

Non classifié

AGR/CA/APM(2002)16/FINAL



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

18-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

**L'IMPACT DU SUBVENTIONNEMENT DE L'ASSURANCE RECOLTE
SUR L'AFFECTATION DES TERRES ET LA PRODUCTION EN ESPAGNE**

JT00156120

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

AGR/CA/APM(2002)16/FINAL
Non classifié

Français - Or. Anglais

NOTE DU SECRETARIAT

Ce document est le cinquième d'une série de cinq documents sur l'évaluation du découplage sous l'Activité 6 du programme de travail 2001-2002 du Comité de l'Agriculture. Il a été rédigé par Alberto Garrido, Professeur Associé, María Bielza, Assistante de recherche et José M. Sumpsi, Professeur du département d'économie et de sciences sociales de l'Université polytechnique de Madrid (Espagne). Il suit le cadre conceptuel défini dans [COM/AGR/APM/TD/WP(2000)14/FINAL] mis en diffusion générale lors de la session du Groupe de travail APM du 26 — 28 septembre 2000 et les propositions de projet détaillées définies dans [AGR/CA/APM(2001)26] et présentées lors de la 30^{ème} session du Groupe de travail en novembre 2001. Il présente l'étude de l'impact du subventionnement de l'assurance récolte sur l'attribution des terres et la production en Espagne.

Ce document a été discuté dans un premier temps lors de la 32^{ème} session du Groupe de travail des politiques et des marchés agricoles du Comité de l'agriculture qui s'est tenu du 21 au 23 mai 2002 et de la réunion technique sur le découplage qui s'est tenue à Paris le 21 mai. Une version révisée de ce document a été discutée lors de la 34^{ème} session du Groupe de travail des politiques et des marchés agricoles du Comité de l'agriculture qui s'est tenu du 31 mars au 2 avril 2003 qui a décidé d'y faire apporter certaines modifications supplémentaires. La présente version intègre certaines améliorations techniques, précautions d'usage et explications proposées lors des réunions.

TABLE DES MATIÈRES

Note de synthèse.....	4
1. Contexte.....	5
2. Objectifs	8
3. Estimer l'aversion relative au risque des agriculteurs	9
4. Tour d'horizon de la littérature sur la réponse des agriculteurs aux politiques agricoles	11
5. Une théorie simple de la demande d'assurance.....	12
6. Sources de données et description.....	14
7. Résultats et discussion.....	17
8. Conclusions	27
References.....	33
Annexe 1.....	29
Annexe 2.....	31

L'IMPACT DU SUBVENTIONNEMENT DE L'ASSURANCE RECOLTE SUR L'AFFECTATION DES TERRES ET LA PRODUCTION EN ESPAGNE¹

Note de synthèse

Les producteurs espagnols de céréales contractent généralement des polices d'assurances agricoles. Jusqu'en 1999-2000, ils pouvaient souscrire deux types d'assurances : la première couvrait la destruction des récoltes par le feu, la grêle et autres intempéries. La seconde, appelée assurance rendement, couvrait les pertes de rendement dues à des conditions de récolte défavorables telles que la sécheresse ou une chaleur excessive, en sus des pertes couvertes par la première formule. Depuis la saison 1999-2000, les producteurs peuvent contracter une nouvelle police d'assurance rendement qui élargit la couverture offerte par la première avec la différence que les primes sont calculées sur une base individuelle.

Cette étude, qui ne couvre que les deux premiers régimes d'assurances, cherche à évaluer l'impact des polices d'assurance-récolte sur les décisions que prennent les céréaliers espagnols. Elle vise plus précisément à établir si les agriculteurs répondront aux aides en augmentant les rendements (modification de l'utilisation des intrants autres que la terre), en modifiant les systèmes de culture ou en jouant sur les deux tableaux. Elle vise également à fournir une évaluation des coefficients de l'aversion relative au risque des agriculteurs.

Les données ont été obtenues de l'ENESA (Agence nationale espagnole de l'assurance agricole). Neuf saisons, à compter de la saison 1991-92, et une coupe transversale de 19 377 agriculteurs individuels servent de base de référence. Toutefois, certaines limites, dont la plus grave est le fait que la base de données n'inclut la superficie de céréales observée que lorsqu'une police d'assurances a été contractée, peuvent avoir des effets de distorsion. La valeur manquante a donc été remplacée par la superficie pour la saison la plus récente pour laquelle l'ENESA dispose de documents.

En dépit de ces limites, l'ensemble de données a offert plusieurs possibilités empiriques. Dans un premier temps, les coefficients de l'aversion relative au risque ont été évalués à l'aide de résultats théoriques de base et en comparant la disposition des agents à payer pour la souscription d'une assurance à la prime effectivement payée. A l'aide d'une méthode mathématique simple reposant sur une sélection aléatoire d'agriculteurs, il a été possible de démontrer que leurs préférences en matière de risque confirment l'hypothèse de l'aversion absolue au risque décroissante (DARA) et de l'aversion relative au risque constante avec des coefficients CRRRA (rr) qui s'échelonnent entre 0 et 4 (bien que 70 % d'entre eux se situent entre 0 et 1). Des modèles économétriques de remplacement ont été également estimés, avec des spécifications visant à expliquer les changements de stratégies en matière d'assurances, l'évolution des rendements et de l'offre de céréales.

1. Cette étude a été préparée par Alberto Garrido, Professeur Associé, María Bielza, Assistante de recherche et José M. Sumpsi, Professeur, du département d'économie et de sciences sociales agraires de l'Université polytechnique de Madrid (Espagne).

Les résultats montrent que lorsque les agriculteurs ont commencé à contracter des polices d'assurances, ils continuent à contracter les mêmes polices au fil des ans. Toutefois, les raisons qui incitent les agriculteurs à souscrire une assurance diffèrent de celles qui semblent guider leurs décisions de passer d'une police à couverture faible à une police à couverture importante. On a constaté également que les individus exposés à des risques de production importants tendaient à s'assurer davantage que ceux opérant dans des conditions moins risquées.

Les résultats des équations des rendements, interprétés conjointement avec les résultats des équations de l'offre montrent que les agriculteurs tendent à obtenir des rendements moindres lorsqu'ils contractent une assurance mais qu'ils augmentent probablement la superficie affectée aux céréales. L'incidence des prix attendus pour les céréales et pour d'autres cultures mais aussi la variation des prix attendue et les paiements directs à l'hectare confirment a priori les théories économiques. Autrement dit, l'incidence des prix sur les rendements et sur l'offre est supérieure à celle des autres variables. Il est donc clair que les politiques affectant les prix des céréales influencent de manière importante les décisions des agriculteurs.

Les équations de l'offre de céréales montrent que le subventionnement de l'assurance tend à accroître l'offre de céréales. Toutefois, le subventionnement de l'assurance rendement a un impact moindre sur la production que le subventionnement de l'assurance contre l'incendie et la grêle. En termes d'élasticité, les effets sur la production des aides dont bénéficient ces deux types de polices d'assurances sont moindres que les effets du prix ou des autres politiques de soutien direct.

Les effets absolus et relatifs du soutien des prix, des paiements à l'hectare et du subventionnement des assurances ont été évalués à l'aide des élasticités correspondantes de l'offre estimées à partir des modèles de production. Le point de référence (*benchmark*) pour l'estimation des effets relatifs des différents instruments est une augmentation des prix du marché de 1 %. Le même accroissement absolu du soutien est ensuite appliqué sous la forme d'une augmentation des paiements à l'hectare ou d'une augmentation du subventionnement de l'assurance. Les résultats montrent que les effets du prix et du subventionnement de l'assurance sont à peu près similaires mais que les effets des paiements à l'hectare sont beaucoup plus importants. Il convient toutefois de noter que le montant des aides additionnelles dont devrait bénéficier l'assurance (pour que l'augmentation soit équivalente à l'augmentation du soutien des prix du marché) est de 54 % pour l'assurance rendement. Dans le cas de l'assurance contre l'incendie et contre la grêle, les subventions supplémentaires à distribuer sont si importantes qu'en réalité il n'en coûterait rien à l'agriculteur de souscrire une assurance et qu'il recevrait même une prime pour le faire.

La principale conclusion de cette étude en termes d'action publique est que le subventionnement de l'assurance rendement ne semble pas beaucoup affecter la production de céréales. Néanmoins, les résultats présentés pourraient être améliorés si l'on travaillait sur un plus grand nombre d'observations et peut-être si l'on segmentait l'échantillon selon d'autres critères. Deuxièmement, des techniques économétriques plus complexes pourraient vraisemblablement répondre aux questions supplémentaires examinées ici et pertinentes pour l'action publique. Néanmoins, l'absence de données pour les agriculteurs qui refusent de souscrire une assurance est une limitation sérieuse pour laquelle il n'existe pas de solution simple.

1. Contexte

La production espagnole de céréales d'hiver est soumise à des variations climatiques extrêmes et, dans certaines régions, aux restrictions qu'impose un climat semi-aride. Les trois rotations de cultures les plus courantes en agriculture de terre sèche sont les suivantes : (1) céréales d'hiver— jachère ; (2) céréales

d'hiver— jachère — culture d'oléagineux ; (3) céréales d'hiver — jachère — culture de légumes. Ces rotations impliquent la mise en jachère chaque année de 33 % à 50 % des terres.

Depuis 1990, les producteurs de céréales d'hiver peuvent contracter quatre types de polices auprès des compagnies d'assurances agricoles. Ces polices sont présentées au tableau 1, en commençant par celle dont la couverture est la moins large.

Tableau 1. Assurances

Type d'assurance	Champ d'évaluation des pertes	Couverture et franchises	Base de calcul des primes	Date contrat	Ajustement des primes	Subventionnement des primes
Incendie et grêle	Sur la base de la parcelle	100 % de la perte (évaluée par un expert). Aucune franchise	Rendements historiques	1 ^{er} mars	Aucun	Entre 8 % et 27 %
Assurance-rendement (inclut les risques d'incendie et de grêle)	La parcelle	65 % de la différence entre les rendements historiques et les rendements effectifs	Différence entre les rendements historiques et les rendements effectifs	1 ^{er} septembre	- sur la base de facteurs structurels - sur la base des antécédents individuels	Entre 22 % et 41 %
Complément pour risques d'incendie et de grêle affectant le rendement marginal	La parcelle	100 % de la perte de rendement marginal	Rendement marginal attendu déclaré par l'agriculteur	1 ^{er} mars	Aucun	
Assurance-rendement pour l'ensemble de l'exploitation (pas inclus dans cette étude depuis l'année 2000)	L'ensemble de l'exploitation (la parcelle pour l'incendie et la grêle)	65 % de la différence entre les rendements historiques et les rendements effectifs	Différence entre les rendements historiques et les rendements effectifs	1 ^{er} septembre	- sur la base de facteurs structurels - sur la base des antécédents individuels	Entre 22 % et 45 %

Source : Entidad Estatal de Seguros Agrarios (page internet et plusieurs rapports annuels).

Les deux principales polices d'assurances sont l'assurance couvrant les pertes dues à l'incendie et à la grêle et l'assurance rendement sur la base de la parcelle. Ces deux types d'assurances couvrent les dommages subis par les céréales d'hiver non-irriguées les plus courantes (blé, orge, seigle, avoine, etc.). L'assurance contre l'incendie et la grêle couvre également les dégâts exceptionnels occasionnés par des pluies torrentielles, des pluies persistantes, des ouragans, des vents violents et des inondations. L'assurance rendement garantit à 65 % les rendements pour tous les risques échappant au contrôle de l'agriculteur et à 100 % les pertes causées par la grêle, par un incendie ou par la sécheresse.

L'ENESA a collecté des données sur tous les producteurs de céréales ayant contracté une police d'assurance pour une saison au moins depuis 1990. Bien que l'ENESA recense également les agriculteurs ayant contracté une police d'assurance récolte pour leurs cultures de légumes et d'oléagineux, celles-ci n'ont pas été utilisées pour l'étude.

Les primes d'assurances sont établies sur une base actuarielle avec une majoration de l'ordre de 30,5 % au titre des frais administratifs et des frais d'expertise. Dans l'option assurance rendement, l'ENESA a introduit des ajustements de bonus-malus, améliorant ainsi son équilibre technique. Les primes

sont établies sur la base des enregistrements des rendements historiques de l'agriculteur ou du rendement à l'hectare si l'agriculteur n'a pas tenu une série ininterrompue de registres. Dans ce dernier cas, l'ENESA a complété les années manquantes en corrigeant le rendement à l'hectare d'un facteur établi sur la base de la corrélation existant entre le rendement à l'hectare et le rendement de l'agriculteur les saisons précédentes.

