AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Efficacité privée et publique de la gestion du risque phytosanitaire : le rôle de l'information

Alain CARPENTIER

Cahiers d'économie et sociologie rurales, n° 39-40, 2e et 3e trimestres 1996

Alain CARPENTIER*

Private and public efficiency of pest risk management: the role of information

Summary – The analysis of farmers' phytosanitary information use requires the specification of information as an input that is produced and used on the farm.

The information input is assumed to consist in a signal that is correlated with (future) pest infestation of the farmers' fields. This signal is received by farmers before they choose their pest applications. The quality of information is measured by the accuracy of the signal in predicting the actual infestation. Using this approach it is easily shown that farmers' attitude toward risk, information quality and pesticide application costs play crucial roles in farmers' crop protection decisions.

In order to study farmers' information use decisions we also consider the production cost of this input for farmers. Within this framework, although they appear inefficient from a public standpoint, it is assumed that systematic pesticide applications may be chosen by economically efficient farmers. Showing that the information production cost is likely to be high for a large part of French farmers' population we conclude that this cost is likely to be one of the most determinant factor explaining the current use of systematic pesticide applications by French farmers.

Despite their weaknesses, the models developed in this paper provide some guidelines for pesticide use reduction policy design. Within the current European economic context, the use of information relative to pest infestation should result in a decrease in farmers' pesticide uses. This result is, to a large extent, supported by the fact that pesticides appear relatively cheap. As a consequence, the implementation of instruments aimed at the promotion of the use of phytosanitary information could be used as a policy intended to decrease farmers' pesticide applications. However, the promotion of information use can only be viewed as a medium or long term policy. Information use by farmers requires adjustments in quasi-fixed factors (human capital, labour) and/or structural adjustments (creations of public or private firms producing expertise services). It is also shown that farmers' willingness to pay for phytosanitary information is an increasing function of pest application costs. This result implies that farmers' pesticide demand elasticity could be important (in absolute value) in the long run, i.e. due to adjustments in information uses. It also implies that a tax on the price of pesticide would strengthen the effects of policies aimed at reducing the information production costs for farmers.

Key-words: *pesticides, risk, information, efficiency*

Efficacité privée et publique de la gestion du risque phytosanitaire: le rôle de l'information

Résumé – Pour analyser la question de l'information en matière de protection des cultures, nous avons choisi de spécifier l'information comme un intrant produit et intraconsommé sur l'exploitation agricole. Ce cadre conceptuel permet d'analyser le rôle de l'information dans la gestion du risque phytosanitaire et de mettre en évidence les déterminants des choix des agriculteurs dans ce contexte. Bien qu'ils soient encore très frustes, les modèles développés nous permettent de proposer des éléments de réponse à certaines questions relatives à l'information phytosanitaire. L'utilisation d'information tend effectivement à réduire la consommation de pesticides des agriculteurs. Ce résultat repose, dans une large mesure, sur le faible niveau actuel du coût relatif de ces intrants. En outre, les résultats issus de cette modélisation amènent à penser que la faiblesse du coût relatif actuel des pesticides est à l'origine de l'absence de marché de l'information phytosanitaire.

Mots-clés: pesticides, risque, information, efficacité

* *Unité d'économie et sociologie rurales de l'INRA, 65, rue de St Brieuc, 35042 Rennes cedex.*

ON affirme souvent que les agriculteurs utiliseraient moins de pesticides s'ils « raisonnaient » leur lutte contre les ennemis des cultures, c'est-à-dire s'ils cernaient mieux le risque d'infestation de leurs parcelles avant de choisir leurs traitements. Ceci suggère que la promotion de la lutte raisonnée peut être un instrument intéressant pour réduire l'utilisation des pesticides et, par voie de conséquence, pour réduire leurs effets négatifs sur l'environnement et la santé humaine. Or, si l'avis des agronomes et certains travaux économétriques (*e.g.* Carpentier, 1995) montrent que la majorité des agriculteurs opèrent une lutte systématique contre les ennemis de leurs cultures, peu de travaux montrent que la lutte phytosanitaire raisonnée devrait réduire la consommation de pesticides. De même peu d'études montrent pourquoi les agriculteurs n'adoptent pas la lutte raisonnée, bien que cette dernière semble profitable.

Les économistes agricoles analysent généralement le passage de la lutte systématique à la lutte raisonnée contre les ennemis des cultures comme un changement de technologie de production (Burrows, 1983 ; Musser *et al.*, 1986 ; Harper *et al.*, 1990), voire une résorption d'inefficacité privée (Fernandez-Cornejo, 1994). La formalisation adoptée n'intègre pas explicitement le rôle de l'information dans la gestion du risque phytosanitaire. Dès lors, les déterminants de la demande d'information doivent être choisis de manière plus ou moins *ad hoc* par l'économètre. Nous proposons dans cet article de spécifier l'information comme un facteur de production afin de fournir des éléments de réponse à deux questions* : i) L'information peut-elle effectivement réduire l'utilisation des produits phytosanitaires ? ii) Dans l'hypothèse où l'information peut être considérée comme un intrant substitut des pesticides, quels sont les principaux facteurs qui jouent sur la demande d'information des agriculteurs ?

Kihlstrom (1976) est un des rares auteurs qui se sont intéressés à la demande du facteur de production information. Dans le cadre de son étude, l'utilisation d'intrants ne permet pas de contrôler directement la partie aléatoire de la fonction de production et le producteur considéré est indifférent au risque. Nous relâchons ici ces deux hypothèses. Afin d'obtenir des résultats faciles à interpréter, des spécifications de fonction de production, d'utilité, et de signaux informatifs très simples sont utilisées. En effet, le problème du risque en production est déjà très complexe avec des fonctions de production classiques, même sans informa-

* L'auteur remercie vivement les deux rapporteurs pour leurs remarques pertinentes et constructives. Il remercie aussi F. Bonnieux, P. Dupraz, H. Guyomard, J.-M. Meynard, O. Mahul, P. Rainelli, D. Vermersch (INRA) et R.D. Weaver (Penn State University) pour leurs commentaires sur des versions antérieures de cet article.

tion. Aussi, en utilisant une fonction de production de Just et Pope (1978) satisfaisant certaines conditions de linéarité, nous cherchons à relier le problème de l'utilisation des pesticides par un agriculteur à celui, plus simple et déjà étudié en économie de la finance, du choix de portefeuille (Gendron, 1988). L'utilisation de variables aléatoires normales et de fonctions d'utilité CARA (*constant absolute risk aversion*) permet alors d'appliquer les nombreux résultats dérivés du modèle moyenne-variance.

La formalisation de la technologie et de la fonction objectif des agriculteurs est présentée dans la première section. Les choix des agriculteurs utilisant l'information sont analysés dans la deuxième section qui précise également l'importance, dans ces choix, du coût relatif des traitements phytosanitaires. La troisième section spécifie le problème de l'utilisation de l'information et aborde la question de son endogénéisation par l'agriculteur. Ceci permet de conclure sur l'intérêt et les limites d'une politique économique incitant à l'utilisation de l'information [1].

