

**Non classifié**

**AGR/CA/APM(2002)14/FINAL**



Organisation de Coopération et de Développement Economiques  
Organisation for Economic Co-operation and Development

**03-Dec-2003**

**Français - Or. Anglais**

**DIRECTION DE L'ALIMENTATION, DE L'AGRICULTURE ET DES PECHERIES  
COMITE DE L'AGRICULTURE**

**Groupe de travail des politiques et marchés agricoles**

**EFFETS LIES AU RISQUE SUR DES FACTEURS AUTRES QUE LES PRIX DU REGIME DE LA PAC  
APPLICABLE AUX CULTURES ARABLES : RESULTATS D'UN ECHANTILLON DU RICA**

**JT00155213**

Document complet disponible sur OLIS dans son format d'origine  
Complete document available on OLIS in its original format

**AGR/CA/APM(2002)14/FINAL**  
**Non classifié**

**Français - Or. Anglais**

## NOTE DU SECRETARIAT

Ce document est le troisième d'une série de cinq études consacrées à la mesure du découplage dans le cadre de l'Activité 6 du Programme de travail 2001-2002 du Comité de l'agriculture. Il a été établi par Paolo Sckokai de l'Istituto di Economia Agroalimentare, Università Cattolica de Piacenza (Italie). Il fait suite à l'étude définissant le cadre théorique dans le document [COM/AGR/APM/TD/WP(2000)14/FINAL] déclassifié lors de la réunion du Groupe de travail des politiques et des marchés agricoles (APM) des 26-28 septembre 2000, ainsi que dans les propositions détaillées de projet présentées dans le document [AGR/CA/APM(2001)26] soumis à la 30ème réunion du Groupe APM en novembre 2001. Ce document présente une étude sur les effets autres que de prix du régime de la PAC appliqué aux cultures arables, qui a été réalisée à partir de données tirées du RICA.

Ce document a fait l'objet d'un premier examen par le Groupe de travail des politiques et des marchés agricoles du Comité de l'agriculture à sa réunion des 21-23 mai 2002, et lors de la réunion technique sur le découplage qui s'est déroulée le 21 mai, juste avant la réunion du Groupe APM. Il a ensuite été révisé et déclassifié par le Groupe de travail des politiques et des marchés agricoles du Comité de l'agriculture à la réunion qu'il a tenue du 31 mars au 2 avril 2003.

## TABLE DES MATIERES

|                                 |   |    |
|---------------------------------|---|----|
| 1.                              | Introduction .....  | 4  |
| 2.                              | Présentation générale du cadre d'action.....                | 6  |
| 3.                              | Méthode.....  | 7  |
| 3.1.                            | Le modèle .....   | 7  |
| 3.2.                            | Les données.....  | 7  |
| 3.3.                            | Les simulations .....                                       | 9  |
| 4.                              | Résultats et discussion.....                                | 11 |
| 4.1.                            | Coefficients d'aversion pour le risque et élasticités ..... | 11 |
| 4.2.                            | Effets de risque et ratios de production.....               | 13 |
| 5.                              | Conclusions .....   | 16 |
| <i>Annexe 1</i> .....           |   | 20 |
| 1.                              | Le modèle théorique.....                                    | 20 |
| 2.                              | La spécification économétrique.....                         | 22 |
| 3.                              | Techniques d'estimation.....                                | 23 |
| <i>Annexe 2. Tableaux</i> ..... |   | 26 |
| Bibliographie .....             |   | 36 |

## **EFFETS LIES AU RISQUE SUR DES FACTEURS AUTRES QUE LES PRIX DU RÉGIME DE LA PAC APPLICABLE AUX CULTURES ARABLES : RESULTATS D'UN ECHANTILLON DU RICA**

### **1. Introduction**

Le cadre conceptuel de cette étude est basé sur le document de l'OCDE relatif au découplage (OCDE, 2001), qui présente une revue de la littérature scientifique portant à la fois sur la définition théorique du découplage et sur les méthodes empiriques de mesure du découplage. Le présent document tente d'élargir le concept de découplage en examinant un vaste éventail de mécanismes à travers lesquels les politiques influent sur la production et les échanges et qui sont parfois négligés dans les travaux publiés. Les mécanismes concernant le risque sont, entre autres, potentiellement importants à cet égard.

Hennessy (1998) a élaboré un cadre néoclassique complet pour analyser les politiques de soutien au revenu agricole en présence d'incertitude sur les prix en étudiant le comportement d'une entreprise concurrentielle maximisant l'utilité espérée de ses revenus. Partant de l'hypothèse que les agriculteurs ont une aversion pour le risque, il définit deux types d'effet qui ne se produiraient pas en univers certain. Ces effets induits en présence d'incertitude, qui s'ajoutent à l'effet courant des politiques *sur les prix relatifs* en univers certain, sont définis comme suit :

- a) *Effet de richesse*. Si la politique considérée modifie la richesse globale de l'agriculteur, ce changement peut influencer sur le comportement de l'agriculteur vis-à-vis du risque. Cette influence de la richesse sur les décisions de production varie en fonction des préférences individuelles face au risque. Si l'on suppose *une aversion absolue décroissante pour le risque (hypothèse DARA)*, approche couramment utilisée pour modéliser le risque, selon laquelle les individus sont davantage disposés à prendre des risques lorsque leur richesse s'accroît, on peut facilement démontrer que des politiques augmentant la richesse créeront des incitations supplémentaires à produire.
- b) *Effet d'assurance*. Si la politique considérée réduit le degré de risque auquel l'agriculteur est confronté, elle aura un effet positif sur la production. On peut démontrer qu'un programme qui augmente les paiements quand les prix baissent et réduit les paiements quand les prix montent va accroître la production s'il y a compensation partielle de la variation du revenu engendrée par les fluctuations des prix.

C'est sur cette base théorique que la présente étude cherche à mesurer empiriquement l'ampleur (absolue et relative) de ces trois effets (effet de prix relatifs, effet de richesse et effet d'assurance) pour un dispositif spécifique : le régime de la politique agricole commune (PAC) de l'Union européenne applicable aux cultures arables.

Au cours de ces dernières années ont été publiés divers travaux approfondis de modélisation des effets du régime de la PAC applicable aux cultures arables (Oude Lansink et Peerlings, 1996 ; Guyomard *et al.*, 1996 ; Moro et Sckokai, 1999). Toutes ces études ont cherché à prendre en compte le caractère partiellement "découplé" des paiements compensatoires instaurés en 1992, généralement en modélisant les

mécanismes d'allocation des surfaces cultivées. Toutefois, ces analyses se caractérisent avant tout par une hypothèse de neutralité vis-à-vis du risque, laquelle est couramment retenue dans la plupart des études reposant sur la théorie de la dualité appliquée, qui ne permet pas aux auteurs de prendre explicitement en compte l'impact du comportement des agriculteurs face au risque.

Plus récemment, Coyle (1992 et 1999) a proposé d'étendre les modèles de dualité appliqués à la production agricole de manière à intégrer à la fois l'incertitude sur les prix et sur la production, en prenant pour hypothèse les préférences vis-à-vis du risque dans le cadre du modèle moyenne-variance. Ce cadre, bien que se limitant à la composante incertitude sur les prix dans l'hypothèse d'*aversion absolue pour le risque constante* (CARA), a récemment été appliqué par Oude Lansink (1999) à l'analyse des décisions d'assolement dans les exploitations de grandes cultures danoises, mais cette étude n'aborde pas directement les problèmes particuliers soulevés par les mesures MacSharry, étant donné que l'estimation du modèle fait appel à des données portant sur la période préalable à la réforme.

Dans le présent document, le modèle développé par Moro et Sckokai (1999) est étendu de manière à prendre en compte l'incertitude sur les prix à laquelle les producteurs de cultures arables de l'UE sont confrontés, en adaptant le cadre proposé par Coyle (1992 et 1999) à leur structure particulière de prise de décision. Ce modèle permet de calculer les élasticités de production correspondantes, les demandes en intrants variables et les allocations de surfaces pour toutes les variables exogènes, en prenant en compte l'impact du comportement des agriculteurs vis-à-vis du risque. Ce modèle représente donc une amélioration importante par rapport aux mesures, rapportées dans les publications, de l'effet de prix relatifs, de l'effet de richesse et de l'effet d'assurance des politiques agricoles. En fait, cette double approche implique une représentation des technologies agricoles plus souple que dans Hennessy (1998) et Mullen *et al.* (2001). De plus, les paramètres sont estimés sur un grand nombre d'observations individuelles d'exploitations, point important pour l'analyse des préférences vis-à-vis du risque. En cela, cette méthode diffère du calibrage sur une seule observation d'une exploitation agricole (Hennessy, 1998) ou sur des données régionales moyennes (Mullen *et al.*, 2001). L'intérêt de recourir à un grand nombre d'observations individuelles est de pouvoir vérifier les propriétés statistiques des résultats.

L'application empirique consistera à estimer une fonction quadratique normalisée d'utilité espérée appliquée à un échantillon d'exploitations spécialisées en cultures arables tiré du Réseau d'information comptable agricole (RICA) de l'Italie<sup>1</sup>. Afin d'étudier le comportement de différents groupes d'agriculteurs, l'analyse sera réalisée pour trois sous-échantillons se différenciant par leur taille. Diverses raisons expliquent ce choix : la première, et la plus évidente compte tenu de l'objectif de cette étude, est que les exploitants gérant des exploitations de taille différente vont probablement avoir des préférences différentes vis-à-vis du risque, et la seconde est que, parmi les exploitations spécialisées en cultures arables, les techniques de production peuvent varier sensiblement avec la taille<sup>2</sup>.

---

1. Il est évident que dans la mesure où cette application empirique est réalisée sur les données du RICA italien, nos résultats ne sauraient être généralisés à l'ensemble de l'UE.

2. Les principales différences technologiques entre des exploitations de taille différente renvoient généralement à la dotation en capital. De fait, alors que les grandes exploitations possèdent normalement tout l'équipement nécessaire pour les opérations au champ, y compris les engins les plus sophistiqués, les petites exploitations ont tendance à louer les équipements fournis par des entreprises spécialisées qui exécutent la plupart des opérations au champ. Il en résulte de toute évidence que la structure des coûts de ces exploitations est radicalement différente, en particulier la proportion entre les coûts variables et les coûts fixes.

## 2. Présentation générale du cadre d'action

Les réformes de la PAC adoptées en 1992 et 1999 marquent des tournants décisifs quant aux modalités d'octroi du soutien au revenu des agriculteurs par l'UE. C'est notamment le cas pour les cultures arables (céréales, oléagineux et protéagineux), puisque les réformes récemment engagées ont plus ou moins ramené les prix garantis pour les céréales au niveau des cours mondiaux et fait passer le soutien au revenu par des aides à l'hectare. A l'heure actuelle, les trois principaux instruments du régime applicable aux cultures arables sont :

- a) Le *prix d'intervention* dans le cas des céréales, mais pas dans celui des oléagineux et des protéagineux. Ce prix, indépendamment de sa réduction sensible depuis le début des années 90, continue de servir de prix minimums effectif par le biais de la gestion des stocks publics de céréales.
- b) Les *aides à l'hectare*, fondées sur les déclarations annuelles de surfaces et calculées en multipliant un montant de base par tonne par un rendement régional de référence pour la période 1986-91. Les modalités précises du plan de régionalisation, en particulier la définition des régions pour lesquelles le rendement de référence est calculé, sont fixées par chaque Etat membre sous réserve de l'approbation de la Commission européenne. Ces aides sont modulées en fonction des cultures pour les grandes exploitations (régime "producteur professionnel"), tandis qu'elles sont indépendantes du type de culture pour les petits exploitants (régime "petit producteur").
- c) Le *gel obligatoire*, qui s'applique uniquement aux grands "producteurs professionnels". Ceux-ci sont tenus de mettre hors production un pourcentage défini des surfaces allouées à des cultures visées par ce programme. Ce pourcentage de gel obligatoire est établi chaque année par la Commission européenne en fonction des anticipations sur la situation du marché.

Le dispositif décrit ci-dessus a été instauré dans le cadre de la réforme de 1992 (mesures MacSharry). Les réformes prévues par l'Agenda 2000 n'ont, quant à elles, pas modifié la structure de base du régime, mais poursuivi la réduction des prix d'intervention et augmenté les aides à l'hectare pour les céréales. Les aides aux oléagineux seront progressivement alignées sur celles versées pour les céréales, mais la possibilité de différencier les aides pour le maïs des aides aux superficies irriguées a été maintenue.

Dans ce contexte, les trois effets mentionnés plus haut peuvent être caractérisés comme suit :

- a) *L'effet de prix relatifs/d'aide* résulte à la fois des prix moyens attendus et des aides à l'hectare. En réalité, *les prix céréaliers attendus* dépendent aussi bien de l'existence du prix d'intervention que de celle de mesures aux frontières associées (droits à l'importation, contingents tarifaires, etc.). La distribution des prix des productions est en conséquence tronquée, ce qui joue à la fois sur les prix moyens espérés, qui se révèlent supérieurs aux cours mondiaux correspondants, et sur la variabilité des prix. L'incitation à accroître l'offre qu'induisent les aides compensatoires MacSharry en univers certain s'explique par leur caractère "partiellement" découplé - bien que la production courante ne joue aucun rôle dans la détermination de leur niveau, elles influent généralement sur les décisions de production marginale par le biais du mécanisme d'allocation des surfaces.
- b) Comme il a été précisé plus haut, *l'effet de richesse* dépend des préférences individuelles vis-à-vis du risque. Si l'on fait l'hypothèse que ces préférences ne sont pas du type CARA (aversion absolue pour le risque constante), l'effet de richesse provient des instruments ayant des effets sur le revenu agricole et, par voie de conséquence, sur la richesse totale des exploitants. Dans

le régime de la PAC applicable aux cultures arables, le revenu/la richesse est potentiellement accru aussi bien du fait de la hausse des prix anticipés par rapport aux cours mondiaux que par celle des aides à l'hectare. Si l'on retient l'hypothèse DARA, la réaction des agriculteurs en termes de production sera positive.

- c) *L'effet d'assurance* ne fait pas directement partie intégrante de ce dispositif, puisque les aides ne dépendent pas des prix<sup>3</sup>. On peut néanmoins mesurer l'effet d'assurance en simulant l'impact d'un ensemble de mesures comme la récente réforme Agenda 2000, notamment sur la structure particulière des recettes agricoles perçues au titre du régime prévu par la PAC pour les cultures arables. L'objectif de la réforme MacSharry était en fait que chaque producteur ait deux sources distinctes de revenu : la composante "aide à l'hectare", dont une fraction dépend uniquement de ses décisions d'assolement, et la composante "marché", qui comporte deux sources possibles d'incertitude : les prix du marché et les rendements. Cette structure était censée favoriser la stabilisation du revenu agricole, dont une partie serait garantie par les aides à l'hectare. L'objectif de ces mesures était de compenser non seulement les pertes de revenu imputables à la réduction du prix d'intervention, mais également l'accroissement de la volatilité des prix engendrée par le réalignement progressif des prix institutionnels sur les niveaux mondiaux. La réforme Agenda 2000 a abaissé les prix d'intervention et prévu une augmentation des aides à l'hectare, afin de limiter l'incidence de la composante risque du revenu agricole en établissant un lien entre, d'une part, la réduction des prix anticipés et la progression correspondante de la volatilité des prix et, d'autre part, l'augmentation des aides publiques.

