

# Informations sur le Foncier Agricole pour Contribuer à la Gestion de l'Eau\*

Jean-Sauveur Ay  
INRA UMR 1041 CESAER  
26 Bd Dr Petitjean, 21000 DIJON

---

\*L'auteur tiens à remercier Jean Cavailhès, Sophie Legras, Elsa Martin, Claude Napoléone, Élodie Rouvière et Mabel Tidball pour leurs remarques sur des versions précédentes du travail. Cette recherche est issue d'une thèse financée par l'INRA et la région Bourgogne, elle s'intègre également dans le programme GESSOL 3 (projet EcoSolHydro) du Ministère en charge de l'Écologie.

**Résumé :** Cet article étudie l'hétérogénéité de la terre par ses effets sur les coûts et les bénéfices associés à la gestion d'une externalité environnementale. L'intervention sur les marchés fonciers pour la gestion de l'eau, un cas concret et typique des interactions entre agriculture et environnement, est utilisée comme illustration. Nous appréhendons l'hétérogénéité autant du point de vue des différentiels de valeur pour l'agriculture, des différentiels pour la gestion de l'eau que des relations entre ces deux dimensions. Le retrait de l'usage agricole est supposé être l'unique levier pour augmenter la fonction épuratoire de la terre. Pour chaque unité de terre préservée, la valeur agricole représente un coût et l'amélioration de l'état de l'eau un bénéfice. Cette simplification nous permet alors d'analyser plusieurs stratégies d'intervention sur le foncier, en faisant varier l'information disponible au régulateur. Nous obtenons qu'une information partielle ne permet pas toujours de faire de meilleurs choix comparativement à l'absence d'information. Elle n'a donc pas systématiquement une valeur économique positive. Les paramètres de la distribution de l'hétérogénéité (moyennes, variances et corrélation) se révèlent déterminants et souvent suffisants pour anticiper les conséquences, autant économiques qu'environnementales, de différentes interventions foncières.

**Mots-clés :** Usage de la terre ; qualité de l'eau ; valeur de l'information ; régulation publique.

**Abstract :** This article studies land heterogeneity by these effects on the costs and the benefits associated with the management of an environmental externality. Land market regulation for water quality management is used as a stylized fact. Land heterogeneity makes sense both for agricultural and environmental valuations, and a special effort is developed to study the dependance between these two dimensions. The retirement of agricultural land use is supposed to be the only tool to increase the water quality. For each preserved land plot, the agricultural rents represent the costs and the water quality improvements represent the benefits. This simplification allows us to study different land market regulations, by varying the information available. We obtain that a partial information does not systematically implies the possibility of doing better choices relatively to the case without any information. As a consequence, its economic value can be zero. The parameters of the distribution of heterogeneity (means, variances and correlation) are proved to be important and often sufficient to anticipate the economic and environmental consequences of such land market regulations.

**Keywords :** Land use ; water quality ; information value ; public regulation.

**Classification JEL :** Q15, Q24, Q25, Q53.

# 1 Introduction

Les choix quand à l'usage de la terre agricole relèvent majoritairement de logiques privées. Cette ressource naturelle remplit pourtant des fonctions sociales souvent externes aux intérêts des propriétaires (en termes de biodiversité, de qualité de l'eau ou de stockage du carbone). Pour obtenir une fourniture adéquate en ces dernières fonctions, une intervention sur le foncier peut se révéler nécessaire via des contraintes sur l'usage, des servitudes ou l'achat de parcelles<sup>1</sup> (Babcock et al., 1997; Wu et al., 2001; Ferraro et Simpson, 2002; Messer, 2006). Dans cet article, une théorie de l'intervention foncière est développée en présence d'une hétérogénéité multidimensionnelle de la terre. Cette théorie est illustrée par le cas d'une défaillance de marché qui conduit à une fourniture sous-optimale de la fonction épuratoire des terres agricoles, pour la gestion de la quantité et de la qualité de l'eau. En d'autres termes, les choix d'usage de la terre par les propriétaires ne répondent qu'aux paramètres économiques de la production agricole et n'intègrent pas les effets pour la gestion de l'eau (Shortle et Horan, 2001). Les résultats généraux restent néanmoins valables à l'extérieur de cette illustration.<sup>2</sup>

L'utilisation de la terre est un élément central pour l'état physico-chimique de l'eau (de surface et de profondeur, Dudley et Stolton, 2003; Hutchins et al., 2010). Le secteur agricole, en tant qu'utilisateur principal de la ressource foncière, se trouve en position d'offreur de services liés à l'épuration de l'eau. Les exemples d'intervention sur l'activité agricole afin de limiter ses effets négatifs (ou encourager ses effets positifs) sur l'eau ne manquent pas. Au sein de l'Union Européenne et à échéance 2015, la directive-cadre introduit comme objectif explicite l'amélioration de l'état des masses d'eau sur l'ensemble du territoire (Bateman et al., 2006). Dans les plans de gestion élaborés localement pour remplir cet objectif, l'intervention foncière (ou *appropriation d'espaces*, Barnaud et Fustec, 2007, p.190) est incluse au sein de la batterie des outils envisageables. En France, le Grenelle de l'environnement prévoit l'acquisition de 20 000 hectares (ha) de zones humides potentielles d'ici 2015 à des fins de préservation (mesure 112, Aoubid et Gaubert, 2010). Ces deux faits stylisés illustrent une rupture avec la structure traditionnelle de l'usage de la terre agricole qui va être analysée ici. Les attributs – principalement naturels – de la terre valorisés pour la gestion de l'eau diffèrent de ceux valorisés pour les productions agricoles. Par conséquent, la définition de la qualité de la terre est potentiellement divergente selon la fonction, alimentaire ou hydrologique, qui est attribuée à la ressource.

La littérature économique contient une quantité relativement importante de travaux sur l'intégration de considérations sociales – en particulier environnementales – dans les choix privés en termes d'usage de la terre. Il est acquis que l'hétérogénéité de la terre (ou des propriétaires) et l'information dont le régulateur dispose sont des éléments qui structurent l'efficacité des interventions foncières (Just et Antle, 1990; Smith, 1995; Lichtenberg, 2002). Intégrer l'hétérogénéité revient à admettre que les coûts et les bénéfices issus de la sélection des parcelles (ou des propriétaires) sont variables : Babcock et al. (1996); Wu et al. (2001); Ferraro (2003); Antle et Stoorvogel (2006); Naidoo et Iwamura (2007). Les questions informationnelles découlent alors de cette hétérogénéité que les

---

1. La sensibilisation des propriétaires ou la négociation entre les différents agents sont d'autres possibilités également utilisées dans la réalité, elles ne seront cependant pas étudiées ici.

2. Nous pouvons en particulier penser à des interventions foncières pour augmenter la biodiversité (Newburn et al., 2006; Naidoo et Iwamura, 2007) ou pour fournir d'autres services sociaux liés à l'usage de la terre (Costanza et al., 1997; Dale et Polasky, 2007).

propriétaires connaissent mieux que le régulateur (Bourgeon et al., 1995; Sheriff, 2009). C’est ainsi que la mise en œuvre d’enchères (Kirwan et al., 2005; Claassen et al., 2008), de contrats individualisés (Wu et Babcock, 1996; Ferraro, 2004; Crépin, 2005) ou d’autres mécanismes incitatifs (Shortle et Horan, 2001; Lichtenberg, 2002; Sheriff, 2009) va permettre de limiter les coûts d’information sans avoir à l’acquérir directement. À l’inverse, l’acquisition de l’information (de manière plus ou moins fine, souvent par le financement d’études de terrain) permet de mieux cibler les parcelles (ou les propriétaires, Wu et Babcock, 1999). Dans ce cadre, la valeur économique de l’information dépend de la capacité à effectuer de meilleurs choix (Borisova et al., 2005; Bouma et al., 2009; Magesan et Turner, 2010). La gestion de la qualité de l’eau par une régulation de l’activité agricole tient une bonne place dans cette littérature, tant du point de vue théorique qu’empirique (Ribaud, 1989; Segerson et Opaluch, 1991; Wu et Segerson, 1995; Ferraro, 2004).

Le présent travail se concentre sur l’analyse de différentes stratégies de sélection des unités de terre agricole qui peuvent être mobilisées pour contribuer à la gestion de l’eau. L’hétérogénéité de la terre est supposée “naturelle,” au sens où elle ne peut pas être modifiée. L’originalité de l’approche provient de l’utilisation d’une distribution explicite (et multivariée) de cette hétérogénéité qui va structurer la répartition des coûts et des bénéfices dans l’espace, et ainsi guider les choix du régulateur.<sup>3</sup> Nous montrons que les paramètres de cette distribution permettent de prévoir les conséquences, autant économiques qu’environnementales, d’un large éventail d’interventions foncières.

La prochaine section 2 présente le modèle qui permet de définir l’intervention foncière optimale. Deux sources d’écart à l’optimalité sont alors étudiées. La section 3 relâche l’hypothèse d’information parfaite (nécessaire pour atteindre l’optimum) de manière totale puis partielle. L’intérêt de chaque type d’information est présenté par rapport à une absence d’information. La section 4 reprend ces ensembles d’information pour les confronter à un large spectre d’interventions foncières selon que l’on cherche à atteindre des objectifs en termes de surfaces préservées, de budget mobilisé ou de qualité de l’eau. Ces déviations de l’optimalité, plutôt la règle que l’exception dans la réalité, sont attribuées à ce que nous appelons le contexte institutionnel. Enfin, la section 5 conclut.

## 2 Modèle

Considérons la fonction de rendement agricole  $f : \mathbb{R}^N \mapsto \mathbb{R}_+^*$  qui met en relation un vecteur  $\mathbf{z}$  de  $N$  attributs de la terre avec une production  $y$  à l’unité de surface d’un bien agricole composite, en  $\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$  :

$$y = f(\mathbf{z}). \quad (1)$$

Les autres inputs (capital, travail) sont supposés choisis uniquement sur la base des attributs de la terre et indépendamment pour chaque unité de terre, afin de faciliter l’analyse dans l’espace. Les choix en inputs n’étant que fonction de  $\mathbf{z}$ , ils sont implicitement présents dans la fonction de rendement (1). Cette hypothèse limite les effets d’intensification afin de centrer l’analyse sur l’allocation de la terre, c’est-à-dire la marge extensive. Dès lors, produire une unité du bien  $y$  entraîne une marge nette (des coûts de production à l’hectare) de  $p_y$  unités monétaires. Les producteurs sont preneurs de prix, ce qui s’assimile à

---

3. Souvent insuffisante pour décrire la pertinence de nombreux choix, l’analyse coût/bénéfice n’en est pas moins un passage quasi-systématique (Arrow et al., 1996; Naidoo et Iwamura, 2007).

l'étude d'une petite région agricole ou d'un bassin versant. Le profit retiré de la mise en culture de l'unité de terre caractérisée par  $\mathbf{z}$  est :

$$\pi_y(y) = p_y \cdot y. \quad (2)$$

Ce profit à l'unité de surface va déterminer les choix de production par chaque agriculteur, l'unité  $\mathbf{z}$  étant cultivée ssi  $\pi_y(y) \geq 0$ . Les rendements d'échelle à l'unité de terre cultivée sont constants. Ils peuvent cependant apparaître croissants ou décroissants selon que l'usage agricole se retire ou progresse sur des terres à plus forts rendements (Lichtenberg, 1989). Le prix est supposé positif de manière à ce qu'en l'absence d'une demande en foncier pour la régulation de l'eau, la totalité de la terre de la région ( $\bar{L}$  ha) soit en usage agricole.