SPÉCIFICATION DU MODÈLE

On considère un agriculteur qui dispose de S parcelles de surface unitaire de même culture. Par hypothèse, ces dernières sont exposées au même risque phytosanitaire. En l'absence de traitement, le rendement d'une parcelle est égal à : $R \sim N(\underline{R}_{NT}, \sigma)$. En cas de traitement, de coût C, la protection est complète et le rendement vaut : $R = \underline{R}_T$. Puisque les parcelles traitées ont un rendement certain, le seul aléa affectant la production est l'aléa phytosanitaire. Le rendement $\underline{R}_T$ doit être interprété comme un rendement « maximum ». On admet donc que $P\{R > \underline{R}_T\} \sim 0$. Les choix des agriculteurs en matière de protection phytosanitaire s'analysent en terme de choix d'assolement : i) il protège complètement une part $s \in [0,1]$ de la surface S, ii) il ne protège pas du tout la part restante $(1 - s)$. La production de l'exploitation s'écrit alors :

$$Q = S\underline{R}_{NT} + X(\underline{R}_T - \underline{R}_{NT}) + \varepsilon\sigma S(1 - X/S) = f(X,S) + \varepsilon h(X,S)$$

avec $\varepsilon \sim N(0,1)$ et $X = sS$ quantité de pesticides utilisées sur l'exploitation. Elle prend alors la forme d'une fonction de Just and Pope (1978). Cette fonction a, rappelons-le, trois caractéristiques : elle ne dépend que d'un intrant, les fonctions $f(.)$ et $h(.)$ sont linéaires en X, et les rendements marginaux de la terre sont constants. Les hypothèses de linéarité des fonctions de production sont peu courantes mais elles simplifient considérablement l'analyse du problème de l'utilisation de l'information. Nous supposerons ici que les agriculteurs ont une fonction d'utilité du

[1] Afin de ne pas alourdir l'exposé, les démonstrations des résultats présentés ici ne sont pas reproduites dans cet article. Elles peuvent être trouvées dans Carpentier (1995).

profit CARA ou qu'ils sont indifférents au risque. En écrivant le profit $\Pi = PQ - sC$, p étant le prix de la production, les fonctions objectif des agriculteurs s'écrivent pour ces deux cas :

$$\text{i) } U(\Pi) = -\exp(-\lambda\Pi)$$

où λ est le coefficient constant d'aversion absolue pour le risque ($\lambda > 0$). Il est bien entendu d'autant plus élevé que l'agriculteur exhibe de l'aversion pour le risque, i.e. que sa fonction d'utilité est concave en Π.

$$\text{ii) } U(\Pi) = \Pi$$

Leathers et Quigguin (1991) ont montré que l'hypothèse CARA est (relativement) restrictive dans ce contexte. Elle est cependant souvent utilisée. En effet, elle simplifie les problèmes associés à la prise en compte de l'attitude face au risque des agriculteurs. La normalité de Π et l'utilité CARA permettent l'utilisation des résultats relatifs au critère moyenne-variance. Le cas des agriculteurs indifférents au risque ne sera pas systématiquement examiné. En particulier, lorsque l'information n'est pas utilisée, le problème des choix des agriculteurs neutres vis-à-vis du risque est évident.

Si l'agriculteur n'utilise pas l'information, son problème consiste à résoudre le programme suivant :

$$\underset{s\in[0,1]}{\text{Max}}\ ER[-\exp(-\lambda\Pi)]$$

Puisque le profit Π est une variable aléatoire normale, le programme précédent est équivalent au programme de maximisation du critère moyenne-variance suivant :

$$\underset{s\in[0,1]}{\text{Max}}\ sS[p\underline{R}_T - C] + (1-s)\,Sp\underline{R}_{NT} - \frac{\lambda}{2}(1-s)^2 S^2 \sigma^2 p^2$$

En notant : $r = (\underline{R}_T - \underline{R}_{NT})p$, la résolution de ce programme donne :

$s = 1$ si $r - C > 0$

$s = 0$ si $(r - C) + \lambda\sigma^2 p^2 S < 0$

$s = 1 + (r - C)/(\lambda\sigma^2 p^2 S)$ sinon.

En remarquant que r est la productivité espérée d'un traitement valorisé au prix p, ces résultats s'interprètent simplement. Si les pesticides sont peu coûteux (relativement à leur productivité espérée en valeur) : $C < r$; alors les agriculteurs, quel que soit leur degré d'aversion pour le risque, traitent toutes leurs parcelles. Si les pesticides sont très coûteux (relativement à leur productivité espérée en valeur) : $C > r + \lambda\sigma^2 p^2 S$, alors les agriculteurs ne traitent aucune parcelle. Le terme $\lambda\sigma^2 p^2 S$ est une prime marginale de risque. Ainsi, lorsque C est compris entre r et $r + \lambda\sigma^2 p^2 S$, le choix de s est fondé sur un arbitrage entre le revenu es-

péré négatif des traitements d'une part, et les effets d'assurance positifs de ces derniers d'autre part. Selon les propriétés d'une demande d'intrant, s dépend positivement de p et $r/p = (\underline{R}_T - \underline{R}_{NT})$, et négativement de C. Selon les propriétés d'une demande d'assurance, s varie positivement en fonction de σ et λ.

Dans la suite, nous montrons comment l'utilisation d'information modifie la gestion du risque phytosanitaire des agriculteurs.

L'INFORMATION ET LA GESTION DU RISQUE PHYTOSANITAIRE

Reprenant les travaux de Kihlstrom (1974, 1976) notamment, l'information consiste ici en un signal dont les caractéristiques sont connues de l'agriculteur. Soit R_q ce signal dont la loi conditionnelle par rapport à R est telle que : $R_q/R \sim N(R,\sigma_q)$, q désignant la qualité de l'information [2]. Bien entendu, le signal est d'autant plus précis que q est élevé :

$$\frac{\partial \sigma_q}{\partial q} < 0 \text{ avec } \lim_{q \to +\infty} \sigma_q = \sigma_{+\infty} = 0 \text{ et } \lim_{q \to 0} \sigma_q = \sigma_0 = +\infty$$

La décision de protection phytosanitaire est fondée quant à elle sur la loi de la variable R/R_q puisque l'agriculteur choisit s après la réception du signal R_q/R. La loi de R/R_q est calculée en utilisant les propriétés des lois normales et la règle de Bayes :

$$R/R_q \sim N(\mu_q, \sigma^2_{\mu q}), \text{ avec } \sigma^2_{\mu q} = \frac{\sigma^2 \sigma^2_q}{\sigma^2 + \sigma^2_q} \text{ et } \mu = \sigma^2_{\mu q}\left[\frac{\underline{R}_{NT}}{\sigma^2} + \frac{R_q}{\sigma^2_q}\right].$$

Le terme μ_q est appelé prédiction de l'agriculteur qui a reçu le signal R_q. Lorsque l'information est imparfaite (ou bruitée), la prédiction est une moyenne pondérée de R_q et $\underline{R}_{NT}$; l'agriculteur accorde d'autant plus d'importance au signal qu'il reçoit que σ_q est faible [3]. La loi de μ_q est donnée par :

$$\mu_q \sim N\left(\underline{R}_{NT}, \frac{\sigma^2}{(\sigma^2 + \sigma^2_q)^{1/2}}\right)$$

[2] Les termes qualité et quantité d'information pour désigner q sont utilisés ici indifféremment alors qu'une distinction a été proposée dans la littérature. La nature du signal étant décrite précisément, ceci ne prête pas à confusion.

[3] La vraisemblance de R est très « plate » au voisinage du signal reçu si ce dernier est de mauvaise qualité.

L'utilisation de l'information par l'agriculteur rend donc ses choix aléatoires. Dès qu'il reçoit le signal R_q, son choix de protection phytosanitaire est défini par :

$$s^*(R_q) \equiv \underset{s\in[0,1]}{\text{Arg max}}\ E_{R/Rq}\left[-\exp(-\lambda \Pi)\right]$$

Reprenant les résultats dérivés dans la section précédente, il vient :

$$s^*(R_q) = 1 \text{ si } \quad R_q < \underline{R}_{NT} + \frac{(r-C)}{p}\,\frac{\sigma_q^2}{\sigma_{\mu q}^2} = R_{q1}$$

$$s^*(R_q) = 1 \text{ si } \quad R_q > \underline{R}_{NT} + \frac{(r-C)}{p}\,\frac{\sigma_q^2}{\sigma_{\mu q}^2} + \lambda\, Sp\sigma_q^2 = R_{q0}$$

$$s^*(R_q) = 1 + \frac{(r-C)}{\lambda\, Sp^2\,\sigma^2} + \frac{\left[(r-C) - (R_q - \underline{R}_{NT})p\right]}{\lambda\, Sp^2\,\sigma_q^2} \text{ sinon}$$

Reprenons maintenant ces trois cas de figure.

i) Si l'agriculteur reçoit un signal pessimiste : $R_q < R_{q1}$, alors sa prévision est pessimiste : $\mu_q(R_q) < \mu_q(R_{q1})$, et il protège l'ensemble de ses parcelles : $s^*(R_q) = 1$.

ii) Si l'agriculteur reçoit un signal optimiste : $R_q > R_{q0}$, alors sa prévision est optimiste : $\mu_q(R_q) > \mu_q(R_{q0})$, et il ne traite aucune de ses parcelles : $s^*(R_q) = 0$. Si l'agriculteur est neutre vis-à-vis du risque, il n'opte que pour ces deux premières stratégies. Il traite toute sa surface ($s^* = 1$) si $p(\underline{R}_T - \mu_q) > C$, sinon il ne traite pas du tout ($s^* = 0$).

iii) En revanche, lorsque l'agriculteur éprouve de l'aversion pour le risque et ne dispose pas d'une information parfaite, il peut être amené à ne traiter qu'une partie de sa surface alors que, dans les mêmes conditions, un agriculteur indifférent au risque n'aurait utilisé aucun traitement. Les termes $\lambda Sp\ \sigma_q^2$ et $\lambda Sp\ \sigma_{\mu q}^2$ mesurent la « volonté de contrôle du risque » d'un agriculteur. Cette dernière dépend de la confiance qu'il peut porter à son signal informatif : σ_q^2 et de son attitude vis-à-vis du risque : λ. Lorsque les agriculteurs utilisent des signaux informatifs, leur consommation de produits phytosanitaires est aléatoire. L'espérance (calculée à partir de la distribution des signaux ou des prédictions) d'utilisation de pesticides doit donc être étudiée ici [4].

