



**HAL**  
open science

# Les risques de rendements en agriculture française: une analyse du lien entre fertilisation azotée et assurance récolte

Edith Kouakou, Marielle Brunette, Philippe Delacote, Richard Koenig

## ► To cite this version:

Edith Kouakou, Marielle Brunette, Philippe Delacote, Richard Koenig. Les risques de rendements en agriculture française: une analyse du lien entre fertilisation azotée et assurance récolte. 2022. hal-04174329

**HAL Id: hal-04174329**

**<https://hal.inrae.fr/hal-04174329>**

Submitted on 31 Jul 2023

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# CLIMAT & DÉBATS

## LES RISQUES DE RENDEMENTS EN AGRICULTURE FRANÇAISE : UNE ANALYSE DU LIEN ENTRE FERTILISATION AZOTÉE ET ASSURANCE RECOLTE

*Edith KOUAKOU<sup>2\*</sup>, Marielle BRUNETTE<sup>1,2\*</sup>, Philippe DELACOTE<sup>1,2\*</sup>,  
Richard KOENIG<sup>1,2\*</sup>*

La contribution de l'agriculture au réchauffement climatique nécessite la mise en œuvre d'outils visant à atténuer ses émissions de GES. L'adoption de pratiques agroécologiques, c'est-à-dire qui s'appuient au maximum sur les fonctionnalités offertes par les écosystèmes tout en réduisant les pressions sur l'environnement, apparaît un élément important dans ce sens. Cependant, le passage de systèmes intensifs vers des systèmes plus vertueux peut présenter des risques. La recherche économique envisage l'assurance agricole comme moyen de couverture de ces risques. Dans la continuité de ces travaux, cette étude porte sur l'analyse des risques de rendements liés à la fertilisation par l'azote. Elle utilise des données de rendements et d'azote minéral de 3296 parcelles en culture de blé tendre, de maïs et de tournesol, sur la période 2011-2013 dans trois départements français. La simulation du fonctionnement d'une assurance récolte permet d'observer que la baisse du seuil de déclenchement de l'assurance MRC à 20% du taux de pertes multiplie par 2.5 le nombre de parcelles à indemniser. Une comparaison entre les parcelles éligibles aux seuils de 20% et de 30% conclut en une différence significative des moyennes de rendement et à une différence non significative des moyennes de fertilisation. Enfin, la régression logistique réalisée montre que l'augmentation de la quantité d'azote appliquée réduit la probabilité d'être éligible à l'assurance.

<sup>1\*</sup> Université de Lorraine, Université de Strasbourg, AgroParisTech, CNRS, INRAE, BETA, Nancy

<sup>2\*</sup> Chaire Economie du Climat, Paris

<sup>\*</sup>Ce travail a été réalisé au sein de la Chaire Economie du Climat, 28 Place de la Bourse, Palais Brongniart, 75002 Paris dans le cadre d'un stage de fin d'études au sein du programme Agriculture et Forêts.

Remerciements : Les auteurs tiennent à remercier Marc Baudry et Antoine Poupart pour leur relecture attentive et leurs commentaires.

### MOTS-CLÉS

Risque

Assurance Récolte

Fertilisation

## Introduction

L'activité agricole, par sa nature particulièrement dépendante des processus biologiques est très exposée aux risques climatiques qui ont un impact direct sur la production. En France, la modernisation de l'agriculture, afin de répondre aux défis alimentaires et économiques de l'après-guerre, a entraîné des conséquences néfastes sur les écosystèmes et l'environnement. L'agriculture y est le deuxième poste d'émissions de GES avec 19% des émissions (Ministère du Développement Durable, 2021). Le potentiel de réduction dans le secteur est très important et mérite de l'intérêt (Pellerin et *al.*, 2013). Limiter la pollution liée à l'activité agricole peut signifier pour les agriculteurs de renoncer en partie à la sécurité acquise grâce à certains produits, et d'engager une simplification des itinéraires techniques par un changement des modes de production conventionnels vers des systèmes de production plus durables.

Cette transition peut de ce fait augmenter la vulnérabilité des exploitants face à certains risques et impacter les risques couverts par les assureurs. Pour faciliter et accélérer l'adoption de nouvelles pratiques et la transition agroécologique, il convient de sécuriser les agriculteurs qui s'y engagent par la mise en place de systèmes de gestion de risques agricoles incitatifs à la transition et efficaces face à des risques climatiques de plus en plus fréquents.

Dans la gestion de ces risques, il peut être intéressant pour les agriculteurs de transférer une partie des risques auxquels ils sont soumis vers d'autres agents, notamment par des systèmes d'assurance. Plusieurs travaux économiques s'intéressent au potentiel de l'assurance dans la gestion des risques liés aux transitions agroécologiques. Les travaux menés par Huang et *al.* (2001) sur l'Iowa ont montré qu'un programme d'assurance pouvait être structuré de manière à réduire le coût supporté par l'agriculteur face au risque associé à la modification des pratiques de production et, ainsi, à améliorer le rendement net espéré de l'agriculteur, ce qui favorise l'adoption d'un meilleur plan de gestion de l'azote. Dans le cas de la France, Dequiedt (2016) montre qu'une assurance couplée à un mécanisme incitatif de réduction de la fertilisation, peut potentiellement permettre des réductions importantes d'émissions de GES, notamment par la fertilisation, en présence d'agriculteurs présentant de l'aversion au risque.

L'assurance étant considérée comme un outil intéressant pour la transition agroécologique, un enjeu important peut être de favoriser son adoption par le plus grand nombre d'agriculteurs en France où le taux de couverture n'est que de 31.6% de la surface agricole dans le cadre de l'assurance multirisque climatique. Il convient alors de réfléchir à des contrats qui soient à la fois incitatifs à la souscription pour les agriculteurs en termes de prime et de seuils de déclenchement, et qui ne font pas peser des risques de solvabilité aux assureurs du fait du caractère systémique des risques agricoles. Le règlement européen « omnibus », entré en vigueur en 2018, permet une baisse du seuil de

déclenchement du contrat socle de l'assurance récolte de 30% à 20%. Cette mesure fortement souhaitée par bon nombres d'agriculteurs, devrait permettre d'augmenter le taux de souscription à l'assurance et d'assurer une meilleure protection face aux risques climatiques notamment.

Les émissions de GES en agriculture concernent principalement, avec le CO<sub>2</sub> et le méthane (CH<sub>4</sub>), le dioxyde d'azote (N<sub>2</sub>O) issu de l'usage de fertilisants azotés, qui représente un problème environnemental important. L'enjeu étant la réduction des risques ainsi que de la pollution, ce travail s'intéresse à l'assurance et son rôle dans la couverture des risques liés à la fertilisation par l'azote. Cette étude tente d'apporter un éclairage sur le risque de rendement induit par une baisse de la fertilisation. Pour ce faire, nous simulons le fonctionnement d'une assurance rendement. Nous simulons ensuite une baisse du seuil de déclenchement, et analysons dans quelle mesure le niveau de fertilisation des parcelles influence la probabilité de se trouver éligible à une indemnisation dans le cadre de cette assurance. Pour ce travail, des données de parcelles couvrant la période 2010-2013 sont utilisées. Elles proviennent d'Epicles, une base de données élaborée par InVivo-Agrosolution, une coopérative agricole française. Notre variable de résultat étant binaire (éligible à l'indemnisation d'assurance ou non), la régression logistique est appliquée.