Les attributs non modifiables du foncier, en plus de déterminer la distribution des rendements agricoles, déterminent les contributions à la gestion de l'eau (par exemple  $\mathbf{z}$  peut contenir la distance au cours d'eau le plus proche ou l'hydromorphie du sol). Cette contribution est représentée par le scalaire  $x$  :

$$x = g(\mathbf{z}) \quad \text{avec} \quad g : \mathbb{R}^N \mapsto \mathbb{R}_+^* \quad (3)$$

qui est le gain pour la gestion de l'eau (par exemple en  $\text{mg.L}^{-1}$  de nitrates en moins) issu du retrait de l'activité agricole d'une unité de terre caractérisée par  $\mathbf{z}$ . Tout comme pour l'usage agricole, les rendements d'échelle sont constants à l'unité de terre retirée de la production.<sup>4</sup> Une telle diminution de la concentration de l'eau en nitrates se valorise comme suit :

$$\pi_x(x) = p_x \cdot x, \quad (4)$$

avec  $p_x > 0$  exogène. Ce gain évalué en monnaie peut représenter des coûts de retraitement évités ou un consentement des consommateurs à payer pour une eau de meilleure qualité.

## 2.1 Hétérogénéité de la terre

Se pose désormais la question de la distribution des rendements agricoles (les  $y$ ) et des contributions à la gestion de l'eau (les  $x$ ) au sein de la région considérée. Dans la continuité des traitements mathématiques du modèle de Roy (1951) – Heckman et Sedlacek (1985); Heckman et Honore (1990); Ohnsorge et Trefler (2007) – les variables  $x$  et  $y$  sont supposées distribuées selon une loi log-normale bivariée, c'est-à-dire :

$$\begin{bmatrix} \ln(x) \\ \ln(y) \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}_2 \left( \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y \\ \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 \end{bmatrix} \right). \quad (5)$$

La distribution log-normale bivariée est continue, dérivable et entièrement définie par cinq paramètres : deux moyennes marginales ( $\mu_x$  et  $\mu_y$ ), deux variances marginales ( $\sigma_x^2$  et  $\sigma_y^2$ ) et un coefficient de corrélation ( $\rho_{xy}$  tel que  $|\rho_{xy}| < 1$ ). Les paramètres  $\mu_i$  ( $i = x, y$ ) ne sont pas les moyennes de  $x$  et  $y$  à l'échelle de la région mais les moyennes de leurs

---

4. Pour les hydrologues, cela revient globalement à négliger le ruissellement et supposer que toute l'eau captée dans le sol s'infiltrer pour alimenter la même nappe phréatique.

logarithmes naturels. Les moyennes respectives sont  $\mathbb{E}(i) = \exp(\mu_i + \sigma_i^2/2)$ ,  $i = x, y$ .<sup>5</sup> La présence des variances dans les moyennes tient du fait que la distribution log-normale n'est pas symétrique. Vis-à-vis du vecteur  $\mathbf{z}$  des attributs naturels de la terre, une corrélation  $\rho_{xy}$  positive signifie qu'en général les dérivées partielles de  $f(\cdot)$  sont du même signe que les dérivées partielles de  $g(\cdot)$  correspondantes. Par exemple, si les unités de terre ne se différencient que par leurs capacités de stockage de l'eau ( $N = 1$ ) et que cet attribut est valorisé positivement à la fois par l'usage agricole et la préservation ( $f'(z) > 0$  et  $g'(z) > 0$ ) alors la corrélation est positive et unitaire ( $\rho_{xy} = 1$ ).

Cette distribution statistique définit les quantités de terre disponibles en fonction de leurs rendements agricoles et de leurs contributions à la gestion de l'eau. En notant  $L(x, y)$  la quantité de terre contribuant potentiellement à hauteur de  $x$  à la gestion de l'eau (si elle est protégée) et produisant potentiellement  $y$  (si elle est mise en culture), nous avons (indépendamment de son utilisation) :

$$L(x, y) dx dy = \bar{L} \times \phi\left(\frac{\ln(x) - \mu_x}{\sigma_x}, \frac{\ln(y) - \mu_y}{\sigma_y}; \rho_{xy}\right) \frac{d \ln(x)}{\sigma_x} \frac{d \ln(y)}{\sigma_y}. \quad (6)$$

$\phi$  est la fonction de densité d'une loi normale standard (de moyenne nulle et de variance unitaire). Sa primitive  $\Phi$  représente la fonction de répartition associée. Les notations utilisées ici ne différencient pas les densités et cumulatives univariées (marginales) de la distribution bivariable (jointe), le nombre d'arguments permettant d'identifier la fonction en question.<sup>6</sup> La quantité totale de terre disponible au sein de la région ( $\bar{L}$ ) est exogène et sa multiplication par une densité  $\phi$  comprise entre 0 et 1 permet d'exprimer la quantité de terre ayant exactement les caractéristiques  $x$  et  $y$ .

## 2.2 Objectif du régulateur

L'allocation optimale de la terre est définie comme issue du programme d'un régulateur bienveillant qui arbitre entre les deux usages exclusifs. Le risque, les rétroactions de prix issues de la préservation et le coût de l'argent public ne sont pas intégrés (voir respectivement Stavins, 1996; Wu, 2000; Alston et Hurd, 1990 pour des formalisations possibles). La situation préalable correspond à la condition  $\pi_y(\mathbf{z}) \geq 0$  qui implique que toutes les terres sont utilisées pour l'agriculture. Le profit agricole agrégé s'écrit alors :

$$\Pi_y(\bar{L}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_y(y) | \bar{L}) = \bar{L} \times p_y \times \exp(\mu_y + \sigma_y^2/2). \quad (7)$$

Cette équation représente le poids économique du secteur agricole sans politique de préservation de la terre pour la gestion de l'eau. De la même manière, dans le cas où l'intégralité de  $\bar{L}$  est protégée, le gain économique total est :

$$\Pi_x(\bar{L}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_x(x) | \bar{L}) = \bar{L} \times p_x \times \exp(\mu_x + \sigma_x^2/2). \quad (8)$$

---

5. Le modèle présenté ici est déterministe, l'opérateur espérance est utilisé pour caractériser des valeurs moyennes. Cette utilisation de la théorie statistique pour décrire des distributions d'hétérogénéité est classique dans la théorie économique. Pour l'hétérogénéité de la terre, les précurseurs sont Caswell et Zilberman (1986); Lichtenberg (1989); Just et Antle (1990); Stavins et Jaffe (1990).

6. Voir Mood et al. (1974) pour l'écriture explicite des fonctions de densité gaussiennes.

Il est important pour la suite de remarquer que ces valeurs agrégées, lorsqu'elles sont rapportées à l'hectare ( $\Pi_i(\bar{L})/\bar{L}$ ,  $i = y, x$ ) représentent respectivement une espérance de profit agricole et une espérance de gain pour la gestion de l'eau. En considérant que la préservation est un tirage aléatoire *one shot* dans les dotations totales en terre, le coût agricole moyen et le bénéfice hydrologique moyen sont respectivement  $\mathbb{E}(\pi_y(y))$  et  $\mathbb{E}(\pi_x(x))$ , tous deux égaux aux espérances conditionnées par  $\bar{L}$  dans (7) et (8).

Sur la base de ces deux fonctions d'agrégation, le programme du régulateur est la maximisation des gains issus de l'usage de la terre par l'agriculture et de sa protection pour la gestion de l'eau. L'hypothèse d'une préservation *one shot* permet une modélisation en statique.<sup>7</sup> Considérons alors la fonction  $q(x, y)$  faiblement comprise entre 0 et 1, qui représente la part protégée des unités de terre de type  $(x, y)$  et qui prend la valeur 1 si l'ensemble des unités de terre aux caractéristiques  $(x, y)$  est protégé. Elle prend la valeur 0 dans le cas échéant. La quantité totale de terre protégée s'écrit donc :

$$L_x = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(q(x, y)). \quad (9)$$

La quantité de terre en usage agricole est  $L_y = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(1 - q(x, y))$ , car  $\bar{L} = L_x + L_y$ . Sur la base de ces fonctions entre le continuum des variables de décision  $\{q(x, y)\}_{x, y}$  et l'allocation de la terre ( $L_x$  et  $L_y$ ), le programme d'optimisation est spécifié comme suit :

$$\max_{\{q(x, y)\}} \left\{ \Pi_y(L_y) + \Pi_x(L_x) \right\} \quad \text{s.c.q.} \quad 0 \leq q(x, y) \leq 1, \quad (\forall x, y). \quad (10)$$

Le continuum des variables de choix est implicitement présent dans l'équation objectif via  $L_x$  et  $L_y$  comme l'indique (9) et son équivalent pour  $y$ . Après l'écriture du Lagrangien et l'annulation des dérivées partielles, les unités de terre préservées à l'optimum décrivent un sous-ensemble borné de l'espace de l'hétérogénéité. La règle de décision optimale consiste à préserver une unité de terre si et seulement si :

$$\frac{y}{x} \leq \frac{p_x}{p_y}. \quad (11)$$

L'annexe A présente l'essence de la résolution du programme (10) avec une forte analogie avec un modèle dynamique de contrôle optimal. La solution est globalement de type *bang-bang* où  $q(x, y)$  passe de 0 à 1 en fonction du couple  $(x, y)$ . En effet, une convention est que la probabilité d'avoir une solution intérieure est négligeable pour des distributions non-dégénérées telles que les lois normales ou log-normales (Heckman et Sedlacek, 1985).

Une unité de terre est préservée à l'optimum si elle présente un rapport de son coût agricole sur son bénéfice hydrologique (tous deux exprimés en valeur) inférieur à un. Pour chaque unité de terre, la connaissance du coût d'acquisition et du bénéfice induit pour la gestion de l'eau permet de déterminer si elle doit être retirée de la production. Cette règle optimale présente une logique en avantages comparatifs.<sup>8</sup> Cette structure de l'intervention foncière optimale néglige une série de phénomènes qui sont mentionnés dans

---

7. Des raffinements issus d'une acquisition séquentielle des unités de terre sont possibles (Costello et Polasky 2004, Newburn et al. 2006) mais ne sont pas couplables en l'état avec une hétérogénéité complexe.

