

Préférence des agriculteurs pour un contrat à paiement dégressif : un choice experiment

Olivier Carvin¹ – Sandra Saïd²

Résumé – Le dispositif Mesures Agro-Environnementales (MAE) souffre d'un manque de participation des agriculteurs dans les mesures exigeant un réel changement de pratiques. Cette étude analyse l'intérêt de la mise en place d'un paiement dégressif afin d'accroître la participation dans ces mesures. En effet, un tel paiement a l'avantage de prendre en compte d'éventuels investissements qui doivent être réalisés en début de contractualisation, ainsi que la préférence pour le présent des agriculteurs. Un choice experiment a été réalisé auprès de 102 agriculteurs du Parc Naturel Régional Volcans d'Auvergne. Les résultats ne montrent pas une préférence nette des agriculteurs pour un paiement dégressif. En revanche, nous observons que la population d'agriculteurs est marquée par une forte hétérogénéité en termes de préférences sur les caractéristiques du contrat. Il est nécessaire de prendre en compte cette hétérogénéité afin d'améliorer l'efficacité du dispositif agro-environnemental.

Resume – The Agri-Environmental Measures (AEM) scheme suffers from farmers' low subscription for most demanding measures. This study examines the interest for implementation of a digressive payment in order to increase the farmers' participation in measures. Indeed, such a payment takes into account potentials investments needed to be realized first years of subscription, and also farmers' preference for the present. We realized a choice experiment on 102 farmers located in the Regional Natural Park Volcans d'Auvergne. Results show that there is not a clear preference for a digressive payment. However, we observe that there is strong heterogeneity in farmers' contract characteristics preferences. It needs to take into account this heterogeneity in order to improve the agri-environment scheme efficiency.

1. Introduction

Créée par le traité de Rome en 1957, puis mise en place à partir de 1962, la Politique Agricole Commune (PAC) avait pour objectif premier de promouvoir une intensification et une modernisation de la production agricole par le biais de subventions et d'aides indirectes. Cette intensification a entraîné progressivement une dégradation de l'environnement qui a été dénoncée par des organisations environnementales dès les années 1970. Afin de répondre à cette inquiétude croissante, l'Union Européenne (UE) a mis en place un dispositif de Paiements pour Services Environnementaux (PSE) appelé les Mesures Agro-Environnementales (MAE). En théorie, ce dispositif permet d'assurer la protection de l'environnement. Cependant, une grande part des mesures contractualisées sont explicitement à maintien de pratiques existantes. Ainsi, sur le territoire du PNR Volcans d'Auvergne,

¹ Docteur en économie – olivier.carvin@yahoo.fr

² MCF en économie à l'UCA - Accueil en délégation à Irstea, Clermont-Ferrand, UMR Territoires, 9, avenue Blaise Pascal CS 20085 63178 Aubière Tel : 04 73 44 07 28 Fax : 04 73 44 06 98

près de 40% de la SAU faisant l'objet d'une souscription MAE concerne la seule mesure Systèmes Herbagers et Pastoraux (SHP) dont le cahier des charges indique de façon explicite l'objectif d'un maintien de pratiques existantes. Or, il a été montré que le risque de présence d'effets d'aubaines est plus important lorsqu'il s'agit de mesures à maintien de pratiques (Chabé-Ferret et Subervie, 2013), c'est-à-dire que les agriculteurs auraient maintenu leurs pratiques, que cette mesure SHP soit souscrite ou non. Or, en présence d'effets d'aubaines élevés, l'impact de la MAE sur les pratiques agricoles, et donc sur l'environnement, est limité.

L'objet de notre travail est d'étudier la possibilité d'accroître l'adoption de MAE à changement de pratiques par les agriculteurs. Parmi les facteurs impactant la décision d'un agriculteur de souscrire à une MAE³, de nombreuses études ont mis en évidence l'influence de caractéristiques du contrat agro-environnemental, telles que la durée du contrat (Christensen *et al.*, 2011), la présence d'un appui technique (Espinosa-Goded *et al.*, 2010) ou encore les modalités de contrôle (Broch et Vedel, 2012). Nous nous concentrons sur le paiement agroenvironnemental comme facteur de souscription, et plus précisément nous étudierons la question de l'instauration d'un paiement dégressif dans le temps, c'est-à-dire un contrat qui propose un paiement plus élevé la première année et dont le montant diminue les années suivantes. Un tel dispositif permettrait d'une part de prendre en compte les éventuels investissements (matériels et immatériels) que doivent réaliser les agriculteurs afin de se conformer au cahier des charges de mesures exigeantes, d'autre part de prendre en compte les préférences pour le présent des agriculteurs. En effet, en principe, plus la préférence pour le présent de l'agriculteur est forte, c'est-à-dire plus son taux d'actualisation est élevé, plus l'agriculteur accorde de l'importance à son utilité immédiate relativement à son utilité future. Ainsi, un paiement dégressif, caractérisé par un montant plus important la première année, est d'autant plus préférable à un paiement fixe lorsque la préférence pour le présent de l'agriculteur est élevée, toutes choses égales par ailleurs. L'impact des préférences temporelles des agriculteurs sur leur comportement a déjà été montré en ce qui concerne leurs choix de culture (Khanna *et al.*, 2017 ; Mehar *et al.*, 2017), ou encore sur la nature du contrat de location de terres auquel ils souscrivent (Bezabih, 2009). Enfin, Clot et Stanton (2014) montrent, dans une étude réalisée en Ouganda, que les agriculteurs qui souscrivent à un PSE proposant un paiement immédiat sont caractérisés par un biais pour le présent plus fort que ceux qui n'y souscrivent pas. Néanmoins, cette étude ne montre pas que les agriculteurs ont une préférence pour un contrat avec paiement de type dégressif. L'objectif de notre étude est donc (i) de mettre en évidence la préférence des agriculteurs pour un contrat à paiement dégressif et (ii) d'étudier la relation entre les préférences temporelles des agriculteurs et leurs préférences en termes de forme de paiement.

