

## Analyse de l'incertitude associée au calcul des émissions azotées sur un groupe d'exploitations agricoles dans le cadre de l'application de l'Analyse du Cycle de Vie.

Sylvain Payraudeau, Hayo M.G. van der Werf, Françoise Vertès

INRA, UMR Sol, Agronomie et Spatialisation de Rennes-Quimper, ENSAR-65, rue de Saint Briec CS 84215,

34042 Rennes Cedex, France. Tel. +33 2 23 48 57 09; fax +33 2 23 48 54 30; E-mail: hayo.vanderwerf@rennes.inra.fr

### Résumé

L'objectif de cette communication est de présenter une méthode d'analyse des incertitudes liées à l'application d'une méthode d'évaluation environnementale multicritère : l'Analyse du Cycle de Vie (ACV). L'ACV est appliquée, dans ce travail, pour réaliser le diagnostic de l'impact environnemental d'un groupe d'exploitations agricoles interagissant sur un territoire donné. L'ACV repose sur l'évaluation des émissions de polluants et de l'utilisation de ressources directes et indirectes puis du devenir de ces polluants et enfin de leurs effets potentiels sur l'environnement.

Parmi les différents contaminants pris en compte par l'ACV, ce travail détaille l'analyse des incertitudes liées à l'estimation des émissions directes des différents composés azotés à l'échelle du groupe d'exploitations. Les différentes formes de l'azote étudiées sont :  $\text{NH}_3$ ,  $\text{NO}$ ,  $\text{N}_2\text{O}$ ,  $\text{N}_2$  et  $\text{NO}_3$ . La méthode retenue pour déterminer ces émissions repose sur une ventilation de l'excédent du bilan apparent d'azote à l'échelle de l'exploitation. Deux sources d'incertitudes sont étudiées (i) celles liées à la caractérisation des entrées et des sorties d'azote sur chaque exploitation pour déterminer l'excédent du bilan apparent à partir d'enquêtes et (ii) celles liées aux différents paramètres utilisés pour le calcul des émissions gazeuses. Une approche Monte Carlo est mise en oeuvre pour estimer l'incertitude associée aux émissions calculées. Une analyse des principaux points de blocage qui limitent la mise en oeuvre de l'approche Monte Carlo, dans le cadre des ACV sur l'activité agricole, est proposée. Les différentes étapes de la mise en oeuvre de l'approche Monte Carlo sont ensuite détaillées sur un groupe d'exploitations situées sur le bassin versant de Naizin (Morbihan, France).

**Mots clés :** Azote, ACV, Incertitude, Monte Carlo, Bilan apparent

### 1. Introduction

L'Analyse du Cycle de Vie (ACV) est une méthode d'évaluation de l'impact environnemental d'un produit ou d'un service. L'ACV présente l'avantage d'offrir une vision holistique et systémique du produit ou service étudié par rapport à d'autres méthodes d'évaluation (Payraudeau et van der Werf, 2005). Le concept central de l'ACV est de combiner, en un nombre limité d'indicateurs, les émissions polluantes et les ressources utilisées durant la vie d'un produit. Développée à l'origine pour les productions industrielles, l'ACV est utilisée pour évaluer les impacts environnementaux des systèmes de culture (Mattsson, 1999 ; Brentrup *et al.*, 2001) et des productions animales (Haas *et al.*, 2001; Cederberg, 2002 ; Basset-Mens et van der Werf, 2005). Les principales limites de l'ACV sont liées à la subjectivité de certains choix et hypothèses, au manque de modèles appropriés pour évaluer certains impacts et à la difficulté d'associer une incertitude aux résultats (ISO, 1997). L'interprétation des résultats de l'ACV fait l'objet de la norme ISO 14043 qui recommande la prise en compte explicite de l'incertitude dans le diagnostic final (De Jongh, 1988 ; Steen, 1997 ; ISO, 2000).

Le terme d'incertitude utilisé ici au sens large regroupe en fait deux concepts : la variabilité, qui correspond à la variabilité « naturelle » d'un processus et l'incertitude au sens strict, qui est liée à la qualité d'échantillonnage dans l'espace et le temps, aux hypothèses réalisées et aux modèles utilisés (Huijbregts, 1998). Une classification des sources d'incertitude au sens large a été proposée dans le

cadre le l'ACV (Huijbregts, 1998). Six sources sont ainsi identifiées : (1) l'incertitude liée aux paramètres ; (2) l'incertitude liée aux modèles ; (3) l'incertitude liée aux choix réalisés ; (4) la variabilité spatiale des processus ; (5) la variabilité temporelle des processus et (6) la variabilité de comportement des cibles soumis aux émissions polluantes. Concernant les approches de bilan d'azote à l'exploitation, une classification des sources d'incertitude a été proposée sur la base de biais et d'erreurs (Oenema et Heinen, 1999). L'un des biais identifié, lié à la fraude, est particulièrement difficile à estimer, puisqu'il ne peut être représenté par à un comportement aléatoire.

Deux niveaux d'analyse de l'incertitude peuvent être envisagés. Le premier niveau repose sur une analyse partielle de la propagation de l'incertitude en se focalisant sur un nombre limité de paramètres clés (Biewinga et van der Bijl, 1996 ; Basset-Mens et van der Werf, 2005). Les valeurs extrêmes de chacun de ces paramètres sont tout d'abord estimées puis combinées pour aboutir à un scénario « favorable » et un « défavorable ». Les résultats de ces deux scénarios fournissent une estimation des valeurs minimales et maximales associées aux résultats.