8. Une unité de terre  $i$  de caractéristiques  $(x_i, y_i)$  peut être préservée alors qu'elle présente une contribution à la gestion de l'eau inférieure à une unité de terre  $i'$  :  $x_i < x_{i'}$ . En effet, il existe au moins

la littérature comme pouvant changer la solution. Des effets de seuils dans les bénéfices (Wu et Skelton, 2002; Wu et al., 2000) ou des gains à la connectivité spatiale (Lewis et al., 2009) devraient être intégrés dans un modèle plus réaliste.

### 3 Effet de l'Information

L'allocation optimale nécessite l'observation gratuite et pour chaque unité de terre des valeurs  $x$  et  $y$ . Trois structures alternatives d'information sont ici étudiées, sachant que les prix  $p_y$  et  $p_x$  ainsi que la quantité totale de terre  $\bar{L}$  sont supposés être toujours observés :

- 1 - Information agrégée :** le régulateur connaît les rendements moyens et les contributions moyennes à la gestion de l'eau, soient  $\exp(\mu_i + \sigma_i/2)$ ,  $i = x, y$ . Il ne connaît pas les lois marginales de répartition et ne connaît pas  $\rho_{xy}$ .
- 2 - Information agricole :** le régulateur observe la valeur agricole  $\pi_y(\mathbf{z})$  et donc la distribution marginale des rendements  $y$ . Il ne connaît que la valeur moyenne des contributions à la gestion de l'eau et n'a pas connaissance de  $\rho_{xy}$ .
- 3 - Information hydrologique :** le régulateur observe pour chaque unité de terre sa valeur hydrologique  $\pi_x(\mathbf{z})$  et donc la distribution marginale de  $x$ . Il ne connaît que la moyenne des rendements agricoles et n'a pas connaissance de  $\rho_{xy}$ .
- 4 - Information parfaite :** le régulateur dispose de l'intégralité des paramètres du problème. Il connaît donc simultanément les deux distributions marginales propres à chaque dimension d'hétérogénéité et peut calculer  $\rho_{xy}$ .

La première possibilité possède surtout une valeur comparative (*benchmark*). Les trois autres sont spécifiées pour leur ressemblance avec des règles de sélection réelles. La connaissance des  $y$  pour cibler les terres ayant les profitabilités agricoles les plus faibles ressemble (dans ses conséquences) à une politique de retrait volontaire de l'activité agricole qui possède des points communs avec le volet gel (*set-aside*) de la réforme de la politique agricole commune en 1992 (voir Bourgeon et al., 1995; Fraser, 2009). Avec uniquement de l'information hydrologique, l'intervention foncière peut sélectionner les parcelles qui ont le plus grand intérêt pour la gestion de l'eau. Cette logique s'apparente à certaines mesures de conditionnalité de l'agenda 2000 de la politique agricole commune, en particulier les bandes enherbées qui ciblent les unités de terre proches des cours d'eau de manière obligatoire. Cette règle se retrouve également pour la préservation de la biodiversité où les joyaux de la couronne (*crown jewels*) sont souvent ciblés sans prendre en compte les coûts d'opportunités agricoles (Babcock et al., 1997). Le cas à information parfaite représente une sélection intermédiaire qui s'assimile à l'arbitrage coût/bénéfice (ou avantages comparatifs). La mise en œuvre de la politique fédérale de conservation

---

un rapport des prix permettant l'apparition de cette situation ssi :

$$\frac{x_i}{y_i} > \frac{x_{i'}}{y_{i'}}.$$

Dans ce cas précis, l'unité de terre  $i'$  possède un avantage absolu pour la gestion de l'eau ( $x_i < x_{i'}$ ) alors que l'unité de terre  $i$  possède un avantage comparatif pour cet usage. Cela implique nécessairement que l'unité  $i'$  possède un avantage absolu pour l'agriculture ( $y_i < y_{i'}$ ).



des sols aux États-Unis (le *Conservation Reserve Program*<sup>9</sup>) peut être vu comme une implémentation heuristique de ce principe.

### 3.1 Information agrégée

À ce niveau d'information le plus faible, la politique de préservation est considérée comme un tirage aléatoire dans l'ensemble des terres agricoles.<sup>10</sup> Préserver aléatoirement une unité de terre coûte en moyenne

$$CM_1 = p_y \cdot \exp(\mu_y + \sigma_y^2/2) \quad (12)$$

pour rapporter

$$BM_1 = p_x \cdot \exp(\mu_x + \sigma_x^2/2). \quad (13)$$

Cette structure des coûts et des bénéfices est équivalente à préserver un échantillon représentatif de terre. Elle peut être mise en lien avec une utilisation heuristique de l'analyse coût/bénéfice qui consiste à comparer des coûts moyens à des bénéfices moyens jugés représentatifs, sans reconnaître l'hétérogénéité dont ils sont issus. À titre d'exemple, Aoubid et Gaubert (2010) s'intéressent à la préservation de 20 000 ha de zones humides potentielles, actuellement utilisées par l'agriculture. Le Grenelle de l'environnement présentant cet objectif sans mentionner de localisation, les auteurs comparent les prix fonciers moyens nationaux à une méta-analyse de la valeur des zones humides (en termes d'effets sur la qualité de l'eau mais aussi sur la biodiversité, les aménités récréatives, etc.) Ces valeurs sont ensuite utilisées pour statuer sur l'acceptabilité économique de l'intervention, sous l'hypothèse que le coût (resp. le bénéfice) espéré d'une telle politique va être la quantité de terre cible multipliée par  $CM_1$  (resp.  $BM_1$ ). Il est montré dans ce qui suit qu'une connaissance, même partielle, des paramètres de l'hétérogénéité permet de prédire la direction du biais associé à cette estimation.

### 3.2 Information agricole

Le régulateur peut ici observer sans coût la distribution des marges nettes agricoles associées à chaque unité de terre. Cela revient au cas où, en présence de marchés fonciers concurrentiels, le régulateur connaît l'intégralité des valeurs prises par le vecteur  $\mathbf{z}$  et le modèle hédonique qui permet d'estimer la fonction  $f(\cdot)$ . Par contre, le régulateur ne connaît pas la fonction  $g(\cdot)$  et ne peut par conséquent pas déterminer les  $x$  associés. Il ne peut utiliser qu'une information agrégée pour anticiper les effets de la préservation sur la gestion de l'eau :  $\exp(\mu_x + \sigma_x^2/2)$ .

Une utilisation de l'information agricole consiste à préserver les terres qui présentent un coût agricole inférieur au bénéfice moyen pour la gestion de l'eau. La règle de sélection

---

9. Les autorités établissent un gradient environnemental pour des unités de terre et effectuent une sélection selon les enchères formulées par les propriétaires (Kirwan et al., 2005; Claassen et al., 2008).

10. Ce cas extrême suppose l'impossibilité de mettre en œuvre un système d'incitations pour sélectionner des parcelles à plus faibles valeurs agricoles. De même, il correspond à l'absence de variables *proxies* observées sans coût. Ces variables pourraient fournir une indication imparfaite sur les  $x$  et/ou les  $y$  afin de faire de moins mauvais choix que la sélection aléatoire. Elles peuvent être la distance au cours d'eau le plus proche pour  $x$  ou l'usage agricole (grandes cultures ou prairies) présents pour  $y$ .

revient alors à préserver les unités de terre telles que :

$$y \leq \frac{p_x}{p_y} \times \mathbb{E}(x) \equiv K_2, \quad (14)$$

avec  $K_2 = (p_x/p_y) \times \exp(\mu_x + \sigma_x^2/2)$ . Cette valeur positive, connue par le régulateur, est le rendement agricole en deçà duquel il est (en moyenne) préférable pour lui d'acheter la terre pour contribuer à la gestion de l'eau. À défaut de pouvoir observer  $x$ , cette règle s'éloigne de l'optimalité en information parfaite puisqu'elle conduit à l'acquisition d'unités de terre ayant un coût agricole supérieur aux bénéfiques en termes de gestion de l'eau. La règle (14) permet toutefois de définir la quantité optimale de terre à préserver :

$$L_x^{(2)} = \bar{L} \cdot \Phi\left(\frac{\ln(K_2) - \mu_y}{\sigma_y}\right) \equiv \bar{L} \cdot \Phi(\tilde{K}_2), \quad (15)$$

avec  $\tilde{K}_2$  le logarithme centré et réduit de la valeur seuil  $K_2$ , par rapport à la distribution marginale des rendements agricoles. Toutes choses égales par ailleurs, la quantité de terre préservée est croissante avec la valeur marginale associée à l'amélioration de l'eau  $p_x$ , avec la contribution moyenne des unités de terre à la gestion de l'eau ( $\mu_x$  et  $\sigma_x$ ) et décroissante avec la marge nette issue de la production agricole  $p_y$ , avec la moyenne et l'écart type du logarithme des rendements agricoles :  $\mu_y$  et  $\sigma_y$ . Les coûts totaux issus de la préservation de  $L_x^{(2)}$  hectares de terre par la règle (14) sont :

$$CT_2(L_x^{(2)}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_y(y)) \cdot \Phi(\tilde{K}_2 - \sigma_y), \quad (16)$$

alors que les bénéfiques sont :

$$BT_2(L_x^{(2)}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_x(x)) \cdot \Phi(\tilde{K}_2 - \rho_{xy}\sigma_x), \quad (17)$$

voir l'annexe B pour les calculs. Les termes de droite de (16) et (17) dépendent des surfaces préservées car  $\tilde{K}_2 = \Phi^{-1}(L_x^{(2)}/\bar{L})$ , voir (15). Les autres déterminants des coûts totaux et des bénéfiques totaux sont des valeurs exogènes vis-à-vis des choix du régulateur (les prix et la distribution de l'hétérogénéité) et déterminent de manière intuitive ces valeurs agrégées. Pour pouvoir comparer cette structure d'information à celle de la sous-section précédente, les coûts et les bénéfiques moyens à l'unité de terre ( $CM_2$  et  $BM_2$ ) sont calculés en divisant (16) et (17) par la quantité de terre préservée (15) pour ensuite faire apparaître :

$$\frac{CM_2}{CM_1} = \frac{\Phi(\tilde{K}_2 - \sigma_y)}{\Phi(\tilde{K}_2)} \quad \text{et} \quad \frac{BM_2}{BM_1} = \frac{\Phi(\tilde{K}_2 - \rho_{xy}\sigma_x)}{\Phi(\tilde{K}_2)}. \quad (18)$$

À la différence de celles issues d'une information agrégée, les valeurs moyennes  $CM_2$  et  $BM_2$  dépendent des surfaces protégées, présentes dans  $\tilde{K}_2$ . Par ailleurs, la fonction cumulative d'une variable quelconque (*a fortiori* d'une normale standardisée) est une fonction positive et croissante. Cela implique donc :

**Proposition 1.** *La connaissance des rendements agricoles à l'unité de terre permet d'avoir une stratégie de préservation (i) moins coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire et (ii) respectivement moins, autant ou plus bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire selon que la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est positive, nulle ou*

*négative.*

*Démonstration.* (i)  $CM_2 < CM_1$  ssi  $\sigma_y > 0$ , ce qui est toujours vrai. (ii)  $BM_2 \gtrless BM_1$  selon  $\rho_{xy} \gtrless 0$  car  $\sigma_x > 0$ .  $\square$