Dans la section 1 une synthèse bibliographique sur l'assurance récolte et la transition agroécologique en France est réalisée. La section 2 présente les données et la simulation d'un mécanisme d'assurance, quand la section 3 analyse l'effet d'un changement du seuil de déclenchement de l'assurance multirisque climatique. La section 4 présente les méthodes empiriques adoptées et les résultats. Par la suite, des éléments de discussion sont apportés dans la section 5 avant de conclure.

## **1. Littérature**

### **1.1.L'adoption de l'assurance récolte**

Il existe des outils d'assurance privée notamment pour se protéger des risques sur les productions agricoles. Cependant, en France, dans le cas de l'assurance multirisque climatique (MRC), le taux de couverture est de 31.6% de la surface agricole, ce qui est assez faible. Plusieurs facteurs influencent les décisions d'assurance des agriculteurs. Le niveau des primes, jugé élevé, est l'une des principales raisons relevées. La perception du risque, au vu du prix de ces contrats d'assurance, est la deuxième grande cause de non-couverture (Cardebat et *al.*, 2021). Et si les risques, notamment climatiques, augmentent sous l'effet du changement climatique, le taux de couverture à l'assurance agricole n'évolue pas dans le même sens. Brunette et *al.* (2019) évoquent les raisons du non-succès de l'assurance MRC en France : un seuil de déclenchement trop élevé ainsi qu'un décalage trop long entre le paiement de la prime et le paiement de la subvention.

Plusieurs travaux se sont intéressés aux raisons qui expliquent la décision d'assurance récolte. Ainsi, la décision d'assurance peut s'expliquer par la sélection adverse (Enjolras et Sentis, 2011), c'est-à-

dire que les exploitants qui souscrivent se savent très exposés au risque, et l'assureur a un risque d'insolvabilité important.

Les modèles classiques d'assurance émettent l'idée d'une asymétrie d'information pouvant conduire à une corrélation positive entre la souscription à l'assurance et les réalisations *ex post* de la perte (Rothschild et Stiglitz, 1976). Ainsi, les exploitants qui sont assurés seraient ceux avec le profil de risque le plus élevé, ce qui représente un cas de sélection adverse qui fait courir des pertes aux assureurs (Zhao et *al.*, 2017). Enjolras et Sentis (2011) montrent bien que, pour un exploitant se considérant particulièrement à risque, la décision d'assurance est négativement corrélée à la prime/ha payée l'année précédente et positivement corrélée aux indemnités reçues l'année précédente. De plus, cette décision est également positivement liée à la taille de l'exploitation et est moins probable lorsqu'il y a de nombreux substituts à l'assurance tels que l'irrigation, la diversification, la liquidité...

## **1.2. La réduction des émissions dans l'agriculture et l'assurance récolte**

L'agriculture est le deuxième poste d'émissions de GES en France avec 19% des émissions et la pollution par l'azote représente un problème environnemental important. La fertilisation des sols agricoles par les produits azotés perturbe le cycle de l'azote, ce qui a un impact sur l'accélération du changement climatique et la pollution de l'eau. La France constitue un bon exemple de la problématique de sur-application de l'azote en raison de l'importance de son secteur agricole. Les fertilisants azotés y représentent 42% des émissions de GES de l'agriculture (Ministère de l'Agriculture et de l'Alimentation, 2020). En réponse à ces conséquences environnementales, d'importantes réglementations sur la fertilisation, comme la directive « nitrates » en Europe, ont été instaurées. Pour faire face au problème urgent de l'atténuation des émissions polluantes, il est généralement admis que l'instrument le plus efficace est la tarification des émissions (Lamhauge et Cox, 2013 ; Ellerman et *al.*, 2010). Dans la littérature sur la mise en place de cet instrument en agriculture, De Cara et Jayet (2011) évaluent l'impact d'une taxe sur la fertilisation et les réductions de GES induites. Ce travail, ainsi que d'autres abordant le même sujet (Bourgeois et *al.*, 2014 ; Dequiedt et Moran, 2015), sont basés sur l'hypothèse de la maximisation des profits ou de la minimisation des coûts, et apportent peu d'attention à d'autres éléments tels que l'attitude face au risque et la gestion du risque. De plus, même si des mesures d'atténuation de la pollution en agriculture existent, les agriculteurs ne les adoptent pas, alors qu'ils auraient des intérêts économiques à le faire (Tevenart et *al.*, 2017). L'attitude face au risque et à l'ambiguïté des agriculteurs peut permettre d'expliquer les comportements des agriculteurs en termes de fertilisation. La gestion des risques apparaît alors comme une dimension déterminante dans le choix de production des agriculteurs (Chavas et Holt, 1996 ; Menapace et *al.*, 2012) et l'absence d'intégration de cette dimension pourrait constituer un obstacle potentiel à la réduction des émissions. Berentsen et *al.* (2012) montrent que les risques associés aux exploitations laitières biologiques sont plus importants que ceux de l'agriculture

conventionnelle (tant sur la taille de la production que sur les prix agricoles) et limitent donc le changement de pratiques. S'intéressant aux barrières associées à un programme de réduction de la fertilisation aux États-Unis, Stuart et *al.* (2014) ont montré que la perte de rendement associée à la réduction de la fertilisation est considérée comme un risque important et immédiat. Pour la plupart des agriculteurs interrogés, l'application d'une quantité supplémentaire d'engrais est perçue comme un moyen de réduire l'exposition aux risques de production.

En général, les exploitants recourant à l'assurance sont ceux ayant une aversion au risque plus élevée et certaines pratiques comme la réduction de fertilisants peuvent augmenter la vulnérabilité face à certains risques. Pourtant, plus le niveau de risque associé à la production est élevé, plus la prime sera élevée et moins les agriculteurs seront incités à souscrire à une assurance privée. Dans un tel contexte, il peut être intéressant d'étudier le rôle que peut jouer l'assurance dans la couverture des risques agricoles et par suite dans l'adoption de pratiques agricoles plus respectueuses de l'environnement, orientées vers l'agroécologie. Cependant, paradoxalement, des études sur la France et la Suisse ont montré que la souscription à une assurance récolte était associée à une augmentation des dépenses en pesticides (Möhring et *al.*, 2020 ; Enjolras et Aubert, 2020). D'où la question du renouvellement des instruments d'assurance dans un contexte d'augmentation des risques météorologiques et d'urgence à baisser la pollution en agriculture.