Le deuxième niveau consiste à étudier la propagation de l'incertitude sur l'ensemble des paramètres à l'aide de méthodes analytiques, d'approximation ou numériques. Les méthodes analytiques reposent sur une équation de propagation des erreurs qui combine variances et covariances des différents paramètres (Mandel, 1984 ; Bevington et Robinson, 1992). Ces méthodes analytiques s'appliquent aux équations linéaires, dont la fonction de probabilité (FDP) des valeurs des paramètres est supposée normale, avec des incertitudes relativement faibles et pas de covariance significative (IPCC, 2001). Ces méthodes peuvent également être étendues aux équations non linéaires, en approximant l'incertitude par un développement de Taylor. Les approches numériques sont privilégiées dans le cas où les incertitudes sont élevées et/ou que leur FDP suit une loi autre que normale. C'est par exemple le cas des émissions de N<sub>2</sub>O, qui peuvent suivre une FDP log-normale (Lo *et al.*, 2005). Parmi les approches numériques, les simulations de type Monte Carlo sont couramment utilisées pour analyser la propagation de l'incertitude dans les évaluations de l'impact environnemental (Balakrishnan *et al.*, 2005 ; Griffin *et al.*, 1999 ; Stevick *et al.*, 2004). L'utilisation des simulations de type Monte Carlo revient à transformer un modèle déterministe en modèle stochastique (Husson, 2001). Chaque paramètre doit être caractérisé par une FDP qui peut être normale ou non. La génération d'un grand nombre de simulations permet de tirer aléatoirement une valeur pour chaque paramètre selon sa FDP, puis d'analyser la FDP des résultats. L'intérêt de cette approche est de pouvoir calculer les intervalles de confiance associés aux résultats sur la base de l'analyse statistique des FDP. La mise en œuvre de cette approche participe également au processus de construction de l'outil d'évaluation en générant des questions sur la qualité des données utilisées (IPCC, 2001).

Les différentes applications de l'approche Monte Carlo dans l'ACV portent le plus souvent sur des produits industriels et encore très rarement sur des productions agricoles (Huijbregts *et al.*, 2000 ; Dubus *et al.*, 2003 ; Lo *et al.*, 2005).

L'objectif de cet article est d'identifier les points de blocage qui limitent l'utilisation de l'approche Monte Carlo pour l'analyse de l'incertitude liée à l'ACV des activités agricoles. Les intérêts et limites de cette approche sont illustrés par l'analyse de la propagation de l'incertitude liée à l'estimation des émissions azotées (NH<sub>3</sub>, NO, N<sub>2</sub>O, N<sub>2</sub> et NO<sub>3</sub>) d'un groupe d'exploitations agricoles situées sur le bassin versant de Naizin (Morbihan, France).

## **2. Limites et points de blocage de la mise en œuvre des simulations de type Monte Carlo**

L'analyse de l'incertitude par une approche Monte Carlo suppose tout d'abord de caractériser chaque paramètre par les statistiques synthétiques suivantes : moyenne arithmétique, variance, asymétrie et aplatissement de la distribution. Des tests statistiques permettent ensuite de définir la FDP analytique qui s'applique le mieux aux données (Frey *et al.*, 1999). Le calcul de ces statistiques suppose un échantillon suffisant, au moins supérieur à 30 valeurs (IPCC, 2001). L'acquisition d'un échantillon représentatif est plus aisée dans le cas d'émissions ponctuelles liées à une cheminée d'industrie (Lo *et al.*, 2005), que pour les émissions diffuses vers l'eau ou l'air liées à l'activité agricole (Seppälä *et al.*, 2004 ; Donohue

*et al.*, 2005 ; Lindahl *et al.*, 2005). Le premier point de blocage est donc lié à la difficulté de quantification des émissions. Même si l'on dispose des données brutes, la taille de l'échantillon est souvent insuffisante pour ajuster une FDP aux émissions étudiées.

Dans le cas de figure où des données bibliographiques synthétiques sont utilisées, le point de blocage correspond à l'absence d'une, voire plusieurs, des données statistiques requises pour l'application de l'approche Monte Carlo.

Si la moyenne est toujours disponible, la FDP est rarement fournie. Certains auteurs donnent des « valeurs extrêmes », mais leur signification statistique explicite est rarement fournie. Ainsi l'utilisateur de ces données doit décider comment interpréter ces valeurs bornes en supposant, par exemple, que ces valeurs bornent un intervalle « extrême » entre plus ou moins deux écarts type contenant 95% des valeurs dans le cas d'une FDP normale. L'utilisateur de données ne devrait pas à avoir à choisir la signification statistique des valeurs des bornes disponibles car ceci introduit une grande part de subjectivité.

L'absence fréquente de la FDP des paramètres dans les références disponibles sur les émissions liées aux activités agricoles est à relier d'une part à la difficulté de mesure des rejets diffus discutée ci-dessus et d'autre part à la spécificité de cette donnée qui n'est réellement valorisable que dans le cadre d'une analyse d'incertitude. En l'absence d'information, le guide des bonnes pratiques et de gestion de l'incertitude de l'IPCC préconise d'utiliser un nombre minimum de FDP différentes et de privilégier les lois normale ou log-normale après consultation d'experts (IPCC, 2001). D'autres FDP simples comme les lois uniformes et triangulaires peuvent également être utilisées (Maurice *et al.*, 2000). L'avantage de ces dernières est d'utiliser directement les valeurs minimales et maximales fournies par un expert.

Le dernier point de blocage réside dans la prise en compte des dépendances entre paramètres et entre paramètres et données d'entrée. L'application de l'approche Monte Carlo implique de prendre en compte les relations entre paramètres en générant la matrice de corrélation (IPCC, 2001). La conception de cette matrice nécessite de disposer des données brutes caractérisant l'ensemble des paramètres étudiés. Pour autant, la non prise en compte des corrélations n'est pas forcément rédhibitoire pour utiliser l'approche Monte Carlo. Ainsi si le degré d'incertitude est faible pour les paramètres concernés et si la sensibilité des variables simulées à ces paramètres est également réduite, la non prise en compte de la corrélation aura peu d'effet sur l'évaluation de l'incertitude. Une analyse de sensibilité des paramètres peut être menée dans ce sens pour déterminer les paramètres induisant le plus de sensibilité des variables simulées (Payraudeau *et al.*, 2005).

Pour conclure, une utilisation croissante de l'approche Monte Carlo pour étudier la propagation de l'incertitude dans les ACV liées à l'activité agricole passe, de la part des producteurs de références, par :

- l'estimation de la variance en précisant sa signification statistique pour éviter que l'utilisateur des données ait un choix à faire;
- l'estimation de la FDP analytique qui s'ajuste le mieux aux données expérimentales.