Disposer de l'information agricole permet toujours d'obtenir un coût à l'hectare de terre préservée inférieur à la sélection aléatoire. Ce gain est croissant avec la variabilité des rendements agricoles car plus l'hétérogénéité est forte, plus le régulateur peut s'éloigner des coûts moyens d'acquisition, toutes choses égales par ailleurs. Du point de vue des bénéfices, le résultat dépend de  $\rho_{xy}$ . En l'absence de corrélation significative entre les gradients d'hétérogénéité, l'information agricole conduit à un bénéfice à l'hectare identique à celui de la sélection aléatoire. Lorsque les unités de terre moins productives que la moyenne contribuent plus que la moyenne à la gestion de l'eau ( $\rho_{xy} < 0$ ), l'information agricole produit un bénéfice moyen à l'hectare supérieur à la sélection aléatoire. Dans ce cas, cibler les bas coûts d'acquisition conduit à sélectionner les parcelles les plus bénéfiques pour la gestion de l'eau. En cas de corrélation positive entre les gradients d'hétérogénéité ( $\rho_{xy} > 0$ ), la sélection aléatoire entraîne un bénéfice à l'hectare supérieur. Cibler les faibles coûts agricoles revient à choisir des unités de terre qui contribuent moins que la moyenne à la gestion de l'eau. Si l'objectif est de maximiser le bénéfice à l'hectare de terre préservée, indépendamment des coûts, il vaut mieux pour le régulateur ne pas utiliser l'information agricole et sélectionner les parcelles au hasard. Bien que le signe de la corrélation soit suffisant pour déterminer quelle stratégie présente le plus gros bénéfice moyen, le différentiel entre les deux règles est amplifié par la variabilité  $\sigma_x$ .

Minimiser le coût moyen ou maximiser le bénéfice moyen à l'hectare de terre préservée ne sont que rarement des objectifs optimaux du point de vue économique (Ando et al., 1998; Naidoo et Iwamura, 2007). Pour statuer sur l'efficacité économique associée à l'utilisation de l'information agricole, il faut comparer ces deux stratégies selon le rapport coût/bénéfice qu'elles permettent d'obtenir *in fine* (Wu et Babcock, 1996). L'information agricole permet en effet de contribuer à la gestion de l'eau pour un coût moyen inférieur mais avec des conséquences contrastées sur les bénéfices. Le résultat s'établit comme suit :

$$\frac{CM_2}{BM_2} \gtrless \frac{CM_1}{BM_1} \Leftrightarrow \rho_{xy} \gtrless \frac{\sigma_y}{\sigma_x}, \quad (19)$$

**Proposition 2.** *Il est en moyenne plus efficace pour le régulateur d'ignorer l'information agricole si et seulement si  $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$ .*

Il peut donc être optimal pour le régulateur de ne pas utiliser l'information agricole pour sélectionner les unités de terre à préserver. Toutes choses égales par ailleurs, plus la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est positive ou plus les contributions à la gestion de l'eau sont variables relativement aux rendements agricoles et plus la sélection aléatoire présente un avantage sur l'utilisation de l'information agricole. Ce résultat permet d'émettre un doute sur un mécanisme du type gel des terres (*land set-aside*) pour améliorer la qualité de l'eau ou tout autre objectif social (aménités vertes, biodiversité) lorsque les contributions individuelles des unités de terre sont positivement corrélées aux rendements agricoles et relativement plus variables que ceux-ci.

### 3.3 Information hydrologique

La structure de l'information analysée dans cette sous-section est la symétrique de la précédente. Le régulateur observe sans coût l'intégralité de la distribution des  $x$ , pour chaque unité de terre, mais ne connaît que la moyenne des rendements agricoles. Les unités préservées sont celles qui présentent un bénéfice observé supérieur au coût agricole moyen, soit :

$$x \geq \frac{p_y}{p_x} \times \mathbb{E}(y) \equiv K_3, \quad (20)$$

ce qui revient à préserver une surface totale équivalente à<sup>11</sup> :

$$L_x^{(3)} = \bar{L} \cdot \Phi\left(-\frac{\ln(K_3) - \mu_x}{\sigma_x}\right) \equiv \bar{L} \cdot \Phi(-\tilde{K}_3), \quad (21)$$

pour un coût et un bénéfice agrégés respectivement égaux à :

$$CT_3(L_x^{(3)}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_y(y)) \cdot \Phi(-\tilde{K}_3 + \rho_{xy}\sigma_y), \quad (22)$$

$$BT_3(L_x^{(3)}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_x(x)) \cdot \Phi(-\tilde{K}_3 + \sigma_x). \quad (23)$$

La quantité de terre protégée est croissante en  $p_x$ ,  $\mu_x$  et  $\sigma_x$  et décroissante en  $p_y$ ,  $\mu_y$  et  $\sigma_y$ . Cette structure de l'information est comparée avec celle de la sélection aléatoire en évaluant les coûts et les bénéfices moyens à l'unité de terre. Cela revient à diviser (22) et (23) par (21) pour obtenir :

$$\frac{CM_3}{CM_1} = \frac{\Phi(-\tilde{K}_3 + \rho_{xy}\sigma_y)}{\Phi(-\tilde{K}_3)} \quad \text{et} \quad \frac{BM_3}{BM_1} = \frac{\Phi(-\tilde{K}_3 + \sigma_x)}{\Phi(-\tilde{K}_3)}, \quad (24)$$

**Proposition 3.** *La connaissance des contributions à la gestion de l'eau à l'unité de terre permet d'avoir une stratégie de préservation (i) respectivement plus, autant ou moins coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire selon que la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est positive, nulle ou négative et (ii) toujours plus bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire.*

*Démonstration.* (i)  $CM_3 \gtrless CM_1$  selon  $\rho_{xy} \gtrless 0$  car  $\sigma_y > 0$ . (ii)  $BM_3 \gtrless BM_1$  ssi  $\sigma_x > 0$ , ce qui est toujours vrai.  $\square$

Une utilisation de l'information hydrologique revient à cibler les unités de terre ayant les bénéfices les plus importants et permet d'aboutir à un bénéfice moyen à l'unité de terre supérieur à la sélection aléatoire. Si ces bénéfices sont positivement (resp. négativement) corrélés avec les coûts agricoles alors l'utilisation de l'information entraîne un coût moyen supérieur (resp. inférieur) à la sélection aléatoire. Dans le cas d'une corrélation nulle, cibler les meilleurs bénéfices est équivalent en termes de coûts à choisir au hasard. La valeur absolue de l'écart entre les coûts moyens selon ces deux types d'information dépend positivement de  $\sigma_y$  et l'écart des bénéfices dépend positivement de  $\sigma_x$ . L'utilisation de

---

11. La symétrie de la loi normale implique  $1 - \Phi(K) = \Phi(-K)$ , pour tout  $K$  réel.

cette information est source d'efficacité économique selon que :

$$\frac{CM_3}{BM_3} \geq \frac{CM_1}{BM_1} \Leftrightarrow \rho_{xy} \leq \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \quad (25)$$

**Proposition 4.** *Il est plus efficace pour le régulateur d'ignorer l'information hydrologique si et seulement si  $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$ .*

Lorsque la corrélation est positive au point d'être supérieure à la variabilité relative des bénéfices hydrologiques, cibler les unités de terre uniquement en fonction de leur contribution à la gestion de l'eau conduit à un rapport coût/bénéfice agrégé inférieur à la sélection aléatoire. L'information hydrologique n'a alors aucune valeur économique. La condition sur les paramètres de la proposition 4 est le complémentaire de la condition de la proposition 2. Il est donc impossible que ces deux sources d'information soient simultanément dominées par la sélection aléatoire. En effet,  $\rho_{xy}$  ne peut pas être à la fois supérieur à  $\sigma_y/\sigma_x$  et à  $\sigma_x/\sigma_y$  car il est compris entre  $-1$  et  $1$ . Si le régulateur a le choix entre l'utilisation de l'information agricole ou hydrologique, il a toujours la possibilité de faire mieux que la sélection aléatoire.

### 3.4 Information parfaite

Lorsque le régulateur dispose d'une information parfaite, la règle de sélection optimale est utilisable. Elle consiste à préserver une unité de terre ssi :

$$y \leq \frac{p_x}{p_y} \times x \equiv K_4 \times x, \quad (26)$$

avec  $K_4$  défini comme le rapport des prix. L'écriture en formes réduites des surfaces, coûts totaux et bénéfices totaux nécessite l'introduction d'une variable  $h := \ln(y) - \ln(x)$ . Le passage en logarithme de l'équation (26) permet de faire apparaître l'interprétation de cette nouvelle variable. Dans les deux sous-sections précédentes, la préservation était basée sur des valeurs seuils d'hétérogénéité : un rendement agricole seuil,  $K_2$ , dans la sous-section 3.2 et une contribution seuil à la qualité de l'eau,  $K_3$ , dans la sous-section 3.3. En information parfaite les choix se font toujours selon un seuil, exprimé cette fois en termes de coûts de la préservation à l'unité de bénéfice hydrologique via  $h$ . Il est par ailleurs établi que la différence de deux variables distribuées selon des lois normales suit une loi normale (Heckman et Sedlacek, 1985). La variable  $h$  admet donc pour moyenne  $\mu_h = \mu_y - \mu_x$  et pour variance  $\sigma_h^2 = \sigma_x^2 + \sigma_y^2 - 2 \cdot \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y$ . La règle de sélection (26) devient :

$$h \leq \ln(K_4). \quad (27)$$

Cette nouvelle variable forme également une normale bivariée avec les logarithmes des gradients d'hétérogénéité de la terre (Heckman et Sedlacek, 1985). En conséquence, les corrélations de  $h$  avec les logarithmes des gradients d'hétérogénéité initiaux<sup>12</sup> sont :

$$\rho_{xh} = \frac{\rho_{xy}\sigma_y - \sigma_x}{\sigma_h} \quad \text{et} \quad \rho_{yh} = \frac{\sigma_y - \rho_{xy}\sigma_x}{\sigma_h}. \quad (28)$$

---

12.  $\rho_{xh} = \frac{\text{cov}(\ln(x), h)}{\sigma_x \cdot \sigma_h} = \frac{\mathbb{E}(\ln(x)(\ln(y) - \ln(x)))}{\sigma_x \cdot \sigma_h} = \frac{\text{cov}(\ln(x), \ln(y)) - \text{var}(\ln(x))}{\sigma_x \cdot \sigma_h} = \frac{\rho_{xy}\sigma_y - \sigma_x}{\sigma_h}$ .

