

Aléa moral  
et politiques d'audit optimales  
dans le cadre de la pollution  
d'origine agricole de l'eau

*Sandrine SPAETER*  
*Alban VERCHÈRE*

*Agricultural pollution  
of water,  
moral hazard and  
optimal audit policies*

**Key-words:**

*agricultural pollution,  
nitrates, moral hazard,  
audit, optimal contract*

*Summary – When information on farmers' farming methods is incomplete, it is not optimal to fight water pollution due to their activities exclusively through a tax policy. Symmetrically, subsidies alone are not appropriate for some cereals which are already widely subsidized in the European Union. In this paper, we show that a contract between the farmer and the regulator with random audit, penalties or financial compensations depending on the environmental effort of the farmer, could be another alternative for Society. The relevance of such an audit policy depends on the reliability of the informations given by some indicators on the pedological, hydrological and agronomic characteristics of cultivated soils. From the practical point of view, we discuss the consistency and also the availability of such indicators in the case of the Alsatian groundwater pollution by agricultural activities. We also describe the main features of the audit system adopted in some water catchment areas in Germany (Baden-Wurtemberg).*

**Aléa moral et  
politiques d'audit  
optimales dans  
le cadre de la pollution  
d'origine agricole  
de l'eau**

**Mots-clés :**

*pollution agricole, nitrates,  
aléa moral, audit, contrat  
optimal*

**Résumé –** Compte tenu de l'information incomplète dont on dispose quant aux pratiques culturales des exploitants agricoles, il n'est pas toujours optimal de baser les politiques de lutte contre la pollution d'origine agricole de l'eau exclusivement sur un mode de taxation. Symétriquement, un système entièrement assis sur des subventions se justifie mal dans le cadre de certaines cultures déjà largement subventionnées au niveau européen. Dans cet article, nous montrons qu'une alternative possible consiste à établir un contrat entre l'agriculteur et le régulateur qui combine un contrôle aléatoire des pratiques culturales avec des pénalités ou des compensations financières selon le comportement environnemental observé. Ce système d'audit doit reposer sur des indicateurs fiables des caractéristiques hydrologiques, pédologiques et agronomiques des parcelles étudiées. D'un point de vue plus pratique, nous discutons de la fiabilité et de la disponibilité de tels indicateurs dans le cadre spécifique de la pollution de la nappe phréatique d'Alsace par les activités agricoles et nous évoquons la politique de contrôle mise en place dans des zones de captage de l'eau dans le Bade-Wurtemberg en Allemagne.

\* BETA, Université Louis Pasteur, 61 Avenue de la Forêt-Noire, 67085 Strasbourg Cedex.

*e-mail : spaeter@cournot.u-strasbg.fr  
verchere@cournot.u-strasbg.fr*

Nous remercions Michèle Trémolières, coordinatrice du programme de recherche MOTIVE, le groupe de la Zone Atelier "Nappe du fossé rhénan", François Cochard, Serge Masson, Anne Rozan, Jacques Thépot et Lothaire Zilliox pour tous les échanges que nous avons pu avoir avec eux. Nous remercions encore François Salanié pour les nombreux commentaires dont il nous a fait profiter. Les commentaires et suggestions de trois rapporteurs anonymes et de l'équipe éditoriale ont également permis d'améliorer la qualité de cet article. Cette recherche a bénéficié du soutien financier du CNRS (Programme Environnement, Vie et Sociétés).

LA littérature économique abonde d'articles relatifs aux mécanismes de réduction de la pollution, qui vont de la réglementation à partir de laquelle certaines normes sont établies de manière plus ou moins arbitraire jusqu'au fonctionnement (presque) exclusif des marchés, *via* l'échange de droits à polluer<sup>1</sup>. Néanmoins, beaucoup de ces études reposent sur une hypothèse de responsabilités bien définies en matière de pollution. Or, il est bien admis aujourd'hui que la pollution d'origine agricole de l'eau, à laquelle nous nous intéressons ici, entre dans la catégorie des pollutions diffuses, pour lesquelles il semble difficile d'identifier précisément les responsables. Toutefois, les études menées par certains programmes pluridisciplinaires permettent d'avancer dans la description des causes de la pollution (MOTIVE, 1999-2001; Zone Atelier «Nappe du fossé rhénan», 2001-2003; Mollard *et al.*, 1994). Ainsi, l'analyse économique peut-elle mettre à profit ces avancées, en se basant sur la nouvelle information acquise quant aux mesures de la pollution, pour établir de nouvelles règles et de nouvelles bases contractuelles entre les instances environnementales et les agriculteurs.

Cet article traite principalement de l'activité agricole et de la pollution de l'eau par les nitrates suite à l'utilisation d'engrais azotés. Plus particulièrement, nous mettons en évidence les conditions nécessaires à la mise en place d'une politique telle que celle qui est menée dans la région allemande du Bade-Wurtemberg. Depuis 1988, cette région a opté pour un système de contrôle de la pollution plus contraignant que ceux fondés sur le conseil ou les simples recommandations<sup>2</sup>. Les zones d'application choisies sont notamment celles des périmètres de captage de l'eau où les pratiques agricoles sont soumises à un cahier des charges s'apparentant à un engagement de la part des exploitants, avec menace réelle de sanctions financières en cas de non-respect de ces engagements. Ainsi, une mesure des reliquats azotés présents dans les sols des parcelles exploitées est réalisée pour 1/3 des hectares cultivés. S'il s'avère que la teneur en azote du sol est inférieure à 45 kg/ha, l'exploitant est indemnisé pour ses efforts. Si celle-ci se situe entre 45 et 90 kg/ha, il ne touche rien. Au-delà, il est sanctionné financièrement.

Le point de départ de notre travail est constitué des problèmes d'agence avec aléa moral, c'est-à-dire avec actions cachées. Cette approche permet de tenir compte des objectifs, souvent divergents, des agents économiques (agriculteurs, citoyens, État,...) et des asymétries d'informations qui prévalent dans ce type de relations. Dans cet article, nous nous intéressons ex-

---

<sup>1</sup> Pour une discussion de l'utilisation de ces différents outils économiques, on peut se référer à Baumol et Oates (1988) ou, plus récemment, à Schubert et Zagamé (1998) et à Shortle et Horan (2001).

<sup>2</sup> L'expérience du Bade-Wurtemberg est notamment rapportée dans Le Roch et Mollard (1996). On peut également lire les travaux de Kraemer (1999) et de Happe *et al.* (2001), qui portent plus largement sur les politiques de lutte contre les pollutions de l'eau en Allemagne.

clusivement au comportement des exploitants en matière de pratiques culturales<sup>3</sup>. Les problèmes d'anti-sélection, c'est-à-dire d'information privée détenue par les agents et relative aux caractéristiques de leurs terres (vitesse d'infiltration de l'eau, composition du sol, ...), ne sont pas pris en compte<sup>4</sup>; nous étudions le contrat optimal à type de terre donné.

Dans la dernière section, nous nous appuyons sur le cas de la pollution par les engrais azotés de la nappe phréatique d'Alsace – qui a inspiré notre réflexion – pour discuter du problème des asymétries d'information dans le domaine agricole, étant entendu que le contexte alsacien présente des particularités fortes. En effet, l'Alsace est caractérisée par deux orientations agricoles majeures: la vigne, sur le piémont vosgien, et le maïs, en plaine. Parce que le maïs est la seule culture à avoir vu sa surface progresser entre les recensements de 1988 et 2000 (+ 60%!), il tient une place phare dans l'agriculture régionale. Son développement intense a deux causes essentielles: les rendements du maïs ont bien plus augmenté que ceux du blé ou du tournesol, garantissant une progression plus forte des revenus compte tenu des mécanismes de soutien aux producteurs (Pollet, 1999), et le maïs nécessite une irrigation intense que d'autres régions ne peuvent offrir. La maïsiculture étant caractérisée par un recours massif aux engrais, par une forte irrigation qui facilite leur fuite vers la nappe et enfin, par un temps d'inter-culture faible peu propice à la minéralisation de l'azote<sup>5</sup>, le risque demeure important pour l'Alsace de subir une dégradation durable de sa nappe, dont la qualité a déjà largement souffert des pratiques antérieures. Ces particularités locales expliquent que notre attention se porte essentiellement sur le problème de la sur-fertilisation dans ces conditions.

Dans cet article, nous considérons un agriculteur qui doit décider d'une technologie de production à adopter sachant que le niveau de sa production est affecté par un aléa relatif, par exemple, aux conditions climatiques de l'année. Dans le cas le plus simple, le choix d'une technologie de production consiste à décider du niveau d'engrais à utiliser selon le rendement attendu. Un régulateur, en charge de la maximisation du bien-être social espéré, observe le niveau réalisé de la production, mais ne peut observer (sans coût) le choix technologique de l'agent<sup>6</sup>. Donc, il cherchera

---

<sup>3</sup> Salanié et Thomas (1996) s'intéressent également à l'impact des actions cachées d'agents sur la pollution de l'eau, mais ils considèrent la pollution d'origine industrielle.

<sup>4</sup> Nous renvoyons à Kwerel (1977), Dasgupta *et al.* (1980), Lewis (1996) ou encore à Jayet et Bontems (1996) pour le traitement de ce type d'asymétrie d'information.

<sup>5</sup> Caractéristique que nous a utilement rappelée l'un des rapporteurs anonymes.

<sup>6</sup> Dans le cas du marché des céréales en Europe, les « déclarations PAC » que font chaque année les producteurs pour percevoir leurs subventions permettent de connaître les quantités qu'ils produisent. L'information est donc disponible à ce niveau. Néanmoins, le fait que la production est affectée aléatoirement par la technologie choisie ne permet pas d'obtenir de l'information fiable au sujet de cette technologie en observant simplement les quantités produites. Nous reviendrons sur ce point dans la section suivante.

à établir une relation contractuelle avec l'agriculteur l'incitant à décider d'un apport en fertilisants conforme à une norme environnementale à établir. Cette relation contractuelle peut comporter une politique d'audit visant à acquérir de l'information, à un coût donné, quant aux choix privés de l'agent. Le type de contrôle envisagé peut être, *a priori*, systématique, occasionnel, annoncé (déterministe) ou encore aléatoire, et indemnités ou pénalités (ou une association des deux) peuvent constituer une solution. Il est important de noter que les sanctions (et compensations) que nous définissons n'existent que si un contrôle des pratiques culturales a lieu. Il s'agit donc de transferts *ex post* et il ne peuvent, de ce fait, être assimilés à des taxes ou à des subventions. Ces derniers transferts ont lieu *ex ante* sur la base d'informations disponibles avant tout contrôle. Ainsi, il n'est pas pertinent d'opposer les résultats analytiques que nous mettons en avant à ceux de la littérature relative à l'efficacité des taxes et des subventions<sup>7</sup>. Néanmoins, nous discuterons les différences entre ces systèmes de régulation et celui que nous proposons et nous nous appliquerons à en dégager les avantages et les limites, notamment dans la dernière section de cet article.