Le problème de la covariance entre paramètres reste entier dès que l'on utilise des références provenant de sources diverses comme c'est systématiquement le cas lors d'une ACV. Une des pistes consiste à identifier les paramètres clés par une analyse de sensibilité, puis d'estimer les relations entre ces paramètres sur la base des références bibliographique disponibles.

### **3. Application**

#### **3.1 Préambule**

Pour illustrer l'intérêt et les difficultés de l'analyse de l'incertitude par l'approche Monte Carlo dans le cadre de l'ACV, nous nous focaliserons sur l'estimation des émissions azotées. Le terme d'émission directe est utilisé pour les émissions de NH<sub>3</sub>, NO, N<sub>2</sub>O, N<sub>2</sub> et NO<sub>3</sub> intervenant sur le site d'exploitation.

Les émissions de  $N_2O$  induites par les émissions de  $NH_3$  et de  $NO_3$ , dénommées émissions indirectes, sont également prises en compte (IPCC, 1997). Le détail de la méthode d'estimation de ces émissions azotées directes et indirectes est décrit dans Payraudeau *et al.* (2005).

Cette méthode repose sur une ventilation de l'excédent du bilan apparent de l'azote à l'échelle de l'exploitation plutôt qu'une approche parcellaire (Kristensen *et al.*, 2005). Les approches parcellaires requièrent un volume et une qualité de données peu adaptée à l'échelle d'étude retenue.

Le bilan apparent de l'azote intègre l'ensemble des entrées et des sorties d'azote sur l'exploitation, en considérant celle-ci comme une boîte noire (Simon et Le Corre, 1992). Les différentes entrées et sorties du bilan apparent sont décrites en détail dans Payraudeau *et al.* (2005). L'excédent du bilan apparent, après déduction des pertes gazeuses estimées dans les différents compartiments de l'exploitation (pâturage, bâtiments, stockage, épandage, etc...) et prise en compte des apports atmosphériques, est utilisé comme indicateur du surplus d'azote qui va contribuer à la fois à l'évolution du stock dans le sol et aux pertes vers les eaux sous forme de  $NO_3$ . Sous cultures annuelles et lors des destructions de prairies (Vertès *et al.*, 2002), la minéralisation du stock d'azote dans le sol peut augmenter fortement les pertes par lessivage, tandis que les prairies permettent le stockage de l'azote dans les sols. Nous avons supposé que le stock d'azote dans le sol reste stable, en posant l'hypothèse que nous nous situons dans un système cultural associant cultures annuelles et prairies en équilibre sur le long terme. Cette hypothèse ne serait pas valide lors d'un changement important d'assolement sur une exploitation. A l'échelle de la Bretagne, la tendance globale des dernières décennies correspond à un destockage de l'azote du sol, lié à une diminution de la matière organique (Walter *et al.*, 1995). L'hypothèse d'un stock d'azote stable revient donc probablement à sous-estimer les pertes par lessivage. Une amélioration future de la méthode nécessiterait de pouvoir intégrer l'effet de ces successions culturales à l'échelle parcellaire sur l'évolution du stock d'azote dans le sol à l'échelle de l'exploitation.

Déterminer le lessivage d'azote par différence de l'excédent du bilan apparent de l'azote et des pertes gazeuses présente l'inconvénient majeur de cumuler les incertitudes sur le terme lessivage de  $NO_3$  (Kristensen *et al.*, 2005). Une méthode de calcul alternative serait donc utile, mais aucun modèle de simulation opérationnel ne semble permettre d'estimer le lessivage à l'échelle d'exploitations présentant notamment des prairies pâturées sans aucune donnée sur leur conduite.

Les ordres de grandeur des émissions de  $NO_3$  estimée par la méthode ont été validés in situ par comparaison avec les valeurs de résidus post-cultureux et les concentrations dans la nappe superficielle sur le bassin de Naizin (Payraudeau *et al.*, 2005).

Pour analyser la propagation de l'incertitude sur le calcul des émissions azotées, deux sources d'incertitudes sont étudiées. Tout d'abord, les termes du bilan apparent jugés les plus incertains sont analysés, telles les teneurs en azote, les quantités des effluents importés ou exportés et l'azote fixé par les légumineuses (Oenema et Heinen, 1999 ; Mulier *et al.*, 2003). La deuxième source d'incertitude est liée aux paramètres utilisés pour estimer les différentes émissions gazeuses azotées et l'apport d'azote atmosphérique d'azote.

### **3.2. Sources des références utilisées**

Cette approche repose sur l'utilisation de 89 paramètres, i.e. *facteurs d'émission*, permettant d'estimer 4 types de pertes gazeuses azotées ( $NH_3$ ,  $NO$ ,  $N_2O$ ,  $N_2$ ), (i) au pâturage pour les bovins, (ii) dans les bâtiments et durant le stockage pour les ateliers bovins, porcins, volailles et lapins, et (iii) lors de l'épandage des effluents organiques et des engrais minéraux. Ces paramètres conditionnent également les pertes de  $N_2O$  et de  $N_2$  par les légumineuses et les apports atmosphériques d'azote.

Le choix des références utilisées pour estimer les *facteurs d'émission* est guidé par le consensus de la communauté scientifique internationale, européenne ou française. Le détail des références utilisées est synthétisé dans Payraudeau *et al.* (2005).

Outre ces 89 paramètres, le calcul de l'excédent du bilan apparent nécessite l'estimation des teneurs en azote des différentes entrées et sorties sur l'exploitation. Pour ces teneurs, nous avons retenus les références produites par l'INRA et les différents instituts techniques.

La difficulté de mise en œuvre de l'approche Monte Carlo est principalement liée à l'estimation des intervalles de valeurs et de la FDP de chaque paramètre. Les données utilisées pour les intervalles de valeurs proviennent de trois sources : (i) de l'IPCC pour les émissions de  $N_2O$  (IPCC, 2001) (ii) d'EMEP-CORINAIR pour les émissions de  $NH_3$  (EMEP-CORINAIR, 2001) et (iii) d'un comité d'experts pour les paramètres non décrits dans les deux précédentes sources (Basset-Mens et van der Werf, 2005). L'estimation de l'intervalle de valeurs des teneurs en azote des entrées et sorties du bilan apparent provient des instituts techniques.

