accuracy in 90% of the parcels showing an average nitrite nitrogen content lower than $20 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$. For highest values, the samples number necessary to reach such a precision level increases quickly. In such context and in order to identify false positive parcels in audited farms, an important tolerance margin is defined around the threshold value. This value is defined yearly in farms integrating good practices in terms of nitrogen resources management. The use of alternatives indicators to evaluate $\text{N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ leaching risk is also evaluated.

Keywords. Grassland, grazing, nitrate, water quality, risk indicator, nitrogen flux.

1. INTRODUCTION

Les prairies pâturées sont caractérisées par une forte hétérogénéité de la distribution des éléments minéraux, particulièrement de l'azote et du potassium majoritairement contenus dans les pissats des herbivores (Cuttle et al., 2001), distribués d'une manière aléatoire avec, cependant, une certaine concentration le long des voies de déplacement préférentielles (voies menant aux points d'abreuvement, de traite, etc.) ou, le cas échéant, de complémentation (Cuttle et al., 2001 ; Topp et al., 2003). Ces pissats agissent comme autant de puits d'azote suite à leur forte teneur en urée qui peut représenter l'équivalent d'une application de 500 à 700 kg N·ha⁻¹ (Stout et al., 2001). Ainsi, en moyenne, 25 % de l'azote contenu dans les urines est lessivé (Stout, 2003). Ce pourcentage est fonction de la saison suite à un recyclage un peu plus important de l'azote contenu dans les urines émises au printemps (Laurent et al., 2000). Ainsi, Stout (2003) montre que la proportion lessivée de l'azote émis dans les urines varie entre 21 % pour des urines émises au printemps et 32 % pour des urines produites en automne.

Une telle situation pose problème pour déterminer la valeur de l'indicateur « Azote Potentiellement Lessivable » (APL) – communément utilisé dans les parcelles cultivées ou les prairies fauchées afin de caractériser le risque environnemental représenté par les itinéraires techniques mobilisés par les agriculteurs – dans les agro-écosystèmes pâturés. Dans ces derniers, la pertinence des APL dépend largement de la qualité de l'échantillonnage dans l'espace et dans le temps (Vertès et al., 2007).

Le Programme de Gestion Durable de l'Azote impose de prélever 30 carottes de sol de la couche 0-30 cm afin d'obtenir un échantillon moyen à analyser, le plus représentatif possible de la parcelle échantillonnée. Dans ce contexte, l'objectif du présent travail est :

- de définir les performances, l'erreur-type de la moyenne qui peut être attendue d'un tel schéma d'échantillonnage dans une large diversité de prairies

pâturées caractérisées par des chargements animaux et des périodes d'application de ces chargements contrastés,

- de définir la densité d'échantillonnage qui devrait être préconisée afin de quantifier les APL au sein des prairies pâturées avec un niveau d'erreur pré-défini.

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1. Les données

Pour atteindre ces objectifs, nous avons travaillé sur base de deux jeux de données.

Un premier jeu réside dans, respectivement, 47 et 50 profils azotés prélevés, en novembre 2001, dans deux prairies ayant subi un chargement fort similaire d'environ 755 [750-760] et 240 [250-230] UGB (Unité Gros Bétail) jour par ha respectivement sur l'ensemble de la période de pâturage et sur l'arrière-saison. La première (Orphain) est localisée sur un sol limoneux, alors que la seconde (Oubourcy) se situe sur un sol limono-caillouteux.

Le deuxième jeu de données reprend :

- les profils réalisés en 2004 et 2005 au sein d'un réseau de, respectivement, 24 et 18 exploitations laitières à raison de, respectivement, une et trois parcelles par exploitation. En 2004, les parcelles échantillonnées ont été sélectionnées de manière à être représentatives d'un gradient de chargement au pâturage, défini au départ du calendrier de pâturage tenu par les exploitants, et ce tant sur l'ensemble de la saison de pâturage que sur l'arrière-saison (**Tableau 1**), alors qu'en 2005, les parcelles échantillonnées ont été définies aléatoirement comme le veut le système de contrôle appliqué en Wallonie. Les exploitations suivies sont localisées, pour la moitié d'entre elles, sur des sols limono-caillouteux plus ou moins superficiels, alors que l'autre moitié des exploitations est située sur des sols limoneux ayant une faible charge de cailloux. En 2004, cinq échantillons,

