

Modélisation des risques et des incertitudes dans la production agricole au Bénin

Résumé

Cet article utilise un modèle conceptuel paramétrique à multiples productions pour analyser l'influence des risques et des incertitudes sur les décisions de production et d'allocation des superficies emblavées. Les différentes simulations basées sur un coefficient d'aversion au risque ρ égal à l'unité (1) montrent que la variabilité des superficies emblavées est trop faible pour que l'assurance soit intéressante ou par le marché à terme. Les résultats montrent que la production maïs présente la plus forte variabilité de rendement et que les cultures traditionnelles telles que le riz, le mil, l'arachide, présentent les plus faibles variabilités de rendement. Les variabilités de rendement intermédiaires sont confirmées par le manioc et le sorgho. L'atténuation des risques passe par des mécanismes existants (a priori) axés sur les dispositifs d'assurance ou les programmes de stabilisation du revenu, ou par des interventions a posteriori telles que les aides ad hoc destinées à compenser les pertes de revenu. Dans l'élevage, les mesures prophylactiques telles que la vaccination doivent être pérennisées pour la sauvegarde du cheptel et la limite de la propagation des maladies animales, afin d'empêcher ou de réduire les pertes potentielles des recettes tirées du cheptel.

Mots-clés : modèle paramétrique, risque, incertitude, coton, vivriers, assurance agricole.

Code JEL : B40, C63, D80, Q25.

Ichauou Mounirou

Université de Parakou,
Bénin
(ichaou_bassir@yahoo.fr)

Introduction

Les activités agricoles sont plus exposées aux risques et aux incertitudes. Ces aléas dans une grande mesure affectent négativement les productions agricoles et les résultats d'exploitation. Les productions végétales et animales sont plus tributaires et menacées fortement par les risques et les incertitudes. Au Bénin, le secteur agricole contribue à environ à 34,3 % au produit intérieur brut (1) et constitue la principale source de création de richesse. Plus de 60 % des actifs masculins et 35,9 % des actifs féminins réellement occupés exercent une activité agricole (MAEP, 2015). La production végétale

(1) MAEP (2015) :
ministère de l'Agriculture,
de l'Elevage et de la Pêche,
« relance de l'Agriculture
au Bénin ».

y est prépondérante et intervient en moyenne pour 24,1 %, tandis que les productions animale et halieutique y contribuent respectivement pour 5,9 % et 4,2 % (MAEP, 2015). En dépit des potentialités agro-écologiques, de la disponibilité de terres cultivables, du réseau hydrographique fourni et des ressources pastorales, les zones cotonnières du Bénin restent confrontées à d'énormes difficultés marquées par les faibles rendements et la volatilité récurrente des prix agricoles. Les risques et les incertitudes les rendent instables, surtout ceux des produits vivriers. La forte dépendance des aléas climatiques réduit le nombre des exploitations de grande taille et fragilise davantage les productions et les revenus agricoles. Les faibles taux d'utilisation d'intrants spécifiques et d'équipements agricoles mécanisés adéquats fragilisent aussi les rendements et les productivités agricoles. Les productions agricoles vivrières et céréalières sont fortement affectées par la non-maîtrise de l'eau. Les chaînes de valeurs des différentes productions agricoles sont très loin d'être satisfaisantes. A ces facteurs s'ajoutent les taux élevés des pertes post récoltes, le faible accès au marché et le mauvais état des voies de desserte rurales. Les zones cotonnières au Bénin disposent d'un potentiel agricole considérable : 20 % seulement des terres arables sont exploitées (INRAB, 2014). L'augmentation des rendements agricoles est très mitigée. Le coton en particulier représentait 38,7 % des recettes d'exportation en 2013 (en hausse de 41,8 % par rapport à 2012), malgré une forte régression due aux difficultés de gestion de la filière et à la baisse mondiale des cours. La culture de la noix de cajou s'est, elle, fortement développée entre 2010 et 2015, faisant du Bénin le cinquième producteur mondial, produisant entre 120 000 et 180 000 tonnes de noix par an. La noix de cajou est aujourd'hui le deuxième produit agricole exporté après le coton, soit 7 % du PIB. L'arachide fait également partie des principaux produits exportés. Les trois plus grosses productions agricoles du Bénin en 2011 (cultivées pour la subsistance locale) étaient le manioc (3 645 000 tonnes), l'igname (2 734 000 tonnes) et le maïs (1 165 000 tonnes). Les statistiques du ministère de l'Agriculture, de l'Elevage et de la Pêche (MAEP, 2015) montrent que la production agricole a connu un accroissement au cours de la campagne 2012-2013, en passant de 904 775 tonnes pour la campagne précédente à 954 308 tonnes pour cette campagne, soit un accroissement de plus de 495 558 tonnes. Cette augmentation de la production agricole au cours de cette saison est fondamentalement due aux mesures d'incitation prises par le gouvernement en faveur des producteurs cotonniers. Au cours de la campagne agricole 2012-2013, le Bénin a récolté 1 650 776 tonnes de produits céréalières contre 1 544 230 tonnes lors de la campagne précédente, soit un accroissement de 7 %, 6 479 493 tonnes de tubercules et de racines, contre 6 431 673 tonnes en 2011, soit un accroissement de 1 %. De même, la production des légumineuses est passée de 184 132 tonnes en 2011 à 199 648 tonnes en 2012, soit un accroissement de 8,43 %. Les cultures industrielles hors anacarde sont passées de 548 840 tonnes en

2011 à 993 437 tonnes, soit plus de 17 %. S'agissant de la production animale en 2012, elle est en nette progression par rapport à l'année 2011. En 2012, la production totale de viande est estimée à 63 277 tonnes contre 61 646 tonnes en 2011, soit un accroissement de 2,65 %, celle des œufs de table est estimée à 11 551 tonnes en 2012 contre 10 664 tonnes en 2011, soit un accroissement de 8,32 % ; pour le lait, la production est estimée à 104 576 tonnes contre 101 959 tonnes en 2011, soit un accroissement de 2,57 %. La production cotonnière a fait un bond de 6,01 % en 2014, suivie de la production halieutique, en hausse de 5,7 %, et de la production animale, de 3,4 %. De 2014 à nos jours, les récoltes de riz et de sorgho ont baissé de 7,65 %. De même, les productions de maïs, de manioc, d'igname et d'autres tubercules et céréales ont baissé de 34,89 % (MAEP, 2014). Les baisses drastiques et récurrentes des productions agricoles dans ces zones cotonnières semblent être dues à la non-maîtrise des effets corolaires et pervers des risques et incertitudes dont les causes sont probables liées aux changements climatiques. L'aversion aux risques agricoles induit une mauvaise couverture des besoins nutritionnels, une faible productivité et compétitivité du secteur agricole et rural, ainsi que la non-attractivité de l'activité de l'agriculture. L'aversion aux risques agricoles hypothèque donc l'un des objectifs prioritaires du millénaire : la sécurité alimentaire et nutritionnelle. Afin d'atteindre cet objectif du millénaire, il est important de bien identifier et d'étudier les causes des risques et des incertitudes dans les zones cotonnières du Bénin. Quelle est la nature des risques et des incertitudes dans ces zones ? Quels types de production agricole sont les plus affectés par les risques et les incertitudes ? Ces risques et incertitudes sont-ils liés à la variation des productions, aux superficies emblavées, aux prix agricoles ou aux politiques agricoles au Bénin ? Dans la perspective d'une agriculture durable, il est donc nécessaire de réduire les risques et les incertitudes afin de répondre aux besoins impératifs des producteurs et des consommateurs dans les différentes des zones cotonnières de Banikoara.