La quantité optimale de terre préservée apparaît telle que :

$$L_x^{(4)} = \bar{L} \cdot \Phi\left(\frac{\ln(K_4) - \mu_h}{\sigma_h}\right) \equiv \bar{L} \cdot \Phi(\tilde{K}_4). \quad (29)$$

pour un coût total et un bénéfice total respectivement égaux à :

$$CT_4(L_x^{(4)}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_y(y)) \cdot \Phi(\tilde{K}_4 - \rho_{yh}\sigma_y), \quad (30)$$

$$BT_4(L_x^{(4)}) = \bar{L} \cdot \mathbb{E}(\pi_x(x)) \cdot \Phi(\tilde{K}_4 - \rho_{xh}\sigma_x). \quad (31)$$

Les surfaces protégées sont croissantes en  $p_x$ ,  $\mu_x$  et  $\sigma_x$  et décroissantes en  $p_y$ ,  $\mu_y$  et  $\sigma_y$ . Une différenciation partielle indique que la variabilité des coûts (resp. bénéfices) influence négativement (resp. positivement) les coûts (resp. bénéfices) agrégés. Toutes choses égales par ailleurs, la corrélation est source d'augmentation des coûts et de diminution des bénéfices. L'effet de l'information parfaite en termes de coûts et de bénéfices moyens par rapport à la sélection aléatoire est :

$$\frac{CM_4}{CM_1} = \frac{\Phi(\tilde{K}_4 - \rho_{yh}\sigma_y)}{\Phi(\tilde{K}_4)} \quad \text{et} \quad \frac{BM_4}{BM_1} = \frac{\Phi(\tilde{K}_4 - \rho_{xh}\sigma_x)}{\Phi(\tilde{K}_4)}. \quad (32)$$

**Proposition 5.** *La connaissance des gradients d'hétérogénéité à l'unité de terre permet d'obtenir une préservation (i) respectivement moins, autant ou plus coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire selon que  $\rho_{yh}$  est positif, nul ou négatif et (ii) respectivement plus, autant, moins bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire selon que  $\rho_{xh}$  est négatif, nul ou positif.*

*Démonstration.* (i)  $CM_4 \gtrless CM_1$  selon  $\rho_{yh} \lesseqgtr 0$  car  $\sigma_y > 0$ . (ii)  $BM_4 \gtrless CM_1$  selon  $\rho_{xh} \lesseqgtr 0$  car  $\sigma_x > 0$ .  $\square$

Les unités de terre présentant les plus faibles valeurs de  $h$  sont ici sélectionnées en priorité. Elles sont relativement moins bénéfiques pour la gestion de l'eau si  $\rho_{xh}$  est positif et relativement plus coûteuses pour l'agriculture si  $\rho_{yh}$  est négatif. Par (28), la sélection aléatoire présente des coûts (resp. bénéfices) à l'hectare de terre préservée inférieurs (resp. supérieurs) à la règle de sélection optimale lorsque :

$$\text{resp. } \rho_{xy} > \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad \text{et} \quad \rho_{xy} > \frac{\sigma_x}{\sigma_y}. \quad (33)$$

Ces deux inégalités représentent les cas les plus défavorables où la sélection aléatoire peut dominer partiellement la règle optimale. Elles correspondent aux conditions des propositions 2 et 4 où l'utilisation des informations agricoles ou hydrologique est dominée par la sélection aléatoire. Lorsqu'il est plus efficace d'ignorer l'information agricole (resp. hydrologique), l'utilisation de la totalité de l'information entraîne des coûts moyens supérieurs (resp. bénéfices moyens inférieurs) à la sélection aléatoire. L'utilisation optimale de la totalité de l'information ne permet donc pas d'assurer, pour certaines structures de l'hétérogénéité, des coûts moyens ou des bénéfices moyens inférieurs à la sélection aléatoire. Par contre, du point de vue de l'efficacité économique globale, l'utilisation de

la totalité de l'information permet toujours de faire mieux que la sélection aléatoire :

$$\frac{CM_4}{BM_4} < \frac{CM_1}{BM_1} \quad \text{car} \quad \rho_{yh} \cdot \sigma_y > \rho_{xh} \cdot \sigma_x \quad \text{et} \quad \sigma_h^2 > 0. \quad (34)$$

**Proposition 6.** *Il est toujours optimal pour le régulateur d'utiliser la totalité de l'information lorsqu'elle est disponible.*

L'efficacité relative de la sélection en information parfaite sur le choix aléatoire est croissante en  $\sigma_h$  donc croissante avec la variabilité des deux gradients d'hétérogénéité et décroissante avec la corrélation entre  $x$  et  $y$ . Ce résultat signifie que plus la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est forte, moins le régulateur a d'intérêt à adopter une sélection optimale relativement à la sélection aléatoire, toutes choses égales par ailleurs.

## 4 Contexte institutionnel

Les objectifs associés à une intervention foncière peuvent s'exprimer de nombreuses manières. Le Grenelle de l'environnement fixe un objectif en termes de surfaces préservées, une intervention est souvent contrainte par les budgets disponibles alors que la directive-cadre communautaire sur l'eau mentionne un objectif de résultat. L'optimalité économique n'est que rarement explicite dans les objectifs des régulateurs qui doivent agir sous ce type de contraintes vis-à-vis des objectifs à atteindre. Les deux lemmes suivants permettent de présenter cette analyse de manière plus concise (démonstrations en annexe C) :

**Lemme 1.**

$$\rho_{xy} > \rho_{xh}. \quad (35)$$

**Corollaire 1.**

$$\rho_{xy} > -\rho_{yh}. \quad (36)$$

**Lemme 2.**

$$\frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_x} < 0, \quad \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_y} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \rho_{xy}} \leq 0 \quad \text{selon} \quad \rho_{xy} \leq \frac{\sigma_x}{\sigma_y}. \quad (37)$$

**Corollaire 2.**

$$\frac{\partial \rho_{xh}}{\partial \sigma_x} < 0, \quad \frac{\partial \rho_{xh}}{\partial \sigma_y} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \rho_{xh}}{\partial \rho_{xy}} \leq 0 \quad \text{selon} \quad \rho_{xy} \geq \frac{\sigma_y}{\sigma_x}. \quad (38)$$

Le premier lemme et son corollaire illustrent une propriété importante des modèles à hétérogénéité bidimensionnelle. Étant acquis qu'une corrélation  $\rho_{xy}$  positive favorise les positions conservatrices sur l'acceptabilité économique de la préservation (l'unité de bénéfice coûte en moyenne relativement plus), la sélection optimale minorera toujours cet effet. Le principe économique sous-jacent est relativement simple : une préservation est d'autant plus acceptable qu'elle est bien implémentée. Le deuxième lemme et son corollaire seront utiles pour exprimer les résultats en termes des paramètres initiaux de l'hétérogénéité.

## 4.1 Contrôle des surfaces

Les trois règles de sélection (n° 2 : moindres coûts, n° 3 : bénéfices maximum et n° 4 : moindres rapports coûts sur bénéfices) sont ici utilisées pour atteindre un objectif exogène en termes de surfaces agricoles préservées. Cela revient à poser  $L_x^{(2)} = L_x^{(3)} = L_x^{(4)}$  pour que, par les équations (15), (21), (29), nous puissions définir :

$$K_S := \tilde{K}_2 = -\tilde{K}_3 = \tilde{K}_4. \quad (39)$$

$K_S$  peut alors être substitué dans les valeurs agrégées de la section 3 pour obtenir :

**Proposition 7.** *Pour une même quantité de surface préservée, la hiérarchie des coûts totaux est la suivante :*

$$CT_2 < CT_4 < CT_3. \quad (40)$$

*Démonstration.*  $\Phi(K_S - \sigma_y) < \Phi(K_S - \rho_{yh}\sigma_y) < \Phi(K_S + \rho_{xy}\sigma_y)$  car, par l'utilisation du corollaire 1 :  $\sigma_y > \rho_{yh}\sigma_y > -\rho_{xy}\sigma_y$ .  $\square$

Les règles de sélection s'ordonnent donc sans ambiguïté en fonction de leurs coûts totaux d'acquisition de la terre. La sélection des moindres coûts agricoles est moins coûteuse que la sélection des moindres rapports coûts-bénéfices, elle-même moins coûteuse que la sélection des bénéfices maximaux. Cette proposition 7 fait également apparaître les déterminants des écarts. La règle 2 est d'autant moins coûteuse que la variabilité des rendements agricoles est forte. L'écart de coût total entre la 2 et la 4 dépend négativement de  $\rho_{yh}$ , donc est croissant en  $\sigma_y$ , décroissant en  $\sigma_x$  et la relation avec  $\rho_{xy}$  dépend de l'inégalité  $\rho_{xy} \leq \sigma_x/\sigma_y$  (lemme 2). L'écart de coût entre la règle 2 et la règle 3 dépend de  $\rho_{xy}$  (en plus de  $\sigma_y$  qui a un effet multiplicatif). Lorsque les faibles rendements agricoles correspondent à de fortes contributions à la qualité de l'eau ( $\rho_{xy} \rightarrow -1$ ) les coûts issus des sélections 3 et 4 tendent vers ceux de la sélection 2. À l'inverse, les écarts s'amplifient lorsque la corrélation s'approche de 1. La variabilité des bénéfices, enfin, rapproche les coûts de la sélection 4 vers ceux de la 2, en les éloignant donc de la règle 3.

**Proposition 8.** *Pour une même quantité de surface préservée, la hiérarchie des bénéfices totaux est la suivante :*

$$BT_3 < BT_4 < BT_2. \quad (41)$$

*Démonstration.*  $\Phi(K_S + \sigma_x) > \Phi(K_S - \rho_{xh}\sigma_x) > \Phi(K_S - \rho_{xy}\sigma_x)$  car, par l'utilisation du lemme 1 :  $\sigma_x > -\rho_{xy}\sigma_x > -\rho_{xh}\sigma_x$ .  $\square$

La hiérarchie des bénéfices est inversée par rapport à celle des coûts et la variabilité des bénéfices sert d'échelle (multiplicative) aux écarts entre les règles de sélection. L'écart des bénéfices entre les règles 2 et 3 est indépendant de la variabilité des rendements agricoles, il dépend positivement de la corrélation entre les coûts et les bénéfices. La sélection 4 se rapproche d'autant plus de la sélection 3 que la variabilité des rendements agricoles est faible, que la variabilité des contributions à la gestion de l'eau est forte et que la corrélation est négative (resp. positive) si  $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$  ( $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$ ). Ces interprétations sont directement issues du corollaire 2. Le résultat le plus contre-intuitif de l'utilisation du corollaire est l'apparition de gains relatifs (pour la règle 4) issues d'une croissance de



la corrélation lorsque  $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$ . Il est donc possible qu'une forte corrélation entre les coûts et les bénéfices rapproche les bénéfices totaux issus de la règle 4 de ceux de la règle 3.

