

Programme de Gestion Durable de l'Azote en agriculture. Considérations pratiques et conceptuelles sur la méthodologie du contrôle public du reliquat d'azote nitrique dans le sol des exploitations agricoles wallonnes

Christophe Vandenberghe ⁽¹⁾, Rodolphe Palm ⁽²⁾, Richard Lambert ⁽³⁾, Marc Detoffoli ⁽³⁾, Jean Marie Marcoen ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Univ. Liège - Gembloux Agro-Bio Tech. Unité Science du Sol. Passage des Déportés, 2. B-5030 Gembloux (Belgique). E-mail : c.vandenberghe@ulg.ac.be

⁽²⁾ Univ. Liège - Gembloux Agro-Bio Tech. Unité Statistique, Informatique et Mathématique appliquée à la Bioingénierie. Passage des Déportés, 2. B-5030 Gembloux (Belgique).

⁽³⁾ Université catholique de Louvain (UCL). Earth & Life Institute (ELI). Croix du Sud, 2/L7.05.05. B-1348 Louvain-la-Neuve (Belgique).

Reçu le 13 octobre 2010, accepté le 14 juin 2011.

Dans le cadre du Programme de Gestion Durable de l'Azote en agriculture (PGDA), transposition de la Directive Nitrates, le Service Public de Wallonie (SPW) organise chaque année, depuis 2008, un contrôle du reliquat en azote nitrique dans le sol dans près de 900 parcelles situées en zone vulnérable afin de vérifier si la gestion des engrais azotés par l'agriculteur est conforme aux obligations fixées par le PGDA. La méthodologie développée par le SPW consiste d'une part, à déceler les cas « suspects » par le contrôle en automne du reliquat azoté dans trois parcelles de quelque 300 exploitations agricoles et d'autre part, à suivre les « suspects » dans le cadre d'un programme d'observation qui conduit après un maximum de six ans à une amende ou à la fin du programme. L'article évalue l'efficacité de la méthodologie du SPW : détecte-t-on efficacement les suspects ? au terme du programme d'observation, les « mauvaises » pratiques seront-elles exclusivement sanctionnées ? L'étude est réalisée à partir des observations menées au cours de trois années dans 23 exploitations agricoles, ainsi que de manière conceptuelle, par le calcul de probabilités sur la base de l'hypothèse d'une proportion constante dans le temps de parcelles non conformes. Les résultats de l'étude indiquent que la méthodologie actuelle du contrôle public présente un rapport cout/efficacité acceptable.

Mots-clés. Exploitation agricole, engrais azoté, nitrate, sol agricole, système de contrôle, Belgique.

Implementation of the Nitrates Directive. Analysis of the assessment's methodology for the control of the soil nitrate nitrogen residue in the farm's fields of Wallonia. Within the Walloon Action Programme, transposition of the Nitrates Directive, the Administration organizes each year a control of the soil nitrate nitrogen residues in about 900 parcels located in vulnerable zone in order to verify if the practices of nitrogen spreading by the farmers are in accordance with the Walloon Action Programme. The current method is to yearly spot "suspects" by a control in three parcels in about 300 farms and to follow "suspects" by an observation programme which leads after maximum six years to a penalty or to the end of this programme. The present statistical study means to assess the public control's methodology: what is the probability to penalize a "good" farmer, to forget a "bad" farmer? This study is based on real data and on a theoretical approach. Both conclusions indicate that the official methodology is sufficiently appropriate.

Keywords. Farms, nitrogen fertilizers, nitrates, agricultural soils, control systems, Belgium.

1. INTRODUCTION

La Directive Nitrates (91/676) a été transposée en Wallonie sous la forme d'un Programme de Gestion Durable de l'Azote (PGDA). Ce Programme (Moniteur belge, 2007) impose aux agriculteurs une utilisation raisonnée de l'azote (engrais minéraux et engrais d'origine organique) en vue de prévenir une augmentation de la concentration en nitrate dans les eaux. Afin de vérifier le respect de cette règle, des contrôles sont effectués chaque année, dans 3 % des exploitations agricoles, par le Service Public de Wallonie (Direction Générale de l'Agriculture, des Ressources Naturelles et de l'Environnement – DGARNE).