1. Revue de littérature et modèle théorique

Cette section est axée sur les travaux antérieurs portant sur les impacts des risques et des incertitudes sur les productions agricoles, d'une part, sur le modèle théorique, d'autre part.

1.1. Revue empirique

Le concept d'aversion aux risques permet de prendre en compte le processus de prise de décision des agriculteurs. Ainsi, le recours à des politiques de compensation ou à des pratiques assurancielles est un moyen pour faire face à l'avènement de phénomènes dont la probabilité est connue (Just et Pope, 1979 ; Binswanger, 1980 ; Hardaker, 2000 ; Hardaker *et al.*,

2004). Ce concept d'aversion aux risques relève de la microéconomie, axé sur la théorie de l'utilité espérée. Le concept d'aversion est donc parfaitement compatible avec une logique d'optimisation sous contraintes. Malgré ses lacunes, il reste un outil économique essentiel pour appréhender et gérer le risque. C'est ainsi que plusieurs travaux empiriques expliquent les sources et les causes de l'aversion aux risques. Par exemple, l'étude de Bossut (2002) montre que les préoccupations les plus stressantes des agriculteurs sont fonction de l'orientation principale de l'exploitation. Cette étude met en évidence l'importance des facteurs économiques d'incertitude que sont les fluctuations des rentrées et les emprunts. Les conséquences des risques et incertitudes sont la variabilité des prix et des rendements végétaux et animaux. Hardaker, Huirne et Anderson (1997) expliquent que les risques économiques ou commerciaux se réfèrent au caractère imprévisible du prix des intrants et des productions agricoles. De plus en plus, les agriculteurs sont confrontés à des marchés libéralisés et, par conséquent, moins prévisibles pour les intrants et les produits agricoles. Ils concluent que le risque relatif au prix devient significatif et augmente avec le temps. Les risques de change sont repris entre les risques économiques et commerciaux. Ils portent sur la réévaluation ou la dévaluation de la monnaie nationale. Quant aux risques financiers, ils sont liés aux sources de financement de l'exploitation. Ces risques sont axés sur une augmentation inattendue des taux d'intérêt ou sur le manque de disponibilité d'un prêt qui s'avère nécessaire. Les risques naturels de production sont les plus fréquents et issus de la nature imprévisible des conditions météorologiques et sanitaires ainsi que de l'incertitude relative aux performances des cultures ou du bétail. Les risques institutionnels proviennent de l'incertitude de l'impact des politiques gouvernementales sur le profit réalisé par les entreprises. De nombreuses activités agricoles impliquent aussi des responsabilités qui ont des implications légales, pour exemple, le respect des contrats en agriculture et la responsabilité civile dans le domaine environnemental ou sanitaire. Les implications liées aux changements des normes sanitaires et environnementales sont ici reprises parmi les risques institutionnels. Les risques personnels sont les aléas qui touchent les personnes qui gèrent l'exploitation. Ces risques sont les maladies, les accidents de travail, les décès accidentels, etc. Ils en concluent que les différentes catégories de risque ne sont pas indépendantes. Les risques peuvent interagir entre eux et se cumuler. Par exemple, le risque institutionnel peut avoir des conséquences sur les risques financiers en imposant de nouveaux investissements pour une mise aux normes. Pindyck (2007), Godard (1994, 2003) et Vatn (2005) montrent qu'au-delà de la complexité des phénomènes biologiques et physico-chimiques en jeu, les risques et les incertitudes sont exacerbés par la présence de problèmes d'irréversibilité, par l'inscription dans un horizon temporel long et par la nécessité de considérer les critères de justice et d'équité de l'action publique. Pour améliorer les approches classiques des politiques publiques, ces auteurs

soulignent ainsi l'importance de préciser la frontière entre risques et incertitudes, mais aussi la nature des incertitudes et leur dynamique. Ghali *et al.* (2009) expliquent que les aides constituent un levier efficace pour limiter les risques en termes de rendement et de revenu. Ces aides peuvent ne pas être suffisantes en présence d'incertitudes. Dans cette situation, toute la difficulté est de convaincre l'agriculteur de contractualiser la mesure. Les contributions de Bromley (2006, 2008) permettent de rendre une action rationnelle sous une certaine description. Sous-jacentes à la rationalité de l'acteur, elles lui fournissent une représentation. Nguyen *et al.* (2013) analysent le rôle de l'apprentissage collectif sur la réduction des risques liés à l'adoption de pratiques agricoles alternatives. Ils montrent que le processus de transmission de l'information technique ainsi que les formes de coordination associées sont les fondements qui mobilisent les approches principalement de l'économie institutionnelle traitant de l'incertitude et des modalités actuelles du conseil en agriculture. Pyalo (2015) montre que toutes les catégories de producteurs de porcs perçoivent les risques de fluctuation des prix des grains et du porc comme étant des risques majeurs qui affectent leurs activités. Cependant, leurs choix des modes de coordination verticale sont significativement influencés par leurs niveaux d'aversion vis-à-vis de ces deux risques. Howden et Jones (2004) démontrent que les variations du changement climatique font que son impact potentiel sur le rendement des cultures ne sera pas le même dans toutes les régions en Australie. Ils concluent que le rendement des cultures de blé accusera d'ici à 2070 une baisse très sensible dans certaines parties du sud-ouest de l'Australie, mais une hausse modérée dans les régions du nord-est du pays. Les analyses de Van Gool et Vernon (2006) et de Luo *et al.* (2011), axées sur les estimations d'un scénario de changement climatique minime de base, laissent prévoir une diminution du rendement moyen des principales cultures de l'ordre de 17,4 % pour le blé, 28,8 % pour l'orge et 28,7 % pour le canola. Les mesures de l'écart-type confirment des modifications de rendement de +10 % pour le blé, nulle pour l'orge et de -6 % pour le canola. Dans cette même perspective, Zhang *et al.* (2011) s'appuient sur une version actualisée du modèle EPIC de croissance des cultures, qui est mieux adaptée à la situation canadienne. Se fondant sur des scénarios construits sur la base du modèle mondial canadien avec fertilisation par le CO₂, les auteurs indiquent que les changements dans les températures et les précipitations dans le sud-ouest de la Saskatchewan, où se situe l'échantillon canadien, entraîneront une modification du rendement moyen de -3 % pour le blé, -10 % pour l'orge et -13 % pour le canola. Ils montrent que la modification de l'écart-type des rendements est de -2 % pour le blé, -17 % pour l'orge et +2 % pour le canola. On notera, cependant, qu'il subsiste une grande incertitude quant à la variabilité des rendements, comme le montrent les différences de résultats entre De Jong *et al.* (2001) et Zhang *et al.* (2011). En Espagne, Ruiz-Ramos et Minguez (2010) prévoient qu'une hausse de la