Les agriculteurs sont libres de contracter n'importe quel type d'assurance sans se soucier des options choisies au cours d'une année précédente. Les tableaux 2 et 3 résument les données historiques relatives à ces deux types d'assurances.

Tableau 2. Assurance incendie et grêle, céréales d'hiver

Année	Nbre d'exploitations assurées	Superficie assurée	Production	Capital assuré	Primes	
		(ha)	(T)	(000 euros)	Valeur (000 euros)	Aides
1990	96 322	1 874 837	5 735 167	897 544	20 154	21%
1991	97 505	2 020 833	6 160 854	941 800	18 965	20%
1992	128 797	1 489 088	4 220 234	657 543	12 477	20%
1993	78 150	1 507 966	4 465 193	526 892	12 539	20%
1994	77 872	1 488 205	4 711 040	595 989	13 172	20%
1995	63 596	1 359 261	3 798 157	435 777	9 803	17%
1996	87 618	1 832 580	6 330 129	764 596	17 638	18%
1997	79 969	1 903 176	5 404 861	652 181	14 208	15%
1998	89 335	2 098 175	6 892 392	831 042	20 979	14%
1999	81 137	1 873 053	5 924 298	714 680	17 816	14%
2000	93 577	2 256 327	7 606 269	872 013	21 645	14%

Source : ENESA 2002.

Tableau 3. Assurance rendement, céréales d'hiver

Année	Nbre d'exploitations assurées	Superficie assurée	Production	Capital assuré	Primes	
		(ha)	(T)	(000 euros)	Valeur (000 euros)	Aides
1990	65 719	1 630 800	4 035 431	601 831	63 539	38%
1991	132 861	1 754 512	4 282 940	647 191	74 499	38%
1992	69 658	2 081 930	4 916 239	576 144	70 755	36%
1993	68 482	2 138 445	5 269 080	664 874	90 757	36%
1994	61 266	2 063 014	4 935 647	563 610	74 311	36%
1995	80 474	2 588 512	6 193 525	744 465	87 772	31%
1996	65 039	2 358 784	5 436 914	653 500	75 446	31%
1997	58 160	2 185 350	5 274 669	634 027	67 002	28%
1998	65 784	2 390 482	5 829 266	700 637	69 837	27%
1999	65,529	2 360 482	5 909 767	674 816	66 326	26%
2000	51 656	1 810 019	4 512 784	461 079	45 278	26%

Source : Voir tableau 1.

Les tableaux 3 et 4 montrent que les agriculteurs qui contractent une assurance rendement pour des céréales d'hiver tendent à avoir des rendements inférieurs à ceux des agriculteurs qui contractent une assurance contre l'incendie et la grêle (appelée ci-après I-G). De plus, les primes de l'assurance rendement sont subventionnées à des taux compris entre 26 % et 38 %, alors que celles de l'assurance I-G ne sont subventionnées qu'à des taux compris entre 14 % et 20 %. On peut constater que le subventionnement des assurances a diminué sur la période étudiée. Les primes de l'assurance I-G représentent, en moyenne, 2,5 % du capital assuré tandis que le total des primes de l'assurance rendement représente 11 % du capital assuré. Si les deux types de politiques sont combinés, le taux de participation global s'échelonne alors entre 57% en 1995 et 75% en 2000, mesuré par le rapport entre la superficie assurée et la superficie déclarée pour l'octroi des subventions à l'hectare de la PAC. En termes géographiques, les taux de participation vont de 90-95% pour les provinces de culture céréalière traditionnelle (Burgos, Soria, Valladolid en Castille-Leon et Seville, Cadix en Andalousie) à 35 % dans les provinces à faible superficie de production céréalière (ENESA, 2003).

Pour ce qui est des problèmes de risque moral et de mauvaise sélection, le système espagnol d'assurance agricole affiche un remarquable équilibre technique, comme en témoigne la comparaison des ratios de pertes de l'assurance agricole en Espagne, au Canada et aux Etats-Unis (tableau 4).

Tableau 4. Ratios de pertes dans le secteur de l'assurance agricole au Canada, aux Etats-Unis et en Espagne

Année	Canada Primes (% du capital assuré)	USA Primes (% du capital assuré)	Canada (Ratio de pertes) ¹	USA (Ratio de pertes) ¹	Espagne (Ratio de pertes) ²	Canada (Ratio de pertes) ²	USA (Ratio de pertes) ²
1990	12.2	6.52	0.67	1.16	1.25	0.79	1.24
1991	10.35	6.57	0.59	1.3	1.23	0.74	1.74
1992	11.08	6.69	1.51	1.22	1.62	1.65	1.66
1993	11.7	6.66	0.92	2.19	0.89	1.07	2.66
1994	11.6	6.98	0.59	0.63	0.87	0.75	1.02
1995	11.77	6.5	0.6	1.02	1.33	0.75	1.33
1996	10.68	6.84	0.46	0.81	0.42	0.6	1.11
1997	10.59	6.97	0.53	0.56	0.87	0.68	0.85
1998	10.73	6.72	0.48	0.89	0.60	0.63	1.17
1999	9.84	7.47	0.5	1.05	1.24	0.66	1.29
2000	9.53	7.37	1.16	0.97	0.54	1.32	1.02

Notes : 1. Indemnités/primes.
2. (Indemnités + coûts administratifs /primes).

Source: Canada and US Risk Management Agency (US Department of Agriculture). Pour l'Espagne : Burgaz Moreno (2002).

2. Objectifs

Comme mentionné ci-dessus, les principaux objectifs de cette étude sont d'évaluer l'impact des polices d'assurance récolte sur les décisions des céréaliers espagnols. Plus précisément, elle vise à établir si les agriculteurs répondent au subventionnement de l'assurance en modifiant leurs rendements (en changeant l'utilisation des intrants autres que la terre), en modifiant les systèmes de culture ou en jouant sur les deux tableaux. En outre, les analyses visent à fournir des réponses empiriques aux questions concernant les producteurs de céréales d'hiver. Ces réponses sont les suivantes :

- Evaluer l'aversion relative au risque des agriculteurs.
- Estimer la relation de complémentarité /substituabilité existant entre l'assurance et la terre et/ou d'autres intrants, et caractériser la demande d'assurance.

- Estimer l'effet du subventionnement de l'assurance sur la production et l'importance relative des effets "non-prix" et des effets prix sur la production.
- Etablir l'importance relative des effets prix et des effets "non-prix" du subventionnement de l'assurance comparé aux paiements à l'hectare et au soutien des prix du marché.

3. Estimer l'aversion relative au risque des agriculteurs

3.1. Contexte théorique

Plusieurs auteurs ont trouvé des preuves de l'existence d'agents présentant des préférences DARA (Decreasing Absolute Risk Aversion) c'est-à-dire une aversion absolue au risque décroissante (Arrow, 1965 Binswanger, 1981, Saha *et al.*, 1994 et Chavas et Holt, 1990). Alors que Saha *et al.* (1994) a trouvé des preuves empiriques de préférences IRRA (Increasing Relative Risk Aversion), c'est-à-dire d'une aversion relative au risque croissante, bon nombre d'autres ont supposé une aversion relative au risque constante (Constant Relative Risk Aversion - CRRA) et essayé d'estimer le coefficient CRRA (abrégé en 'rr'). La littérature empirique suggère des valeurs de "rr" comprises entre 2 et 4 (Nicholson, 1997). Myers (1989) a estimé que pour un agriculteur américain représentatif l'aversion relative au risque se situe entre 1 et 3. Cette estimation est cohérente avec d'autres études qui proposent un intervalle de variation de 0 à 4, où $rr=0$ implique des préférences neutres au risque (Antle, 1987; Arrow, 1971; Binswanger, 1980; Hamal et Anderson, 1982; Little et Mirrlees, 1974).

En partant de l'hypothèse que la fonction d'utilité est DARA et CRRA, nous proposons une forme fonctionnelle exponentielle pour la fonction d'utilité DARA-CRRA (Nicholson, 1997):

$$\begin{aligned} \text{Si } rr=1 & \quad u(x)=\ln(x) \\ \text{Si } rr \neq 1 \text{ et } rr>0 & \quad u(x)=x^{(1-rr)}/(1-rr), \end{aligned}$$

où rr est le coefficient d'aversion relative au risque à estimer.

Pour estimer rr à partir de comportements observés (revenu de l'agriculteur, couverture offerte par l'assurance et primes maximum payées), on adopte le raisonnement suivant :

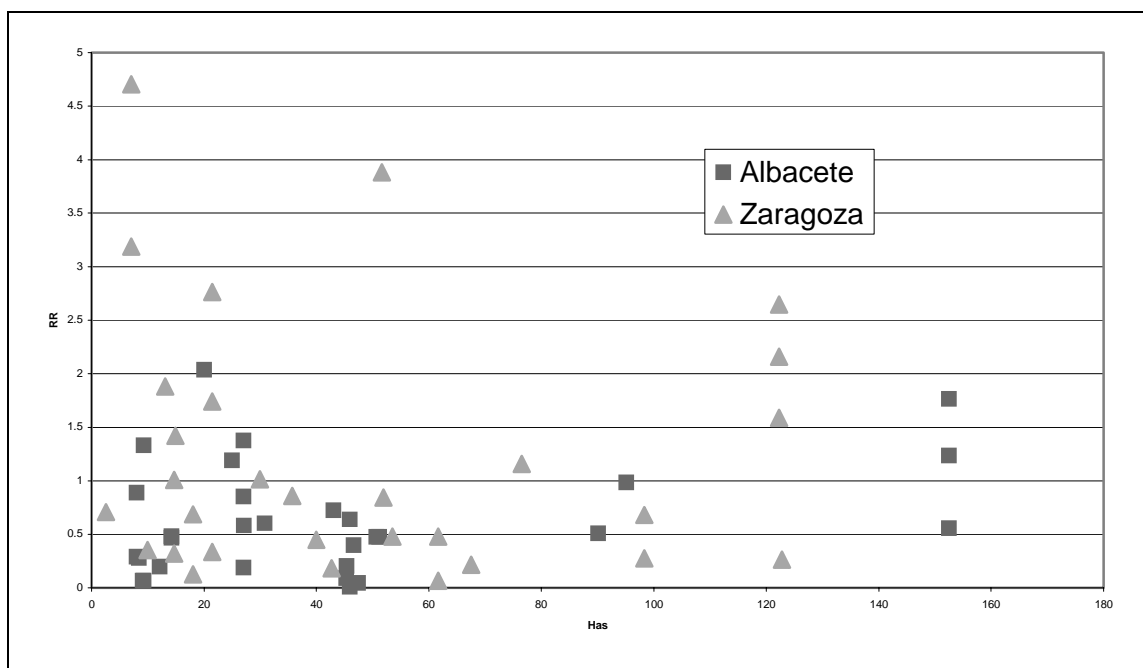
- L'équivalent certain, $CE1 = u^{-1}[E(u(w_i))]$ peut être estimé pour la situation de non assurance. Le CE est l'inverse de l'utilité attendue des niveaux possibles de richesse/de revenus (w_i). A partir de ce CE1, nous estimons une prime actuariellement équitable, p^* , sur la base des risques individuels auxquels est confronté l'agent.
- Dans le cas d'un agent qui souscrit une assurance, l'expression modifiée de son équivalent certain est $CE2 = u^{-1}[E(u(w_i - Pp_i + Ind_i))]$, où w_i est le même que dans le cas de non-assurance, majoré des indemnités et minoré des primes payées.
- Enfin, du fait de la nature concave de la fonction d'utilité, la différence entre les deux équivalents certains est égale au montant maximum qu'un agent serait disposé à payer en sus de la prime actuariellement équitable, pour être assuré. Cette différence mesure également le gain d'utilité résultant de la souscription d'une assurance et permet de caractériser les préférences de l'agent à l'égard du risque. La seule inconnue de l'équation, $\max(Pp_i - P^*) = CE2 - CE1$, est l'aversion relative au risque, rr .

3.2. Données et méthodologie

Le cadre théorique ci-dessus est appliqué aux données collectées par l'ENESA auprès des céréaliers ayant souscrit une assurance pour au minimum trois ans entre 1990 et 1998. A partir de l'ensemble de données d'origine, nous avons sélectionné les céréaliers qui ont souscrit une assurance rendement une seule fois sur la période de neuf ans considérée, l'hypothèse étant que la prime payée par eux est proche du maximum que les agriculteurs seraient disposés à payer. Les données émanant de deux provinces espagnoles (Albacete et Saragosse) ont été retenues pour cette application. Un ensemble de données complémentaires concerne les primes d'assurance rendement de la "comarca"² pour ces provinces et le subventionnement des primes des neuf années.