Comme précisé dans les recommandations en matière de bonne pratique et de gestion de l'incertitude par l'IPCC, on fait l'hypothèse d'une FDP normale pour les différents paramètres sauf indication contraire, comme par exemple pour les émissions de  $N_2O$  qui suivent une FDP log-normale (IPCC, 2001).

Faute de données suffisantes pour caractériser les intervalles de confiance associés aux paramètres d'émission de NO, cette émission azotée n'a pas été prise en compte dans l'analyse de la propagation de l'incertitude. Les émissions de NO sont par ailleurs très faibles, de l'ordre de 0.3% de l'azote excrété ou épandu.

L'utilisation de sources d'informations synthétiques provenant d'origine variée ne nous permet pas de construire la matrice de corrélation des différents paramètres pour l'intégrer lors de la mise en œuvre de l'approche Monte Carlo. Nous sommes amenés à faire l'hypothèse d'une indépendance a priori des paramètres. Seule les émissions de  $N-N_2O$  et de  $N-N_2$  sont par construction corrélées, puisque nous considérons que les émissions de  $N_2$  sont estimées comme un ratio des émissions de  $N-N_2O$  (Webb, 2001). Pour intégrer cette dépendance, nous considérons que la somme des émissions ( $N-N_2O + N-N_2$ ) est fixe pour toutes les simulations. Une valeur de  $N-N_2O$  est tirée aléatoirement en suivant une FDP log-normale et la valeur de  $N-N_2$  est calculée comme le complément de la valeur de  $N-N_2O$  pour conserver la somme ( $N-N_2O + N-N_2$ ) constante.

## **4. Résultats**

La méthode d'estimation des émissions directes des différents composés azotés a été appliquée sur le bassin versant de Naizin (Morbihan, France) d'une superficie de 12,5 km<sup>2</sup>, dont 90% de SAU (Surface Agricole Utile). Sur les 41 exploitants recensés sur le bassin versant en 2004, 24 ont accepté de répondre au questionnaire conçu pour mettre en œuvre l'ACV des productions agricoles de ce bassin. L'excédent du bilan apparent sur les 24 exploitations est estimé à 176 kg N/ha.

L'analyse de la propagation de l'incertitude repose sur un échantillon de 50 000 simulations indépendantes. Pour chaque simulation, une valeur est tirée aléatoirement pour chaque paramètre selon sa FDP. Seuls les paramètres d'émissions de  $N_2O$  et  $N_2$  sont traités simultanément comme précisé précédemment.

### **4.1. Analyse de l'incertitude sur l'excédent d'azote du bilan apparent**

Les principales sources d'incertitude répertoriées dans la bibliographie sont liées à l'estimation de la fixation symbiotique d'azote, à la quantité et à la teneur des effluents importés et exportés (Oenema et Heinen, 1999 ; Mulier *et al.*, 2003). Pour chaque exploitation, un descripteur *IncBAN* permet de

quantifier l'importance de ces 2 principales sources d'incertitude sur le bilan apparent. Celui-ci représente le rapport exprimé en pourcentage des quantités d'azote concernées par la fixation et les échanges d'effluents, correspondant à la somme des importations et des exportations, sur l'excédent du bilan. Pour estimer la dispersion de l'excédent du bilan sur chaque exploitation à partir des 50 000 simulations, le coefficient de variation, i.e. l'écart type de l'échantillon sur la moyenne a été calculé. Une analyse de normalité a été réalisée sur les distributions des excédents des 24 exploitations à l'aide du test de Kolmogorov-Smirnov selon un critère bilatéral au risque  $\alpha = 5\%$  (Siegel, 1956). L'hypothèse de normalité peut être retenue, selon ce test, pour 23 excédents au risque  $\alpha = 5\%$ . L'excédent du bilan d'une exploitation (*a* Tableau 1) ne présente pas de variabilité et donc pas de FDP. Le tableau 1 synthétise les valeurs moyennes des termes « fixation » et « échanges d'effluent », la valeur moyenne du descripteur *IncBAN* et la valeur moyenne du coefficient de variation pour les 24 exploitations. Les résultats de cinq exploitations contrastées du point de vue des deux termes étudiés sont également présentés.

Tableau 1 : Descripteur *IncBAN* et coefficient de variation (CV) obtenu à partir des 50 000 simulations sur les 24 exploitations.

	Moyenne des 24 exploitations	Exploitation a: sans fixation ni échanges d'effluents	Exploitation b: avec fixation importante	Exploitation c: avec échanges effluents importants	Exploitation d: avec échanges effluents importants	Exploitation e: avec fixation et échanges d'effluents importants
Fixation par les prairies (kg N/ha)	22	-	94	-	-	39
Effluents importés (kg N/ha)	15	-	-	-	-	79
Effluents exportés (kg N/ha)	34	-	-	338	70	-
Excédent du bilan (kg N/ha)	176	117	69	246	67	83
<i>IncBAN</i> = (Fixation + Echange effluents) / Excédent (%)	40	-	136	137	103	143
CV = Ecart type / Moyenne de l'excédent (%)	14	-	39	37	33	31

Les termes « fixation » et « échanges d'effluents » représentent en moyenne respectivement 13% et 28% de l'excédent du bilan des 24 exploitations. Le coefficient de variation, correspondant aux 50 000 simulations, est de l'ordre de 14% en moyenne sur les 24 exploitations. Le descripteur *IncBAN* se révèle un bon indicateur de la dispersion des résultats, puisqu'il existe une relation très significative entre *IncBAN* et le coefficient de variation ( $r = 0.98$  ; avec  $\alpha = 1\%$ ). Les plus fortes dispersions observées, pour les exploitations *b*, *c*, *d* et *e*, correspondent en effet à des cas présentant une contribution importante des termes « fixation » et « échanges d'effluents » sur l'excédent d'azote. Le calcul de l'excédent pour l'exploitation *a* présente logiquement une variabilité nulle, puisque les deux sources d'incertitude analysées ne sont pas représentées sur cette exploitation. Pour poursuivre cette analyse, la démarche pourrait être étendue à l'ensemble des termes du bilan apparent comme le préconisent Mulier *et al.* (2003). La mise en œuvre du bilan apparent sur des exploitations, pour lesquelles les termes « fixation » et « échanges d'effluents » représentent une contribution importante à l'excédent, implique de réduire l'incertitude liées à ces termes. Une information plus précise des quantités et des teneurs réelles des produits peut permettre de réduire l'incertitude du terme « échanges d'effluents ». Pour le terme « fixation », la difficulté d'obtenir une estimation précise représentative de l'ensemble des parcelles en prairie d'association reste un frein à la réduction de l'incertitude sur ce terme.