## **2. Simulation d'un mécanisme assurantiel**

### **2.1. Données et description des variables**

Les données utilisées proviennent d'Epicles, une base de données élaborée par InVivo-Agrosolution, une union de coopératives agricoles française. Elle comprend les données couvrant la période 2010-2013 sur les pratiques de fertilisation des agriculteurs membres de la coopérative, la quantité prescrite par la coopérative, la quantité appliquée, le rendement des cultures, le type de sol et la culture précédente dans la rotation. Ces informations sont disponibles au niveau de la parcelle. Trois cultures sont retenues : le blé tendre, le maïs grain et le tournesol. Nous retenons ces trois cultures parce qu'elles sont en plus grand nombre dans la base de données. Deux variables nous intéressent principalement : l'azote et le rendement. Afin d'isoler l'effet de l'azote sur le rendement, les parcelles ayant reçu un fertilisant minéral autre que l'azote sont éliminées des données. De plus, les parcelles caractérisées par des valeurs nulles pour l'azote sont également éliminées de l'étude car elles correspondent à des informations non déclarées ou erronées. Par la suite les données ont été filtrées, pour ne garder que les parcelles pour lesquelles les données pour au moins l'année 2013 et une autre année quelle qu'elle soit étaient disponibles. Finalement, un total de 4966 observations sur les 4 années, soit 3296 parcelles, est utilisé pour l'analyse. Le tableau 1 présente les données utilisées. Les

parcelles étudiées sont réparties dans trois départements : les Deux-Sèvres, l'Eure-et-Loir, et la Seine-Maritime.

Tableau 1: Description des données

Cultures	Nombre de parcelles	Année	Moyenne fertilisation (kg/ha)			Moyenne des rendements (q/ha)		
			Eure-et-Loir (28)	Seine-Maritime (76)	Deux-Sèvres (79)	Eure-et-Loir (28)	Seine-Maritime (76)	Deux-Sèvres (79)
Blé tendre	2125	2010	180.25	186.2	132.02	79.44	96.58	54.98
		2011	170.51	182.26	134.58	82.06	90.89	70.26
		2012	182.02	181.16	136.54	91.07	86.28	62.35
		2013	185.83	191.64	150.43	85.47	89.01	68.94
Maïs grain	973	2010	146.14	152	109.45	114.9	92.5	99.7
		2011	123	150.6	117.72	80.58	86.2	85.79
		2012	108.33	135	116.95	72.56	88	84.18
		2013	139.91	118.4	111.85	101.56	94.1	95.86
Tournesol	198	2010			46			15
		2011			46.63			19.68
		2012			51.6			22.28
		2013			42.29			25.38

Par la suite, des tables de données par type de culture ont été constituées, soit trois tables. Pour chaque table, nous nous intéressons au rendement et son évolution sur 2010, 2011, 2012 et 2013. Ces données sont utilisées afin de simuler le fonctionnement d'une assurance rendement, où les parcelles sont indemnisées si les rendements observés sont inférieurs à un seuil proportionnel à un rendement de référence.

## 2.2. Rendements de référence et taux de pertes

Les systèmes d'assurance utilisent généralement, pour le calcul des rendements de référence par rapport à l'année d'intérêt, la moyenne olympique, c'est-à-dire la moyenne sur les 5 années précédentes en enlevant la valeur la plus haute et la valeur la plus faible. Quand les données ne sont disponibles que sur 4 ou 3 années, le rendement de référence correspond à la moyenne des 3 années précédentes. Et quand l'historique des données disponible ne permet pas de déterminer un rendement de référence fiable pour l'exploitation (données sur moins de 3 ans), c'est la moyenne départementale de la culture concernée qui est utilisée comme référence. Ne disposant de données que sur 4 années, il n'est donc pas possible de calculer une moyenne olympique. Les rendements de référence correspondent alors à la moyenne des rendements pour les 3 années 2010, 2011 et 2012 quand elles sont disponibles, ou à la moyenne départementale sinon. Pour chaque parcelle, le rendement de

référence ainsi obtenu est comparé au rendement de 2013 qui est toujours disponible pour toutes les parcelles de nos données.

Le taux de perte en 2013 pour chaque parcelle correspond alors à la variation en pourcentage entre les rendements de référence et les rendements de l'année 2013 et est donné par la formule suivante :

$$\text{Taux de perte}(\%) = \text{Abs} (\text{Min} (\text{rendement} - \text{rendement de référence} ; 0) / \text{rendement de référence})$$

Globalement, pour toutes les cultures et départements, les taux de pertes sont assez proches. Par type de culture, les parcelles en tournesol enregistrent les taux de pertes les plus élevés en moyenne. En observant les maximas, certaines parcelles ont subi des pertes très importantes notamment en Seine Maritime (76) où pour une parcelle, le taux de perte a atteint 99% (tableau 2).

Tableau 2: Statistiques descriptives des taux de perte par culture et par département

	Blé tendre	Maïs grain	Tournesol	Eure-et- Loir (28)	Seine-Maritime (76)	Deux- Sèvres (79)
Observations	758	330	18	128	359	619
En % du total	35.67%	33.91%	9.1%	36.16%	52.49%	27.41%
Tx de perte moy.	13%	15%	21%	11%	12%	15%
Ecart type	13%	12%	18%	10%	12%	13%
Max. tx de perte	99%	80%	74%	64%	99%	80%
Moy. surface (ha)	5.33	3.15	4.64	6.73	5.87	3.55
Moy. azote (kg/ha)	165.31	109.92	50.33	168.43	181.70	122.29

Note : Il s'agit ici des valeurs uniquement pour les parcelles ayant enregistré des variations négatives de leurs rendements en 2013.

### 3. Les effets d'une baisse du seuil de déclenchement

L'une des raisons évoquées expliquant le faible taux de pénétration de l'assurance multirisque climatique en France concerne le seuil de déclenchement. Les contrats d'assurance de niveau socle proposent une indemnisation lorsque le taux de perte de rendements constaté après un sinistre est supérieur à 30% de la moyenne historique. Sous l'hypothèse d'un recours à la fertilisation inchangé, une baisse du seuil de déclenchement au taux de 20% pourrait encourager une plus grande adoption de l'assurance par les exploitants. Nous proposons d'observer l'effet d'une réduction de ce seuil de 30% à 20%.

Dans tout l'échantillon, correspondant à 3296 parcelles, 139 observent des taux de pertes de plus de 30%. Ce sont donc 139 parcelles qui seraient indemnisables dans le cadre de l'assurance si elles avaient été victimes d'un sinistre.

Pour chaque culture, nous faisons varier le niveau du seuil de déclenchement à 20% afin de voir comment évolue la part de parcelles concernées par une éventuelle indemnité d'assurance. L'idée



pour la suite est d'étudier les caractéristiques des exploitations, selon que les pertes dans les rendements enregistrées sont ou non supérieures aux seuils de déclenchement, au regard de leur fertilisation.

Si un sinistre survenait, un seuil de déclenchement à 20% entraînerait une augmentation du nombre de parcelles à indemniser. Le nombre de parcelles potentiellement indemnisables passe à 349 au total pour un seuil de déclenchement à 20%. Le nombre de parcelles éligibles est alors multiplié par 2.5 (passage de 139 parcelles à 349).

Nous souhaitons par la suite réaliser des comparaisons statistiques pour les variables d'azote et de rendements entre :

Premièrement, les parcelles éligibles au seuil de déclenchement socle de 30% (Groupe 1E) et celles qui deviendraient éligibles à la suite d'une baisse du seuil à 20% (Groupe 2E) ;

Deuxièmement, les parcelles éligibles au seuil de 30% (Groupe 1E) et celles qui ne le sont pas (Groupe 1NE).