³ Notons, par exemple, que le niveau d'éducation de l'agriculteur (Giannakopoulos et Damianos, 2002), sa confiance envers les institutions (Polman et Slangen, 2008) ou encore la part des revenus agricoles dans les revenus du foyer (Unay Gailhard et Bojnec, 2015).

La méthode du choice experiment (CE) est celle qui correspond le mieux à notre question de recherche. En effet, cette méthode permet d'évaluer le consentement à payer ou à recevoir des individus pour chaque caractéristique d'un même bien (Adamowicz *et al.*, 1998) et d'étudier les arbitrages réalisés par les individus pour hiérarchiser leurs préférences et identifier les relations de choix entre les différentes caractéristiques.

Cet article est organisé de la manière suivante : dans un premier temps, nous présenterons la méthode du choice experiment et son usage pour l'évaluation de contrats agro-environnementaux, puis nous présenterons les différents modèles mobilisés dans notre étude. Dans un troisième temps, nous réaliserons un descriptif détaillé du terrain, puis de notre protocole d'enquête. Enfin, nous présenterons l'ensemble des résultats, que nous discuterons avant de conclure.

2. Choice experiment et mécanisme de paiement de contrats agro-environnementaux

Nous souhaitons tester une mesure hypothétique, il n'existe donc pas de choix réels. Nous devons alors éliciter les préférences des individus par le biais de méthodes de préférences déclarées. Au sein de cette catégorie, nous pouvons distinguer deux principales méthodes : les méthodes d'évaluations contingentes et le choice experiment (CE). Les méthodes d'évaluations contingentes consistent à demander aux individus quel est leur consentement à payer ou à recevoir maximal pour un bien, tandis que le CE permet d'étudier les arbitrages entre les différentes caractéristiques d'un bien qui sont réalisés par les individus.

La principale limite des méthodes d'évaluations des préférences déclarées est qu'il existe un biais hypothétique sur lequel nous ne pouvons pas avoir de contrôle, et ce biais est particulièrement important dans le domaine de l'environnement, les enquêtés risquant de paraître plus pro-environnement qu'ils ne le sont réellement (Hanley *et al.*, 2001). Cependant, la complexité des décisions à accomplir lors d'un CE, résultant de l'arbitrage entre plusieurs caractéristiques d'un bien, limite ce biais. Par ailleurs, le CE, qui permet d'étudier les arbitrages des enquêtés tout en mettant en évidence l'hétérogénéité des préférences des enquêtés vis-à-vis de ces arbitrages, est la méthode d'évaluation des préférences qui correspond le plus à notre problématique.

À l'origine, utilisé en marketing et en économie des transports, le CE a, depuis, été mobilisé dans plusieurs études d'évaluations de contrats agro-environnementaux. Ainsi, de nombreuses modalités du contrat ont été évaluées, que ce soit la durée du contrat (Christensen *et al.*, 2011 ; Broch et Vedel, 2012), les contraintes administratives (Ruto et Garrod, 2009), diverses contraintes en termes de pratiques agricoles (Alló *et al.*, 2015 ; Villanueva *et al.*, 2015), la présence d'une assistance technique (Franzén *et al.*, 2016) ou encore les modalités de contrôle (Greiner, 2016). Le mécanisme de paiement fait partie des caractéristiques évaluées dans les études de CE, notamment sur la valeur du montant total (Lienhoop et Brouwer, 2015), et sur la présence d'un bonus ou d'un engagement collectif (Kuhfuss *et al.*, 2014 ; Villanueva *et al.*, 2017). Cependant, peu d'études de CE se sont focalisées sur