Dans trois parcelles de chaque exploitation sélectionnée par la DGARNE, des échantillons de sols sont prélevés, entre le 15 octobre et le 30 novembre, en vue d'évaluer le reliquat en azote nitrique (APL¹). Les résultats des analyses sont comparés aux valeurs de référence (APL de référence) établies chaque année par Gembloux Agro-Bio Tech et l'Université catholique de Louvain, membres scientifiques de la Structure d'encadrement Nitrawal (www.nitrawal.be). Ces APL de référence sont établis (Vandenberghe et al., 2009) grâce aux observations réalisées dans le *Survey Surfaces Agricoles* constitué de quelque 250 parcelles réparties dans une trentaine d'exploitations agricoles dites de référence (Vandenberghe et al., 2004). Si l'APL mesuré dans une parcelle est supérieur à l'APL de référence, la parcelle est dite « non conforme ». Si le contrôle décèle deux ou trois parcelles non conformes sur les trois parcelles observées dans l'exploitation, l'agriculteur est déclaré positif et entre dans un programme pluriannuel d'observation qui conduit, en fonction des résultats obtenus aux cours des années successives, soit à la sortie du programme sans amende, soit à une amende. En effet, durant ce programme, trois parcelles différentes sont sélectionnées annuellement et le nombre de parcelles non conformes est déterminé. Si ce nombre est supérieur à l'unité, l'agriculteur est déclaré positif pour l'année en question. Si par contre aucune ou bien une seule parcelle est non conforme, l'agriculteur est déclaré négatif. La sortie sans amende du programme d'observation est conditionnée à l'occurrence de deux années successives de contrôle négatif. L'amende est infligée après trois années, non nécessairement consécutives, de contrôle positif. L'objectif de cette étude est d'évaluer le risque qu'a un agriculteur d'être sanctionné en fonction de la proportion de parcelles non conformes présentes dans son exploitation et ainsi d'apprécier la performance du contrôle réalisé par le SPW. Cette évaluation se fera,

d'une part en utilisant les observations réalisées dans 23 exploitations agricoles au cours de trois années successives et, d'autre part, de manière plus théorique mais en utilisant une hypothèse simplificatrice.

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1. Scénarios possibles

Nous avons signalé, dans l'introduction, que pour une année donnée le contrôle est positif (+) si, sur les trois parcelles observées, deux ou trois parcelles sont non conformes et il est négatif (-) si au maximum une parcelle est non conforme.

Le **tableau 1** reprend les 16 scénarios possibles, ainsi que les décisions associées et la durée moyenne du programme d'observation. Le scénario numéroté 0 correspond à un contrôle initial négatif et les 15 autres scénarios à un contrôle initial positif suivi du programme d'observation pluriannuel de durée variable et conduisant soit à une sanction, soit à une sortie du programme d'observation.

2.2. Approche « SSA »

Données. La première approche pour évaluer la performance du contrôle repose sur des observations réalisées dans 23 exploitations du *Survey Surfaces Agricoles* (SSA), exploitations encadrées en matière de gestion de l'azote, par ULg - Gembloux Agro-Bio Tech et l'Université catholique de Louvain (Vandenberghe et al., 2004) et pour lesquelles on dispose de suffisamment de données.

À partir de six séries d'observations (deux dates d'observation au cours de trois ans), on a créé artificiellement deux jeux de données en considérant les observations faites à une date donnée au cours de trois années. Pour un de ces jeux de données, la chronologie retenue est cependant différente de la chronologie réelle, afin de prendre en compte la variabilité interannuelle. Ainsi, le premier jeu de données contenait les résultats des analyses effectuées en novembre de la première année, en décembre de la deuxième année et en octobre de la troisième année. Le second jeu de données contenait les résultats d'analyses effectuées en décembre de la troisième année, en novembre de la deuxième année et en décembre de la première année.

Calcul des probabilités. Dans la mesure où on ne dispose que de trois années d'observation, nous nous intéressons uniquement aux probabilités suivantes :

- probabilité d'avoir un contrôle initial négatif (scénario 0),

¹ Azote Potentiellement Lessivable.

- probabilité d’avoir un contrôle initial positif, suivi de deux contrôles négatifs conduisant à la sortie du programme d’observation (scénario 15),
- probabilité d’avoir un premier contrôle positif suivi de deux contrôles dont au moins un est positif, conduisant à la poursuite du programme d’observation au-delà de deux ans (scénarios 1 à 14).

Pour un jeu de données et pour un agriculteur, on a dénombré les proportions p_1, p_2 et p_3 de parcelles non conformes pour les trois années. La probabilité d’un contrôle négatif au cours de l’année i ($i = 1, \dots, 3$) si on prélève trois parcelles au hasard est obtenue par la distribution binomiale de paramètres $n = 3$ et $p = p_i$. En désignant par X_i le nombre de parcelles non conformes pour l’année i , cette probabilité s’écrit :

$$P(X_i \leq 1) = P(X_i = 0) + P(X_i = 1) \\ = (1 - p_i)^3 + 3p_i(1 - p_i)^2,$$

et la probabilité d’un contrôle positif est le complément à l’unité de la probabilité d’un contrôle négatif. Il en résulte que la probabilité relative au scénario 0 est égale à :

$$P0 = P(-) = (1 - p_1)^3 + 3p_1(1 - p_1)^2$$

Pour le scénario 15, on a :

$$P15 = P(++-) = P(X_1 > 1)P(X_2 \leq 1)P(X_3 \leq 1), \\ \text{avec } P(X_1 > 1) = 1 - P0$$

$$P(X_2 \leq 1) = (1 - p_2)^3 + 3p_2(1 - p_2)^2 \\ \text{et } P(X_3 \leq 1) = (1 - p_3)^3 + 3p_3(1 - p_3)^2$$

Enfin, la probabilité relative à l’ensemble des scénarios 1 à 14 est égale au complément à l’unité de la somme des probabilités relatives aux scénarios 0 et 15.