température et une baisse des précipitations moyennes entraîneront des déficits hydriques accrus. Ces auteurs, avec les données tirées de Guereña *et al.* (2001), confirment des indications sur l'évolution de la moyenne et de la variabilité des rendements du blé et de l'orge. La variation du rendement moyen dans le centre du pays devrait être de -1,8 % pour le blé et +7,3 % pour l'orge, les modifications correspondantes de l'écart-type s'établissant respectivement à 110,5 % et 89,3 %. Les études transversales de Mendelsohn (2010) montrent que les décisions de culture et d'élevage prises par les agriculteurs sont des décisions très importantes qui, dans l'un et l'autre cas, sont sensibles au climat. Le choix du type de culture varie en fonction du climat, et la distribution des cultures par aire climatique donne un aperçu de la manière dont les décisions seront affectées par la poursuite du changement climatique. Le choix du type d'exploitation et l'adoption de nouvelles technologies et de nouvelles semences, comme les variétés résistantes à la sécheresse ou à la salinité, sont aussi des décisions sensibles au climat, les fermes d'élevage étant plus nombreuses dans les régions sèches et chaudes et les fermes de culture dans les zones tempérées et humides (Seo et Mendelsohn, 2008). L'adaptation par modification du modèle de culture peut, dans certains cas, atténuer l'exposition des plantes à des températures plus élevées qui ne leur conviennent pas, par exemple en introduisant des variétés hivernales auxquelles des températures plus élevées peuvent être favorables ou qui sont moins sensibles à ces températures (Peltonen-Sainio *et al.*, 2011). La modification de la date de plantation peut aussi aider à éviter le stress thermique pendant les phases critiques de la croissance, encore que l'ajustement des semailles ne suffise pas toujours pour atténuer les pertes de rendement (Rötter *et al.*, 2011). Une autre méthode consiste à introduire des cultivars à maturation plus tardive. Pour s'adapter au changement dans les précipitations et à la pénurie d'eau, les agriculteurs peuvent renforcer les capacités de rétention d'eau des sols par l'ajout de résidus de culture et de fumier ou en adoptant des techniques de conservation comme le labourage réduit ou les méthodes de culture sans labour (Smith et Olesen 2010 ; Känkänen *et al.*, 2011). La modification du taux d'engrais, afin de maintenir la qualité des grains ou des fruits face à l'évolution du climat, est également une option. L'utilisation des méthodes d'adaptation susmentionnées peut être facilitée par les prévisions climatiques saisonnières qui réduisent le risque de production en fournissant des informations supplémentaires sur les formes d'adaptation les mieux à même de réussir. Peltonen Sainio (2012) préconise pour des nuisibles, des adventices et des maladies des mesures d'adaptation comme la diversification de l'affectation des terres, la rotation plus fréquente des cultures et l'utilisation de semences certifiées de haute qualité. De plus, l'adoption de systèmes d'alerte modernes est l'un des moyens de faire face aux risques en matière de protection des cultures.

1.2. Modèle théorique

On suppose que les exploitants maximisent l'espérance de l'utilité de leur revenu net et que cette utilité est de la forme $\frac{\text{revenu}^{1-\rho}}{1-\rho}$ dite «à aversion relative au risque constante» ou CRRA. Selon l'OCDE (2003), plusieurs auteurs ont trouvé des preuves de l'existence d'agents présentant 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) ont trouvé des preuves empiriques d'une aversion relative au risque croissante, bon nombre d'autres ont supposé une aversion relative au risque constante et essayé d'estimer le coefficient ρ . Selon Nicholson (1997), la littérature empirique suggère des valeurs de ρ comprises entre 2 et 4. 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 $\rho=0$ implique des préférences neutres au risque (Antle, 1987; Arrow, 1971; Binswanger, 1980; Hamal et Anderson, 1982; Little et Mirrlees, 1974). Selon l'OCDE (2001), l'aversion relative au risque varierait considérablement selon la taille des exploitations. Ces résultats sont au tableau 1.

Tableau 1

Estimation des coefficients d'aversion (ρ) relative au risque

Catégorie	Dimension (en logarithme népérien)	ρ	Ecart-type asymptotique
Petites exploitations	< 60	3,13122	6,88972
Moyennes exploitations	60 – 70	0,04382	2,86161
Grandes exploitations	> 70	0,01081	0,78824

Source : nos résultats des estimations à partir des données de MAEP 2015.

Les résultats du tableau 1 montrent que dans les zones cotonnières du Bénin, les petites exploitations sont les plus assujetties à l'aversion relative au risque. Ces petits exploitants n'ont pas souvent accès aux intrants spécifiques ou aux crédits. Dans une expérience conduite en Inde, Binswanger (1980) montre que les choix des exploitants sont consistants avec le modèle de l'utilité espérée (par opposition au modèle *safety first*), qu'ils sont sensibles aux fluctuations de leur revenu plutôt qu'à celles de leur richesse et que leur attitude vis-à-vis du risque est assez bien approximée par une fonction d'utilité CRRA définie sur leurs revenus, avec un coefficient d'aversion ρ compris entre 0,3 pour de petites fluctuations et 1,7 pour de plus grandes fluctuations. L'approche moyenne-variance est un cas particulier restrictif du modèle de l'espérance de l'utilité (Moschini et Hennessy, 2001).

2. Spécification du modèle théorique

Notation

E dénote l'espérance mathématique ;

P est le vecteur des prix des produits (outputs, en tonnes généralement) ;

X est le vecteur des allocations de surface (en hectares) ;

Ψ est le vecteur des rendements (tonne/hectare généralement) ;

W est le vecteur des coûts à l'hectare (défini plus loin) ;

J est l'indice des activités – coton par exemple, $j = 1 \dots J$;

le signe \sim dénote une variable aléatoire ;

les signes \sim et \circ sur ou sous un autre symbole dénotent une simulation par ordinateur d'une valeur d'une variable aléatoire.

Les vecteurs P et Ψ sont évidemment aléatoires, on écrira donc \tilde{P} et $\tilde{\Psi}$ par la suite. Le vecteur X est l'ensemble des allocations de surface, il représente les variables de décision de l'exploitation et n'est donc pas aléatoire. Supposons pour le moment que pour un hectare d'une certaine culture, il faille des quantités déterminées d'intrants variables (engrais, traitements, semences, services de tiers...). Le vecteur W représente alors le coût (à l'hectare) de ces intrants, c'est-à-dire le coût variable. Le coût variable à l'hectare est différent selon les activités puisque les intrants ne sont pas les mêmes et est connu de l'exploitant au moment où il prend ses décisions d'emblavement. Certaines décisions relatives aux intrants peuvent être prises après la décision d'emblavement, en fonction par exemple du déroulement climatique de l'année en cours. Dans cas, W devrait être vu comme un vecteur aléatoire. Dans la mesure où la plus grande partie des décisions d'intrants est prise avant l'emblavement, nous considérons que la partie aléatoire de W est négligeable). Donc W est un vecteur prédéterminé aux décisions d'allocation de surface, c'est-à-dire non aléatoire en ce qui concerne la modélisation. Avec cette notation, on peut écrire le problème de maximisation de l'espérance de l'utilité de l'exploitant de la façon suivante :

$$\max_x E \left[\frac{(\tilde{P}' \tilde{\Psi} * X - W' X)^{1-\rho}}{1-\rho} \right] \quad (1)$$

où le signe $'$ indique la transposition de vecteur et le signe $*$ indique le produit matriciel élément par élément. Donc $\tilde{\Psi} * X$ représente le vecteur (aléatoire) de productions $\Psi_j X_j$. Un problème majeur de la modélisation du risque en agriculture (voir par exemple Moschini, 2001) vient du fait de la présence de deux vecteurs aléatoires corrélés : les prix et les rendements, \tilde{P} et $\tilde{\Psi}$. Ce problème peut être résolu en joignant ces deux vecteurs en un seul, soit $\tilde{\theta} = \tilde{P}' * \tilde{\Psi}$.