## 4.2 Contrôle du budget disponible

Considérons désormais que les trois règles de sélection sont utilisées pour un budget donné, soit :  $CT_2 = CT_3 = CT_4$ . Le contexte institutionnel correspond à une régulation par le budget accordé à l'organisme en charge de la gestion de l'eau. Ce cas correspond à ce qu'étudient Wu et al. (2001) et des résultats semblables sont retrouvés ici. De plus, la spécification d'une distribution log-normale permet d'identifier les paramètres qui sont à la base d'écarts entre les différentes stratégies. En utilisant (16), (22) et (30), l'égalité des budgets entre les trois logiques d'intervention implique :

$$K_C := \tilde{K}_2 - \sigma_y = -\tilde{K}_3 + \rho_{xy}\sigma_y = \tilde{K}_4 - \rho_{yh}\sigma_y, \quad (42)$$

**Proposition 9.** *Pour un même budget, la hiérarchie des surfaces préservées est :*

$$L_2 > L_4 > L_3. \quad (43)$$

*Démonstration.*  $\Phi(K_C + \sigma_y) > \Phi(K_C + \rho_{yh}\sigma_y) > \Phi(K_C - \rho_{xy}\sigma_y)$  car, par l'utilisation du corollaire 1 :  $\sigma_y > \rho_{yh}\sigma_y > -\rho_{xy}\sigma_y$ .  $\square$

La hiérarchie est inversée par rapport à la proposition 7. La stratégie 2, qui permettait de préserver une même quantité de surface à moindre coût, permet également de préserver le plus de surfaces pour un coût donné. Les effets des paramètres de la distribution sur les différentiels entre règles sont identiques à ceux décrits dans l'interprétation de la proposition 7. La variabilité des rendements agricoles augmente les gains relatifs aux règles 2 et 4, la variabilité des bénéfices influe sur la position de la règle 4 entre les deux autres et la corrélation éloigne la 3 de la 2 et a un effet ambigu sur la position relative de la 4. Par contre, des différences apparaissent lorsque l'on considère les différentiels de bénéfices agrégés.

**Proposition 10.** *Pour un même budget, la hiérarchie des bénéfices atteints est :*

$$BT_4 > BT_2 \leqslant BT_3. \quad (44)$$

*Démonstration.*  $\Phi(K_C + \sigma_h) > \Phi(K_C + \rho_{yh}\sigma_h) \leqslant \Phi(K_C - \rho_{xh}\sigma_h)$  car, par les ensembles de définition des corrélations :  $\sigma_h > \rho_{yh}\sigma_h \leqslant \rho_{xh}\sigma_h$ .  $\square$

Pour un budget quelconque, la règle 4 de sélection des unités de terre permet toujours de présenter des bénéfices supérieurs aux deux alternatives. La différence est d'autant plus importante que  $\sigma_h$  est important. Pour remonter aux paramètres structurels de la distribution, les inégalités  $\rho_{xy} \leqslant \sigma_y/\sigma_x$  et  $\rho_{xy} \leqslant \sigma_x/\sigma_y$  se révèlent déterminantes (voir la preuve du lemme 2 en annexe C). Dans les cas les plus probables (respectivement  $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$  et  $\rho_{xy} < \sigma_x/\sigma_y$ ) les variabilités des coûts agricoles et des bénéfices hydrologiques influencent positivement l'écart entre la règle 4 et les deux autres. Ces effets ne sont plus

vérifiés lorsque les inégalités sont renversées. La présence d'un forte variabilité des coûts va alors, par exemple, rapprocher les bénéfices de la règle 3 de ceux de la règle 4.

Les contributions à la gestion de l'eau issues des règles 2 et 3 ne peuvent pas être hiérarchisées sans ambiguïté. Ce résultat, qui était déjà obtenu par Wu et al. (2001) (p. 337), est ici plus précis. L'inégalité qui permet de statuer entre 2 et 3 sur la règle la plus efficace à budget donné ( $\rho_{yh} \leq \rho_{xh}$ ) se ramène à une comparaison des variabilités relatives ( $\sigma_y \leq \sigma_x$ ). Si les coûts (resp. bénéfices) sont plus variables alors la règle 2 (resp. 3) produit des bénéfices hydrologiques supérieurs à la règle 3 (resp. 2). La proposition 10, couplée au lemme 2 et à son corollaire, permet d'expliquer les sources d'écart entre les différentes règles. Les règles 2 et 4 permettent d'obtenir les mêmes bénéfices lorsque  $\rho_{xy} = \sigma_x/\sigma_y$  alors que l'équivalence avec la règle 3 s'établit lorsque  $\rho_{xy} = \sigma_y/\sigma_x$ . La règle 2 s'éloigne de la règle 4 lorsque  $\rho_{yh} \rightarrow -1$ , ce qui est d'autant plus probable que la variabilité des coûts est faible et que la variabilité des bénéfices est forte (lemme 2). La règle 3 s'éloigne de la règle optimale lorsque  $\rho_{xh} \rightarrow 1$ , ce qui est d'autant plus probable que la variabilité des coûts est forte et que la variabilité des bénéfices est faible. La corrélation est globalement source de divergence des règles 2 et 3 par rapport à la 4 même si des situations inverses peuvent survenir pour 2 lorsque  $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$  ou pour 3 lorsque  $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$ .

### 4.3 Contrôle de la gestion de l'eau

Considérons désormais que le contexte institutionnel impose à l'organisme en charge de l'intervention foncière un objectif en termes de contribution à la gestion de l'eau. La contrainte  $BT_2 = BT_3 = BT_4$  entre les équations (17), (23) et (31) se traduit comme suit :

$$K_B := \tilde{K}_2 - \rho_{xy}\sigma_x = -\tilde{K}_3 + \sigma_x = \tilde{K}_4 - \rho_{xh}\sigma_x, \quad (45)$$

**Proposition 11.** *Pour un même objectif en termes de bénéfices, la hiérarchie des surfaces préservées est :*

$$L_2 > L_4 > L_3. \quad (46)$$

*Démonstration.*  $\Phi(K_B + \rho_{xy}\sigma_x) > \Phi(K_B + \rho_{xh}\sigma_x) > \Phi(K_B - \sigma_x)$  car, par l'utilisation du lemme 1 :  $\rho_{xy}\sigma_x > \rho_{xh}\sigma_x > -\sigma_x$ .  $\square$

La hiérarchie des règles sur les quantités de surfaces préservées de la proposition 9 est maintenue, cibler les moindres coûts représente le cas où les surfaces préservées sont les plus importantes à la fois pour un objectif de budget et pour un objectif de bénéfice. Lorsque le bénéfice est exogène, la variabilité des  $x$  amplifie les écarts de surfaces entre les différentes règles de sélection. Les surfaces préservées dans le cas d'une sélection 4 oscillent entre les surfaces préservées dans la règle 2 lorsque  $\rho_{xh} \rightarrow \rho_{xy}$  et les surfaces préservées dans la règle 3 lorsque  $\rho_{xh} \rightarrow -1$ . La règle 4 se rapproche d'autant plus de la 3 que la variabilité des coûts (resp. bénéfices) est faible (resp. forte) alors que l'effet de la corrélation est ambigu (corollaire 2). Toutes choses égales par ailleurs, la variabilité des bénéfices est source d'écart dans les surfaces préservées entre les trois règles.

**Proposition 12.** *Pour un même objectif en termes de bénéfices, la hiérarchie des coûts totaux est :*

$$CT_4 < CT_2 \leq CT_3. \quad (47)$$

*Démonstration.*  $\Phi(K_B - \sigma_h) < \Phi(K_B - \rho_{yh}\sigma_y) \leq \Phi(K_B + \rho_{xh}\sigma_h)$  car, par les ensembles de définition des corrélations :  $\sigma_y < -\rho_{yh}\sigma_y \leq \rho_{xh}\sigma_y$ .  $\square$

La règle de sélection la moins coûteuse est toujours la 4. Son efficacité relative dépend de  $\sigma_h$ , c'est-à-dire positivement de  $\sigma_y$  lorsque  $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$  et négativement sinon. L'effet de la variabilité des coûts dépend également du signe de  $\rho_{yh}$  avec des effets contre-intuitifs (i.e. une hausse de la variabilité diminue les gains relatifs de 4) lorsque  $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$ . La même chose apparaît au sujet des bénéfices lorsque  $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$ . Plus les bénéfices sont variables relativement aux coûts et plus la règle 2 est coûteuse relativement à la 3. Ce sont respectivement  $\rho_{yh}$  et  $\rho_{xh}$  qui représentent l'écart avec la règle 4. Ils indiquent que la sélection par les coûts (resp. bénéfices) est d'autant plus éloignée (resp. proche) de la règle 4 que la variabilité des coûts est forte (resp. la variabilité des bénéfices faible). La corrélation  $\rho_{xy}$  est globalement source de divergence des règles 2 et 3 par rapport à la 4, même si ce résultat s'inverse pour des corrélations relativement fortes.

## 5 Conclusion

Le modèle présenté dans cet article se concentre sur les coûts et les bénéfices issus du retrait de l'usage agricole (c'est-à-dire une préservation) de la terre pour augmenter la production d'une fonction environnementale particulière : l'épuration de l'eau. Une résolution originale de l'optimalité économique en terme de valeur totale de la terre avec information parfaite sur l'hétérogénéité est proposée. Puis deux sources d'écart à cette optimalité sont étudiées : le manque d'information et le contexte institutionnel qui déterminent la mise en oeuvre concrète des interventions sur l'usage de la terre. Nous obtenons que le ciblage des moindres coûts par unité de bénéfice est toujours le plus efficace (en terme de valeur totale de la terre) suivi par le ciblage des moindres coûts ou des bénéfices maximaux selon que les coûts soient plus ou moins variables que les bénéfices. Cette hiérarchie se révèle indépendante du contexte institutionnel qui peut exiger des limites en termes de coûts ou des obligations en termes de bénéfices (propositions 10 et 12). Quand aux applications de cette théorie, les résultats présentent un intérêt sur au moins deux aspects pratiques.

(i) Pour la valeur de l'information, le modèle permet d'en identifier les origines à travers les variabilités et la corrélation des hétérogénéités. Qu'elle soit agricole ou hydrologique, l'information a d'autant plus de valeur pour le régulateur (permet de faire de meilleurs choix) qu'elle est variable. En considérant qu'une information plus variable est plus coûteuse à acquérir et à intégrer dans la pratique, un arbitrage semble se profiler sur une quantité ou une précision optimales. À l'inverse, une corrélation forte entre les hétérogénéités fait diminuer l'intérêt d'une source additionnelle d'information. En considérant que disposer de l'information est nécessaire pour connaître la corrélation, il y a un problème de simultanéité. Il correspond au risque de se rendre compte *a posteriori* que l'information coûteuse n'apporte peu. La présence d'une information imparfaite pour aiguiller les choix est alors déterminante.

La situation où l'organisme en charge de la régulation possède l'information et se questionne sur l'utilité de s'en servir est également intéressante, car il y a souvent plusieurs utilisations pour l'information sur l'hétérogénéité de la terre. L'information agricole peut

être utile pour établir les coûts de fourniture en services écosystémiques mais également pour diminuer l'autosélection associée à la mise en place d'une assurance sur les récoltes ou pour compenser les handicaps naturels. L'information hydrologique peut également être d'intérêt pour les questions d'extension urbaine, de prévention des risques d'inondation ou des volumes prélevables dans un contexte de changement climatique. Ces autres sources de valorisation doivent être additionnées à la valeur de l'information pour l'intervention foncière, telle qu'elle a été décrite ici.

