

**La prime de risque de marché en grandes cultures
dans le contexte de politiques publiques**

par Jean Cordier, Professeur Agrocampus Ouest

UMR1302 Structures et Marchés Agricoles, Ressources, Territoires, F-35000 Rennes
4 allée Adolphe Bobierre, CS 61103 – 35011 Rennes Cedex - France



2èmes journées de recherches en sciences sociales

INRA SFER CIRAD

11 & 12 décembre 2008 – LILLE, France

La prime de risque de marché en grandes cultures dans le contexte de politiques publiques¹

par Jean Cordier, Professeur Agrocampus Ouest

UMR1302 Structures et Marchés Agricoles, Ressources, Territoires, F-35000 Rennes
4 allée Adolphe Bobierre, CS 61103 – 35011 Rennes Cedex - France

Résumé :

L'article compare les primes actuarielles d'une assurance chiffre d'affaires sur l'exploitation agricole selon différents scénarios de politique publique. Un modèle de marge stochastique d'une exploitation type de Grandes cultures, c'est-à-dire à assolement diversifié, est construit et paramétré selon des hypothèses d'aides découplées (ou non) et de marché fermé (et ouvert) à l'international. Une simulation de Monte Carlo fournit une estimation de la prime actuarielle. L'étude montre ainsi l'impact limité des corrélations négatives entre le prix et le rendement des cultures. Elle montre par contre l'importance des aides découplées sur la prime de risque de l'exploitation. Celle-ci peut doubler ou quadrupler pour des niveaux de franchise différents si l'aide découplée est remplacée par une augmentation généralisée des prix afin de compenser la perte de recettes au compte d'exploitation.

Introduction

L'objectif classique de l'entreprise agricole, comme de toute entreprise, est la maximisation de sa valeur. Cette valeur peut être estimée par l'actualisation de ses futurs cash-flows² CF_t par un taux d'actualisation k selon la formule :

$$\text{Valeur de l'entreprise} = \frac{\sum_{t=1}^n CF_t}{(1+k)^n}$$

Maximiser la valeur de l'entreprise, c'est ainsi développer les cash-flows et réduire le taux d'actualisation. Les cash-flows futurs de l'entreprise dépendent principalement des chiffres d'affaires et des coûts de production futurs. L'augmentation des chiffres d'affaires et/ou la diminution des coûts de production augmente les cash-flows de l'entreprise. Ainsi, pour l'entreprise agricole, les rendements agricoles, le prix des productions, le prix des intrants, les quantités utilisées, la technologie, le financement et l'organisation affectent directement les cash-flows. La réduction du taux d'actualisation est une question d'exposition au risque pour l'entreprise car ce taux est égal au taux sans risque augmenté d'une prime de risque.

¹ Ce travail de recherche a bénéficié d'une aide du Ministère de l'Agriculture et de la Pêche - Direction générale des politiques économique, européenne et internationale - 2006-07 (réf. MAP 06 G3 02 01).

² En première approximation, le cash flow annuel de l'entreprise peut être estimé comme la somme du résultat de l'exercice et de la dotation aux amortissements.

La prime de risque dépend du risque systématique du secteur, donc du risque d'une entreprise diversifiée de façon optimale. Le hedge optimal sur les marchés à terme agricole développé dans les années 80 illustre ce principe en montrant d'abord l'utilité des marchés à terme et leur utilisation optimale mais aussi en qualifiant la prime de risque liée à la production agricole (Anderson et Danthine 1980). Cette prime intègre ainsi l'aversion au risque de l'agriculteur, la taille de l'exposition au risque sur le marché physique, la volatilité des prix des productions et la covariance des prix physiques et à terme.

L'analyse du risque agricole doit donc utiliser comme objet d'analyse le résultat de la totalité de l'exploitation, considéré comme un portefeuille de productions risquées. Dans cet esprit, il est nécessaire de considérer les aides comme des actifs sans risque (du moins à court terme). Les paramètres de risque à estimer recouvrent ainsi de façon classique la variance du portefeuille bien diversifié ainsi que la Valeur à Risque (dite VaR) sur résultat négatif après diversification optimale technique et financière.

La minimisation du taux d'actualisation nécessite donc l'analyse du risque avant diversification technique et financière puis la recherche et la mise en œuvre optimale des outils de gestion. Pour des raisons de simplification, le travail d'analyse réalisé considère une optimisation séquentielle et non simultanée de l'entreprise agricole, à savoir une optimisation d'abord technique puis financière. De plus, et cette limite est reconnue, l'optimisation est statique, c'est-à-dire qu'une adaptation des surfaces plantées chaque année n'est pas autorisée.

L'objectif de cet article est de comparer les valeurs relatives de prime actuarielle, donc de taux d'actualisation, en grandes cultures selon des contextes de politique publique européenne. L'article est constitué de trois parties. La première partie modélise la marge brute stochastique d'une exploitation agricole française type en Grandes Cultures. La deuxième partie décrit et estime le risque agricole d'une telle exploitation selon des scénarios de politique publique. Enfin, une troisième partie estime la valeur actuarielle du risque de l'exploitation et compare les valeurs estimées selon les mêmes scénarios de politique publique.