Tableau 1. Gradients de chargements au pâturage (UGB jour par ha) couverts par les prairies pâturées échantillonnées en 2004 durant l'ensemble de la saison de pâturage et durant l'arrière-saison — *Animal stocking rate gradient (LU day per ha) in sampled grazed grassland during the entire grazing season and from the 1 September till the end of October in 2004.*

| Nombre de jours de pâturage durant la saison (UGB jour par ha) | Nombre de jours de pâturage après le 1 ^{er} septembre (UGB jour par ha) | | | | | Total |
|--|--|-----------|----------|----------|-------------|-----------|
| | 0-99 | 100-199 | 200-299 | 300-399 | 400 et plus | |
| 100-299 | | | | | | |
| 300-499 | 1 | 4 | | | | 5 |
| 500-699 | 5 | 6 | 2 | | 1 | 14 |
| 700-899 | | 2 | 2 | 1 | | 5 |
| 900 et plus | 1 | | | | | 1 |
| Total | 7 | 12 | 4 | 1 | 1 | 25 |

chacun composé de 30 carottes prélevées sur le profil compris entre 0 et 30 cm, ont été constitués et analysés dans chacune des parcelles suivies. En 2005, ce sont trois échantillons, chacun constitué de 30 carottes prélevées sur le profil compris entre 0 et 30 cm, qui ont été prélevés dans chacune des parcelles échantillonnées ;

- les données obtenues, de 2004 à 2007, sur huit parcelles d'une exploitation laitière (parcelles situées sur un sol limoneux fortement gleyifié (0-30 cm), pour quatre d'entre elles) ont également été retenues. Ces parcelles présentaient, sur chacun des types de sol, un gradient d'apport d'azote sous forme organique compris entre 110 et 350 kg N·ha⁻¹ pour un apport total de 350 kg N·ha⁻¹, restitutions au pâturage incluses. Trois échantillons, chacun composé de 30 carottes prélevées sur le profil compris entre 0 et 30 cm, ont été prélevés au terme de chacune des saisons de pâturage.

2.2. Analyse des données

Le premier jeu de données est mobilisé afin de caractériser la distribution de fréquence des écarts des valeurs d'APL observées au sein des prairies pâturées par rapport à la valeur moyenne enregistrée sur cette même parcelle et, sur cette base, la distribution qui peut être attendue au niveau des valeurs d'APL enregistrées au sein des échantillons composites intégrant 30 carottes de sol. Une fois cette dernière distribution définie, le nombre d'échantillons composites nécessaires pour obtenir un niveau de précision défini pourra être déterminé.

3. RÉSULTATS

3.1. Distribution de fréquence des valeurs APL

Bien qu'ayant subi des pressions fort similaires, en termes de nombre de journées de pâturage par ha, avec de l'ordre de 755 UGB jour par ha sur l'année et 240 UGB jour par ha en arrière-saison, les deux parcelles (parcelles d'Orphain et d'Oubourcy) expriment des

profils assez contrastés (**Tableau 2**). Ainsi au sein de la seconde prairie, la majorité de l'azote est encore sous forme ammoniacale, ce qui explique des teneurs en azote nitrique plus faibles, que ce soit dans la couche 0-30 cm ou sur l'ensemble du profil, et ce alors que la somme de ces deux formes d'azote est fort similaire sur ces deux parcelles avec 42 et 46 kg N·ha⁻¹ dans la couche 0-30 cm respectivement pour la première et la seconde prairie. L'impact de la forme sous laquelle se retrouve l'azote agira directement sur les risques de pertes par lixiviation, l'azote nitrique étant beaucoup plus mobile que l'azote ammoniacal.

De même, la répartition des restitutions au pâturage, reflétée par l'écart-type de l'ensemble des échantillons, apparaît comme plus homogène au sein de la seconde parcelle, qui était pâturée par des vaches allaitantes, qu'au sein de la première parcelle qui était exploitée par un troupeau laitier. Dans ce dernier cas, les écarts-types sont supérieurs aux moyennes alors qu'ils sont du même ordre de grandeur au sein de la seconde parcelle.