#### 4.2. Analyse de l'incertitude sur les émissions

L'analyse porte ensuite sur l'estimation de l'incertitude liée aux différentes émissions directes azotées ( $\text{NH}_3$ ,  $\text{NO}$ ,  $\text{N}_2\text{O}$ ,  $\text{N}_2$  et  $\text{NO}_3$ ) et de l'émission indirecte de  $\text{N}_2\text{O}$ . Le test de Kolmogorov-Smirnov permet de conclure que les émissions directes suivent toutes une FDP normale au risque de 5%. Avec ce même risque, on peut rejeter l'hypothèse d'une FDP normale pour les émissions indirectes de  $\text{N}_2\text{O}$ .

La figure 1 représente la distribution en 100 classes des émissions directes de N-NH<sub>3</sub>, N-N<sub>2</sub>O N-NO<sub>3</sub> simulées et leur distribution normale théorique correspondant à la moyenne et l'écart type des 50 000 valeurs.

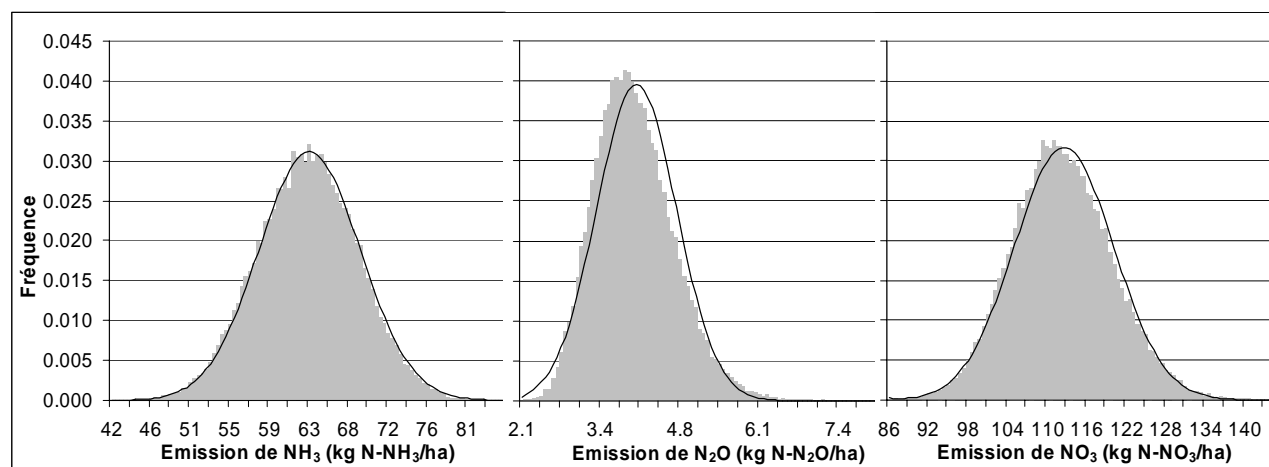


Figure 1 : Distributions observées (histogramme) et théoriques (courbe) des valeurs d'émission de N-NH<sub>3</sub>, N-N<sub>2</sub>O et N-NO<sub>3</sub> sur les 24 exploitations.

Le tableau 2 synthétise les statistiques descriptives des 6 émissions azotées calculées sur l'ensemble des 24 exploitations. La valeur de référence de chaque émission correspond aux résultats obtenus avec le modèle déterministe basé sur les valeurs de référence des paramètres. La contribution, en terme d'incertitude, des paramètres d'émission et des termes du bilan apparent est distinguée.

Tableau 2 : Synthèse des statistiques obtenues pour les 6 émissions azotées sur les 24 exploitations.

	Pertes gazeuses directes N-NH <sub>3</sub> /ha	Pertes gazeuses directes N-NO <sub>3</sub> /ha	Pertes gazeuses directes N-N <sub>2</sub> O/ha	Pertes gazeuses directes N-N <sub>2</sub> /ha	Pertes vers l'eau N-NO <sub>3</sub> /ha	Pertes gazeuses indirectes N-N <sub>2</sub> O/ha
Valeur de référence	<b>63</b>	<b>0.81</b>	<b>4</b>	<b>12</b>	<b>111</b>	<b>3.4</b>
<b>Incertitudes liées aux paramètres d'émission + Termes du bilan apparent</b>						
M : Moyenne (50 000 sim.)	63.2	0.81	4	12	112	3.4
EC : Ecart type (50 000 sim.)	5.5	0.01	0.67	0.7	7.6	3.9
Intervalle (M +/- 2 * EC) %	[-17% ; 17%]	[-2% ; 2%]	[-34% ; 34%]	[-11% ; 11%]	[-13% ; 13%]	]-100% ; 226%]
Intervalle (M +/- 2 * EC)	[52 ; 74]	[0.79 ; 0.83]	[2.7 ; 5.3]	[10.7 ; 13.4]	[97 ; 127]	]0 ; 11]
Intervalle (min. - max.)	[42 ; 85]	[0.77 ; 0.85]	[2.1 ; 8.7]	[7 ; 14.3]	[86 ; 146]	[0.2 ; 186]
<b>Incertitudes liées aux paramètres d'émission</b>						
M : Moyenne (50 000 sim.)	63	0.81	4	12	112	3.4
EC : Ecart type (50 000 sim.)	5.5	0.01	0.67	0.7	4.9	3.9
Intervalle (M +/- 2 * EC) %	[-17% ; 17%]	[-2% ; 2%]	[-33% ; 33%]	[-11% ; 11%]	[-9% ; 9%]	]-100% ; 226%]
Intervalle (M +/- 2 * EC)	[52 ; 74]	[0.8 ; 0.83]	[2.7 ; 5.3]	[10.7 ; 13.4]	[102 ; 121]	]0 ; 11]
Intervalle (min. - max.)	[42 ; 85]	[0.78 ; 0.85]	[2.1 ; 8.9]	[7.1 ; 14.1]	[92 ; 134]	[0.2 ; 179]
<b>Incertitudes liées aux termes du bilan apparent</b>						
M : Moyenne (50 000 sim.)	63	0.81	4	12	112	3.4
EC : Ecart type (50 000 sim.)	0.2	0.005	0.07	0.1	5.7	0.1
Intervalle (M +/- 2 * EC) %	[-1% ; 1%]	[-1% ; 1%]	[-4% ; 4%]	[-2% ; 2%]	[-10% ; 10%]	[-8% ; 8%]
Intervalle (M +/- 2 * EC)	[62.9 ; 63.6]	[0.8 ; 0.82]	[3.9 ; 4.2]	[11.8 ; 12.2]	[101 ; 123]	[3.1 ; 3.7]
Intervalle (min. - max.)	[62.8 ; 64.2]	[0.8 ; 0.84]	[3.8 ; 4.4]	[11.7 ; 12.6]	[93 ; 139]	[3 ; 4.1]