Les résultats que nous obtenons sont originaux dans le contexte qui nous occupe pour les raisons suivantes. Si la littérature abonde de travaux portant sur les problèmes d'asymétrie d'information dans le cadre de la régulation des pollutions, très souvent les agents sont supposés neutres au risque<sup>8</sup>. Sous cette hypothèse et en l'absence de responsabilité limitée de l'agent qui détient de l'information privée quant à ses caractéristiques ou à ses actions, l'optimum de premier rang peut souvent être atteint ; dans le cadre des actions cachées, une solution consiste à transférer tout le risque à l'agent neutre au risque, qui sera alors incité à fournir le bon niveau d'effort. Strand (1999) suppose pour sa part que la firme est protégée par la règle de la responsabilité limitée, qui stipule que le manager ne paiera pas, *ex post*, pour l'ensemble des dommages causés à l'environnement par son entreprise. Cette hypothèse réaliste empêche que l'optimum de premier rang soit atteint sans que la société

<sup>7</sup> En particulier, la modélisation que nous proposons ne s'inscrit pas dans le débat « régulation par les prix ou les quantités » en information imparfaite, tel qu'étudié par Weitzman (1974), Adar et Griffin (1976) ou Stavins (1996), parce que les pénalités/dédommagements interviennent *ex post*. Par ailleurs, le caractère aléatoire des contrôles indique que sont concernés *in fine* une partie seulement des exploitants et non l'ensemble, comme c'est le cas avec les instruments dits *ex ante* (taxes, quotas, etc.).

<sup>8</sup> Pour une analyse plus approfondie de ce point, le lecteur pourra se référer aux articles de Roberts et Spence (1976), Kwerel (1977), Weitzman (1978), Baron et Besanko (1984), Segerson (1988), Xepapadeas (1991, 1995), Millock et Salanié (1997) et Millock (1999). Plus généralement, Cohen (1999) propose une revue de la littérature étoffée sur la question des politiques de régulation des pollutions et s'intéresse notamment aux actions publiques et privées permettant d'amener l'agent économique à se conformer à certaines normes environnementales. La question de la disponibilité des informations quant aux actions des agents et de l'efficacité des politiques de contrôle est largement discutée.

perde les coûts d'agence liés à l'établissement d'un mécanisme incitant l'industriel (ou l'agriculteur dans notre problématique) à révéler ses caractéristiques privées ou à choisir le niveau d'effort environnemental socialement optimal. Les travaux de Chambers et Quiggin (1996) sont plus proches de nos préoccupations dans la mesure où l'agent pollueur est riscophobe et gère deux activités, la production et le niveau d'effort environnemental. Toutefois, s'ils font référence aux activités agricoles, leur modèle ne nous semble pas tout à fait adapté à la problématique que nous retenons, car les auteurs supposent que le niveau de la production n'est pas directement observable et nécessite des audits réguliers et coûteux. Ceci peut difficilement se concevoir dans notre travail à partir du moment où les quantités de céréales produites bénéficient de subventions en Europe et, à ce titre, sont régulièrement déclarées dans le cadre de la Politique agricole commune. Par ailleurs, notons que Chambers et Quiggin (1996) restreignent leur analyse aux distributions uniformes de risque. En fait, notre travail est proche de celui de Polinsky et Shavell (1979) dans l'esprit et du fait d'hypothèses communes. L'agent à l'origine de la pollution est également riscophobe et les auteurs envisagent également un système de contrôle avec pénalités. Ils montrent notamment que l'hypothèse d'aversion au risque ne permet pas d'appliquer directement le raisonnement lié à la taxe pigouvienne dans la mesure où l'agent appréhende la menace d'audit et de sanctions comme un accroissement du risque qu'il supporte *in fine*. Leur mécanisme d'audit n'est, toutefois, pas « symétrique » puisqu'il n'y a pas de place pour des indemnités en cas de bonne conduite. Il se rapproche donc plus directement des mécanismes assurantiels.

L'hypothèse d'aversion au risque de l'exploitant agricole que nous retenons également est importante dans la mesure où l'on sait que la sur-fertilisation est souvent avancée comme un moyen de s'assurer contre le risque de mauvaises conditions climatiques. Dans la littérature relative à l'économie de l'assurance, un exploitant neutre au risque n'aurait pas d'intérêt à sur-fertiliser pour couvrir (en partie) ce risque dès lors que cette action est coûteuse. Il préférerait supporter le risque climatique. Une autre hypothèse importante de notre travail tient à la relation aléatoire qui existe entre la production et le degré de fertilisation. Ainsi, dans cet article, il n'est pas possible de déterminer le niveau de fertilisation à partir de la seule observation des quantités produites. Ce point sera commenté dans le texte.

Les principaux résultats de notre modèle d'agence avec aléa moral sont les suivants. La relation contractuelle à établir entre l'agriculteur et les instances publiques doit comporter 1) des pénalités en cas de non-effort environnemental manifesté par une sur-fertilisation, 2) une indemnisation en cas d'effort supplémentaire et 3) un système de vérification aléatoire qui génère une menace crédible de pénalisation ou, dans le cas contraire, une promesse crédible d'indemnisation. Nous déterminons également la probabilité optimale d'audit et nous discutons de la valeur

à donner à la dose de fertilisants à recommander. Nous montrons encore qu'un tel contrat améliore le bien-être social espéré par comparaison avec un système sans contrainte environnementale, un système entièrement assis sur des sanctions financières ou, symétriquement, uniquement fondé sur des récompenses.

L'un des intérêts de cette démarche repose sur l'aspect aléatoire de l'audit. En espérance, les coûts sont alors plus faibles que ceux qui prévaudraient avec une politique tablant sur des évaluations systématiques de toutes les parcelles cultivées. Par ailleurs, à coût égal, une politique aléatoire est plus incitative qu'une politique déterministe, où le contrôle serait annoncé à l'avance<sup>9</sup>.

Le plan de l'article s'articule de la manière suivante. La première partie présente le modèle sans politique d'audit, dans lequel l'agriculteur choisit sans contrainte environnementale sa technologie de production. Il servira de référence au problème avec politique de contrôle présenté dans la section suivante où nous caractérisons le contrat optimal. Puis, nous présentons quelques résultats de statique comparative. Nous nous intéressons notamment, au niveau de la norme environnementale, à la valeur de la probabilité d'audit et à l'évolution du bien-être social espéré. Dans la dernière section du papier, nous discutons de l'implication de nos résultats en termes de politique environnementale. Nous en énonçons également les principales limites et proposons quelques pistes de recherche futures. Toutes les preuves sont placées en annexe.

## NIVEAUX DE POLLUTION EN L'ABSENCE DE POLITIQUE ENVIRONNEMENTALE

Considérons un exploitant agricole qui vit du produit de sa récolte céréalière, noté  $q$  à valeurs dans  $[0, \bar{q}]$  avec  $\bar{q} > 0$ . Le prix d'une unité produite est noté  $p$ . La quantité totale produite est sujette à divers aléas liés au climat, par exemple, ou à la plus ou moins grande fiabilité des machines. S'il est impossible d'éliminer les risques de mauvaise récolte, il est possible de les réduire en fertilisant les sols<sup>10</sup>. Ceci permet alors d'aug-

<sup>9</sup> Notons que ce type de contrat se retrouve également dans les problématiques de fraude fiscale (Mookherjee et Png (1990, 1992)) ou de fraude à l'assurance (Picard, 1996 et 2000). Certaines théories du marché du travail mettent également en évidence des propriétés similaires (Shapiro et Stiglitz, 1984; Chatterji et Sparks, 1991).

<sup>10</sup> Nous réduisons ici le problème du choix de la technologie à un choix de quantités d'engrais à épandre. Ceci permet d'introduire une variable de décision à une dimension, sans pour autant entamer la portée des raisonnements qui suivront. Plus généralement, la décision peut correspondre à un choix technologique plus sophistiqué, dont le coût serait croissant et convexe avec le niveau de l'effort. Par exemple, il pourrait s'agir de fertiliser en plusieurs fois, de planter des pièges à nitrates sur les sols nus en hiver (moutarde, ...) ou, s'agissant du maïs, de limiter l'irrigation aux stricts besoins de la plante.

menter les chances de bonne récolte, toutes choses égales par ailleurs. Formellement, nous supposons que la distribution cumulée de la production  $\tilde{q}$  est affectée par le niveau d'intrants  $e$  décidé par l'agriculteur au sens de la dominance stochastique d'ordre un : la probabilité cumulée d'observer un niveau de récolte inférieur à un seuil  $q$  donné baisse lorsque la quantité d'engrais  $e$  augmente. Ainsi, en notant  $F(q/e)$  cette distribution cumulée conditionnelle et  $F_e(q/e)$  sa dérivée partielle par rapport à la variable  $e$ , on a :  $F_e(q/e) < 0$  pour tout  $q$  de  $]0, \bar{q}[$  et  $F_e(0/e) = F_e(\bar{q}/e) = 0$ . Il est encore raisonnable de supposer que  $F_{ee}(q/e) \geq 0$  : plus on fertilise, plus on a de chance de bénéficier d'une bonne récolte, mais cette amélioration de la distribution se fait à un taux décroissant. La fonction de densité associée est notée  $f(q/e)$ . Notons que le niveau d'intrants  $e$  peut dépendre du type de terre cultivée. Il s'écrirait alors  $e(\theta)$ , avec  $\theta$  la nature du sol considéré. Ici, nous travaillons avec un seul agriculteur et un seul type de terre, de sorte que toute l'analyse se rapporte simplement à  $e$  :  $\theta$  est fixé. L'analyse théorique se fait ici à l'échelle de parcelles aux caractéristiques identiques<sup>11</sup>. Le coût unitaire de l'engrais est noté  $w$  avec  $w > 0$ . Enfin, l'agriculteur dispose d'une richesse initiale certaine  $W_0$  et maximise l'utilité de Von Neumann et Morgenstern  $u$  espérée de sa richesse finale. Elle vérifie les propriétés traditionnelles :  $u'(\cdot) > 0$  et  $u''(\cdot) \leq 0$ . Jullien *et al.* (2002) montrent que si l'agent, ici l'agriculteur, est le seul à connaître son degré de risco-phobie, le principal – le régulateur dans notre problématique – fait face à un nouveau problème d'anti-sélection. Pour éviter cette complication, nous retenons l'hypothèse standard de connaissance commune des préférences des individus.