1/. Le modèle stochastique de marge nette d'une exploitation agricole « Grande Culture »

La ferme France est constituée d'environ trois cent mille exploitations dites professionnelles. Ces exploitations ont des orientations économiques variées, donc des rentabilités et des expositions au risque très différentes. Une segmentation est donc nécessaire avant toute analyse d'exposition au risque. Cordier (2008a) utilise deux critères de segmentation, le type de variable aléatoire et le degré technique de diversification. Il définit ainsi quatre segments et quatre orientations économiques type. La plus importante en termes de chiffre d'affaires et de nombre d'exploitations concernées est l'OTEX 13-14 de la nomenclature européenne, dite « Grandes cultures ». Cette OTEX bénéficie de plus depuis de nombreuses années d'un cadre de politique publique permettant le transfert partiel de l'exposition naturelle au risque aux pouvoirs publics. Elle sera donc utilisée comme illustration de l'analyse de la prime de risque agricole.

La construction d'un modèle stochastique de marge nette avant prélèvement privé permet d'estimer la loi de distribution du résultat économique des entreprises agricoles selon les hypothèses d'aléas sur les variables explicatives. Le modèle permet donc d'étudier l'exposition au risque de l'exploitation dans un contexte de politique publique. Il permet l'analyse de sensibilité aux modifications potentielles de l'environnement de l'entreprise. Le modèle de base développé par Cordier (2008a, 2008b) est utilisé.

1.1. Le modèle déterministe

La marge nette annuelle (MA_t) de l'exploitation agricole Grandes cultures est calculée selon la formule suivante :

$$MA_t = \sum (P_{i,t} \cdot r_{i,t} \cdot S_{i,t} - CV_{u_{i,t}} \cdot r_{i,t} \cdot S_{i,t}) - CF_t + Aide_t$$

avec $P_{i,t}$ le prix moyen *ex post* du produit i à l'année t
 $r_{i,t}$ le rendement agricole du produit i à l'année t
 $S_{i,t}$ la surface plantée du produit i à l'année t (ou l'unité de production animale)
 $CV_{u_{i,t}}$ le coût variable unitaire par produit à l'année t
 CF_t le coût fixe de l'entreprise agricole à l'année t
 $Aide_t$ le total de l'aide reçue par l'exploitation

Une exploitation agricole « type et simplifiée » de 230 hectares est simulée avec 54 % de SAU en blé, 17 % en orge, 5 % en maïs grain, 8 % en pois protéagineux, 16 % en colza alimentaire et énergétique et 1 % de jachère. On considère cette exploitation agricole comme diversifiée de façon optimale sur le plan technique. Les données correspondent à une situation relevée fin 2006. Les prix en particulier reflètent la situation de marché avant la flambée des cours en 2007, mais aussi leur dégrue en 2008. La charge de l'endettement est considérée incluse dans les coûts fixes. On peut ainsi considérer que la marge nette présentée correspond au potentiel de prélèvement privé et d'autofinancement du développement de l'exploitation. Son modèle déterministe de marge est présenté dans le tableau 1.

Tableau 1 : Modèle déterministe de marge - Exploitation OTEX 13-14 de 230 hectares

	SAU (ha)	Rdt t/ha	Prix €/t	Vente /ha	Aide /ha	Produit /ha	Charges proport./ha	Marge brute
Blé	124	8,5	125	1063	400	1463	333	140.058
Orge	38	7,1	117	834	400	1234	305	35.308
Maïs	11	8,7	85	743	400	1143	350	8.728
Pois	18	4,9	120	584	460	1044	283	13.695
Colza	37	3,9	210	814	400	1214	330	32.709
Jachère	2	-	-	-	400	400	61	678
TOTAL	SAU			Vente	Aide	Produit	Charges proport.	Marge brute
	230			212.254	93.080	305.334	74.158	231.176
						Charges de structure =		170.709
						Marge nette =		60.467
						Marge nette à l'hectare =		262,9

Cette exploitation est de taille supérieure à la moyenne actuelle des exploitations françaises spécialisées en grandes cultures (Otex 13-14). Elle peut cependant être retenue comme une taille économique à l'avenir. Elle ne produit pas de betterave à sucre afin de garder une homogénéité au fonctionnement des marchés compte tenu de la complexité et de la durabilité à moyen terme de l'OCM sucre. Les pratiques de formation du prix de la betterave à sucre en 2008, alignement sur la marge sur coûts variables à l'hectare du blé, tendraient à transformer simplement les hectares de betterave à sucre en hectares de blé.