[4] Analytiquement, cette espérance peut être calculée à partir des propriétés des lois normales tronquées (Gouriéroux, 1989). Ce calcul est cependant d'un intérêt limité car il conduit à des formules lourdes et peu interprétables.

Quelques résultats de statique comparative sur l'espérance de s^*

En utilisant les résultats présentés ci-dessus, il est possible d'analyser en statique comparative des déterminants de l'utilisation des pesticides en présence d'information. En étudiant l'évolution des valeurs limites des signaux et en utilisant la continuité et la linéarité par morceaux de $s^*(.)$ on démontre aisément la propriété suivante :

Proposition 1

$\forall \lambda \geq 0$, $C > 0$, $p > 0$ et $S > 0$ on a :

$$\text{i)} \frac{\partial ER_q\left[s^*(R_q)\right]}{\partial C} \leq 0, \quad \text{ii)} \frac{\partial ER_q\left[s^*(R_q)\right]}{\partial p} \geq 0,$$

$$\text{iii)} \frac{\partial ER_q\left[s^*(R_q)\right]}{\partial S} \geq 0 \quad \text{et iv)} \frac{\partial ER_q\left[s^*(R_q)\right]}{\partial \lambda} \geq 0$$

Cette proposition s'interprète de la manière suivante :

i) La diminution de l'utilisation de pesticides avec un accroissement du coût des traitements résulte d'un effet classique de diminution du rapport du prix de l'output au prix de l'input.

ii) Un agriculteur « risquophobe » utilise plus de pesticides qu'un agriculteur qui l'est moins, ce qui n'est dû qu'à un effet d'autoassurance (ou d'autoprotection).

iii) L'évolution résultant d'un accroissement du prix de l'output peut être décomposé en deux parties. La première correspond à l'effet classique d'une évolution du rapport des prix. Elle est similaire à celle qui résulterait d'une diminution du prix des traitements. La seconde correspond à un effet d'assurance. Elle joue alors selon le même mécanisme qu'une augmentation d'aversion pour le risque. Un accroissement du prix de l'output tend à augmenter l'espérance de l'utilisation de pesticides. Ainsi, les diminutions de prix mises en œuvre par de la réforme de la PAC devraient conduire à une diminution de l'utilisation de pesticides par les agriculteurs[5].

[5] Il convient néanmoins d'être prudent dans l'analyse de l'effet d'assurance. D'une part, l'alignement des prix communautaires de certains produits sur les prix mondiaux pourrait amener un accroissement du risque de prix auquel les agriculteurs ont à faire face (et dont il n'est pas tenu compte ici). D'autre part, l'analyse de cet effet dépend de la forme choisie pour l'utilité de l'agriculteur. Or la forme CARA choisie ici est ne tient pas compte de l'effet Arrow, c'est-à-dire du fait qu'on pense généralement que l'aversion absolue pour le risque est une fonction décroissante de la richesse de l'agent. Pourtant, dans ce cas précis, cet effet est fortement atténué dès que les mesures de compensation des revenus intégrées à la nouvelle PAC sont prises en compte.

iv) Un agriculteur qui éprouve de l'aversion pour le risque se protège d'autant plus qu'il exploite une grande surface[6]. Le coefficient absolu d'aversion pour le risque et la surface jouent un rôle analogue dans les modèles présentés ci-dessus. Cet effet dépend de l'hypothèse relative aux rendements marginaux de la terre. Ces derniers sont supposés constants. Sous l'hypothèse de rendements marginaux de la terre décroissants, la mesure du gel des terres mise en œuvre par la réforme de la PAC de 1992 tend à accroître l'intensification des cultures sur les surfaces cultivées et, par conséquent, augmente les dépenses de pesticides sur les surfaces cultivées[7].

Quelques éléments sur l'effet de la qualité de l'information

Suite à une augmentation de la qualité de l'information, l'évolution des valeurs limites des signaux est :

$$\frac{\partial R_{q1}}{\partial q} = -2\,\frac{(C-r)}{p}\,\frac{\sigma_q^2}{\sigma_q^2}\,\frac{\partial \sigma_q}{\partial q} \quad \text{et}$$

$$\frac{\partial R_{q0}}{\partial q} = \frac{\partial R_{q1}}{\partial q} + 2\lambda\, Sp\sigma_q\,\frac{\partial \sigma_q}{\partial q}$$

Ainsi, l'impact d'un accroissement de q peut être décomposé en deux effets. Le premier peut être analysé en terme d'effet d'assurance. L'agriculteur a d'autant plus confiance en son information que la qualité de cette dernière est élevée. Formellement cet effet découle de l'inégalité :

$$2\lambda Sp\;\sigma_q\,\frac{\partial \sigma_q}{\partial q} < 0$$

Le second effet est représenté par le terme :

$$-2\,\frac{(C-r)}{p}\,\frac{\sigma_q^2}{\sigma^2}\,\frac{\partial \sigma_q}{\partial q}$$

Son signe est indéterminé car il dépend de celui de $(r - C)$. L'étude du cas où l'agriculteur considéré est indifférent au risque montre que cet effet peut être qualifié d'effet d'efficacité dans l'utilisation des pesticides. Lorsque l'agriculteur considéré est indifférent au risque, seul ce second effet importe. Un simple calcul donne :

[6] Ici encore, l'effet Arrow tend à compenser cet effet.

[7] De plus, les terres mises en jachère sont parfois considérées par les experts comme des réserves de déprédateurs des cultures. Ceci pourrait conduire les agriculteurs à traiter leurs terres gelées ou à augmenter le nombre de traitements réalisés sur les terres qu'ils reprennent après une jachère.

$$\frac{\partial ER_q\left[s^*(R_q)\right]}{\partial q} = \frac{\partial \sigma_q}{\partial q}\,\frac{(\sigma^2+\sigma_q^2)^{-1/2}}{\sigma^2}\,\frac{(r-C)}{p}$$

$$\varphi\left[\frac{(r-C)}{p}\,\frac{(\sigma^2+\sigma_q^2)^{-1/2}}{\sigma^2}\right]$$

Si les pesticides sont peu onéreux: $(r - C) > 0$, l'effet de l'information sur l'espérance de traitements est négatif. Lorsque les traitements sont relativement peu coûteux, les agriculteurs sont en effet amenés à « surutiliser » les pesticides. Une amélioration de la qualité de l'information dont ils disposent tend à réduire cette « surutilisation ». Dans ce cas, les pesticides et l'information sont des substituts. A l'opposé, lorsque les pesticides sont coûteux: $(r - C) < 0$, les produits phytosanitaires sont complémentaires de l'information. Des traitements relativement coûteux amènent les agriculteurs à « sous-utiliser » les pesticides. Une amélioration de la qualité de l'information dont ils disposent tend à réduire cette « sous-utilisation ». Cependant, cette analyse ne permet pas de conclure quant au signe de l'effet de l'information sur la demande de pesticides d'agriculteurs risquophobes.