la forme du paiement. Pourtant, les résultats semblent indiquer qu'il est nécessaire d'étudier plus en profondeur cet aspect du contrat. Notamment, il a été montré que les agriculteurs de Madagascar accordent de l'importance au choix du mois durant lequel ils reçoivent le paiement dans le cadre d'un PSE (Randrianarison *et al.*, 2017). Par ailleurs, une autre étude mobilisant le CE a révélé que les agriculteurs ont une préférence pour le versement d'un paiement plus important la première année, bien que cet intérêt diffère grandement d'une région à une autre (Espinosa-Goded *et al.*, 2010). Néanmoins, à notre connaissance, seul un travail a étudié le lien entre préférences temporelles et préférences pour un contrat dans le cadre d'un CE (Fischer et Wollni, 2018). Cette étude montre que les agriculteurs ayant un fort taux d'actualisation préfèrent avoir un paiement immédiat que retardé. Toutefois, les contrats étudiés dans cette enquête ne sont pas des contrats agro-environnementaux et l'étude se déroule dans un pays en développement, donc dans des conditions en termes de préférences temporelles différentes que sur le territoire Européen dans lequel sont mises en place les MAE (Yesuf et Bluffstone, 2009 ; Liebenehm et Waibel, 2014). Il est donc nécessaire d'approfondir cette piste afin d'améliorer le dispositif agro-environnemental en proposant une MAE avec paiement dégressif et en étudiant le lien entre préférences des agriculteurs en termes de forme de paiement, et leurs préférences en termes d'actualisation.

3. Modèle Théorique

La méthode du CE se base sur la théorie des choix discrets, qui elle-même repose sur deux modèles : la *Random Utility Theory* (RUT) (McFadden, 1973 ; Manski, 1977) selon laquelle la fonction d'utilité des consommateurs est composée d'un terme déterministe et observable ainsi que d'un terme d'erreur ; et le modèle de Lancaster (Lancaster, 1966) qui décompose le bien en plusieurs caractéristiques et stipule que l'utilité qu'un bien i procure à un individu peut être vue comme la somme des utilités engendrées par chaque attribut x_{ik} qui compose ce bien.

Le modèle multinomial logit (MNL) repose sur les hypothèses d'indépendance des alternatives non pertinentes (hypothèse IIA), et d'indépendance des termes d'erreurs, suivant la même loi de distribution de type *extrem value* (hypothèse IID). Ainsi, si l'on considère que le bien i est caractérisé par un vecteur X_i de K attributs alors nous pouvons alors définir l'utilité U_{in} , l'utilité qu'un bien i procure à un individu n de la manière suivante :

$$U_{in} = U_i = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Avec β_{ik} le poids de l'attribut x_{ik} dans l'utilité du bien i

Selon ce modèle, la probabilité que l'individu n choisisse l'option i est égale à la probabilité que l'utilité de cette option i soit supérieure à l'utilité de chaque option j , quelle que soit j différent de i .

Dit autrement, la probabilité que l'individu n opte pour i est égale à la probabilité que la différence des sources d'utilité non observables soit inférieure à la différence des utilités observées :

$$P_{in} = \frac{\exp(\beta_i X_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_j X_j)} \quad (2)$$

Cependant, ce modèle ne correspond pas, a priori, à notre question de recherche, puisque nous souhaitons tester l'hétérogénéité des préférences des agriculteurs en fonction de leurs préférences temporelles. Il est possible de généraliser le MNL en relâchant certaines hypothèses du modèle (Keane et Wasi, 2012). Notons :

$$U_{in} = \sum_{k=1}^K (\beta + \eta_n) x_{ik} + \varepsilon_i / \sigma_n \quad (3)$$

Avec β le vecteur de coefficients moyens d'utilité, η_n la déviation de l'individu n par rapport à ce vecteur, et σ_n le paramètre d'hétérogénéité (*scale(heterogeneity) parameter*). Ainsi, en fonction des valeurs de ces paramètres, il est possible de décliner cette formule générale en différents modèles. Lorsque $\sigma_n = \sigma = 1$ et $var(\eta_n) = 0$, nous retrouvons le MNL. Si $\sigma_n \neq \sigma$ et $var(\eta_n) = 0$, nous obtenons un *scale heterogeneity logit model* (S-MNL). Si $\sigma_n = \sigma = 1$ et $var(\eta_n) \neq 0$, nous avons un modèle mix logit (MIXL) que nous notons ici N-MIXL en faisant l'hypothèse que $\eta_n \sim N(0, \Delta)$. Enfin, lorsque $\sigma_n \neq \sigma$ et $var(\eta_n) \neq 0$, nous obtenons un modèle multinomial généralisé noté G-MNL.

4. Le terrain

Notre étude se focalise sur le territoire du Parc Naturel Régional des Volcans d'Auvergne (PNR VA). Ce PNR est porteur de 6 Projets Agro-Environnementaux et Climatiques (PAEC), zones caractérisées par des enjeux environnementaux bien spécifiques, et dans lesquelles sont proposées les Mesures Agro-Environnementales et Climatiques (MAEC) (voir figure 1 ci-après).