2.3. Approche théorique

Hypothèse de départ. Dans la seconde approche, les probabilités relatives à chacun des 16 scénarios repris dans le **tableau 1** sont établies de façon théorique, en considérant que la proportion des parcelles non conformes est constante au cours des années. On suppose donc implicitement que l’agriculteur ne modifierait pas ses pratiques au cours du programme d’observation. En soi, cette hypothèse conduit à un biais car il est vraisemblable qu’un agriculteur inscrit dans un programme d’observation devienne plus attentif à une bonne gestion de l’azote dans son exploitation afin d’éviter une sanction. Cependant, en ce début de procédure de contrôle officiel, à défaut d’observations représentatives sur l’évolution des pratiques d’un agriculteur inscrit dans un programme d’observation, ce biais ne peut être évité.

Probabilités relatives aux scénarios. En désignant par p la proportion de parcelles non conformes dans une exploitation, la probabilité d’avoir, au cours d’une année donnée i , un contrôle négatif s’obtient à partir de la loi binomiale de paramètres $n = 3$ et p :

Tableau 1. Scénarios possibles — *Possible scenarios.*

N° du scénario	Contrôle initial	Programme d’observation	Décision	Durée du programme d’observation
0	–	sans objet		
1	+	+++	sanction	3 ans
2	+	++-+	sanction	4 ans
3	+	+-+-	sortie	4 ans
4	+	+--+	sanction	4 ans
5	+	+--++	sanction	5 ans
6	+	+---	sortie	5 ans
7	+	+-	sortie	3 ans
8	+	-+++	sanction	4 ans
9	+	-++-+	sanction	5 ans
10	+	-+-	sortie	5 ans
11	+	-+--+	sanction	5 ans
12	+	-+---	sanction	6 ans
13	+	-+-	sortie	6 ans
14	+	-+-	sortie	4 ans
15	+	--	sortie	2 ans

$$P(X_1 \leq 1) = (1 - p)^3 + 3p(1 - p)^2 = P(-).$$

La probabilité d'avoir un contrôle positif est le complément à l'unité de la probabilité du contrôle négatif :

$$P(X_1 > 1) = 1 - P(-) = P(+).$$

Il en résulte que la probabilité relative à un scénario caractérisé par j signes - et k signes + est égal à :

$$P = P(-)^j P(+)^k.$$

Probabilités relatives à la décision. Soit P_0, \dots, P_{15} les probabilités relatives à chacun des scénarios. Ces scénarios étant exclusifs, la probabilité relative à un ensemble donné de scénarios est égale à la somme des probabilités des scénarios de cet ensemble.

La probabilité d'un contrôle initial négatif (et donc aussi de ne pas entrer dans la période d'observation) est égale à P_0 .

La probabilité globale de sortie du programme d'observation sans sanction est égale à :

$$P(\text{Sortie}) : P_3 + P_6 + P_7 + P_{10} + P_{13} + P_{14} + P_{15}$$

et la probabilité de sanction est égale à :

$$P(\text{Sanction}) = P_1 + P_2 + P_4 + P_5 + P_8 + P_9 + P_{11} + P_{12}.$$

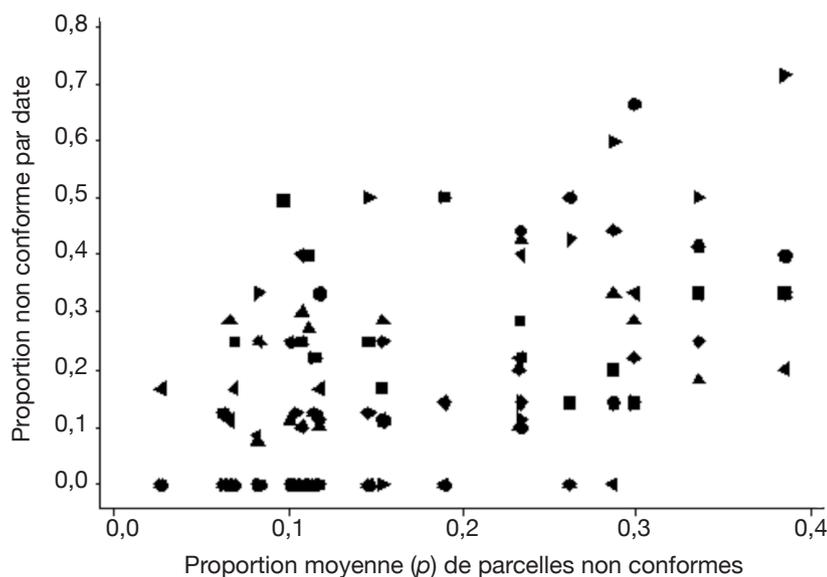


Figure 1. Proportions de parcelles non conformes aux différentes dates, en fonction de la proportion moyenne (p) de parcelles non conformes de chaque exploitation agricole — *Proportions of non conforming parcels at different periods of sampling, as function of the mean proportion (p) of the non conforming parcels of each farm.*