Les distributions des écarts entre les valeurs d'APL observées et la moyenne correspondante sont de type « log-normal » (Test d'Anderson-Darling ; $P_{\text{Prairie1}} = 0,154$, $N = 46$; $P_{\text{Prairie2}} = 0,813$, $N = 50$) (**Figure 1**).

Dans ce contexte, la distribution des valeurs qui seraient enregistrées au sein d'échantillons moyens, composites, obtenus en recombinaison aléatoire, avec remise, 30 de ces valeurs d'APL tend, comme illustré à la **figure 2** qui reprend les distributions de 50 échantillons moyens ainsi constitués, vers une distribution normale (Test d'Anderson-Darling ; $P_{\text{prairie1,0-30 cm}} = 0,821$, $N = 50$; $P_{\text{prairie1,0-90 cm}} = 0,916$, $N = 50$; $P_{\text{prairie2,0-30 cm}} = 0,475$, $N = 50$; $P_{\text{prairie2,0-90 cm}} = 0,531$, $N = 50$).

Le nombre d'échantillons composites de 30 carottes (Nb) qu'il est dès lors nécessaire de prélever afin d'obtenir une précision ou marge d'erreur donnée (Em) lors de la détermination de la teneur moyenne, et ce avec un degré de confiance de $(1-\alpha)$, peut alors se définir comme suit (Dagnelie, 1992) :

$$Em = \mu_{1-\alpha/2} * (\sigma \text{ des échantillons composites}) * (\sqrt{Nb})^{-1}$$

Tableau 2. Moyennes et écarts-types (kg N·ha⁻¹) des teneurs en azote enregistrées dans les 47 (prairie 1) à 50 (prairie 2) carottes de sol prélevées dans les deux prairies du premier jeu de données sur les profils de 30 et de 90 cm — *Average and standard deviations (kg N·ha⁻¹) of the N content into the 47 (grassland 1) to 50 (grassland 2) soil samples taken in the two grasslands of the first data set, in the profiles taken in the 0-30cm and 0-90cm soil layers.*

| | Prairie 1 | | | Prairie 2 | | |
|-----------------------------|---|----------------------|---|---|----------------------|---|
| | N-NO ₃ ⁻ (0-30 cm) | N total (0-30 cm) | N-NO ₃ ⁻ (0-90 cm) | N-NO ₃ ⁻ (0-30 cm) | N total (0-30 cm) | N-NO ₃ ⁻ (0-90 cm) |
| Moyenne (47 ou 50 carottes) | 32,1 | 42,1 | 97,3 | 16,7 | 46,4 | 27,5 |
| Écart-type (population) | 49,9 | 66,5 | 133,7 | 12,9 | 17,5 | 24,3 |

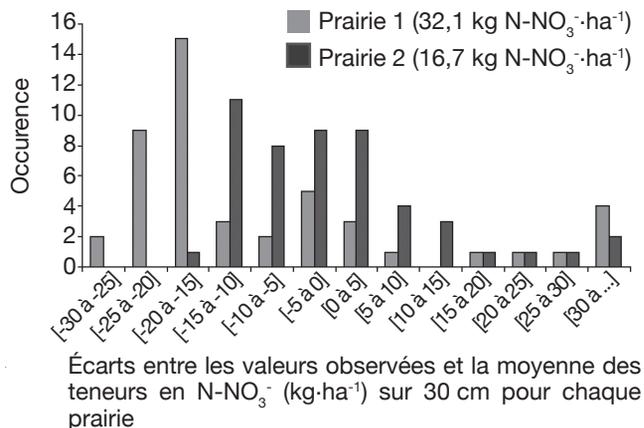


Figure 1. Distribution de la fréquence des écarts des valeurs d'APL observées au sein des prairies pâturées par rapport à la valeur moyenne enregistrée sur cette même parcelle — *Distribution of the deviation frequency of the potential leaching nitrogen values observed into grazed grassland in comparison of the mean value recorded in these grasslands.*

ou

$$Nb = (\mu_{1-\alpha/2} * \sigma * \text{Em}^{-1})^2$$

avec $\mu_{1-\alpha/2} = 1,65$ pour $\alpha = 0,10$, c'est-à-dire pour atteindre un degré de confiance de l'ordre de 90 %.