Nous choisissons ce terrain d'étude pour deux raisons. Tout d'abord, les mesures « Surfaces Herbagers et Pastorales » (SHP) totalisent à elles seules près de 40% de la SAU placée sous contrat MAEC dans le territoire du PNR. Ce terrain est donc pertinent pour tester un nouveau dispositif agro-environnemental permettant d'accroître l'acceptabilité de pratiques plus exigeantes. Par ailleurs, l'ensemble des PAEC animés par le PNR concerne un total de 583 exploitations, ce qui constitue un *pool* suffisamment élevé pour réaliser nos enquêtes. Or, les enquêtes doivent être réalisées au sein de PAEC portés par un unique opérateur agro-environnemental. En effet, il a été montré que le travail d'animation effectué par l'opérateur constitue une variable importante dans l'acceptabilité des MAEC par les agriculteurs (Decamps, 2011). Sélectionner un seul territoire permet d'avoir un contrôle sur cette variable qui n'est pas le sujet de notre étude.

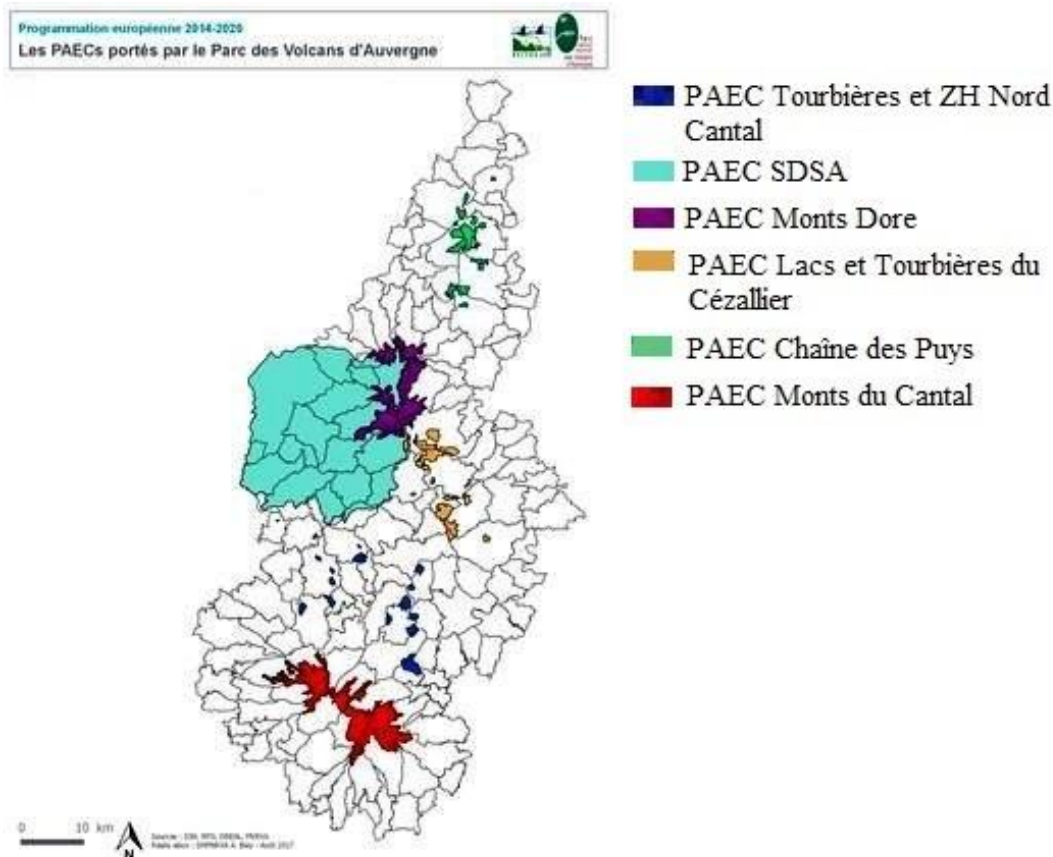


Figure 1 : Les PAEC portés par le PNR Volcans d’Auvergne (source : PNR VA).