Durée moyenne de la période d'observation. Pour un agriculteur entrant dans la période d'observation, la durée d'observation dépend du scénario (voir **tableau 1**) et la durée moyenne s'écrit :

$$\text{Durée moyenne} : \frac{3P_1 + 4P_2 + 4P_3 + \dots + 2P_{15}}{P_1 + P_2 + \dots + P_{15}}$$

3. RÉSULTATS

3.1. Approche « SSA »

La **figure 1** donne, pour chaque exploitation agricole (identifiable par sa proportion moyenne pour l'ensemble des deux jeux de données), la proportion de parcelles non conformes pour les deux jeux de données aux trois dates. Sur cette figure, une exploitation est donc représentée par un maximum de six points correspondant à une même abscisse. Toutefois, si plusieurs proportions sont identiques, le nombre de points est inférieur à six. On peut constater que ces proportions sont assez fluctuantes d'une date à l'autre et d'une exploitation agricole à l'autre. Ceci illustre la variabilité des performances entre exploitations et l'existence d'un effet « année ».

Les **figures 2, 3** et **4** donnent respectivement les probabilités d'avoir un contrôle initial négatif, les probabilités d'avoir un contrôle initial positif suivi de deux contrôles négatifs et les probabilités de ne pas être sorti du programme d'observation à l'issue des deux premières années d'observation.

Comme attendu, la probabilité d'un premier contrôle négatif diminue avec la proportion moyenne de parcelles non conformes mais, pour un agriculteur donné, elle peut varier de manière importante selon le jeu de données, du fait des proportions de parcelles non conformes très différentes lors du contrôle initial (**Figure 2**).

Les probabilités de sortie (**Figure 3**), tout comme les probabilités de non-sortie du programme pluriannuel sont évidemment dans l'ensemble plus faibles lorsque la proportion moyenne de parcelles non conformes est faible, puisque dans ce cas, la probabilité d'un contrôle initial positif est faible. On note aussi (**Figure 4**) que la probabilité de ne pas être sorti de la période d'observation ne dépasse 10 % que dans 7 cas sur les 46 cas considérés (deux jeux de données relatives à 23 agriculteurs). Ces cas concernent des agriculteurs ayant, en moyenne, plus de 20 % de parcelles non conformes.

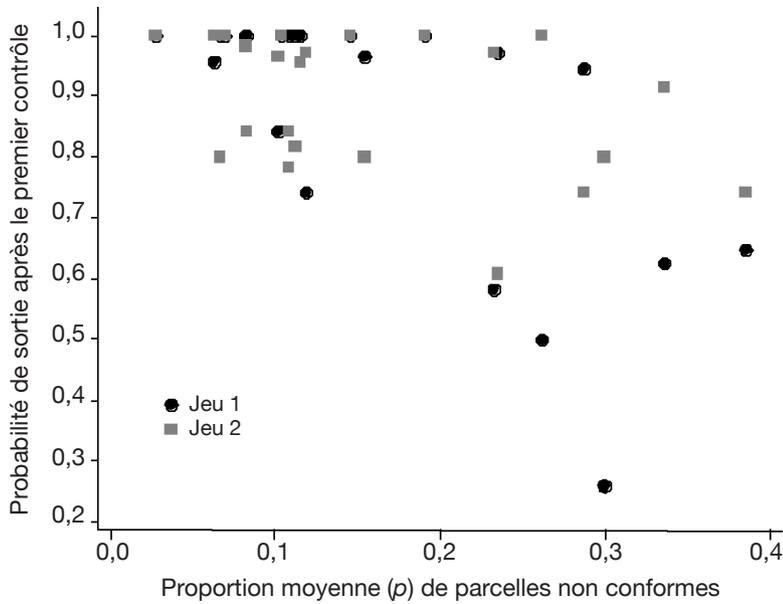


Figure 2. Probabilité d'un contrôle initial négatif, en fonction de la proportion moyenne (p) de parcelles non conformes de chaque exploitation agricole — *Probability of an initial negative control, as function of the mean proportion (p) of non conforming parcels of each farm.*