### 3. Méthode

#### 3.1. Le modèle

Le modèle théorique est dérivé d'un modèle moyenne-variance non linéaire des préférences vis-à-vis du risque. Le programme d'optimisation définit la consommation optimale d'intrants et l'allocation optimale des surfaces cultivées en cas de versement d'aides à l'hectare et de détermination aléatoire du prix des productions. Les équations de demande d'intrants et d'offre de produits peuvent être obtenues en extrapolant les résultats présentés dans Coyle (1999). Ces expressions et la spécification empirique du modèle sont développées à l'annexe 1.

#### 3.2. Les données

Les données utilisées pour la présente étude sont tirées du Réseau d'information comptable agricole (RICA) italien pour la période 1993-99 (sept années). Elles concernent donc plus particulièrement la période consécutive à la réforme de 1992, mais précédant l'Agenda 2000, ce qui veut dire que les paramètres estimés sont spécifiques au cadre d'action MacSharry. La base de données contient plus de 4 000 observations annuelles relatives aux exploitations spécialisées (29 000 pour les sept années

---

3. Le seul instrument du régime de la PAC applicable aux cultures arables qui dépende des prix est en fait le taux de gel obligatoire, qui est déterminé chaque année en fonction des conditions du marché. En d'autres termes, lorsque les prix internationaux sont élevés et qu'en conséquence, les niveaux des stocks publics tendent à être bas, le taux de gel imposé est généralement plus faible que lorsque les conditions du marché sont défavorables. Toutefois, en raison de la structure particulière du dispositif prévu, l'impact d'une baisse du taux de gel obligatoire sur les aides agricoles est ambiguë, puisque, toutes choses étant égales par ailleurs, il diminue la contrainte sur les terres, ce qui permet aux agriculteurs d'accroître leur superficie en cultures sous programme, alors que les surfaces cultivées reçoivent une aide à l'hectare plus faible. En règle générale, le taux de gel obligatoire peut alors ne pas aller dans le sens d'une diminution du risque, puisque les aides peuvent varier dans la même direction que les prix anticipés.

considérées), dont approximativement 27 % participent au régime "producteur professionnel" (7 805 observations). L'échantillon a été limité à cette catégorie de producteurs, parce qu'il est apparu plus raisonnable d'obtenir une valeur approchée du revenu des agriculteurs à plein temps par le biais des recettes tirées des exploitations et que la "richesse" peut être assimilée aux actifs agricoles. Si l'on avait pris en compte la catégorie des petits producteurs, une grande proportion d'entre eux se seraient trouvés être des agriculteurs à temps partiel. Pour analyser le comportement des petits producteurs face au risque, il faudrait prendre en compte leurs sources extra-agricoles de revenu/richesse, pour lesquelles le RICA ne fournit aucune donnée<sup>4</sup>. Enfin, les exploitations figurant dans la base de données ne sont pas intégrées tous les ans, de sorte que le panel est incomplet.

La base de données fournit la plupart des variables nécessaires à l'estimation du modèle défini dans l'équation 9 de l'annexe : production végétale, production animale, prix des productions, allocations des surfaces, valeur des actifs physiques, main-d'oeuvre familiale, main-d'oeuvre salariée (nombre d'heures et salaires horaires), coût des intrants variables par catégorie (semences, engrais, produits chimiques, eau, etc.). Le RICA ne donne pas les prix des intrants variables, et par conséquent, les indices des prix régionaux des intrants sont tirés de statistiques officielles. La richesse initiale a été approchée par la valeur du patrimoine agricole.

Les données concernant les aides à l'hectare proviennent des plans officiels de régionalisation établis tous les ans par le ministère italien de l'Agriculture. Ces plans sont très détaillés, puisque les rendements de référence sont différents pour chaque province et, au sein de chacune des provinces, pour trois niveaux d'altitude. Il existe ainsi en Italie 275 niveaux différents d'aide à l'hectare, d'où une importante variabilité transversale. C'est aussi une des autres raisons pour lesquelles l'analyse des données agricoles individuelles est particulièrement précieuse, car cette variabilité permet de cerner avec précision la réaction des agriculteurs aux divers instruments d'action.

L'ensemble des données initiales est très désagrégé, en particulier en ce qui concerne le nombre de productions et le nombre d'intrants variables : aussi, pour que l'estimation soit réalisable, faut-il disposer d'agrégats. Cinq catégories de productions ont été définies : maïs, autres céréales, blé dur, oléagineux et autres grandes cultures, en précisant à chaque fois leurs allocations respectives de surfaces ; les quatre premières catégories représentent les cultures pour lesquelles la réforme de la PAC garantit différents niveaux d'aide à l'hectare<sup>5</sup>. On a également généré deux agrégats pour les intrants variables (semences et produits chimiques, et autres intrants) et cinq agrégats pour les intrants quasi-fixes (capital, superficie totale, main-d'oeuvre familiale, taux de gel et une tendance technologique). Il a été décidé d'intégrer la main-d'oeuvre salariée à l'agrégat "autres intrants", afin d'éviter les solutions d'angle pour les intrants, étant donné que moins de 50 % des exploitations prises en compte dans l'échantillon y ont recours. Le prix des "autres intrants" est l'unité de compte retenue dans la spécification quadratique normalisée. Les agrégats ont été générés sous forme d'indices Divisia, tandis que les revenus à court terme ont été calculés comme la somme des ventes totales et des aides PAC totales diminuée des coûts variables totaux<sup>6</sup>.

---

4. Exclure les sources extra-agricoles de revenu/richesse de notre analyse risque naturellement d'être source de biais pour l'ensemble des exploitations, même si celles-ci sont gérées par des exploitants à plein temps. Pour cette raison, nos résultats concernant les préférences vis-à-vis du risque doivent être interprétés avec une certaine prudence.

5. Les protéagineux ne représentent qu'une faible partie de cet échantillon, et ils n'ont donc pas été pris en compte dans notre analyse.

6. Nos observations présentant des écarts de variance, il nous faut prendre en compte l'hétéroscédasticité. Dans notre procédure d'estimation, nous avons calculé les écarts-types des estimations des paramètres à l'aide d'une matrice de variance-covariance compatible avec l'hypothèse d'hétéroscédasticité, telle que calculée avec le logiciel économétrique TSP 4.5.

Après cette agrégation, l'échantillon original du RICA "producteurs professionnels" a de nouveau été réduit en éliminant les exploitations présentant certaines "aberrations graves" pour les principales variables nécessaires à l'estimation : quantités produites, allocations des surfaces et prix des productions<sup>7</sup>. L'échantillon final comprenait 6 858 observations qui, comme nous l'avons mentionné en introduction, ont été subdivisées en trois sous-échantillons en fonction de la taille des exploitations : moins de 20 hectares (2 505 observations), entre 20 et 40 hectares (2 137 observations.) et plus de 40 hectares (2 216 observations)<sup>8</sup>.

Toutefois, avant de réaliser une quelconque estimation, il a fallu traiter trois problèmes importants : la construction des prix anticipés et la matrice de leurs covariances, la présence de solutions d'angle pour certaines productions, et le fait que le panel couvert par la base de données est incomplet. Les détails techniques relatifs à ces questions sont présentés à l'annexe 1.

### 3.3 Les simulations

Compte tenu du modèle élaboré, le résultat de l'estimation fournit un cadre immédiat d'analyse des trois types d'effet induits par un changement de la politique suivie. En fait, la matrice des élasticités donne :

- a) *L'effet de richesse*, qui correspond à la variation de la production imputable à une modification de la richesse initiale, toutes les autres variables restant inchangées.
- b) *L'effet d'assurance*, qui correspond à la variation de la production imputable à une modification d'un ou plusieurs éléments de la matrice de variance-covariance des prix des produits, toutes les autres variables restant inchangées.
- c) *L'effet de prix relatifs/d'aide*, qui correspond à la variation de la production imputable à une modification des prix des produits et/ou des aides à l'hectare et/ou du taux de gel obligatoire attendus, toutes les autres variables restant inchangées. Cela permet d'évaluer séparément l'impact des trois principaux instruments d'action.

L'approche décrite ci-dessus peut être source de confusion, puisque nous ne prenons pas en considération un ensemble concret de mesures, mais une simple variation d'une variable exogène, alors que la PAC concerne *de facto* toutes ces variables simultanément à travers une modification de ses instruments de base (prix d'intervention, aides à l'hectare, taux de gel). Aussi peut-on opter pour une autre approche consistant à simuler l'impact d'un choc de type Agenda 2000, à savoir une baisse des prix d'intervention des céréales partiellement compensée par une augmentation des aides à l'hectare pour les céréales<sup>9</sup>, en

---

7. Pour les prix, nous avons considéré comme des "aberrations graves" les données n'entrant pas dans la fourchette définie par la moyenne de l'échantillon et cinq écarts-types. Pour les allocations de surfaces et les volumes des productions, nous avons calculé les rendements des différentes cultures et considéré comme des "aberrations graves" les données n'entrant pas dans une certaine gamme agronomique "raisonnable". Pour cette procédure, l'approche générale retenue a consisté à éliminer les observations susceptibles de provenir de certaines erreurs introduites lors de l'entrée des données de base, ou de certains événements exceptionnels comme un accident climatique.

8. Cette subdivision, qui repose sur la superficie agricole totale disponible pour des usages agricoles, est totalement arbitraire, puisque notre objectif consiste simplement à obtenir trois échantillons ayant approximativement la même taille. Néanmoins, lors de l'estimation du même modèle sur l'ensemble de l'échantillon et en utilisant des variables fictives pour identifier ces mêmes trois catégories d'exploitations, l'hypothèse nulle, selon laquelle le coefficient CRRA et certains autres paramètres clés pourraient être les mêmes pour toutes les exploitations, a été fortement rejetée.

9. Comme chacun le sait, les mesures prévues par l'Agenda 2000 étaient beaucoup plus complexes, puisqu'elles comprenaient, par exemple, le réaligement des aides aux oléagineux. Néanmoins, nous ne

supposant que les paramètres/élasticités estimés demeurent valables dans le nouveau cadre d'action. Cette hypothèse semble tout à fait raisonnable, étant donné que la récente réforme n'a pas modifié la structure du dispositif, mais seulement le niveau des instruments utilisés.

En pratique, les trois modèles ont été soumis à une réduction de 5 % des prix d'intervention pour les céréales, et les prix anticipés, ainsi que les éléments attendus de la matrice des variances-covariances, ont été calculés en tenant compte de la baisse du niveau de troncature de la distribution des prix<sup>10</sup>. Les revenus agricoles sont partiellement compensés par une augmentation proportionnelle des aides aux céréales couvrant 50 % de la réduction calculée au moyen des distributions des prix anticipés. Ce scénario a permis d'obtenir :

- (a) *L'effet total* de la réforme, en soumettant simultanément les trois modèles aux chocs engendrés par tous les changements (prix anticipés, aides à l'hectare, éléments anticipés de la matrice des variances-covariances, revenu final espéré, et richesse finale espérée).
- (b) *L'effet d'assurance*, en soumettant les trois modèles uniquement aux chocs engendrés par les modifications de la variabilité des prix, le niveau de richesse et le niveau des prix et des aides restant inchangés.
- (c) *L'effet de prix relatifs*, en soumettant les trois modèles uniquement aux chocs engendrés par les modifications des prix et des aides, le niveau de richesse et le niveau de la variabilité des prix restant inchangés.
- (d) *L'effet de richesse*, en soumettant le modèle uniquement aux chocs engendrés par les modifications concernant la richesse, toutes les autres variables restant inchangées.

En outre, afin de comparer certains des résultats obtenus à partir de nos trois échantillons avec les simulations réalisées dans certaines études connexes menées dans le cadre du même projet de l'OCDE, nous avons calculé les "ratios totaux de production" tels que définis dans OCDE (2002)<sup>11</sup>. Dans notre application, ces ratios mesurent le degré de "couplage" de la production avec les aides PAC octroyées au titre des cultures arables en faisant l'hypothèse de préférences DARA. En pratique, le dénominateur de ces ratios est calculé en soumettant le modèle au choc d'une hausse de 1 % des prix anticipés et en calculant l'accroissement correspondant de la production (qui dépend naturellement aussi de l'impact de cette modification sur la variabilité des prix), tandis que le numérateur représente l'augmentation de la production obtenue en soumettant le modèle au choc du même soutien total, exprimé par hectare. Ces simulations ont été réalisées pour toutes les cultures dans les trois modèles.

---

cherchons pas dans cet exercice à simuler l'impact de la réforme, mais simplement à analyser l'ampleur des effets de prix relatifs, d'assurance et de richesse engendrés par un changement les concernant tous.

- 10. On a simplement recalculé l'impact des prix anticipés et de sa variabilité espérée à l'aide de la procédure de Chavas et Holt (1990), autrement dit en considérant que les agriculteurs ajustent leurs anticipations en évaluant les relations antérieures entre les prix minimums et les prix de marché effectifs. Naturellement, on ne peut pas considérer qu'il s'agit là d'un véritable impact de la réduction des prix d'intervention sur le marché, puisque celui-ci dépend de l'équilibre du marché et, par exemple, du niveau des stocks publics.
- 11. Le ratio total de production est défini comme étant le ratio de l'incidence sur la production d'un dollar de soutien dans une catégorie donnée d'ESP (paiements au titre de la production, paiements au titre de la superficie, paiements au titre des droits antérieurs, etc.) sur l'incidence d'un dollar de soutien des prix du marché apporté sous forme de droit simple *ad valorem* non prohibitif.

## 4. Résultats et discussion

### 4.1. Coefficients d'aversion pour le risque et élasticités

Compte tenu de la longueur que prendrait leur exposé, nous ne donnons pas ici l'intégralité des résultats des estimations de nos systèmes à deux étapes<sup>12</sup>. Il ressort de ces résultats que les trois groupes de modèles de probits de la première étape présentent un bon ajustement : la fraction des prédictions correctes, pour les trois échantillons, se situe entre 65 et 87 %, et au moins 75 % des paramètres sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %. Les  $R^2$ 's des modèles à équation unique ne sont pas entièrement satisfaisantes, puisqu'elles se situent pour les trois échantillons entre 20 et 50 %, résultat néanmoins courant lorsque l'on traite des données agricoles. Il est toutefois remarquable que dans chaque système, plus de 50 % des paramètres estimés soient significatifs, avec un maximum de 60 % pour les exploitations de taille moyenne.