1.2. le modèle stochastique de la marge nette et son paramétrage

L'aléa considéré sur la marge de l'exploitation porte sur le risque climatique, donc sur le rendement de chaque production, et sur le risque de marché, donc sur le prix des productions. Les charges sont considérées comme déterministes. En particulier l'aléa sur le coût de l'énergie n'est pas pris en compte³. Une loi de distribution est donc affectée aux prix et aux rendements des productions de l'exploitation. Les corrélations croisées entre le prix et le rendement par culture mais aussi entre les cultures doivent être prises en compte car elles ont un effet réducteur ou amplificateur de risques suivant les cas. Le risque de base, c'est-à-dire la différence entre le prix de référence national et le prix local pratiqué, n'est pas pris en compte en supposant qu'il est faible par rapport au risque de prix.

L'estimation des lois pose de réelles difficultés pratiques. Pour ce qui concerne la loi des rendements agricoles, la principale difficulté est d'estimer la composante individuelle du risque qui doit être « ajoutée » à la composante systémique obtenue sur données nationales. Pour ce qui concerne le prix, la difficulté réside dans l'impossibilité d'utiliser des données nationales françaises afin d'estimer la volatilité « normale » de marché. L'impact historique des politiques publiques sur la volatilité a été en effet très fort.

- la modélisation des rendements

Selon les données historiques de la base statistique AGSTAT de la FAO (<http://faostat.fao.org>), les rendements agricoles français suivent des lois betas à faible coefficient d'asymétrie. Cette analyse est compatible avec les analyses de rendement réalisées aux Etats-Unis (Goodwin et Ker 2004). Cependant, les données de rendement obtenues correspondent à une moyenne nationale et ne reflètent pas le risque individuel des exploitations agricoles. L'information sur le risque individuel par zone géographique est disponible chez les assureurs. C'est une information privée. Une recherche publique pourrait être menée sur les données du RICA ou par un travail spécifique par sondage. Pour des raisons pratiques de gestion du temps, il a été préféré le choix d'augmentation de 20 % des paramètres des lois betas nationales selon avis d'experts privés en assurance récolte. Les coefficients utilisés *in fine* pour ces lois de distribution sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Distribution de rendement retenue pour les principales cultures

	Loi	Paramètres				Moyenne	Ecart type	Asym.	Aplat.
		α_1	α_2	Mini	Maxi				
Blé	Beta générale	7,0	2,8	3,5	10,5	8,55	0,96	- 0,53	2,92
Orge	Beta générale	3,7	2,4	4,4	8,9	7,10	0,82	- 0,29	2,45
Maïs	Beta générale	3,2	1,5	6,5	9,8	8,75	0,64	- 0,55	2,62
Pois	Beta générale	2,9	2,0	3,8	5,6	4,90	0,36	- 0,26	2,30
Colza	Beta générale	5,3	2,3	2,9	4,3	3,89	0,22	- 0,52	2,81

Les lois beta générales sont stationnaires et asymétriques. Le coefficient d'asymétrie négatif retenu pour les céréales, oléagineux et protéagineux traduit une asymétrie à gauche, c'est-à-dire une queue de distribution à gauche plus longue qu'à droite. Autrement dit, les rendements peuvent être fortement à la baisse tandis qu'ils sont plus limités à la hausse.

³ La chute du prix de l'urée en octobre 2008 après un doublement de son prix en 2007-08 incite à modéliser plus finement à l'avenir l'impact du coût de l'énergie considéré un aléa majeur sur la marge nette de l'exploitation.

- la modélisation des prix

L'historique des prix agricoles européens est peu utile à l'estimation de lois de distribution car il reflète plus l'impact de politiques publiques que le fonctionnement d'un marché. C'est pourquoi, les lois de distribution de prix ont été choisies en prenant comme référence des formes de variabilité observées dans le temps dans des régions particulières du monde.

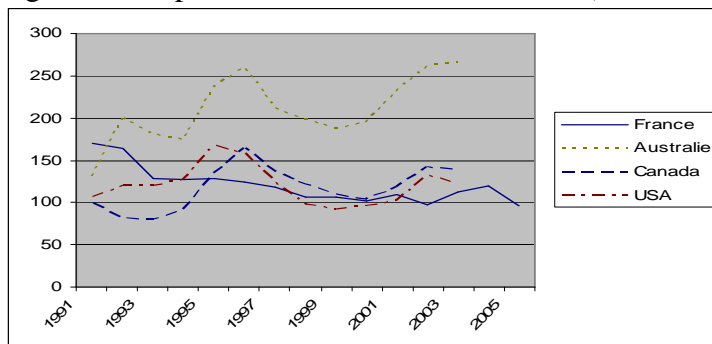
L'analyse des prix a porté sur le blé, l'orge, le maïs, les pois et le colza. Les prix ont été obtenus sur la base statistique PRICESTAT de la FAO <http://faostat.fao.org>. Il a d'abord été calculé la matrice de corrélation des prix dans les principales régions productrices du monde, tel qu'illustré pour le blé au tableau 3.