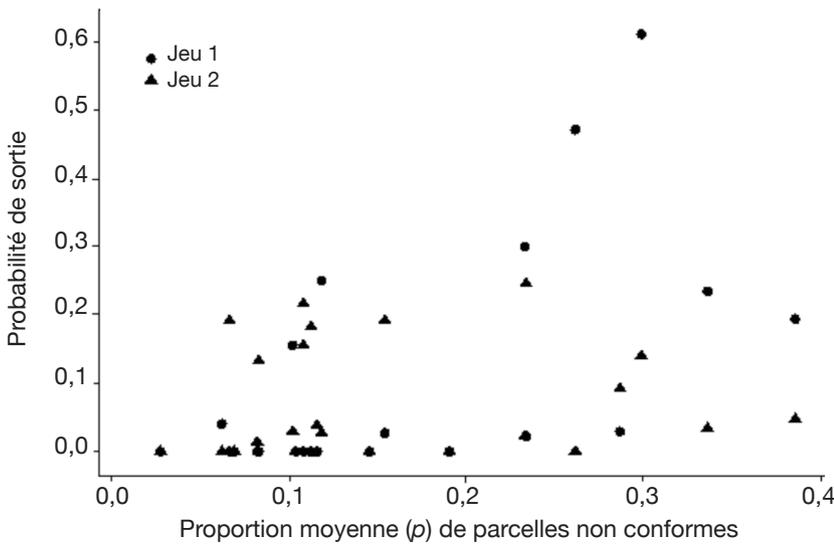


Figure 3. Probabilité de sortie du programme d'observation après deux années, en fonction de la proportion moyenne (p) de parcelles non conformes dans chaque exploitation agricole — *Probability to leave the observation programme after two years, as function of the mean proportion (p) of non conforming parcels of each farm.*

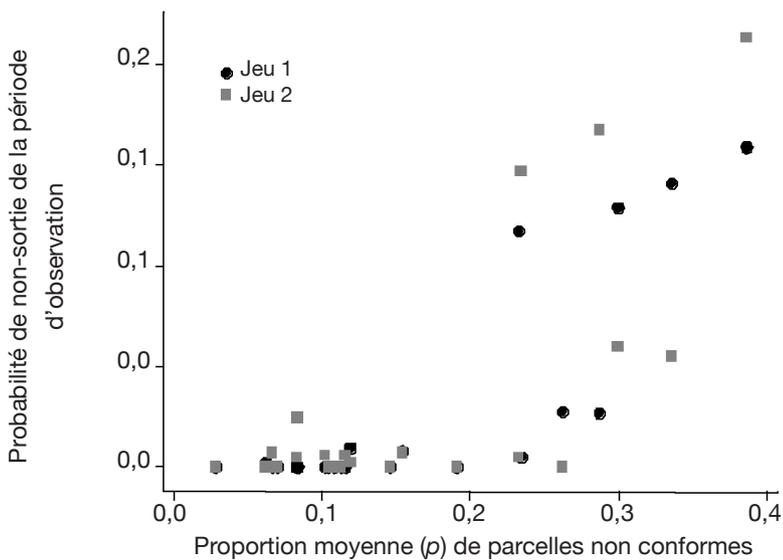


Figure 4. Probabilité de non-sortie du programme d'observation après deux années en fonction de la proportion moyenne (p) de parcelles non conformes — *Probability to stay in the observation programme after two years, as function of the mean proportion (p) of non conforming parcels in the farms.*

3.2. Approche théorique

Le **tableau 2** donne, pour différentes proportions de parcelles non conformes, la probabilité d'un contrôle initial négatif, la probabilité de sortie du contrôle, la probabilité de sanction et la durée moyenne de la période d'observation. L'évolution de ces caractéristiques en fonction de p est illustrée dans les **figures 5 et 6**.

4. DISCUSSION

4.1. Approche « SSA »

L'analyse réalisée à partir des données disponibles dans le *Survey Surfaces Agricoles* (SSA) permet de tirer plusieurs enseignements.

Tableau 2. Probabilité d'un contrôle initial négatif P_0 , probabilité de sortie du contrôle $P(\text{sortie})$, probabilité de sanction $P(\text{sanction})$ et durée moyenne (année) du contrôle D_{moy} , en fonction de la proportion p de parcelles non conformes — *Probability of a negative initial control P_0 , probability to leave the observation programme $P(\text{Sortie})$, probability of a penalty $P(\text{Sanction})$ and average duration (year) of the observation programme D_{moy} as function of the proportion p of non conforming parcels.*

p	P_0	$P(\text{sortie})$	$P(\text{sanction})$	D_{moy}
0,00	1,00	0,00	0,00	0,0
0,05	0,99	0,01	0,00	2,0
0,10	0,97	0,03	0,00	2,1
0,15	0,94	0,06	0,00	2,2
0,20	0,90	0,10	0,00	2,3
0,25	0,84	0,15	0,00	2,5
0,30	0,78	0,20	0,01	2,7
0,35	0,72	0,25	0,03	3,0
0,40	0,65	0,28	0,07	3,2
0,45	0,57	0,30	0,13	3,3
0,50	0,50	0,29	0,21	3,5
0,55	0,42	0,26	0,32	3,5
0,60	0,35	0,21	0,44	3,6
0,65	0,28	0,16	0,56	3,5
0,70	0,22	0,10	0,68	3,5
0,75	0,16	0,06	0,78	3,4
0,80	0,10	0,03	0,87	3,3
0,85	0,06	0,01	0,93	3,2
0,90	0,03	0,00	0,97	3,1
0,95	0,01	0,00	0,99	3,0
1,00	0,00	0,00	1,00	3,0