Le premier ensemble de résultats concerne les préférences vis-à-vis du risque. Dans les trois échantillons, le test Wald, dans lequel tous les coefficients de variance et de covariance sont égaux à zéro, rejette l'hypothèse nulle d'une indifférence vis-à-vis du risque. Les coefficients CRRA estimés (voir tableau 1) montrent que, pour l'ensemble des exploitations considérées, l'hypothèse d'un comportement d'aversion pour le risque peut être confirmée, même s'il existe d'importants écarts entre les trois échantillons. En fait, les petites exploitations présentent l'aversion pour le risque la plus élevée, avec  $\alpha_R$  égal à 3.29, tandis que le degré d'aversion (relative) pour le risque décroît avec la taille des exploitations : pour les exploitations moyennes,  $\alpha_R$  est inférieur à 1 (0.72), tandis que pour les grandes exploitations, cette valeur est proche de 0, puisque la valeur estimée de 0.06 n'est pas statistiquement significative. Ce type de comportement semble raisonnable dans la mesure où, compte tenu de la définition de la CRRA, nous pouvons certainement supposer que, pour une variation de 1 % de la richesse, son utilité marginale décroît plus rapidement lorsque la richesse est moindre (petites exploitations) que lorsqu'elle est élevée (grandes exploitations), autrement dit, les agriculteurs les plus riches sont davantage disposés à prendre des risques. Par ailleurs, pour un même niveau de richesse initiale, les grandes exploitations présentent une structure des coûts plus favorable, ce qui, en moyenne, accroît leur disposition à prendre des risques.

Les tableaux A1-A3 présentent les élasticités par rapport aux prix et aux aides au point moyen pour les trois échantillons. La qualité statistique de ces résultats est très bonne pour les grandes et moyennes exploitations, dont quasiment 100 % des élasticités sont significatives, tandis que pour les petites exploitations, ce pourcentage tombe à 65 %. Ces valeurs tendent à confirmer certains des résultats obtenus par Moro et Sckokai (1999) avec l'hypothèse d'indifférence vis-à-vis du risque.

Les signes des élasticités-prix sont toujours cohérents avec la théorie, étant donné que la convexité est imposée au moyen de la "décomposition de Cholesky". Dans tous les échantillons, l'offre de blé dur se révèle élastique, alors que celle des autres cultures est inélastique<sup>13</sup>. Néanmoins, les résultats les plus intéressants sont ceux qui concernent les élasticités faisant intervenir les fonctions d'aide PAC à l'hectare et d'allocation des surfaces.

Pour les trois échantillons, l'offre de l'ensemble des cultures arables réagit de manière positive et significative aux aides concernant directement ces productions, qui sont normalement inélastiques. Nous sommes donc clairement en présence d'une éventuelle incitation à produire, et ce résultat montre une fois encore que les instruments de réforme de la PAC ne sont pas entièrement découplés. Toutefois, la

12. Les résultats détaillés des estimations peuvent être obtenus auprès de l'auteur.

13. Dans l'échantillon relatif aux petites exploitations, les oléagineux apparaissent également très élastiques par rapport aux "prix les concernant" et aux "aides compensatoires les concernant", mais ces résultats surprenants sont probablement dus au nombre très limité d'observations portant sur les oléagineux.

réactivité par rapport aux aides est toujours plus faible que la réactivité correspondante aux prix, ce qui peut s'expliquer par le fait que la production est surtout influencée indirectement par les aides à travers les décisions d'allocation des surfaces. Enfin, la plupart des élasticités croisées concernant les aides compensatoires sont négatives et significatives, ce qui démontre l'existence d'effets de substitution importants.

**Tableau 1. Estimations des coefficients d'aversion relative pour le risque\***

|  |                  |
|--|------------------|
| <i>Petites exploitations (&lt;20 ha)</i> | 3.292<br>(0.884) |
| <i>Moyennes exploitations (20-40 ha)</i> | 0.716<br>(0.197) |
| <i>Grandes exploitations (&gt;40 ha)</i> | 0.059<br>(0.434) |

\*Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types asymptotiques

L'analyse des élasticités des allocations de surfaces fournit des résultats similaires. Dans les trois échantillons, celles-ci sont extrêmement sensibles aux prix des cultures correspondantes et sont influencées de manière positive par les aides à l'hectare. Il est intéressant de noter que les élasticités des allocations de surfaces par rapport aux aides compensatoires sont en règle générale plus faibles que les élasticités correspondantes de l'offre, ce qui implique que les aides créent certaines incitations à accroître les rendements. Ce résultat est en contradiction avec ceux obtenus par Moro et Sckokai (1999), qui font apparaître un comportement inverse si l'on retient une hypothèse d'indifférence vis-à-vis du risque. Il est aussi possible d'interpréter ces résultats comme suit : lorsque nous prenons en compte les effets de risque, l'augmentation d'un élément typiquement non risqué de la fonction objective du producteur (l'aide à l'hectare) peut inciter les agriculteurs à adopter certaines techniques intensives plus onéreuses.

Les tableaux A4-A6 indiquent les élasticités par rapport aux variables explicatives liées aux risques : variances et covariances des prix anticipés des produits<sup>14</sup>, et richesse initiale. Dans ce cas, la proportion des élasticités significatives est plus élevée pour les exploitations de taille moyenne (55 % environ) et plus faible pour les petites et grandes exploitations (45 % environ). Ces résultats montrent cependant que ces variables sont importantes pour expliquer les choix des agriculteurs.

Il serait logique que la réaction de la production à la richesse soit toujours positive, puisque les préférences des agriculteurs vis-à-vis du risque sont de type DARA. Ces élasticités sont généralement plus élevées pour les exploitations moyennes et grandes que pour les petites exploitations. Il semblerait donc que, pour expliquer les effets de richesse, ce qui importe avant tout est la variation absolue de la richesse, qui, pour une même variation en pourcentage, est nettement plus élevée pour les moyennes et grandes exploitations. Néanmoins, ces élasticités sont toujours faibles et, par voie de conséquence, comme on le verra au paragraphe suivant, l'impact de l'effet de richesse d'un changement de politique apparaît minime, étant donné que la variation des revenus est normalement négligeable par rapport à la richesse des agriculteurs.

14. Les élasticités par rapport à la variance et la covariance des prix représentent la variation en pourcentage de la variable dépendante (production, intrants, allocations des surfaces) pour une variation de 1 % des variances ou covariances des prix des produits. Ainsi, par exemple, on s'attend à ce que, en présence d'une aversion pour le risque, une augmentation de 1 % de la variance du prix de la production directement concernée (ce qui signifie une volatilité des prix plus grande) entraîne une diminution de cette production.

Les signes des élasticités par rapport à la variance et la covariance sont généralement en cohérence avec les anticipations, puisque, par exemple, la plupart des élasticités des produits et des allocations de surfaces par rapport à la variance des prix ou aides les concernant directement sont négatives et que la plupart des élasticités par rapport à leurs covariances sont très faibles. Toutefois, dans le cadre de productions multiples, l'objectif est d'apprécier l'impact de la volatilité des prix sur la production comme l'impact de l'ensemble de la matrice des variances-covariances. Comme on le verra, cet impact global peut être véritablement très important.

#### 4.2. *Effets de risque et ratios de production*

Les principaux résultats de cette étude sont présentés dans le tableau 2, qui donne les valeurs obtenues pour les trois échantillons dans le cas d'une simulation de baisse de 5 % des prix d'intervention pour les céréales (maïs, blé dur et autres céréales), partiellement compensée par un relèvement des aides à l'hectare<sup>15</sup>. Les effets de prix relatifs et d'aide sont présentés séparément, en distinguant les composantes effet de prix/aide direct et effet de prix/aide croisé.

Dans tous les échantillons, l'impact de la modification de politique simulée conduit à une légère baisse des revenus moyens, étant donné que le relèvement des aides à l'hectare ne compense pas la baisse des prix anticipés. On observe également une faible augmentation de la variabilité de la richesse, puisque l'effet de réduction du risque des aides à l'hectare, qui n'ont pas un caractère aléatoire, est compensé par la hausse de la volatilité des prix. En fait, toutes les variances et covariances des prix anticipés augmentent du fait de la réduction des prix minimums, élément important des choix de production.

Dans les trois échantillons, le changement de politique entraîne une diminution importante de la production de maïs qui, pour les petites et moyennes exploitations, résulte essentiellement de l'effet d'assurance (l'accroissement de la variabilité des prix entraîne une baisse de la production), tandis que pour les grandes exploitations, l'effet de prix relatifs joue également un rôle non négligeable. Les effets de prix et d'aide directs ont le comportement attendu : le premier est négatif, alors que le second est positif et plus faible que le premier, puisque l'offre est généralement moins sensible aux aides qu'aux prix. Ce qui les différencie aussi est le signe et l'ampleur des effets croisés. L'effet de prix croisé est négatif pour les petites exploitations, ce qui renforce l'effet de prix direct, tandis qu'il est positif pour les moyennes et grandes exploitations, même si, compte tenu de sa faible ampleur, il ne modifie pas le signe de l'effet de prix total. L'effet croisé des aides montre le même comportement qualitatif, dans la mesure où, pour les petites exploitations, il renforce l'effet positif direct des aides, tandis que pour les moyennes et grandes exploitations, il est de signe opposé ; toutefois, dans ce cas, l'ampleur de l'effet croisé des aides est relativement plus importante, de sorte que le signe de l'effet total des aides est inversé. L'effet de richesse est négatif, ce qui est normal dans le cas d'une diminution de la richesse finale dans une hypothèse DARA, mais également très faible (l'ordre de grandeur est  $10^{-4}$ ), la hausse moyenne des revenus n'ayant qu'une influence marginale sur le niveau de la richesse totale.

---

15. On aurait pu réaliser également des simulations pour des années différentes et, naturellement, les résultats auraient été sensibles à la situation du marché, en particulier à la position relative des prix moyens de marché par rapport aux prix d'intervention, qui modifient manifestement l'effet d'un changement de politique sur la distribution des prix anticipés. Cependant, le fait que nos échantillons d'exploitations constituent un panel non équilibré rend très difficile la comparabilité entre années différentes, puisque les moyennes calculées (tableau 2) sont fortement dépendantes des différences de composition de l'échantillon. Aussi avons-nous choisi d'examiner les résultats pour 1999 car, ayant calculé les prix anticipés des productions et la matrice correspondante de leurs variances-covariances attendues à l'aide de la méthode illustrée dans les équations (10)-(12), l'utilisation des observations de la dernière année de l'échantillon garantit de plus longues séries de prix et permet d'affiner davantage les anticipations des agriculteurs.

Tableau 2. Impact des simulations\* sur les productions des exploitations en 1999  
(moyennes des échantillons correspondants)

|  | Projection de référence | Effet total | Effet de prix relatifs |             |         | Effet d'aide relative |              |        | Effet d'assurance | Effet de richesse |
|--|-------------------------|-------------|------------------------|-------------|---------|-----------------------|--------------|--------|-------------------|-------------------|
|  |                         |             | Prix direct            | Prix croisé | Total   | Aide direct           | Aides croisé | Total  |                   |                   |
| <b>Petites exploitations (&lt;20 ha)</b> |                         |             |                        |             |         |                       |              |        |                   |                   |
| Mais (t)                                 | 25.484                  | -3.057      | -0.078                 | -0.027      | -0.105  | 0.011                 | 0.019        | 0.030  | -2.981            | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -12.00%     | -0.31%                 | -0.11%      | -0.41%  | 0.04%                 | 0.07%        | 0.12%  | -11.70%           | 0.00%             |
| Blé dur (t)                              | 6.281                   | -0.018      | -0.020                 | -0.050      | -0.070  | 0.015                 | 0.007        | 0.023  | 0.029             | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -0.29%      | -0.32%                 | -0.79%      | -1.11%  | 0.24%                 | 0.12%        | 0.36%  | 0.46%             | 0.00%             |
| Autres céréales (t)                      | 7.071                   | 0.189       | 0.000                  | 0.007       | 0.007   | 0.000                 | -0.002       | -0.002 | 0.184             | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | 2.67%       | 0.00%                  | 0.10%       | 0.10%   | 0.00%                 | -0.03%       | -0.03% | 2.60%             | 0.00%             |
| Oléagineux (€ constants)                 | 1637.633                | 72.529      | 0.000                  | 27.214      | 27.214  | 0.000                 | -8.052       | -8.052 | 53.379            | -0.010            |
| Variation en %                           |                         | 4.43%       | 0.00%                  | 1.66%       | 1.66%   | 0.00%                 | -0.49%       | -0.49% | 3.26%             | 0.00%             |
| <b>Moyennes exploitations (20-40 ha)</b> |                         |             |                        |             |         |                       |              |        |                   |                   |
| Mais (t)                                 | 73.012                  | -1.147      | -0.038                 | 0.028       | -0.010  | 0.011                 | -0.030       | -0.019 | -1.118            | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -1.57%      | -0.05%                 | 0.04%       | -0.01%  | 0.01%                 | -0.04%       | -0.03% | -1.53%            | 0.00%             |
| Blé dur (t)                              | 15.390                  | 0.496       | -0.069                 | 0.079       | 0.010   | 0.077                 | -0.031       | 0.046  | 0.440             | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | 3.22%       | -0.45%                 | 0.51%       | 0.06%   | 0.50%                 | -0.20%       | 0.30%  | 2.86%             | 0.00%             |
| Autres céréales (t)                      | 15.791                  | -0.108      | -0.007                 | 0.001       | -0.007  | 0.005                 | -0.024       | -0.018 | -0.083            | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -0.68%      | -0.05%                 | 0.01%       | -0.04%  | 0.03%                 | -0.15%       | -0.12% | -0.53%            | 0.00%             |
| Oléagineux (€ constants)                 | 1918.762                | -68.375     | 0.000                  | -1.597      | -1.597  | 0.000                 | -3.913       | -3.913 | -62.864           | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -3.56%      | 0.00%                  | -0.08%      | -0.08%  | 0.00%                 | -0.20%       | -0.20% | -3.28%            | 0.00%             |
| <b>Grandes exploitations (&gt;40 ha)</b> |                         |             |                        |             |         |                       |              |        |                   |                   |
| Mais (t)                                 | 136.873                 | -1.943      | -1.067                 | 0.184       | -0.882  | 0.166                 | -0.251       | -0.085 | -0.976            | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -1.42%      | -0.78%                 | 0.13%       | -0.64%  | 0.12%                 | -0.18%       | -0.06% | -0.71%            | 0.00%             |
| Blé dur (t)                              | 59.053                  | 1.565       | -0.192                 | 0.797       | 0.605   | 0.225                 | -0.133       | 0.093  | 0.867             | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | 2.65%       | -0.32%                 | 1.35%       | 1.02%   | 0.38%                 | -0.22%       | 0.16%  | 1.47%             | 0.00%             |
| Autres céréales (t)                      | 38.959                  | -1.457      | -0.013                 | -0.135      | -0.148  | 0.004                 | -0.022       | -0.018 | -1.291            | 0.000             |
| Variation en %                           |                         | -3.74%      | -0.03%                 | -0.35%      | -0.38%  | 0.01%                 | -0.06%       | -0.05% | -3.31%            | 0.00%             |
| Oléagineux (€ constants)                 | 5251.760                | 13.657      | 0.000                  | -21.736     | -21.736 | 0.000                 | -2.460       | -2.460 | 37.854            | -0.001            |
| Variation en %                           |                         | 0.26%       | 0.00%                  | -0.41%      | -0.41%  | 0.00%                 | -0.05%       | -0.05% | 0.72%             | 0.00%             |

\* Nous supposons une baisse des prix d'intervention des céréales partiellement compensée par un relèvement des aides à l'hectare pour les céréales.