Ces résultats montrent que les effets de l'information sur l'utilisation des pesticides par les agriculteurs dépendent dans une large mesure du coût relatif des pesticides. Or de nombreux éléments factuels appuient l'hypothèse selon laquelle l'application de traitements systématiques est profitable en espérance. Cette hypothèse est traduite, dans le cadre du modèle, par l'inégalité:

$$(r - C) > 0$$

Les résultats d'essais effectués par différents organismes de recherche, Institut technique des céréales et des fourrages (ITCF), INRA, montrent que la profitabilité espérée des traitements phytosanitaires est très importante. Nombre d'études concernent la protection fongicide, un des éléments essentiels du processus de production intensive des céréales (Meynard, 1991). En outre, les niveaux de protection des cultures observés jusqu'à présent sont élevés dans les pays industrialisés (Meynard, 1991 ; Chambers et Lichtenberg, 1994). De plus, de nombreuses études, en France (Viaux, 1993) ou aux Etats-Unis (Ikerd, 1991) tendent à prouver que la plupart des agriculteurs utilisent peu d'information pour décider de leur protection phytosanitaire et réalisent généralement des traitements systématiques.

Finalement, la condition $(r - C) > 0$ semble donc nécessaire pour que le modèle représente correctement la situation actuelle. Cette condition assure que, quelle que soit son attitude vis-à-vis du risque, un agriculteur non informé utilise systématiquement d'importantes quantités de pesticides. Elle sera conservée dans la suite. Elle est suffisante pour mon-

trer que l'utilisation d'information tend à réduire l'utilisation de produits phytosanitaires[8]. Ce résultat intuitif fait l'objet de la proposition suivante :

Proposition 2

Si $(r - C) > 0$ alors $\forall \lambda \geq 0$:

i) $\dfrac{\partial ER_q\left[s^*(R_q)\right]}{\partial q} < 0$

ii) $\lim_{q \to 0} E_{Rq}\left[s^*(R_q)\right] = \lim_{q \to 0} E_{\mu q}\left[s^*(\mu_q)\right] = 1$

iii) $\lim_{q \to +\infty} E_{Rq}\left[s^*(R_q)\right] = \lim_{q \to \infty} E_{\mu q}\left[s^*(\mu_q)\right] = \Phi\left[\dfrac{(r-C)-}{p\sigma}\right] = P\left[\varepsilon \leq \dfrac{(r-C)}{p\sigma}\right]$

Cette propriété a plusieurs implications. Elle est à l'origine de l'idée selon laquelle une politique visant à favoriser l'utilisation d'information pour la lutte contre les ennemis des cultures devrait permettre une réduction de l'utilisation des pesticides. Dès lors deux questions se posent : i) Pourquoi les agriculteurs utilisent peu d'information ? ii) Comment stimuler l'utilisation de l'information par les agriculteurs ? Ces questions, bien entendu liées, requièrent l'étude de la valeur et du coût de l'information pour un agriculteur.

L'UTILISATION DE L'INFORMATION PAR LES AGRICULTEURS

Dans les parties précédentes, il a été supposé que l'agriculteur utilisait nécessairement une information de qualité q. Afin d'étudier les déterminants de l'utilisation de l'information par les agriculteurs, la valeur et le coût de l'information pour les agriculteurs sont étudiés successivement dans cette section. Ceci permettra de mettre en évidence les facteurs qui conduisent les agriculteurs à n'utiliser que modérément l'information actuellement.

Nous définissons ici la valeur qu'accorde un agriculteur à un signal informatif de qualité q comme le coût monétaire $V(q)$ qui laisse indifférent cet agriculteur entre utiliser le signal informatif de qualité $q > 0$ et ne pas utiliser de signal informatif. Avec $(r - C) > 0$, la valeur et la va-

[8] Les résultats empiriques de Burrows (1983) fondés sur un échantillon de producteurs de coton californiens confirment cette propriété. Il indique que l'information reçue par les agriculteurs concerne, à la fois, l'état sanitaire des parcelles, l'utilisation de méthodes de luttes alternatives à la lutte chimique et l'utilisation de conduites culturales qui génèrent peu de problèmes phytosanitaires.

leur marginale de l'information peuvent être calculées. Lorsque l'agriculteur éprouve de l'aversion pour le risque on a :

$$EE_q[U_q(\Pi\text{-}V(q))]\text{-}E_0[U_0(\Pi)] = EE_q[U_q(\Pi\text{-}V(q))]+\exp[-\lambda S(pRT\text{-}C)] = 0$$

En utilisant les propriétés de la forme fonctionnelle CARA de $U(.)$, on montre que :

$$V(q) = -\frac{1}{\lambda} \ln \frac{EE_q\left[U_q(\Pi)\right]}{E_0\left[U_0(\Pi)\right]} > 0$$

$$\text{et } \frac{\partial V(q)}{\partial q} = -\frac{1}{\lambda} \frac{\partial EE_q\left[U_q(\Pi)\right]}{\partial q} \frac{1}{EE_q\left[U_q(\Pi)\right]} > 0$$

mais il est difficile d'obtenir une expression plus explicite[9]. Lorsque l'agriculteur est neutre vis-à-vis du risque, les calculs se simplifient :

$$V(q) = EE_q[\Pi] - E_0[\Pi] > 0 \text{ et } \frac{\partial V(q)}{\partial q} = \frac{\partial EE_q[\Pi]}{\partial q} > 0$$

Le signal R_q est défini par : $R_q \sim N(R, \sigma_q)$ où σ_q décroît en q. Donc le signal R_q est une statistique exhaustive du signal R_{q0} pour R dès que $q_a \geq q_b$. L'application du théorème de Blackwell (Kihlstrom, 1984) conduit à :

$$\frac{\partial EE_q\left[U_q(\Pi)\right]}{\partial q} > 0$$

Si l'information était gratuite, l'agriculteur désirerait s'informer toujours plus. On dispose donc d'une mesure de la valeur marginale de l'information (utilité espérée *ex ante* marginale de l'information). Dans les sous-sections suivantes, nous décomposons $V(q)$ pour identifier les déterminants de la valeur de l'information.

Le cas d'un agriculteur neutre vis-à-vis du risque

En utilisant la linéarité de Π en s et les formules de calcul des moments des lois normales tronquées (Gouriéroux, 1989), on montre que :

$$V(q) = S(r - C)\left[E_{\mu q}\left[s^*(\mu_q)\right] - 1\right] - Sp\mathrm{Cov}_{\mu q}\left[q, s^*(\mu_q)\right]$$

$$\text{où : } \mathrm{Cov}_{\mu q}\left[\mu_q, s^*(\mu_q)\right] = -\frac{\sigma^2}{(\sigma_q^2 + \sigma^2)^{-1/2}} \varphi \frac{(r - C)}{p} \frac{(\sigma^2 + \sigma_q^2)^{-1/2}}{\sigma^2}$$

avec $\varphi(.)$ fonction de densité de $N(0,1)$.

[9] Des calculs sont possibles en utilisant les propriétés des lois log-normales tronquées (Aitchison et Brown, 1976). Ils sont malheureusement peu intéressants car ils conduisent à des expressions compliquées et peu interprétables.

Le premier terme de l'expression de $V(q)$ est négatif. Il indique que le profit espéré sans information est plus élevé en $s = 1$ qu'en $s = E_{\mu q}[s^*(\mu_q)]$. Le second terme de l'expression de $V(q)$ est positif, ce qui montre que l'intérêt de l'utilisation de l'information réside dans le fait qu'elle permet d'ajuster l'emploi des pesticides aux besoins de protection des cultures, en d'autres termes de réaliser des économies raisonnées sur les traitements.

Le cas d'un agriculteur ayant une aversion pour le risque

Lorsque que l'agriculteur considéré éprouve de l'aversion pour le risque, les expressions de la valeur marginale et de la valeur de l'information sont difficiles à obtenir. Aussi, afin d'analyser l'intérêt que présente l'utilisation de l'information, nous décomposons l'utilité espérée marginale *ex ante* avec utilisation d'information :

$$\frac{\partial E E_q\left[U_q(\Pi)\right]}{\partial q} = \int E_{R/\mu q}\left[U_q(\Pi)\right] \frac{\partial f_{\mu q}(\mu_q)}{\partial q} d_{\mu q}$$

$$+ E_{\mu q}\left[\int U_q(\Pi) \frac{\partial f_{R/\mu q}(R)}{\partial q} dR + E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial q}\right]\right]$$

les fonctions de densité $f_{R/\mu q}(.)$ et $f_{\mu q}(.)$ représentant, respectivement, les fonctions de densité des lois $N(\mu_q, \sigma_{\mu q})$ et $N\left[\underline{R}_{NT}, \sigma/(\sigma + \sigma_q)\right]$. La proposition 3 donne les signes des différentes composantes de la valeur marginale de l'information.