3.2. Nombre d'échantillons composites nécessaires pour atteindre une précision de 5 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ ou 10 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$

Au sein des deux prairies du premier jeu de données. Avec des écarts-types de 10 et 2 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ dans la couche 0-30 cm, respectivement pour la première et pour la seconde prairie, un nombre de 11 et d'1 échantillons composites de 30 carottes seront nécessaires pour déterminer les APL avec une erreur de 5 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ respectivement au sein de cette première et de cette seconde prairie. Le seuil de 5 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ a été retenu dans un premier temps car il correspond au niveau de précision de la méthode d'analyse, qui est de l'ordre de 10 % par rapport aux teneurs observées (extraction réalisée sur un même échantillon, J.-P. Destain, communication personnelle), soit 3 à 4 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ si l'on se base sur des teneurs acceptables qui sont de l'ordre de 30 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ dans la couche 0-30 cm.

Si l'on considère l'ensemble des 90 cm de profil, pour lesquels les écarts-types sont, respectivement, de 28 et 5 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$, ce sont 85 et 3 échantillons composites de 30 carottes qui seraient nécessaires

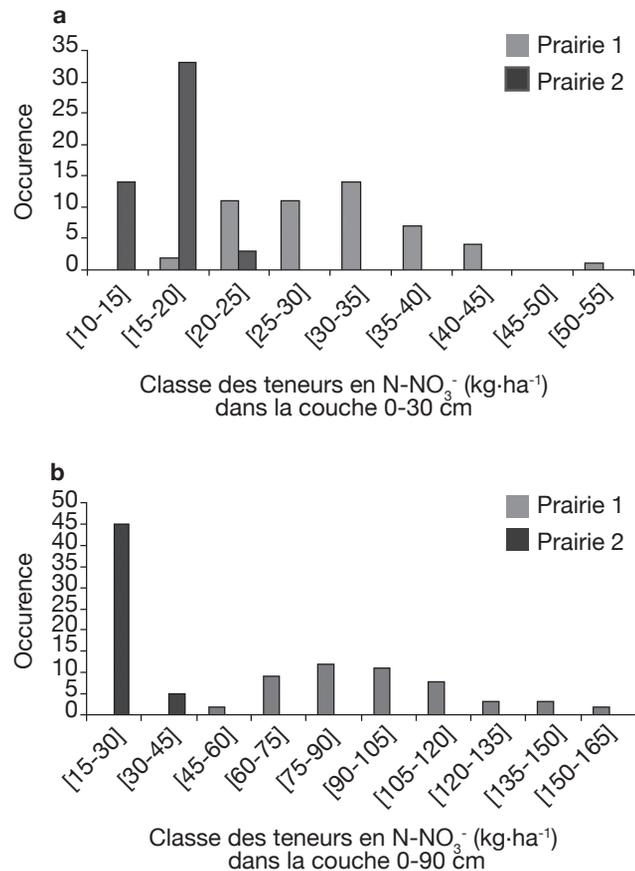


Figure 2. Distribution des 50 valeurs représentant la moyenne de 30 échantillons initiaux prélevés aléatoirement, avec remise, au sein des 47 à 50 profils initiaux, respectivement au sein des prairies 1 et 2 pour l'APL présent dans (a) la couche 0-30 cm et (b) la couche 0-90 cm — *Distribution of the 50 values representing the average of 30 samples taken randomly, within the 47 to 50 initial core samples (a given core sample can be sampled more than once), respectively in the first and second grasslands, for (a) the layer 0-30 cm and (b) the layer 0-90 cm.*

pour atteindre ce niveau de précision dans la première et dans la seconde prairie, respectivement. Dans ce dernier cas, 21 et 1 échantillons composites seraient nécessaires pour atteindre une erreur de 10 $\text{kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$. Vu le niveau de variation observé au sein de cet agro-écosystème, ce sera ce niveau de précision qui sera retenu par la suite.

Au sein du deuxième jeu de données. Au sein de ce jeu de données, la distribution des écarts entre les teneurs des échantillons composites obtenus et les teneurs moyennes correspondantes est de type « normale » (Figure 3), ce qui nous permet de mobiliser la relation définie en 3.1. afin de déterminer le nombre d'échantillons composites nécessaires pour atteindre un niveau d'erreur pré-défini.