Tableau 3 : Corrélations de prix pour le blé – 1991-2004 – monnaie locale

	France	Australie	Canada	USA
France	1,00	-	-	-
Australie	- 0,53	1,00	-	-
Canada	- 0,45	0,78	1,00	-
USA	0,15	0,52	0,50	1,00

Cette matrice de corrélation montre que le marché mondial du blé n'a pas été intégré sur les quinze dernières années. Il est donc nécessaire de choisir un marché régional de référence afin d'estimer une variabilité type de marché. La figure 1 illustre l'historique des prix du blé de quatre pays producteurs de blé (exprimés en monnaie locale). Il apparaît que la série de prix du Canada, positivement corrélée avec les séries de prix du blé américain et australien, peut servir de référence de variabilité pour le paramétrage de la variabilité de la distribution des prix agricoles.

Figure 1 : les prix FOB du blé dans le monde (monnaie locale)



Une analyse analogue a été réalisée pour les autres produits. Il a été ainsi choisi comme référence l'orge australienne, le colza canadien et le pois français. Le tableau 4 indique les lois retenues sur la base des données 2006 et leur paramétrage. Les lois utilisées sont stationnaires et symétriques⁴.

⁴ Des lois lognormales ont été également utilisées lors de l'étude. Ce type de distribution a une limite à gauche qui correspond bien au fait qu'un prix ne peut devenir négatif. Cependant, les implications sont très peu différentes du choix des lois normales. Il a donc été choisi la loi normale pour sa facilité de présentation.

Tableau 4 : Distribution des prix pour les principales cultures de l'Otex 13-14

		Moyenne	Ecart type
Blé	Normale	125	21,6
Orge	Normale	117	20,1
Maïs	Normale	85	12,7
Pois	Normale	120	20,0
Colza	Normale	210	31,5

- Paramétrage des corrélations dans portefeuille d'activités

Les corrélations entre les variables doivent être prises en compte dans les tirages aléatoires. Plus les produits sont substituables, plus les prix sont corrélés positivement (et réciproquement). Plus les marchés sont locaux, plus la corrélation prix/rendement est forte et négative. Plus les marchés sont mondialisés, plus la corrélation prix/rendement est faible.

La situation présentée considère le marché européen dans sa situation courante. Les coefficients de corrélation prix/rendement sont ainsi relativement élevés en valeur absolue (tableau 5). Les valeurs présentées ont été estimées pour ce qui concerne les corrélations respectivement de rendement et de prix. Par contre, elles ont été fixées pour ce qui concerne les corrélations prix-rendement. En effet, les valeurs du tableau 5 concernant les corrélations prix-rendement ne peuvent être estimées, à l'exception du colza, car les prix historiques français sont fortement influencés par les politiques publiques.

Tableau 5: Corrélations pour le scénario « marché fermé »

	Rdt blé	Prix blé	Rdt orge	Prix orge	Rdt maïs	Prix maïs	Rdt colza	Prix colza
Rdt blé	1							
Prix blé	-0,5	1						
Rdt orge	0,8	-0,4	1					
Prix orge	-0,5	0,8	-0,5	1				
Rdt maïs	0,5	-0,2	0,5	-0,2	1			
Prix maïs	-0,4	0,6	-0,2	0,5	-0,5	1		
Rdt colza	0,4	-0,2	0,1	-0,3	0,3	0,1	1	
Prix colza	-0,4	0,2	-0,3	0,4	-0,4	0,4	-0,4	1

2. La mesure du risque agricole dans son contexte de politique publique

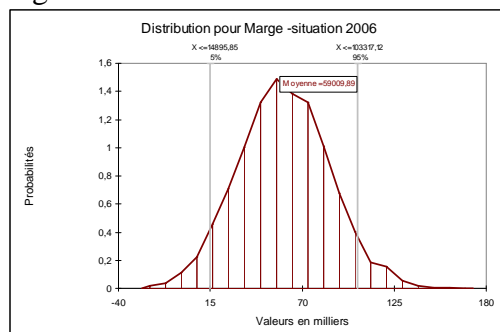
2.1. La mesure du risque agricole de l'OTEX 13/14 Grandes cultures en 2006

Le risque agricole se mesure *in fine* selon les caractéristiques de la loi de distribution de la marge nette de l'exploitation avant prélèvement privé. Cette loi se caractérise par une moyenne, un écart-type, un coefficient d'asymétrie et un coefficient d'aplatissement. Les deux premiers paramètres se composent selon un coefficient de variation, rapport de l'écart-type à la moyenne.

De plus, il est souvent utilisé en finance la valeur à risque VaR (*value at risk*) comme paramètre de décision en matière de gestion du risque. Il s'agit de la valeur sur une loi de distribution pour une probabilité cumulée d'occurrence. Ainsi, une VaR 5% égale à 10.000 € de la marge agricole signifie qu'il y a 5% de chances que la valeur réelle de la marge soit inférieure à 10.000 € compte tenu du risque supporté par l'exploitation agricole et donc 95% de chances que la marge soit supérieure à cette valeur.

Ainsi, le risque agricole observé pour une exploitation type de 230 hectares en Picardie dans un contexte de marché 2006 (niveau de prix, aide découplée et matrice de corrélation d'un marché fermé) est illustré par la courbe de distribution de la marge obtenue par simulation de Monte Carlo (voir figure 2).