Proposition 3

Si $(r - C) > 0$ alors $\forall \lambda > 0$:

i) $\forall\ \mu_q, q > 0, \quad \int U_q(\Pi) \frac{\partial f_{R/\mu q}(R)}{\partial q} dR > 0$

ii) $\forall\ \mu_q, q > 0, \quad E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial q}\right] = 0$

iii) $\forall\ q > 0, \quad \int E_{R/\mu q}\left[U_q(\Pi)\right] \frac{\partial f_{\mu q}(\mu_q)}{\partial q} d_{\mu q} > 0$

La partie i) de la proposition 3 indique simplement que l'utilisation d'information réduit l'incertitude *ex post* car elle améliore la fiabilité des prévisions des agriculteurs. La partie ii) indique que l'utilité marginale espérée *ex post* d'un signal informatif est nulle. Ceci provient simplement

de ce que, dès reception du signal, les agriculteurs choisissent s^* de manière à annuler l'espérance *ex post* de leur utilité marginale :

$$\frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial q} = \frac{\partial s^*(\mu_q)}{\partial q} \frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial s} \text{ avec } \frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial s} = 0$$

La partie iii) de la proposition 3 signifie que l'évolution de la distribution des prévisions induite par un accroissement de la qualité de l'information améliore l'utilité espérée *ex ante* des agriculteurs. Ce résultat est a priori assez contre-intuitif. En fait, l'accroissement de la quantité d'information détériore la distribution des rendements prévus au sens de la dominance stochastique du second ordre. La distribution des prévisions est donc plus risquée. Généralement, cet accroissement du risque *ex ante* est associé à une diminution de l'utilité espérée *ex ante* (Freixas et Kihlstrom, 1984). Schématiquement, avec le signal informatif, pour le risque de production diminue mais est remplacé par une incertitude sur les coûts *ex ante*. Cependant, ce résultat ne s'applique pas ici. Ceci provient de la possibilité d'assurance complète de l'agriculteur : $EE_q[U_q(\Pi)] = \text{cst}$ si $s^* = 1$. En effet, cette dernière fait que l'agriculteur ne « craint » pas les « mauvaises nouvelles » (Freixas et Kihlstrom, 1984). Tant que l'agriculteur contrôle le risque auquel il est exposé, son aversion pour le risque joue peu dans la forme de $E_{R/\mu_q}[U(\Pi)]$. La condition $(r - C) > 0$ implique que l'agriculteur contrôle (au moins partiellement) son risque de récolte dans un large domaine de prévisions, ce qui permet d'obtenir la partie iii) de la proposition 3. Cette décomposition de la valeur marginale de l'information montre donc que l'utilisation d'information permet à l'agriculteur éprouvant de l'aversion pour le risque d'accroître son utilité par : i) un effet d'assurance *ex-post*, ii) une possibilité d'assurance complète relativement peu coûteuse dans le cas de la réception d'un signal pessimiste[10].

Aussi, dans le cas d'un agriculteur éprouvant de l'aversion pour le risque, les économies réalisées en matière de traitements phytosanitaires n'interviennent pas directement dans la valeur marginale de l'information. Ceci tient au fait que cet effet est compensé par un effet de « prise de risque » (propriété 3, ii) souvent évoqué par les experts en protection

[10] A la suite de cette étude de la valeur de l'information, deux remarques s'imposent. Nous avons supposé implicitement que l'ensemble des décisions possibles de l'agriculteur ne dépend pas du signal reçu. Or les relations qui existent entre les risques d'infestations et le climat font que cette hypothèse peut être infirmée. Ces contraintes sur l'ensemble des actions possibles peuvent être assimilées à un coût d'utilisation de l'information (Radner et Stiglitz, 1984). Donc, les évaluations de l'information calculées dans cette sous-section peuvent, dans certains cas, être surestimées. De plus, le modèle est ici développé dans le cadre théorique défini par l'axiomatique de Von Neuman-Morgenstern. Les agriculteurs sont donc supposés utiliser la distribution réelle (ou objective) des probabilités d'infestation des cultures. L'étude de Mumford (1981) montre que les agriculteurs utilisent plutôt des distributions de probabilités subjectives (au sens de Savage).

des cultures pour expliquer la faiblesse de l'utilisation d'information par les agriculteurs. Afin de bien comprendre le rôle de l'information dans le comportement de l'agriculteur, il convient de décomposer cette utilité marginale *ex post*. Une simple dérivation en chaîne donne :

$$E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial q}\right] = \mathrm{Cov}_{R/\mu q}\left[\frac{\partial(\Pi)}{\partial q}, \frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial \Pi}\right]$$

$$+ E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial(\Pi)}{\partial q}\right] E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial \Pi}\right] = 0$$

L'analyse du signe du terme de covariance de l'expression précédente requiert l'étude du sens de variation en R du profit marginal associé à q et de l'utilité marginal du profit. Puisque l'information tend à réduire l'utilisation des pesticides quel que soit le signal reçu, le profit marginal de q est une fonction croissante de R. Lorsque l'agriculteur considéré éprouve de l'aversion pour le risque, $U(.)$ est concave en Π et l'utilité marginale de Π est décroissante en R, d'où :

$$\forall\ \mu_q,\ q > 0, \quad \mathrm{Cov}_{R/\mu q}\left[\frac{\partial \Pi}{\partial q}, \frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial \Pi}\right] \geq 0$$

Cette covariance négative représente l'effet « prise de risque » liée à l'utilisation d'une quantité supplémentaire d'information. Le profit marginal de l'information est d'autant plus élevé que R est grand, c'est-à-dire que l'économie réalisée sur les dépenses de pesticides est d'autant plus profitable que R est élevé. La concavité de $U(.)$ implique que le profit marginal de l'information est d'autant plus important que l'utilité marginale du profit est diminuée par l'aversion pour le risque de l'agriculteur. L'utilité étant croissante en Π et le profit marginal associé à q étant positif, on a :

$$\forall\ \mu_q,\ q > 0, \quad E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial \Pi}{\partial q}\right] E_{R/\mu q}\left[\frac{\partial U_q(\Pi)}{\partial \Pi}\right] \geq 0$$

Ceci signifie que, lorsque l'information permet effectivement de réduire l'utilisation de pesticides, elle procure à l'agriculteur un profit marginal espéré *ex post* positif et accroît son utilité. Le fait que l'utilité marginale *ex post* d'un signal informatif soit nulle provient de ce que, lorsqu'il reçoit un signal, l'agriculteur choisit de réduire sa consommation de pesticides tant que cela ne l'oblige pas à prendre de risques trop importants.

La connaissance du coût de l'information q permettrait de déterminer le point d'équilibre q^* désignant la quantité d'information utilisée par les agriculteurs. Ici, nous nous intéressons uniquement à l'information qui permet à l'agriculteur de quantifier le risque auquel sont exposées

ses cultures, c'est-à-dire celle qui est pertinente pour ses propres choix de protection phytosanitaire. Lorsqu'il existe un marché de l'information, le coût marginal de l'information est égal à son prix de marché, si ce dernier est concurrentiel. De tels marchés existent aux Etats-Unis (Carlson et Wetzstein, 1993) et au Royaume-Uni (Mumford, 1981). Un agriculteur peut obtenir, contre paiement, les services d'un expert qui lui fournit des diagnostics sur l'état sanitaire de ses parcelles. Ces marchés sont pratiquement inexistants en France.