Pour calculer le w_i , nous prenons les prix observés et la superficie couverte par une police d'assurance pour la saison étudiée. Des rendements aléatoires sont supposés suivre une fonction de distribution beta dont les paramètres ont été calculés à partir des rendements réels observés. Deux mille rendements aléatoires ont été ensuite générés selon la distribution beta et le revenu attendu a été calculé avec et sans assurance ainsi que la prime actuariellement équitable. En les insérant dans l'équation, $\max(Pp_i - P^*) = CE2 - CE1$, on obtient une valeur unique de 'rr' pour chaque agriculteur.

Figure I. Coefficients d'aversion relative au risque



2. La "comarca" est une entité géographique plus petite que la province. De nombreuses sources statistiques se réfèrent à la "comarca".

3.3. *Résultats et discussion*

Les coefficients d'aversion relative au risque sont portés sur la figure 1 par rapport à la taille de l'exploitation : environ 70 % des agriculteurs ont un niveau de rr inférieur à 1³. La taille de l'exploitation ne semble pas expliquer les différences de rr d'une exploitation à l'autre. Bien que l'hypothèse de l'aversion au risque soit confirmée, cette conclusion doit être considérée comme préliminaire étant donné que les exploitations choisies sont loin d'être représentatives et que la procédure appliquée à un certain nombre d'exploitations a donné des solutions indéterminées pour les équations de la différence de prime. Cela peut être une indication du fait que, pour de nombreux agriculteurs, les primes payées sont bien inférieures au montant qu'ils sont disposés à payer, tout en suggérant également que le subventionnement des primes peut être pour partie redondant ou inutile. De fait, il serait utile de poursuivre l'évaluation du comportement des agriculteurs en matière d'assurances pour caractériser leurs préférences de risque car cela permettrait d'estimer directement le paramètre de la fonction d'utilité pour les agriculteurs pris individuellement.

4. **Tour d'horizon de la littérature sur la réponse des agriculteurs aux politiques agricoles**

L'ouvrage précurseur de Chavas et Holt (1990) a donné naissance à toute une littérature axée sur l'analyse de l'aversion au risque des agriculteurs et de leurs décisions de production et de superficie mise en culture dans des situations d'incertitude quant aux prix et aux rendements. Ces auteurs suggèrent que les variables de risque et de richesse influent sur les décisions des agriculteurs à la superficie mise en culture. Du point de vue de l'action publique, il est pertinent d'en conclure que les programmes agricoles qui tronquent la fonction distribution des prix affecteront à la fois les revenus attendus et la variance des revenus attendus. Pour les hypothèses standards quant à l'aversion au risque des agriculteurs, cette conclusion implique que les analyses des politiques doivent prendre en compte les effets de réduction des risques et les effets de richesse.

La littérature s'efforçant de caractériser les réponses des agriculteurs aux incitations des différentes politiques a donné des résultats opposés. Cela tient pour partie à la difficulté de séparer de manière empirique les effets des programmes d'action sur les décisions clés prises par l'agriculteur. En particulier, la présence de polices d'assurance offrant différents niveaux de couverture pour un certain nombre de risques de production ou de marché rend plus complexe encore l'établissement de la relation de complémentarité ou de substituabilité des politiques agricoles.

Se focalisant sur les effets de l'assurance, Goodwin (2001) en a conclu que les agriculteurs peuvent ne pas avoir une forte aversion au risque et que donc leur disposition à payer pour la souscription d'une assurance privée sera limitée. Ce résultat n'est pas cohérent avec les conclusions d'autres auteurs comme Makki et Somwaru (2001), qui ont montré que les produits d'assurance des revenus ont attiré de nombreux producteurs de maïs de la Corn Belt, qui souscrivaient initialement une assurance récolte traditionnelle, et que le niveau de subventionnement des primes est un facteur important affectant les décisions des agriculteurs. Un autre point de divergence est lié au fait que l'assurance revenu incite à étendre les surfaces cultivées qui autrement auraient été affectées à d'autres utilisations. Tandis que Keeton *et al.* (2000) en a conclu que les programmes de gestion des risques ont conduit à une extension des terres

3. Les auteurs ont choisi de conserver les résultats dans l'étude, malgré leur faible degré de signification statistique, pour l'intérêt méthodologique qu'ils représentent. Ils considèrent la méthode valable, lorsque des données microéconomiques sont disponibles et qu'elles peuvent susciter de nouveaux travaux sur l'aversion au risque des agriculteurs fondés sur les stratégies observées vis-à-vis de la souscription d'assurances.

cultivées de 20 millions d'hectares aux Etats-Unis, Young et Vandever (2000) ont suggéré que les réponses agrégées à ces programmes ont été très modestes. Les différences enregistrées peuvent provenir du fait que Keaton et al. ont inclus les paiements d'aide aux calamités et divers autres programmes en sus des assurances pour les cultures. Cependant, l'importance ou non de la réponse détermine dans une large mesure la pertinence des changements de prix, de systèmes de culture et les changements qui surviennent dans les autres secteurs.

La littérature a également engendré des points de vue opposés quant aux effets de l'assurance sur les décisions de production des agriculteurs, en particulier sur l'utilisation de produits chimiques. Si Horowitz et Lichtenberg (1993) ont montré que les rendements attendus peuvent augmenter lorsque les agriculteurs contractent une assurance-récolte, Smith et Goodwin (1996) et Babcock et Hennessy (1996) sont arrivés à des conclusions différentes. Ces conclusions disparates engendrent des points de vue opposés quant au degré de découplage du subventionnement des primes d'assurance et de la production.

Wu (1999) développe cette littérature et analyse conjointement l'utilisation de produits chimiques et les systèmes de culture. Il en conclut que l'effet de l'assurance récolte sur la marge extensive (décisions relatives à la superficie mise en culture) est supérieur à l'effet sur l'utilisation totale de produits chimiques. Wu et Adams (2001) se focalisent sur l'assurance revenu et confirment que la superficie mise en culture est sensible aux différents niveaux de l'assurance revenu.

A ce jour, on n'a pas tenté de modéliser les réponses des agriculteurs en termes de superficie mise en culture, leurs décisions quant au niveau des intrants et leurs stratégies en matière d'assurance, en supposant des risques de marché et de rendement mais aussi des préférences standards en matière de risque. Le manque d'hypothèses testables disponibles oblige ceux qui font des analyses empiriques à élaborer des modèles guidés par l'intuition et l'expérience antérieure. Cette limitation peut être en partie atténuée par l'utilisation de séries chronologiques et de données longitudinales à partir desquelles on peut obtenir une superficie, des rendements et des stratégies en matière d'assurance. Ces données peuvent être complétées par d'autres variables. Les résultats présentés ici sont assujettis aux limitations ci-dessus mais enrichis parce qu'ils sont tirés d'une large base de données comprenant des observations sur neuf saisons de 87 000 producteurs espagnols de céréales d'hiver.

5. Une théorie simple de la demande d'assurance

Une théorie bien établie de la production agricole avec des risques de rendement et de prix indique que les agriculteurs réagissent à des niveaux perçus de risques et à des politiques qui réduisent ces risques. A l'évidence, les assurances agricoles peuvent affecter les décisions des agriculteurs d'au minimum deux façons : via les distorsions de la variabilité des revenus tirés des récoltes causées par les différents produits d'assurances proposés pour différentes cultures ou groupes de cultures et via un effet de richesse qui peut inciter les agriculteurs à prendre des décisions plus risquées concernant les systèmes de culture et le niveau des intrants.

Une formulation standard de la fonction d'utilité d'un agriculteur peut s'exprimer comme un équivalent certain (Coyle, 1999):

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

où (\bar{W}, σ_w^2) représente la moyenne et la variance de la richesse finale et α est le coefficient d'aversion absolue au risque qui peut ou non dépendre de (\bar{W}, σ_w^2) . Suivant Coyle, le problème de la maximisation par le producteur est donné par la formule :

$$V(\bar{\mathbf{p}}, \mathbf{w}, \Omega_p, \bar{\varepsilon}, \sigma_\varepsilon^2, M) = \max_{\mathbf{x}, y > 0} \{ W_0 + \bar{R}(\mathbf{x}, \bar{\mathbf{p}}, \bar{\varepsilon}, \sigma_\varepsilon^2, M) - y I^p \mathbf{w} \mathbf{x} - \alpha(\cdot) (1-\lambda y) \sigma_R^2(\bar{\mathbf{p}}, \mathbf{w}, \Omega_p, \bar{\varepsilon}, \sigma_\varepsilon^2, M) \}$$

où $\alpha(\cdot) = \alpha(W_0 + \bar{R}(\mathbf{x}, \bar{\mathbf{p}}, \bar{\varepsilon}, \sigma_\varepsilon^2, M) - \mathbf{w} \mathbf{x}, \sigma_R^2(\bar{\mathbf{p}}, \mathbf{w}, \Omega_p, \bar{\varepsilon}, \sigma_\varepsilon^2, M))$; \mathbf{x} est le vecteur des niveaux d'intrants ; $\bar{\mathbf{p}}$ est le vecteur des prix moyens ; \mathbf{w} le vecteur des intrants moyens ; $\bar{\varepsilon}$ et σ_ε^2 sont la moyenne arithmétique et la variance d'un indice météo (précipitations du printemps, par exemple) ; M désigne d'autres moments statistiques pertinents ; y est une variable de choix discrète qui prend une valeur de 1 si un agriculteur souscrit une assurance ; I^p est la prime d'assurance ; et $\lambda, 0 < \lambda < 1$ est le facteur de réduction de la variance lié à la souscription d'une assurance.

L'approche adoptée par Coyle se prête bien à l'élaboration d'hypothèses de comportement des exploitants agricoles dans un contexte d'unités de production à multiples intrants et à multiples produits. En ce qui concerne la présente étude et en tenant compte des limitations de données, la formulation d'un modèle plus simple suffit dans lequel la variable de choix h dénote le niveau de couverture choisi d'une police d'assurance et peut s'analyser selon l'approche de Coyle. Supposons que Y représente le rendement aléatoire et H le rendement assuré. Si les rendements sont assurés au niveau H , Y est une variable aléatoire tronquée :

$$y = \begin{cases} H & \text{si } Y < H \\ Y & \text{si } Y \geq H \end{cases}$$

Définir $h = (H - \bar{Y}) / \sigma_Y$ comme la variable de choix représentant le niveau de couverture souhaité pour la police d'assurance-récolte⁴. Le revenu net attendu est donné par $\pi^e(h) = p y - \varphi(h)$, où $\varphi(h)$ est une fonction qui donne la prime actuariellement équitable pour chaque niveau de couverture, h , avec $\varphi'(h)$ et aucune hypothèse a priori quant au signe de $\varphi''(h)$; p est le prix net de la production. Définir comme suit les préférences de variance minimum :

$$U(\pi^e(h), \sigma_\pi^2(h)) = \pi^e(h) - 0.5 \alpha \sigma_\pi^2(h)$$

Maximiser le rendement d'utilité $h = h^*(p, \alpha, \sigma_Y)$, qui est le niveau de couverture choisi si $\varphi''(h) = 0$. On obtient les résultats statiques comparatifs suivants (voir Annexe 1) :

$$\frac{\partial h^*}{\partial p} > 0; \frac{\partial h^*}{\partial \alpha} > 0; \frac{\partial h^*}{\partial \sigma_Y} > 0$$

Cela implique que les agriculteurs souscriront une assurance offrant une couverture plus large lorsque le prix de la production, la variabilité des rendements et l'aversion au risque augmentent. Il convient de noter que dans ce modèle simple, nous nous concentrons sur une seule culture et nous faisons

4. Cette approche est équivalente à celle que Chavas et Holt (1990) ont développée pour les politiques de soutien des prix. On pourra trouver dans leur rapport les étapes omises dans le présent rapport.

l'hypothèse irréaliste que les rendements ne sont pas affectés par les stratégies de production de l'agent. Un cadre plus complexe ne donnera probablement pas des résultats plus clairs à moins que le modèle impose des hypothèses plus hardies.