Pour les exploitations moyennes et grandes, la majeure partie des résultats qualitatifs sont similaires à ceux obtenus pour les "autres céréales". L'ampleur de l'effet négatif total est là encore déterminée par l'effet d'assurance, qui est toutefois plus faible que dans le cas du maïs. Les effets de prix et d'aide directs ont le comportement attendu, mais les effets d'aide croisés sont plus élevés, d'où une inversion du signe de l'effet d'aide total ; l'effet de richesse est là aussi négatif et très faible. Comme les deux types de culture subissent les mêmes variations proportionnelles des deux instruments d'action (prix d'intervention et aides), cette différence de comportement s'explique par la différence de sensibilité des deux équations d'offre à l'ensemble des variables exogènes, ainsi que par la substitution production/allocation des surfaces engendrée par les effets croisés.

S'agissant du blé dur, les résultats obtenus pour les moyennes et grandes exploitations ont un profil identique à la fois pour les effets de prix/aide et pour l'effet de richesse : la seule différence consiste en ce que les effets croisés sont plus élevés dans le cas de la réaction aux prix, tandis qu'ils sont plus faibles dans le cas de la réaction aux aides, d'où un signe opposé pour le premier, mais pas pour le second. Néanmoins, la différence la plus importante concerne l'effet d'assurance, dont le signe est positif indépendamment de l'élévation de la variabilité des prix. Ce résultat semble relativement contraire à ce que l'on pouvait attendre, mais lors de l'interprétation de ces résultats, il faut garder à l'esprit le fait que les effets croisés peuvent être importants non pas simplement pour les prix/aides relatifs, mais également pour la variabilité des prix relatifs. C'est la raison pour laquelle, afin de réduire les risques associés à un accroissement de la variabilité des prix, les agriculteurs peuvent avoir tendance à accroître les superficies plantées en une culture donnée, en fonction du signe des covariances des prix et de l'ampleur des élasticités correspondantes.

Pour ces deux derniers types de cultures (autres céréales et blé dur), les petites exploitations présentent un comportement opposé à celui des moyennes et grandes exploitations. Cependant, ces résultats reposent sur quelques paramètres qui ne sont pas statistiquement significatifs et, pour cette raison, il convient de les interpréter avec prudence. Les résultats obtenus pour les oléagineux sont imputables aux effets croisés uniquement, et par conséquent, le signe des effets de prix relatifs et d'aides relatives est inverse de celui des autres cultures. Là encore, le signe et l'ampleur des effets totaux sont déterminés par l'effet d'assurance, qui est positif pour les petites et grandes exploitations, et négatif pour les exploitations de taille moyenne. Ces différences s'expliquent uniquement par l'impact de l'accroissement de la variabilité du prix des céréales sur les covariances, puisque la variabilité du prix des oléagineux demeure constante dans cette expérience.

De façon générale, nous pouvons affirmer avec certitude que l'ampleur de tous les effets tend à décroître avec l'accroissement de la taille des exploitations, même s'il existe d'importantes exceptions puisque, par exemple, les grandes exploitations ont tendance à présenter des effets de prix relatifs plus élevés. Toutefois, l'élément le plus intéressant de l'ensemble de l'analyse est que, lorsqu'un changement de politique abaisse les prix minimums garantis et accroît les aides directes, l'ampleur et la direction de l'effet total sur l'offre sont essentiellement déterminées par l'effet d'assurance.

Le tableau 3 présente les ratios de production moyens calculés pour toutes les cultures arables dans les trois échantillons, l'hypothèse retenue étant une augmentation équivalente du soutien octroyé sous la forme d'un relèvement des prix ou sous la forme d'une aide à l'hectare. Dans la mesure où l'offre de produits végétaux est normalement plus sensible aux prix qu'aux aides, on s'attend à ce que les ratios moyens soient inférieurs à 1, étant donné que dans l'hypothèse DARA, l'impact d'une hausse des prix garantis est également renforcé par la diminution de la variabilité des prix anticipés. Ces anticipations sont confirmées dans 9 cas sur 12, mais dans les trois autres cas, nous obtenons des ratios moyens supérieurs à un. La raison de ces résultats en apparence contraires à ce qu'on pouvait attendre est que, dans certains cas, le choc appliqué entraîne un accroissement en pourcentage très important des aides, qui a sur la production un effet plus fort que la hausse de prix correspondante. Ces ratios ont par ailleurs ceci de remarquable qu'ils

ont des écarts-types élevés rendant clairement compte de la forte viabilité des rendements qui caractérise les trois échantillons. En fait, l'hypothèse de l'accroissement équivalent du soutien tend à induire une augmentation très importante en pourcentage des aides aux producteurs aux rendements performants, et un fort impact associé des aides sur la production, alors que le résultat est inverse pour les producteurs aux rendements peu élevés.

**Tableau 3. Ratios de production moyens calculés dans l'hypothèse DARA<sup>a</sup>**

|   | Maïs <sup>b</sup> | Blé dur <sup>b</sup> | Autres céréales <sup>b</sup> | Oléagineux <sup>b</sup> |
|---|-------------------|----------------------|------------------------------|-------------------------|
| <i>Petites exploitations (&lt;=20 ha)</i> | 0.832<br>(1.596)  | 0.569<br>(1.770)     | 0.454<br>(1.114)             | 0.573<br>(1.172)        |
| <i>Moyennes exploitations (20-40 ha)</i>  | 1.638<br>(1.967)  | 1.144<br>(1.969)     | 0.828<br>(1.323)             | 0.636<br>(1.665)        |
| <i>Grandes exploitations (&gt;40 ha)</i>  | 1.017<br>(0.797)  | 0.874<br>(1.926)     | 0.960<br>(2.190)             | 0.952<br>(1.834)        |

a) Nous calculons le ratio entre les impacts sur la production d'un montant identique de soutien octroyé sous la forme d'aides à l'hectare ou d'une augmentation de 1 % du soutien des prix.

b) Les valeurs mentionnées entre parenthèses correspondent aux écarts-types.

## 5. Conclusions

Ce document présentait une évaluation de l'ampleur absolue et relative des effets liés au risque d'une modification de la politique agricole, en se fondant plus précisément sur le régime de la PAC applicable aux cultures arables. Ce travail repose sur le cadre théorique élaboré par Hennessy (1998), qui a défini trois effets distincts susceptibles de se produire en cas de maximisation de l'utilité espérée dans l'hypothèse où les agriculteurs ont une aversion pour le risque : l'effet de prix relatifs, l'effet de richesse et l'effet d'assurance.

Pour ce faire, le modèle développé par Moro et Sckokai (1999) a été étendu de manière à prendre en compte l'incertitude sur les prix auxquels sont confrontés les producteurs de cultures arables de l'UE, en adaptant le double cadre empirique proposé par Coyle (1992 et 1999) à leur structure particulière de prise de décision. Un système quadratique normalisé d'équations de l'offre de produits, de la demande d'intrants et de l'allocation des surfaces a été estimé sur trois échantillons d'exploitations italiennes spécialisées dans les cultures arables, en fonction de la taille de l'exploitation. Une fois calculées les élasticités par rapport à toutes les variables exogènes (prix anticipés, paiements compensatoires, richesse initiale, éléments attendus de la matrice des variances-covariances des prix des productions, intrants fixes), l'impact d'un choc de type Agenda 2000 a été étudié en simulant une diminution des prix d'intervention des céréales et une augmentation des aides à la surface pour ces cultures.

Ayant rejeté l'hypothèse nulle d'un comportement indifférent au risque, on a estimé directement, pour les trois échantillons, le coefficient d'aversion relative pour le risque constante (CRRA). Les résultats obtenus montrent que les agriculteurs sont risquophobes et que le degré d'aversion relative pour le risque tend à décroître avec l'augmentation de la taille de l'exploitation, ce qui confirme certaines de nos anticipations *a priori*.

Les estimations des élasticités par rapport aux prix/aides tendent à confirmer la plupart des résultats obtenus par Moro et Sckokai (1999) dans l'hypothèse d'une indifférence vis-à-vis du risque, la principale conséquence étant la nature "partiellement découplée" des aides PAC aux cultures arables, dont l'effet sur l'offre tient essentiellement aux mécanismes d'allocation des surfaces.

En ce qui concerne les effets liés au risque, les résultats semblent confirmer les travaux publiés dans la littérature. Tout comme dans Hennessy (1998) et Mullen *et al.* (2001), les estimations obtenues ici confirment que, sous hypothèse DARA, l'ampleur et la direction de l'effet total d'un changement de l'action publique dans le sens d'une diminution des prix minimums garantis et d'une augmentation des aides directes, avec pour conséquence des effets de prix relatifs et d'aides relatives tendant à se compenser les uns les autres, sont principalement déterminées par l'effet d'assurance. Dans la mesure où ces résultats sont obtenus dans le cadre d'une représentation plus souple des technologies agricoles, les paramètres sont estimés sur un grand nombre d'observations individuelles et leur signification statistique est tout à fait satisfaisante ; ce résultat général semble très robuste.

Il en ressort donc que, pour une politique partiellement découplée comme dans le cas du régime de la PAC appliqué aux cultures arables, il ne suffit pas d'en étudier les effets en cas de neutralité face au risque. L'impact des effets liés au risque peut être important, en particulier ce qui concerne l'effet d'assurance. Par ailleurs, l'ampleur de l'effet de richesse, comme on pouvait s'y attendre, est toujours très faible.

L'autre résultat important de cette étude a trait à l'impact des effets croisés entre cultures. Il apparaît en effet que ces effets croisés peuvent être marqués non seulement pour les prix/aides relatifs, mais également pour les variances/covariances relatives attendues des productions. Par exemple, tandis que toutes les céréales prises en compte dans l'échantillon subissent la même réduction proportionnelle de leur prix d'intervention et le même accroissement des aides à l'hectare auxquelles elles ouvrent droit, la hausse de la variabilité des prix réduit la production de maïs et des "autres céréales", mais accroît la production de blé dur, puisque, compte tenu du profil d'évolution de la matrice de variance-covariance, cette culture présente davantage d'attrait pour les agricultures risquophobes.

Enfin, nous avons calculé les ratios totaux de production, afin de mesurer le degré de "couplage" des aides PAC octroyées aux cultures arables sous une hypothèse de préférences DARA vis-à-vis du risque (OCDE, 2002). Dans la quasi-totalité des cas, nous obtenons des ratios inférieurs à 1 et, dans tous les cas, une très forte variabilité entre les exploitations. Ce résultat tient au fait que le même montant de soutien octroyé sous deux formes d'ESP différentes (soutien des prix ou aides à l'hectare) peuvent, dans certains cas, entraîner de très importantes augmentations en pourcentage des aides, en particulier pour les producteurs ayant des rendements élevés. Ainsi, même si, en général, nous pouvons manifestement conclure que les aides à l'hectare de la PAC sont moins couplées que le soutien des prix du marché, il ne faut pas oublier qu'en ayant recours à ce type d'indicateur au niveau individuel, il peut exister des écarts très importants par rapport à ce que nous supposons être le comportement moyen d'un instrument de politique donné.

### Encadré 1. Résumé des principaux résultats et conséquences

**Variabilité des préférences vis-à-vis du risque :** Les estimations du coefficient d'aversion pour le risque présentées dans le tableau 1 montrent que les agriculteurs sont risquophobes et que le degré d'aversion relative pour le risque tend à décroître avec l'accroissement de la taille des exploitations. Ces résultats confirment nos anticipations, puisqu'il apparaît raisonnable que, en moyenne, les agriculteurs plus aisés (grandes exploitations) sont davantage disposés à prendre des risques. Par ailleurs, pour un niveau donné de richesse individuelle, les grandes exploitations ont tendance à avoir une structure de coût plus favorable, ce qui, en moyenne, les rend plus ouverts à la prise de risque.

**Impact des aides PAC à l'hectare sur la production :** Les résultats de la présente étude confirment l'interprétation la plus courante de la nature des aides prévues par la PAC pour des cultures arables. Dans la littérature, ces aides sont souvent considérées comme des instruments "partiellement découplés", car même si la production courante ne joue aucun rôle dans la détermination de leur niveau, le fait qu'elles soient spécifiques à une culture et octroyées uniquement pour certaines productions agricoles, influe sur les décisions d'assolement des agriculteurs. Cette influence consiste généralement à favoriser une allocation des surfaces aux cultures qui garantissent des aides à l'hectare plus élevées. Les résultats présentés dans les tableaux A1-A3 confirment cette thèse, puisque l'on a obtenu des élasticité significativement positives par rapport aux aides à la fois pour l'offre de produits végétaux et pour les allocations de surfaces. Ils étayaient l'hypothèse selon laquelle les aides à l'hectare exercent de facto une influence sur l'offre par le biais du mécanisme d'allocation des surfaces.

**Impact sur la production de l'ensemble du régime applicable aux cultures arables :** Les matrices des élasticité figurant dans les tableaux A1-A3 et A4-A6, qui sont estimées sur la période d'application de la réforme MacSharry (1993-99), permettent de se faire une idée globale de l'impact des mesures adoptées en 1992. Comme mentionné plus haut, l'un des principaux résultats est l'impact positif sur la production des aides à l'hectare, qui a pour conséquence d'influer sur l'offre par le biais du mécanisme d'allocation des surfaces. Bien que ce résultat puisse être obtenu même dans le cadre d'une indifférence vis-à-vis du risque, le point fort de cette étude est que l'estimation prend en compte l'impact de l'aversion des agriculteurs pour le risque. Cette caractéristique est importante pour un certain nombre de raisons :

- a) Elle permet de calculer de manière plus précise la réaction à une variation des prix de marché et/ou à une modification des aides à l'hectare. Cela tient au fait que l'analyse prend en compte les effets de risque d'une augmentation de la volatilité des prix induits par la réforme de 1992, ainsi que la diminution de la variabilité des revenus associée au versement d'aides à l'hectare.
- b) Les élasticité présentées dans les tableaux A4-A6, qui ne peuvent être calculées dans un contexte d'indifférence vis-à-vis du risque, permettent de mesurer plus particulièrement la réaction des agriculteurs aux variations de la variabilité des prix. Cette variabilité a manifestement progressé à la suite de l'application des mesures MacSharry et de l'adoption ultérieure de l'accord de l'OMC.
- c) Les élasticité relatives à la richesse initiale, qui sont indiquées dans la dernière colonne des tableaux A4-A6, permettent de mesurer la réaction des agriculteurs aux variations de leur "richesse" totale (somme des actifs agricoles et du revenu agricole annuel). Cette réaction influe sur la disposition à prendre des risques, dans la mesure où nous faisons l'hypothèse que cette disposition à prendre des risques croît avec la richesse des agriculteurs.

**Importance des effets d'assurance et de richesse :** Les résultats présentés au tableau 2 montrent comment l'impact sur l'offre d'un changement de politique ayant une influence sur le comportement des agriculteurs vis-à-vis du risque peut être ventilé en ses diverses composantes. Par exemple, si l'on considère les résultats obtenus pour le "maïs", il est manifeste que l'impact du changement des dispositions sur la production est déterminé par l'incidence sur le risque et, plus particulièrement, par "l'effet d'assurance", qui est l'impact d'un changement de politique sur la volatilité des prix. Cette observation est généralement vraie pour toutes les cultures, et le signe et l'ampleur de la variation de la production dépendent de l'effet d'assurance. A l'inverse, comme on pouvait s'y attendre, "l'effet de richesse", incitation à produire davantage du fait que l'accroissement de la richesse rend l'agriculteur plus disposé à prendre des risques, est normalement très faible. Cela tient au fait que, pour la plupart des changements de politique, l'ampleur de la variation des revenus annuels est en principe négligeable par rapport à la richesse des agriculteurs.