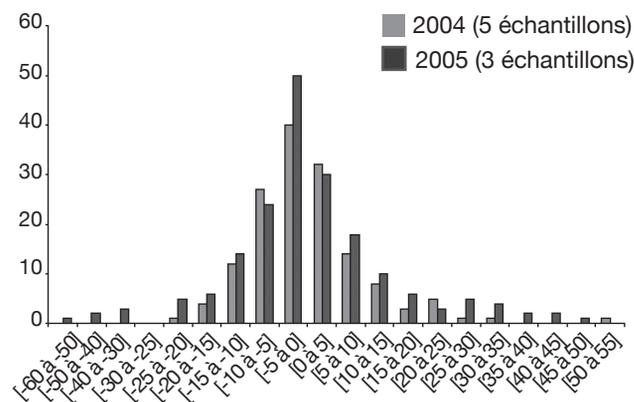


Figure 3. Distribution des écarts entre les valeurs observées pour chacun des échantillons composites prélevés dans le cadre du deuxième jeu de données et les moyennes correspondantes — *Distribution of the deviations between observed values of each composite sample taken into account in the second data set and the correspondent means.*

Suivi au sein d'un réseau d'exploitations laitières. La moyenne et l'écart-type des valeurs observées, en 2004, sur chacune des 24 parcelles échantillonnées ont pu être calculés et mis en relation. Cette approche permet de souligner l'augmentation significative de l'écart-type avec la moyenne (**Figure 4**). L'augmentation des teneurs moyennes enregistrées permet en effet d'expliquer 63 % ($N = 23$) des accroissements des écarts-types observés. Cette observation reste valable pour les données obtenues en 2005. Dans ce cas, l'augmentation des teneurs moyennes enregistrées permet d'expliquer 49 % ($N = 54$) des accroissements observés.

L'application de la relation mise en avant au point 3.1., en vue de déterminer le nombre d'échantillons composites nécessaires à l'obtention d'une précision donnée en fonction de l'écart-type observé, toujours avec un degré de confiance de 90 %, conduit aux résultats suivants. Pour les parcelles échantillonnées à l'automne 2004, caractérisées par des teneurs moyennes comprises entre 5 et 41 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$ (20 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$ en moyenne générale), le prélèvement d'un échantillon composé de 30 carottes permet d'atteindre la précision souhaitée, à savoir 10 $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$, dans seulement 4 % des cas. Cette proportion passe à 56 et 76 % si l'on fait passer le nombre d'échantillons composites respectivement à 3 et 5 (**Tableau 3**).

En 2005, la prise d'un seul échantillon composite a permis d'atteindre une précision de 10 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$ dans 41 % des pâtures échantillonnées. Passer à 3 ou 5 échantillons composites par parcelle aurait permis d'atteindre ce niveau de précision dans, respectivement, 55 et 65 % des cas.

Vu l'augmentation des écarts-types parallèlement aux teneurs moyennes, on peut cependant souligner que

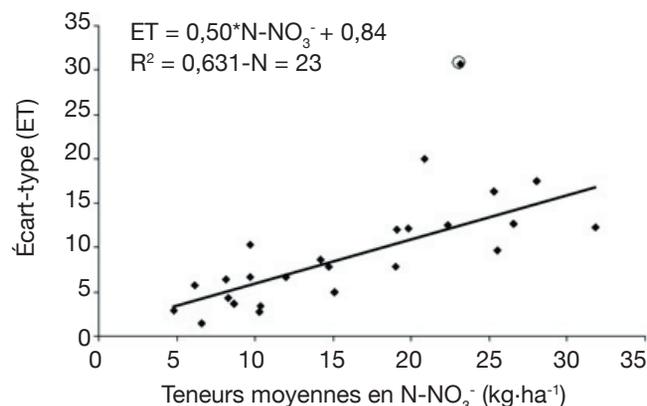


Figure 4. Évolution des écarts-types en fonction des teneurs moyennes en $N-NO_3^-$ observées au sein des prairies pâturées (prélèvement de 5 échantillons composés, chacun, de 30 carottes dans la couche 0-30 cm) sélectionnées en novembre 2004 afin d'être représentatives d'une large gamme de pression de pâturage — *Evolution of the standard deviation in link to the corresponding $N-NO_3^-$ mean level observed into grazed grasslands (five samples composed, each, of 30 soil cores, in the layer 0-30 cm) selected in November 2004 in order to reflect a wide grazing pressure.*