Figure 2 : Courbe de distribution de la marge avec prix 2006 et aides découplées



Les caractéristiques du risque agricole sont présentées dans le tableau 6. La marge estimée est obtenue par simulation de Monte Carlo avec 5.000 tirages réalisés tandis que la marge ajustée est la meilleure loi d'ajustement à la marge estimée selon la méthode du chi-carré.

Tableau 6 : Caractéristiques du risque agricole de l'exploitation picarde

	Loi	Moyenne	Ecart type	Coeff. de variation	Coeff. asymétrie	Coeff. aplatissement	Var(5%)
Marge estimée	-	59.009	26.927	0,46	0,08	3,07	14.895
Marge ajustée	Normale	59.010	26.927	0,46	0,00	3,00	14.718

A titre de comparaison, Cordier (2008a) propose une étude comparée de l'exposition au risque en 2006-07 des quatre OTEX représentatives des quatre segments de la ferme France.

Tableau 7 : Mesure comparée du risque sur les quatre segments de la ferme France

	Arboriculture	Grandes cultures	Porc	Bovins-Lait
Coeff variation	0,74	0,41	0,84	0,39
Var(5%)	- 14.200	+ 16.900	- 19.700	+ 22.300

Source : Cordier 2008a

On observe ainsi deux niveaux d'exposition au risque, celui de l'arboriculture et de la production porcine et celui des grandes cultures et du bovins-lait. Le premier niveau de risque est deux fois plus important que le second en termes de variabilité de la marge nette. De plus, la VaR 5% des OTEX à risque élevé est négative tandis que celle des OTEX à faible risque est positive. Autrement dit, la probabilité de marge négative des OTEX Arboriculture et Porcin est supérieure à 5%.

La relative faible exposition au risque des OTEX Grandes cultures et Bovins-Lait peut être liée aux aides directes de la PAC et à une isolation partielle du marché intérieur par rapport au marché mondial.

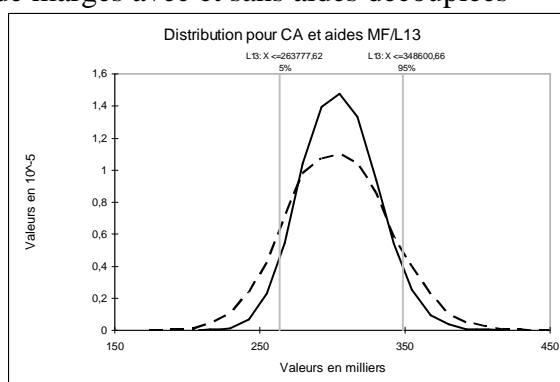
2.2. L'impact du contexte de politique publique sur l'OTEX Grandes cultures

Les politiques publiques affectent le niveau de risque agricole par leur impact à la fois sur la variabilité de la marge des exploitations mais aussi sur leur Valeur à Risque. Deux contextes de politique publique sont ainsi étudiés, le premier concerne l'octroi ou non d'aides directes au revenu agricole découplées de la production, le second concerne l'isolation ou non du marché intérieur.

- les aides découplées

L'étude comparative du risque selon deux scénarios de contexte, avec et sans aides découplées, ne peut être réalisée que sur une base de marge nette équivalente. C'est pourquoi, il est d'abord recherché le pourcentage d'augmentation des prix nécessaire afin d'obtenir sans aide un revenu équivalent à celui réalisé avec l'aide découplée. Sur la base des prix 2006, ce pourcentage a été estimé à 46%. Les distributions de marge avec aides et sans aides avec compensation de prix sont illustrées dans la figure 3.

Figure 3: Distribution de marges avec et sans aides découplées



- le degré d'isolation du marché intérieur

Le scénario du marché intérieur « isolé » correspond à la situation 2006 telle qu'estimée et présentée dans le tableau 5 des corrélations prix-rendement. Le scénario du marché intérieur « ouvert » correspond à une situation simulée où les corrélations strictes prix-rendement seraient nulles.

Le croisement des deux dimensions du contexte définit les quatre quadrants présentés dans le tableau 8. Ce tableau montre clairement l'impact des aides sur le niveau de risque agricole courant et aussi, à l'inverse, l'accroissement potentiel du risque supporté par les exploitations dans une hypothèse de suppression des aides et d'ouverture totale du marché européen.

Tableau 8 : Coefficients de risque sur la marge « Grandes Cultures »

	Marché « fermé »		Marché « ouvert »	
	CV	Var 5%	CV	VaR 5%
Avec aides	0,41	16.900 €	0,45	15.200 €
Sans aides	0,70	- 12.400 €	0,78	- 14.900 €
% de variation	+ 71%	- 173 %	+ 74%	- 198 %

On observe que le coefficient de variation du résultat de l'exploitation agricole double entre l'environnement de marché courant (avec aides et dans un marché fermé) et un environnement « théorique » (sans aides et dans un marché ouvert). De plus, la Valeur à Risque 5% chute fortement et devient négative. L'étude montre ainsi que le risque de

l'exploitation Grandes cultures sans aide et dans un marché européen ouvert peut devenir fort. Le besoin d'outils de gestion symétrique du risque (type DPA) et le consentement à payer des primes de cession du risque serait alors profondément modifié par rapport à la situation actuelle.