Enfin, les instances publiques (ou, plus généralement, les observateurs extérieurs) observent la production  $q$ , mais ne disposent pas d'information sur  $e$ . Comme la nature des pratiques culturales  $e$  affecte aléatoirement la production, il ne leur est pas possible d'en déduire sa valeur de la simple observation de  $q$  : on a un problème d'actions cachées à traiter.

En l'absence de toute réglementation environnementale, l'agriculteur décide de la quantité d'engrais  $e^P$  à apporter à ses cultures qui maximise son utilité espérée  $U$ . Le programme s'écrit :

$$\max_e U = \int_0^{\bar{q}} u(W_0 + pq - we) f(q/e) dq \quad (1)$$

La décision  $e^P$  prise par l'agriculteur relève d'un choix privé, qui ne tient pas compte des externalités négatives générées par sa technologie et

<sup>11</sup> Dans un contexte économique plus sophistiqué, où plusieurs agriculteurs exploiteraient différents types de terres (donc avec différents  $\theta_i$ ), chaque exploitation ferait l'objet d'une analyse économique spécifique. L'instance régulatrice qui intervient dans la section suivante aurait alors à déterminer différentes doses recommandées de fertilisants en fonction des caractéristiques pédologiques et climatiques des exploitations ; ceci aboutirait à l'établissement de contrats personnalisés.

subies par la société. Or cette dernière supporte le coût de la pollution de l'eau. Un régulateur en charge de la maximisation du bien-être social espéré tient compte de ce coût social et choisit un niveau d'effort  $e^S$ , solution du programme

$$\max_e V = U - c(e) \quad (2)$$

où  $c(\cdot)$  est le coût social de la pollution, avec  $c'(\cdot) > 0$ . Des programmes (1) et (2), il est immédiat de montrer qu'en l'absence de régulation, l'agriculteur utilise plus d'engrais par rapport à la quantité socialement optimale :  $e^P > e^S$ . En effet, les niveaux  $e^P$  et  $e^S$  satisfont, à l'optimum, respectivement<sup>12</sup> :

$$\left( -p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_e(q/e^P) dq \right) - \left( w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/e^P) dq \right) = 0 \quad (3)$$

et

$$\left( -p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_e(q/e^S) dq \right) - \left( w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/e^S) dq + c'(e^S) \right) = 0, \quad (4)$$

avec  $W_f = W_0 + pq - we$ .

Dans chaque expression, le premier terme entre parenthèses représente le bénéfice espéré d'une augmentation unitaire des quantités d'engrais et le second le coût marginal attendu. Le bénéfice à la marge d'une augmentation des quantités d'engrais tient à l'amélioration de la distribution de la production, ce qui permet d'espérer une meilleure récolte. Le coût marginal espéré de l'agriculteur correspond exclusivement à un coût monétaire, celui de la technologie choisie. La société, en revanche, supporte en plus les externalités négatives, ce qui élève l'espérance du coût marginal qu'elle supporte. Finalement, à bénéfice marginal espéré identique mais avec un coût marginal attendu du régulateur plus élevé, on en conclut que le niveau d'engrais choisi dans le cas privé sera plus élevé que dans le cas social.

Dans le domaine de l'économie de l'environnement, la question de l'internalisation du coût social a fait l'objet de nombreuses analyses relatives, notamment, à l'utilisation de taxes ou de subventions environnementales. Sans information supplémentaire sur les choix de l'agriculteur, un système entièrement assis sur les taxes consisterait à fixer un prélèvement identique pour tous les agriculteurs. Le fait est qu'en matière de pollution agricole, la taxe pigouvienne appliquée *ex ante* au niveau des achats d'engrais est contestée dans la mesure où l'on ne peut dire à

<sup>12</sup> L'égalité (3) est obtenue grâce à une différentiation de (1) par rapport à  $e$ , suivie d'une intégration par partie du terme en  $f_e(q/e)$ . Les calculs sont détaillés dans l'annexe A.

l'avance et sans plus d'investigations ce qui résultera, comme pollution, de l'emploi de telle ou telle quantité d'engrais. De même, une taxe appliquée sur les niveaux de production, ou plus vraisemblablement sur les rendements à l'hectare, est mal considérée en raison du manque de fiabilité (que nous avons déjà évoquée) de la relation entre  $q$  et  $e$ . Par ailleurs, une telle politique de taxation ne correspond pas à un optimum lorsqu'il existe un aléa, climatique par exemple, que les marchés ne peuvent couvrir complètement et lorsque l'agent qui le supporte présente un degré de riscophobie positif (Couture et Salanié, 2000). Certains travaux proposent alors d'appliquer une taxe ambiante, dont le principe est annoncé *ex ante*, mais dont le taux est connu *ex post* puisqu'il dépend du niveau d'effort collectif fourni par les agriculteurs. Cette solution est théoriquement jugée optimale (Segerson, 1988; Xepapadeas, 1991, 1992, 1995; Hansen, 1998; Horan *et al.*, 1998, 1999), mais on sait qu'elle souffre des mêmes problèmes d'acceptabilité sociale parce qu'il ne semble pas équitable aux yeux de certains agriculteurs de se conformer à la solution optimale consistant à faire l'effort environnemental requis, ici se conformer à une dose de fertilisants recommandée, alors que d'autres n'en feront pas autant. Ainsi, ils subiront une taxation trop forte par rapport aux efforts qu'ils auront fournis.

Symétriquement, il est possible de proposer des subventions à la réduction des intrants. Mais si la subvention est socialement bien acceptée d'un point de vue pratique et, de ce fait, régulièrement utilisée, la théorie en montre les limites, notamment lorsque les instances régulatrices n'ont pas connaissance des véritables choix technologiques de tous les agents. Finalement, dans la section suivante, nous nous focalisons sur le contrôle et nous cherchons le type de contrôle qui génère le plus de bénéfice à la marge pour la société compte tenu du coût généré: doit-on appliquer une politique d'audit déterministe, c'est-à-dire annoncer *ex ante* les exploitations concernées ou opter pour une vérification aléatoire? La question de la fiabilité des informations obtenues est discutée dans la dernière section de l'article.

## POLITIQUE D'AUDIT OPTIMALE

Supposons maintenant que le régulateur cherche à établir un contrat avec l'agriculteur visant à l'inciter à adopter un comportement plus conforme au respect de l'environnement. Il est défini par une probabilité d'audit  $r$  des pratiques culturales, c'est-à-dire du choix  $e$  fait par l'agriculteur et une fonction de paiement  $s(e, \hat{e})$ . Le premier argument de  $s$  est le niveau d'engrais observé après audit et le second,  $\hat{e}$ , une dose de fertilisants recommandée à l'agriculteur<sup>13</sup> en fonction de considérations sani-

---

<sup>13</sup> Dans la suite, nous parlerons de dose recommandée pour  $\hat{e}$ .

taires et socio-économiques (qui seront étudiées dans la prochaine section). Cette dose recommandée est établie par le régulateur et est une donnée pour l'agriculteur. Ces deux arguments peuvent prendre des valeurs dans l'intervalle<sup>14</sup>  $[e^S, e^P]$ . Nous supposons que si l'agriculteur respecte scrupuleusement la dose recommandée  $\hat{e}$ , il ne sera ni pénalisé ni récompensé:  $s(\hat{e}, \hat{e}) = 0$ . Nous avons alors à définir les caractéristiques de  $s$  à droite et à gauche de  $\hat{e}$ . Si  $s$  est négatif (positif), le paiement net est défini comme une pénalité (une indemnité pour bonne conduite). Nous n'imposons pas de limite inférieure ou supérieure à la valeur des transferts monétaires entre l'exploitant agricole et le régulateur public. Ainsi, nous ne tenons pas compte d'une responsabilité de l'exploitant dans la dégradation de l'environnement qui pourrait être limitée. Cette hypothèse n'est pas retenue ici<sup>15</sup> afin de garder un degré de liberté supplémentaire dans la recherche d'une solution optimale à notre problème de contrôle des pratiques agricoles. Toutefois, il est possible de supposer que  $s$  prenne des valeurs dans un intervalle borné. Si la pénalité optimale du point de vue de la théorie est à l'extérieur de cet intervalle, l'optimum sera un optimum en coin et le régulateur ne pourra plus alors que jouer sur la probabilité d'audit  $r$  définie plus bas. Nos résultats ainsi que les discussions qui vont suivre restent robustes à l'introduction d'une règle de responsabilité limitée tant que la solution est une solution inférieure. Si la solution théorique met en avant une pénalité (ou une compensation) infinie, une contrainte de responsabilité limitée obligerait le régulateur à jouer uniquement sur la probabilité d'audit. Dans la démarche que nous avons retenue, nous supposons implicitement qu'un système qui autoriserait des sanctions «trop» importantes n'est pas socialement acceptable. De ce fait, nous discuterons l'arbitrage à effectuer entre fréquence d'audit et montant des transferts monétaires entre les différentes parties.

<sup>14</sup> Rappelons que  $e^P$  est le choix privé de l'agriculteur en l'absence de contrainte environnementale. Dans la littérature, il est bien admis que l'agent, ici l'agriculteur, n'a aucun intérêt à augmenter sa quantité d'intrants polluants lorsqu'il a un coût additionnel à supporter suite à la mise en place d'une politique de régulation environnementale; dans le contexte spécifique qui nous occupe, la présence d'un risque de sanctions en cas de comportement non conforme à la dose recommandée augmente le coût marginal de l'utilisation d'engrais, tandis que la structure du bénéfice marginal espéré ne change pas (équations (3) plus haut et (7) plus loin): de ce fait, il est tout à fait justifié de supposer que  $e$  ne dépasse pas le niveau  $e^P$  choisi dans un contexte sans contrainte environnementale. Le fait de limiter inférieurement le niveau d'intrants au niveau  $e^S$  socialement optimal est une hypothèse standard dans les modèles d'agence. Par ailleurs, l'élément important pour le régulateur est la définition de la dose recommandée  $\hat{e}$  présentée un peu plus loin. Nous montrons, dans la section suivante, que la dose recommandée optimale est toujours supérieure à  $e^S$  dès lors qu'il existe un coût positif de contrôle.