L'échantillon aberrant entouré n'a pas été pris en compte dans la régression — *The aberrant point (encircled) has not been taken into account for the regression.*

la prise de 3 échantillons composites, de 30 carottes de sol sur le profil 0-30 cm, permet d'atteindre une précision de 10 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$ dans 82 % et 93 % des parcelles présentant des teneurs moyennes inférieures à 20 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$, respectivement en 2004 ($n = 17$) et 2005 ($n = 29$). Lorsque les teneurs moyennes sont supérieures ou égales à ce seuil, une telle pression d'échantillonnage permet d'atteindre ce niveau de précision dans seulement 0 et 12 % des cas, respectivement en 2004 ($n = 8$) et 2005 ($n = 25$).

Essai « gradient d'apport d'azote sous forme organique ». Dans le cadre de cet essai, au travers des quatre années de suivi, un seul échantillon suffit pour obtenir un niveau de précision de 10 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$ dans 50 % des cas. Le prélèvement de 3 et 5 échantillons a permis d'atteindre une précision de 10 kg $N-NO_3^- \cdot ha^{-1}$ dans, respectivement, 59 et 75 % des cas (**Tableau 4**).

4. DISCUSSION ET CONCLUSION

Nous avons pu voir qu'en général, l'incertitude observée autour de la valeur APL est directement proportionnelle à cette dernière : plus la valeur APL est élevée, moindre est la précision avec laquelle elle est définie. Plus concrètement, le schéma d'échantillonnage

Tableau 3. Nombre d'échantillons composés de 30 carottes nécessaires pour atteindre une erreur de $10 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ sur la couche 0-30 cm, au sein des parcelles échantillonnées en automne 2004 — *Number of samples composed of 30 soil cores needed to obtain a mistake level of $10 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ into the 0-30 cm layer of grasslands sampled in autumn 2004.*

| Année | Exploitation | Parcelle | Moyenne ($\text{N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$) | Écart-type ($\text{N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$) | Nombre d'échantillons pour une précision de $10 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$ |
|-------|--------------|----------|---|--|--|
| 2004 | ARD1 | 4 | 19,8 | 12,16 | 5 |
| 2004 | ARD2 | 8 | 19,0 | 7,83 | 3 |
| 2004 | ARD3 | 12 | 6,6 | 1,44 | 1 |
| 2004 | ARD4 | 16 | 10,4 | 3,44 | 2 |
| 2004 | ARD5 | 20 | 25,6 | 9,70 | 4 |
| 2004 | ARD6 | 24 | 8,1 | 6,39 | 2 |
| 2004 | ARD7 | 28 | 8,3 | 4,36 | 2 |
| 2004 | ARD8 | 32 | 28,1 | 17,52 | 10 |
| 2004 | ARD9 | 36 | 9,7 | 10,34 | 4 |
| 2004 | HARD1 | 40 | 15,1 | 4,91 | 2 |
| 2004 | HARD2 | 44 | 22,3 | 12,53 | 6 |
| 2004 | HARD3 | 48 | 26,5 | 12,70 | 6 |
| 2004 | HARD4 | 52 | 9,7 | 6,67 | 3 |
| 2004 | HARD5 | 56 | 23,1 | 30,70 | 27 |
| 2004 | HARD6 | 60 | 31,8 | 12,23 | 5 |
| 2004 | HARD7 | 64 | 8,7 | 3,63 | 2 |
| 2004 | HERV1 | 68 | 6,1 | 5,75 | 2 |
| 2004 | HERV10 | 96 | 10,3 | 2,70 | 2 |
| 2004 | HERV11 | 100 | 20,8 | 19,94 | 12 |
| 2004 | HERV3 | 72 | 19,1 | 12,02 | 5 |
| 2004 | HERV4 | 76 | 25,3 | 16,37 | 9 |
| 2004 | HERV5 | 80 | 12,0 | 6,73 | 3 |
| 2004 | HERV6 | 84 | 14,2 | 8,56 | 3 |
| 2004 | HERV8 | 88 | 14,7 | 7,79 | 3 |
| 2004 | HERV9 | 92 | 4,8 | 2,94 | 2 |

proposé par le Programme de Gestion Durable de l'Azote (un échantillon composé de 30 carottes sur le profil 0-30 cm) permet d'être sûr de la valeur avancée, avec une marge d'erreur inférieure à $10 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$, dans seulement 35 et 52 % des cas lorsque nous considérons, respectivement, l'ensemble des parcelles échantillonnées ou uniquement les parcelles présentant une teneur moyenne inférieure à $20 \text{ N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$.