L’agriculture de l’ensemble du territoire est tournée en grande partie vers de l’élevage extensif. Près de 80% des exploitations sont orientées dans l’élevage de bovins en système allaitant (veau avec mère ou génisse), bovins mixtes et bovins laitiers (essentiellement transformateurs fromagers). De l’élevage ovin (environ 10% des exploitations du PNR) est aussi présent. Près de la moitié des exploitations est inscrite dans un dispositif de valorisation collectif⁴. Le territoire est principalement constitué (i) de prairies d’altitudes pour lesquelles l’objectif principal est de maintenir ou améliorer les bonnes pratiques afin d’éviter une éventuelle fermeture des milieux ; (ii) de prairies de proximité pour lesquelles l’enjeu environnemental est de limiter les pratiques de fertilisation. Parmi les pratiques de fertilisation, il existe l’épandage d’amendements calcaires. Cette pratique consiste à épandre de la chaux ou des roches calcaires ou magnésiennes afin de redresser le pH du sol et ainsi le rendre plus productif. Cependant, cela a aussi pour conséquence d’appauvrir le sol. Sur le plan environnemental, il est donc souhaitable de l’interdire, ce qui correspondrait alors à un réel changement de pratiques pour

⁴ 38,83% en AOP/Label Rouge et 9,76% en Bio ou autres dispositifs.

la plupart des agriculteurs. Ce changement de pratiques se traduirait par une baisse de la productivité des prairies (Mijangos *et al.*, 2010), et donc par un manque à gagner sur les 5 années de la contractualisation. Ainsi, même si la fréquence d'épandage d'amendements calcaire est peu élevée, les agriculteurs peuvent être réticents à l'idée d'interdire son utilisation, puisque cela comporterait un risque financier pour eux, dans le cas où le pH de leurs prairies deviendrait trop faible.

5. Le protocole d'enquête

5.1. La sélection des attributs et des niveaux

L'interdiction d'amendements calcaires peut s'inscrire dans le cadre de la MAEC « Amélioration de la gestion pastorale » (Herbe_09), mesure générale engageant l'agriculteur à respecter un cahier des charges concernant la gestion pastorale⁵. Le découpage du contrat agro-environnemental en attributs doit répondre à 3 critères. Les attributs doivent : être crédibles pour les agriculteurs enquêtés, avoir un lien avec la problématique, et être pertinents pour le décideur public. Les attributs varient selon plusieurs niveaux. Ces niveaux doivent être réalistes, espacés et doivent couvrir l'ensemble des préférences des individus. Pour sélectionner les niveaux, nous nous sommes basés sur la revue de littérature, les enquêtes exploratoires auprès des animatrices des PAEC au sein du PNR VA, puis d'une enquête exploratoire auprès d'agriculteurs volontaires⁶.

En plus du montant du paiement et de l'attribut « Amendements Calcaires » (AC) pouvant faire l'objet d'une autorisation ou d'une interdiction, nous sélectionnons l'attribut « Forme de paiement » (FP). En effet, la problématique centrale de cette étude est de déterminer si les agriculteurs ont une préférence pour des contrats proposant un paiement qui serait dégressif dans le temps. Trois niveaux sont sélectionnés : le paiement fixe qui correspond au paiement tel qu'il est proposé actuellement, un paiement dégressif 1 et un paiement dégressif 2. Le paiement dégressif 1 est constitué de la façon suivante : par rapport au paiement fixe, le paiement est doublé la première année et nul la 5ème année (il est inchangé les autres années). Le paiement dégressif 2 est constitué de la façon suivante : par rapport au paiement fixe, le paiement est triplé la 1ère année et nul les 4ème et 5ème années (il est inchangé les autres années).

Le tableau ci-dessous résume les attributs et niveaux retenus avec, en gras, les niveaux correspondant à la mesure Herbe_09 actuelle.

⁵ Ce cahier des charges inclut le chargement moyen autorisé, les périodes d'utilisation pastorale, la mise en place de clôtures, l'interdiction d'utilisation de produits phytosanitaires, etc.

⁶ Les animatrices et agriculteurs ont été interrogés individuellement, en mai 2018.

Attributs	Niveaux
Forme de Paiement (FP)	Fixe – Dégressif 1 – Dégressif 2
Amendements Calcaires (AC)	Autorisation — Interdiction
Paiement Total (en €/ha) (MPT)	125 – 375 – 625 – 875

Tableau 1 : Attributs et niveaux sélectionnés (en gras, les niveaux correspondants au contrat actuel).

5.2. La construction des cartes

Chaque carte présente deux alternatives, auxquelles s'ajoute une alternative « ni l'une ni l'autre » appelée aussi *opt out* (voir figure 2 ci-dessous). En effet, les MAE sont basées sur un principe de volontariat, il n'est donc pas réaliste d'obliger l'enquêté à choisir entre une des deux mesures. Afin d'éviter un biais dans l'analyse des données lié à la présence de cette option, celle-ci doit être crédible et doit être interprétée de la même manière par tous les enquêtés (Kataria *et al.*, 2012). Or, la situation d'origine diffère selon les enquêtés puisqu'une partie des agriculteurs sont déjà engagés en MAEC. Afin de remédier à cela, nous plaçons les agriculteurs dans la situation hypothétique d'un dispositif futur. Ainsi, au moment de faire leurs choix, tous les agriculteurs sont dans la même situation où ils doivent décider de s'engager ou non dans la mesure, qu'ils aient contractualisé ou non lors du dispositif précédent.