Le vecteur $\tilde{\theta}$ peut être interprété comme un vecteur de rendements en valeur à l'hectare.

Etant donné que les réalisations annuelles des prix \tilde{P} et des rendements $\tilde{\Psi}$ sont observées dans le MAEP, il est possible de calculer les réalisations

annuelles de $\tilde{\theta}$ et donc d'estimer directement la distribution paramétrique qui approxime le mieux la distribution observée de $\tilde{\theta}$.

Formellement, dans le problème (1), on peut alors interpréter les allocations X comme des productions. L'avantage de cette interprétation est qu'elle déplace l'ensemble de l'aspect aléatoire du problème sur le « prix » $\tilde{\theta}$ de « l'output » X .

Si on suppose une technologie homothétique, le vecteur W peut alors être interprété comme une fonction de coût unitaire. Néanmoins, il y a de fortes présomptions que la production agricole ne soit pas homothétique. On devrait donc remplacer le terme WX dans (1) par une fonction de coût $C(X)$. Ci-dessous, nous discutons certaines propriétés que devrait posséder cette fonction de coût.

2.1. Forme fonctionnelle de la fonction de coût

Pour que les allocations de surface X conservent leur interprétation d'*output*, il faut penser en termes de production escomptée de la surface : on peut toujours dédier beaucoup d'hectares à une certaine culture sans que le coût à l'hectare n'augmente. Donc, l'interprétation de X est d'un hectare produisant de la quantité escomptée de la culture en question. Les intrants variables, allouables, et donnant lieu à une dépense explicite dans les statistiques du ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (MAEP) sont au nombre de cinq pour les cultures : les engrais (chimiques, biologiques et organiques, sans distinction jusqu'en 2015), les pesticides (traitements), les services, les semences et d'autres charges non spécifiées. Ces intrants sont plutôt complémentaires entre eux : par exemple sans semence, l'*output* est nul indépendamment des autres intrants. Si cette complémentarité est suffisamment stricte, les proportions d'intrants sont fixes. Entre cultures, ces intrants sont spécifiques à chaque culture : les engrais pour les céréales ne sont pas ceux du coton. Il n'y a donc aucune raison pour qu'ils aient le même prix, et les coefficients croisés de second ordre de la fonction de coût y afférents sont tous nuls. En termes de modélisation, cela implique que seule la surface importe en tant qu'intrant variable puisque par culture, tous les autres intrants sont fonction de la surface et qu'entre cultures, il n'y a pas de relation. Dans le modèle (1), les allocations de surface X sont donc suffisantes pour capturer les dépenses associées aux intrants variables. Les intrants dits non allouables (c'est-à-dire dont l'allocation par culture n'est pas donnée par les statistiques du MAEP et nos enquêtes de 2015) sont principalement des facteurs fixes : le travail, le capital, les machines. Il y a aussi la consommation d'hydrocarbures, mais c'est une dépense négligeable par rapport à l'ensemble. Ces facteurs fixes ont ceci de particulier que chaque culture va requérir leurs services à un moment donné dans l'année. Donc, l'exploitant va choisir ses cultures notamment sur la base du moment où elles vont occuper des facteurs fixes. C'est un élément très important de diversification. Étant donné ces

caractéristiques, le problème économique des exploitants, du moins à court terme, est en partie un problème d'allocation. Par conséquent, la plupart des cultures présentes sur une ferme à un moment donné ne devraient pas se faire concurrence en ce qui concerne leurs besoins en services de facteurs fixes parce qu'elles les utilisent à des moments différents. Donc dans la fonction de coût, les coefficients croisés de second degré relatifs aux *outputs* devraient être nuls ou à peu près: un accroissement de la production d'une certaine culture n'a pas d'impact sur le coût marginal des autres cultures autrement que par le fait que la surface totale de l'exploitation doit rester la même.

En suivant Howitt (1995), il est raisonnable de considérer que sur une exploitation donnée à un moment donné (c'est-à-dire à court terme), accroître la production d'une certaine culture coûte de plus en plus cher. L'argument principal de Howitt est l'hétérogénéité du facteur terre, mais il s'étend aussi aux facteurs fixes et aux intrants variables: à mesure que l'exploitant consacre une part de plus en plus grande de son exploitation à une certaine culture, les terres qu'il alloue à cette culture sont de moins en moins appropriées, il est contraint d'utiliser des intrants variables de plus en plus intensivement et des facteurs fixes à des périodes de moins en moins optimales. Donc chaque unité d'output coûte de plus en plus cher. Par conséquent, en termes de modélisation, on peut représenter l'effet des facteurs fixes et des intrants variables dans une fonction de coût simplement à travers l'*output*. C'est une façon simple de modéliser des relations techniques sur lesquelles il n'y a pas de données dans le MAEP et dans nos enquêtes, puisque l'usage des facteurs fixes au cours d'une année est inconnu. A court terme, pour résumer, par hectare les proportions d'intrants variables sont imposées et les allocations de service d'intrants fixes sont représentées par les quantités produites. Il ne reste donc que les *outputs* dans la fonction de coût, et les coefficients croisés de second degré sont nuls. Par conséquent, la fonction de coût variable – c'est-à-dire à court terme – définie sur les surfaces peut s'écrire:

$$C(X) = \alpha' X + \frac{1}{2} X' \beta X$$

où le vecteur ($J \times 1$) et la matrice ($J \times J$) β sont inconnus de l'investigateur, à l'exception des termes hors de la diagonale de β , qui sont nuls. L'absence de termes croisés implique que la fonction de coût multi-*output* $C(X)$ se réduise à la somme de J fonctions de coût à un *output* $\alpha_j X_j + \frac{1}{2} \beta_j X_j^2$, et on peut donc parler d'un coût moyen variable:

$$\bar{C}_j(X_j) = \alpha_j + \frac{1}{2} \beta_j X_j$$

Le coût marginal est: $C'_j(X_j) = \alpha_j + \beta_j X_j$,

où la notation C'_j indique la dérivée première de la fonction de coût par rapport à X_j . Pour simplifier, on écrira par la suite \bar{C} et C'_j . Le coût moyen variable est observé dans les données du MAEP et de nos enquêtes mais pas

le coût marginal, on peut écrire $C'_j = \bar{C}_j + \frac{1}{2} \beta_j X_j$, relation qui sera utile par la suite. Le problème d'optimisation (1) peut maintenant s'écrire :

$$\max_x E \left[\frac{(\tilde{\theta}' X - C(X))^{1-\rho}}{1-\rho} \right] \quad (2)$$

Il faut aussi que la somme des surfaces emblavées soit inférieure ou égale à la surface agricole totale de l'exploitation au moment de la décision d'emblavement. L'égalité est imposée en supposant qu'il est toujours optimal pour l'exploitant d'utiliser toute la surface disponible. Le terme ω est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte de surface, c'est-à-dire le coût d'opportunité de la surface. Les $J+1$ conditions de premier ordre du problème (2) s'écrivent :

$$\begin{aligned} E[(\tilde{\theta}_j - C_j)(\tilde{\theta}' X - C(X))^{-\rho}] &= \omega & j = 1 \dots J \\ \sum_j X_j &= \bar{X}. \end{aligned} \quad (3)$$

Du point de vue de l'exploitant, il s'agit donc d'un système de $J+1$ équations non linéaires en $J+1$ inconnues : X_j – les décisions d'emblavement – et ω – le coût d'opportunité de la surface. La fonction de coût $C(X)$ et l'aversion au risque ρ lui sont connues, alors que les rendements en valeur $\tilde{\theta}$ sont aléatoires mais de distributions de probabilité connues.