(ii) Pour l'implémentation d'une politique publique, la comparaison entre les contextes institutionnels apporte des éléments sur les différences entre les structures de délégation. Ce point est crucial étant donné le caractère non marchand de la plupart des fonctions environnementales liées à l'usage de la terre et la solution *command and control* souvent utilisée dans la pratique. Comme pour le paragraphe précédent, la préservation de la terre admet d'autres bénéfices sociaux que l'épuration de l'eau. Par exemple, la maximisation des surfaces protégées peut entraîner des gains relatifs en termes de quantités d'habitats naturels pour la biodiversité, ce qui peut justifier de privilégier la sélection par les moindres coûts. À l'inverse, si les bénéfices maximums pour la gestion de l'eau sont localisés loin des habitations humaines, les cibler conduira à des gains relatifs faibles en termes paysagers. Face à des bénéfices joints issus de la préservation de la terre, l'intervention optimale repose sur les mêmes bases en termes de variabilités et de corrélations en ajoutant une dimension supplémentaire aux bénéfices. Les résultats analytiques présentés ici peuvent ainsi être utilisés sur la multifonctionnalité des terres préservées.

## Références

- ALSTON, J. M. ET B. H. HURD (1990). Some neglected social costs of government spending in farm programs. *American Journal of Agricultural Economics* 72 : 149–156.
- ANDO, A., J. CAMM, S. POLASKY ET A. SOLOW (1998). Species distributions, land values, and efficient conservation. *Science* 279 : 2126–2128.
- ANTLE, J. M. ET J. J. STOOORVOGEL (2006). Predicting the supply of ecosystem services from agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 88 : 1174–1180.
- AOUBID, S. ET H. GAUBERT (2010). Évaluation économique des services rendus par les zones humides. Tech. Rep. 23, Commissariat général au développement durable.
- ARROW, K. J., M. L. CROPPER, G. C. EADS, R. W. HAHN, L. B. LAVE, R. G. NOLL, P. R. PORTNEY, M. RUSSEL, R. SCHMALENSEE, V. K. SMITH ET R. N. STAVINS (1996). Is there a role for benefit-cost analysis in environmental, health and safety regulation? *Science* 272 : 221–222.
- BABCOCK, B. A., P. LAKSHMINARAYAN, J. WU ET D. ZILBERMAN (1996). The economics of a public fund for environmental amenities : A study of CRP contracts. *American Journal of Agricultural Economics* 78 : 961–971.
- BABCOCK, B. A., P. LAKSHMINARAYAN, J. WU ET D. ZILBERMAN (1997). Targeting tools for the purchase of environmental amenities. *Land Economics* 73 : 325–339.
- BARNAUD, G. ET E. FUSTEC (2007). *Conserver les zones humides : Pourquoi? Comment?.* QUAE Éditions.
- BATEMAN, I. J., R. BROUWER, H. DAVIES, B. H. DAY, A. DEFLANDRE, S. D. FALCO, S. GEORGIU, D. HADLEY, M. HUTCHINS, A. P. JONES, D. KAY, G. LEEKS, M. LEWIS, A. A. LOVETT, C. NEAL, P. POSEN, D. RIGBY ET R. K. TURNER (2006). Analysing the agricultural costs and non-market benefits of implementing the water framework directive. *Journal of Agricultural Economics* 57 : 221–237.
- BORISOVA, T., J. SHORTLE, R. D. HORAN ET D. ABLER (2005). Value of information for water quality management. *Water Resources Research* 41.
- BOUMA, J., H. VAN DER WOERD ET O. KUIK (2009). Assessing the value of information for water quality management in the North Sea. *Journal of Environmental Management* 90 : 1280–1288.
- BOURGEON, J.-M., P.-A. JAYET ET P. PICARD (1995). An incentive approach to land set-aside programs. *European Economic Review* 39 : 1487–1509.
- CASWELL, M. F. ET D. ZILBERMAN (1986). The effects of well depth and land quality on the choice of irrigation technology. *American Journal of Agricultural Economics* 68 : 798–811.
- CLAASSEN, R., A. CATTANEO ET R. JOHANSSON (2008). Cost-effective design of agri-environmental payment programs : U.S. experience in theory and practice. *Ecological Economics* 65 : 737–752.
- COSTANZA, R., R. D’ARGE, R. DE GROOT, S. FARBERK, M. GRASSO, B. H. K. LIMBURG, S. NAEEM, R. V. O’NEILL, J. PARUELO, R. G. RASKIN, P. SUTTONKK ET M. VAN DEN BELT (1997). The value of the world’s ecosystem services and natural capital. *Nature* 387 : 253–260.
- COSTELLO, C. ET S. POLASKY (2004). Dynamic reserve site selection. *Resource and Energy Economics* 26 : 157–174.
- CRÉPIN, A.-S. (2005). Incentives for wetland creation. *Journal of Environmental Economics*

- and Management* 50 : 598–616.
- DALE, V. H. ET S. POLASKY (2007). Measures of the effects of agricultural practices on ecosystem services. *Ecological Economics* 64 : 286–296.
- DUDLEY, N. ET S. STOLTON (2003). Running pure : The importance of forest protected areas to drinking water. Tech. rep., World Bank/WWF. Alliance for Forest Conservation and Sustainable Use, Washington, DC.
- FERRARO, P. J. (2003). Assigning priority to environmental policy interventions in a heterogeneous world. *Journal of Policy Analysis and Management* 22 : 27–43.
- FERRARO, P. J. (2004). Targeting conservation investments in heterogeneous landscapes : A distance-function approach and application to watershed management. *American Journal of Agricultural Economics* 86 : 905–918.
- FERRARO, P. J. ET R. D. SIMPSON (2002). The cost-effectiveness of conservation payments. *Land Economics* 78 : 339–353.
- FRASER, R. W. (2009). Land heterogeneity, agricultural income forgone and environmental benefit : An assessment of incentive compatibility problems in environmental stewardship schemes. *Journal of Agricultural Economics* 60 : 190–201.
- HECKMAN, J. J. ET B. H. HONORE (1990). The empirical content of the Roy model. *Econometrica* 58 : 1121–1149.
- HECKMAN, J. J. ET G. SEDLACEK (1985). Heterogeneity, aggregation, and market wage functions : An empirical model of self-selection in the labor market. *Journal of Political Economy* 93 : 1077–1125.
- HUTCHINS, M. G., A. DEFLANDRE-VLANDAS, P. E. POSEN, H. N. DAVIES ET C. NEA (2010). How do river nitrate concentrations respond to changes in land use ? A modelling case study of headwaters in the River Derwent Catchment, North Yorkshire (UK). *Environmental Modeling and Assessment* 15 : 93–109.
- JUST, R. E. ET J. M. ANTLE (1990). Interactions between agricultural and environmental policies : A conceptual framework. *American Economic Review* 80 : 197–202.
- KIRWAN, B., R. N. LUBOWSKI ET M. J. ROBERTS (2005). How cost-effective are land retirement auctions ? Estimating the difference between payments and willingness-to-accept in the Conservation Reserve Program. *American Journal of Agricultural Economics* 87 : 1239–1247.
- KOOP, G. ET D. POIRIER (1997). Learning about the across-regime correlation in switching regression models. *Journal of Econometrics* 78 : 217–227.
- LEWIS, D. J., A. J. PLANTINGA ET J. WU (2009). Targeting incentives to reduce habitat fragmentation. *American Journal of Agricultural Economics* 91 : 1080–1096.
- LICHTENBERG, E. (1989). Land quality, irrigation development, and cropping patterns in the northern high plains. *American Journal of Agricultural Economics* 71 : 187–194.
- LICHTENBERG, E. (2002). *Agriculture and the environment*. Elsevier, *Handbook of agricultural economics 2A-Agricultural and its external linkages*, chap. 23. 1249–1314.
- LIEN, D.-H. D. (1985). Moments of truncated bivariate log-normal distributions. *Economics Letters* 19 : 243–247.
- MAGESAN, A. ET M. A. TURNER (2010). The value of information in regulation. *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 10 : 76.
- MESSER, K. D. (2006). The conservation benefits of cost-effective land acquisition : A case study in Maryland. *Journal of Environmental Management* 79 : 305–315.

- MOOD, A. M., F. A. GRAYBILL ET D. C. BOES (1974). *Introduction to the Theory of Statistics*. McGraw-Hill Series in Probability and Statistics, 3rd Edition.
- NAIDOO, R. ET T. IWAMURA (2007). Global-scale mapping of economic benefits from agricultural lands : Implications for conservation priorities. *Biological Conservation* 140 : 40–49.
- NEWBURN, D. A., P. BERCK ET A. M. MERENLENDER (2006). Habitat and open space at risk of land use conversion : Targeting strategies for land conservation. *American Journal of Agricultural Economics* 88 : 28–42.
- OHNSORGE, F. ET D. TREFLER (2007). Sorting it out : International trade with heterogeneous workers. *Journal of Political Economy* 115 : 868–892.
- RIBAUDO, M. O. (1989). Targeting the Conservation Reserve Program to maximize water quality benefits. *Land Economics* 65 : 320–332.
- ROY, A. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers* 3 : 135–146.
- SEGERSON, K. ET J. J. OPALUCH (1991). Aggregate analysis of site-specific pollution problems : The case of groundwater contamination from agriculture. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics* 20 : 83–97.
- SHERIFF, G. (2009). Implementing second-best environmental policy under adverse selection. *Journal of Environmental Economics and Management* 57 : 253–268.
- SHORTLE, J. ET R. HORAN (2001). The economics of nonpoint pollution. *Journal of Economic Surveys* 15 : 255–290.
- SMITH, R. B. (1995). The conservation reserve program as a least-cost land retirement mechanism. *American Journal of Agricultural Economics* 77 : 93–105.
- STAVINS, R. N. (1996). Correlated uncertainty and policy instrument choice. *Journal of Environmental Economics and Management* 30 : 218–232.
- STAVINS, R. N. ET A. B. JAFFE (1990). Unintended impacts of public investments on private decisions : The depletion of forested wetlands. *American Economic Review* 80 : 337–352.
- WU, J. (2000). Slippage effects of the conservation reserve program. *American Journal of Agricultural Economics* 82 : 979–992.
- WU, J., R. M. ADAMS ET G. BOGGESS (2000). Cumulative effects and optimal targeting of conservation efforts : Steelhead trout habitat enhancement in Oregon. *American Journal of Agricultural Economics* 82 : 400–413.
- WU, J. ET B. A. BABCOCK (1996). Contract design for the purchase of environmental goods from agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 78 : 935–945.
- WU, J. ET B. A. BABCOCK (1999). The relative efficiency of voluntary vs. mandatory environmental regulation. *Journal of Environmental Economics and Management* 37 : 158–175.
- WU, J. ET K. SEGERSON (1995). The impact of policies and site characteristics on potential groundwater pollution in Wisconsin. *American Journal of Agricultural Economics* 77 : 1033–1047.
- WU, J. ET K. SKELTON (2002). Targeting conservation efforts in the presence of threshold effects and ecosystem linkages. *Ecological Economics* 42 : 313–331.
- WU, J., D. ZILBERMAN ET B. A. BABCOCK (2001). Environmental and distributional impacts of conservation targeting strategies. *Journal of Environmental Economics and Management* 41 : 333–350.