C'est pour tenir compte de ce phénomène, lié à l'accroissement de l'écart-type parallèlement à celui des valeurs moyennes enregistrées, qu'une marge de tolérance importante, plus importante au niveau des prairies pâturées que des autres agro-écosystèmes, a été établie autour de la valeur de référence définie au départ des APL enregistrés, l'année en question, au sein d'exploitations respectant de bonnes pratiques en termes de gestion de l'azote. La marge de tolérance ainsi définie permet d'éviter de retenir de faux positifs.

Une alternative, afin de mieux cerner la valeur des APL au sein des prairies pâturées, pourrait être la mise en place d'un échantillonnage séquencé qui nécessiterait de revenir faire des échantillons composites au sein des parcelles dépassant le seuil des

$20 \text{ kg N-NO}_3^- \cdot \text{ha}^{-1}$, cependant, dans ce cas, le nombre d'échantillons nécessaires pour atteindre la précision souhaitée augmente rapidement.

Il pourrait également être intéressant de rechercher une alternative à la réalisation d'APL afin d'évaluer le risque de lixiviation de l'azote dans les agro-écosystèmes pâturés. Un de ces indicateurs pourrait être le chargement au pâturage (Simon et al., 1997 ; Laurent et al., 2000 ; Topp et al., 2003 ; Hennart et al., 2007a) représenté par le nombre de vaches multiplié par le nombre de journées de pâturage par ha.

Cependant, si cet indicateur peut indiquer un niveau de risque, il n'est pas toujours corrélé aux APL enregistrés en arrière-saison sur une parcelle donnée (Hennart et al., 2007b). Cette absence de relation systématique peut s'expliquer par l'importance des conditions climatiques d'arrière-saison sur les valeurs des APL. Des conditions favorables à la pousse de l'herbe pouvant « épuiser » le profil et réduire les corrélations attendues.

Une approche similaire, visant à définir le chargement au pâturage, et ce plus précisément en arrière-saison (Laurent et al., 2000 ; Stout, 2003), à appliquer en vue de réduire les risques de lessivage

Tableau 4. Nombre d'échantillons nécessaires pour atteindre une erreur de 10 kg N-NO₃·ha⁻¹ sur la couche 0-30 cm au sein de l'essai « gradient d'apport d'azote sous forme organique » pour les années 2004, 2005, 2006 et 2007 — *Number of samples needed to obtain a mistake level of 10 kg N-NO₃·ha⁻¹ into the 0-30 cm layer in the “gradient of organic N fertilizer” experiment for 2004, 2005, 2006 and 2007.*

| Année | Parcelle | Moyenne (N-NO ₃ ·ha ⁻¹) | Écart-type (N-NO ₃ ·ha ⁻¹) | Nombre d'échantillons pour une précision de 10 kg N-NO ₃ ·ha ⁻¹ |
|-------|----------|---|--|--|
| 2004 | 1 | 18,3 | 3,55 | 0 |
| 2004 | 2 | 34,2 | 7,20 | 1 |
| 2004 | 3 | 31,2 | 3,74 | 0 |
| 2004 | 4 | 29,1 | 10,32 | 3 |
| 2004 | 8 | 34,8 | 20,53 | 11 |
| 2004 | 9 | 30,9 | 5,43 | 1 |
| 2004 | 10 | 40,9 | 23,94 | 16 |
| 2004 | 12 | 27,6 | 9,85 | 3 |
| 2005 | 1 | 38,9 | 26,04 | 18 |
| 2005 | 2 | 44,5 | 9,42 | 2 |
| 2005 | 3 | 47,9 | 7,31 | 1 |
| 2005 | 4 | 81,3 | 17,58 | 8 |
| 2005 | 8 | 18,0 | 6,40 | 1 |
| 2005 | 9 | 18,4 | 5,86 | 1 |
| 2005 | 10 | 30,3 | 4,23 | 0 |
| 2005 | 12 | 39,2 | 4,53 | 1 |
| 2006 | 1 | 42,2 | 21,56 | 13 |
| 2006 | 2 | 88,8 | 5,58 | 1 |
| 2006 | 3 | 97,5 | 6,63 | 1 |
| 2006 | 4 | 54,4 | 21,72 | 13 |
| 2006 | 8 | 28,4 | 13,04 | 5 |
| 2006 | 9 | 29,9 | 12,96 | 5 |
| 2006 | 10 | 66,3 | 37,17 | 38 |
| 2006 | 12 | 31,7 | 13,82 | 5 |
| 2007 | 1 | 32,9 | 5,82 | 1 |
| 2007 | 2 | 44,5 | 3,70 | 0 |
| 2007 | 3 | 37,8 | 12,03 | 4 |
| 2007 | 4 | 40,5 | 11,35 | 4 |
| 2007 | 8 | 20,9 | 6,54 | 1 |
| 2007 | 9 | 23,5 | 5,33 | 1 |
| 2007 | 10 | 44,7 | 44,60 | 54 |
| 2007 | 12 | 16,1 | 2,00 | 0 |