Ces comparaisons permettent d'obtenir les résultats suivants résumés dans le tableau 3 :

- Sur les parcelles éligibles au seuil de 20%, les pratiques de fertilisation par l'azote sont similaires à celles des parcelles qui sont éligibles au seuil de 30%. Sur ces parcelles, sont appliquées des quantités d'azote moins importantes que sur les parcelles du groupe des non-éligibles.
- Une différence significative apparaît au niveau des rendements entre les groupes des éligibles et des non-éligibles ; le premier groupe constitué des parcelles enregistrant les taux de pertes les plus élevés et les rendements les plus faibles et le second groupe constitué des parcelles enregistrant de faibles taux de pertes et une variabilité moins forte dans les rendements.

Tableau 3: Comparaison statistique des différents groupes constitués

		Effectif	Taux de pertes	Rendement	Azote
Comparaison 1	Groupe 1E	103	>30%	Différence des moyennes statistiquement significative (p-value < 2.2e-16)	Différence des moyennes statistiquement non significative (p-value = 0.6831)
	Groupe 2E	181	]20% ; 30% [		
Comparaison 2	Groupe 1E	103	>30%	Différence des moyennes statistiquement significative (p-value < 2.2e-16)	Différence des moyennes statistiquement significative (p-value = 0.002208)
	Groupe 1NE	3157	< 30%		

## 4. Effet des apports azotés sur la probabilité d’être éligible

Nous cherchons à présent à savoir quelles variables influencent la probabilité d’appartenir au groupe de parcelles qui seront indemnisées. Le principal objectif est ici de comprendre si la fertilisation apportée aux parcelles influence la probabilité d’appartenir au groupe des indemnisés.

### 4.1.Méthode empirique

[La régression logistique](#) permet d’établir une relation entre une variable de résultat binaire et un groupe de variables prédictives.

Nous nous intéressons à la relation entre l’azote et le fait d’obtenir une baisse du rendement dans une certaine proportion qui conditionne l’éligibilité à l’indemnisation. Après avoir déterminé le taux de pertes des parcelles en 2013, une variable nommée « Eligible » pour exprimer l’éligibilité de la parcelle à l’assurance, a été créée. Elle prend la valeur 1 quand le taux de pertes en 2013 est supérieur au seuil de 30% et 0 quand ce taux est inférieur à 30%. Le tableau 4 présente la répartition de l’échantillon selon l’éligibilité et les statistiques descriptives pour la variable d’intérêt.

Tableau 4: Description de l’échantillon pour la régression logistique

Eligible	Freq	%	Azote	
			Moyenne	Ecart-type
Eligible (1)	103	3.19	132.39	42.27
Non éligible (0)	3,125	96.81	144.61	50.47
Total	3,228	100	144.22	50.26

Un modèle logit est alors utilisé pour estimer la probabilité d’être éligible ( $Y_i = 1$ ) ou non ( $Y_i = 0$ ), la variable à expliquer étant dichotomique. Le modèle à estimer est le suivant :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } X_i\beta + u_i > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (1)$$

Dans cette équation,  $X$  est un vecteur de variables représentant les caractéristiques individuelles des parcelles,  $\beta$  les paramètres qui captent l’effet de ces variables et  $u$  un terme d’erreur affectant le niveau de perte.

La méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour estimer les paramètres et la fonction de vraisemblance s’écrit, avec  $F$  la fonction de répartition de la loi logistique :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n F(X_i\beta)^{eligible_i} (1 - F(X_i\beta))^{(1-eligible_i)} \quad (2)$$

Nous souhaitons étudier le lien entre la fertilisation et la probabilité d'être éligible à une indemnisation d'assurance<sup>1</sup>. Les variables utilisées pour les régressions sont décrites en annexe. Premièrement une régression logistique est réalisée en utilisant uniquement la variable d'intérêt, l'azote et la variable de surface. Les risques en agriculture étant fortement liés aux conditions météorologiques et ces risques étant fortement corrélés entre les parcelles d'un même département, un second modèle intègre les variables de départements. Dans nos données, le département avec le plus d'observations et le plus grand nombre de parcelles considérées comme sinistrées est le département des Deux-Sèvres (79), pourtant, c'est le département de la Seine-Maritime (76) qui enregistre le plus fort taux de sinistres (figure 1). Il semble alors pertinent d'utiliser la variable de département comme variable pour introduire un effet géographique sur les risques de rendements.

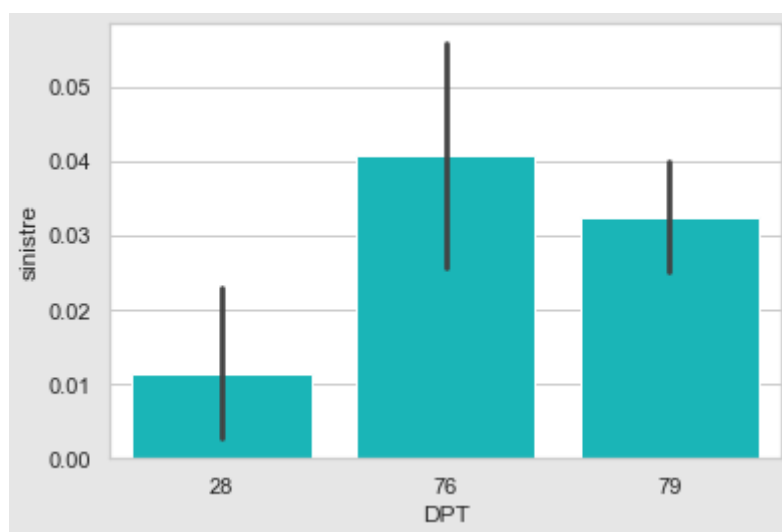


Figure 1: Le taux de sinistres par département

L'effet de la surface des exploitations sur le risque est généralement associé à l'utilisation de la surface agricole, par la diversification. La base de données contenant des informations au niveau de la parcelle sur les cultures précédentes, une variable « rotation » a été créée. Elle prend la valeur 1 s'il y a eu rotation de culture sur la parcelle, c'est-à-dire si la culture précédente est différente de la culture pratiquée en 2013, et 0 sinon. Cette variable permet de capter l'effet de la diversification. L'annexe 1 (tableau 7) présente les résultats des différents modèles testés. Nous retenons le modèle (c) qui intègre toutes les variables présentées. Le choix du modèle est basé sur les tests des rapports de vraisemblance pour modèles emboîtés. Ce test confirme la supériorité du modèle (c) sur les modèles (a) et (b).

<sup>1</sup> La probabilité d'être éligible à l'assurance a également été étudiée au seuil de 20%, selon le même principe qu'au seuil de 30%. Les résultats pour le seuil de 20% sont présentés au tableau 9 de l'annexe 2. Les tendances observées au seuil de 20% sont les mêmes que celles observées au seuil de 30%.

## 4.2. Résultats

Les valeurs des paramètres, les odds ratio et les résultats d'évaluation du modèle sont présentés dans le tableau 5 suivant. L'effet estimé de la variable de surface est négatif, cela suggère qu'un accroissement de la surface de la parcelle réduit le risque et donc la probabilité d'être éligible à l'assurance. Le coefficient associé est statistiquement significatif et l'effet mesuré par l'odd ratio est assez faible. Ainsi, la probabilité relative d'être éligible à l'indemnisation est divisée par environ 0.89 quand la surface de la parcelle augmente d'une unité, conditionnellement aux autres facteurs du modèle.