La normalité des FDP associées aux émissions directes permet d'associer un intervalle de confiance correspondant à la moyenne plus ou moins deux écarts type au risque de 5%. L'intervalle contenant 95% des valeurs est relativement réduit pour les émissions directes : entre +/-2% pour le NO à +/-34% pour le N<sub>2</sub>O. Comme précisé dans le paragraphe 3, l'incertitude des paramètres d'émission de NO n'est pas pris en compte dans ce travail. La faible dispersion des résultats est donc logique et uniquement due à la variation du stock d'azote disponible après volatilisation. L'incertitude sur l'émission indirecte de N<sub>2</sub>O est beaucoup plus élevée mais s'explique par l'incertitude des paramètres d'émission utilisés compris entre -92% à + 380% (Basset-Mens et van der Werf, 2005).

L'analyse distincte de deux sources d'incertitude (cf. Tableau 2) permet de conclure que les émissions directes de NH<sub>3</sub>, N<sub>2</sub>O, N<sub>2</sub> et de N<sub>2</sub>O indirect, sont plus sensibles à l'incertitude liée aux paramètres d'émission qu'à l'incertitude liée aux termes du bilan apparent. En effet, la dispersion, estimée par l'écart type, est systématiquement plus élevée lorsqu'on prend en compte l'incertitude des paramètres. Inversement, le calcul de l'émission de NO<sub>3</sub>, obtenu par différence entre l'excédent du bilan apparent et les émissions gazeuses azotées, est légèrement plus sensible aux incertitudes des termes du bilan apparent (écart type = 5.7) qu'à celles liées aux paramètres (écart type = 4.9).

L'intervalle de confiance est plus réduit pour l'émission de NO<sub>3</sub> que pour les émissions gazeuses. Ce résultat met en évidence des phénomènes de compensation entre émissions, qui conduisent à une incertitude sur les émissions de NO<sub>3</sub> inférieure à la somme des incertitudes sur l'excédent apparent et les émissions gazeuses. Cette propriété a été également observée sur l'incertitude de l'excédent du bilan apparent qui se révèle inférieure à la somme des incertitudes des différents termes du bilan (Oenema et Heinen, 1999).

### 4.3. Discussion

Pour 2 des 24 exploitations, la quantité de NO<sub>3</sub> potentiellement lessivable est négative (-19 et -60 kg N/ha de SAU). Ce résultat met en cause (i) l'hypothèse de stabilité du stock d'azote des sols dans ces exploitations en particulier, et (ii) l'ensemble des estimations réalisées. Le tableau 3 permet d'analyser ce deuxième point en étudiant l'incertitude associée à l'émission de NO<sub>3</sub>. La valeur de référence de N-NO<sub>3</sub> correspond aux résultats obtenus avec le modèle déterministe basé sur les valeurs de référence des paramètres.

Tableau 3 : Variabilité des émissions de N-NO<sub>3</sub> pour les 22 exploitations qui présentent une valeur positive et pour les deux exploitations avec une valeur négative (exprimée en N-NO<sub>3</sub>/ha).

	Emission de N-NO <sub>3</sub> (kg/ha)		
	22 exploitations [N-NO <sub>3</sub> /ha] >= 0	Exploitation c	Exploitation d
Valeur de référence	<b>119</b>	<b>-60</b>	<b>-19</b>
M : Moyenne (50 000 sim.)	119	-59	-19
CV moyen et intervalle des CV	20 [3 ; 52]	168	138
Intervalle (M +/-2 EC)	-	[-256 ; 138]	[-70 ; 33]

L'analyse du tableau 3 met en évidence pour les 22 exploitations un coefficient de variation (CV) de 20%. Les exploitations *c* et *d* présentent un coefficient de variation très élevé, respectivement égal à 168% et 138%. Cette dispersion des valeurs de N-NO<sub>3</sub> est à relier avec la forte variabilité de l'excédent du bilan apparent (Tableau 1 pour l'exploitation *c* et *d*). Pour les exploitations *c* et *d*, les termes « fixation » et « échanges d'effluents » représentent respectivement 137% et 103% de l'excédent du bilan contre une moyenne de 36% pour les 22 autres exploitations. Les émissions de NO<sub>3</sub> étant ensuite calculées par différence entre l'excédent du bilan et les autres émissions azotées, l'incertitude sur l'excédent des exploitations *c* et *d* se répercute directement sur leur émission de NO<sub>3</sub>.