2.2. Estimation des paramètres du modèle

Du point de vue de l'investigateur, on observe des décisions d'emblavement que l'on suppose optimales et par la suite des réalisations de rendement en valeurs qui permettent d'estimer la distribution de la probabilité de ces rendements. L'aversion au risque ρ et le coût d'opportunité de la surface ω sont inconnus (pour l'investigateur). Les coûts moyens variables \bar{C}_j sont connus par les données du ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (MAEP, 2015) et des enquêtes réalisées en 2015 par certaines structures étatiques en charge des statistiques agricoles tels que l'Office nationale d'appui à la sécurité alimentaire (ONASA) c, mais pas les coûts marginaux C'_j . Il s'agit donc pour l'investigateur d'estimer leur valeur sur base du système (3) de $J+1$ équations, c'est-à-dire J coûts marginaux, plus ω , plus ρ , soit $J+2$ inconnues. En général, il y a donc une infinité de solutions. On va imposer une valeur du coefficient ρ d'aversion au risque sur base de la littérature pour résoudre le système pour les autres inconnues. Selon le tableau 1 ci-dessus, si ρ varie entre 0 et 0,2, on peut imposer la valeur médiane (un) dans le système (3). Par la suite, une analyse de sensibilité permettra de mesurer l'impact du choix d'une valeur pour ρ . Pour rendre opérationnel le système (3), il faut déterminer l'espérance. Ceci est en général impossible de façon analytique – sauf dans certains cas particuliers – mais possible de façon numérique. Sachant que les distributions de prix sont indépendantes entre elles, de même que les distributions de rendements, il

résulte que chaque $\tilde{\theta}_j$ est indépendant des autres éléments du vecteur $\tilde{\theta}$. La résolution numérique du système (3) implique donc seulement de générer J séries de S valeurs simulées issues des distributions estimées du vecteur $\tilde{\theta}$. Cela est beaucoup plus facile que de générer une série de simulations d'un vecteur multidimensionnel – ce qui serait le cas si les éléments du vecteur $\tilde{\theta}$ n'étaient pas indépendants entre eux.

En écrivant :

$$\Omega_j = \frac{1}{S} \sum_s [\tilde{\theta}_{js}' (\tilde{\theta}_s' X - C(X))^{-\rho}] \quad s = 1, \dots, S \text{ et}$$

$$\Omega = \frac{1}{S} \sum_s [(\tilde{\theta}_s' X - C(X))^{-\rho}] \quad s = 1, \dots, S,$$

on peut réécrire le système (3) dans une forme résoluble pour les β_{jj} et ω :

$$\Omega_j - \left(\bar{C}_j + \frac{1}{2} \beta_{jj} X_j \right) \Omega = \omega \quad j = 1 \dots J$$

$$2 \sum_j \frac{\Omega_j - \omega - \bar{C}_j \Omega}{\Omega \beta_{jj}} = \bar{X} \quad (4)$$

Dans les données, la contrainte de surface totale est toujours respectée par définition, la dernière équation du système (4) exploite cette information pour estimer la valeur de ω . Le système (4) a donc $J+1$ équations et $J+1$ inconnues : les J coefficients β_{jj} et le coût d'opportunité de la surface ω .

$$\beta_{jj} = 2 \left(\frac{\Omega_j - \omega - \bar{C}_j \Omega}{X_j \Omega} \right) \quad j = 1, \dots, J$$

$$\omega = \frac{\sum_j \frac{\Omega_j - \bar{C}_j \Omega}{\beta_{jj}} - \frac{\Omega \bar{X}}{2}}{\sum_j (1/\beta_{jj})} \quad (5)$$

Le système (4) peut être résolu exploitation par exploitation pour chaque année où des données sont présentes. Les valeurs obtenues seront chaque fois différentes. Pour faire face à cette diversité, plusieurs solutions sont possibles. Soit n'utiliser que la dernière année sur la base que c'est l'année où le progrès technique est le plus avancé et qu'il s'agit donc de l'information la plus utile à des fins de simulation. Soit on peut relaxer les hypothèses de la fonction de coût, ce qui implique d'estimer des coefficients supplémentaires. C'est la première solution qui a été retenue pour cette étude.

3. Application du modèle théorique pour les productions agricoles des zones cotonnières de Banikoara

Les données individuelles des prix des productions agricoles et des rendements physiques issues du ministère de l'Agriculture, de l'Élevage et de la Pêche (MAEP) et celles de l'Office national d'appui à la sécurité alimentaire

(ONASA) de 2015 permettent d'estimer la distribution des rendements en valeurs. A partir de ces distributions, on a pu résoudre de façon numérique le système (4) afin de calculer les J coûts marginaux C_j' et le coût d'opportunité de la surface ω . On suppose connu le coefficient d'aversion au risque ρ . La simulation a pour objet d'estimer les modifications d'emblavement lorsque certaines variables exogènes se modifient. Il en résultera des modifications des quantités produites espérées. Par la suite, nous allons voir quelques exemples, mais en général dans une simulation, le système (4) se trouve modifié par exemple dans la distribution des rendements en valeurs $\tilde{\theta}_j$ et on le résout pour les emblavements X alors que les J coûts marginaux C_j' et le coût d'opportunité de la surface ω sont à présent connus.

3.1. Simulation 1 : modification des subsides à l'hectare

La réforme à mi-parcours de l'activité agricole 2011, qui a remplacé les subsides par hectare de culture par un paiement unique (MAEP, 2014). Les subsides à l'hectare dénotés S_j affectent le coût des intrants pour les productions j qui bénéficient de ces subsides. Comme le subside est le même pour le premier comme pour le dernier hectare employé à la culture j , il résulte que S_j modifie α_j aussi bien pour le coût moyen que pour le coût marginal. Les valeurs α_j qui ont été estimées antérieurement incluaient par construction les subsides S_j . Les nouvelles valeurs sont à présent $\alpha_j^* = \alpha_j + S_j$ puisque les subsides réduisaient le coût des intrants ($\alpha_j^* > \alpha_j$). Le coût d'opportunité de la surface ω est à présent modifié, sa nouvelle valeur peut être calculée en utilisant le système (4).

3.2. Simulation 2 : introduction d'une taxe sur un intrant

Supposons une technologie rigide: il n'est pas possible de modifier les combinaisons d'intrants par unité d'*output* lorsque le prix d'un intrant se modifie. Cela implique que la taxe sera directement répercutée sur le coût des intrants et que les exploitations auront tendance à réallouer les surfaces vers les *outputs* moins intensifs en l'intrant taxé, c'est-à-dire ceux pour lesquels le coût des intrants est le moins affecté par la taxe. Lorsque la taxe est proportionnelle au prix (inconnu) de l'intrant, on peut estimer son effet.