Quant à la variable de département, le paramètre associé au département de la Seine Maritime est positif, indiquant que pour une parcelle donnée, être située dans ce département, augmente la probabilité d'être éligible par rapport à une parcelle située dans le département d'Eure-et-Loir. Ce paramètre est statistiquement significatif, et la chance relative d'être éligible à l'assurance est 4.45 fois plus élevée pour une parcelle en Seine-Maritime par rapport à une parcelle en Eure-et-Loir, conditionnellement aux facteurs intégrés dans le modèle. Le coefficient associé au département des Deux-Sèvres n'est pas significatif.

Notre paramètre d'intérêt est celui associé à la variable d'azote. Ici, ce paramètre est négatif, traduisant la relation négative entre l'apport d'azote et le risque de rendements. Une augmentation de l'apport d'azote réduit la probabilité de subir de grosses pertes et donc d'être éligible à l'indemnisation. Statistiquement, ce paramètre est significatif mais avec un effet très faible puisque l'odd ratio est quasiment égal à 1.

Enfin, le paramètre de la variable rotation est négatif. Ainsi, la rotation réduit le risque de rendements et donc la probabilité d'être éligible à l'indemnisation d'assurance. Le paramètre associé est statistiquement significatif. La chance relative d'être éligible à l'indemnisation est divisée par 0.57 pour les parcelles sur lesquelles une rotation de culture a été effectuée. Ce résultat confirme l'utilité des méthodes d'autoprotection comme la diversification sur la gestion des risques. Cependant, en agriculture, la spécialisation dans les cultures a un impact positif sur la productivité et la rentabilité, ce qui fait de la diversification des cultures, une mesure de gestion des risques peu adoptée par les agriculteurs (Cordier et *al.*, 2008 ; Thoyer et *al.*, 2014).

Tableau 5: Résultats de la régression logistique

Eligible	$\beta$	Std. Err $\beta$	Wald's $\chi^2$	df	p	odds ratio
Azote	-0.0062	0.0023	7.37	1	0.007	0.9938
Surface	-0.1129	0.0349	1.44	1	0.001	0.8933
DPT (réf. Eure_28)						
Seine_76	1.4932	0.5485	7.41	1	0.006	4.4514
Sevres_79	0.4805	0.5301	0.82	1	0.365	1.6170
Rotation (1 rotation, 0 = pas de rotation)	-0.5491	0.2237	6.02	1	0.014	0.5775
_cons	-2.3728	0.6432	13.61	1	0.000	0.0932
Test			$\chi^2$	df	p	
Overall model evaluation						
Likelihood ratio test			37.96	5	0.000	
Goodness-of-fit test						
Hosmer & Lemeshow			8.95	8	0.3468	

Note : Le seuil de significativité retenu est 5%.

Le test du rapport de vraisemblance, permet de conclure à la validité du modèle, par rapport au modèle nul, sans variable explicative ( $p < .05$ ). Un test d'adéquation du modèle aux données est réalisé avec le test de Hosmer & Lemeshow. Ce test donne un chi-2 à 8 degrés de liberté égal à 8.95 et qui n'est pas significatif, ce qui suggère que l'hypothèse nulle d'un bon ajustement du modèle aux données est tenable et donc que le modèle s'ajuste bien aux données.

Nous étudions ensuite les effets marginaux (probabilités prédites) qui permettent une interprétation des résultats qui soit plus parlante. Nous souhaitons connaître les probabilités prédites d'être éligible pour différents niveaux d'azote. Nous spécifions des valeurs pour la variable d'azote à différents niveaux, ici à 50, 100, 150, 200 et 250 kg/ha, puis nous calculons la probabilité pour une parcelle avec ces valeurs d'être éligible à l'indemnisation. Cela nous permet de déterminer la probabilité qu'une parcelle ayant reçu une certaine quantité d'azote soit éligible à l'assurance en comparaison à une autre parcelle ayant reçu une quantité différente. Les valeurs des probabilités prédites sont présentées dans le tableau 8 de l'annexe 1. La figure 2 suivante offre une représentation graphique des probabilités prédites d'être éligible à l'assurance en fonction du niveau d'azote.

Ainsi, d'après ces résultats, une parcelle moyenne ayant reçu 50 kg/ha d'azote est 3 fois plus susceptible d'être éligible à l'assurance qu'une parcelle moyenne ayant reçu 250 kg/ha d'azote. En outre, nous constatons que la probabilité prédite d'être éligible baisse faiblement d'un niveau d'apport d'azote à l'autre. Elle est de l'ordre d'un point de pourcentage entre 50 kg/ha et 100 kg/ha et de moins d'un point entre les paliers suivants.

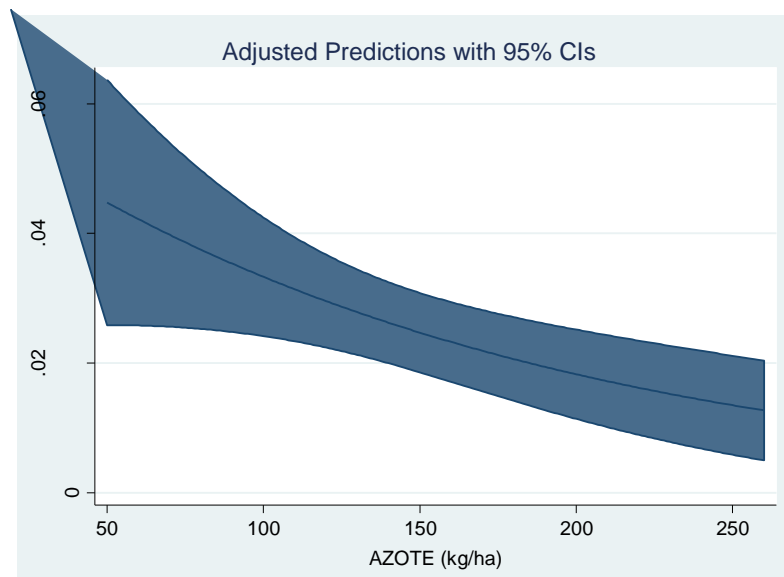


Figure 2 : La probabilité prédite d'être éligible à l'assurance pour différents niveaux d'azote.

*Note* : La bande en bleu représente l'intervalle de confiance et la ligne la probabilité prédite.