On observe que d'une année à l'autre, la probabilité d'un contrôle initial négatif ou positif varie fortement. L'approche normalisée (contrôle initial suivi d'un programme d'observation en cas de contrôle positif) est donc pertinente afin de ne pas sanctionner un « faux positif »². Par contre, un « faux négatif »³ pourrait plus facilement échapper aux sanctions puisqu'une seule bonne année suffit pour ne pas entrer dans le programme d'observation.

Pour les agriculteurs qui pratiquent une fertilisation raisonnée (cas des agriculteurs du SSA), 6 fois sur 10, la probabilité d'un premier contrôle négatif est supérieure à 90 %. La probabilité d'avoir un premier contrôle positif et de ne pas sortir du programme d'observation au bout de 2 ans n'est supérieure à 10 % que dans 1 cas sur 6.

Il apparait donc que la probabilité qu'un agriculteur pratiquant une fertilisation raisonnée subisse une amende est très faible.

Les données actuellement disponibles dans le SSA n'ont pas permis de faire de simulation sur plus de trois années. Cependant, le fait de disposer de six années aurait vraisemblablement confirmé, en moyenne, ce qui est montré avec l'approche théorique, avec la réserve suivante : dans l'approche théorique, on a considéré que la proportion de parcelles non conformes était stable dans le temps. Dans l'approche SSA, on travaille avec du « réel », il serait donc probable que la proportion de parcelles non conformes diminue dans le temps si le premier contrôle est positif.

4.2. Approche théorique

L'approche théorique, développée pour une période de six ans (durée maximale du programme d'observation), livre les enseignements suivants :

- l'agriculteur qui a un quart (ou moins) de ses parcelles non conformes n'est pratiquement jamais sanctionné (probabilité inférieure à 1 %),
- l'agriculteur qui a la moitié de ses parcelles non conformes a une probabilité de 20 % d'être sanctionné,
- l'agriculteur n'est sanctionné avec une probabilité supérieure à 90 % que si plus de huit parcelles sur dix sont non conformes.

Il apparait donc que la probabilité de sanctionner un agriculteur « satisfaisant » est très faible. À cet égard,

² Exploitation agricole avec une proportion élevée de parcelles conformes et dans laquelle la sélection aléatoire n'a pas été favorable à l'agriculteur (= contrôle positif).

³ Exploitation agricole avec une proportion élevée de parcelles non conformes et dans laquelle la sélection aléatoire a néanmoins été favorable à l'agriculteur (= contrôle négatif).

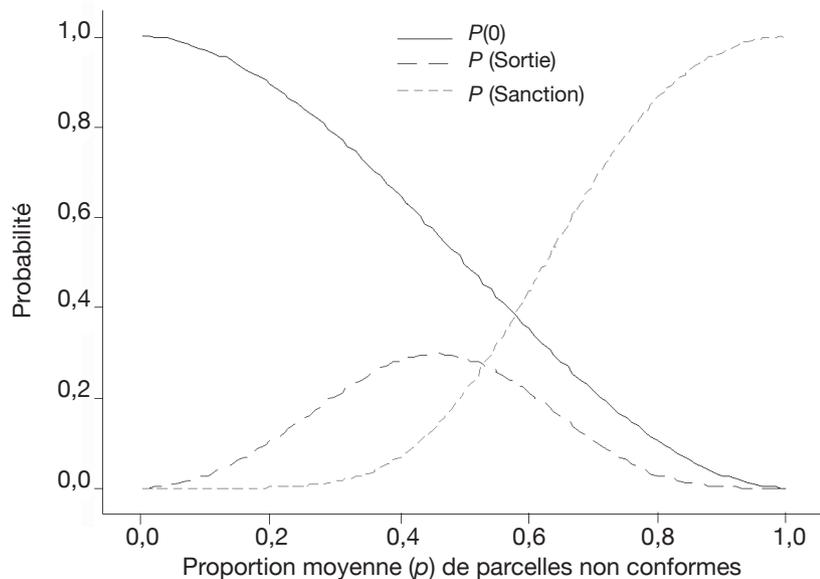


Figure 5. Probabilité d'un contrôle initial négatif $P(0)$, probabilité de sortie du programme d'observation $P(\text{sortie})$ et probabilité de sanction $P(\text{sanction})$ en fonction de la proportion p de parcelles non conformes — *Probability of a negative initial control $P(0)$, probability to leave the observation programme $P(\text{Sortie})$ and probability of a penalty $P(\text{Sanction})$, as function of proportion p of non conforming parcels.*