<sup>15</sup> Pour une analyse de l'impact de la responsabilité limitée sur les comportements des firmes en matière de protection environnementale et sur une possible extension de la responsabilité aux financeurs des activités (industrielles ou agricoles) portant atteinte à l'environnement, le lecteur peut se référer à Pitchford (1995), Boyer et Lafont (1997), Dionne et Spaeter (2003).

La probabilité d'audit  $r$  est décidée par le régulateur et connue de l'agriculteur. Par ailleurs, chaque audit coûte un montant fixe  $A$  à la société. Comme dans le modèle précédent, le niveau de production  $q$  est observable sans coût, mais il est affecté aléatoirement par la quantité d'engrais  $e$  choisie par l'agriculteur. Dans ce contexte, il n'existe toujours pas de relation déterministe entre  $q$  et  $e$  et le régulateur ne peut pas déduire le niveau d'engrais utilisé de la simple observation de la production: en d'autres termes, il n'a toujours pas les moyens d'obliger l'agriculteur à choisir le niveau socialement optimal  $e^S$ .

La séquence des décisions au cours de la période est alors la suivante. Tout d'abord, le régulateur décide de la dose recommandée  $\hat{e}$ , d'un contrat  $s(\cdot, \hat{e})$  et d'une probabilité d'audit  $r$ . Ensuite, l'agriculteur observe ces données sans coût et cherche le niveau d'intrants qui maximise son utilité espérée  $U^a$  compte tenu de la menace d'audit. À la fin de la période, le régulateur décide d'auditer ou non, le paiement  $s$  est effectué s'il y a eu vérification et le revenu brut ( $pq$ ) se réalise<sup>16</sup>. Formellement, le programme de maximisation de l'agriculteur devient :

$$\max_e U^a = (1 - r) \int_0^{\bar{q}} u(W_f) f(q/e) dq + r \int_0^{\bar{q}} u(W_f^a) f(q/e) dq, \quad (5)$$

$$\text{avec: } W_f = W_0 + pq - we \quad (6)$$

$$W_f^a = W_0 + pq - we + s(e, \hat{e})$$

Notons  $e^{Pa}$  le niveau d'intrants solution de ce programme.

**Lemme 1.** *S'il existe une solution  $e^{Pa}$  au programme (5)-(6), elle satisfait la condition de premier ordre suivante :*

$$(1 - r)U_e + r \left[ (s_e(e^{Pa}, \hat{e}) - w) \int_0^{\bar{q}} u'(W_f^a) f(q/e^{Pa}) dq + p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f^a) F_e(q/e^{Pa}) dq \right] = 0 \quad (7)$$

$$\text{avec } U_e = \left( -p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_e(q/e^{Pa}) dq \right) - \left( w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/e^{Pa}) dq \right)$$

**Preuve:** cf. annexe B.

Le régulateur n'observe pas le comportement de l'agriculteur sans coût, mais il connaît sa stratégie définie par la condition (7). Il doit alors

<sup>16</sup> Une extension de ce modèle pourrait consister à autoriser également l'existence d'un transfert *ex ante* (une taxe), qui aurait donc lieu avant la réalisation de l'aléa. Ainsi, même en l'absence d'audit, l'exploitant agricole serait amené à payer pour l'utilisation du bien public « environnement ». Pour des raisons liées à l'acceptabilité sociale d'une taxe qui pourrait uniquement être basée sur les intrants ou sur les rendements, et afin d'isoler l'impact de l'audit aléatoire sur le comportement des agents, nous ne considérons pas cet instrument mixte (taxe et contrat d'audit) dans notre modélisation.

déterminer la fonction de paiement  $s(\cdot, \hat{e})$  qui incitera l'agriculteur à choisir un niveau d'intrants égal à la dose recommandée.

Dans un premier temps, nous travaillons à dose recommandée fixée. Nous discuterons de la valeur à lui donner dans la prochaine section.

**Proposition 1.**

*Supposons que  $s(\cdot, \hat{e})$  est une fonction continue, presque partout différentiable. Alors la fonction de paiement optimale est une fonction décroissante de la dose recommandée pour toute probabilité d'audit  $r$  positive donnée. Par conséquent,*

*i) pour toute dose recommandée  $\hat{e}$  dans  $]e^S, e^P[$ , la fonction de paiement est telle que l'agriculteur doit être pénalisé en cas d'audit révélant une utilisation excessive d'intrants comparée à  $\hat{e}$  et doit percevoir une indemnité positive en cas de niveau observé plus faible que  $\hat{e}$ ,*

*ii) si la dose recommandée est fixée au niveau privé  $e^P$  que l'agriculteur choisit en l'absence de toute politique de régulation, alors la fonction de paiement optimale est égale à zéro à probabilité d'audit  $r$  donnée.*

**Preuve:** cf. annexe C.

Finalement, un système entièrement assis sur des pénalités ( $\hat{e} = e^S$ ) ou, à l'inverse, uniquement sur des indemnités ( $\hat{e} = e^P$ ) n'est pas optimal. Par ailleurs, par construction du contrat, le budget de la politique optimale net des coûts d'audit est équilibré; l'agent ne dévie pas de la dose recommandée à l'optimum et, en espérance, sanctions financières et indemnités se compensent<sup>17</sup>. L'interprétation du point *ii)* est immédiate. L'agriculteur choisissant naturellement le niveau  $e^P$ , aucune sanction ou indemnité n'est nécessaire.

Le raisonnement relatif à la proposition 1 a été effectué à probabilité d'audit  $r$  donnée. La proposition 2 qui suit présente les caractéristiques optimales de cette probabilité.

**Proposition 2.**

*i) La probabilité d'audit optimale  $r$  satisfait l'équation:*

$$r = \frac{U_e}{\left| s_e(\hat{e}, \hat{e}) \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq \right|} \tag{8}$$

avec  $U_e$  défini dans le lemme 1.

<sup>17</sup> Un moyen de considérer la question du financement des politiques environnementales dans ce contexte serait d'introduire une probabilité non nulle de déviation de la stratégie optimale. La théorie des jeux permettrait alors d'envisager des comportements de fraude, écartés ici. Néanmoins, pour que la fraude puisse être observée à l'optimum, il faudrait également relâcher l'hypothèse de perfection de l'information récoltée (dans notre modèle, le niveau d'engrais observé après contrôle correspond au niveau pratiqué). Si l'audit reste parfait, l'observation de fraude ne pourrait, *a priori*, relever que d'une erreur passagère.

Elle est décroissante par rapport à la dose recommandée  $\hat{e}$ .

ii) À l'optimum, aucune menace d'audit n'est nécessaire ( $r = 0$ ) si  $\hat{e}$  est fixé au niveau privé  $e^P$  choisi par l'agriculteur en l'absence de contrainte environnementale. Par ailleurs, il existe un niveau  $\hat{e} < e^P$  tel que la politique d'audit optimale est aléatoire ( $r < 1$ ) pour toute dose recommandée choisie par le régulateur dans l'intervalle  $]\hat{e}, e^P[$ .

**Preuve :** cf. annexe D.

Le fait que  $r$  soit décroissant en  $\hat{e}$  s'interprète facilement : plus la contrainte environnementale est sévère ( $\hat{e}$  faible), plus la menace d'audit doit être forte ( $r$  élevé) pour que la politique environnementale menée soit crédible aux yeux de l'agriculteur, à attitude face au risque donnée. Pour des contraintes environnementales particulièrement sévères, il devient optimal d'auditer systématiquement.

**Remarque :** bien que le niveau d'engrais  $e$  ne soit pas observable, nous savons que les chances d'obtenir une récolte  $q$  au-dessus d'un certain seuil augmentent lorsque  $e$  augmente. On améliore ainsi la distribution de la production. Il pourrait alors être opportun, comme l'a suggéré l'un des rapporteurs anonymes, de faire dépendre la probabilité d'audit du niveau de production qui, lui, est observable. Intuitivement, plus la récolte est élevée sur une surface cultivée donnée, plus grande est la probabilité que le niveau d'engrais utilisé ait été élevé. Dans ce cas, il semble utile d'auditer plus souvent :  $r$  devrait augmenter avec  $q$ . Dans un cadre d'analyse où l'agent peut ne pas annoncer au régulateur le véritable niveau de sa production, Dye (1986) montre qu'il existe, à l'optimum, un niveau minimum de production (dans notre approche, ceci correspondrait à un niveau maximum) en dessous duquel l'audit doit être systématique. Formellement, ce résultat n'est pas aussi immédiat ici<sup>18</sup> du fait de la présence de

<sup>18</sup> En considérant le programme de maximisation suivant :

$$\max_e U^a = \int_0^{\bar{q}} (1 - r(q)) \cdot u(W_f) f(q/e) dq + \int_0^{\bar{q}} r(q) \cdot u(W_f^a) f(q/e) dq,$$

on obtient la condition de premier ordre suivante :

$$\int_0^{\bar{q}} [r(s_e - w) u'(W_f^a) - (1 - r) w u'(W_f)] f(q/e^{P_a}) dq + \int_0^{\bar{q}} [(ru(W_f^a) + (1 - r) u(W_f))] f_e(q/e^{P_a}) dq = 0$$

En reprenant les arguments de la démonstration du point i) de la proposition 2 et en appliquant une différentiation totale à cette condition de premier ordre, on obtient :

$$\frac{dr}{dq} = \frac{u'(W_f) \cdot [f(q/\hat{e})(r \cdot s_e - w) - p \cdot F_e(q/\hat{e})]}{\left| \int_0^{\bar{q}} s_e \cdot u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq \right|}$$

deux effets opposés d'une augmentation de  $e$  sur la probabilité d'audit. En effet, si l'on fait dépendre la probabilité de contrôle  $r$  du niveau de production  $q$ , l'exploitant agricole prend ses décisions sur la base d'une probabilité moyenne d'audit :  $r(q)$  est maintenant aléatoire et apparaît à l'intérieur des intégrales dans le programme de maximisation de son revenu. Cette absence de résultat immédiat quant à la relation entre  $r$  et  $q$  ne doit en aucun cas justifier le fait de ne pas s'y intéresser. Si l'observation de la production est assez « informative » pour supposer que le niveau d'engrais a augmenté, alors une politique qui rendrait l'audit plus fréquent dans les situations de récoltes particulièrement importantes peut être souhaitée, sans que le coût moyen des audits nets des transferts entre agents n'augmente. Toutefois, nous ne prenons pas en compte ce point dans notre modélisation afin de ne pas alourdir encore les calculs et risquer ainsi d'obscurcir la discussion que nous souhaitons mener autour de l'intérêt que l'on doit porter aux politiques de contrôle.