.../Suite

**Importance des effets croisés** : Un autre résultat important de cette étude concerne les effets croisés. Etant donné que l'estimation est réalisée dans le cadre de productions multiples, l'impact d'un changement de politique peut être évalué en tenant compte des relations croisées entre productions. Certaines de ces relations sont bien connues et peuvent être estimées même dans le cadre d'une indifférence vis-à-vis du risque. Par exemple, dans le tableau 2, les effets totaux de prix relatifs et d'aides relatives peuvent être décomposés en effets directs et en effets croisés. On voit donc que, dans certains cas, les effets croisés ont le même signe que les effets directs et tendent à les renforcer, tandis que dans d'autres cas, le signe est opposé et, si l'ampleur des effets croisés est suffisamment importante, ils peuvent inverser le signe de l'effet de prix/aide total. L'intérêt supplémentaire que présente cette étude concerne les effets croisés produits dans une situation d'aversion pour le risque. Par exemple, les résultats obtenus pour le blé dur et présentés dans le tableau 1 sont relativement contraires à ce qu'on pouvait attendre, puisque l'effet d'assurance est positif, même si les agriculteurs sont soumis à un accroissement de la variabilité des prix. Cette situation résulte essentiellement du fait que les effets croisés liés à la variabilité des prix car, dans un cadre multiproduits, les agriculteurs risquophobes ont tendance à se protéger en consacrant davantage de surfaces à la culture ayant la plus faible variabilité attendue des prix relatifs, comme c'est le cas pour le blé dur.

**Variabilité des ratios de production** : Les ratios de production calculés dans le tableau 3, bien que confirmant que les aides PAC aux cultures arables tendent à être moins "couplées" que le soutien des prix du marché dans la mesure où, dans la plupart des cas, les ratios sont inférieurs à un, présentent également une variabilité très importante. Ce résultat s'explique par le fait que l'octroi d'un même montant de soutien sous deux formes différentes (soutien des prix ou aide à l'hectare) peut induire, dans certains cas, une très forte augmentation en pourcentage des aides, en particulier dans le cas des producteurs ayant des rendements élevés, ce qui risque de les inciter très fortement à accroître leur production.

## ANNEXE 1.

## 1. Le modèle théorique

Les préférences de l'agriculteur vis-à-vis du risque peuvent être exprimées par la fonction d'utilité  $U(.)$  suivante en retenant une préférence moyenne-variance non linéaire pour le risque (qui correspond à la représentation bien connue "équivalent certain" de la fonction d'utilité) :

$$(1) U = \bar{W} - \alpha(\bar{W}, \sigma_w^2) \sigma_w^2 / 2$$

où  $\bar{W}$  est la richesse finale espérée, qui correspond à la somme de la richesse initiale non aléatoire  $W_0$  et du bénéfice aléatoire  $\pi$ ,  $\sigma_w^2$  est la variance de la richesse et  $\alpha(.)$  est le coefficient (non constant) d'aversion absolue pour le risque d'Arrow-Pratt<sup>1</sup>.

La fonction d'utilité de l'équation (1) peut avoir un grand nombre de spécifications différentes selon les variables que l'on suppose aléatoires (prix, rendements, ou les deux à la fois) et selon la structure des préférences à l'égard du risque. Ces hypothèses sont très importantes, aussi bien pour le cadre théorique du modèle que pour son estimation, dans la mesure où elles influent sur les propriétés de la fonction duale d'utilité et qu'elles peuvent nécessiter différentes restrictions paramétriques (voir, entre autres, Pope, 1988; Pope et Just, 1991; Appelbaum et Ullah, 1997; Coyle, 1999).

Pour obtenir les résultats examinés dans les sections précédentes, la présente étude se limitera à *la seule incertitude sur les prix* car il n'existe aucune relation entre le cadre d'action et la variabilité des rendements, et aux préférences de type *aversion relative pour le risque constante (CRRA)*, qui représentent un type particulier de préférences DARA. L'hypothèse CRRA nous permet de modéliser  $\alpha(.)$  simplement sous la forme :

$$(2) \alpha = \alpha_R / \bar{W}$$

où  $\alpha_R$  est le coefficient d'aversion relative pour le risque constante ; la spécification notée dans l'équation (2) montre clairement que le degré d'aversion pour le risque décroît lorsque la richesse augmente.

Si l'on retient l'ensemble d'hypothèses décrit ci-dessus concernant les préférences vis-à-vis du risque de tout agriculteur répondant au critère "producteur professionnel"<sup>2</sup> du régime de la PAC applicable aux cultures arables, la fonction duale d'utilité espérée peut être spécifiée comme suit :

- 
1. Le coefficient d'aversion *absolue* pour le risque d'Arrow-Pratt est défini comme le rapport négatif entre la deuxième et la première dérivée de l'utilité espérée et la richesse ; le coefficient d'aversion *relative* pour le risque correspond quant à lui à l'élasticité négative de l'utilité marginale par rapport à la richesse. Si les agents sont risquophobes, les deux coefficients sont positifs.
  2. La fonction d'utilité espérée des agriculteurs relevant du régime "petit producteur" serait plus simple, puisque les aides à l'hectare ne dépendent pas dans ce cas du type de culture.

$$(3) \quad U(p^e, w, V_p, z, s, r, W_0) \equiv \max_{y, x, s_1, \dots, s_n} \left\{ \begin{array}{l} W_0 + p^e y - wx + \sum_{i=1}^{n_p} r_i s_i - \frac{\alpha_R}{2 \left( W_0 + p^e y - wx + \sum_{i=1}^{n_p} r_i s_i \right)} y' V_p y \\ \left| \sum_{k=1}^n s_k = s \quad (y, x, z, s) \in T \right. \end{array} \right\}$$

où  $W_0$  est la richesse initiale,  $y$  le vecteur  $n$ -dimensionnel des productions agricoles et  $p^e$  le vecteur correspondant du prix anticipé des productions,  $x$  le vecteur  $m$ -dimensionnel des intrants variables et  $w$  le vecteur correspondant des prix (non aléatoires),  $s_k$ 's les allocations de surfaces aux  $n$  cultures,  $s$  représentant la superficie agricole totale,  $r_i = b_i + dc / (1 - c)$  l'aide effective à l'hectare pour chacune des  $n_p < n$  cultures visées par le régime, dont une partie correspond à la compensation pour le gel obligatoire,  $b_i$  l'aide de base,  $d$  l'aide au titre du gel et  $c$  le taux de gel obligatoire fixé,  $V_p$  la matrice de variance-covariance des prix anticipés des productions,  $z$  le vecteur des intrants quasi-fixes à court terme et  $T(\cdot)$  la technologie multi-produits appliquée à court terme.

Si l'on étend la proposition 2 de Coyle (1999) à la structure particulière de prise de décision dans le cadre du régime de la PAC représentée par l'équation (3), la fonction d'utilité espérée décrite ci-dessus présente les propriétés suivantes :<sup>3</sup>

(a) dans l'hypothèse CRRA, la propriété d'homogénéité suivante est vérifiée :

$$(4) \quad U(\lambda W_0, \lambda p^e, \lambda w, \lambda r, \lambda^2 V_p, s, z, c) = \lambda U(W_0, p^e, w, r, V_p, s, z, c) \quad \lambda > 0$$

(b) en supposant  $U(\cdot)$  différentiable, les propriétés suivantes des dérivées sont vérifiées<sup>4</sup> :

$$(5) \quad \begin{aligned} y_i(p^e, w, V_p, r, z, s, c, W_0) &= (\partial U(\cdot) / \partial p_i^e) / (\partial U(\cdot) / \partial W_0) \quad i = 1, \dots, n \\ x_j(p^e, w, V_p, r, z, s, c, W_0) &= -(\partial U(\cdot) / \partial w_j) / (\partial U(\cdot) / \partial W_0) \quad j = 1, \dots, m \\ s_i(p^e, w, V_p, r, z, s, c, W_0) &= (\partial U(\cdot) / \partial r_i) / (\partial U(\cdot) / \partial W_0) \quad i = 1, \dots, n_p \end{aligned}$$

et

$$(6) \quad \partial U(\cdot) / \partial W_0 = 1 + \frac{\alpha_R}{2(W)^2} y' V_p y$$

(c) dans l'hypothèse DARA,  $U(\cdot)$  est quasiconvexe dans  $(p^e, w, r, W_0)$ ;

3. Il est relativement simple de démontrer ces propriétés (s'adresser à l'auteur).

4. Il convient de préciser qu'en raison de ces propriétés des dérivées, le modèle ne permet pas de spécifier les fonctions d'allocation des surfaces pour les cultures non visées par le régime, excepté dans le cas où une seule production est exclue, auquel cas l'allocation des surfaces est définie par la contrainte sur la superficie totale.

- (d) si  $U(.)$  est faiblement séparable dans le vecteur  $g=(p^e, w, r)$ , les propriétés classiques de symétrie et de réciprocité sont vérifiées :

(7)

$$\partial^2 U(p^e, w, V_p, r, z, s, c, W_0) / \partial g_i \partial g_j \equiv \partial^2 U(p^e, w, V_p, r, z, s, c, W_0) / \partial g_j \partial g_i \quad i, j = 1, \dots, n+m+n_p$$

## 2. La spécification économétrique

Les propriétés de la fonction d'utilité décrite dans la section précédente permettent de spécifier sous forme paramétrique les fonctions d'offre de produits, de demande d'intrants et d'allocation des surfaces pour les cultures visées par le nouveau régime de la PAC. Il suffit pour cela de sélectionner une des formes de fonction flexibles proposées dans la littérature pour approcher la fonction duale d'utilité notée dans l'équation (3).

Nous avons opté pour la fonction quadratique normalisée, initialement proposée par Lau (1974) et largement appliquée pour estimer la fonction des bénéficiaires agricoles. Il n'est pas inutile de rappeler qu'entre autres propriétés, cette forme de fonction a un hessien de constantes tel que les propriétés de courbure sont globalement vérifiées. Elle autorise en outre des bénéficiaires négatifs, possibilité qui ne peut être exploitée avec des formes imposant des transformations logarithmiques.

Si l'on choisit  $w_m$  comme unité de compte, la fonction duale d'utilité quadratique normalisée prend la forme générale suivante :

$$(8) \quad \bar{U} = a_0 + a' \bar{q} + \bar{q}' A \bar{q}$$

où  $\bar{U} = U / w_m$  ,  $\bar{q} = (p^e / w_m, w / w_m, V_p / w_m^2, r / w_m, z, s, c, W_0 / w_m)$  et où les paramètres à estimer sont le scalaire  $a_0$ , le vecteur  $a$  et la matrice  $A$ .

Si l'on applique la propriété des dérivées rappelée dans l'équation (5), les équations de l'offre de produits, de la demande d'intrants et de l'allocation des surfaces peuvent s'écrire :

$$(9) \quad \begin{aligned} y_i &= \left( \beta_i + \sum_j \beta_{ij} \bar{q}_j \right) / \left( \alpha_k + \sum_j \alpha_{kj} \bar{q}_j \right) \quad i = 1, \dots, n \\ x_h &= - \left( \gamma_h + \sum_j \gamma_{hj} \bar{q}_j \right) / \left( \alpha_k + \sum_j \alpha_{kj} \bar{q}_j \right) \quad h = 1, \dots, m \\ s_i &= \left( \delta_i + \sum_j \delta_{ij} \bar{q}_j \right) / \left( \alpha_k + \sum_j \alpha_{kj} \bar{q}_j \right) \quad i = 1, \dots, n_p \end{aligned}$$

où  $\alpha$ 's,  $\beta$ 's,  $\gamma$ 's et  $\delta$ 's sont les éléments appropriés du vecteur  $a$  et de la matrice  $A$  ci-dessus<sup>5</sup>.

5. Il est à noter qu'une certaine normalisation est indispensable pour pouvoir résoudre le système d'équations (9). Le moyen le plus simple d'y procéder est de poser  $\alpha_k=1$ .

La spécification du vecteur  $\bar{q}$  permet de conserver la propriété d'homogénéité telle qu'elle est définie dans l'équation (4), alors que la symétrie et la réciprocité  $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ ,  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ ,  $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ,  $\delta_{ij} = \delta_{ji}$  ne peuvent être imposées que si l'on conserve l'hypothèse d'une faible séparativité de  $U(\cdot)$  dans le vecteur  $g=(p^e, w, r)$ .

### 3. Techniques d'estimation

Compte tenu de la nature des données disponibles, trois problèmes importants doivent être traités avant de pouvoir effectuer une quelconque estimation. Il s'agit de :

- a) L'évaluation des prix anticipés des productions et de la matrice des variances-covariances attendues, dans laquelle la présence de prix minimums garantis joue manifestement un rôle clé.
- b) La présence de solutions d'angle pour certaines productions, puisqu'un grand nombre des exploitations prises en compte dans l'échantillon ne produisent pas certaines des cultures retenues dans notre modèle.
- c) Le fait que le panel couvert par notre base de données est incomplet.

Pour résoudre le premier problème, il a fallu faire une hypothèse sur la formation des anticipations de prix. Dans la littérature, les hypothèses les plus fréquentes sont soit l'hypothèse d'anticipation adaptative (Chavas et Holt, 1990; Pope et Just, 1991), soit l'hypothèse d'anticipation rationnelle (Oude Lansink, 1999). Nous avons retenu l'hypothèse de Chavas et Holt (1990), selon laquelle, pour chaque période, les agriculteurs actualisent leurs anticipations "naïves" (prix de la période précédente) en se fondant sur les différences observées jusqu'alors entre les prix effectifs et les prix anticipés "naïvement" :

$$(10) E_{t-1}(p_{it}) = p_{i,t-1} + E_{t-1}(p_{it} - p_{i,t-1})$$

où la valeur du second terme du membre de droite de l'équation est approchée par la moyenne de l'échantillon correspondant, qui est actualisée à chaque période.

Dans la mesure où le panel est incomplet, on ne peut manifestement pas utiliser les prix décalés individuels pour construire une série de prix anticipés. Aussi avons-nous calculé pour chaque culture les prix annuels moyens régionaux, qui ont à leur tour servi à modéliser le mécanisme d'anticipation des prix.

Les variances des prix anticipés des productions ont été obtenues, comme dans Chavas et Holt (1990), par la somme pondérée des carrés des écarts des prix antérieurs par rapport à leurs valeurs anticipées :

$$(11) Var(p_{it}) = \sum_{j=1}^3 \omega_j [p_{i,t-j} - E_{t-j-1}(p_{i,t-j})]^2$$

où les pondérations  $\omega_j$  sont de 0.50, 0.33 et 0.17. Les covariances ont été obtenues de manière analogue :

$$(12) Cov(p_{it}, p_{jt}) = \sum_{j=1}^3 \omega_j [p_{i,t-j} - E_{t-j-1}(p_{i,t-j})][p_{j,t-j} - E_{t-j-1}(p_{j,t-j})]$$

Il faut toutefois prendre en considération le fait que les prix anticipés des céréales et les éléments correspondants attendus de la matrice des variances-covariances sont influencés par la présence du prix d'intervention des céréales, qui tronque la distribution des prix au niveau des prix minimums. Cette troncature aura tendance à augmenter le prix moyen anticipé et de réduire sa variabilité anticipée. Comme

L'on suppose une distribution normale multidimensionnelle des prix anticipés des productions, les variances et covariances ont été corrigées selon la procédure décrite dans Chavas et Holt (1990), afin de pouvoir tenir compte de la troncature des prix anticipés.