Le coût moyen variable a été calculé comme $\bar{C}_j = \sum_t \left(\frac{D_{tj}}{X_j} \right)$ où D_{tj} est la dépense totale en intrant i pour l'*output* j . On peut écrire $D_{tj} = R_{tj} Q_{tj}$, où R indique le prix et Q la quantité. D est une donnée du MAEP, mais pas R ni Q . Supposons qu'on introduise une taxe τ_l sur le prix de l'intrant l . En réalité, il faudrait distinguer chaque culture. Par exemple, si on introduit une taxe sur l'azote, cela affectera différemment le prix des engrais en fonction de leur contenu azoté. Pour simplifier, supposons que la taxe soit

la même pour toutes les cultures, on peut calculer un nouveau coût moyen

$$\bar{c}_j^* = \bar{c}_j + \frac{(1+\tau_l)D_{lj}}{x_j} \quad (6)$$

On a vu plus haut que l'utilisation d'intrants s'accroît avec la proportion de surface assignée à la culture j . Donc, l'effet sur le coût marginal sera plus important que sur le coût moyen. L'accroissement de dépenses variables de la culture j suite à la taxe est de $(1+\tau_l)D_{lj}$. Pour calculer l'effet sur le coût marginal, il faut calculer la proportion de cet accroissement qui est affecté au dernier hectare emblavé de j étant donné qu'on a supposé des proportions constantes des intrants pour toutes les unités produites. Cette proportion est la part du coût marginal (le coût du dernier hectare) dans le coût total soit $\frac{c_j'}{x_j \bar{c}_j}$. Le coût marginal après taxe est donc, si on ne modifie pas la

$$\text{production: } c_j'^* = c_j' + \frac{(1+\tau_l)D_{lj}c_j'}{x_j \bar{c}_j} \quad (7)$$

Les équations (6) et (7) permettent de ré-estimer les paramètres α_j et β_j . L'effet sur les cultures peut alors être calculé en utilisant le système (4). Lorsque la taxe est une taxe d'un certain montant par unité de l'intrant, on ne peut calculer son effet sur base des données du RICA puisqu'on ne connaît pas les quantités des intrants utilisés.

3.3. Analyses et interprétations des résultats du modèle théorique

L'approche se base uniquement sur des données du MAEP (2015) et de ONASA (2015), avec un assez haut degré de précision: rendements, prix, surfaces emblavées et dépenses en intrants variables. Elle est compatible avec l'idée que les surfaces emblavées (et plus généralement les quantités d'intrants) révèlent partiellement les prix escomptés par les exploitants. Elle intègre l'information du passé à travers les distributions estimées de prix et de rendement; en ce sens, il ne s'agit pas d'un modèle d'estimation sur base d'une unique période. Elle ne permet pas de substitution entre intrants. Elle suppose que les prix des intrants soient connus avec certitude au moment de la décision d'emblavement. C'est une approche à court terme: la surface totale de l'exploitation est fixe, rien ne pouvant expliquer qu'elle croisse ou décroisse. Il est possible que le facteur fixe contraignant ne soit d'ailleurs pas la surface, mais un des autres facteurs (travail, capital, machines); dans ce cas, le coût d'opportunité de la surface ω peut être nul. L'aversion au risque n'est pas estimée sur base des données, on pourrait appliquer l'approche de Saha (1994) qui introduit une forme fonctionnelle flexible pour l'estimation non seulement d'un coefficient d'aversion, mais aussi de la façon dont le risque affecte l'utilité du revenu. La modélisation du quota betteravier est aussi une amélioration à apporter. Certains intrants variables peuvent s'appliquer à des groupes de cultures, par exemple les engrais et les traitements des céréales. Certaines cultures sont en concurrence pour l'utilisation des services des

intrants fixes. On pourrait préciser plus exactement quelles cultures et quels intrants, cela permettrait de relâcher les restrictions actuelles sur la fonction du coût. A long terme, les facteurs fixes deviennent variables, et l'exploitant peut modifier plus facilement ses plans culturaux. On a dans le RICA quelques cas où ces facteurs changent, généralement par paliers, c'est-à-dire de façon non continue. On pourrait utiliser ces informations pour estimer une fonction du coût à long terme.

4. Simulations des instruments de gestion des risques et incertitudes

Dans cette section, trois simulations relatives au coton pour l'exploitation sont présentées, d'abord un marché à terme, ensuite une assurance et finalement une modification du prix. Toutes les simulations sont basées sur un coefficient d'aversion au risque ρ égal à l'unité. Une analyse de sensibilité montre qu'une aversion au risque plus élevée n'est pas compatible avec les données de nos exploitations et que les résultats changent peu pour une aversion inférieure.

4.1. Simulation d'un marché à terme parfait pour le coton

On suppose que le marché à terme soit gratuit et permette d'obtenir avec certitude le prix moyen observé sur l'exploitation de 1980 à 2012, soit 100 000 francs CFA la tonne de coton (y compris la vente de sous-produits). Ce prix est moins intéressant que le prix perçu en 2012, soit 175 000 francs CFA mais au moment des décisions d'emblavement, l'exploitant escomptait probablement plutôt 100 000 que 175 000. Les surfaces emblavées observées et simulées sont reportées au tableau 2. Les simulations se font comme indiqué dans la partie théorique.

Tableau 2
Superficies emblavées (en hectares)

Culture	Superficie totale en logarithme népérien	Variation
Coton	11,547850	0,0752096
Arachide	8,125815	- 0,1229947
Sorgho	9,125712	- 0,1381284
Mil	8,025471	- 0,1214750
Maïs	12,078456	- 0,1828217
Manioc	9,148712	- 0,1384766
Riz	8,014785	- 0,1213132

Source : Résultats de nos estimations obtenues à partir des données du MAEP 2015.

4.2. Simulation d'un changement de prix ou de rendement

Lorsque les prix et les rendements sont des variables aléatoires, il y a deux façons de modéliser un changement de la valeur espérée d'un prix ou d'un rendement : à variance absolue constante ou à variance relative constante. Dans le premier cas, on ajoute une certaine quantité à la variable aléatoire, dans le second cas, on la multiplie. Concrètement, pour le rendement en valeur $\tilde{\theta} = \tilde{P} * \tilde{\Psi}$, supposons un accroissement de la valeur espérée du prix. Les deux cas sont :

- $\tilde{\theta}^* = (\tilde{P} + e) * \tilde{\Psi}$ (changement à variance absolue constante et variance relative décroissante, e n'est pas aléatoire) ou
- $\tilde{\theta}^* = (1 + f) \tilde{P} * \tilde{\Psi}$ (changement à variance relative constante et variance absolue croissante, f n'est pas aléatoire).

A titre d'illustration, le tableau 3 indique les variations d'emblavement suite à un accroissement du prix du coton de 10 % (le deuxième cas ci-dessus).

Tableau 3

Prix observés

Cultures	Prix en logarithme népérien	Variation
Coton	8,012579	0,0289716
Arachide	3,047842	- 0,0840753
Manioc	5,021796	- 0,1385271
Riz	2,014789	- 0,0555783
Maïs	5,014761	- 0,1383333
Sorgho	5,014790	- 0,1383339
Mil	8,124796	- 0,8964958

Source : Résultats de nos estimations obtenues à partir des données du MAEP 2015.