Concernant encore le point i), nous montrons dans la section suivante que le niveau optimal de la dose recommandée dépend des coûts d'audit. Nous pourrions ainsi relier le coût unitaire  $A$  de l'audit au niveau de  $\hat{e}$ .

## DOSE RECOMMANDÉE OPTIMALE ET BIEN-ÊTRE SOCIAL

Jusqu'à présent, nous avons travaillé à dose recommandée  $\hat{e}$  donnée. Du point de vue de la politique environnementale, le choix d'une norme peut exclusivement s'appuyer sur des considérations sanitaires. En revanche, il est tout à fait possible, et souhaitable, de considérer également les aspects économiques de certains problèmes. Dans notre approche, cette démarche est suivie par le régulateur s'il fixe la dose recommandée de fertilisants  $\hat{e}$  au niveau qui maximise le bien-être social espéré  $V^a$ . Formellement, on doit résoudre le programme suivant :

$$\max_{\hat{e}} V^a = U^a - c(e^{Pa}) - r.(A + s(e^{Pa}, \hat{e})) \quad (9)$$

À l'optimum  $\hat{e}$ , pénalités et indemnités espérées se compensent puisque le contrat a été construit de telle manière que l'agriculteur choisisse la dose recommandée : on a  $s(e^{Pa}, \hat{e}) = s(\hat{e}, \hat{e}) = 0$ . Le terme  $rA$  repré-

---

note <sup>18</sup> : *suite*

Le dénominateur est positif. Le second terme du numérateur, avec le signe « - », est également positif et représente le fait qu'une augmentation observée de la production peut être considérée comme un signal d'une fertilisation « sans doute » plus intensive. Le premier terme, correspondant au coût marginal de l'exploitant agricole qui augmente la quantité d'engrais utilisée, est négatif et rend ainsi le signe de l'expression indéterminé. Il est néanmoins utile de signaler que le signe de cette relation dépend des caractéristiques de la distribution  $F(q/e)$ . En particulier, il faut que le niveau de production  $q$  soit une statistique suffisante du niveau non observable  $e$ , sans quoi un niveau élevé de production ne justifie pas une probabilité élevée d'audit.

sente les coûts d'agence moyens du modèle, c'est-à-dire le surcoût que la société doit supporter du fait d'un manque d'information quant aux pratiques de l'agriculteur. En situation d'information complète quant aux actions de l'agent,  $A$  serait nul et on retrouverait le bien-être social d'une économie « idéale » (équation (2)).

Pour obtenir la condition de premier ordre du programme (9), nous avons à calculer  $V_{\hat{e}}^a + V_r^a \cdot \frac{dr}{d\hat{e}} + V_s^a s_{\hat{e}}(e^{Pa}, \hat{e}) + V_e^a \cdot \frac{de}{d\hat{e}} = 0$ . Avec  $U^a$  défini dans (5), on a ainsi :

$$\hat{e}^* : 0 = \frac{dr}{d\hat{e}} \left( \int_0^{\bar{q}} u(W_f^a) f(q|e^{Pa}) dq - \int_0^{\bar{q}} u(W_f) f(q|e^{Pa}) dq - (A + s(e^{Pa}, \hat{e})) \right) \\ + r \cdot s_{\hat{e}}(e^{Pa}, \hat{e}) \left( \int_0^{\bar{q}} u'(W_f^a) f(q|e^{Pa}) dq - 1 \right) + (U_e^a - c'(e^{Pa}) - r \cdot s_e(e^{Pa}, \hat{e})) \cdot \frac{de}{d\hat{e}}$$

La fonction de paiement  $s(\cdot, \hat{e})$  a été construite, à  $\hat{e}$  donné, de manière à ce que l'agriculteur soit incité à pratiquer  $\hat{e}$ . Ainsi,  $e^{Pa} = \hat{e}$  à l'optimum,  $U_e^a = 0$ ,  $W_f^a = W_f$  et, par hypothèse,  $s(\hat{e}, \hat{e}) = 0$ . La condition de premier ordre devient alors :

$$\hat{e}^* : - \frac{dr}{d\hat{e}} \cdot (A + r \cdot s_{\hat{e}}(\hat{e}, \hat{e}) \int_0^{\bar{q}} u'(W_f^a) f(q|\hat{e}) dq) \\ = c'(\hat{e}) \frac{de}{d\hat{e}} + r \left( s_{\hat{e}}(\hat{e}, \hat{e}) - s_e(\hat{e}, \hat{e}) \frac{de}{d\hat{e}} \right) \quad (10)$$

À l'optimum,  $de/d\hat{e}$  est toujours positif puisque l'agriculteur choisit un niveau d'intrants égal à la norme. Par ailleurs, le paiement  $s$  est une fonction croissante de la dose recommandée<sup>19</sup>, toutes choses égales par ailleurs; pour un choix optimal donné de l'agriculteur, une augmentation de la dose recommandée aurait pour effet d'assouplir la législation à son égard en lui permettant de toucher des indemnités sur le niveau d'intrants qu'il a initialement choisi. Ainsi, le membre de gauche de l'égalité (10) est positif et représente le bénéfice marginal espéré pour la société suite à une augmentation unitaire de  $\hat{e}$ : les coûts d'audit en espé-

<sup>19</sup> Formellement, si le niveau initial de la dose recommandée est fixé à  $\hat{e}_1$ , l'agriculteur choisit à l'optimum  $e^{Pa} = \hat{e}_1$  et son paiement est égal à zéro :  $s(\hat{e}_1, \hat{e}_1) = 0$ , où le premier argument représente toujours son choix et le second la dose recommandée. Si le régulateur décide d'augmenter la dose recommandée à  $\hat{e}_2$ , le paiement devient, toutes choses égales par ailleurs,  $s(\hat{e}_1, \hat{e}_2)$ . Il est positif car le choix initial de l'agriculteur,  $\hat{e}_1$ , est inférieur à cette nouvelle dose recommandée.

rance diminuent car le besoin de contrôle baisse et la contrainte environnementale qui pèse sur l'agriculteur est moins serrée. Le membre de droite correspond au coût marginal attendu d'une hausse de la dose recommandée. En fait, il est entièrement supporté par ceux qui subissent les externalités dues aux activités agricoles : ce coût marginal reflète le risque de dégradation de l'environnement, suite à une augmentation des intrants, ainsi que l'effet financier direct (plus de subventions devront être allouées et moins de taxes seront récoltées).

### Proposition 3.

*Si le programme (9) a une solution,*

*i) alors il existe un niveau  $\bar{A}$  tel que, pour tout coût unitaire d'audit inférieur à  $\bar{A}$ , une politique  $(\hat{e}, s(\cdot, \hat{e}), r)$  avec  $\hat{e}$  strictement inférieur au niveau privé  $e^p$  et  $r$  strictement positif améliore le bien-être espéré de la société.*

*ii) Dès lors que l'audit a un coût positif, il n'est jamais optimal de fixer la dose recommandée  $\hat{e}$  au niveau  $e^s$  socialement choisi en l'absence de problème d'information.*

**Preuve :** cf. annexe E.

Les coûts d'audit ne doivent pas être trop importants comparés au gain marginal relatif de la société pour qu'une politique d'audit améliore le bien-être social espéré.

Dans la dernière section, nous proposons une discussion autour de ce coût de contrôle. Nous nous référons notamment au problème de la pollution d'origine agricole de la nappe phréatique d'Alsace et aux enseignements tirés des échanges qui ont eu lieu entre agronomes, environnementalistes, hydro-géologues et économistes. Nous concluons sur quelques éléments d'aide à la décision.

## DISCUSSION

Compte tenu des asymétries d'information qui prévalent dans le cadre des activités agricoles, les politiques de lutte contre la pollution de l'eau ne peuvent être basées exclusivement sur un mode de taxation. Premièrement, il est difficile d'asseoir systématiquement la taxe sur la vraie valeur de la pollution, pour des raisons évidentes de disponibilité de l'information et de coût de vérification. Deuxièmement, même si d'un point de vue théorique une taxation des intrants, et non directement de la pollution individuelle, ou une taxe ambiante peuvent s'avérer plus efficaces, dans la pratique la différence entre le prix de revient des engrais et le revenu perçu de la production de certaines céréales comme le maïs imposerait d'appliquer une taxe particulièrement élevée pour que des effets incitatifs puissent en découler. Une telle redevance pourrait difficilement se justifier, sachant qu'elle mettrait en péril un certain

nombre d'exploitations agricoles. Symétriquement, un système entièrement assis sur des subventions versées aux agriculteurs qui adopteraient visiblement des pratiques culturales moins polluantes doit être discuté dans le cadre de la maïsiculture. Ce secteur est déjà largement subventionné et l'établissement d'une subvention supplémentaire n'aurait, à la marge, pas d'effet significatif sur les comportements des agents. Par ailleurs, la subvention crée des distorsions de concurrence et peut gonfler artificiellement les résultats des exploitations, faisant ainsi croire qu'il reste des parts de marché à prendre.

Dans cet article, nous avons montré qu'une solution alternative pourrait être d'envisager un contrat associant des pénalités et des indemnités financières à une politique de contrôle des pratiques culturales. Ici, les transferts monétaires ont lieu *ex post*, c'est-à-dire après la réalisation des variables aléatoires et après le contrôle des pratiques culturales, lorsqu'un contrôle a lieu. Il est donc différent d'un système de taxes ou de subventions, qui met en jeu des transferts *ex ante*. La politique de contrôle que nous considérons peut être aléatoire dès lors que les efforts environnementaux demandés aux agriculteurs restent raisonnables; si la norme environnementale est particulièrement stricte, le résultat théorique met en avant l'optimalité d'un audit systématique. Ainsi, le régulateur a les moyens, ici, à la fois de générer les bonnes incitations et d'économiser des coûts de contrôle puisqu'il suffit que la menace d'audit soit crédible pour que la politique menée soit incitative.

Le choix de la norme environnementale à respecter, qui correspond ici à une dose recommandée de fertilisants, dépend bien évidemment de considérations sanitaires et environnementales, mais également de caractéristiques économiques. Nous avons encore montré que des coûts d'audit élevés ne permettraient pas d'annoncer une fréquence élevée des contrôles associée à une norme sévère sans risquer de ramener le bien-être attendu de la société au-dessous du niveau auquel elle peut prétendre en l'absence de toute réglementation environnementale.