3. La prime actuarielle des outils de cession du risque

Plusieurs outils de cession du risque permettent une modification sensible du coefficient de variation et de la VaR, principalement l'option de vente sur le prix des cultures cotées à terme, l'assurance récolte pour les principales cultures SCOP⁵, l'assurance chiffre d'affaires par culture SCOP ou encore l'assurance chiffre d'affaires de l'exploitation agricole dans son ensemble. La performance comparée de ces outils de cession du risque a été analysée pour l'exploitation Grandes cultures (Cordier 2008b) selon les méthodes proposées par Phéllippé-Guivarch et al. (2006), Ramirez et al. (2006) et Schnitkey et al. (2003). L'analyse est fondée sur l'impact des outils sur la distribution de la marge nette (coefficient de variation et Valeur à Risque) à prime actuarielle constante. Le tableau 9 synthétise les principaux résultats.

Tableau 9 : Distribution de marge avant et après outil de cession du risque

	Écart à la moyenne (en %)	Écart type (en %)	% de coeff. variation	% de coeff. asymétrie	% de coeff. aplatisss.	% de var. (5 %)
Marge après option prix blé	11,3	- 15,7	- 23,9	1477	121	106
Marge après ass. Rdt blé	7,8	- 0,4	- 8,7	111	22	10
Marge après ass. C.A. blé	10,0	- 44,2	- 50,0	1155	80	220
Marge après ass. C.A.exploit.	9,6	- 43,6	- 50,0	2077	9	239

Source : Cordier 2008a

Il est ainsi montré l'intérêt de contrats d'assurance sur risque composé, le chiffre d'affaires par culture et surtout le chiffre d'affaires de l'exploitation dans son ensemble par rapport à une assurance récolte ou à une option de vente par culture. Ainsi la réduction du coefficient de variation est-elle égale à 8,7% pour une assurance récolte blé, 15,7% pour une option de vente sur le prix du blé et de 50% pour les assurances chiffre d'affaires blé et exploitation. Ces résultats sont logiques car ils correspondent au niveau de diversification croissant du paramètre « assuré ».

Il est utile de préciser cependant qu'il n'existe en Europe que des outils de gestion du risque sur paramètre unitaire, prix de cultures, rendement et prix d'intrants essentiellement. Il n'existe pas en 2008 de contrats d'assurance sur le chiffre d'affaires par culture ou pour l'exploitation globale comme aux Etats-Unis.

A l'inverse, il est possible en utilisant la même modélisation de comparer les primes actuarielles à effet constant. Afin d'estimer la prime de risque selon plusieurs contextes de politique publique, il est choisi l'instrument théorique le plus efficace grâce au sous-jacent le plus diversifié, à savoir le contrat d'assurance sur chiffre d'affaires exploitation globale.

⁵ Surfaces Céréales, Oléo-Protéagineux

Ce contrat est défini par sa fonction d'indemnité :

$$\text{IND} = \max S_i [\lambda \cdot \Sigma(F_{i,0}(1) \cdot r_{h,i}) - \Sigma(F_{i,1}(1) \cdot r_{t,i}) , 0]$$

avec S_i la surface assurée

λ le taux de franchise sur chiffre d'affaires de l'exploitation

$F_{i,0}(1)$ et $F_{i,1}(1)$ les prix à terme au semis et à la récolte de l'échéance post-récolte par culture⁶

$r_{h,i}$ le rendement agricole historique (moyenne des trois dernières années)

$r_{t,i}$ le rendement de l'année t

La fonction d'indemnité du contrat d'assurance permet d'abord de calculer la valeur de la prime pure⁷ du risque cédé par l'agriculteur et ensuite d'étudier l'impact du contrat sur la marge agricole. La valeur de la prime pure est estimée en deux étapes selon une procédure de simulation [Aguado-Manzanares S. (2008) ; Palisade (1997) ; Ramirez A. *et al.* (2006)]. La valeur moyenne de l'indemnité payée par l'assureur est d'abord calculée par une simulation de Monte Carlo (5 000 tirages). Il est ensuite vérifié que la contrainte de l'assureur est bien remplie, à savoir, par exemple, que la probabilité de versement d'une indemnité ne soit pas supérieure à 20 %, soit au maximum un versement d'indemnité au maximum tous les cinq ans. Si cette contrainte est remplie, la prime pure est calculée comme la valeur actualisée de la valeur moyenne de l'indemnité versée. La valeur de la prime d'assurance dépend bien sûr du taux de franchise choisi (λ). Les estimations réalisées sont présentées dans le tableau 10.