En ce qui concerne le deuxième problème, les solutions d'angle proviennent du fait que le choix de produire ou non une culture donnée ne dépend pas seulement des prix relatifs anticipés et de leur variabilité ou des des aides relatives à l'hectare, mais plutôt d'autres caractéristiques structurelles de l'exploitation, telles que les conditions environnementales, les rotations, l'expérience de l'agriculteur, les traditions, la dotation en capital, etc. Or il est difficile d'intégrer ces variables au modèle simple utilisé dans cette étude. Dans le cas de notre analyse, ce problème est très important car la fraction des exploitations ne produisant pas les cinq cultures retenues oscille entre 40 et 65% pour les petites et moyennes exploitations, et entre 40 et 55% pour les grandes exploitations. Pour traiter le problème des solutions d'angle, nous avons appliqué la procédure d'estimation en deux étapes proposée récemment par Shonkwiler et Yen (1999) dans le cadre d'une analyse du système de demande. Ainsi, pour chaque échantillon, nous avons estimé à la première étape cinq modèles de probits (un pour chaque équation des productions) du type :

$$(13) Pr_{it} = h_{it}\eta_i + v_{it} \quad i = 1, \dots, n$$

où  $Pr_{it}$  est la probabilité de produire la culture  $i$  et  $h_{it}$  est un ensemble de variables expliquant ce choix. A la seconde étape, les systèmes d'équations notés dans (9) intègrent les résultats des modèles de probits comme suit :

$$(14) k_{it} = \Phi(h_{it}\eta_i^*)f(\bar{q}_{it}, a_i) + \rho_i\Theta(h_{it}\eta_i^*)$$

où  $k=(y,x,s)$ ,  $\eta_i^*$  sont les paramètres des probits estimés,  $\Phi(.)$  est la fonction de distribution cumulative normale standard unidimensionnelle estimée par rapport aux résultats des probits,  $\Theta(.)$  est la fonction de densité estimée correspondante, et  $\rho_i$ 's sont des paramètres supplémentaires à estimer<sup>6</sup>.

Pour les trois échantillons, on a estimé les modèles de probits décrits ci-dessus à l'aide de variables explicatives correspondant au niveau de certains intrants quasi-fixes (capital, travail familial et terre), ainsi qu'à deux ensembles de variables fictives représentant la situation géographique (nord, centre et sud) et l'altitude (montagnes, collines et plaines). Au total, on a estimé dans chaque modèle de probits 8 paramètres, dont un terme constant.

Enfin, il a fallu résoudre le problème posé par le fait que le panel des données est incomplet. Malheureusement, la non-linéarité du modèle ne permet pas d'appliquer les techniques courantes telles que celle des "effets fixes" (Davidson et MacKinnon, 1993), dans laquelle l'hétérogénéité des exploitations est prise en compte au moyen d'un point d'intersection spécifique. Pour éviter de compliquer davantage le modèle, nous n'avons pas eu recours aux techniques relatives aux données du panel. Par contre, les estimations des probits réalisées lors de la première étape, qui rendent compte de la situation géographique, de l'altitude et du patrimoine des exploitations, expliquent de manière satisfaisante de cet aspect particulier.

Les équations notées dans (9) définissent, pour cette application particulière, un système de 11 équations simultanées : une méthode d'estimation qui conviendrait est celle de l'estimateur du

---

6. En pratique, dans chacune des équation du système en deux étapes noté dans (14), chaque observation est pondérée en fonction de la probabilité estimée de chaque culture produite par une exploitation particulière, ce qui nous permet d'utiliser toutes les estimations pour estimer le système, y compris les 0 correspondant aux solutions d'angle (voir Shonkwiler et Yen, 1999, pour plus de précisions).

maximum de vraisemblance, qui garantit, sous les hypothèses habituelles, la cohérence, la normalité asymptotique et l'efficacité asymptotique (Davidson et MacKinnon, 1993). Ces équations manquent toutefois singulièrement de linéarité au regard des paramètres, et il n'a été possible dans aucun des trois échantillons d'assurer la convergence de l'estimateur. Aussi, conformément à la suggestion faite dans Coyle (1999), le dénominateur commun à toutes les équations (à savoir la forme paramétrique de l'utilité marginale de la richesse initiale) a-t-il été remplacé par la propriété des dérivées rappelée dans (6). Malheureusement, cette solution impose une importante restriction au niveau du comportement face au risque, puisqu'elle oblige à retenir un coefficient  $\alpha_R$  d'aversion relative pour le risque identique pour les trois échantillons, ce qui implique que, dans chaque échantillon, le comportement individuel vis-à-vis du risque varie uniquement en fonction de différents niveaux de richesse<sup>7</sup>.

Chacun des trois systèmes d'équations nécessite d'estimer 280 paramètres. Cependant, comme les conditions de courbure n'ont été satisfaites pour aucun des trois échantillons, les systèmes ont été réestimés à l'aide de la "décomposition de Cholesky"<sup>8</sup>, qui garantit une semi-définition positive de la sous-matrice des coefficients associée au vecteur  $(p^e, w, r, W_0)$ <sup>9</sup>. Dans ce genre d'études, il est très courant d'imposer des contraintes théoriques (voir, par exemple, Oude Lansink, 1999), en particulier lorsque les résultats des estimations servent à des simulations, car cette méthode garantit que les effets directs des prix sur l'offre et les effets directs des aides sur l'allocation des surfaces seront du signe attendu.

- 
7. Il ressort des relations notées dans (6) que, si l'on retient une hypothèse CRRA, l'utilité marginale de la richesse peut, pour chaque exploitation, être simplement calculée comme une fonction de certaines variables connues (richesse, quantités produites et prix des productions) et d'un paramètre, le coefficient  $\alpha_R$ . Ce paramètre doit être estimé en même temps que les autres paramètres du système, et si l'on ne donne pas à  $\alpha_R$  la forme d'une fonction, le coefficient sera identique pour toutes les exploitations. C'est, entre autres raisons, ce qui nous a conduit à subdiviser l'échantillon en trois, afin d'étudier les variations du coefficient  $\alpha_R$  en fonction de la taille des exploitations.
8. Pour une matrice  $A$ , une condition nécessaire et suffisante pour être semi-définie positive est qu'elle puisse être écrite sous la forme  $A=T'T$ , où  $T=[t_{ij}]$  est une matrice triangulaire supérieure. Toutefois, comme l'estimation d'un modèle à courbure imposée donne fréquemment lieu à des problèmes de convergence, on a estimé une version semi-flexible du modèle selon la technique proposée par Diewert et Wales (1988) et appliquée à l'analyse de la demande par Moschini (1998). En pratique, le modèle semi-flexible peut être obtenu en limitant le rang de la matrice  $T$   $T \in \sigma \lambda \text{ ον } \omega \nu \tau \lambda \mu \iota \tau \epsilon \rho \chi \epsilon \tau \tau \epsilon \mu \alpha \tau \rho \iota \chi \epsilon \delta \nu \nu \rho \alpha \nu \gamma K < (\rho \alpha \nu \gamma \mu \alpha \xi \iota \mu \nu \mu)$ , il suffit de poser nuls tous les éléments  $t_{ij}$  pour  $i > K$  (c'est-à-dire poser nulles toutes les lignes de  $T$  à partir de  $(K+1)$  jusqu'au (*rang maximum*)).
9. Il convient de noter que la propriété (c) mentionnée au paragraphe 5 indique que la fonction d'utilité espérée est quasiconvexe dans le vecteur  $(p^e, w, r, W_0)$ . En adoptant la "décomposition de Cholesky", nous imposons en fait la convexité, qui est une condition légèrement plus stricte.

*Annexe 2.*

**TABLEAUX**

**Tableau A1. Elasticités des prix et des aides calculées au point moyen de l'échantillon  
(petites exploitations)\***

|   | Prix              |                   |                   |                   | Aides             |                   |                   |                   |                   |                   |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|   | $p_1$             | $p_2$             | $p_3$             | $p_4$             | $w_1$             | $w_2$             | $r_1$             | $r_2$             | $r_3$             | $r_4$             |
| <i>Mais</i> ( $y_1$ )                           | 0.399<br>(0.093)  | 0.333<br>(0.046)  | -0.026<br>(0.041) | -0.578<br>(0.079) | 0.199<br>(0.026)  | 0.186<br>(0.037)  | 0.085<br>(0.022)  | 0.163<br>(0.030)  | -0.003<br>(0.011) | -0.294<br>(0.048) |
| <i>Blé dur</i> ( $y_2$ )                        | 1.153<br>(0.161)  | 0.963<br>(0.174)  | -0.075<br>(0.119) | -1.669<br>(0.164) | 0.575<br>(0.077)  | 0.539<br>(0.086)  | 0.247<br>(0.041)  | 0.471<br>(0.109)  | -0.010<br>(0.032) | -0.849<br>(0.098) |
| <i>Autres céréales</i> ( $y_3$ )                | -0.095<br>(0.148) | -0.079<br>(0.125) | 0.006<br>(0.019)  | 0.138<br>(0.210)  | -0.047<br>(0.073) | -0.044<br>(0.069) | -0.020<br>(0.032) | -0.039<br>(0.062) | 0.001<br>(0.004)  | 0.070<br>(0.106)  |
| <i>Oléagineux</i> ( $y_4$ )                     | -1.596<br>(0.218) | -1.333<br>(0.131) | 0.104<br>(0.159)  | 2.309<br>(0.222)  | -0.796<br>(0.108) | -0.745<br>(0.133) | -0.342<br>(0.056) | -0.652<br>(0.099) | 0.014<br>(0.043)  | 1.175<br>(0.129)  |
| <i>Semences et pr. chimiques</i><br>( $x_1$ )   | -0.477<br>(0.063) | -0.398<br>(0.054) | 0.031<br>(0.048)  | 0.690<br>(0.093)  | -0.238<br>(0.057) | -0.223<br>(0.046) | -0.102<br>(0.017) | -0.195<br>(0.032) | 0.004<br>(0.013)  | 0.351<br>(0.046)  |
| <i>Autres intrants</i> ( $x_2$ )                | -0.569<br>(0.112) | -0.475<br>(0.076) | 0.037<br>(0.058)  | 0.823<br>(0.147)  | -0.283<br>(0.059) | -0.265<br>(0.095) | -0.122<br>(0.027) | -0.232<br>(0.046) | 0.005<br>(0.015)  | 0.419<br>(0.076)  |
| <i>Surfaces en maïs</i> ( $s_1$ )               | 0.340<br>(0.086)  | 0.284<br>(0.047)  | -0.022<br>(0.035) | -0.491<br>(0.081) | 0.169<br>(0.029)  | 0.159<br>(0.035)  | 0.073<br>(0.022)  | 0.139<br>(0.028)  | -0.003<br>(0.009) | -0.250<br>(0.048) |
| <i>Surfaces en blé dur</i> ( $s_2$ )            | 0.624<br>(0.113)  | 0.521<br>(0.120)  | -0.041<br>(0.065) | -0.903<br>(0.137) | 0.311<br>(0.052)  | 0.291<br>(0.058)  | 0.134<br>(0.027)  | 0.255<br>(0.079)  | -0.005<br>(0.017) | -0.460<br>(0.080) |
| <i>Surfaces en autres céréales</i><br>( $s_3$ ) | -0.045<br>(0.139) | -0.037<br>(0.117) | 0.003<br>(0.013)  | 0.064<br>(0.199)  | -0.022<br>(0.069) | -0.021<br>(0.064) | -0.010<br>(0.030) | -0.018<br>(0.058) | 0.000<br>(0.002)  | 0.033<br>(0.101)  |
| <i>Surfaces en oléagineux</i> ( $s_4$ )         | -0.794<br>(0.130) | -0.663<br>(0.076) | 0.052<br>(0.079)  | 1.149<br>(0.126)  | -0.396<br>(0.052) | -0.371<br>(0.067) | -0.170<br>(0.033) | -0.325<br>(0.057) | 0.007<br>(0.021)  | 0.585<br>(0.089)  |

\* Les écarts-types standard sont donnés entre parenthèses.

**Tableau A2. Elasticités des prix et des aides calculées au point moyen de l'échantillon  
(exploitations de taille moyenne)\***

|   | Prix              |                   |                   |                   | Aides             |                   |                   |                   |                   |                   |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|   | $p_1$             | $p_2$             | $p_3$             | $p_4$             | $w_1$             | $w_2$             | $r_1$             | $r_2$             | $r_3$             | $r_4$             |
| <i>Mais</i> ( $y_1$ )                           | 0.079<br>(0.041)  | -0.170<br>(0.048) | 0.068<br>(0.019)  | 0.120<br>(0.032)  | -0.050<br>(0.017) | 0.081<br>(0.022)  | 0.031<br>(0.012)  | -0.108<br>(0.031) | 0.017<br>(0.005)  | 0.100<br>(0.026)  |
| <i>Blé dur</i> ( $y_2$ )                        | -0.701<br>(0.197) | 1.504<br>(0.157)  | -0.606<br>(0.108) | -1.067<br>(0.093) | 0.445<br>(0.069)  | -0.717<br>(0.102) | -0.271<br>(0.049) | 0.953<br>(0.094)  | -0.150<br>(0.033) | -0.882<br>(0.079) |
| <i>Autres céréales</i> ( $y_3$ )                | 0.310<br>(0.085)  | -0.664<br>(0.119) | 0.268<br>(0.085)  | 0.471<br>(0.076)  | -0.196<br>(0.043) | 0.317<br>(0.062)  | 0.120<br>(0.025)  | -0.421<br>(0.076) | 0.066<br>(0.023)  | 0.390<br>(0.057)  |
| <i>Oléagineux</i> ( $y_4$ )                     | 0.560<br>(0.149)  | -1.201<br>(0.105) | 0.484<br>(0.078)  | 0.852<br>(0.123)  | -0.355<br>(0.062) | 0.573<br>(0.082)  | 0.216<br>(0.037)  | -0.761<br>(0.068) | 0.120<br>(0.024)  | 0.704<br>(0.095)  |
| <i>Semences et pr. chimiques</i><br>( $x_1$ )   | 0.140<br>(0.046)  | -0.299<br>(0.047) | 0.121<br>(0.027)  | 0.212<br>(0.037)  | -0.089<br>(0.027) | 0.143<br>(0.030)  | 0.054<br>(0.013)  | -0.190<br>(0.030) | 0.030<br>(0.007)  | 0.176<br>(0.030)  |
| <i>Autres intrants</i> ( $x_2$ )                | -0.291<br>(0.079) | 0.623<br>(0.088)  | -0.251<br>(0.049) | -0.442<br>(0.063) | 0.184<br>(0.039)  | -0.297<br>(0.079) | -0.112<br>(0.021) | 0.395<br>(0.055)  | -0.062<br>(0.015) | -0.366<br>(0.054) |
| <i>Surfaces en maïs</i> ( $s_1$ )               | 0.126<br>(0.051)  | -0.270<br>(0.049) | 0.109<br>(0.022)  | 0.191<br>(0.033)  | -0.080<br>(0.019) | 0.129<br>(0.024)  | 0.049<br>(0.016)  | -0.171<br>(0.032) | 0.027<br>(0.006)  | 0.158<br>(0.026)  |
| <i>Surfaces en blé dur</i> ( $s_2$ )            | -0.504<br>(0.145) | 1.081<br>(0.106)  | -0.435<br>(0.079) | -0.767<br>(0.069) | 0.320<br>(0.050)  | -0.515<br>(0.072) | -0.195<br>(0.037) | 0.685<br>(0.079)  | -0.108<br>(0.024) | -0.634<br>(0.060) |
| <i>Surfaces en autres céréales</i><br>( $s_3$ ) | 0.243<br>(0.073)  | -0.521<br>(0.116) | 0.210<br>(0.074)  | 0.370<br>(0.074)  | -0.154<br>(0.038) | 0.249<br>(0.059)  | 0.094<br>(0.022)  | -0.330<br>(0.075) | 0.052<br>(0.021)  | 0.306<br>(0.056)  |
| <i>Surfaces en oléagineux</i> ( $s_4$ )         | 0.363<br>(0.094)  | -0.778<br>(0.070) | 0.313<br>(0.046)  | 0.552<br>(0.075)  | -0.230<br>(0.039) | 0.371<br>(0.054)  | 0.140<br>(0.023)  | -0.493<br>(0.047) | 0.078<br>(0.014)  | 0.456<br>(0.078)  |

\* Les écarts-types standard sont donnés entre parenthèses.