Se pose alors la question de la fiabilité des informations récoltées. Du point de vue de l'établissement d'un tel contrat en pratique, l'efficacité de la politique dépendrait largement du type de données que l'on peut récolter sur les pollutions des sols et des responsabilités de chaque agriculteur au niveau de sa parcelle. Tout au long de l'analyse, nous avons supposé que le contrôle était parfait et complet; ainsi, à l'optimum, l'agriculteur se conforme à la dose recommandée de fertilisants et aucun comportement de fraude ne peut améliorer sa situation personnelle. Une extension possible de cette approche serait de considérer que le régulateur ne récupère pas l'information en tant que telle, mais un signal de celle-ci qui serait une statistique suffisante. Une statistique suffisante au sens de Holmstrom (1979) signifierait ici que l'information, bien qu'incomplète, est suffisamment pertinente pour pouvoir être utilisée dans une politique d'incitation à la réduction des intrants.

Par ailleurs, bien que nous n'ayons pas traité le problème de l'anti-sélection dans cet article, il n'en demeure pas moins important. Par exemple, pour fixer le niveau optimal de la dose recommandée, il est essentiel de connaître le type de terre cultivée et les conditions climatiques qui prévalent dans la zone d'étude. De même, une prise en compte du contexte hydrogéologique apparaît nécessaire, afin de circonscrire le degré d'exigence environnementale et d'établir ainsi le niveau des transferts monétaires en fonction du contexte hydrologique dans lequel se trouvent certaines exploitations. Sans cela, on risque d'imposer des contraintes à l'agriculteur en inadéquation avec les caractéristiques intrinsèques de son domaine, qu'il ne contrôle pas. Ainsi, il faut pouvoir recueillir ces informations avant de définir le niveau de la dose recommandée à l'aide d'une étude de terrain. Du point de vue de la théorie, une telle démarche consisterait à considérer un objectif environnemental à atteindre pour chaque agriculteur (ou type de terre), qui devra être établi en fonction de données pédo-climatiques et hydrogéologiques. On sait, par exemple, que dans le cas du Bade-Wurtemberg (directive « SchALvo ») présenté en introduction et repris un peu plus loin, les autorités ont différencié les situations en regard du contexte hydrologique, mais aussi du couvert cultural (extensif/intensif) ou encore de l'état de la situation en matière de pollution (Happe *et al.*, 2001). L'agence de régulation propose ainsi des contrats différenciés.

Les coûts d'acquisition de l'information suivent une tendance à la baisse ces dernières années, pour différentes raisons. Pour illustrer ce fait, nous prenons l'exemple de la nappe phréatique d'Alsace. Les études effectuées par les équipes pluridisciplinaires dans le cadre de la pollution de la nappe dans le bassin du fossé rhénan (MOTIVE, 1999-2001 ; Zone Atelier « Nappe du fossé rhénan », 2001-2003 ; Auzet *et al.*, 2002 ; Grégoire, 1999 ; Koller et Party, 1999 ; Llerena *et al.*, 2000) montrent<sup>20</sup> qu'il est possible d'établir des cartographies fiables quant à la vulnérabilité de certaines zones et de mettre en avant certains indicateurs permettant une bonne mesure de la pollution due aux intrants. Plus précisément, il existe une base de données, complétée et actualisée régulièrement, qui regroupe un grand nombre d'informations sur les caractéristiques pédo-hydrologiques et les conditions climatiques relatives à différentes zones géographiques où les parcelles sont consacrées à la viticulture et à la maïsiculture. Cette base regroupe également des données sur les pratiques culturales des agriculteurs de ces zones, recueillies à partir d'études de terrain et d'entretiens menés au fil des années. Dans le même esprit, l'INRA de Colmar a pris une initiative attrayante en définissant des indicateurs agro-écologiques établis sur la

<sup>20</sup> Une telle démarche pluridisciplinaire a également été entreprise à Grenoble dans le cadre du XI<sup>e</sup> contrat de plan État/Région Rhône-Alpes. Les études ont concerné les pollutions diffuses d'origine agricole de l'eau, avec un intérêt particulier porté à la région de la Côte-Saint-André en Isère (Mollard *et al.*, 1994 ; Bel *et al.*, 1999 ; Bel *et al.*, 1994).

base d'informations obtenues auprès des agriculteurs (fumure, protection phytosanitaire, assolement, ...) et combinées à des données agronomiques et pédologiques connues (Reibel, 1998; Bockstaller *et al.*, 1997; Girardin et Bockstaller, 1997). Les indicateurs ainsi construits s'échelonnent entre zéro et dix et permettent de noter les pratiques de l'exploitant selon qu'elles sont ou non conformes aux recommandations de la production intégrée (PI)<sup>21</sup>. Actuellement, leur principe repose notamment sur le fait que l'évaluation de l'impact environnemental des pratiques agricoles ne peut se faire qu'à partir du recueil d'observations directement collectées dans des champs expérimentaux et non à l'échelle de toutes les surfaces exploitées commercialement, pour des raisons de coûts en matériel et en temps. De même, si des modèles de simulation pouvaient être utilisés pour des évaluations d'impacts, reste le problème que ces modèles requièrent un nombre considérable de données qui rend, à ce jour, leur application inadaptée à l'échelle de toutes les exploitations (Makowski *et al.*, 1999). Les indicateurs agro-écologiques de l'INRA de Colmar sont donc une alternative aux indicateurs exprimés en termes physiques, quand il n'est pas possible d'extraire toutes les informations requises au niveau de l'ensemble des exploitations<sup>22</sup>.

Toutefois, les agronomes de l'INRA de Colmar s'entendent pour dire qu'à l'heure actuelle, il ne peut être question d'utiliser ces indicateurs à des fins de contrôle avec menace de pénalités, dans la mesure où leur existence repose sur des relations de confiance établies entre eux et les agriculteurs et sur des annonces volontaires relatives à leurs pratiques culturales. La pertinence de telles données serait fortement remise en cause en cas d'utilisation des indicateurs à des fins de politique environnementale. À cette limite peuvent s'ajouter celles relatives aux opérations « Ferti-Mieux » de conseil aux agriculteurs dans la perspective de les amener progressivement à des pratiques culturales plus en phase avec l'environnement. Outre le fait qu'elles reposent également sur une acceptation préalable de l'agriculteur, aucune pénalité n'est envisagée en cas de non-respect des engagements pris et, plus important encore, les revenus des exploitants (et donc, souvent, les rendements) doivent être garantis. En d'autres termes, il s'agit principalement de contribuer à la diminution du « gaspillage » des engrais, expliqué, entre autres, par leur faible coût d'achat comparé à l'augmentation des rendements qu'ils permettent de générer. Au plan européen enfin, les montants consacrés aux mesures agri-environnementales soutenant l'agriculture traditionnelle au sein de l'Union sont encore particulièrement modestes (Boyer, 1999). Les dernières décisions européennes en la matière (juin 2003) vont, toutefois, dans le sens d'une augmentation significative des subventions à caractère environnemental.

---

<sup>21</sup> La PI vise à concilier impératifs économiques et environnementaux et est affectée de la note 7/10.

<sup>22</sup> Pour plus de détails à ce sujet, nous renvoyons aux travaux récents de Bockstaller et Girardin (2003).

Malgré ces limites, il n'en demeure pas moins qu'il existe un nombre certain de données utilisables pour l'établissement de contrats environnementaux avec politique d'audit aléatoire, comme celui construit dans notre modèle. Ainsi, pour en revenir au cas alsacien, ces données pourraient par exemple être réutilisées à moindre coût et mises en commun avec les résultats issus de l'établissement des cartographies des zones de la nappe phréatique d'Alsace particulièrement vulnérables. De la même manière, les indicateurs agro-écologiques établis par l'INRA prouvent bien qu'il est techniquement possible d'acquérir des informations fiables et fines à des coûts économiques raisonnables. Ainsi, l'indicateur nommé BASCULE (Balance Azotée Spatialisée des systèmes de CULTure de l'Exploitation) a été très utile dans l'évaluation de l'impact des pratiques agricoles sur les transferts des nitrates vers la nappe phréatique (Benoît, 1992). Il est essentiellement basé sur des analyses des sols et sur la transmission volontaire d'informations de l'agriculteur à l'agronome. Cet indicateur ne visait pas à donner un bilan détaillé de la teneur des sols en nitrates. Il indiquait essentiellement si la quantité de nitrates avait augmenté ou diminué entre deux périodes compte tenu des apports. Depuis, les indicateurs ont été affinés et certains permettent d'établir des bilans précis. Sur le plan national, une appréciation du coût d'audit dans le contexte agricole peut se faire sur la base du coût moyen des opérations de conseil en fertilisation « Ferti-Mieux ». En effet, qu'il s'agisse d'un conseil en fertilisation situé en amont, sur la base d'une étude nécessitant des connaissances pédologiques, climatologiques et agronomiques, ou qu'il s'agisse d'évaluer en aval les quantités d'azote utilisées par l'exploitant sur la base d'un prélèvement et d'une analyse des terres de leurs parcelles, les techniques sont proches. De fait, si on accepte que le coût moyen des opérations « Ferti-Mieux » puisse servir d'évaluation au coût moyen d'une opération d'audit, alors le coût moyen est de 3 à 4,5 euros/ha de surface agricole utile (SAU)<sup>23</sup>. Ainsi, en Alsace, sachant que la SAU concernée par les opérations « Ferti-Mieux » est de 270 000 ha pour 6 800 exploitations, on a une SAU moyenne par exploitation d'environ 40 ha et donc un coût moyen de 120 à 180 euros par exploitation contrôlée.

Enfin, nous rappelons ici l'expérience menée Outre-Rhin et présentée dans l'introduction. Le système établi dans le Bade-Wurtemberg, basé sur le versement d'indemnités en cas de bonne conduite environnementale avérée par l'audit ou, dans le cas contraire, sur l'application de sanctions financières, a donné des résultats assez convaincants puisque les teneurs en azote des sols ont diminué. Les autorités procèdent jusqu'à 100 000 analyses des sols par an, à des profondeurs diverses (0-30, 30-60 ou 60-90 cm) et avec des exigences variables selon la localisation des parcelles contrôlées, notamment au regard de la plus ou moins grande

<sup>23</sup> Chiffres de l'Association nationale pour la recherche et le développement agricoles ([www.anda.asso.fr/](http://www.anda.asso.fr/)).

vulnérabilité de la nappe se trouvant sous ces parcelles<sup>24</sup>. La politique d'audit du Land est aléatoire dans la mesure où les sites qui font l'objet de prélèvements pour contrôle ne sont pas annoncés à l'avance. Dès lors, notre modèle peut être vu comme une formalisation a-temporelle, mais conceptuellement proche de ce qui a été mis en place Outre-Rhin, en notant toutefois la différence suivante : le coût de la politique au Bade-Wurtemberg est supporté par les consommateurs d'eau en général, *via* le « *Wasserpfennig* », et le système n'est donc pas auto-financé. Malgré cette différence, le succès apparent de cette politique en Allemagne, reposant sur des données recueillies à partir de sondages des sols, peut être considéré comme une motivation supplémentaire pour le raffinement du modèle simple (que nous avons proposé) et pour une prise en compte, plus systématique, d'un système de contrôle des pratiques culturales, lorsque l'on cherche les instruments économiques les plus efficaces dans la lutte contre la pollution de l'eau par les activités agricoles.