6. Sources de données et description

6.1. Sources de données

Les données sont tirées de trois sources :

- a. La base de données de l'ENESA : les données sur les exploitations ont été tirées de cette base de données, qui contient des informations sur 130 746 exploitations ayant souscrit une assurance pendant au minimum trois ans sur la période 1990-1998.
- b. Les données ont été tirées de diverses publications de la Division statistiques du Ministère espagnol de l'agriculture, de la pêche et de l'alimentation. Ces données sont les suivantes :
 - Les aides annuelles de la PAC par tonne de culture
 - Les rendements au niveau de la "comarca" qui ont été utilisés pour calculer l'aide à l'hectare pour les cultures relevant de la PAC.
 - Les prix de marché annuels moyens pour les différentes cultures, principalement le blé, l'orge, les graines de tournesol et les haricots.
 - Les prix de la terre au niveau des provinces.
- c. Les données sur les précipitations mensuelles de l'Institut météorologique national pour chaque province. Le chiffre cumulé des précipitations d'octobre à décembre est affecté à l'année de récolte suivante.

A partir des données d'origine, on a sélectionné les provinces suivantes de cinq régions ou communautés autonomes, (en 1997, elles représentaient 81,7 % de la production céréalière espagnole) : Castille-León (34,2 %), Castille-La Manche (15 %), Aragon (14,5 %), Andalousie (11,6 %) et Estrémadure (6,3 %).

Comme la base de données de l'ENESA était trop volumineuse à gérer pour un PC standard, on a procédé à une sélection aléatoire d'exploitations. Sur les 97 000 exploitations restant après le filtrage géographique, nous avons constitué deux groupes composés respectivement de 9 695 et 9 682 exploitations, soit environ 1/10^{ème} des exploitations, ce qui correspond à 87 255 et 87 138 observations d'exploitations sur l'année. La procédure de sélection aléatoire a consisté à attribuer un numéro à chaque exploitation et à choisir les exploitations dont le numéro se terminait par "2" (2, 12, 22, etc.) pour le premier groupe et celles dont le numéro se terminait par "7" pour le deuxième groupe. Les bases de données ainsi générées ont été désignées par les lettres A et B. Toutes les données monétaires ont été converties en euros constants de l'an 2000. Les surfaces sont exprimées en hectares et les rendements en tonnes à l'hectare.

Avant de décrire chaque variable, il est important de préciser quelques points concernant la nature de certaines des variables clés incluses dans la base de données.

- Superficie plantée de céréales: La base de données contient les superficies plantées de céréales de chaque agriculteur pour neuf saisons, que celui-ci ait ou non souscrit une assurance. Si l'agriculteur a souscrit une assurance, l'observation enregistrée fournit une mesure précise de sa superficie

plantée de céréales. Si au cours d'une année donnée il n'a pas souscrit d'assurance, on porte dans la base de données la superficie assurée le plus récemment

- Rendements céréaliers. La base de données comprend deux types de rendements céréaliers pour chaque agriculteur et chaque saison :
 - Le rendement obtenu : Pour les agriculteurs qui ont souscrit une assurance au cours d'une saison donnée, il s'agit du rendement enregistré dans le calcul de leurs primes si aucune déclaration de sinistre n'a été faite à la compagnie d'assurance, ou le rendement évalué par l'expert, dans le cas de demandes d'indemnisation au titre de pertes. Pour les agriculteurs n'ayant pas souscrit d'assurance, on porte dans la base de données la moyenne des rendements historiques de l'agriculteur multipliée par un facteur établi sur la base du rendement annuel et des rendements historiques de la "comarca".
 - Le rendement assuré est le rendement que l'agriculteur a assuré, tel qu'il est enregistré dans la base de données de l'ENESA.

6.2. Description statistique des variables clés

Le tableau 5 donne la moyenne et l'écart-type des trois variables clés que sont les rendements effectifs (A_YIELD pour *actual yields*), les rendements assurés (I_YIELD pour *insured yields*) et la superficie plantée de céréales (SURF pour *cereals' surface*). Les résultats montrent que les bases de données A et B donnent des résultats très similaires, ce qui prouve que la procédure de sélection aléatoire ne fausse pas les résultats.

Chaque base de données est analysée ; à cet effet, l'échantillon est divisé en cinq sous-ensembles : *i*) toutes les observations; *ii*) les observations portant sur des agriculteurs non assurés ; *iii*) les observations portant sur des agriculteurs ayant souscrit une assurance céréales ; *iv*) les observations portant sur des agriculteurs ayant souscrit une assurance I-G ; et *v*) les observations portant sur des agriculteurs ayant souscrit une assurance rendement. La comparaison des moyennes pour ces cinq sous-ensembles révèle que :

- ce sont les agriculteurs n'ayant souscrit aucune assurance qui ont les rendements effectifs les plus faibles ;
- ce sont les agriculteurs ayant souscrit une assurance I-G qui ont les rendements effectifs les plus élevés ;
- les rendements effectifs des agriculteurs ayant souscrit une assurance rendement sont sensiblement inférieurs (500 kg/ha) à ceux des agriculteurs ayant souscrit une assurance I-G ;
- ce n'est que dans le dernier sous-groupe (observations portant sur des agriculteurs ayant souscrit une assurance rendement) que les rendements effectifs A_YIELD sont inférieurs aux rendements assurés I_YIELD ;
- c'est dans le dernier groupe d'observations (assurance rendement) que la superficie moyenne est la plus importante ;
- la superficie moyenne la plus faible est associée au quatrième groupe d'observations (assurance I-G).

L'interprétation préliminaire de ces résultats donne à penser que les agriculteurs ayant des rendements faibles ont moins tendance à s'assurer que ceux ayant des rendements moyens ou élevés. Toutefois, ceux qui contractent une assurance à couverture la plus large (assurance rendement) ont des

rendements inférieurs à ceux qui contractent une assurance couvrant uniquement les sinistres tels que l'incendie ou la grêle. A cela trois explications possibles : la première c'est que dans la mesure où les agriculteurs contractent une assurance rendement sur une base plus large, cette décision peut s'accompagner de la décision de mettre en culture céréalière des terres plus marginales. La seconde est que les exploitants plus importants sont plus enclins à contracter une assurance à couverture large. Enfin, il se peut que les agriculteurs fassent moins d'efforts et qu'ils mettent en oeuvre moins de moyens lorsqu'ils contractent une assurance rendement, ce que confirme le fait qu'en moyenne les rendements effectifs ne sont inférieurs aux rendements assurés que dans le dernier sous-groupe.

Une autre mise en garde s'impose concernant la base de données. Les déclarations de rendements effectifs inférieurs aux rendements assurés sont toujours le fait d'agriculteurs ayant souscrit une assurance rendement et pas d'agriculteurs ayant souscrit une assurance I-G. Cela tient au fait que ces derniers ne peuvent demander à être indemnisés que si un événement extrême a détruit tout ou partie de leur récolte mais pas si la récolte a été moins importante qu'ils ne l'escomptaient. En conséquence, il est probable que les statistiques des rendements effectifs des agriculteurs ayant souscrit uniquement une assurance I-G soient surestimées. On ignore dans quelle mesure cette erreur d'appréciation peut fausser les résultats économétriques qui en résultent. En évaluant les risques encourus par les exploitants agricoles et par les politiques, ENESA a pu filtrer les rendements assurés peu réalistes et vérifier les rendements par comté (comarca) par rapport aux rendements individuels. Ceci tendrait à indiquer que le biais est de faible amplitude. Une autre explication possible, non exclusive, serait que les exploitants agricoles qui souscrivent une assurance I-G sont peut-être situés dans des zones moins sujettes à des rendements plus instables.

Tableau 5. Description statistique des rendements effectifs, des rendements assurés et de la superficie plantée de céréales

Cas	Variable	BASE DE DONNEES A			BASE DE DONNEES B		
		Nbre Obs	Moyenne	Ecart-type.	Nbre Obs	Moyenne	Ecart-type
Total	A_YIELD		2315.00	1111.30		2310.20	1112.60
	I_YIELD	87255	2291.50	702.91	87138	2287.90	703.57
	SURF		35.74	49.37		35.75	48.96
Aucune assurance	A_YIELD	29370	2012.60	1073.70	29289	2013.60	1078.60
	SURF		33.17	45.13		33.42	47.35
Assurance quelle qu'elle soit	A_YIELD		2468.40	1098.40		2460.30	1099.30
	I_YIELD	57885	2307.60	705.45	57849	2303.70	708.43
	SURF		37.05	51.34		36.93	49.71
Assurance incendie-grêle	A_YIELD		2792.80	900.58		2781.50	893.81
	I_YIELD	24176	2387.00	703.15	23822	2380.30	707.53
	SURF		32.10	43.22		32.67	52.29
Assurance-rendement	A_YIELD		2235.80	1166.50		2235.50	1171.50
	I_YIELD	33709	2250.70	701.61	34027	2250.10	704.12
	SURF		40.59	56.18		39.91	47.59

Légende : A_YIELD : Rendement réel ou obtenu (Kg/ha) ; I_YIELD : Rendement assuré (Kg/ha) ; SURF : Superficie cultivée en céréales par l'exploitant i au cours de la campagne t (ha).

7. Résultats et discussion

Cette section commence par passer en revue les équations qui caractérisent les stratégies des agriculteurs en matière d'assurances. Le premier modèle étudie les facteurs qui expliquent la décision de contracter une assurance et le second le type d'assurance contractée par les agriculteurs. L'ensemble de résultats qui suit examine les facteurs expliquant les rendements céréaliers des agriculteurs. Les résultats des équations de la superficie plantée de céréales, qui reposent sur l'approche pionnière de Chavas et Holt (1999) et qui incluent les résultats attendus comme étant une variable explicative, sont ensuite examinés. Cette approche souligne le lien de causalité existant entre la manière dont les agriculteurs affectent leurs terres à différentes cultures et ce qui détermine leurs rendements attendus. La dernière section présente les résultats des équations de l'offre de céréales et fournit une vision alternative de la manière dont les polices d'assurance affectent le comportement des agriculteurs.

Cette approche présente les problèmes potentiels de la causalité, la simultanéité et "l'endogénéité". Nous avons choisi d'estimer chaque ensemble d'équations séparément pour exploiter la structure en panel de données et éviter les contraintes d'ordre informatique. Nous avons tenté de nichier les résultats des modèles logit dans les modèles de superficie et de production de manière à éliminer les problèmes potentiels d'endogénéité. Comme cette opération accroît considérablement la capacité de mémoire nécessaire au point qu'il nous aurait fallu réduire la taille de la base de données pour effectuer l'estimation nichée, nous avons décidé d'estimer les demandes d'assurances séparément.

7.1. *La demande d'assurances : modélisation des stratégies des agriculteurs en matière d'assurances*

Cette section cherche à déterminer les facteurs expliquant les décisions des agriculteurs de contracter une assurance et leur choix entre différents produits d'assurances. Suivant notre modèle théorique simple de la demande d'assurances, nous supposons que les stratégies des agriculteurs en matière d'assurances reposent expérimentalement sur :

- le fait qu'il s'agit ou non d'agriculteurs contractant habituellement des assurances ;
- le rendement attendu pour l'année pour laquelle la décision est prise ;
- les conditions climatiques de l'année précédente ;
- le prix attendu des céréales ;
- le taux de risque individuel, tiré de la base de données de l'ENESA ; et
- la richesse attendue.

Les spécifications du modèle sont les suivantes :

$$\begin{aligned} \text{INS}_t = & a_0 + a_1 \text{DINS}_{it-1} + a_2 \text{EYIELD}_{it} + a_3 \text{RAIN}_{pt-1} + a_4 \text{INS_SUBSIDIES}_{ct} \\ & + a_5 \text{ACER} + a_6 \text{EP_CER}_t \\ & + a_7 \text{RR}_i + a_8 \text{EW_HA} + \text{variables fictives régionales} + \text{variables fictives liées à l'année} + u_{it} \end{aligned}$$

Deux spécifications similaires ont été formulées avec INS_YLD et INS_F\&H comme variables dépendantes. Dans la mesure où les variables dépendantes, INS (souscription ou non d'une assurance), INS_F\&H (souscription ou non d'une assurance I-G) et INS_YLD (souscription d'une assurance rendement ou souscription uniquement d'une assurance I-G), sont binaires, on a fait tourner trois modèles logit. Dans ce cas, la capacité de l'ordinateur a permis d'exploiter chaque base de données complète sans la fractionner en sous-ensembles géographiques. En résumé, six modèles logit présentant les spécifications suivantes ont été exploités :

- Base de données A et variable dépendante INS (1: souscrit une assurance et 0 ne souscrit aucune assurance) ; INS_F\&H (1: souscrit une assurance I-G et 0 ne souscrit aucune assurance) et

INS_YLD (1: souscrit une assurance rendement et 0 souscrit une assurance I-G ou aucune assurance)

- Base de données B : les trois mêmes modèles.