**Tableau A3. Elasticités des prix et des aides calculées au point moyen de l'échantillon  
(grandes exploitations)\***

|   | Prix              |                   |                   |                   | Aides             |                   |                   |                   |                   |                   |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|   | $p_1$             | $p_2$             | $p_3$             | $p_4$             | $w_1$             | $w_2$             | $r_1$             | $r_2$             | $r_3$             | $r_4$             |
| <i>Mais</i> ( $y_1$ )                           | 1.029<br>(0.165)  | -0.807<br>(0.083) | 0.172<br>(0.036)  | 0.191<br>(0.031)  | -0.276<br>(0.044) | -0.171<br>(0.043) | 0.247<br>(0.038)  | -0.442<br>(0.051) | 0.036<br>(0.011)  | 0.233<br>(0.029)  |
| <i>Blé dur</i> ( $y_2$ )                        | -1.723<br>(0.177) | 1.352<br>(0.124)  | -0.289<br>(0.065) | -0.320<br>(0.057) | 0.463<br>(0.053)  | 0.287<br>(0.062)  | -0.413<br>(0.041) | 0.740<br>(0.068)  | -0.060<br>(0.020) | -0.391<br>(0.056) |
| <i>Autres céréales</i> ( $y_3$ )                | 0.601<br>(0.125)  | -0.472<br>(0.107) | 0.101<br>(0.044)  | 0.112<br>(0.028)  | -0.161<br>(0.038) | -0.100<br>(0.032) | 0.144<br>(0.030)  | -0.258<br>(0.060) | 0.021<br>(0.011)  | 0.136<br>(0.032)  |
| <i>Oléagineux</i> ( $y_4$ )                     | 0.666<br>(0.106)  | -0.523<br>(0.093) | 0.112<br>(0.028)  | 0.124<br>(0.041)  | -0.179<br>(0.037) | -0.111<br>(0.032) | 0.160<br>(0.025)  | -0.286<br>(0.053) | 0.023<br>(0.008)  | 0.151<br>(0.043)  |
| <i>Semences et pr. chimiques</i><br>( $x_1$ )   | 0.493<br>(0.079)  | -0.387<br>(0.044) | 0.083<br>(0.019)  | 0.092<br>(0.019)  | -0.132<br>(0.031) | -0.082<br>(0.021) | 0.118<br>(0.018)  | -0.212<br>(0.026) | 0.017<br>(0.006)  | 0.112<br>(0.020)  |
| <i>Autres intrants</i> ( $x_2$ )                | 0.455<br>(0.113)  | -0.357<br>(0.077) | 0.076<br>(0.024)  | 0.084<br>(0.025)  | -0.122<br>(0.032) | -0.076<br>(0.033) | 0.109<br>(0.027)  | -0.195<br>(0.045) | 0.016<br>(0.006)  | 0.103<br>(0.028)  |
| <i>Surfaces en maïs</i> ( $s_1$ )               | 1.025<br>(0.157)  | -0.805<br>(0.080) | 0.172<br>(0.036)  | 0.190<br>(0.030)  | -0.275<br>(0.043) | -0.171<br>(0.042) | 0.246<br>(0.039)  | -0.441<br>(0.050) | 0.036<br>(0.011)  | 0.233<br>(0.029)  |
| <i>Surfaces en blé dur</i> ( $s_2$ )            | -1.209<br>(0.139) | 0.948<br>(0.088)  | -0.202<br>(0.047) | -0.224<br>(0.041) | 0.325<br>(0.040)  | 0.201<br>(0.046)  | -0.290<br>(0.033) | 0.519<br>(0.062)  | -0.042<br>(0.014) | -0.274<br>(0.042) |
| <i>Surfaces en autres céréales</i><br>( $s_3$ ) | 0.395<br>(0.122)  | -0.310<br>(0.102) | 0.066<br>(0.035)  | 0.073<br>(0.024)  | -0.106<br>(0.034) | -0.066<br>(0.026) | 0.095<br>(0.029)  | -0.170<br>(0.057) | 0.014<br>(0.009)  | 0.090<br>(0.029)  |
| <i>Surfaces en oléagineux</i> ( $s_4$ )         | 0.668<br>(0.084)  | -0.524<br>(0.075) | 0.112<br>(0.027)  | 0.124<br>(0.035)  | -0.179<br>(0.032) | -0.111<br>(0.030) | 0.160<br>(0.020)  | -0.287<br>(0.044) | 0.023<br>(0.007)  | 0.151<br>(0.042)  |

\* Les écarts-types standard sont donnés entre parenthèses.

**Tableau A4. Elasticités des variances, des covariances et de la richesse initiale calculées au point moyen de l'échantillon (petites exploitations)\***

|   | Variances         |                   |                   |                   |                   | Covariances       |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                   | Richesse         |  |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|--|
|   | $Var(p_1)$        | $Var(p_2)$        | $Var(p_3)$        | $Var(p_4)$        | $Var(p_5)$        | $Cov(p_1,p_2)$    | $Cov(p_1,p_3)$    | $Cov(p_1,p_4)$    | $Cov(p_1,p_5)$    | $Cov(p_2,p_3)$    | $Cov(p_2,p_4)$   | $Cov(p_2,p_5)$    | $Cov(p_3,p_4)$    | $Cov(p_3,p_5)$    | $Cov(p_4,p_5)$    | $W_0$            |  |
| <i>Maïs</i> ( $y_1$ )                           | -0.025<br>(0.080) | -0.320<br>(0.060) | 0.215<br>(0.067)  | -0.173<br>(0.055) | 0.756<br>(0.181)  | -0.016<br>(0.006) | -0.522<br>(0.104) | 0.120<br>(0.049)  | -0.635<br>(0.095) | -0.355<br>(0.083) | 0.017<br>(0.013) | -0.044<br>(0.020) | -0.045<br>(0.021) | 0.631<br>(0.136)  | 0.018<br>(0.100)  | 0.012<br>(0.004) |  |
| <i>Blé dur</i> ( $y_2$ )                        | 0.001<br>(0.065)  | -0.100<br>(0.074) | -0.160<br>(0.061) | 0.040<br>(0.060)  | -0.409<br>(0.161) | 0.002<br>(0.008)  | -0.033<br>(0.077) | 0.028<br>(0.038)  | 0.315<br>(0.092)  | -0.103<br>(0.074) | 0.004<br>(0.013) | 0.010<br>(0.015)  | 0.037<br>(0.015)  | -0.321<br>(0.100) | -0.046<br>(0.079) | 0.048<br>(0.005) |  |
| <i>Autres céréales</i> ( $y_3$ )                | -0.199<br>(0.051) | -0.122<br>(0.070) | -0.074<br>(0.048) | 0.081<br>(0.045)  | -0.305<br>(0.163) | 0.007<br>(0.007)  | 0.197<br>(0.070)  | -0.160<br>(0.031) | 0.006<br>(0.061)  | 0.408<br>(0.070)  | 0.011<br>(0.014) | -0.034<br>(0.018) | 0.014<br>(0.014)  | 0.136<br>(0.086)  | 0.113<br>(0.082)  | 0.035<br>(0.048) |  |
| <i>Oléagineux</i> ( $y_4$ )                     | -0.007<br>(0.042) | 0.419<br>(0.042)  | 0.025<br>(0.038)  | -0.035<br>(0.040) | 0.089<br>(0.133)  | 0.003<br>(0.005)  | 0.205<br>(0.055)  | -0.101<br>(0.024) | -0.110<br>(0.053) | 0.095<br>(0.047)  | 0.015<br>(0.009) | -0.020<br>(0.013) | -0.011<br>(0.011) | 0.000<br>(0.071)  | -0.037<br>(0.064) | 0.014<br>(0.035) |  |
| <i>Semences et produits chimiques</i> ( $x_1$ ) | -0.054<br>(0.025) | -0.068<br>(0.025) | 0.022<br>(0.026)  | -0.057<br>(0.021) | 0.398<br>(0.066)  | 0.003<br>(0.003)  | -0.059<br>(0.031) | -0.020<br>(0.014) | -0.214<br>(0.028) | -0.041<br>(0.032) | 0.023<br>(0.006) | -0.017<br>(0.007) | -0.034<br>(0.006) | 0.136<br>(0.037)  | -0.104<br>(0.039) | 0.057<br>(0.022) |  |
| <i>Autres intrants</i> ( $x_1$ )                | 0.004<br>(0.058)  | 0.108<br>(0.072)  | -0.021<br>(0.083) | -0.043<br>(0.071) | 0.055<br>(0.153)  | 0.002<br>(0.008)  | 0.178<br>(0.080)  | -0.061<br>(0.037) | 0.054<br>(0.068)  | 0.041<br>(0.112)  | 0.038<br>(0.018) | 0.054<br>(0.023)  | 0.002<br>(0.015)  | -0.200<br>(0.090) | 0.062<br>(0.083)  | 0.199<br>(0.074) |  |
| <i>Surfaces en maïs</i> ( $s_1$ )               | 0.024<br>(0.073)  | -0.281<br>(0.056) | 0.191<br>(0.061)  | -0.153<br>(0.049) | 0.711<br>(0.166)  | -0.014<br>(0.006) | -0.468<br>(0.094) | 0.101<br>(0.044)  | -0.596<br>(0.090) | -0.313<br>(0.075) | 0.016<br>(0.013) | -0.042<br>(0.018) | -0.042<br>(0.019) | 0.581<br>(0.123)  | 0.003<br>(0.092)  | 0.002<br>(0.046) |  |

Suite du Tableau A4.

|                                       | Variances         |                   |                   |                  | Covariances       |                  |                  |                   | Richesse          |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                  |
|---------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| Surfaces en blé dur ( $s_2$ )         | 0.030<br>(0.058)  | 0.079<br>(0.061)  | -0.183<br>(0.057) | 0.112<br>(0.053) | -0.178<br>(0.140) | 0.001<br>(0.007) | 0.028<br>(0.069) | 0.013<br>(0.035)  | 0.359<br>(0.083)  | -0.041<br>(0.066) | 0.005<br>(0.011)  | 0.023<br>(0.014)  | 0.024<br>(0.013)  | -0.377<br>(0.097) | -0.086<br>(0.073) | 0.021<br>(0.039) |
| Surfaces en autres céréales ( $s_3$ ) | -0.175<br>(0.054) | -0.096<br>(0.068) | -0.125<br>(0.050) | 0.099<br>(0.044) | -0.276<br>(0.155) | 0.008<br>(0.007) | 0.243<br>(0.074) | -0.165<br>(0.033) | 0.024<br>(0.067)  | 0.412<br>(0.072)  | 0.014<br>(0.013)  | -0.018<br>(0.017) | 0.016<br>(0.014)  | 0.027<br>(0.092)  | 0.100<br>(0.078)  | 0.046<br>(0.045) |
| Surfaces en oléagineux ( $s_4$ )      | -0.009<br>(0.039) | 0.319<br>(0.039)  | 0.026<br>(0.037)  | 0.035<br>(0.030) | -0.264<br>(0.107) | 0.009<br>(0.005) | 0.155<br>(0.049) | -0.066<br>(0.022) | -0.010<br>(0.052) | 0.039<br>(0.045)  | -0.007<br>(0.009) | -0.005<br>(0.012) | -0.009<br>(0.009) | -0.040<br>(0.072) | 0.005<br>(0.055)  | 0.044<br>(0.031) |

\* Les écarts-types standard sont donnés entre parenthèses.

**Tableau A5. Elasticités des variances, des covariances et de la richesse initiale calculées au point moyen de l'échantillon (exploitations de taille moyenne)\***