d'azote nitrique au sein des prairies pâturées, avait été mise en place au sein des fermes inscrites en Démarche Qualité. Néanmoins, une telle approche s'est vite avérée difficilement applicable et peu contrôlable.

Remerciements

Cette étude a été menée dans le cadre de la convention 2738/1 financée par la DGARNE, Direction du Développement rural. Les auteurs tiennent à remercier les éleveurs les ayant accueillis et ayant enregistré leurs pratiques afin de mener à bien la présente approche. Ils tiennent également à remercier M. Ch. Vandenberghe pour ses apports lors de la relecture de cet article. Finalement, ils remercient les équipes techniques de la Section Systèmes agricoles et du Centre de Michamps pour la réalisation des échantillonnages.

Bibliographie

- Cuttle S.P., Scurlock R.V. & Davies B.M.S., 2001. Comparison of fertilizer strategies for reducing nitrate leaching from grazed grassland, with particular reference to the contribution from urine patches. *J. Agric. Sci.*, **136**, 221-230.
- Dagnelie P., 1992. *Statistique théorique et appliquée, tome I*. Gembloux, Belgique : Les Presses agronomiques de Gembloux.
- Hennart S. & Stilmant D., 2007. Impact du chargement d'arrière-saison sur les pertes en azote par lessivage : références établies dans le sud-est de la Belgique. In : *Journée d'Automne de l'AFPF, Prairies, fourrages et impacts sur la qualité de l'eau, 18 octobre 2007, Paris*.

- Hennart S., Stilmant D., Fabry L. & Vandenberghe C., 2007. Gestion de l'azote au pâturage : élaboration d'un outil d'aide à la décision. In : *Actes des 14^e Journées autour des Recherches sur les Ruminants, Rencontres Recherches Ruminants, 5-6 décembre 2007, Paris*. Paris : INRA, 68.
- Laurent F., Castillon P., Besnard A. & Le Gallic Y., 2000. Fuites d'azote sous prairies. Influence du pâturage mais pas du type de prairie. *Perspect. Agric.*, **258**, 23-29.
- Simon J.C., Vertès F., Decau M.L. & Le Corre L., 1997. Les flux d'azote au pâturage. 1. Bilans à l'exploitation et lessivage du nitrate sous prairies. *Fourrages*, **151**, 249-262.
- Stout W.L., 2003. Effect of urine volume on nitrate leaching in northeast USA. *Nutrient Cycling Agroecosystems*, **67**, 197-203.
- Stout W.L., Delahoy J.E., Muller L.D. & Saporito L.S., 2001. Evaluating nitrogen management options for reducing nitrate leaching from northeast U.S. Pastures. In: *Optimizing nitrogen management in food and energy production and environmental protection. Proceedings of the 2nd International nitrogen conference on science and policy. Sci. World*, **1**(2), 887-891.
- Topp C.F.E. & McGechan M.B., 2003. Modelling productivity and nitrate leaching in a simulated dairy farm. *Agronomy*, **23**, 235-247.
- Vertès F., Simon J.-C., Laurent F. & Besnard A., 2007. Prairies et qualité de l'eau. Évaluation des risques de lixiviation d'azote et optimisation des pratiques. *Fourrages*, **192**, 423-440.

(10 réf.)