Les modèles incluent dans leurs équations correspondantes des variables dépendantes retardées. Certes, cela aurait pu poser des problèmes économétriques mais les modèles nous ont permis de saisir les effets d'autres variables clés qui ne sont peut-être pas associées à la formation d'habitudes. Nous avons introduit ensuite des variables fictives pour prendre en compte chaque année et chaque région. Enfin, nous avons introduit une variable qui saisit la situation de risque individuelle de chaque agriculteur. Cette variable de taux de risque, RR, fournit à l'ENESA la base qui lui permet d'évaluer les taux de prime de chaque agriculteur ; elle a été calculée selon un processus à étapes multiples qui prend en compte les statistiques des rendements individuels, les rendements au niveau de la *comarca* ainsi que divers autres facteurs. Enfin, nous avons inclus des statistiques retardées des précipitations annuelles cumulées, enregistrées au niveau provincial pour représenter la perception par les agriculteurs de la nécessité ou de l'opportunité de souscrire une assurance. Les tableaux 6a et 6b présentent les résultats des six modèles logit. Les observations pour 1990 ont été éliminées parce que des variables retardées sont incorporées au modèle.

Tableau 6a. Modèles logit expliquant les stratégies des agriculteurs en matière d'assurances (base de données A)

Variables explicatives	MODELE (décrit par sa variable dépendante)					
	INS		INS_F&h		INS_YIELD (pour tous les i/ INS_F&h =1)	
	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Variable dép.retardée	1.88170	102.21	1.71380	74.82	3.16750	115.24
EYIELD(rend. escompté)	0.00037	23.10	0.00036	18.50	-0.00043	-16.77
RAIN _{t-1} (accumul.décalée Precipitation)	-0.00008	-0.87	0.00050	4.29	-0.00131	-9.56
SUB_F&H (subv. G-I)	0.16338	10.35	-0.07225	-3.58		
SUB_YIELD(subv. rendt.)	0.02901	10.52			0.04497	11.51
ACER (Paiemts PAC /ha)	-0.00196	-4.03	-0.00402	-7.35	0.01150	18.11
EP_CER (px escomptés céréales)	-0.01196	-11.15	-0.01520	-12.72	0.02257	16.46
RR (coeff de notation du risque)	0.04055	13.63	-0.04879	-11.70	0.14281	32.33
EW_HA (richesse escomptée €/ha)	-0.00013	-7.78	-0.00014	-7.32	0.00010	4.59
DCL (binaire:Castille-Leon=1)	-0.08905	-1.61	-0.07816	-1.18	-0.03985	-0.60
DAR(binaire:Aragon=1)	-0.36165	-4.98	-0.29512	-3.40	0.08808	0.95
DCM(binaire:Castille-La Mancha=1)	-0.11751	-2.02	-0.30712	-4.36	0.53211	7.23
DEX (binaire:Estremadura =1)	-0.37907	-4.68	-0.44839	-4.75	-0.10701	-0.94
D92 (binaire: année 1992=1)	-0.54286	-16.65	-1.15260	-27.41	1.28060	23.83
D93 (binaire: année 1993=1)	0.42426	10.36	0.21765	4.49	0.52433	9.49
D94 (binaire: année 1994=1)	0.08541	2.34	-0.06636	-1.55	0.72107	14.43
D95 (binaire: année 1995=1)	-0.30018	-8.39	-0.82634	-18.59	0.84828	16.56
D96 (binaire: année 1996=1)	1.42450	27.96	1.35030	23.47	0.00683	0.11
D97 (binaire: année 1997=1)	-0.05897	-1.59	-0.11405	-2.63	-0.09908	-2.05
CONSTANT	0.70250	3.59	2.23180	10.07	-6.43430	-25.28
N	77456		46178		52453	
Log-probabilité	-401140		-26064		-22123	
R ² de Chow	0.222		0.23		0.453	
% de prédictions exactes	77		72		82	

Tableau 6b. Modèles logit expliquant les stratégies des agriculteurs en matière d'assurances (base de données B)

Variables explicatives	MODELE (décrit par sa variable dépendante)					
	INS		INS_F&h		INS_YIELD (pour tous les i/ INS_F&h =1)	
	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Variable dép. retardée	1.86650	100.98	1.64400	72.39	3.15030	115.33
EYIELD	0.00034	21.229	0.00035	18.23	-0.00044	-17.15
RAIN _{t-1}	-0.00005	-0.51993	0.00039	3.43	-0.00143	-10.39
SUB_F&H	0.18383	11.639	-0.06538	-3.27		
SUB_YIELD	0.02193	7.956			0.04402	11.48
ACER	-0.00081	-1.668	-0.00269	-4.98	0.01011	16.01
EP_CER	-0.00948	-8.8832	-0.01303	-11.06	0.02110	15.55
RR	0.03918	13.105	-0.05556	-13.33	0.14812	33.11
EW_HA	-0.00014	-8.2417	-0.00016	-8.54	0.00012	5.61
DCL	-0.09406	-1.7098	-0.12295	-1.88	-0.00048	-0.01
DAR	-0.35854	-4.9422	-0.36082	-4.19	0.12843	1.39
DCM	-0.18533	-3.1924	-0.38934	-5.59	0.57076	7.79
DEX	-0.41867	-5.181	-0.48930	-5.24	-0.14857	-1.29
D92	-0.51375	-15.81	-1.13050	-27.23	1.35120	25.38
D93	0.42908	10.502	0.17410	3.64	0.61730	11.27
D94	0.06018	1.6547	-0.16438	-3.86	0.82832	16.62
D95	-0.36068	-10.105	-0.85783	-19.57	0.82160	16.03
D96	1.40880	27.617	1.25350	21.93	0.18269	3.04
D97	-0.10117	-2.726	-0.23316	-5.42	0.06521	1.36
CONSTANT	0.37758	1.932	2.04040	9.28	-6.22650	-24.58
N	77560		46471		52670	
Log-probabilité	-40101		-26436		-22340	
R ² deChow	0.221		0.23		0.45	
% de prédictions exactes	76		71		82	

Dans la mesure où les deux bases de données ont abouti à des résultats similaires, les commentaires concernent également les tableaux 6a et 6b et font référence à chacun des trois modèles logit (avec les variables dépendantes : INS, INS_F&H and INS_YIELD, respectivement). Nous discutons dans un premier temps des conclusions communes aux modèles. La correspondance est raisonnablement bonne, en particulier pour le modèle IN_YIELD. Les prédictions sont correctes à plus de 72 % et le R² de Chow varie entre 0,22 et 0,45. Le modèle IN_YIELD ne comprend que des observations d'agriculteurs ayant souscrit une assurance.

Les résultats confirment le comportement des céréaliers espagnols à l'égard de la souscription d'une assurance : si une année un agriculteur souscrit une assurance, il est très probable qu'il fera de même les années suivantes. La caractérisation individuelle des risques latents pour les récoltes, RR, est également une variable importante. Plus le risque RR sera élevé, plus grande sera la probabilité pour qu'un agriculteur passe à une police d'assurance à couverture large. Ceci s'explique de deux manières. D'une part, ce choix peut représenter une contre sélection, hypothèse qui pourrait être confirmée si les ratios d'assurance rendement s'avéraient régulièrement plus mauvais que les ratios de l'assurance G-I. D'autre part, il pourrait suggérer que les agriculteurs suivent une courbe d'apprentissage qui se termine par la sélection de la meilleure stratégie d'assurance. Sur la base de ce raisonnement, ils est plus probable que les agriculteurs choisissent d'élargir leur couverture au cours du temps en passant d'une assurance G-I à une assurance

rendement que l'inverse. Dans la mesure où RR détermine le taux de prime pour chaque agriculteur pris individuellement, un signe positif indiquerait qu'un subventionnement accru des primes tendrait à accroître le nombre d'agriculteurs passant d'une assurance à couverture faible à une assurance à couverture large. Comme le risque RR est élevé pour les agriculteurs soumis à une plus grande variabilité des rendements, ce résultat confirme les conclusions théoriques quant au signe positif de $\partial h^*/\partial \sigma_y$.

Il semble toutefois que les facteurs expliquant le choix de l'assurance ne jouent pas un rôle similaire dans l'explication des décisions des agriculteurs de souscrire une assurance. Les résultats donnent à penser que des prix et des paiements à l'hectare plus élevés affectent bien la décision de passer d'une assurance de base à une assurance rendement mais qu'ils n'incitent pas nécessairement assez l'agriculteur à souscrire une assurance pour la première fois. Cela confirme l'un de nos résultats théoriques, à savoir $\partial h^*/\partial p > 0$, en ce sens que des prix à la production plus élevés conduiront les agriculteurs qui souscrivent déjà une assurance à en souscrire une à couverture plus large alors que pour les agriculteurs ne souscrivant qu'une assurance I-G, et encore rarement, il existe une relation de substituabilité des prix élevés et la souscription d'une assurance

En outre, les prix et les rendements attendus concernant les céréales sont de signe opposé dans les deux équations. Les résultats des équations souscription/non souscription révèlent que si les rendements attendus s'améliorent ou si les prix attendus baissent, les agriculteurs tendent à souscrire une assurance. Toutefois, ces mêmes attentes dissuadent les agriculteurs assurés de passer à une assurance rendement.

Une progression des valeurs comptables à l'hectare entraîne également une probabilité plus faible de souscription d'une forme quelconque d'assurance mais elle incite les agriculteurs à souscrire des polices plus onéreuses là où auparavant ils ne souscrivaient qu'une police I-G. Cela donne à penser que la souscription d'une assurance peut être une stratégie alternative pour faire face à une diminution des fonds propres du fait de revenus inférieurs aux revenus attendus ou d'opportunités réduites de nantissement des terres sur les marchés financiers.

Le rôle du subventionnement de l'assurance diffère également d'une spécification de modèle à l'autre. A l'évidence, des subventions plus importantes sont accordées aux agriculteurs qui passent d'une assurance I-G à une assurance rendement. Toutefois, nous avons constaté dans nos équations INS_F&H, qu'un subventionnement plus important des primes a un impact négatif sur la disposition des agriculteurs à souscrire uniquement une assurance I-G. Ce résultat peut être dû à des effets statistiques faux mais, en tout état de cause, le subventionnement moyen des primes s'élève à 1,6 euros l'hectare, ce qui ne semble pas suffisamment élevé pour affecter les décisions des agriculteurs.

Les principales conclusions de cette section sont les suivantes :

- Les stratégies des agriculteurs en matière d'assurances semblent cohérentes dans le temps.
- Le subventionnement des primes affecte les décisions des agriculteurs d'élargir leur niveau de couverture mais ne semble pas influencer leur décision de souscrire une assurance de base.
- Les agriculteurs tendent à souscrire une assurance lorsque les conditions climatiques de l'année précédente ont été défavorables. Ceci correspond avec la théorie prospective développée par Daniel Kahneman (Lauréat du Prix Nobel en 2002) et par Amos Tversky.
- Il existe une relation de complémentarité entre des prix plus élevés pour les céréales et la souscription d'une assurance rendement et une relation de substituabilité entre des prix plus élevés pour les céréales et la souscription d'une assurance I-G.
- Des agriculteurs qui auparavant n'étaient pas assurés décident de souscrire une assurance s'ils s'attendent à une baisse des prix et de la valeur comptable des exploitations.

- Des taux de risques supérieurs sont uniformément associés à une probabilité plus grande de souscrire une assurance et de choisir des polices d'assurance à large couverture.

7.2. Régression des rendements

On pose comme hypothèse que les rendements de céréales effectifs de chaque agriculteur dépendront :

- du fait qu'il aura ou non souscrit une assurance et de son coût final ;
- du type d'assurance contractée ;
- du niveau cumulé des précipitations du printemps et de l'automne ;
- des prix et de la variance attendus pour les céréales et les cultures concurrentes au niveau de l'exploitation ; et
- des aides directes reçues pour chaque culture dans le cadre de la PAC.

Dans une agriculture pluviale, les rendements varient considérablement en fonction des conditions climatiques. Des incitations liées aux prix peuvent expliquer les rendements des agriculteurs. Mais d'autres variables, comme les aides à l'hectare dans le cadre de la PAC et les variables représentant les stratégies des agriculteurs en matière d'assurances sont des incitations plus subtiles.