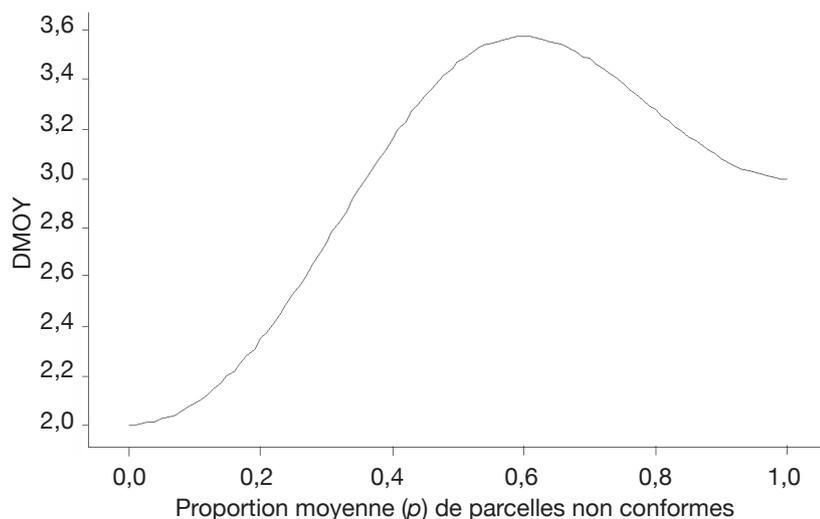


Figure 6. Durée moyenne (années) du programme d'observation D_{moy} en fonction de la proportion p de parcelles non conformes — *Average duration (year) of the observation programme D_{moy} , as function of the proportion p of non conforming parcels.*

le système est bon. Par contre, la probabilité de ne pas sanctionner un agriculteur « insatisfaisant » est trop élevée. À cet égard, le système est perfectible.

Pour augmenter la probabilité de sanctionner un agriculteur « insatisfaisant », une solution serait d'abaisser le seuil de conformité des APL de référence.

Actuellement, ce seuil de conformité est établi sur base du centile 75 des observations réalisées dans le *Survey Surfaces Agricoles* (Moniteur belge, 2008). L'abaissement du seuil de conformité pourrait se réaliser en se référant à un centile plus petit. Cette modification entrainerait une augmentation de la proportion de parcelles non conformes.

Il est à noter que ce faisant, la proportion des parcelles non conformes sera également augmentée pour les « bons » agriculteurs. Ainsi, à l'extrême, si le seuil de non-conformité est établi à partir de la médiane (centile 50) des observations APL du SSA, un agriculteur du SSA (c'est-à-dire encadré et pratiquant une fertilisation raisonnée) aurait en moyenne une chance sur cinq d'être sanctionné, ce qui serait inique. Il convient donc, préalablement à un abaissement du seuil de conformité, de fixer des objectifs en termes de probabilités de sanctionner un « vrai positif » et de ne pas sanctionner un « faux positif ».

Une autre approche pourrait être d'augmenter le nombre de parcelles contrôlées avec la même tolérance (une parcelle non conforme admise). Dans ce cas, la probabilité d'un contrôle négatif pour l'exploitation diminue avec le nombre de parcelles contrôlées comme le montre la **figure 7**, établie pour 2, 3 et 5 parcelles contrôlées. Ainsi, pour cinq parcelles contrôlées au lieu de trois, si 80 % des parcelles de l'exploitation sont non conformes, la probabilité d'un contrôle négatif passe de 10 % à 1 % ; la probabilité de détecter un « vrai positif » augmente donc. Par contre, si l'exploitation compte 20 % de parcelles non conformes, la probabilité d'un contrôle négatif passe de 90 % à 74 % ; la probabilité d'inscrire dans un programme d'observation un « faux positif » augmente également.

De plus, augmenter le nombre de parcelles contrôlées va également augmenter, dans le même ratio, le coût pour l'administration qui finance ce contrôle (en 2010, de l'ordre de 60 000 EUR par an ou 0,15 EUR·ha⁻¹). À l'inverse, diminuer le nombre de parcelles échantillonnées rendrait le contrôle inefficace. Ainsi, si 50 % des parcelles de l'exploitation sont non