Actuellement, s'ils veulent « raisonner » correctement la lutte contre les ennemis des cultures, les agriculteurs français doivent établir eux-mêmes un diagnostic de l'état sanitaire des parcelles. Aussi, l'information q (q reflétant la qualité d'un diagnostic) peut s'analyser comme une intraconsommation de l'agriculteur. Le processus de production de l'information peut être vu comme l'application de méthodes prédéterminées et être décomposé en deux phases. La première débouche sur l'évaluation des éléments nécessaires à la quantification du risque phytosanitaire. Elle utilise des techniques d'échantillonnage, de comptage et de mesure. La seconde utilise les données recueillies pour déterminer une évaluation du risque d'infestation et comparer les résultats attendus des différentes alternatives de protection. Cette seconde phase peut utiliser des logiciels de simulation ou des tables d'évaluation préétablies. Schématiquement, trois intrants sont nécessaires à la production de l'information : du matériel (pièges, capteurs météorologiques, logiciels de prévisions...), du temps de travail (surveillance des parcelles et compilation des données recueillies) et du capital humain (intrant complémentaire des deux autres).

Nous ne construisons pas de véritable spécification du coût de production de q ici. A notre connaissance, ce problème n'a jamais été abordé par les économistes agricoles. Un tel modèle comporterait beaucoup trop d'inconnues pour permettre une analyse satisfaisante des problèmes liés à la production de l'information par les agriculteurs. Cependant, il est possible de mettre en évidence le rôle central joué par la contrainte de temps et le capital humain dans le coût de l'acquisition d'information. Il peut être très difficile à un agriculteur de consacrer du temps à une surveillance assidue des parcelles. Par exemple, un éleveur laitier est soumis à une demande de temps très importante et quasi-inélastique pour l'alimentation, la traite et les soins de son troupeau. En revanche, les agriculteurs spécialisés, notamment en céréaliculture, ont une contrainte de temps plus lâche et par conséquent un coût d'opportunité pour la recherche d'information plus faible que celui des éleveurs[11]. Le capital

[11] Les modèles d'adoption de la lutte raisonnée contre les ennemis des cultures tendent à corroborer cette analyse. Dans le cas des cultures maraîchères texanes, Fernandez-Cornejo, Beach et Huang (1994) montrent que les agriculteurs qui adoptent des techniques de protection phytosanitaire raisonnée disposent de quantités de travail supérieures aux autres.

humain dépend essentiellement de la formation initiale, de l'expérience et des efforts de formation continue. Il doit donc être considéré comme fixe à court terme. Il peut jouer dans la production d'information selon un effet de seuil[12]. L'étude de la pyramide des âges des agriculteurs français montre que ces derniers sont relativement âgés : ils ont donc effectué la majeure partie de leur carrière durant une période pendant laquelle la protection phytosanitaire chimique et systématique était préconisée par la plupart des organismes de conseil. Aussi, est-il raisonnable de penser que le niveau général du capital humain (utile pour une protection raisonnée des cultures) des agriculteurs français est actuellement encore assez faible.

RÉDUIRE L'EMPLOI DES PESTICIDES PAR UNE UTILISATION PLUS LARGE DE L'INFORMATION

La proposition 2 montre que l'utilisation d'information tend à réduire l'utilisation de pesticides lorsqu'ils sont relativement peu coûteux. L'objectif de cette section est l'analyse de l'intérêt et de la mise en œuvre d'une politique de promotion de l'utilisation de l'information par les agriculteurs. Cette mesure est destinée à réduire les effets externes négatifs associés à l'utilisation des pesticides. Ce type de mesure a, par exemple, été proposé par les ministres de l'Agriculture et de l'Environnement des pays riverains de la Mer du Nord dans le cadre de la Déclaration de La Haye (Larguier et Massin, 1994).

Pour favoriser le recours à l'information, différentes mesures peuvent être prises, éventuellement combinées. Elles s'inscrivent toutes dans une perspective de moyen-long terme en raison du délai d'ajustement du capital humain et de l'organisation du travail dans les exploitations agricoles, ou du délai nécessaire à leur mise en place. Nous n'en proposons que quelques exemples ici.

Les politiques visant le coût d'acquisition de l'information

La mise en place de programmes de formation des agriculteurs est une solution possible. Antle (1988) a montré les bénéfices d'une telle mesure pour la protection des tomates en Californie contre les insecticides. Cependant, certaines études montrent que l'adoption de la lutte

[12] De nombreuses études américaines montrent que le capital humain de l'agriculteur est un facteur déterminant pour l'adoption de la lutte raisonnée contre les ennemis des cultures (Harper *et al.*, 1990).

raisonnée contre les ennemis des cultures est limitée parce que les agriculteurs n'en connaissent pas les performances (Musser *et al.*, 1986; Feather et Amacher, 1994). D'une part, ce manque d'information fait que les agriculteurs évaluent les bénéfices attendus de l'usage de ces nouvelles pratiques à partir de distributions de probabilités qui peuvent se révéler erronées. Il est à noter que ces difficultés d'adoption de la lutte raisonnée mettent en évidence un autre avantage de l'utilisation de l'information : le fait que cette dernière engendre une convergence de la distribution de probabilité subjective parfois erronnée des agriculteurs vers la distribution objective. Ceci s'avère d'autant plus important que les agriculteurs tendent à surestimer les pertes et les probabilités des infestations (Mumford, 1981) et, par voie de conséquence, surestiment les bénéfices de la lutte systématique par rapport à ceux de la lutte raisonnée. D'autre part, l'incertitude créée par cette absence de connaissances freine l'adoption de la lutte raisonnée par les agriculteurs qui éprouvent de l'aversion pour le risque même lorsque les agriculteurs connaissent les probabilités objectives d'infestation *ex ante* (avec $q = 0$). Les politiques d'incitation visant à promouvoir l'utilisation de la lutte raisonnée contre les ennemis des cultures doivent donc être assez être fortes. L'Etat peut proposer des subventions plus importantes pour l'utilisation de cette nouvelle pratique, dans un premier temps, afin de permettre à l'agriculteur de réviser ses probabilités initiales selon un processus d'apprentissage (Musser *et al.*, 1986). Dans la même logique, l'Etat peut aussi, avant la mise en place d'une politique d'incitation proprement dite, diffuser les résultats d'études prouvant l'intérêt, d'un point de vue public et privé, de la lutte raisonnée contre les ennemis des cultures (Feather et Amacher, 1994). Enfin, des dispositions légales pourraient inciter les agriculteurs à suivre des programmes de formation. Par exemple, les agriculteurs américains ne sont autorisés à employer les produits de protection des cultures que s'ils sont titulaires d'une licence qu'ils obtiennent après des journées de formation. Ce système de permis est aussi en vigueur, entre autres, en Grande-Bretagne, en Suède et en Italie. En France, cette disposition n'est prévue que pour les prestataires de services utilisant des pesticides à usage agricole.

La mise en place d'entreprises faisant intervenir des experts dont le travail serait de fournir un conseil personnalisé aux agriculteurs est aussi une solution envisageable. L'exemple des firmes privées qui opèrent déjà aux Etats-Unis et au Royaume-Uni montre que cette solution est concrètement réalisable. Le Danemark s'est déjà doté d'un service public d'expertise en protection des cultures. Celui-ci semble efficace puisque l'agriculture danoise consomme relativement peu de produits phytosanitaires au regard de son niveau d'intensification (Brouwer, Terluin et Godeschalk, 1994).

Les mesures proposées jusqu'ici visent principalement à diminuer le coût de production de l'information par les agriculteurs. Cependant des instruments visant à accroître la valeur qu'accordent les agriculteurs à

l'information peuvent aussi promouvoir l'utilisation de la protection raisonnée des cultures. Ces mesures seraient d'autant plus intéressantes qu'elles inciteraient les agriculteurs à assumer les coûts de la lutte raisonnée contre les ennemis des cultures ou favoriseraient la création d'entreprises privées d'expertise en protection phytosanitaire.