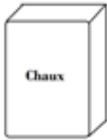
	Option A	Option B	Option C	
Paiement annuel moyen	175€/ha/an	75€/ha/an		
Amendements calcaires	Interdiction 	Autorisation 	Je ne m'engage dans aucun contrat	
Type de paiement	Année 1	200%	Année 1	100%
	Année 2	100%	Année 2	100%
	Année 3	100%	Année 3	100%
	Année 4	100%	Année 4	100%
	Année 5	0%	Année 5	100%
Votre décision	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	

Figure 2 : Exemple de carte de choix présentée aux agriculteurs.

Avec 3 attributs ayant chacun de 2 à 4 niveaux, il ne nous est pas possible de présenter la totalité des combinaisons aux agriculteurs, c'est pourquoi nous avons réalisé un design factoriel fractionnel efficace D-optimal. En effet, il a été montré, dans la littérature, que les écarts-types sont plus faibles avec ce type de design comparativement aux designs orthogonaux (Bliemer et Rose, 2010 ; Greiner *et al.*, 2014). La série définitive de 8 cartes a été réalisée avec le logiciel *Ngene* en nous basant sur des *priors* estimés à partir d'une enquête test auprès de 11 agriculteurs. Les caractéristiques de la série définitive sont présentées dans le tableau 3 ci-dessous, et les propriétés principales de cette série de cartes sont en annexe 1.

Carte	Alternative A			Alternative B		
	MPT	AC	FP	MPT	AC	FP
1	625	Autorisation	Fixe	125	Interdiction	Dégressif 2
2	875	Autorisation	Dégressif 2	375	Interdiction	Fixe
3	125	Interdiction	Dégressif 1	875	Autorisation	Fixe
4	375	Autorisation	Fixe	875	Interdiction	Dégressif 1
5	625	Interdiction	Dégressif 1	375	Autorisation	Fixe
6	125	Autorisation	Dégressif 1	125	Interdiction	Dégressif 2
7	375	Interdiction	Fixe	625	Autorisation	Dégressif 1
8	875	Interdiction	Dégressif 2	625	Autorisation	Dégressif 1

Tableau 2 : Cartes de choix de l'enquête.

5.3. Le Questionnaire

En complément du CE, nous avons réalisé un questionnaire constitué de trois parties : les caractéristiques individuelles de l'agriculteur, les caractéristiques de l'exploitation, et les pratiques des agriculteurs. Nous pourrions ainsi déterminer si les variables sélectionnées ont une influence dans les préférences des agriculteurs en termes de contrats. Ces variables ont été sélectionnées, soit parce qu'il a été montré qu'elles influencent la participation des agriculteurs aux MAE (Lastra-Bravo *et al.*, 2015), soit parce qu'elles ont un lien avec la problématique de notre étude. Le tableau ci-dessous résume les informations que nous souhaitons acquérir pour chaque type de caractéristiques.

Type de caractéristiques	Variables
Caractéristiques individuelles	Genre (1 : homme ; 0 : femme)
	Âge
	Taux d'actualisation (voir ci-dessous)
	Paramètre d'aversion au risque (voir ci-dessous)
Caractéristiques de l'exploitation	Surface d'exploitation (en ha)
	Statut juridique (GAEC ; EARL ; Exploitation individuelle)
	Type d'élevage (bovins lait ; bovins viande ; bovins mixtes ; ovins ; autres)
	Prairies permanentes (en % de la SAU)
	Source de revenus supplémentaires (1 : oui ; 0 : non)
	Dispositif collectif de valorisation
Pratiques des agriculteurs	Fréquence d'utilisation des amendements calcaires
	Adoption de MAEC (1 : oui ; 0 : non)

Tableau 3 : Ensemble des variables mesurées à travers le questionnaire.

Parmi les caractéristiques mesurées, nous estimons le taux d'actualisation de l'agriculteur ainsi que son paramètre d'aversion au risque. Afin d'obtenir une mesure du taux d'actualisation individuel, nous avons repris le protocole proposé par Coller et Williams (1999), qui se base sur une fonction d'utilité suivante :

$$V_i(x_i) = \sum_{t=0}^T U_i(t; x_i) = \sum_{t=0}^T D_i(t) \cdot U_i(x_i) \quad (4)$$

Avec $D_i(t)$ la fonction d'actualisation exponentielle de l'individu i , définie ainsi :

$$\begin{cases} D_i(t) = 1 & \text{si } t = 0 \\ D_i(t) = \frac{1}{(1 + \delta_i)^t} & \text{si } t > 0 \end{cases}$$

Avec δ_i le taux d'actualisation de i .

Les agriculteurs doivent choisir entre deux options : une option A proposant un paiement de 1000€ qui serait versé dans un mois, et une option B proposant un paiement plus élevé qui serait versé dans un an, et dont le montant varie au fil des décisions. Les agriculteurs doivent effectuer une série de 5 décisions. Le point de bascule entre l'option A et l'option B permet de déterminer un intervalle d'estimation du taux d'actualisation individuel. Comme valeur du taux d'actualisation individuel, nous prendrons la médiane de l'intervalle d'estimation.