|  | Variances         |                   |                   |                   |                   | Covariances       |                   |                   |                   |                   | Richesse          |                   |                   |                   |                   |                  |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
|  | $Var(p_1)$        | $Var(p_2)$        | $Var(p_3)$        | $Var(p_4)$        | $Var(p_5)$        | $Cov(p_1, p_2)$   | $Cov(p_1, p_3)$   | $Cov(p_1, p_4)$   | $Cov(p_1, p_5)$   | $Cov(p_2, p_3)$   | $Cov(p_2, p_4)$   | $Cov(p_2, p_5)$   | $Cov(p_3, p_4)$   | $Cov(p_3, p_5)$   | $Cov(p_4, p_5)$   | $W_0$            |
| <i>Maïs</i> ( $y_1$ )                                      | -0.003<br>(0.032) | -0.287<br>(0.062) | -0.019<br>(0.023) | 0.301<br>(0.060)  | -0.211<br>(0.148) | 0.014<br>(0.014)  | 0.042<br>(0.022)  | -0.040<br>(0.019) | -0.060<br>(0.027) | 0.076<br>(0.032)  | 0.002<br>(0.007)  | 0.085<br>(0.023)  | -0.269<br>(0.037) | 0.054<br>(0.008)  | -0.164<br>(0.038) | 0.255<br>(0.041) |
| <i>Blé dur</i> ( $y_2$ )                                   | 0.187<br>(0.039)  | -0.031<br>(0.072) | 0.105<br>(0.037)  | 0.221<br>(0.087)  | 0.599<br>(0.183)  | -0.039<br>(0.016) | 0.160<br>(0.031)  | 0.031<br>(0.025)  | -0.059<br>(0.036) | -0.056<br>(0.042) | 0.034<br>(0.007)  | 0.004<br>(0.026)  | -0.084<br>(0.049) | -0.008<br>(0.011) | 0.118<br>(0.059)  | 0.002<br>(0.041) |
| <i>Autres<br/>céréales</i> ( $y_3$ )                       | -0.174<br>(0.033) | 0.184<br>(0.065)  | -0.098<br>(0.032) | -0.694<br>(0.083) | -0.039<br>(0.193) | 0.022<br>(0.014)  | -0.105<br>(0.025) | -0.019<br>(0.024) | 0.127<br>(0.028)  | -0.016<br>(0.044) | -0.048<br>(0.008) | -0.088<br>(0.026) | 0.391<br>(0.041)  | -0.030<br>(0.009) | -0.031<br>(0.054) | 0.030<br>(0.051) |
| <i>Oléagineux</i><br>( $y_4$ )                             | -0.251<br>(0.034) | -0.279<br>(0.069) | -0.195<br>(0.045) | -0.061<br>(0.077) | 0.332<br>(0.224)  | -0.066<br>(0.021) | -0.029<br>(0.029) | 0.107<br>(0.029)  | 0.118<br>(0.031)  | -0.072<br>(0.047) | 0.008<br>(0.007)  | 0.186<br>(0.036)  | 0.095<br>(0.049)  | -0.009<br>(0.013) | -0.312<br>(0.056) | 0.070<br>(0.061) |
| <i>Semences et<br/>produits<br/>chimiques</i><br>( $x_1$ ) | -0.055<br>(0.014) | -0.036<br>(0.029) | -0.044<br>(0.018) | 0.026<br>(0.031)  | -0.163<br>(0.078) | -0.001<br>(0.007) | -0.027<br>(0.012) | 0.016<br>(0.010)  | 0.011<br>(0.014)  | -0.044<br>(0.018) | -0.014<br>(0.003) | 0.033<br>(0.010)  | 0.032<br>(0.019)  | 0.005<br>(0.004)  | -0.098<br>(0.020) | 0.110<br>(0.021) |
| <i>Autres<br/>intrants</i> ( $x_1$ )                       | 0.093<br>(0.033)  | 0.137<br>(0.055)  | 0.045<br>(0.047)  | 0.028<br>(0.076)  | -0.135<br>(0.177) | -0.016<br>(0.011) | 0.107<br>(0.026)  | -0.019<br>(0.018) | -0.052<br>(0.029) | 0.059<br>(0.061)  | 0.002<br>(0.010)  | -0.066<br>(0.026) | -0.091<br>(0.057) | 0.007<br>(0.009)  | 0.108<br>(0.046)  | 0.177<br>(0.060) |
| <i>Surfaces en<br/>maïs</i> ( $s_1$ )                      | -0.012<br>(0.031) | -0.270<br>(0.057) | -0.024<br>(0.023) | 0.261<br>(0.058)  | -0.194<br>(0.140) | 0.017<br>(0.016)  | 0.026<br>(0.022)  | -0.035<br>(0.019) | -0.057<br>(0.026) | 0.069<br>(0.032)  | -0.001<br>(0.007) | 0.088<br>(0.022)  | -0.244<br>(0.036) | 0.053<br>(0.008)  | -0.159<br>(0.037) | 0.198<br>(0.038) |
| <i>Surfaces en<br/>blé dur</i> ( $s_2$ )                   | 0.172<br>(0.033)  | 0.009<br>(0.054)  | 0.114<br>(0.030)  | 0.353<br>(0.065)  | 0.319<br>(0.157)  | -0.032<br>(0.012) | 0.107<br>(0.027)  | 0.041<br>(0.024)  | -0.073<br>(0.030) | -0.064<br>(0.033) | 0.030<br>(0.006)  | 0.016<br>(0.021)  | -0.163<br>(0.041) | -0.015<br>(0.009) | 0.216<br>(0.045)  | 0.027<br>(0.035) |

Suite du Tableau A5

|  | $Var(p_1)$ | $Var(p_2)$ | $Var(p_3)$ | $Var(p_4)$ | $Var(p_5)$ | $Cov(p_1, p_2)$ | $Cov(p_1, p_3)$ | $Cov(p_1, p_4)$ | $Cov(p_1, p_5)$ | $Cov(p_2, p_3)$ | $Cov(p_2, p_4)$ | $Cov(p_2, p_5)$ | $Cov(p_3, p_4)$ | $Cov(p_3, p_5)$ | $Cov(p_4, p_5)$ | $W_0$   |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------|
| Surfaces en<br>autres                  | -0.168     | 0.241      | -0.057     | -0.706     | 0.128      | 0.038           | -0.086          | -0.043          | 0.129           | -0.043          | -0.041          | -0.104          | 0.386           | -0.033          | 0.018           | 0.106   |
| céréales ( $s_3$ )                     | (0.035)    | (0.060)    | (0.035)    | (0.074)    | (0.183)    | (0.016)         | (0.025)         | (0.024)         | (0.029)         | (0.046)         | (0.008)         | (0.024)         | (0.040)         | (0.009)         | (0.051)         | (0.048) |
| Surfaces en<br>oléagineux<br>( $s_4$ ) | -0.149     | 0.087      | -0.106     | -0.172     | -0.418     | -0.051          | -0.041          | 0.036           | 0.120           | -0.009          | 0.002           | 0.014           | 0.134           | -0.001          | -0.172          | 0.085   |
|  | (0.030)    | (0.052)    | (0.026)    | (0.059)    | (0.143)    | (0.012)         | (0.022)         | (0.020)         | (0.027)         | (0.031)         | (0.006)         | (0.022)         | (0.033)         | (0.008)         | (0.037)         | (0.036) |

\* Les écarts-types standard sont donnés entre parenthèses.

**Tableau A6. Elasticités des variances, covariances et de la richesse initiale  
calculées au point moyen de l'échantillon (grandes exploitations)\***

|  | Variances         |                   |                   |                   |                   | Co-variances          |                       |                       |                       |                       |                     |                       |                       |                       |                       | Richesse<br>$W_0$ |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------|
|  | Var<br>( $p_1$ )  | Var<br>( $p_2$ )  | Var<br>( $p_3$ )  | Var<br>( $p_4$ )  | Var<br>( $p_5$ )  | Cov<br>( $p_1, p_2$ ) | Cov<br>( $p_1, p_3$ ) | Cov<br>( $p_1, p_4$ ) | Cov<br>( $p_1, p_5$ ) | Cov<br>( $p_2, p_3$ ) | Co<br>$v(p_2, p_4)$ | Cov<br>( $p_2, p_5$ ) | Cov<br>( $p_3, p_4$ ) | Cov<br>( $p_3, p_5$ ) | Cov<br>( $p_4, p_5$ ) |                   |
| <i>Maïs</i> ( $y_1$ )                                      | -0.079<br>(0.014) | -0.006<br>(0.044) | -0.014<br>(0.029) | -0.041<br>(0.030) | -0.067<br>(0.060) | -0.003<br>(0.002)     | 0.026<br>(0.020)      | 0.024<br>(0.021)      | 0.001<br>(0.001)      | -0.012<br>(0.018)     | 0.001<br>(0.009)    | -0.059<br>(0.012)     | -0.004<br>(0.002)     | 0.005<br>(0.007)      | -0.023<br>(0.035)     | 0.168<br>(0.045)  |
| <i>Blé dur</i> ( $y_2$ )                                   | 0.104<br>(0.016)  | -0.087<br>(0.038) | 0.055<br>(0.025)  | 0.073<br>(0.030)  | -0.018<br>(0.063) | -0.002<br>(0.002)     | -0.013<br>(0.019)     | 0.006<br>(0.023)      | -0.005<br>(0.002)     | 0.009<br>(0.017)      | -0.002<br>(0.009)   | 0.034<br>(0.010)      | 0.006<br>(0.003)      | 0.005<br>(0.007)      | 0.154<br>(0.046)      | 0.001<br>(0.044)  |
| <i>Autres<br/>céréales</i> ( $y_3$ )                       | -0.074<br>(0.015) | -0.111<br>(0.034) | -0.051<br>(0.024) | 0.035<br>(0.025)  | 0.226<br>(0.069)  | -0.003<br>(0.002)     | -0.079<br>(0.025)     | -0.026<br>(0.023)     | 0.003<br>(0.001)      | 0.046<br>(0.018)      | 0.061<br>(0.009)    | 0.011<br>(0.012)      | -0.011<br>(0.003)     | -0.037<br>(0.008)     | -0.180<br>(0.036)     | 0.018<br>(0.043)  |
| <i>Oléagineux</i><br>( $y_4$ )                             | -0.123<br>(0.012) | 0.076<br>(0.036)  | -0.076<br>(0.024) | -0.039<br>(0.027) | -0.060<br>(0.046) | -0.003<br>(0.002)     | 0.072<br>(0.024)      | 0.108<br>(0.029)      | -0.002<br>(0.002)     | -0.007<br>(0.016)     | -0.034<br>(0.011)   | 0.006<br>(0.012)      | 0.006<br>(0.003)      | 0.018<br>(0.007)      | 0.024<br>(0.027)      | 0.123<br>(0.036)  |
| <i>Semences et<br/>produits<br/>chimiques</i><br>( $x_1$ ) | -0.027<br>(0.007) | 0.041<br>(0.022)  | -0.039<br>(0.014) | -0.027<br>(0.017) | -0.050<br>(0.031) | 0.000<br>(0.001)      | 0.004<br>(0.010)      | 0.006<br>(0.010)      | 0.000<br>(0.001)      | 0.012<br>(0.010)      | -0.002<br>(0.005)   | 0.015<br>(0.006)      | -0.002<br>(0.001)     | -0.016<br>(0.004)     | -0.080<br>(0.018)     | 0.055<br>(0.037)  |
| <i>Autres<br/>intrants</i> ( $x_1$ )                       | -0.048<br>(0.015) | 0.077<br>(0.039)  | -0.022<br>(0.026) | -0.083<br>(0.026) | 0.238<br>(0.082)  | 0.005<br>(0.002)      | -0.023<br>(0.022)     | -0.030<br>(0.025)     | -0.001<br>(0.001)     | 0.012<br>(0.017)      | 0.012<br>(0.010)    | 0.025<br>(0.012)      | -0.009<br>(0.003)     | -0.017<br>(0.008)     | -0.144<br>(0.051)     | 0.167<br>(0.033)  |
| <i>Surfaces en<br/>maïs</i> ( $s_1$ )                      | -0.079<br>(0.014) | 0.013<br>(0.041)  | -0.023<br>(0.027) | -0.049<br>(0.029) | -0.058<br>(0.060) | -0.002<br>(0.002)     | 0.033<br>(0.019)      | 0.023<br>(0.020)      | 0.001<br>(0.001)      | -0.014<br>(0.016)     | 0.003<br>(0.008)    | -0.047<br>(0.011)     | -0.004<br>(0.002)     | 0.004<br>(0.007)      | -0.033<br>(0.034)     | 0.143<br>(0.046)  |

Suite du Tableau A6

|                                       | Variances |         |         |         |         | Co-variances |         |         |         |         | Richesse |         |         |         |         |         |
|---------------------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|--------------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Surfaces en blé dur ( $s_2$ )         | 0.125     | -0.001  | 0.035   | 0.021   | -0.043  | -0.001       | 0.021   | 0.007   | -0.004  | 0.001   | -0.016   | 0.042   | 0.006   | 0.018   | 0.125   | 0.004   |
|                                       | (0.014)   | (0.037) | (0.023) | (0.027) | (0.054) | (0.002)      | (0.018) | (0.021) | (0.001) | (0.015) | (0.008)  | (0.009) | (0.002) | (0.006) | (0.038) | (0.029) |
| Surfaces en autres céréales ( $s_3$ ) | -0.045    | -0.085  | -0.038  | 0.020   | 0.219   | -0.006       | -0.071  | -0.008  | 0.002   | 0.042   | 0.044    | -0.003  | -0.007  | -0.028  | -0.146  | 0.033   |
|                                       | (0.016)   | (0.033) | (0.023) | (0.025) | (0.062) | (0.002)      | (0.023) | (0.023) | (0.002) | (0.018) | (0.008)  | (0.011) | (0.003) | (0.007) | (0.037) | (0.057) |
| Surfaces en oléagineux ( $s_4$ )      | -0.117    | 0.036   | -0.049  | -0.001  | -0.045  | 0.004        | -0.014  | 0.016   | 0.001   | -0.001  | -0.002   | -0.021  | 0.001   | -0.011  | -0.010  | 0.017   |
|                                       | (0.012)   | (0.032) | (0.020) | (0.024) | (0.051) | (0.002)      | (0.018) | (0.020) | (0.001) | (0.014) | (0.008)  | (0.010) | (0.002) | (0.006) | (0.032) | (0.034) |

\* Les écarts-types standard sont donnés entre parenthèses.

## BIBLIOGRAPHIE

- Appelbaum, E. and Ullah, A. (1997). Estimation of moments and production decisions under uncertainty. *Review of Economics and Statistics*, 79, 631-637.
- Chavas, J.P. and Holt, M.T. (1990). Acreage Decision Under Risk: The Case of Corn and Soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 529-538.
- Coyle, B.T. (1992). Risk Aversion and Price Risk in Duality Models of Production: a Linear Mean Variance Approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 74, 849-859.
- Coyle, B.T. (1999). Risk Aversion and Yield Uncertainty in Duality Models of Production: a Mean Variance Approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 553-567.
- Davidson, R. and MacKinnon, J.G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, Oxford University Press.
- Diewert, W.E. and Wales, T.J. (1988). A Normalized Quadratic Semiflexible Functional Form. *Journal of Econometrics*, 37, 327-342.
- Guyomard, H., Baudry, M. and Carpentier, A. (1996). Estimating Crop Supply Response in the Presence of Farm Programmes: Application to the CAP. *European Review of Agricultural Economics*, 23, 401-420.
- Hennessy, D.A. (1998). The production effects of agricultural income support policies under uncertainty". *American Journal of Agricultural Economics*, 80, 46-57.
- Lau, L.J. (1974). Comments, in Intriligator (M.D.), Kendrick (D.A.) (editors), *Frontiers of Quantitative Economics*, vol. II, Amsterdam, North-Holland.
- Moro, D. and Sckokai, P. (1999). Modélisation du régime de la PAC appliqué aux cultures arables en Italie : degré de découplage et impact de l'Agenda 2000. *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 53, 49-73.
- Moschini, G. (1998). The semiflexible almost ideal demand system, *European Economic Review*, 42, 349-364.
- Mullen, K, Chau, N. de Gorter, H. and Gloy B. (2001). *The Risk reduction Effects of Direct Aides on U.S. Wheat Production*. Paper presented at the IATRC meeting, Washington D.C, 14 May 2001.
- Oude Lansink, A. (1999). Area Allocation Under Price Uncertainty on Dutch Arable Farms. *Journal of Agricultural Economics*, 50, 93-105.
- Oude Lansink, A. and Peerlings, J. (1996). Modelling the New EU Cereals Regime in the Netherlands. *European Review of Agricultural Economics*, 23, 161-178.
- OCDE (2001). *Découplage : une vue d'ensemble du concept*. Documents de l'OCDE, n° 10, Paris.
- OCDE (2002). Effets liés au risque des mesures ESP concernant les productions végétales [AGR/CA/APM(2002)13/FINAL]
- Pope R.D. (1988). A New Parametric Test for the Structure of Risk Preferences. *Economics Letters*, 27, 117-121.
- Pope R.D. and Just, R.E. (1991). On Testing the Structure of Risk Preferences in Agricultural Supply Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 743-748.
- Shonkwiler J.S., and Yen, S.T. (1999). Two-Step Estimation of a Censored System of Equations, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, pp. 972-982.