On peut s'attendre à ce que le risque moral implique qu'un agriculteur fera plus d'efforts si sa police d'assurance couvre uniquement les pertes de rendement dues à des événements climatiques extrêmes telles qu'une tempête de grêle ou un incendie, que si elle couvre les pertes de rendement dues, par exemple, à des précipitations insuffisantes. Toutefois, il n'existe pas de corrélation parfaite entre l'"effort" et le rendement et les observations ne portent que sur ce dernier. Le fait qu'un agriculteur aît des rendements faibles peut être dû à une mauvaise gestion mais aussi à la malchance, à de mauvaises conditions climatiques ou naturelles.

Si un agriculteur passe d'une assurance bon marché à une assurance onéreuse lui offrant une meilleure couverture, on peut s'attendre à un rendement à l'hectare moindre à cause des effets pervers du risque moral. Si tel est le cas, le subventionnement des assurances garantissant une couverture importante serait découplé de la production. Mais si les agriculteurs tendent à accroître leur superficie plantée de céréales lorsqu'ils ont souscrit une assurance leur garantissant une large couverture, le résultat combiné pour l'offre totale de céréales sera ambigu. Nous reviendrons sur ce point à la section modélisation de l'offre ci-dessous.

La spécification empirique de l'équation des rendements est la suivante (pour une définition exacte des variables, voir annexe 2):

$$A_YIELD_{it} = a_0 + a_1 RAIN + a_2 EP_CER_t + a_3 EP_SUN_t + a_4 ACER_{ct} + a_5 AOLE_{ct} \\ + a_6 ALEG_{it} + a_7 SUB_YLD_{ct} + a_8 SUB_F\&H + a_9 VARP_CER_t + a_{10} VARP_SUN_{ct} + a_{11} \\ VARP_BEAN_{ct} + \text{variables fictives régionales} + u_{it}$$

où EP_SUN_t correspond au prix escompté du tournesol ; $ACER_{ct}$, $AOLE_{ct}$ et $ALEG_{it}$ correspondent aux paiements par hectare des céréales, graines oléagineuses et cultures protéiniques ; et $VARP_CER_t$,

VARP_SUN_{ct}, VARP_BEAN correspondent aux variances escomptées des prix des céréales, des tournesols et des haricots (selon Chavas et Holt, 1991).

Nous avons fait tourner quatre ensembles de modèles de coupes transversales et de séries chronologiques pour expliquer les rendements effectifs des agriculteurs ; deux avec la base de données A et deux avec la base de données B. En raison d'une capacité de mémoire insuffisante, les deux bases de données ont été subdivisées en deux sur la base de critères purement géographiques. Les quatre bases de données obtenues comprenaient :

- des observations pour la région Castille-León (CL) et la base de données A ;
- des observations pour la région Castille-León (CL) et la base de données B ;
- des observations pour les régions Aragon, Andalousie, Castille-La Manche et Estrémadure (multi-région, MR) et la base de données A ;
- des observations pour les régions Aragon, Andalousie, Castille-La Manche et Estrémadure (MR) et la base de données B.

Le tableau 7 présente les résultats des quatre analyses de régression. La procédure utilisée a été la procédure en quatre temps suggérée par Greene (1991) et Kmenta (1986) pour le modèle autorégressif avec hétéroscédasticité et coupe transversale, qui est la procédure standard utilisant des séries chronologiques et des données longitudinales. Cette procédure consiste à : 1) appliquer la méthode classique des moindres carrés (OLS) ; 2) utiliser le résidu pour calculer ρ_{0i} ; 3) utiliser la valeur ρ_{0i} estimée pour transformer les observations et appliquer OLS au modèle transformé ; 4) utiliser les estimations obtenues par la méthode des moindres carrés généralisée (GLS).

Tableau 7. Résultats des équations de régression des rendements céréaliers

	Castille-León				Echantillon multi-région			
	Echantillon A		Echantillon B		Echantillon A		Echantillon B	
	coef	test de Student	coef	test de Student	coef	test de Student	coef	test de Student
RAIN	1.49E+00	36.91	1.48E+00	36.53	3.39E+00	97.60	3.47E+00	97.58
EP_CER	6.86E+00	15.75	6.69E+00	15.37	1.64E+00	3.47	2.00E+00	4.20
EP_SUN	9.29E-01	10.98	9.40E-01	11.12	3.56E+00	44.02	3.54E+00	43.36
ACER	18.95	88.99	1.90E+01	89.42	1.36E+01	70.84	1.36E+01	70.19
AOLE	8.05E-02	9.74	1.07E-01	12.90	-5.74E-01	-60.17	-5.95E-01	-62.12
ALEG	-9.43E-01	-19.87	-1.10E+00	-23.16	4.92E-02	1.01	7.94E-02	1.62
SUB_YLD	5.461	10.41	7.34E+00	13.97	4.20E+00	5.87	4.14E+00	5.78
SUBF_H	72.061	20.39	7.90E+01	21.81	2.12E+02	43.19	2.15E+02	43.69
DAN					5.97E+02	25.73	6.24E+02	26.69
DAR					239.63	11.62	2.39E+02	11.53
DCM					325.91	16.33	3.39E+02	16.91
VARP_CER	-8.18E-02	-11.20	-8.37E-02	-11.42	-6.68E-02	-9.91	-6.71E-02	-9.88
VARP_SUN	9.57E-03	18.63	8.50E-03	16.59	1.51E-02	31.70	1.55E-02	32.33
VARP_BEAN	4.92E-01	33.56	0.52653	35.85	1.55E-01	12.48	0.14074	11.25
CONSTANT	-1644.6	-28.07	-1.63E+03	-27.88	-1466.5	-22.02	-1553.3	-23.18
Nxt	4818 x 8		4813 x 8		4877 x 8		4869 x 8	
Log-probabilité	-301697		-301164		-311252		-3.11E+02	
Valeur de F	5484.80		5527.70		2401.43		2434.21	
R ²	0.61		0.61		0.46		0.47	

Toutes les équations ont de bonnes propriétés statistiques et la plupart des coefficients sont importants (niveau de 0,01). Tous les signes sont cohérents d'une base de données à l'autre, excepté pour les paiements à l'hectare des légumineuses (*Leguminosae's Area payments* - ALEG). Une mise en garde s'impose concernant les erreurs de mesure de la variable A_YIELD lorsque les agriculteurs contractent une assurance I-G. Nous avons mentionné ci-avant que dans ce cas l'observation coïncide avec I_YIELD si l'agriculteur n'a déclaré aucun sinistre. Toutefois, il est fait état de demandes d'indemnisation au titre de l'assurance I-G, lorsque tout ou partie de la récolte a été sérieusement endommagée par des événements extrêmes, mais pas si les rendements réels sont inférieurs aux rendements assurés pour des raisons autres. C'est pourquoi on obtient une approximation des rendements réels de ces agriculteurs par les rendements assurés et les rendements attendus ou effectifs déclarés.

Les variables SUB_YLD et SUB_F&H s'appliquent uniquement aux agriculteurs qui ont souscrit les primes d'assurances correspondantes. Cela signifie qu'elles résultent du produit des variables binaires et du fait que le subventionnement des assurances offert est nul pour les observations dans lesquelles aucune assurance n'est souscrite.

RAIN est positif et très important dans toutes les régressions, ce qui confirme la dépendance des céréales d'hiver à l'égard des précipitations du printemps. Le coefficient du prix attendu des céréales (EP_CER) est également positif de même que l'élasticité des rendements à des prix attendus compris entre 0,55 et 0,15. Les variances de prix prennent le signe attendu, à savoir négatif pour les céréales et positif pour les cultures de remplacement. À l'évidence, les équations des rendements ne décrivent pas de manière précise les effets sur l'offre des prix de soutien et des polices d'assurances car la réponse des agriculteurs peuvent également répondre à ces facteurs par une augmentation ou une réduction de la superficie plantée de céréales. Toutefois, les résultats indiqués au tableau 7 semblent suggérer que les agriculteurs répondent au prix de l'assurance en réduisant leurs rendements. Autrement dit, l'assurance et les intrants autres que la terre sont dans le processus de production des compléments bruts.

7.3. *Equations de la production*

Une autre approche du traitement des effets sur l'offre consiste à faire tourner un modèle expliquant la production totale de céréales des agriculteurs. On a utilisé les mêmes spécifications que pour les équations des rendements mais avec $PROD_{it}$ ($=YIELDS_{it} \times SURF_{it}$) comme variable dépendante (tableau 8).

Toutes les variables sont très importantes, à l'exception du prix attendu des graines de tournesol et de la variance des prix des céréales dans nos deux modèles pour la région Castille-León. La validité de l'adéquation est analogue aux équations des rendements. Toutes les élasticités-prix de l'offre sont importantes (entre 0,50 et 0,55).

Les résultats peut-être les plus notables des équations de l'offre sont les coefficients des variables SUB_YLD et SUBF_H. Le fait que les deux soient positifs et très importants résoud partiellement les doutes soulevés dans l'interprétation des régressions précédentes. Il existe une corrélation positive entre le subventionnement de l'assurance et la production de céréales.

Tableau 8. Résultats des équations de régression de la production céréalière

	Castille-León				Echantillon multi-région			
	Echantillon A		Echantillon B		Echantillon A		Echantillon B	
	Coefficient	test de Student	Coefficient	test de Student	Coefficient	test de Student	Coefficient	test de Student
RAIN	0.10679	46.54	1.02E-01	44.89	8.85E-02	49.23	9.09E-02	49.13
EP_CER	3.09E-01	14.48	3.19E-01	14.94	2.30E-01	12.58	2.21E-01	11.82
EP_SUN	2.47E-03	0.42	9.74E-04	0.16	4.83E-02	13.35	4.97E-02	13.30
ACER	4.32E-01	22.14	4.33E-01	21.65	1.47E-01	13.07	1.52E-01	13.04
AOLE	-1.22E-03	-3.64	-3.25E-04	-1.01	-1.93E-02	-52.18	-2.03E-02	-53.95
ALEG	-7.30E-03	-2.69	-5.82E-03	-2.04	-2.98E-02	-14.50	-2.80E-02	-13.22
SUB_YLD	1.95E-01	8.20	2.08E-01	9.02	3.98E-01	13.79	3.67E-01	12.53
SUBF_H	2.07E+00	12.58	2.10E+00	12.91	4.07E+00	19.11	4.50E+00	20.31
DAN					1.87E+01	9.39	2.00E+01	9.71
DAR					8.2175	4.54	7.78E+00	4.18
DCM					1.92E+01	10.62	1.69E+01	9.10
VARP_CER	-5.56E-05	-0.13	-1.34E-04	-0.30	-7.44E-03	-26.67	-7.23E-03	-25.19
VARP_SUN	1.87E-04	5.16	1.73E-04	4.65	1.03E-04	4.52	1.27E-04	5.39
VARP_BEAN	3.25E-03	4.16	3.77E-03	4.56	1.28E-02	25.47	1.27E-02	24.38
CONSTANT	-64.321	-22.86	-6.68E+01	-23.89	-4.06E+01	-13.71	-38.872	-12.86
Nxt	4818 x 8		4813 x 8		4877x 8		4869 x 8	
Log-probabilité	-192570		-192070		-193848		-193253	
Valeur de F	3029.9		3150.7		957.9		978.9	
R ²	0.46		0.47		0.26		0.26	

Toutefois, les effets du subventionnement des deux polices d'assurance doivent s'interpréter à la lumière des comparaisons de différents modes de soutien ou de stabilisation des revenus. Bien que le coefficient de subventionnement de l'assurance I-G soit environ dix fois supérieur au coefficient de subventionnement de l'assurance rendement, en termes d'élasticité les deux effets sont statistiquement impossibles à distinguer. Le tableau 9 indique l'élasticité de l'offre par rapport aux prix des céréales, aux paiements à l'hectare des céréales et au subventionnement de l'assurance.