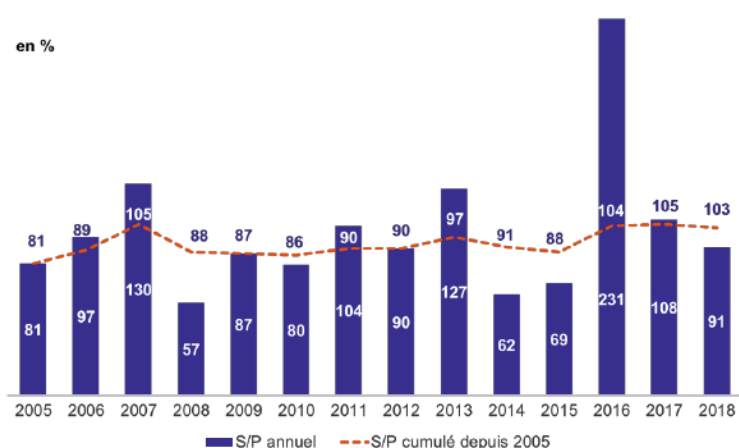
## 5. Discussions

### 5.1. Faut-il baisser le seuil de déclenchement de l'assurance multirisques climatique ?

Un seuil de déclenchement à 20% pour l'assurance MRC multiplie par 2.5 le nombre de parcelles éligibles à l'assurance. Ce seuil serait plus incitatif à la souscription mais implique une augmentation des montants à indemniser par les assureurs. Un tel scénario est-il bénéfique pour les assureurs, dans un contexte d'intensification des aléas climatiques ?

Le ratio sinistre/prime est un outil employé pour évaluer les gains ou pertes d'un assureur sur une année. Il s'agit du rapport *Indemnités versées/Primes perçues* sur une année. Ainsi, si ce rapport est supérieur à 1, l'assureur subit une perte. Depuis 2016, pour l'assurance MRC, ce taux est supérieur à 1, ce qui signifie que depuis 2016, les assureurs ont restitué aux agriculteurs plus que les primes encaissées. L'année 2016 a enregistré un ratio record de 231% (figure 3).

Figure 3: Evolution annuelle du ratio sinistre/prime de 2005 à 2018 pour l'assurance MRC en France.



Source : Fédération Française d'Assurance, 2019.

Etant donné la valeur de ce ratio avec un seuil de déclenchement de 30%, il semble difficile pour les assureurs de baisser ce seuil à 20%, car cela augmenterait encore la valeur du ratio, et intensifierait leurs pertes.

L'autre composante du contrat d'assurance à savoir la franchise, que les agriculteurs souhaitent voir abaisser, est également un facteur à considérer. Toutefois là encore, un abaissement de la franchise se traduirait par une hausse du ratio sinistre/prime et serait donc défavorable aux assureurs. Sans ignorer que l'abaissement des niveaux de franchise pourrait entrer en conflit avec les règlements de l'Organisation Mondiale du Commerce (Soulage, 2008).

## 5.2. Assurance indemnitaire ou assurance paramétrique

Contrairement à une assurance indemnitaire classique, comme nous l'avons envisagé dans ce travail, l'assurance paramétrique fait dépendre le déclenchement de la garantie d'un indice identifié à l'avance. Ce type d'assurance est très peu développé en France. On en trouve par exemple en Afrique pour des assurances récoltes contre le risque sécheresse avec un indice basé sur le niveau des précipitations. Dès lors que l'indice est dépassé, l'indemnité d'assurance est versée. Les assurances paramétriques existantes dépendent le plus souvent d'indicateurs météorologiques. Elles présentent l'avantage de permettre une indemnisation rapide. Cependant, elle présente un point faible appelé "risque de base", c'est-à-dire la différence entre la réalité des chocs climatiques et le paiement des indemnités. Autrement dit, il est possible que des assurés soient indemnisés sans avoir subi de dommages (le seuil est dépassé, ce qui enclenche l'indemnité, mais l'assuré n'a pas subi de dommages) et inversement, qu'ils aient subi des dommages sans pouvoir être indemnisés (le seuil n'est pas dépassé mais l'assuré a subi des dommages). Ce risque peut être réduit avec l'augmentation et la densité des données ainsi qu'avec l'augmentation des capacités de calcul. L'adoption des options

réelles<sup>2</sup> pourrait également constituer un moyen intéressant de gestion du risque de base (Le Fur et Outreville, 2020). Certains auteurs proposent notamment un changement de paradigme pour une financiarisation de l'assurance climatique (Cardebat et *al.*, 2021). L'intérêt de la financiarisation réside dans le transfert du risque plus simplement à des réassureurs ou sur les marchés financiers. Financiariser les contrats d'assurance permettrait de les vendre sur les marchés auprès d'agents (spéculateurs) prêts à porter le risque pour des agents ne souhaitant pas le porter (agriculteurs). Ainsi, le principe de base de l'assurance, à savoir la mutualisation de risques indépendants, qui apparaît aujourd'hui dépassé au regard d'un risque climatique systémique, deviendrait obsolète. Il peut être intéressant d'évaluer les apports de l'assurance paramétrique dans la gestion des risques pour les exploitations agricoles en général et en particulier celles en agroécologie.

### **5.3.Y a-t-il un effet de substitution entre l'azote et l'assurance ?**

Les analyses réalisées ont permis de conclure que la fertilisation par l'azote minéral tendait à baisser l'éligibilité à l'indemnisation ou le risque d'enregistrer plus de 30% de pertes. Ce résultat suggère que la baisse de l'utilisation de fertilisants azotés augmente le risque de rendement et que l'utilisation importante de fertilisants azotés tend à réduire ce risque. Ainsi, des changements de pratiques par la baisse de la fertilisation pourraient augmenter les risques pour les assureurs, en augmentant le risque de rendement pour les agriculteurs. Ce résultat exprime l'existence d'une substitution entre l'azote et l'assurance. Ces dernières années, les agriculteurs ont en effet été confrontés à des risques sur leurs revenus plus élevés, en raison du changement climatique et d'une volatilité accrue des prix sur les marchés. Les agriculteurs ont recours aux fertilisants et à l'assurance pour pratiquement les mêmes raisons : préserver leurs rendements et leurs revenus. De fait, si l'un de ces outils venait à être réduit, l'autre serait susceptible d'être utilisé comme substitut (Ehrlich et Becker, 1972).

---

<sup>2</sup> Une option réelle est le fait pour une entreprise de pouvoir assurer la gestion de son ou de ses projets d'investissement avec une certaine flexibilité.



## Conclusion

L'assurance récolte multirisques climatiques fait partie des différents outils à la disposition des agriculteurs pour faire face aux risques climatiques. Au niveau national, cet outil peine à se développer (Brunette et *al.*, 2019) et des études ont montré qu'il était associé à une augmentation de l'utilisation des pesticides (Möhring et *al.*, 2020). Pourtant avec le changement climatique et les risques sanitaires, l'assurance récolte pourrait être de plus en plus pertinente. Se pose alors la question de favoriser son adoption par une plus grande partie des agriculteurs et également d'évaluer son potentiel dans la réduction des effets négatifs de l'activité agricole sur l'environnement. Les propositions principales concernent l'abaissement du seuil de déclenchement et de la franchise du contrat socle de l'assurance multirisques climatiques.

La simulation d'un mécanisme assurantiel sur des parcelles de cultures de blé tendre, de maïs et de tournesol, a permis de constater que passer d'un seuil de déclenchement de 30% à un seuil de déclenchement à 20%, multiplie par 2.5 le nombre de parcelles éligibles à l'assurance récolte. Les parcelles non-éligibles et donc subissant le moins de pertes utilisent plus d'azote en moyenne que les parcelles éligibles. De plus, une baisse dans l'utilisation de fertilisants azotés augmente le risque de rendements et de fait, la probabilité d'être indemnisable. La surface de la parcelle a également un effet négatif sur cette probabilité, quand la localisation en Seine Maritime l'augmente. Ces résultats confirment la nécessité d'envisager l'assurance récolte comme substitut à l'azote et par extension à d'autres types de fertilisants ou produits phytosanitaires ayant un effet négatif sur l'environnement.