Tableau 10 : Primes actuarielles de l'assurance chiffre d'affaires exploitation en situation 2006 (avec aides découplées et marché « fermé »)

Taux de franchise	Prime exploitation	Prime par ha	% de K assuré
0 %	14.132 €	61,4 €	4,6 %
10 %	3.466 €	15,1 €	1,1 %
20 %	420 €	1,8 €	0,1 %
30 %	18 €	0,1 €	0,0 %

Enfin, il a été analysé l'impact des scénarios de contexte de politique publique sur le niveau des primes actuarielles pour des taux de franchise déterminés. Les estimations réalisées sont présentées dans le tableau 11 et illustrées dans la figure 4.

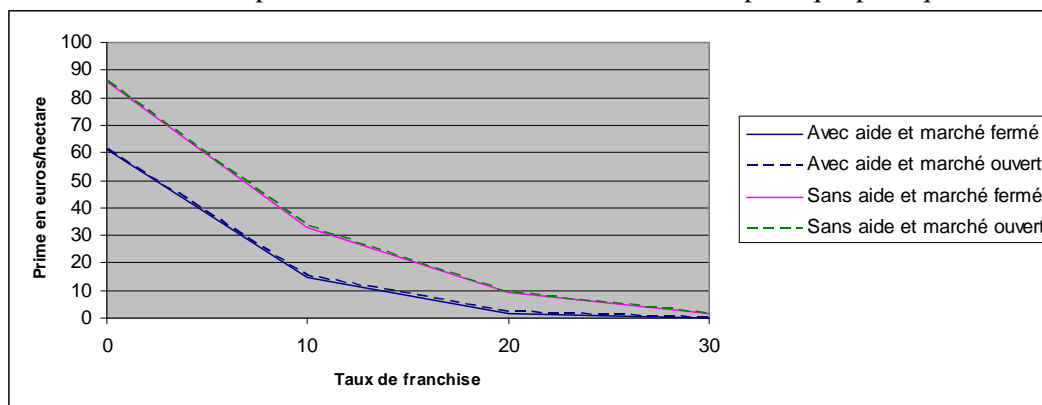
Tableau 11 : Primes actuarielles comparées de l'assurance chiffre d'affaires exploitation

Taux de franchise	Marché "fermé" avec aides	Marché "fermé" sans aides	Marché "ouvert" avec aides	Marché "ouvert" sans aides
0 %	61,4 €	85,8 €	61,6 €	85,7 €
10 %	15,1 €	32,8 €	15,3 €	33,4 €
20 %	1,8 €	9,1 €	1,9 €	9,6 €
30 %	0,1 €	1,7 €	0,1 €	1,8 €

⁶ Échéance novembre pour blé, maïs et colza sur EURONEXT.

⁷ La valeur de la prime pure doit être augmentée de la valeur de chargement de l'assureur destinée à couvrir ses coûts et à réaliser une marge économique –dans un environnement concurrentiel– afin d'obtenir la valeur de marché de la prime d'assurance

Figure 4 : Illustration des primes actuarielles selon les scénarios de politique publique



Il apparaît que la présence ou non des aides découplées influence fortement le niveau de prime actuarielle. Ainsi, le niveau de prime est-il doublé (+ 120%) pour un taux de franchise de 10% lorsque que les aides découplées sont supprimées au profit d'une augmentation équivalente à la perte de revenu (46%). De même, la prime est quadruplée (+ 468%) pour un taux de franchise de 20%.

Par contre l'influence sur la prime du caractère « fermé ou « ouvert » du marché est faible. Ainsi, le taux d'augmentation de la prime est-il de l'ordre de 3% pour un taux de franchise de 10% et de 19% pour un taux de franchise de 20%.

Enfin, il a été analysé l'impact des scénarios de contexte de politique publique sur le niveau des primes actuarielles à effet constant. En effet, les taux de franchise appliqués à des distributions de même moyenne mais d'écart type différents n'ont pas le même impact sur la VaR. C'est pourquoi, il a été évalué les primes actuarielles pour une valeur fixe de chiffre d'affaires selon les quatre distributions estimées correspondant aux scénarios de politique publique (aides découplées ou non, marché « fermé » ou « ouvert »). Les résultats sont présentés dans le tableau 12 et la figure 5.

Tableau 12 : Primes actuarielles comparées à effet constant (VaR constant)

Niveau de « produits assuré	Marché "fermé" avec aides	Marché "fermé" sans aides	Marché "ouvert" avec aides	Marché "ouvert" sans aides
300.000 €	49,32 €	73,38 €	49,00 €	72,95 €
250.000 €	2,82 €	11,58 €	2,94 €	11,99 €

Les résultats recourent ceux présentés dans le tableau 11. En effet, si l'effet « aides au revenu » sont forts, l'effet « marché ouvert ou fermé » n'a que peu d'impact. Le tableau 12 qui montre des variations de prime très faibles indique cependant que pour un produit assuré élevé (exemple 300.000 €), la prime tend à descendre marginalement lorsque le marché est ouvert par rapport à la prime du marché « fermé ». La prime par contre augmente marginalement lorsque le produit assuré est moins élevé (exemple 250.000 €). En fait, le sens de la variation, qui reste marginale) dépend du niveau de produit assuré par rapport au point d'intersection des fonctions de distribution cumulées dans les deux contextes de situation. Ce phénomène n'a que peu d'impact économique et doit sans doute être négligé dans une première analyse de primes.