Option A (paiement dans un mois)	Option B (paiement dans un an)	Taux d'actualisation si décision = B
1000€	1180€	$\delta_i < 0,22$
1000€	1360€	$0,22 < \delta_i < 0,45$
1000€	1540€	$0,45 < \delta_i < 0,68$
1000€	1720€	$0,68 < \delta_i < 0,92$
1000€	1900€	$0,92 < \delta_i < 1,16$

Tableau 4 : Protocole utilisé pour la mesure du taux d'actualisation des agriculteurs.

Afin d'obtenir une mesure du paramètre d'aversion au risque des agriculteurs, nous nous sommes appuyés sur les travaux de Holt et Laury (2002) qui se basent sur le modèle de l'utilité espérée avec une fonction d'utilité CRRA :

$$U_i(x) = x^{1-r} ; r \neq 1 \quad (5)$$

Selon cette fonction, $r > 0$ indique que l'individu est « risque averse » ; $r = 0$ si l'individu est neutre au risque ; et $r < 0$ si l'individu a une préférence pour le risque. Suivant leur méthode, nous demandons aux enquêtés de choisir entre deux loteries A et B, chacune caractérisée par deux gains G_H et G_B , dont les probabilités d'occurrence sont respectivement P_H et P_B . La loterie B est plus risquée que la loterie A, et nous augmentons le gain moyen de B par rapport à A au fil des décisions à prendre. Le dispositif proposé par Holt et Laury est basé sur une série de 10 choix à faire. Dans notre enquête, afin de simplifier le questionnaire, nous avons seulement demandé aux agriculteurs de prendre 4 décisions :

Probabilités	Gains Loterie A	Gains Loterie B	Paramètre d'aversion au risque si décision = B
$P_H = 0,2$ $P_B = 0,8$	$G_H = 200$ $G_B = 160$	$G_H = 38$ $G_B = 10$	$r < -0,94$
$P_H = 0,4$ $P_B = 0,6$	$G_H = 200$ $G_B = 160$	$G_H = 385$ $G_B = 10$	$-0,94 \leq r < -0,14$
$P_H = 0,6$ $P_B = 0,4$	$G_H = 200$ $G_B = 160$	$G_H = 385$ $G_B = 10$	$-0,14 \leq r < 0,41$
$P_H = 0,8$ $P_B = 0,2$	$G_H = 200$ $G_B = 160$	$G_H = 385$ $G_B = 10$	$0,41 \leq r < 0,97$

Tableau 5 : Protocole utilisé pour la mesure du paramètre d'aversion au risque des agriculteurs.

De même que pour l'estimation du taux d'actualisation, le point de bascule entre l'option A et l'option B permet de déterminer un intervalle d'estimation du paramètre d'aversion au risque, et nous prenons la médiane de cet intervalle comme valeur du paramètre individuel.

6. Résultats

L'enquête a été réalisée du 31 juillet au 9 novembre 2018. Les agriculteurs ont été contactés, dans un premier temps, par téléphone, puis les enquêtes ont été effectuées en face à face au domicile des agriculteurs. L'échantillon total regroupe 102 agriculteurs.

Nous présenterons les résultats en deux temps : tout d'abord, nous aborderons les résultats liés à la partie questionnaire, puis nous nous focaliserons dans un second temps sur les résultats du CE.

6.1. Statistiques descriptives

Les questions posées lors de l'enquête nous permettent d'avoir un certain nombre d'informations sur les caractéristiques de notre échantillon, que nous résumons dans le tableau ci-dessous.

Variable		Echantillon	Population PNR VA (2013)
Âge du chef d'exploitation \geq 50 ans		56,86%	49,63%
Chef d'exploitation homme		82,35%	74,3%
SAU moyenne		120,9ha	66,17ha
Statut juridique ⁷	Individuelle	74,75%	36,27%
	GAEC	15,49%	51,96%
	EARL	7,98%	11,76%
OTEX	Bovins viande	35,34%	40,20%
	Bovins lait	27,51%	36,27%
	Bovins mixtes	16,03%	20,59%
	Autres	21,12%	2,94%
Dispositif de valorisation collectif	AOP/Label Rouge	38,83%	56,86%
	Bio/autres	9,76%	10,78%
Adoption MAEC		39,22%	–
Consommation amendements calcaires		56,86%	–
Taux d'actualisation moyen estimé (écart-type)		0,409 (0,245)	–
Paramètre d'aversion au risque moyen estimé		0,828 (0,025)	–

Tableau 6 : Comparaison entre les caractéristiques de l'échantillon (n = 102) et la population du PNR VA.