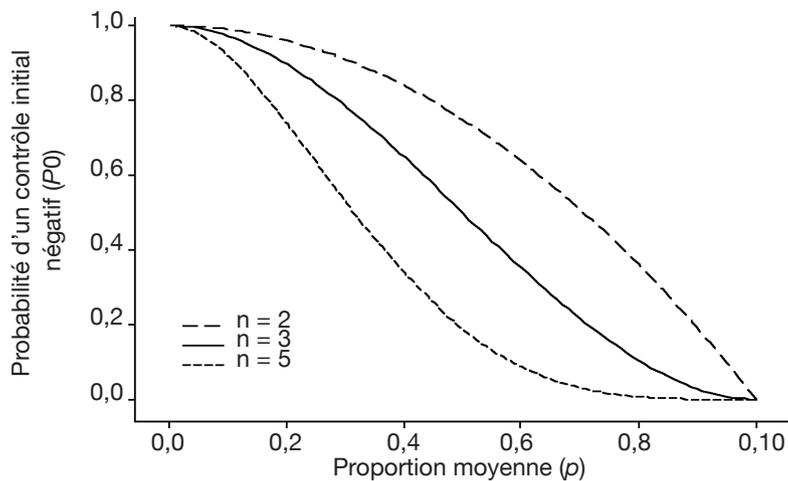


Figure 7. Probabilité d'un contrôle initial négatif (P_0) en fonction de la proportion de parcelles non conformes (p) et du nombre (n) de parcelles contrôlées — Probability of negative initial control (P_0), as function of proportion (p) of non conforming parcels and of the number (n) of inspected parcels.

conformes, la probabilité d'un contrôle négatif est encore de 75 % si on ne prélève que deux parcelles.

Il apparaît donc que le système en vigueur est globalement cohérent en fonction des moyens disponibles (cout du contrôle).

On pourrait également essayer d'optimiser le contrôle, en définissant non seulement le nombre de parcelles observées mais également le nombre de parcelles non conformes autorisées pour déclarer un contrôle négatif. Pour cela, il faudrait cependant préciser davantage les attentes en matière de performance dans une exploitation. Concrètement, il faudrait définir une première proportion p_0 de parcelles non conformes pour laquelle on souhaiterait une probabilité élevée, par exemple 0,90, d'avoir un premier contrôle négatif et une deuxième proportion p_1 pour laquelle on souhaiterait une probabilité faible, par exemple 0,10, d'avoir un premier contrôle négatif. Disposant de ces deux proportions, des techniques particulières utilisées en contrôle de qualité permettent de définir la taille de l'échantillon et le nombre maximum de parcelles non conformes conduisant au contrôle négatif, pour autant du moins qu'un tel couple de valeurs existe (Schilling et al., 2009). Cela revient en fait à définir un plan d'échantillonnage dont la courbe donnant l'évolution de la probabilité d'un contrôle initial négatif en fonction de la proportion de parcelles non conformes passe par deux points fixés.

Si on souhaite des probabilités d'un contrôle initial négatif de 0,90 et 0,10 pour des proportions $p_0 = 0,2$ et $p_1 = 0,8$, la **figure 7** montre que la procédure actuellement en vigueur (observation de trois parcelles et contrôle négatif si le nombre de parcelles

non conformes est inférieur ou égal à l'unité) est la procédure qui répond à cette contrainte.

5. CONCLUSION

Vu les considérations pratiques et conceptuelles sur la méthodologie du contrôle public ici développées, il apparaît que le système actuel offre un rapport cout/efficacité acceptable. Pour l'améliorer, il faudrait nécessairement définir une proportion tolérable de parcelles non conformes dans une exploitation (choix politique) et vraisemblablement augmenter les moyens financiers (plus de parcelles contrôlées).

Bibliographie

- Moniteur belge, 2007. Arrêté du Gouvernement wallon modifiant le Livre II du Code de l'Environnement constituant le Code de l'Eau en ce qui concerne la gestion durable de l'azote en agriculture. *Monit. Belg.*, 07.03.07.
- Moniteur belge, 2008. Arrêté du Gouvernement wallon relatif au suivi, par des mesures de l'azote potentiellement lessivable (APL), de la conformité des exploitations agricoles situées en zone vulnérable aux bonnes pratiques agricoles nécessaires à la protection des eaux contre la pollution par les nitrates à partir de sources agricoles. *Monit. Belg.*, 28.03.08.
- Schilling E. & Neubauer D., 2009. *Acceptance sampling in Quality Control*. London: CRC Press.
- Vandenberghe C. & Marcoen J.M., 2004. Transposition de la Directive Nitrates (CE) en Région wallonne : azote potentiellement lessivable de référence pour les sols cultivés en Région wallonne. *Biotechnol. Agron. Soc. Environ.*, 8, 111-118, <http://www.pressesagro.be/base/text/v8n2/111.pdf>, (06.12.11).
- Vandenberghe C. et al., 2009. Monitoring networks and modelling systems for assessing effectiveness of the EU Nitrates Directive Action Programmes: Approach by the Walloon Region (Belgium). In: Fraters B. et al., eds. *Developments in monitoring the effectiveness of the EU Nitrates Directive Action Programmes. Results of the second MonNO₃ Workshop, 10-11 June 2009*, <http://www.rivm.nl/bibliotheek/rapporten/680717019.pdf>, (06.12.11).