### Conclusion

L'objectif de cet article était tout d'abord de discuter des points de blocage qui limitent l'utilisation de l'approche Monte Carlo pour étudier la propagation de l'incertitude dans les ACV liées aux activités agricoles. Pour favoriser la mise en œuvre de ce type d'approche, les références produites par la communauté scientifique doivent permettre d'estimer, outre la valeur moyenne, la variance, en précisant notamment la signification statistique des bornes fournies et la FDP analytique s'appliquant le mieux au jeu de données.



Parmi les sources d'incertitude identifiées dans l'ACV (Huijbregts, 1998), ce travail n'a porté que sur les incertitudes liées à certaines données d'entrée et aux paramètres liés aux émissions. Dans le cadre d'une ACV complète, ce type d'approche devrait être étendu aux autres sources d'incertitude.

Après validation des ordres de grandeur des émissions de NO<sub>3</sub> sur un petit bassin versant (Payraudeau *et al.*, 2005), la transformation du modèle déterministe de calcul des émissions azotées sur 24 exploitations en modèle stochastique permet d'étudier les limites du modèle. Ainsi, lorsque le descripteur *IncBAN* est élevé, l'excédent du bilan apparent est entaché d'une forte incertitude, qui se répercute sur l'estimation des pertes en NO<sub>3</sub>. Pour ces exploitations, on peut ainsi obtenir des quantités de NO<sub>3</sub> estimées négatives. La réduction de l'incertitude liée aux termes du bilan apparent passe notamment par une meilleure quantification des masses et teneurs en azote des produits échangés. L'incertitude portant sur la fixation symbiotique d'azote semble plus difficile à réduire lors de la phase d'enquête en exploitation.

L'analyse de la propagation de l'incertitude permet de raisonner sur un intervalle de confiance et non plus uniquement sur la valeur moyenne. Malgré des intervalles de confiance parfois importants sur les paramètres, qui peuvent aller par exemple de -50% à +100% pour l'émission directe de N<sub>2</sub>O, les intervalles de confiance des différentes émissions directes restent inférieures à plus ou moins 34% de la valeur moyenne. Il faut toutefois pondérer ce constat par les choix qui ont été fait dans le cadre de ce travail. Ainsi seuls deux des termes du bilan apparent ont été associés à une incertitude, même si ceux-ci sont a priori entachés des plus fortes incertitudes (Oenema et Heinen, 1999 ; Mulier *et al.*, 2003).

Pour les paramètres induisant le plus de sensibilité sur les résultats (Payraudeau *et al.*, 2005), la réduction de l'incertitude passe par un travail expérimental d'acquisition de références. Une part importante de l'incertitude associée à ces paramètres d'émission est en effet liée à l'utilisation de références trop globales (1) du point de vue spatial, comme l'utilisation d'une même référence pour l'ensemble d'un pays, voire d'un continent (2) ou temporelle, comme l'utilisation d'une référence qui ne distingue pas la saisonnalité des processus.

Enfin, outre l'intérêt d'estimer un intervalle de confiance pour chaque émission avec un risque connu, la mise en œuvre de l'approche Monte Carlo permet de traiter explicitement le problème de l'incertitude associée aux données.

## Références

- Balakrishnan, S., Roy, A., Ierapetritou, M.G., Flach, G.P., Georgopoulos, P.G., 2005. A comparative assessment of efficient uncertainty analysis techniques for environmental fate and transport models: application to the FACT model. *Journal of Hydrology*. 307, 1-4, 204-218.
- Basset-Mens, C., van der Werf, H.M.G., 2005. Scenario-based environmental assessment of farming systems: the case of pig production in France. *Agriculture, Ecosystems & Environment*. 105, 1-2, 127-144.
- Bevington, P. R., Robinson, D.K., 1992. *Data Reduction and Error Analysis for the Physical Sciences*. WCB/McGraw-Hill Boston, USA, 328 p.
- Biewinga, E.E., van der Bijl, G., 1996. Sustainability of energy crops in Europe: A methodology developed and applied. Centre for Agriculture & Environment, Utrecht, The Netherlands. 209 p.
- Brentrup, F., Küsters, J., Kuhlmann, H., Lammel, J., 2001. Application of the Life Cycle Assessment methodology to agricultural production: an example of sugar beet production with different forms of nitrogen fertilisers. *European Journal of Agronomy*. 14, 3, 221-233.
- Cederberg, C., 2002. Life Cycle Assessment (LCA) of animal production. PhD Thesis, Department of Applied Environmental Science, Göteborg University, Sweden.
- De Jongh, P., 1988. Uncertainty in EIA. In: *Environmental impact assessment. Theory and practices*. Wathern P., Editor, London: Unwin Hyman, UK. 62-84.
- Donohue, I., Styles, D., Coxon, C., Irvine, K., 2005. Importance of spatial and temporal patterns for assessment of risk of diffuse nutrient emissions to surface waters. *Journal of Hydrology*. 304, 1-4, 183-192.
- Dubus, I.G., Brown, C.D., Beulke, S., 2003. Sources of uncertainty in pesticide fate modelling. *The Science of The Total Environment*. 317, 1-3, 53-72
- EMEP-CORINAIR, 2001. *Emission Inventory Guidebook - Third Edition, Chapter 10: Agriculture*. European Environment Agency, Copenhagen, Denmark.
- Frey, H.C., Bharvirkar, R., Zheng, J., 1999. *Quantitative Analysis of Variability and Uncertainty in Emissions Estimation, Final Report*. North Carolina State University and U.S. Environmental Protection Agency, Research Triangle Park, North Carolina, USA. Available on [www4.ncsu.edu/~frey/](http://www4.ncsu.edu/~frey/)