# ANNEXES

## A Méthode d'optimisation

Lorsque le régulateur dispose d'une information parfaite, la préservation optimale est la solution du programme (10). Le Lagrangien associé s'écrit :

$$\mathcal{L}(\lambda_1, \lambda_2) = \Pi_y(L_y) + \Pi_x(L_x) + \iint (\lambda_1 \cdot q + \lambda_2(1 - q)) \, dx \, dy$$

où  $\lambda_1$  et  $\lambda_2$  sont les multiplicateurs associés aux deux continuums de contraintes à l'inégalité dans (10). L'écriture explicite de  $\Pi_x(L_x)$  est :

$$\begin{aligned} \Pi_x(L_x) &= L_x \cdot \mathbb{E}(\pi_x(x) | L_x) = \bar{L} \cdot p_x \cdot \mathbb{E}(x \cdot q(x, y)) \\ &= \bar{L} \cdot p_x \int_0^\infty \int_0^\infty x \frac{q(x, y)}{x \cdot y} \phi\left(\frac{\ln(x) - \mu_x}{\sigma_x}, \frac{\ln(y) - \mu_y}{\sigma_y}; \rho_{xy}\right) \frac{dx}{\sigma_x} \frac{dy}{\sigma_y}. \end{aligned}$$

Alors que, de manière symétrique,  $\Pi_y(L_y) = \bar{L} \cdot p_y \cdot \mathbb{E}(y(1 - q(x, y)))$ . Le programme admet une infinité de conditions du premier ordre qui s'écrivent :

$$-\frac{p_y \bar{L}}{x} \phi(\cdot, \cdot; \rho_{xy}) + \frac{p_x \bar{L}}{y} \phi(\cdot, \cdot; \rho_{xy}) + \lambda_1(x, y) - \lambda_2(x, y) = 0, \quad \forall x, y \quad (48)$$

avec les relations d'exclusion associées aux deux séries de contraintes :

$$\lambda_1(x, y) \cdot q(x, y) = 0 \quad \text{et} \quad \lambda_1(x, y) \geq 0, \quad \forall x, y \quad (49)$$

$$\lambda_2(x, y)(1 - q(x, y)) = 0 \quad \text{et} \quad \lambda_2(x, y) \geq 0, \quad \forall x, y \quad (50)$$

Pour tout couple  $(x, y)$ , les deux contraintes à l'inégalité ne peuvent être saturées simultanément. Nous distinguons alors trois possibilités qui décrivent des ensembles d'unités de terre accueillant à l'optimum des usages similaires :

- $q(x, y) = 1$  indique une préservation de l'ensemble des unités de terre ayant les attributs  $(x, y)$ . Nous avons alors  $\lambda_1(x, y) = 0$  et  $\lambda_2(x, y) \geq 0$  ce qui, combiné avec (48), (49), (50), donne :

$$\frac{p_x}{y} > \frac{p_y}{x},$$

- $q(x, y) = 0$  indique une utilisation agricole de l'ensemble des unités de terre ayant les attributs  $(x, y)$ . Nous avons alors  $\lambda_2(x, y) = 0$  et  $\lambda_1(x, y) \geq 0$ , qui donnent :

$$\frac{p_x}{y} < \frac{p_y}{x},$$

- $0 < q(x, y) < 1$  indique une coexistence de la préservation et de l'agriculture sur des terres ayant les mêmes attributs  $(x, y)$ . Nous avons alors  $\lambda_2(x, y) = \lambda_1(x, y) = 0$ , qui donnent :

$$\frac{p_x}{y} = \frac{p_y}{x}.$$



Les conditions du premier ordre décrivent une partition de l'ensemble des unités de terre disponibles. Le troisième ensemble est la frontière entre les deux premiers dans l'espace des  $(x, y)$ . Par convention, nous la considérons comme une situation de probabilité négligeable (Heckman et Sedlacek (1985), p. 1081).

## B Troncatures et espérances conditionnelles

Soient  $U$  et  $V$  deux variables aléatoires distribuées selon une normale bivariée de paramètres  $(\mu_U, \mu_V, \sigma_U^2, \sigma_V^2, \rho_{UV})$ . Comme de nombreux manuels de statistiques le font apparaître (par exemple : Mood et al. 1974, chap. 4 p. 164), la fonction génératrice des moments s'écrit :

$$\mathbb{E}\left(\exp(t_1U + t_2V)\right) = \exp\left[t_1\mu_U + t_2\mu_V + \frac{1}{2}(t_1^2\sigma_U^2 + 2\rho t_1t_2\sigma_U\sigma_V + t_2^2\sigma_V^2)\right]$$

et donc, en tant que cas particulier, poser  $t_1 = 1$  et  $t_2 = 0$  implique :

$$\mathbb{E}\left(\exp(U)\right) = \exp\left(\mu_U + \sigma_U^2/2\right) \equiv \mathbb{E}(u)$$

qui n'est rien d'autre que l'espérance d'une variable  $u$  distribuée selon une loi log-normale ( $\ln(u) = U$ ) comme les rendements agricoles et les contributions à la gestion de l'eau dans le texte. Ce qui est valable pour  $u$  l'est également pour  $v = \exp(V)$ .

La théorie statistique nous indique également qu'une espérance conditionnelle (à l'inégalité) est l'espérance d'une variable aléatoire tronquée. Ainsi, si nous considérons que la variable  $U$  est tronquée lorsque  $V < K$  ( $K$  quelconque sur le support de  $V$ ) la fonction génératrice des moments de  $U$  est alors :

$$\mathbb{E}(\exp(t_1U) | V \geq K) = \mathbb{E}(\exp(t_1U)) \times \Phi(\tilde{K} - \rho_{UV}\sigma_V) / \Phi(\tilde{K})$$

avec  $\tilde{K} = (K - \mu_V)/\sigma_V$ , et donc :

$$\mathbb{E}(u | V \geq K) = \exp\left(\mu_U + \sigma_U^2/2\right) \times \Phi(\tilde{K} - \rho_{UV}\sigma_V) / \Phi(\tilde{K}). \quad (51)$$

Cette dernière écriture correspond au (i) du théorème 2 de Lien (1985), p. 244. Les coûts et les bénéfices agrégés présentés dans le texte sont des espérances conditionnelles tronquées dont les formes réduites s'établissent dans la même logique que (51). C'est sur cette base que nous dérivons les équations (16) – (23) du texte principal.

L'application pour la variable  $h$  n'est pas différente car nous avons (Koop et Poirier 1997, p. 218) :

$$\begin{bmatrix} \ln(x) \\ \ln(y) \\ h \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}_3 \left( \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \\ \mu_h \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y & \rho_{xh}\sigma_x\sigma_h \\ \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 & \rho_{yh}\sigma_y\sigma_h \\ \rho_{xh}\sigma_x\sigma_h & \rho_{yh}\sigma_y\sigma_h & \sigma_h^2 \end{bmatrix} \right),$$

ce qui signifie que la variable  $h$  admet une distribution normale jointe avec chacun des logarithmes de l'hétérogénéité et que l'on peut utiliser (51) pour obtenir (30)–(31).

## C Preuves de la section 4

**Lemme 1** Soit la fonction :  $\gamma(\rho_{xy}) := \rho_{xy} - \rho_{xh} = \rho_{xy} + (\sigma_x - \rho_{xy}\sigma_y)/\sigma_h$ , de manière à ce que le lemme soit vérifié si et seulement si  $\gamma(\rho_{xy}) > 0$ . Par la définition de la corrélation, le support de cette fonction est  $(0, 1)$ . Nous avons alors (ne pas oublier que  $\sigma_h$  est strictement positif et dépend de  $\rho_{xy}$ ) :

$$\sigma_h \cdot \gamma(-1) = -(\sigma_x + \sigma_y) + \sigma_x + \sigma_y = 0$$

$$\sigma_h \cdot \gamma(+1) = |\sigma_x - \sigma_y| - \sigma_y + \sigma_x \geq 0$$

avec  $\gamma(\cdot)$  fonction continue et dérivable. Cette fonction est positive ou nulle sur ses deux extremums du support, il suffit alors de prouver qu'elle est concave pour finir la preuve :

$$\begin{aligned} \gamma'(\rho_{xy}) &= \sigma_h - \sigma_y - \rho_{xy} \cdot \sigma_y \cdot \sigma_x \cdot \sigma_h^{-1} \\ \gamma''(\rho_{xy}) &= -2\sigma_y \cdot \sigma_x \cdot \sigma_h^{-1} - \rho_{xy}(\sigma_y \cdot \sigma_x)^2 \cdot \sigma_h^{-3/2} \\ &= \sigma_y \cdot \sigma_x (\sigma_h(-2 - \rho_{xy} \cdot \sigma_x \cdot \sigma_y \cdot \sigma_h^{-1}))^{-1} < 0 \end{aligned}$$

car  $(-2 - \rho_{xy} \cdot \sigma_x \cdot \sigma_y \cdot \sigma_h^{-1}) < 0$  ssi  $|\rho_{xy}| < 1$ , ce qui est toujours vrai. Le corollaire s'obtient de la même manière en remplaçant  $\rho_{xh}$  par  $\rho_{yh}$ .

**Lemme 2** Commençons par dériver  $\sigma_h$  par rapport aux paramètres de la distribution de l'hétérogénéité :

$$\frac{\partial \sigma_h}{\partial \sigma_y} = \rho_{yh}, \quad \frac{\partial \sigma_h}{\partial \sigma_x} = -\rho_{xh} \quad \text{et} \quad \frac{\partial \sigma_h}{\partial \rho_{xy}} = -\frac{\sigma_x \sigma_y}{\sigma_h}$$

Pour ensuite pouvoir calculer :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_y} &= \frac{\partial^2 \sigma_h}{\partial \sigma_y^2} = (1 - \rho_{xy}^2) \frac{\sigma_x^2}{\sigma_h^3} > 0 \\ \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_x} &= \frac{\partial^2 \sigma_h}{\partial \sigma_y \partial \sigma_x} = (\rho_{xy}^2 - 1) \frac{\sigma_x \sigma_y}{\sigma_h^3} < 0 \\ \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \rho_{xy}} &= \frac{\partial^2 \sigma_h}{\partial \sigma_y \partial \rho_{xy}} = (\rho_{xy} \sigma_y - \sigma_x) \frac{\sigma_x^2}{\sigma_h^3} \leq 0 \text{ ssi } \rho_{xy} \leq \frac{\sigma_x}{\sigma_y}. \end{aligned}$$

Pour le corollaire 2, les calculs sont symétriques sur  $\rho_{xh}$ .