Pour conclure, indiquons que la dernière réforme de la PAC, arrêtée en mai 1999 à Berlin et instituant l'Agenda 2000, ainsi que les dernières décisions prises à Bruxelles vont dans le sens d'une agriculture plus durable, avec comme principe-clé l'éco-conditionnalité des aides, qui vise à fonder le soutien à l'agriculture sur des efforts environnementaux croissants (Desquilbet *et al.*, 1999). À cet égard, les recommandations issues de notre travail peuvent tenir lieu de support théorique à l'établissement d'un nouvel engagement contractuel entre autorités régulatrices et agriculteurs. Ce nouveau type de contrat s'inscrirait naturellement dans la refonte plus générale de la PAC voulue par Bruxelles, afin de mettre l'Europe plus en conformité avec les engagements pris dans le cadre de l'OMC.

## BIBLIOGRAPHIE

- Adar Z., Griffin J. (1976). Uncertainty and the choice of pollution control instruments, *Journal of Environmental Economics and Management*, 3, pp. 178-188.
- Auzet A.-V., Poesen J. and Valentin C. (2002). Soil patterns as a key controlling factor of water erosion, *Catena*, 46 (2/3), pp. 85-87.

---

<sup>24</sup> Selon les informations du ministère de l'Environnement et des Transports du Land du Bade-Wurtemberg, le coût par site contrôlé s'élève à 39 euros en moyenne pour 2002. Notons que le site se réfère ici à une zone contrôlée, qui ne correspond pas forcément à l'ensemble des parcelles d'une exploitation.

- Baron D., Besanko D. (1984). Regulation, asymmetric information, and auditing, *Rand Journal of Economics*, 15, pp. 447-470.
- Baumol W., Oates W. (1988). *The Theory of Environmental Policy*, Cambridge University Press, 2<sup>nd</sup> ed.
- Bel F., Lacroix A. et Mollard A. (1999). Intérêt de l'analyse coût-efficacité pour fonder une politique publique de réduction des pollutions diffuses, document de travail, INRA/ESR, Grenoble.
- Bel F., Le Roch C., Lacroix A. et Mollard A. (1994). Une approche empirique de la pollution diffuse d'origine agricole: le cas de la Côte Saint-André, document de travail 94-09, INRA/ESR, Grenoble.
- Benoît M. (1992). Un indicateur des risques de pollution azotée nommé «BASCULE» (Balance Azotée Spatialisée des systèmes de CULTURE de l'Exploitation), *Fourrages*, 129, pp. 95-110.
- Bockstaller C., Girardin P. (2003). How to validate environmental indicators, *Agricultural System*, 76, pp. 639-653.
- Bockstaller C., Girardin P. and Van Der Werf H. (1997). Use of agro-ecological indicators for the evaluation of farming systems, *European Journal of Agronomy*, 7, pp. 261-270.
- Boyer M., Laffont J. (1997). Environmental risks and bank liability, *European Economic Review*, 41, pp. 1427-59.
- Boyer P. (1999). Les concours publics à l'agriculture française: un bilan des aides de 1990 à 1997, *Économie et Statistique*, 329-330, pp. 87-105.
- Chambers R.G., Quiggin J. (1996). Non-point-source pollution regulation as a multi-task principal-agent problem, *Journal of Public Economics*, 59, pp. 95-116.
- Chatterji M., Sparks R. (1991). Real wages, productivity and cycles: an efficiency wage model, *Journal of Macroeconomics*, 74, pp. 495-510.
- Cohen M. (1999). Monitoring and enforcement of environmental policies, in: *The International Yearbook of Environmental and Resource Economics 1999/2000*, Fomer H., Tietenberg T. (eds), Edward Elgar.
- Couture S., Salanié F. (2000). Irrigation et engrais: les écarts à la taxe pigouvienne, *Cahier de recherche du LEERNA-INRA*, Toulouse.
- Dasgupta P., Hammond P. and Maskin E. (1980). On imperfect information and optimal pollution control, *Review of Economics Studies*, 47, pp. 857-860.
- Desquilbet M., Gohin A. et Guyomard H. (1999). La nouvelle réforme de la Politique agricole commune: une perspective internationale, *Économie et Statistique*, 329-330, pp. 13-33.

- Dionne G., Spaeter S. (2003). Environmental risk and extended liability: the case of green technology, *Journal of Public Economics*, 87, pp. 1025-1060.
- Dye R. (1986). Optimal monitoring policies in agencies, *Rand Journal of Economics*, 17, pp. 339-350.
- Girardin P., Bockstaller C. (1997). Les indicateurs agro-écologiques, outils pour évaluer les systèmes de culture, *Oléagineux, Corps gras, Lipides*, 4, pp. 418-426.
- Grégoire C. (1999). L'enherbement des vignes, un geste simple pour l'environnement: le cas alsacien, *L'eau, l'industrie, les nuisances*, 22, pp. 24-30.
- Hansen L. (1998). A damage based tax mechanism for regulation of non-point emissions, *Environmental and Resource Economics*, 12, pp. 99-112.
- Happe K., Killian B. and Kazenwaldel G. (2001). Environmental pressures and national environmental legislation with respect to nutrient management: Germany, in: *Nutrient management legislation in European countries*, De Clercq P., Gertsis A.C., Hofman G., Jarvis S.C., Neeteson J.J. and Sinabell F. (eds), Department of Soil Management and Soil Care, Ghent University, pp. 171-187.
- Holmstrom B. (1979). Moral hazard and observability, *Bell Journal of Economics*, 10, pp. 74-91.
- Horan R., Shortle J. and Abler D. (1999). Ambient taxes under m-dimensional choice sets, heterogeneous expectations, and risk-aversion, Working paper, The Pennsylvania State University.
- Horan R., Shortle J. and Abler D. (1998). Ambient taxes when polluters have multiple choices, *Journal of Environmental Economics and Management*, 36, pp. 186-199.
- Jayet P.-A., Bontems P. (1996). Régulation multi-facteurs: gel de terre et mesure agri-environnementale de réduction d'intrants, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 39-40, pp. 94-115.
- Jullien B., Salanié B. and Salanié F. (2002). Screening risk-averse agents under moral hazard, *Cahier de recherche du GREMAQ*, Toulouse 1.
- Koller R., Party J. (1999). Guide des sols d'Alsace. Petite région naturelle la Plaine Sud-Alsace, Région Alsace/ARAA/Sol-Conseil, 183 p.
- Kraemer R.A. (1999). Water management and policy in Germany, communication au Séminaire international sur la gestion des ressources en eau, 19-23 avril, Foz do Iguaçu, Brésil.
- Kwerel E. (1977). To tell the truth: imperfect information and optimal pollution control, *The Review of Economic Studies*, 44, pp. 595-601.

- Le Roch C., Mollard A. (1996). Les instruments économiques de réduction de la pollution diffuse en agriculture, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 39-40, pp. 64-92.
- Lewis R. (1996). Protecting the environment when costs and benefits are privately known, *Rand Journal of Economics*, 27, pp. 819-847.
- Llerena D., Masson S., Stenger A. et Verchère A. (2000). Vers une évaluation de la valeur économique totale de la nappe phréatique d'Alsace, *Ingénierie - Revue du Cemagref*, 23, pp. 3-14.
- Makowski D., Wallach D. and Meynard J. (1999). Models of yield, grain protein, and residual mineral nitrogen responses to applied nitrogen for winter wheat, *Agronomy Journal*, 91, pp. 377-385.
- Millock K. (1999). Paying the agricultural sector for environmental services, Communication to the SOM Conference on Regulatory Instruments and Approaches - Enforcement and Asymmetric Information, Copenhagen, November.
- Millock K., Salanié F. (1997). Non-point source pollution regulation when polluters might cooperate, Working paper 82.97, Fondazione ENI Enrico Mattei, Milan.
- Mollard A., Lacroix A., Bel F. et Le Roch C. (1994). Agriculture, environnement et pollution des eaux: une perspective économique, Document de travail 94-04, INRA/ESR, Grenoble.
- Mookherjee D., Png I. (1992). Monitoring vis-à-vis investigation in enforcement of law, *American Economic Review*, 82, pp. 556-565.
- Mookherjee D., Png I. (1990). Enforcement costs and the optimal progressivity of income taxes, *Journal of Law, Economics and Organization*, 6, pp. 411-431.
- MOTIVE (1999-2001). Évaluation des zones à risques de contamination de la nappe centrale d'Alsace, Contrat de recherche du programme « Environnement, vie et sociétés » du CNRS.
- Picard P. (2000). On the design of optimal insurance policies under manipulation of audit cost, *International Economic Review*, 41, pp. 1049-1071.
- Picard P. (1996). Auditing claims in insurance market with fraud: the credibility issue, *Journal of Public Economics*, 63, pp. 411-431.
- Pitchford R. (1995). How liable should a lender be? The case of judgment-proof firms and environmental risks, *American Economic Review*, 85, pp. 1171-1186.
- Polinsky A., Shavell S. (1979). The optimal tradeoff between the probability and magnitude of fines, *American Economic Review*, 69, pp. 880-891.