Conclusion

La prime de risque des exploitations Grandes cultures est fortement affectée par les politiques publiques. Il est ainsi souvent indiqué par les pouvoirs publics que le premier outil de gestion du risque correspond aux aides découplées. L'analyse réalisée tend à le prouver en estimant les variations de prime de risque selon des scénarios d'environnement de l'entreprise agricole. Ainsi, il est montré que pour des taux de franchise respectivement de 10 et 20%, les primes actuarielles sur un contrat d'assurance chiffre d'affaires exploitation globale étaient doublées et quadruplées lorsque le montant des aides découplées était substitué par une augmentation généralisée des prix agricoles (à volatilité constante).

Par contre, l'impact de la diversification du risque liée aux corrélations prix-rendement n'apparaît pas important dans le modèle utilisé. L'ouverture des marchés, à volatilité constante, n'aurait ainsi que peu d'influence sur le niveau du risque de l'exploitation Grandes cultures.

Ces résultats sont dérivés de l'usage d'une assurance chiffre d'affaires pour l'exploitation, considérée comme l'outil le plus efficace de tous les outils de gestion du risque asymétrique, afin de modifier l'exposition au risque de marge de l'entreprise.

La question finalement est de savoir si les aides découplées sont des instruments de gestion du risque ou bien s'ils ont pour effet secondaire de réduire la prime de risque des exploitations agricoles. La question est d'importance pour les mesures de politique publique sur la gestion du risque, en particulier le développement de la Dotation Pour Aléas, le soutien aux assurances récoltes et revenu ou encore la réforme du Fonds National de Garantie des Calamités Agricoles.

Références bibliographiques

AGUADO-MANZANARES S., GARRIDO-COLMENERO A. [2008], « Design and evaluation of a new revenue insurance product for strawberries' producers in Huelva, Spain », *Income Stabilization in a Changing Agricultural World: Policy and Tools*, 108th EAAE Seminar, Varsovie, 8-9 fév., 17 p.

ANDERSON R.W., DANTHINE J.P. [1980], « Hedging and Joint Production : Theory and Illustrations », *Journal of Finance*, vol. 35, p. 487-98

CHAVAS J.P. [2004], *Risk Analysis in Theory and Practice*, Elsevier, New York, 340 p.

CORDIER J. [2008a], « Etude des risques de marché agricole en France : modélisation et organisation des instruments de gestion », Ministère de l'Agriculture et de la Pêche, DGPEI, Paris, Mars, 103 p.

CORDIER J. [2008b], « Performance comparée des outils de gestion asymétrique du risque de marché des grandes cultures en France », *Revue Economie et Sociétés*, à paraître

- CORDIER J., ERHEL A., PINDARD A., COURLEUX F. [2008], « La gestion des risques en agriculture : de la théorie à la mise en œuvre. Éléments de réflexion pour l'action publique », *Notes et Études Economiques*, n° 30, mars, Paris, p. 33-71
- GOODWIN J., KER A. [2004], « Modeling Price and Yield Risk », *A Comprehensive Assessment of the Role of Risk in U.S. Agriculture*, chap. 14, Kluwer, Boston, p. 289-324
- HARDAKER J.B., HUIRNE R.B., ANDERSON J.R. [1997], « Coping with Risk in Agriculture », CAB International, Biddles, Guildford, p. 107-135
- HULL J.C. [2007], *Options, Futures and other Derivatives*, 6e éd., Prentice Hall, Englewoods Cliffs, N.J.
- MEUVISSEN M., HUIRNE R., HARDAKER J.B. [1999], *Income Insurance in European Agriculture*, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs, 69 p.
- OCDE [2000], *Gestion des risques en matière de revenu dans le secteur agricole*, OCDE, Paris, 163 p.
- PALISADE [1997], *@RISK Users Guide, Risk Analysis and Simulation*, Palisade Corp. Newfield, NY, 210 p.
- PHÉLIPPÉ-GUINVARC'H M., CORDIER J. [2006], « A Private Management Strategy for the Crop Yield Insurer : A Theoretical Approach and Tests », *Insurance, Mathematics and Economics Review*, vol. 39, p. 35-46
- RAMIREZ A., MANFREDO M., SANDERS D.R. [2006], « Revenue Insurance for Spanish Wine Grapes », in *New Topics in International Agricultural Trade and Development*, Dragan Miljkovic (ed.), Nova Science, New York, p. 149-167
- SCHNITKEY G.D., SHERRICK B.J., IRWIN S.H. [2003], « Evaluation of Risk Reductions Associated with Multi Peril Crop Insurance Products », *Agricultural Finance Review*, vol. 63, p. 1-21