Tableau 9. Elasticité de l'offre (mesurée par la moyenne)

	Castille-León				Echantillon multi-région			
	Echantillon A		Echantillon B		Echantillon A		Echantillon B	
	Elasticité	test de Student	Elasticité	test de Student	Elasticité	test de Student	Elasticité	test de Student
EP_CER	0.57	14.48	0.55	14.94	0.603	12.58	0.52	11.82
HACER	0.38	22.14	0.39	21.65	0.15	13.07	0.15	13.04
SUB_YLD	0.0113	8.20	0.0122	9.02	0.0123	13.79	0.0215	12.53
SUBF_H	0.0125	12.58	0.0126	12.91	0.018	19.11	0.019	20.31

L'élasticité de l'offre est utilisée pour évaluer les effets absolus et relatifs des mécanismes de soutien des revenus de remplacement *liés aux* mesures de soutien des prix. Le tableau 10 présente les résultats de ces comparaisons qui ont été effectuées sur la base des hypothèses suivantes : une superficie de

mise en production céréalière de 3,91 millions d'hectares, une production totale de céréales de 10,7 millions de tonnes, des paiements moyens de 150 euros l'hectare de céréales, un subventionnement moyen de l'assurance rendement de 7,84 euros l'hectare et des valeurs d'élasticité extrême tirées des coefficients estimés indiqués au tableau 8.

Pour comparer l'impact des différents instruments d'action, il est intéressant de comparer l'impact sur la production d'un euro supplémentaire dépensé dans des instruments d'action de remplacement. Selon les instructions de l'OCDE (2001)⁵, le point de référence de la comparaison est le soutien accordé via des prix de marché supérieurs. La méthodologie s'applique en trois temps. 1) A l'aide d'équations estimées, on mesure l'impact, Q1, d'une petite augmentation de prix (mettons de 1 %). La valeur monétaire, M, de ce soutien complémentaire accordé aux producteurs est obtenue en multipliant la production totale par l'augmentation de prix. 2) Pour simuler le même accroissement du soutien sous la forme d'un autre instrument d'action (par exemple les paiements à l'hectare) nous introduisons une augmentation du paiement à l'hectare égale à M sur le nombre total d'hectares. L'impact estimé correspondant sur la production est appelé Q2. 3) Le ratio Q2/Q1 fournit une estimation de l'impact sur la production par euro d'aide accordée sous la forme de paiements à l'hectare comparé au même euro d'aide accordée sous la forme d'un soutien des prix du marché. Il s'agit, en fait, d'une estimation du degré de "couplage" de cet instrument d'action. Cette méthodologie peut également s'appliquer au subventionnement de l'assurance. Une hypothèse supplémentaire a été introduite afin de permettre une comparaison plus réaliste des mesures dans le sens de connaître quelles seraient les plus fortes conséquences de l'augmentation du subventionnement de l'assurance. Dans la base de données le plus fort taux de participation globale étant de 71.7%, nous avons multiplié par un facteur de 0.71 les ratios de production de la simulation 3. Les résultats de cet exercice sont présentés au tableau 10.

Tableau 10. Effets simulés du soutien des prix par rapport à d'autres changements de politique

		Echnat A (CL)	Echant. A (MR)	Echant. B (CL)	Echant. B (MR)
Simulation 1 : 1 % augmentation de tous les prix					
Augm. des prix	%	1.0%	1.0%	1.0%	1.0%
Accrois. du soutien	Euros	163	127	160	128
Impact sur production	tonnes	0.5	0.4	0.6	0.4
Simulation 2 : augm. équiv. paiements à l'hectare					
Augm. des prix	%	5.5%	4.7%	5.5%	4.6%
Accrois. du soutien	Euros	163	127	160	128
Impact sur production	tonnes	2.0	0.5	2.0	0.5
Ratio production		3.7	1.3	3.6	1.4
Simulation 3: augm. équiv. subv. assurance rendement¹					
Augm. des paiements	%	36.8%	34.0%	36.7%	33.8%
Accrois. du soutien	Euros	163	127	160	128
Impact sur production	tonnes	0.4	0.6	0.4	0.5
Ratio production		0.7	1.4	0.7	1.4

1. Les résultats de la simulation 3 sont à prendre avec prudence, parce qu'un niveau de soutien équivalent à une augmentation de prix de 1% créerait une augmentation disproportionnée des subventions d'assurance, tant à cause du taux de participation qui est en moyenne de 71 % que parce que les primes à l'hectare sont faibles par rapport aux ressources budgétaires nécessaires pour une augmentation de 1% du soutien aux prix.

Le tableau 10 montre que l'importance des effets relatifs de l'assurance rendement est analogue à celle de mécanismes de soutien des prix d'un coût budgétaire équivalent. Un examen plus détaillé des

5. Celles qui sont reprises dans les modalités du projet.

effets relatifs d'un subventionnement de l'assurance révèle que cette conclusion doit être assortie de réserves. Premièrement, l'analyse est effectuée comme si tous les agriculteurs souscrivaient une assurance et si toute la production admissible était assurée contre les pertes de rendement. Or, le tableau 2 montre que l'assurance rendement n'est souscrite que pour environ la moitié de la superficie totale de céréales couverte par une assurance quelconque. Cette hypothèse conduit à l'évidence à une certaine surestimation des effets d'un subventionnement accru de l'assurance. Si les résultats de nos régressions logit montrent que les agriculteurs répondent au subventionnement de l'assurance, la quasi totalité des preuves empiriques obtenues par ailleurs suggèrent le contraire, à savoir l'absence d'élasticité de la demande d'assurances agricoles (Goodwin, 2001)⁶. Dans nos modèles, l'élasticité au subventionnement de l'assurance s'établit entre 0,07 et 0,16.

Deuxièmement, même en supposant que tous les agriculteurs admissibles souscrivent une assurance rendement, l'accroissement du soutien des prix (M) qui constitue le point de référence pour l'expérience se traduirait par un accroissement équivalent du subventionnement de l'assurance de 34 à 37 %. Cela impliquerait qu'in fine les agriculteurs payeront bien moins de 30 % des primes de rendement actuariellement équitables voire pratiquement rien si l'on prend comme hypothèses les taux actuels de souscription de l'assurance rendement. Une évaluation parallèle des effets des aides sur les polices d'assurance de base (incendie et grêle) donnerait des résultats absurdes. En effet, les primes sont si faibles que le fait de dépenser le montant M pour les subventionner reviendrait à effectuer un paiement net aux agriculteurs souscrivant la police.

Il faut souligner que les effets sur l'offre du subventionnement de l'assurance sont le résultat de deux effets, tous deux faibles, qui se combinent. L'un est l'élasticité de la demande d'assurances et l'autre résulte des effets incitatifs du subventionnement des primes sur les rendements et/ou sur la superficie plantée de céréales. Nos modèles ont montré que les effets sur les rendements sont très faibles et que les effets sur la production sont un peu plus importants. Mais des doutes subsistent concernant les effets sur la production tant que l'évaluation de la superficie plantée de céréales n'est pas plus fiable, en particulier

$$\frac{\partial h^*}{\partial p} > 0; \frac{\partial h^*}{\partial \alpha} > 0; \frac{\partial h^*}{\partial \sigma_y} > 0$$

pour les agriculteurs qui ne souscrivent pas toujours une assurance quelle qu'elle soit.

Enfin, la simulation d'une augmentation équivalente des paiements à l'hectare donne à penser que ses effets sur l'offre peuvent être sensiblement supérieurs à ceux liés au soutien des prix et au subventionnement de l'assurance. Si les ratios de production des paiements à l'hectare peuvent être surestimés, ils indiquent que les effets sur l'offre globale sont dus principalement aux décisions des agriculteurs concernant la superficie plantée plutôt qu'au niveau des intrants. Au vu des différences de ratios de production entre le subventionnement de l'assurance et les paiements à l'hectare, nous pouvons en conclure que les effets de rendement peuvent être bien moindres que les effets de superficie plantée, ce qui renforce la conclusion selon laquelle le découplage du subventionnement de l'assurance est probablement supérieur à celui des paiements à l'hectare.

6. Le service de recherche économique du Ministère américain de l'agriculture mentionne comme facteur principal expliquant l'augmentation des taux de participation globaux aux Etats-Unis, les coûts réduits d'assurance qui découlent de l'augmentation du subventionnement dans le cadre du Agricultural Risk Protection Act de 2000 (voir Perspectives agricoles, Service de la recherche économique, USDA, numéros de décembre 2001 et mars 2000).

8. Conclusions

Il faut considérer les résultats ci-dessus avec prudence car la base de données contient des données observées uniquement lorsque la superficie plantée de céréales a été couverte par une police d'assurance pour trois des neuf années considérées par la base de données. Nombreux sont les producteurs de céréales qui ne figurent pas dans la base de données. En outre, il se peut que de nombreux agriculteurs figurant dans la base de données consacrent leur terre à d'autres cultures qui ne sont pas contenues dans la base de données. De plus, les rendements effectifs obtenus pour le sous-échantillon d'agriculteurs qui contractent uniquement une assurance I-G peuvent comporter des erreurs de mesure qu'il faut examiner plus en détail. En dépit de ces problèmes de données, les résultats indiqués sont solides et cohérents d'un point de vue qualitatif. Sur la base des stratégies observées en matière d'assurance à partir d'une sélection d'agriculteurs, nous avons estimé les coefficients individuels d'aversion relative au risque (rr) dans les hypothèses d'aversion relative au risque décroissante et d'aversion relative au risque constante. Les rr estimés se situent entre 0 et 4,5 bien que 70 % des estimations ponctuelles se situent entre 0 et 1.

En dépit des limitations sérieuses imposées par la base de données disponible, trois familles de modèles économétriques générés illustrent :

- les facteurs expliquant les rendements céréaliers ;
- le rôle joué par l'assurance dans les décisions relatives aux rendements comme dans celles relatives à la superficie plantée ; et
- les variables clés expliquant les stratégies en matière d'assurances.

Bien que préliminaires, ces résultats fournissent des preuves qui étayent les conclusions suivantes :

- Les agriculteurs tendent à développer des habitudes concernant leurs stratégies en matière d'assurances.
- Les agriculteurs les plus exposés au risque tendent à s'assurer plus souvent que ceux considérés comme exposés à un risque moindre. Cet effet est plus manifeste encore lorsqu'on analyse la possibilité de passer d'une assurance contre l'incendie et la grêle (I-G) à une assurance rendement.
- Le fait de contracter une assurance rendement, par opposition au fait de refuser de le faire ou de contracter uniquement une assurance I-G, est associé à l'obtention de rendements moindres. Il est démontré que les agriculteurs qui souscrivent uniquement une assurance I-G obtiennent des rendements moyens supérieurs à ceux des agriculteurs qui souscrivent une assurance rendement.
- Le fait de subventionner l'assurance récolte crée des incitations à la production.
- Des valeurs comptables (de fonds propres?) supérieures sont associées à une superficie plantée de céréales plus importante, tant en termes absolus qu'en termes relatifs.
- Des rendements céréaliers plus importants que prévus tendent à être suivis de contractions de la superficie plantée de céréales. Cela renforce la conclusion selon laquelle les polices d'assurances ont des effets ambigus sur l'offre totale de céréales.
- Les rendements réagissent positivement à des prix supérieurs aux prix attendus et à une variance des prix inférieure à la variance attendue. Conséquence de ce constat et des constats antérieurs, les mécanismes de soutien des prix semblent fournir des incitations plus manifestes

à un accroissement des rendements céréaliers que les différentes polices d'assurance disponibles pour les céréaliers espagnols sur la période 1990-1998.

- L'offre de céréales réagit au prix des céréales et aux paiements/aides à l'hectare mais elle est également affectée positivement par le subventionnement de l'assurance. Cela implique que l'assurance céréales peut ne pas correspondre à une notion stricte de "police découplée". Toutefois, en valeur relative, l'influence du subventionnement de l'assurance semble moindre que celle des paiements à l'hectare et des mécanismes de soutien des prix car tous les agriculteurs ne souscrivent pas une assurance et que la demande d'assurances n'est pas élastique.
- Une augmentation du prix des céréales de 1 % est équivalente en termes de soutien total à une augmentation du subventionnement de l'assurance rendement de 54 % et même beaucoup plus encore si l'on prend comme hypothèses les taux actuels de souscription de polices d'assurance. Si seule l'assurance I-G est concernée, un soutien équivalent à un pourcentage d'accroissement du soutien des prix de marché aboutirait à subventionner les primes au point de payer les agriculteurs pour qu'il s'assurent.
- En conclusion, les primes d'assurance ont probablement de faibles effets sur l'offre des céréaliers espagnols. Les résultats montrent que le subventionnement de l'assurance rendement incite moins les agriculteurs à augmenter leur production de céréales que le subventionnement de polices à couverture faible. La principale conclusion de cette analyse est que l'assurance rendement et les autres polices d'assurance offrant une couverture contre les pertes de rendement, comme la nouvelle assurance rendement proposée en Espagne depuis l'année 2000, ne généreront peut être pas une offre de céréales importante .