Conclusion

Cet article montre l'impossibilité de représenter le comportement des exploitations agricoles en présence de prix et de rendements aléatoires et d'aversion au risque. Dans l'exemple utilisé, l'exploitation présente des rigidités importantes de son plan cultural et est relativement bien protégée du risque de par ses choix culturaux. Par conséquent, elle est peu intéressée par l'assurance rendement ou par le marché à terme. En ce sens, cette analyse est congruente dans les zones cotonnières de Banikoara et montre que la variabilité du rendement physique est trop faible pour que l'assurance soit intéressante. De même, le marché à terme n'est pas intéressant pour une production régulée comme le coton pour autant que la variabilité du prix

ne se modifie pas à l'avenir. Dans cette zone cotonnière, les exploitations spécialisées en élevage bovin présentent la plus forte variabilité du revenu brut, alors que les exploitations laitières présentent la variabilité la plus faible. Les autres types d'exploitation présentent des variabilités intermédiaires entre ces deux extrêmes. Parmi les cultures, la culture de maïs présente la plus forte variabilité de rendement. Les grandes cultures traditionnellement les plus importantes en zone de Banikoara, telles que le riz, le mil ou l'arachide, présentent les plus faibles variabilités de rendement. Les autres grandes cultures, telles que le manioc et le sorgho, présentent des variabilités de rendement intermédiaires entre ces deux extrêmes. Les variations de prix restent les plus faibles pour les productions dont un prix administré est maintenu par le gouvernement, tel le coton. Les prix des productions de viande bovine présentent historiquement des variations importantes de prix dues aux épizooties intervenues ces dernières années. Les productions de légumes et de fruits, dont le prix n'est pas administré, présentent les plus grandes variations de prix. Les analyses en données du MAEP (2015) et de l'ONASA (2015) indiquent une corrélation négative entre les prix et les rendements des productions agricoles. Cette relation négative constitue une forme d'assurance interne à l'exploitation. Lorsque les rendements sont faibles, les prix sont élevés et inversement. Cependant, l'ouverture des marchés pourrait atténuer à l'avenir cette relation. Une baisse du rendement des productions les plus sensibles à l'évolution des prix sur les marchés nationaux ne s'accompagnera pas nécessairement d'une augmentation de prix si l'offre au niveau national est suffisante. Ces résultats potentiels probables sont notamment affectés par la météorologie, l'évolution des marchés, les inondations, les prix aux producteurs, les subventions aux intrants, les crédits intrants et espèces, le travail, l'assaut des rongeurs et des criquets migratoires et, enfin, d'autres événements dont les aspects manifestes échappent à l'exploitant agricole. Des politiques agricoles doivent être conçues spécifiquement pour réduire la variabilité des prix, des rendements ou des revenus ou pour lisser la consommation et donc aider les agriculteurs à gérer leurs risques, soit parce qu'elles préviennent ou réduisent la survenue du risque (réduction des risques), soit parce qu'elles limitent les effets du risque sur le revenu (atténuation des risques) ou sur la consommation (adaptation aux risques). Parmi les mesures de réduction des risques, on peut citer des mesures prophylactiques telles que la vaccination, qui vise à limiter la survenue et la propagation des maladies animales et à empêcher ou réduire les pertes potentielles des recettes tirées du cheptel. Les mesures de soutien des prix du marché (SPM), qui stabilisent les prix du marché intérieur, réduisent aussi le risque lié aux prix sur le marché intérieur. L'atténuation des risques et l'adaptation aux risques peuvent passer par des mécanismes existants (*a priori*) tels que les dispositifs d'assurance ou les programmes de stabilisation du revenu, ou par des interventions *a posteriori* telles que les aides *ad hoc* destinées à compenser les pertes de revenu. Plusieurs mesures

sont préconisées pour réduire à court, moyen et long termes les risques et les incertitudes : la réalisation de la sécurité alimentaire, en réduisant la dépendance alimentaire et en améliorant le fonctionnement des marchés des produits agricoles, l'accroissement de la productivité et de la production de l'agriculture sur une base durable et l'amélioration des conditions de vie des producteurs, en développant l'économie rurale et en revalorisant les revenus agricoles et le statut social des producteurs agricoles de Banikoara. Les différentes recommandations et solutions mise en œuvre pouvant réduire les risques et les incertitudes dans la commune de Banikoara sont donc des préoccupations permanentes des éleveurs et des cultivateurs. Elles justifient les moyens de prophylaxie importants. Ces produits sont souvent considérés comme une des conditions de l'émergence de l'agriculture moderne. *A contrario*, l'extension progressive des techniques d'agriculture raisonnée pourrait s'accompagner d'un retour à une exposition plus forte suite à la diminution des traitements préventifs. Les fluctuations des cours des marchés agricoles dans la sous-région (UEMOA, CEDEAO) est un aléa ancien, mais qui prend une ampleur particulière avec les accords de démantèlement des barrières douanières et le développement des transports et du commerce. La compensation des dommages par un renchérissement des prix est moins automatique que par le passé. En revanche, la contagion des baisses de prix est devenue extrêmement rapide. La modernisation de l'agriculture s'accompagne toujours d'une sécurisation des producteurs. Dans certains cas, une démarche collective est un préalable incontournable pour enclencher un cercle vertueux. L'implication de l'Etat béninois apparaît nécessaire pour concrétiser les aspirations des acteurs des autres filières agricoles dans la zone de Banikoara afin d'assurer l'engagement des prestataires techniques ou financiers capables d'innover. L'intervention de l'Etat a une double fonction : instaurer la confiance et garantir l'équilibre du dispositif en cas d'aléas exceptionnels.