Les changements de pratiques souhaités ne sont pas sans risques pour les exploitants et par conséquent, pour les assureurs. Il conviendrait de s'intéresser à la capacité de ces derniers à assurer la couverture des risques dans le cas où, plus d'un dédoublement d'exploitations à assurer, serait observé, avec la baisse des seuils d'éligibilité, associé à une baisse dans l'utilisation de certains fertilisants tels que l'azote, qui augmenteraient la vulnérabilité des exploitations et donc leur probabilité d'être indemnisées.

Pour la suite, des données plus complètes sur les exploitations permettraient de mesurer plus finement les effets d'un changement des modalités du contrat MRC sur les exploitations et d'étudier l'effet des changements de pratiques sur les risques de l'exploitation agricole dans un contexte de changement climatique, afin de pouvoir en estimer le coût pour les assureurs.

## Références bibliographiques

- Berentsen, P. B. M., Kovacs, K. et van Asseldonk, M. A. P. M. (2012). Comparing risk in conventional and organic dairy farming in the Netherlands: An empirical analysis. *Journal of Dairy Science*, 95(7), 3803-3811.
- Bourgeois, C., Ben Fradj, N. et Jayet, P.-A. (2014). How Cost-Effective is a Mixed Policy Targeting the Management of Three Agricultural N-pollutants? *Environmental Modeling and Assessment*, 19, 389-405.
- Brunette, M., Delacote, P., Koenig, R., et Tevenart, C. (2019). Couverture du risque météorologique en agriculture : les leçons du cas Français. *Chaire Economie du Climat, Information et débats*, 60.
- Cardebat, J.-M., Le Fur, E. et Outreville, J.-F. (2021). Gel : comment mieux assurer les viticulteurs ? *The Conversation*, 18 avril 2021. <https://theconversation.com/gel-comment-mieux-assurer-les-viticulteurs-159000>.
- Chavas, J.-P. et Holt, M. (1996). Economic Behavior under Uncertainty: A Joint Analysis of Risk Preferences and Technology. *The Review of Economics and Statistics*, 78(2), 329-35.
- Cordier, J., Erhel, A., Pindard, A. et 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 Etudes Economiques, Ministère de l'agriculture, de l'alimentation, de la pêche, de la ruralité et de l'aménagement du territoire*, 33-71.
- De Cara, S. et Jayet, P.-A. (2011). Marginal abatement costs of greenhouse gas emissions from European agriculture, cost effectiveness, and the EU non-ETS burden sharing agreement. *Ecological Economics*, 70(9), 1680-1690.
- Dequiedt, B. (2016). Le coût de l'atténuation des émissions de gaz à effet de serre liées à la fertilisation des cultures [Thèse de doctorat, Université Paris Saclay].
- Dequiedt, B. et Moran, D. (2015). The cost of emission mitigation by legume crops in French agriculture. *Ecological Economics*, 110, 51-60.
- Ellerman, A. D., Convery, F. J. et Perthuis, C. de. (2010). Pricing Carbon: The European Union Emissions Trading Scheme. *Cambridge University Press*.

- Ehrlich, I. et Becker, G. S. (1972). Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection. *Journal of Political Economy*, 80(4), 623-648.
- Enjolras, G. et Aubert, M. (2020). How does crop insurance influence pesticide use? Evidence from French farms. *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 101(4), 461-485.
- Enjolras, G. et Sentis, P. (2011). Crop insurance policies and purchases in France. *Agricultural Economics*, 42(4), 475-486.
- Huang, W.-Y., Heifner, R. G., Taylor, H. et Uri, N. D. (2001). Using Insurance to Enhance Nitrogen Fertilizer Application to Reduce Nitrogen Losses to the Environment. *Environmental Monitoring and Assessment*, 68(3), 209-233.
- Lamhauge, N. et Cox, A. (2013). Climate and Carbon: Aligning Prices and Policies. OECD Environment Policy Paper No.1.
- Le Fur, E. et Outreville, J. (2020). Real Options and Reduction of Basic Risk of Index- Based Climate Agricultural Insurance. *Applied Economic Perspectives and Policy*, aepp.13114.
- Menapace, L., Colson, G. et Raffaelli, R. (2012). Risk Aversion, Subjective Beliefs, and Farmer Risk Management Strategies. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(2), 384-389.
- Möhring, N., Dalhaus, T., Enjolras, G. et Finger, R. (2020). Crop insurance and pesticide use in European agriculture. *Agricultural Systems*, 184, 102902.
- Pellerin, S., Bamière, L., Angers, D., Béline, F., Benoît, M., Butault, J-P., Chenu, C., Colnenne-David, C., De Cara, S., Delame, N., Doreau, M., Dupraz, P., Faverdin, P., Garcia-Launay, F., Hassouna, M., Hénault, C., Jeuffroy, M-H., Klumpp, K., Metay, A., Moran, D., Recous, S., Samson, E., Savini, I. et Pardon, L. (2013). Quelle contribution de l'agriculture française à la réduction des émissions de gaz à effet de serre ? Potentiel d'atténuation et coût de dix actions techniques. *Synthèse du rapport d'étude, INRA (France)*.
- Rothschild, M. et Stiglitz, J. (1976). Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(4), 629.
- Soulage, D. (2008). Proposition de loi tendant à généraliser l'assurance récolte obligatoire. *Rapport du Sénat n° 50 (2008-2009) du 22 octobre 2008*.

- Stuart, D., Benveniste, E. et Harris, L. M. (2014). Evaluating the use of an environmental assurance program to address pollution from United States cropland. *Land Use Policy*, 39, 34-43.
- Tevenart, C., Brunette, M. et Orset, C. (2017). Freins à l'adoption de mesures d'atténuation des gaz à effet de serre dans l'agriculture : Quels rôles pour l'aversion au risque et l'aversion à l'ambiguïté ? *Chaire Economie du Climat, Information et débats*, 51.
- Thoyer, S., Després, C., Le Bail, M., Meynard, J-M. et Messean, A. (2014). La diversification des cultures pour limiter les impacts environnementaux : freins et leviers agronomiques et économiques en France. Quelques propositions pour les exploitations, les filières et la PAC. *Agronomie, Environnement & Sociétés, Association Française d'Agronomie (Afa)*, 4(1), 63-69.
- Zhao, Y., Chai, Z., Delgado, M. S. et Preckel, P. V. (2017). A test on adverse selection of farmers in crop insurance: Results from Inner Mongolia, China. *Journal of Integrative Agriculture*, 16(2), 478-485.