ANNEXE 1

Définir e , la valeur normalisée de y : $e = (y - \bar{Y})/\sigma_Y$.

Chavas et Holt (1990) montrent que :

$Y = \bar{Y} + \sigma_Y(f(h) + h F(h))$, où $f(h)$ et $F(h)$ sont les fonctions de densité et de probabilité. Ils montrent également que :

$$\sigma_y^2 = \sigma_Y^2 (1 - F(h) + f(h) + h^2 F(h) - \bar{e}^2)$$

avec, $\bar{e} = f(h) + h F(h)$.

$$\pi^e(h) = E(\pi(h)) = p [Y + \sigma_Y(f(h) + h F(h))] - \varphi(h)$$

$$\sigma_\pi^2(h) = E(\pi(h) - E(\pi(h)))^2 = p^2 \sigma_y^2 = p^2 [\sigma_Y^2 (1 - F(h) + h f(h) + h^2 F(h) - (f(h))^2 - (h F(h))^2 - 2 h f(h) F(h))]$$

Avec les avantages attendus et la variance des avantages, la fonction d'utilité prend la forme suivante :

$$U(\pi^e(h), \sigma_\pi^2(h)) = p [Y + \sigma_Y(f(h) + h F(h))] - \varphi(h)$$

$$0.5 \alpha p^2 [\sigma_Y^2 (1 - F(h) + h f(h) + h^2 F(h) - (f(h))^2 - (h F(h))^2 - 2 h f(h) F(h))]$$

Les conditions de premier ordre (FOC) de la fonction ci-dessus apportent une solution au problème :

$$\partial U(\pi^e(h), \sigma_\pi^2(h)) / \partial h = p \sigma_Y F(h) - \varphi'(h) - \alpha p^2 \sigma_Y^2 (h F(h) (1 - F(h)) - 2 f(h) F(h)) = 0$$

en gardant à l'esprit que $f'(h) = -h f(h)$ et que $F'(h) = f(h)$. La remise en ordre des FOC nous donne :

$$p \sigma_Y [F(h) - \alpha p \sigma_Y (h f(h) (1 - f(h)) - 2 f(h) F(h))] = \varphi'(h)$$

Le RHS est positif pour toute valeur négative de h , ce qui signifie qu'il existe une solution : $h = h^*(\alpha, p, \sigma_Y)$.

La deuxième dérivée examine les conditions suffisantes de deuxième ordre :

$$\partial^2 U(\pi^e(h), \sigma_\pi^2(h)) / \partial h^2 = -p \sigma_Y h f(h) - \varphi''(h) - 0.5 \alpha p^2 \sigma_Y^2 [(1 - F(h)) + h f(h) (F(h) - 1) + F(h) - 2 f(h)]$$

qui sont remplies pour $F(h) > 0.1$. Un tel niveau de couverture serait extrêmement faible et aucune police d'assurance agricole n'est habituellement proposée pour de tels niveaux.

Par le théorème de la fonction implicite,

$$p \sigma_Y [F(h^*(\alpha, p, \sigma_Y)) - \alpha p \sigma_Y (h^*(\alpha, p, \sigma_Y) f(h^*(\alpha, p, \sigma_Y)) (1 - f(h^*(\alpha, p, \sigma_Y))) - 2 f(h^*(\alpha, p, \sigma_Y)) F f(h^*(\alpha, p, \sigma_Y))] - \varphi'(h^*(\alpha, p, \sigma_Y)) \equiv 0$$

En prenant une à une les dérivées relatives aux paramètres (α, p, σ_Y) dans l'identité ci-dessus, nous obtenons les résultats recherchés:

$$\frac{\partial h^*}{\partial p} > 0; \frac{\partial h^*}{\partial \alpha} > 0; \frac{\partial h^*}{\partial \sigma_Y} > 0$$

ANNEXE 2

Variables, unités et acronymes
(i, agriculteur ; t, saison)

Acronyme	Unité	Description
$SURF_{it}$	ha	Superficie plantée de céréales de l'agriculteur i, pour la saison t
$PCER_{pt}$	€/T	Prix moyen des céréales dans la province p et pour l'année t
$PSUN_{pt}$	€/T	Prix moyen du tournesol
$PBEAN_{pt}$	€/T	Prix moyen des haricots
P_LAND_{pt}	€/ha	Prix du terrain dans la province p
V_LAND_{it}	€	Valeur du terrain = $P_LAND_{pt} \times SURF_{it}$
A_YIELD_{it}	kg/ha	Rendement effectif ou rendement obtenu
I_YIELD_{it}	Kg/ha	Rendement assuré
$PROD_{it}$	Kg	Production de l'agriculteur i pour l'année t. = $A_YIELD_{it} \times SURF_{it}$
$SURF_AV_i$	ha	La moyenne des superficies assurées de l'agriculteur i pour les différentes années de la période 1990-98 (ha)
E_ICER_{it}	€/ha	= $INS_{it} \times (EP_CER_t \times I_YIELD_{it} + ACER_{ct}) +$ $(1 - INS_{it}) \times (EP_CER_t \times ((A_YIELD_{it-1} + A_YIELD_{it-2} + A_YIELD_{it-3}) / 3) + ACER_{ct})$ Revenus attendus de la production de céréales
INS_{it}	0/1	1: souscrit une assurance quelle qu'elle soit ; 0, autres cas
INS_YIELD_{it}	0/1	1: souscrit une assurance-rendement; 0, autres cas
$INS_F\&H_{it}$	0/1	1: souscrit une assurance I-G; 0, autres cas
EW_HA_{it}	€/ha	Richesse attendue à l'hectare = $(P_LAND_{pt-1} \times SURF_AV_i + SURF_{it} \times E_ICER_{it}) / SURF_AV_i$
$ACER_{ct}$	€/ha	Aides de la PAC ou paiement à l'hectare pour les céréales
$AOLE_{ct}$	€/ha	Aides de la PAC ou paiement à l'hectare pour les cultures d'oléagineux
$ALEG_{ct}$	€/ha	Aides de la PAC ou paiement à l'hectare pour les cultures protéagineuses (légumineuses)
$EYIELD_I_{it}$	T/ha	= $(INS_{it}) \times I_YIELD_{it}$ Rendement attendu pour ceux ayant souscrit une assurance
$EYIELD_NI_{it}$	T/ha	= $(1 - INS_{it}) \times (A_YIELD_{it-1} + A_YIELD_{it-2} + A_YIELD_{it-3}) / 3$ Rendement attendu pour ceux n'ayant souscrit aucune assurance
$EYIELD_{it}$	T/ha	Rendement attendu = $EYIELD_I_{it} + EYIELD_NI_{it}$
EP_CER_t	€/T	= $12.04 + P_CER_{t-1}$ Prix attendu des céréales (selon Chavas et Holt, 1990) ¹
EP_SUN_t	€/T	= $-30.64 + P_SUN_{t-1}$ Prix attendu du tournesol (selon Chavas et Holt, 1990) ²
EP_BEAN_t	€/T	= $-7.01 + P_BEAN_{t-1}$ Prix attendu des haricots (selon Chavas et Holt, 1990) ³
$VARP_CER_t$	€	= $0.5 \times (P_CER_{t-1} - EP_CER_{t-1})^2 + 0.33 \times (P_CER_{t-2} - EP_CER_{t-2})^2 + 0.17 \times (P_CER_{t-3} - EP_CER_{t-3})^2$ Variance attendue des prix des céréales (voir Chavas et Holt, 1991)
$VARP_SUN_t$	€	Variance attendue du prix des graines de tournesol

Variables, unités et acronymes (i, agriculteur ; t, saison)*(suite)*

Acronyme	Unité	Description
VARP_BEAN _t	€	Variance attendue du prix des haricots
RAIN _{pt}	mm	Total cumulé des précipitations pour la saison t, mesuré au niveau provincial.
SUB_YLD _{it}	€/Ha	Subventionnement des primes pour l'agriculteur i souscrivant une assurance rendement dans l'année t
SUB_F&H _{it}	€/Ha	Subventionnement des primes pour l'agriculteur i souscrivant une assurance-incendie et grêle dans l'année t
RR _i	%	Taux de risque évalué par l'ENESA pour chaque agriculteur figurant dans la base de données, en % du capital assuré.
DAND, DAR, DCM,DCL, DEX	0/1	Variable fictive régionale pour les régions Andalousie, Aragon, Castille-La Manche, Castille-León, et Estrémadure respectivement
D92, ..., D97	0/1	Variables fictives liées à l'année pour chacune des saisons entre 1992 et 1997

1. Numéro 12.04 = $E(P_{ct}-P_{ct-1})$
2. De même : $-30.64=E(P_{st}-P_{st-1})$
3. Et : $-7.01=E(P_{bt}-P_{bt-1})$

REFERENCES

- Antle J.M.; 1987. "Econometric Estimation of Producers' Risk Attitudes" - *Amer. J. Agr. Econ.* 69 (août 1987): 509-22.
- Arrow K.J.; 1965. "Aspects of the Theory of Risk Bearing" - *Helsinki, Finlande: Johnsonin Saatie.*
- Arrow K.J.; 1971. "Essays in the Theory of Risk Bearing" - *Amsterdam: North Holland.*
- Babcock B.A. et D.A. Hennessy; 1996. "Input Demand under Yield and Revenue Insurance." - *Amer. J. Agr. Econ.* 78 (May 1996): 416-427.
- Binswanger H.P.; 1980. "Attitudes Towards Risk: Experimental Measurement in Rural India" - *Amer.J. Agr. Econ.* 62(August 1980): 395-407.
- Binswanger H.P.; 1981. "Attitudes Toward Risk: Theoretical Implications of an Experiment in Rural India" - *Econ. J.* 91: 867-90.
- Chavas J.-P. et M.T. Holt; 1990. "Acreage decisions under risk: The case of corn and soybeans" - *American Journal of Agricultural Economics* 72 (août): 529-38.
- Coyle B.T.; 1999. "Risk Aversion and Yield Uncertainty in Duality Models of Production: A Mean-Variance Approach" - *Amer. J. Agr. Econ.* 81 (août 1999): 553-567.
- Goodwin B.K.; 2001. "Problems with market insurance in agriculture" - *American Journal of Agricultural Economics* 83 (3): 643-649.
- Hamal K.B. et J.R. Anderson; 1982. "A Note on Decreasing Absolute Risk Aversion Among Farmers in Nepal" - *Austral. J. Agr. Econ.* 26 (décembre 1982):220-25.
- Horowitz J.K. et E. Lichtenberg; 1993. "Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture" - *Amer. J. Agr. Econ.* 75(novembre 1993):926-35.
- Keeton K. et al.; 2000. "The Potential Influence of Risk Management Programs on Cropping Decisions at the Extensive Margin" - *manuscrit non publié.*
- Little I.M.D. et J.A. Mirrlees; 1974. "Project Appraisal and Planning for Developing Countries" - *Londres: Heinemann.*
- Makki S. et A. Somwaru; 2001. "Asymmetric Information in the Market for Yield and Revenue Insurance Products" - *Market and Trade Economics Division, Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture. Technical Bulletin Number 1892.*
- Myers R.J.; 1989. "Econometric Testing for Risk Averse Behavior in Agriculture" - *Appl. Econ.* 21 (Avril 1989): 541-52.
- Nicholson W.; 1997. "Teoría Microeconómica: Principios básicos y aplicaciones." - *McGraw-Hill.*
- Saha A. et al.; 1994. "Joint Estimation of Risk Preference Structure and Technology Using Expo-Power Utility" - *Amer. J. Agr. Econ.* 76 (May 1994): 173-184.
- Smith V.H. et B.K. Goodwin.; 1996. "Crop Insurance, Moral Hazard and Agricultural Chemical Use" - *Amer. J. Agr. Econ.* 78 (2), pp. 428-38.
- Wu J.; 1999. "Crop Insurance, Acreage Decisions, and Nonpoint-Source Pollution" - *Amer. J. Agr. Econ.* 81 (May 1999): 305-320.
- Wu J. et R.M. Adams; 2001. "Production Risk, Acreage Decisions and Implications for Revenue Insurance Programs" - *Canadian Journal of Agricultural Economics* 49: 19-35.
- Young C.E. et M. Vandever; 2000. "Measuring Market Distortions of Assurance-récolte Subsidies" - *Presentations given in organized symposium. 2000 AAEA Meetings, Tampa, Florida.*