Les politiques visant à accroître la valeur de l'information

Une taxe sur le prix des produits phytosanitaires pourrait être utilisée en ce sens. En effet, un accroissement du coût des traitements tend à accroître la valeur de l'information :

Proposition 4

Si $(r - C) > 0$ alors :

$$\forall\, \lambda \geq 0, \forall\, q > 0, \quad \frac{\partial V(q)}{\partial C} \geq 0$$

Cette proposition montre par ailleurs que lorsque l'utilisation de l'information est considérée comme endogène, les effets de moyen-long terme d'une taxe sur les produits phytosanitaires peuvent être importants. Ce résultat peut aussi expliquer l'accroissement de la demande d'information des agriculteurs français observée depuis le début des années 90. En particulier, la création en 1992 par le SRPV de la région Centre du Labo-Vert montre que la demande directe d'information tend à croître. Le Labo-Vert réalise des diagnostics de l'état sanitaire des parcelles ; il enseigne aussi aux agriculteurs les techniques leur permettant de réaliser eux-mêmes ces diagnostics. L'évolution des rapports des prix induite par la PAC[13], accélérée par la réforme de 1992 ; a des effets analogues à ceux d'une taxe sur le prix des pesticides ; c'est probablement une des sources d'explication de la croissance de la demande d'information. En outre, la proposition 2 montre que si $(r - C) > 0$, la consommation de pesticides décroît avec la qualité de l'information utilisée par l'agriculteur avec :

$$\forall\, \lambda \geq 0, \quad \lim_{q \to +\infty} E\,[s^*] = \Phi\left[\frac{\underline{R}_T - \underline{R}_{NT} - C/p}{\sigma}\right]$$

Cette limite donne le taux de protection moyen des agriculteurs lorsque ces derniers disposent d'une information parfaite quant à l'état

[13] Il convient de noter que cette conclusion ne tient compte ni des autres décisions de production des agriculteurs, ni de la réaction du prix hors taxe des produits phytosanitaires.

sanitaire de leurs parcelles. Elle permet le calcul de la consommation minimale de pesticides qu'une politique de régulation par l'information permet d'atteindre. Enfin, elle montre aussi que les objectifs d'une telle politique doivent être nécessairement compatibles avec un certain niveau de coût relatif des pesticides.

Les politiques d'assurance

Les résultats des sous-sections précédentes montrent que :

$$\forall\, \lambda > 0,\ \bar{q} < +\infty, \qquad \frac{\partial E[s^*(\bar{q})]}{\partial \lambda} > 0$$

Cette propriété a des implications importantes dans la mise en œuvre d'une politique de promotion de l'utilisation de l'information. Elle indique que, quel que soit le niveau d'information proposé, les agriculteurs consomment d'autant plus de pesticides qu'ils ont une forte aversion pour le risque. La proposition 2 montre que pour amener ces agriculteurs à réduire significativement leur utilisation de pesticides, il faut leur fournir des signaux informatifs de très bonne qualité, ce qui peut s'avérer très coûteux. Suivre un signal informatif constitue une prise de risque pour un agriculteur ayant une forte aversion pour le risque. Aussi on peut penser que dans le cadre d'un marché de l'information faisant intervenir un expert (« docteur des cultures ») prescripteur, la spécification de contrats d'assurance des récoltes peut résoudre en partie ce problème.

Un contrat assurant les pertes de rendement de l'agriculteur pourrait l'inciter à « prendre des risques » et, par conséquent, à réduire significativement sa consommation de pesticides. Des contrats fondés sur les informations fournies par le prescripteur auraient certains avantages par rapport aux contrats d'assurance financière des récoltes spécifiés en début de campagne[14].

i) Le prescripteur disposerait d'informations utilisables dans la spécification de contrats d'assurance : sa prescription, et éventuellement une évaluation des pertes de rendements selon diverses alternatives de traitements.

ii) Ces informations permettraient de proposer un contrat au cours de la campagne, et non au début de celle-ci. Ce contrat centré sur la gestion du risque phytosanitaire limiterait les possibilités d'aléa moral dont dispose l'agriculteur. Les informations du prescripteur intègreraient l'ensemble des décisions affectant le risque phytosanitaire antérieures au choix du contrat. La spécification et l'efficacité de tels contrats dépendent dans

[14] L'assurance financière des récoltes, telle qu'elle est proposée aux agriculteurs américains, entre dans cette catégorie et s'avère très coûteuse pour le contribuable américain.

une large mesure des relations qui existeraient entre l'agriculteur, le prescripteur et l'assureur. L'analyse de ces contrats sort du champ d'étude défini ici mais ouvre des perspectives de recherche qui semblent intéressantes.

CONCLUSION

Pour analyser la question de l'information en protection des cultures, nous avons choisi de spécifier cet intrant comme un produit intraconsommé sur l'exploitation agricole. Ce cadre conceptuel permet d'analyser son rôle dans la gestion du risque phytosanitaire et de mettre en évidence les déterminants des choix des agriculteurs dans ce domaine. En particulier, nous montrons qu'un agriculteur économiquement efficace peut choisir de protéger systématiquement ses cultures.

Bien qu'ils soient encore très frustes, les modèles développés nous permettent de proposer des éléments de réponse aux questions posées dans l'introduction de cet article. L'utilisation d'information tend effectivement à réduire la consommation de pesticides des agriculteurs. Ce résultat repose, dans une large mesure, sur le faible niveau actuel du coût relatif de ces intrants. Aussi, la promotion de l'utilisation de l'information peut être proposée en tant que mesure de réduction de l'utilisation des produits phytosanitaires. La réduction de la consommation de pesticides par l'utilisation d'information ne peut être réalisée qu'à moyen-long terme. En effet, l'utilisation de l'information nécessite des ajustements d'intrants fixes à court terme (capital humain et temps de travail) de la part des agriculteurs et/ou la mise en place de facteurs structurels (centres de formation, services publics ou privés d'expertise en protection phytosanitaire). En outre, la valeur accordée à l'information par les agriculteurs tend à croître avec le coût relatif des pesticides. Aussi, on peut être aussi amené à penser que la faiblesse du coût relatif actuel des pesticides est une des principales raisons de l'absence d'adoption de la lutte raisonnée par les agriculteurs, ainsi que de l'absence d'un véritable marché de l'information phytosanitaire en France. Ceci expliquerait d'ailleurs le désengagement de l'Etat par rapport à la production de l'information, comme le montre la diminution des moyens accordés aux services régionaux de protection des végétaux, les Avertissements agricoles pouvant être jugés par les pouvoirs publics comme n'ayant pas assez d'impact sur le comportement des agriculteurs[15].

[15] Les Avertissements agricoles sont d'un coût très modeste pour les agriculteurs. Un abonnement annuel coûtait 600 F en 1990. Cependant, l'information fournie par ce biais reste relativement générale (à l'échelle d'une petite région). Aussi, par référence à l'information que pourrait fournir un expert en protection des cultures ayant visité les parcelles d'un agriculteur, la quantité d'information contenue dans les Avertissements agricoles est relativement faible.

Il convient néanmoins de reconnaître le caractère très particulier des modèles utilisés ici. Les démonstrations des résultats présentés reposent souvent sur l'utilisation des propriétés spécifiques des lois normales, des fonctions de production linéaires, de l'homoscédasticité du signal informatif et des fonctions d'utilités CARA. Ceci limite la portée de certaines conclusions de cet article. Cette remarque s'applique d'ailleurs à la plupart des travaux concernant la demande d'information (Kihlstrom, 1974, 1976, 1984; Freixas et Kihlstrom, 1984; Gendron,1988). Aussi, une adaptation de ces modèles est nécessaire avant d'envisager leur utilisation et/ou validation empirique. Cette adaptation semble concrètement réalisable dans l'optique d'études normatives (*e.g.* comparant différents itinéraires techniques dans divers contextes économiques), mais beaucoup plus problématique dans l'optique d'études visant à quantifier ou tester certains éléments du comportement des agriculteurs.

En particulier, les pesticides sont les seuls intrants considérés ici. En outre, ils sont supposés intervenir de manière linéaire dans la fonction de production. Relâcher ces hypothèses rendrait plus réalistes les modèles utilisés et permettrait l'étude des interactions entre l'utilisation d'information et celle des autres intrants. Dans ce contexte, il serait probablement possible de déterminer l'influence des facteurs technologiques expliquant l'existence de marchés de l'information phytosanitaire dans des pays tels que les Etats-Unis ou le Royaume-Uni. La question posée ici étant de savoir si les techniques de production extensive utilisées par les agriculteurs américains ou britanniques valorisent mieux l'information phytosanitaire que les techniques intensives telles qu'elles sont utilisées en France et, si oui, pourquoi? Ce type d'étude pourrait permettre d'éclairer la mise en œuvre de certaines politiques d'extensification des pratiques culturales en France.