- Pollet P. (1999). Du rendement à la rentabilité en grandes cultures, *Économie et Statistique*, 329-330, pp. 127-146.
- Reibel C. (1998). Indicateurs agro-écologiques : jauger l'impact des pratiques sur l'environnement, *Le Courrier de l'environnement*, 33, pp. 96-97, (repris avec l'autorisation de la revue *Réussir*, 1997, 99).
- Roberts M.J., Spence M. (1976). Effluent charges and licenses under uncertainty, *Journal of Public Economics*, 5, pp. 193-208.
- Salanié F., Thomas A. (1996). Évaluer l'efficacité d'une régulation d'agents pollueurs, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 39-40, pp. 16-35.
- Schubert K., Zagamé P. (1998). *L'environnement : une nouvelle dimension de l'analyse économique*, Paris, Vuibert.
- Segerson K. (1988). Uncertainty and incentives for non-point pollution control, *Journal of Environmental Economics and Management*, 15, pp. 87-98.
- Shapiro C., Stiglitz J. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device, *American Economic Review*, 74, pp. 1215-1217.
- Shortle J., Horan R. (2001). The economics of non-point pollution control, *Journal of Economic Surveys*, 15, pp. 255-289.
- Stavins R. (1996). Correlated uncertainty and policy instrument choice, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, pp. 218-232.
- Strand J. (1999). Efficient environmental taxation under moral hazard, *European Journal of Political Economy*, 15, pp. 73-88.
- Weitzman M. (1978). Optimal rewards for economic regulation, *American Economic Review*, 68, pp. 683-691.
- Weitzman M. (1974). Prices vs quantities, *Review of Economic Studies*, 41, pp. 477-491.
- Xepapadeas A. (1995). Observability and choice of instrument mix in the control of externalities, *Journal of Public Economics*, 56, pp. 495-498.
- Xepapadeas A. (1992). Environmental policy design and dynamic non-point source pollution, *Journal of Environmental Economics and Management*, 23, pp. 22-39.
- Xepapadeas A. (1991). Environmental policy under imperfect information: incentives and moral hazard, *Journal of Environmental Economics and Management*, 20, pp. 113-126.
- Zone Atelier « Nappe du fossé rhénan » (2001-2003). Bassin rhénan, Programme Environnement, Vie et Sociétés, CNRS, [www.cnrs.fr/cw/fr/prog/progsci/evs.html](http://www.cnrs.fr/cw/fr/prog/progsci/evs.html)

## ANNEXE A

## Conditions de premier ordre (3) et (4)

La condition de premier ordre du programme privé (1) s'écrit :

$$e^P : \int_0^{\bar{q}} u(W_f) f_e(q/e^P) dq - w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/e^P) dq = 0$$

Sachant que  $F_e(0/e) = F_e(\bar{q}/e) = 0$  du fait des hypothèses du modèle et  $W_f = W_0 + pq - we$ , une intégration par parties de la première intégrale par rapport à  $q$  permet d'obtenir :

$$\left( -p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_e(q/e^P) dq \right) - \left( w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/e^P) dq \right) = 0$$

La condition (3) est ainsi obtenue. Une seconde différenciation et une intégration par parties des termes en  $f_e$  donnent :

$$\begin{aligned} U_{ee} &= w^2 \int_0^{\bar{q}} u''(W_f) f(q/e^P) dq - w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f_e(q/e^P) dq \\ &+ wp \int_0^{\bar{q}} u''(W_f) F_e(q/e^P) dq - p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_{ee}(q/e^P) dq \quad (11) \\ &= w^2 \int_0^{\bar{q}} u''(W_f) f(q/e^P) dq + 2wp \int_0^{\bar{q}} u''(W_f) F_e(q/e^P) dq - p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_{ee}(q/e^P) dq \end{aligned}$$

Compte tenu des hypothèses du modèle, l'expression (11) est négative pour  $u'' = 0$  et pour des fonctions d'utilité raisonnablement concaves. Dans ces cas, les conditions de second ordre sont remplies. Dans la suite du texte, nous travaillons exclusivement avec des problèmes convexes.

La condition de premier ordre du programme social (2) s'écrit :

$$U_e - c'(e^S) = 0$$

$$\Leftrightarrow -p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_e(q/e^S) dq - \left( w \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/e^S) dq + c'(e^S) \right) = 0$$

La condition (4) est ainsi obtenue. Les conditions du second ordre sont satisfaites si le terme  $V_{ee} = U_{ee} - c'(e^S)$  est négatif. Il suffit, pour cela, que les conditions de second ordre privées le soient.

## ANNEXE B

### Preuve du lemme 1

L'expression (5) du revenu espéré de l'agriculteur peut encore s'écrire

$$U^a = (1 - r) U + r \int_0^{\bar{q}} u(W_f^a) f(q/e) dq,$$

avec  $U$ , défini par (1), le revenu espéré de l'agriculteur en l'absence de politique d'audit et  $W_f^a = W_0 + pq - we + s(e, \hat{e})$ . La différenciation par rapport à  $e$  et une intégration par parties du terme en  $f_e$  donnent la condition (7). Le lemme 1 est démontré.

## ANNEXE C

**Preuve de la proposition 1**

Le contrat  $s(\cdot, \hat{e})$  est construit de sorte que l'agriculteur est incité à choisir la dose recommandée  $\hat{e}$ . À l'optimum, on a  $e^{pa} = \hat{e}$  et, par conséquent,  $s(\hat{e}, \hat{e}) = 0$  et  $W_f = W_f^a$ .

En intégrant ces propriétés dans la condition (7), on a :

$$\begin{aligned}
 U_e^a &= 0 \\
 \Leftrightarrow 0 &= (1 - r) U_e + r \cdot s_e(\hat{e}, \hat{e}) \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq \\
 &+ r \left[ -w \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq - p \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) F_e(q/\hat{e}) dq \right]
 \end{aligned}$$

Le terme entre crochets correspond à  $U_e$ . L'expression précédente devient alors :

$$\begin{aligned}
 U_e + r \cdot s_e(\hat{e}, \hat{e}) \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq &= 0 \\
 \Leftrightarrow s_e(\hat{e}, \hat{e}) &= - \frac{U_e}{r \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq}
 \end{aligned}$$

Par hypothèse, la dose recommandée  $\hat{e}$  varie dans l'intervalle  $[e^S, e^P]$ . Nous savons également que  $U_e = 0$  en  $e^P$ . Si les conditions suffisantes du problème sans politique environnementale sont satisfaites,  $U_e$  est strictement positif pour tout  $\hat{e} < e^P$ , d'où  $s_e(\hat{e}, \hat{e}) < 0$  pour tout  $r > 0$ .

Le point *i*) de la proposition est immédiat. Comme, par définition,  $s(\hat{e}, \hat{e}) = 0$ , la décroissance de  $s$  nous permet de conclure que  $s(\cdot, \hat{e})$  est négatif à gauche de  $\hat{e}$  et positif à droite. Le point *ii*) est obtenu en notant que  $U_e$  est égal à zéro en  $e = e^P$ . La proposition 1 est démontrée.

ANNEXE D

Preuve de la proposition 2

Point i)

L'égalité (8) découle directement de l'équation (7), sachant que  $e^{Pa} = \hat{e}$ . On a alors  $W_f^a = W_f$  et, en notant que  $s_e$  est négatif et en simplifiant (7), on obtient :

$$U_e^a = 0$$

$$\Leftrightarrow U_e + r \cdot s_e(\hat{e}, \hat{e}) \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq = 0 \quad (12)$$

$$\Leftrightarrow r = \frac{U_e}{\left| s_e(\hat{e}, \hat{e}) \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq \right|}$$

Le numérateur du ratio correspond à l'expression de la condition de premier ordre privée du problème sans politique d'audit. Pour des conditions de second ordre de ce problème satisfaites, l'expression  $U_e$  est toujours positive ou nulle car  $\hat{e}$  est, par hypothèse, toujours inférieur au niveau privé  $e^P$ . Pour démontrer que  $r$  décroît lorsque  $\hat{e}$  augmente, on applique une différentiation totale à (12) par rapport à  $r$  et à  $\hat{e}$ . On obtient :

$$\left[ s_e(\hat{e}, \hat{e}) \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq \right] dr + U_{e\hat{e}}^a \cdot d\hat{e} = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{dr}{d\hat{e}} = \frac{U_{e\hat{e}}^a}{\left| s_e(\hat{e}, \hat{e}) \cdot \int_0^{\bar{q}} u'(W_f) f(q/\hat{e}) dq \right|}$$

Une augmentation de la dose recommandée  $\hat{e}$  signifie un relâchement de la contrainte environnementale, d'où une augmentation du revenu espéré  $U^a$  de l'agriculteur. Le cas limite est celui où la dose recommandée fixée à  $e^P$  lui procure le revenu espéré maximal  $U$ . Si les conditions suffisantes sont satisfaites,  $U_{e\hat{e}}^a$  est négatif. Et finalement le ratio  $dr/d\hat{e}$  est négatif.

Point ii)

La première partie du point ii) découle directement de l'évaluation de  $r$  en  $e^P$ . En effet, on a  $U_e = 0$  en  $\hat{e} = e^P$ , d'où  $r = 0$ . La seconde partie découle directement de la continuité de  $s$  et de  $f$  en  $\hat{e}$ .

## ANNEXE E

## Preuve de la proposition 3

*Point i)*

La condition de premier ordre  $\frac{dV^a}{d\hat{e}} = 0$  est donnée par (10). En  $\hat{e} = e^P$ , on a  $r = 0$ . D'où :

$$\begin{aligned} \lim_{\hat{e} \uparrow e^P} \frac{dV^a}{d\hat{e}} &= -\frac{dr}{d\hat{e}} \cdot A - \frac{de}{d\hat{e}} \cdot c'(\hat{e}) \\ &= -\frac{dr}{d\hat{e}} \cdot A - c'(\hat{e}) \end{aligned}$$

La deuxième égalité découle du fait que l'agriculteur, à l'optimum, choisit un niveau  $e$  égal à la dose recommandée  $\hat{e}$  :  $de/d\hat{e} = 1$ . Toujours dans le contexte d'un problème convexe (conditions suffisantes satisfaites), la dose recommandée optimale est strictement inférieure à  $e^P$  et une politique d'audit est souhaitable ( $r > 0$ ) si cette limite est négative. Comme elle dépend de  $A$ , il existe un niveau  $\bar{A}$  tel que pour tout coût de l'audit inférieur ou égal à  $\bar{A}$ , la limite est négative.

*Point ii)*

Il est immédiat. Si le coût d'audit est nul, l'expression du bien-être social espéré  $V_a$  défini par (9) et évalué en  $\hat{e}$  est identique à l'expression  $V$  obtenue en l'absence de problème d'information (équ. (2)). Comme  $e^S$  maximise  $V$ , il maximise également  $V^a$  si  $A = 0$ . Et pour tout coût d'audit  $A$  strictement positif, le régulateur devra arbitrer entre une norme environnementale sévère, autrement dit une dose recommandée faible, et un coût d'audit moyen élevé et une norme moins stricte et un coût attendu plus faible, ce qui explique que la dose recommandée est supérieure à  $e^S$  dès qu'il y a des coûts d'audit. La proposition 3 est démontrée.