## Annexes

### Annexe 1 : Résultats des régressions logistiques (seuil à 30%)

Tableau 6 : Description des variables utilisées pour les régressions

Nom des variables	Type	Label
Eligible	Binaire	Eligible (éligible = 1, non éligible = 0)
Azote	Quantitative	Azote minéral total
Surface	Quantitative	Surface de la parcelle
DPT	Multinomiale	Département (Sevres_79, Eure_28, Seine_76)
Rotation	Binaire	Rotation des cultures (rotation = 1, pas de rotation =0)

Tableau 7: Les différents modèles testés pour la régression logistique (seuil de 30%)

	(a)	(b)	(c)
Eligible			
Azote	-0.003 (-0.002)	-0.006** (-0.002)	-0.006** (-0.002)
Surface	-0.107** (-0.033)	-0.122*** (-0.035)	-0.113** (-0.035)
DPT (réf. Eure_28)			
Seine_76		1.371* (-0.545)	1.493** (-0.548)
Sevres_79		0.471 (-0.53)	0.481 (-0.53)
Rotation=0			0 (.)
Rotation=1			-0.549* (-0.224)
Constant	-2.512*** (-0.288)	-2.698*** (-0.63)	-2.373*** (-0.643)
N	3228	3228	3228
AIC	898.5437	890.0894	886.3697
BIC	916.7825	920.4875	922.8474

« Standard errors » entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Le tableau 8 ci-dessous présente en détails les valeurs des effets marginaux calculés pour différents intervalles d'azote choisis.

Tableau 8 : Probabilités prédites d'être éligible pour différents intervalles d'azote

	Delta-method					
	Margin	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf.	Interval]
_at						
50	0.0447	0.0094	4.64	0.000	0.0259	0.0637
100	0.0333	0.0046	7.14	0.000	0.0242	0.0424
150	0.0247	0.0031	7.91	0.000	0.0186	0.0308
200	0.0183	0.0035	5.20	0.000	0.0114	0.0252
250	0.0135	0.0038	3.47	0.001	0.0059	0.0211

## Annexe 2 : Résultats des régressions logistiques pour le seuil à 20%

Des régressions ont également été effectuées en considérant le seuil d'éligibilité de 20%. Les tendances observées sont les mêmes que pour le seuil de 30%. Le détail des régressions est présenté dans le tableau suivant.

Tableau 9 : Régressions logistiques pour l'éligibilité au seuil de 20%

	(1)	(2)	(3)
Eligible (20%)			
Azote	-0.003*	-0.006***	-0.006***
	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)
Surface	-0.102***	-0.122***	-0.117***
	(-0.020)	(-0.021)	(-0.021)
DPT (réf. Eure_28)			
Seine_76		0.629*	0.692**
		(-0.26)	(-0.263)
Sevres_79		-0.356	-0.352
		(-0.248)	(-0.249)
Rotation = 0			0
			(.)
Rotation = 1			-0.315*
			(-0.149)
Constant	-1.594***	-0.891**	-0.693*
	(-0.187)	(-0.334)	(-0.347)
N	3228	3228	3228
AIC	1818.28	1794.975	1792.629
BIC	1836.519	1825.373	1829.107

« Standard errors » entre parenthèses. \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### Annexe 3 : Test de l'existence d'une non-linéarité entre l'azote et l'éligibilité

Dans l'optique d'améliorer la qualité du modèle, nous testons l'existence d'effet non linéaire de la variable d'azote sur le modèle logit. Il se peut que l'effet de la variable d'azote sur le risque ne soit pas linéaire et que nous l'ayons introduit dans le modèle que sous la forme linéaire. Le modèle de Box-Tidwell transforme une variable explicative en utilisant des transformations de puissances et trouve la meilleure puissance pour l'ajustement du modèle sur la base de l'estimateur du maximum de vraisemblance. La commande offre ensuite un test de la significativité de la non-linéarité. Ici, le test confirme l'existence d'une relation non linéaire entre l'azote et l'éligibilité à l'assurance. Les résultats du test et le résultat de la régression effectuée avec la variable transformée, sont présentés dans les tableaux 10 et 11 suivants.

Tableau 10: Modèle de Box-Tidwell

Eligible	Coef.	Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf.	Interval]
IAzote__1	-0.0346	0.0483	-0.72	0.474	-0.12932	0.06007
IAzote_p1	0.0000	0.0647	0.00	1.000	-0.12685	0.12690
ISurface__1	-2.3958	2.5442	-0.94	0.346	-7.38234	2.59066
ISurface_p1	-0.0011	0.9351	0.00	0.999	-1.83373	1.83160
Seine_76	1.8725	0.5570	3.36	0.001	0.78074	2.96417
Sevres_79	0.3658	0.5323	0.69	0.492	-0.67740	1.40902
Rotation=1	-0.4466	0.2261	-1.98	0.048	-0.88983	-0.00345
_cons	-3.7857	0.5479	-6.91	0.000	-4.85955	-2.71190

Azote		-0.0062793	0.0022665	-2.77	Nonlin. dev. 15.146 (P = 0.000)	
	p1	5.529832	1.832239			
Surface		-0.1070054	0.0344244	-3.11	Nonlin. dev. 2.735 (P = 0.098)	
	p1	0.254976	0.3860406			

Le test de non-linéarité de la variable Azote est statistiquement significatif avec une p-value nulle. L'hypothèse nulle de ce test est que la variable explicative Azote est linéaire ce qui signifie que  $p1 = 1$ . La p-value étant nulle l'hypothèse nulle est rejetée. Ici, le test suggère que pour être optimal  $p1$  doit être égal à 5.52. D'où l'idée que le modèle doit inclure une forme exposant 5.52 (nous retenons 5) de la variable Azote. Nous testons cela en introduisant dans la régression logit une forme polynomiale de degré 5 de la variable Azote. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau 11: Modèle logit avec prise en compte d'effet non-linéaire de la variable d'azote

Eligible	B	Std. Err. $\beta$	Wald's $\chi^2$	<i>df</i>	<i>p</i>	odds ratio
Azote	-0.1312	0.1675	0.61	1	0.434	0.8770
Azote <sup>2</sup>	0.0053	0.0035	2.25	1	0.133	1.0000
Azote <sup>3</sup>	-0.0001	0.0000	3.46	1	0.063	0.9900
Azote <sup>4</sup>	0.0000	0.0000	4.08	1	0.043	1.0000
Azote <sup>5</sup>	0.0000	0.0000	4.37	1	0.037	1.0000
Surface	-0.1100	0.0349	9.95	1	0.002	0.8958
DPT (réf. Eure_28)						
Seine_76	1.7926	0.5542	10.46	1	0.001	6.0050
Sevres_79	0.2909	0.5328	0.3	1	0.585	1.3377
Rotation = 1	-0.3246	0.2304	1.98	1	0.159	0.7228
_cons	-4.0918	3.1025	1.74	1	0.187	0.0167
AIC	861.5717					
BIC	916.2882					



# CLIMAT & DÉBATS

---

**Directeurs des publications Climat & Débats :  
Marc Baudry, Philippe Delacote, Olivier Massol**

Les opinions exprimées dans ces documents par les auteurs nommés sont uniquement la responsabilité de ces auteurs. Ils assument l'entière responsabilité de toute erreur ou omission.

The views expressed in these documents by named authors are solely the responsibility of those authors. They assume full responsibility for any errors or omissions.

La Chaire Économie du Climat est une initiative de l'Université Paris Dauphine, de la CDC, de Total et d'EDF, sous l'égide de la Fondation Institut Europlace de Finance

The Climate Economics Chair is a joint initiative by Paris-Dauphine University, CDC, TOTAL and EDF, under the aegis of the European Institute of Finance.