Par ailleurs, l'hypothèse de la décroissance de l'aversion absolue pour le risque en fonction de la richesse apparaît raisonnable pour la plupart des économistes (Laffont, 1991). En ce sens, la fonction d'utilité CARA utilisée ici apparaît assez restrictive. Là encore, les modèles utilisés gagneraient en réalisme si des fonctions d'utilité DARA (*Decreasing Absolute Risk Aversion*)[16] étaient utilisées. Ce changement d'hypothèse aurait a priori plusieurs effets antagonistes sur la valeur de l'information et la demande de pesticides. La décroissance de l'aversion absolue face au risque implique que l'acquisition coûteuse d'information amène le revenu dans des domaines de l'utilité de l'agriculteur où l'aversion face au risque est importante. En outre, sous cette hypothèse, la décroissance de la demande de pesticides par rapport au prix de ces derniers n'est plus assurée (Leathers et Quiggin, 1991). En revanche, cette hypothèse implique une diminution de l'effet « prise de risque » dans la mesure où des si-

[16] Dans cet article, les expressions « éprouver de l'aversion pour le risque » et « indifférent au risque » figurent pour « *risk averse* » et « *risk neutral* », couramment employées dans la littérature économique anglo-saxonne. (NdR)

gnaux optimistes engendrent un déplacement des revenus les plus probables vers des zones de l'utilité de l'agriculteur où l'aversion face au risque tend à diminuer. Dans ce contexte, les concepts de prudence tels qu'ils ont été introduits par Kimball (1990) pourraient s'avérer utiles afin de caractériser les différents effets mis en évidence.

Enfin, dans les modèles utilisés ici, la précision du signal R_q ne dépend pas de l'état de la nature R. Dans la réalité cependant, il se peut que le signal soit d'autant moins fiable que R est élevé : il est ainsi plus facile d'assurer que les parcelles sont infestées plutôt qu'elles ne le sont pas. Sous cette nouvelle hypothèse, la décroissance de l'espérance de s^* en q n'est plus assurée, l'effet « prise de risque » se trouve renforcé dans la mesure où les signaux les plus optimistes sont aussi les moins fiables.

BIBLIOGRAPHIE

AITCHISON (J.) et BROWN (J. A. C.), 1976 — *The Lognormal Distribution with Special Reference to its Uses in Economics*, Cambridge University Press, 176 p.

ANTLE (J. M.), 1988 — *Pesticide Policy, Production Risk, and Producer Welfare*, Washington DC, Resources for the Future, 134 p.

BOYER (M.) et KIHLSTROM (R. E.), 1984 — *Bayesian Models in Economic Theory*, New-York, North Holland, 317 p.

BROUWER (F. M.), TERLUIN, (I. J.) et GODESCHALK (I. J.), 1994 — *Pesticides in the EC*, The Netherlands, Agricultural Economics Research Institute (LEI-DLO), 154 p.

BURROWS (T. M.), 1983 — Pesticide demand and integrated pest management : a limited dependent variable analysis, *American Journal of Agricultural Economics*, 65 (4), pp. 806-810.

BYÉ (P.), DESCOINS (C.) et DESHAYES (A.), (eds.), 1991 — *Phytosanitaires, Protection des plantes, Biopesticides*, Versailles, INRA Editions, 178 p.

CARLSON (G. A.) et WETZSTEIN (M. E.), 1993 — *Pesticides and pest management*, *in* : CARLSON (G. A.), ZILBERMAN (D.) et MIRANOWSKI (J. A.), pp. 268-318.

CARLSON (G. A.), ZILBERMAN (D.) et MIRANOWSKI (J. A.), (eds.), 1993 — *Agricultural and Environmental Resource Economics*, New-York, Oxford University Press, 528 p.

CARPENTIER (A.), 1995 — La gestion du risque phytosanitaire par les agriculteurs dans les systèmes de production intensive: une approche économétrique, Paris, Thèse de doctorat de l'EHESS, 434 p.

CHAMBERS (R. G.) et LICHTENBERG (E.), 1994 — Simple econometrics of pesticide productivity, *American Journal of Agricultural Economics,* 76 (3), pp. 407-417.

DIONNE (G.), (ed.), 1988 — *Incertain et information*, (coll. Société canadienne de sciences économiques), Paris, Economica, 289 p.

FEATHER (P. M.) et AMACHER (G. S.), 1994 — Role of information in the adoption of best management practices for water quality improvement, *Agricultural Economics,* 11, pp. 159-170.

FERNANDEZ-CORNEJO (J.), 1994 — Nonradial technical efficiency and chemical input use in agriculture, *Agricultural and Resource Economics Review*, 23 (1), pp. 11-21.

FERNANDEZ-CORNEJO (J.), BEACH (E. D.) et HUANG (W. Y.), 1994 — The adoption of IPM techniques by vegetable growers in Florida, Michigan and Texas, *Journal of Agricultural and Applied Economics* 26 (1), pp. 158-172.

FREIXAS (X.) et KIHLSTROM (R. E.), 1984 — Risk aversion and information demand, *in*: BOYER (M.) et KIHLSTROM (R. E.), pp. 93-104.

GENDRON (M.), 1988 — Mesures de performance et économie de l'information, une synthèse de la littérature théorique, *in*: DIONNE (G.), pp. 169-186.

GOURIÉROUX (C.), 1989 — *Econométrie des variables qualitatives*, Paris, Economica, 430 p.

HARPER (J. K.), RISTER (M. E.), MJELDE (J. W.), DREES (B. M.), et WAY (M. O.), 1990 — Factors influencing the adoption of insect management technology, *American Journal of Agricultural Economics*, 72 (4), pp. 997-1005.

IKERD (J. E.), 1991 — Applying LISA concepts on Southern farms, *Southern Journal of Agricultural Economics,* 23 (1), pp. 43-55.

JUST (R. E.) et POPE (R. D.), 1978 — Stochastic specification of production functions and economic implications, *Journal of Econometrics*, 7 (1), pp. 67-86.

KIHLSTROM (R. E.), 1974 — A general theory of demand for information about product quality, *Journal of Economic Theory,* 8, pp. 413-439.

KIHLSTROM (R. E.), 1976 — Firm demand for information about price and technology, *Journal of Political Economy,* 84 (6), pp. 1335-1341.

KIHLSTROM (R. E.), 1984 — A « Bayesian » Exposition of Blackwell's Theorem on the Comparison of Experiments, *in*: BOYER (M.) AND KIHLSTROM (R. E.), pp. 13-31.

KIMBALL (M.S.), 1990 — Precautionary saving in the small and in the large, *Econometrica*, 58 (1), pp. 53-73.

LAFFONT (J.-J.), 1991 — *Economie de l'incertitude et de l'information*, Paris, Economica, 306 p.

LARGUIER (M.) et MASSIN (J.-M.), 1994 — Conférence ministérielle pour la protection de la Manche et de la Mer du Nord. Aspects phytosanitaires, *Phytoma - La Défense des Végétaux*, n° 461, pp. 12-18.

LEATHERS (H. D.) et QUIGGUIN (J. C.), 1991 — Interactions between agricultural and resource policy: the importance of attitudes toward risk, *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (3), pp. 757-764.

MEYNARD (J.-M.), 1991 — *Pesticides et itinéraires techniques*, *in*: BYÉ (P.) *et alii*, pp. 85-100.

MUMFORD (J.), 1981 — Pest control decision making: sugar beets in England, *Journal of Agricultural Economics,* 32 (1), pp. 31-41.

MUSSER (W. N.), WETZSTEIN (M. E.), REECE (S. Y.), VARCA (P. E.), EDWARDS (D. M.) et DOUCE (K.), 1986 — Beliefs of farmers and adoption of integrated pest management, *Agricultural Economics Research*, 38 (1), pp 34-44.

RADNER (R.) AND STIGLITZ (J. E.), 1984, — A nonconcavity in the value of information, *in*: BOYER (M.) et KIHLSTROM (R. E.), pp. 33-92.

VIAUX (P.), 1993 — Perspectives des systèmes de production extensifs en grandes cultures, contribution au Colloque « Agriculture demain-Aliment 2002 », 19-20 octobre, ITCF.