Références

- ANTLE J. (1987), «Econometric Estimation of Producers' Risk Attitudes», *American Journal of Agricultural Economics*, 69: 509-22.
- ARROW K. (1965), *Aspects of the Theory of Risk Bearing*, Helsinki, Finlande, Johnsonin Saatie.
- ARROW K. (1971), *Essays in the Theory of Risk Bearing*, Amsterdam, North Holland.
- BINSWANGER H. (1980), «Attitudes towards Risk: Experimental Measurement in Rural India», *American Journal of Agricultural Economics*, 62: 395-407.
- BINSWANGER H. (1981), «Attitudes toward Risk: Theoretical Implications of an Experiment in Rural India», *The Economic Journal*, 91: 867-90.
- BOSSUT M. (2002), *Etude exploratoire sur les facteurs de risques psycho-sociaux en agriculture wallonne*, Université de Liège, Faculté de psychologie et des sciences de l'éducation.
- BROMLEY D.W. (2006), *Sufficient Reason. Volitional Pragmatism and the Meaning of Economic Institutions*, Princeton (USA), Princeton University Press.
- BROMLEY D.W. (2008), *Volitional pragmatism, Ecological Economics*, n° 68 (1-2), p. 1-13.
- CHAVAS J.P. et HOLT M.T. (1990), «Acreage decisions under risk: The case of corn and soybeans», *American Journal of Agricultural Economics*, 72 (août): 529-38.
- DE JONG R., LI K.Y., BOOTSMA A., HUFFMAN T., ROHLOFF G. et GAMEDA S. (2001), «Crop Yield and Variability under Climate change and Adaptive Crop Management Scenarios», Rapport final pour le Fonds d'action sur le changement climatique, Project A080. ECOR, AAFC
- GHALI B., RIDIER A., KEPHALIACOS Ch., NGUYEN G. (2009), «Impact of voluntary measures on farm's income and labour management: The case study of a «Test-Action» in a river basin of South Western France», Communication à la «Troisième Journée de Recherches en Sciences Sociales» Montpellier, SFER, 9-11 décembre, 20 p.
- GODARD O. (1994), Le développement durable, paysage intellectuel, *Nature, Sciences, Sociétés*, vol. 2, n° 4, p. 309-322.
- GODARD O. (2003), «Le principe de précaution comme norme de l'action publique, ou la proportionnalité en question», *Revue économique*, vol. 54, p. 1245-1276.
- GUEREÑA A., RUIZ-RAMOS M., DÍAZ-AMBRONA C.H., CONDE J.R. et MÍNGUEZ M.I. (2001), «Assessment of Climate Change and Agriculture in Spain Using Climate Models», *Agronomy Journal*, vol. 93, p. 237-249.
- HAMAL K. et ANDERSON J. (1982), «A Note on Decreasing Absolute Risk Aversion Among Farmers in Nepal», *Australian Journal of Agricultural Economics*, 26 (décembre 1982): 220-25.
- HARDAKER J.B. (2000), «Some issues in dealing with risks in agriculture», WP No. 2000-3, Working.
- HARDAKER J.B., HUIRNE R.B.M., ANDERSON J.R. (2004), *Coping with Risk in Agriculture*, CAB International, Wallingford (UK). Paper series in Agricultural and Resource Economics, Graduate School of Agricultural and Resource Economics, University of New England, 18 p.
- HOWDEN M. et JONES R.N. (2004), «Risk assessment of climate change impacts on Australia's wheat industry», New directions for a diverse planet: Proceedings of the 4th International Crop Science Congress, Brisbane, Australie, 26 septembre-1^{er} octobre 2004.
- HOWITT R. (1995), «Positive mathematical programming», *American Journal of Agricultural Economics*, 77 (2): 329-342.

- JUST R.E., POPE R.D. (1979), On the relationship of input decisions and risk, *In* Roumasset J.A., Boussard J.M., Singh I. (eds.), *Risk, Uncertainty and Agricultural Development*, New York, Agricultural Development Council.
- KÄNKÄNEN H., ALAKUKKU L., SALO Y. et PITKÄNEN T. (2011), «Growth and yield of spring cereals during transition to zero tillage on clay soils», *European Journal of Agronomy*, vol. 34, n° 1, p. 35-45.
- LITTLE I. et MIRRLEES J. (1974), *Project Appraisal and Planning for Developing Countries*, Londres, Heinemann.
- LUO Q., BELLOTTI W.D., HAYMAN P., WILLIAMS M. et DEVOIL P. (2011), «Effects of changes in climatic variability on agricultural production», *Climate Research*, vol. 42, n° 2, p. 111-117.
- MENDELSON R. (2010), *Agriculture and economic adaptation to agriculture*, COM/TAD/CA/ENV/EPOC(2010)40/REV1.
- MOSCHINI G. (2001), «Production risk and the estimation of ex-ante cost functions», *Journal of Econometrics* 100 (2001) 357-380.
- MOSCHINI G. and HENNESSY D.A. (2001), «Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers» in Gardner, B.L. and G.C. Rausser (eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 1A, Agricultural Production, Elsevier, Amsterdam.
- MYERS R.J. (1989), «Econometric Testing for Risk Averse Behavior in Agriculture», *Applied Economics*, 21 (avril 1989): 541-52.
- NGUYEN G., DEL CORSO J.P., KEPHALIACOS C. et TAVERNIER H. (2013), *Pratiques agricoles pour la réduction des produits phytosanitaires. Le rôle de l'apprentissage collectif. Économie rurale* [en ligne], 333 | janvier-février 2013, mis en ligne le 15 février 2015, consulté le 16 février 2016. URL: <http://economierurale.revues.org/3817>.
- NICHOLSON W. (1997), *Teoría Microeconómica: Principios básicos y aplicaciones*, McGraw-Hill.
- OCDE (2001), *Effets liés au risque sur des facteurs autres que les prix du régime de la PAC applicable aux cultures arables: résultats d'un échantillon du RICA*, OCDE, Direction de l'Alimentation, de l'Agriculture et des Pêcheries, Comité de l'Agriculture, Groupe de travail des politiques et marchés agricoles.
- OCDE (2003), *L'Impact du subventionnement de l'assurance récolte sur l'affectation des terres et la production en Espagne*, OCDE, Direction de l'Alimentation, de l'Agriculture et des Pêcheries, Comité de l'Agriculture, Groupe de travail des politiques et marchés agricoles.
- PELTONEN-SAINIO P., HAKALA K. et JAUHAINEN L. (2011), «Climate induced overwintering challenges for wheat and rye in northern agriculture», *Acta Agriculturae Scandinavica*, Section B, Soil and Plant Sciences, vol. 61, p. 75-83.
- PELTONEN-SAINIO P. (2012), «Crop production in a northern climate», document élaboré pour l'atelier OCDE/FAO sur le thème «Building resilience to climate change in the agriculture sector», 23-24 avril, Rome, Italie.
- PINDYCK R.S. (2007), «Uncertainty and Environmental Economics», *Review of Environmental Economics and Policy*, vol. 1, n° 1, p. 45-56.
- PYALO B'DENAM ASSIH (2015), *Risques de marché et modes de coordination verticale: cas de l'industrie porcine du Québec*, mémoire de Maîtrise en Agroéconomie Maître ès sciences (M. Sc.) Québec, Canada. Université de Laval.
- ROTTER R.P., PALOSUO T., PIIRTIOJA N.K., DUBROVSKI M., SALO T., FRONZEK S., AIKASALO R., TRNKA M., RISTOLAINEN A. et CARTER T.R. (2011), «What would happen to barley production in Finland if global warming exceeded 4 C? A model based assessment», *European Journal of Agronomy*, vol. 35, p. 205-214.
- RUIZ-RAMOS M. et MÍNGUEZ M.I. (2010), «Evaluating uncertainty in climate change impacts on crop productivity in the Iberian

- Peninsula », *Climate Research*, vol. 44, p. 69-82.
- SAHA A. *et al.* (1994), « Joint Estimation of Risk Preference Structure and Technology Using Expo-Power Utility », *American Journal of Agricultural Economics*, 76 (May 1994): 173-184.
- SEO N. et MENDELSON R. (2008), « Measuring Impacts and Adaptation to Climate Change: A Structural Ricardian Model of African Livestock Management », *Agricultural Economics*, vol. 38, p. 150-165.
- SMITH P., et OLESEN J.E. (2011), « Synergies between the mitigation of, and adaptation to, climate change in agriculture », *Journal of Agricultural Science*, Cambridge, vol. 148, p. 543-552.
- VAN GOOL D. et VERNON L. (2006), *Potential impacts of climate change on agricultural land use suitability: barley, Technical Report*. Department of Agriculture, Government of Western Australia, South Perth.
- VATN A. (2005), *Institutions and the Environment*, Cheltenham, Edward Elgar.
- ZHANG A., MACGREGOR R., FUQUN Z., BECKER R., WILLIAMS J. et CIHLAR J. (2011), « Will projected climate change have adverse impacts on land resources for the Canadian Prairies – A spatially explicit assessment », document non publié.