- Griffin, S., Goodrum, P.E., Diamond, G.L., Meylan, W.L., Brattin, W.J., Hassett, J.M., 1999. Application of a Probabilistic Risk Assessment Methodology to a Lead Smelter Site. *Human and Ecological Risk Assessment*. 5, 4, 845-868.
- Haas, G., Wetterich, F., Köpke, U., 2001. Comparing intensive, extensified and organic grassland farming in southern Germany by process life cycle assessment. *Agriculture, Ecosystems & Environment*. 83, 1-2, 43-53.
- Huijbregts, M.A.J., 1998. Application of Uncertainty and Variability in LCA - Part I: A General Framework for the Analysis of Uncertainty and Variability in Life Cycle Assessment. *The International Journal of Life Cycle Assessment*. 3, 5, 273-280
- Huijbregts, M.A.J., Thissen, U., Jager, T., van de Meent, D., Ragas, A.M.J. 2000. Priority assessment of toxic substances in life cycle assessment. Part II: assessing parameter uncertainty and human variability in the calculation of toxicity potentials. *Chemosphere*. 41, 4, 575-588.
- Husson, F., 2001. Construire un modèle stochastique à partir d'un modèle déterministe. *Revue de statistique appliquée*, XLIX, 4, 5-27.
- IPCC, 1997. Revised 1996 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories, Chapter 4: Agriculture. The Intergovernmental Panel on Climate Change. Paris, France. 140 p.
- IPCC, 2001. Good Practice Guidance and Uncertainty Management in National Greenhouse Gas Inventories, Chapter 4: Agriculture. The Intergovernmental Panel on Climate Change. Paris, France. 94 p.
- ISO/DIS, 1997. ISO 14040. Environmental management - Life cycle assessment - Principal and framework. Geneva, Switzerland.
- ISO/DIS, 2000. ISO 14043: Environmental management - Life cycle assessment - Life cycle interpretation. Geneva, Switzerland, 8 p. + annexes.
- Kristensen, I.S., Halberg, N., Nielsen, A.H., Dalgaard, R., Hutchings, N., 2005. N turnover on Danish mixed dairy farms. In "Nutrient management at farm scale. How to attain policy objectives in regions with intensive dairy farming ?", J. Bos, A. Pflimlin, F. Aarts & F. Vertès (Eds.), First workshop of the EGF Working Group 'Dairy Farming Systems and Environment' Quimper, France, 23-25 June 2003. *Plant Research International Report* 83, 77-110.
- Lindahl, A.M.L., Kreuger, J., Stenström, J., Gårdenäs, A.I., Alavi, G., Roulier, S., Jarvis, N.J., 2005. Stochastic Modeling of Diffuse Pesticide Losses from a Small Agricultural Catchment. *Journal of Environmental Quality*. 34, 1174-1185.
- Lo, S.C, Ma, H.W., Lo, S.L., 2005. Quantifying and reducing uncertainty in life cycle assessment using the Bayesian Monte Carlo method. *Science of The Total Environment*. 340, 1-3, 23-33.
- Mandel, J., 1984. *The Statistical Analysis of Experimental Data*. Dover Publications New York, USA, 410 p.
- Mattsson, B., 1999. Environmental Life Cycle Assessment (LCA) of agricultural food production. PhD Thesis, Department of Agricultural Engineering, Swedish University of Agricultural Sciences, Alnarp, Sweden. 55 p.
- Maurice, B., Frischknecht, R., Coelho-Schwartz, V., Hungerbühler, K., 2000. Uncertainty analysis in life cycle inventory. Application to the production of electricity with French coal power plants. *Journal of Cleaner Production*. 8, 2, 95-108.
- Mulier, A., Hofman, G., Baecke, E., Carlier, L., De Brabander, D., De Groote, G., De Wilde, R., Fiems, L., Janssens, G., Van Cleemput, O., Van Herck, A., Van Huylbroeck, G., Verbruggen, I., 2003. A methodology for the calculation of farm level nitrogen and phosphorus balances in Flemish agriculture. *European Journal of Agronomy*. 20, 1-2, 45-51.
- Oenema, O., Heinen, M., 1999. Uncertainties in nutrient budgets due to biases and errors. In Smaling, E.M.A, Oenema, O., Fresco, L.O, Eds, *Nutrient disequilibria in agroecosystems: concepts and case studies*. CABI Publishing Wallingford, UK, 75-97.
- Payraudeau, S., van der Werf, H.M.G., 2005. Environmental impact assessment for a farming region: a review of methods. *Agriculture Ecosystems & Environment*, 107, 1-19.
- Payraudeau, S., van der Werf, H.M.G., Vertès, F., 2005. Evaluation de l'impact environnemental d'un groupe d'exploitations agricoles - Estimation des émissions azotées directes, dans le colloque "Territoires et enjeux du développement régional" - Diagnostics environnementaux pour l'aide à la décision collective, édité par l'INRA, pp 1-15.
- Seppälä, J., Knuutila, S., Silvo, K., 2004. Eutrophication of Aquatic Ecosystems - A New Method for Calculating the Potential Contributions of Nitrogen and Phosphorus. *International Journal of LCA*. 9, 2, 90-100.
- Siegel, S., 1956. *Nonparametric statistics for the behavioral sciences*. McGraw-Hill. New York, USA.
- Simon, J.C., Le Corre, L., 1992. Le bilan apparent de l'azote à l'échelle de l'exploitation agricole : méthodologie, exemples de résultats. *Fourrages*. 129, 79-94.
- Steen, B., 1997. On uncertainty and sensitivity of LCA-based priority setting. *Journal of Cleaner Production*. 5, 4, 255-262.
- Stevick, E., Pohl G., Huntington, J., 2005. Locating new production wells using a probabilistic-based groundwater model. *Journal of Hydrology*. 303, 1-4, 231-246.
- Vertès, F., Loiseau, P., Laurent, F., Recous, S., Leterme, P., Mary, B. 2002. Grassland re-sowing and grass-arable crop rotation in France: agricultural and environmental issues. In Conijn J.G., Velthof G.L., Taube F. (eds) "Grassland re-sowing and grass-arable crop rotation. Draft version", international workshop on agriculture and environmental issues, Wageningen, 18-19th april, 47-64.
- Walter, C., Bouedo, T., Aourousseau, P., 1995. Cartographie communale des teneurs en matière organique des sols bretons et analyse de leur évolution temporelle de 1980 à 1995. Rapport final. Conseil Régional de Bretagne - Agence Loire-Bretagne, Rennes, France, 31 p.
- Webb, J., 2001. Estimating the potential for ammonia emissions from livestock excreta and manures. *Environmental Pollution*. 111, 395-406.