Nous remarquons que la population de notre échantillon diffère de la population du PNR VA sur trois aspects. La SAU moyenne, la part d'exploitations en GAEC et la part d'exploitations en bovins. Les deux premières différences peuvent être expliquées par le fait que, les enquêtes ayant été réalisées

⁷ Les données concernant le statut juridique datent de 2010 pour la population du PNR VA.

dans une période où les agriculteurs ont une charge de travail conséquente, il a été beaucoup plus simple pour les exploitations en GAEC de nous recevoir, celles-ci étant caractérisées par la présence de plusieurs co-exploitants. Or, les exploitations en GAEC du PNR ont une SAU moyenne deux fois plus élevée que les exploitations individuelles. La part importante d'exploitations en bovins s'explique par le fait que les autres types d'exploitations (ovins, polyculture-élevage, etc.) sont principalement présents dans des zones hors PAEC⁸. De même, ceci explique pourquoi la proportion d'exploitations en AOP (appellations concernant uniquement des fromages au lait de vache sur notre territoire) et Label Rouge est bien plus élevée au sein de notre échantillon (56,86%) que dans l'ensemble de la population du PNR VA (38,83%).

6.2. Facteurs impactant la décision de contractualiser une MAE

Nous souhaitons mettre en évidence les caractéristiques individuelles expliquant la participation de l'agriculteur dans une ou plusieurs MAEC. Nous avons effectué une régression logistique en optant pour une procédure *backward* afin de ne conserver que les variables explicatives significatives.

Paramètres estimés	Coefficients (écarts-types)
Fréquence Amendements Calcaire	-0,659 (0,221)***
AOP	0,904 (0,445)**
Label Rouge	1,789 (0,915)*
Constante	-0,328 (0,366)
LL = -61,564	Pseudo R ² = 0,1042

Tableau 7 : Estimation de la régression logistique (n = 102) (*** : significativité à 0,01 ; ** : significativité à 0,05 ; * : significativité à 0,1).

Sans surprise, nous constatons que des marqueurs d'une agriculture plus respectueuse de l'environnement, à savoir une faible fréquence d'utilisation d'amendements calcaires et une démarche en AOP et Label Rouge, sont positivement corrélés avec la contractualisation de MAEC.

6.3. Résultats du CE

En premier lieu, il est à noter que seuls 9 agriculteurs (soit 8,82% des enquêtés) ont systématiquement choisi l'option *opt out*. Pour 2 d'entre eux, la raison invoquée à ces choix est qu'ils sont contre le principe des MAE. Les 7 autres considèrent que les coûts administratifs sont trop importants. En d'autres termes, ils considèrent que le montant des paiements proposés n'est jamais suffisamment élevé pour couvrir ces coûts administratifs. Dans ce cas, afin de ne pas biaiser les estimations des

⁸ Nous ne disposons pas de données précises à ce niveau. Cependant, nous pouvons nous baser sur les diagnostics de territoires qui ont été réalisés par le PNR dans le cadre de la candidature aux appels à PAEC. Seuls les diagnostics des PAEC CDP et Monts Dore font mention d'élevages ovins et équins en complément à l'élevage bovin qui reste largement majoritaire.

consentements à recevoir, il est conseillé d'enlever les réponses des 2 agriculteurs qui sont contre le principe des MAE, mais de conserver les réponses des 7 autres agriculteurs (Villanueva *et al.*, 2017). Les résultats du CE se font donc sur un échantillon de 100 agriculteurs.

Nous réalisons les différents modèles développés précédemment en utilisant le logiciel *Stata*. L'utilisation de ces modèles économétriques en présence de variables catégorielles peut conduire à un accroissement des erreurs de type I (Burton, 2018). Afin d'exclure ce biais, nous réalisons les estimations avec une *full covariance matrix*, structure dans laquelle les coefficients aléatoires sont corrélés. Nous ne présentons ici que les modèles mixlogits, ceux-ci étant plus performants selon les critères AIC et BIC. L'ensemble des résultats sont présentés dans le tableau 8 ci-après.

Paramètres estimés	N-MIXL		N-MIXL avec interactions	
	coefficients	standard deviation	coefficients	standard deviation
IAC	-2,277*** (0,390)	1,803*** (0,380)	-3,090*** (0,762)	1,329***
Paiement dégressif 1	0,629* (0,335)	1,967*** (0,258)	0,751** (0,038)	1,490***
Paiement dégressif 2	0,164 (0,610)	3,223*** (0,506)	-0,259 (0,628)	2,044***
Montant Paiement Total	0,028*** (0,002)	-	0,031*** (0,003)	
IAC*Paiement dégressif 1	-	-		
IAC*Paiement dégressif 2	-	-		
ASC	0,282 (0,311)	-	10,647*** (2,158)	-
Variables Socioéconomiques				
IAC * adoption MAEC	-	-	0,985** (0,469)	
IAC * genre			1,289** (0,652)	
IAC*amendements calcaires			-0,811*** (0,254)	
Paiement dégressif 2 * amendements calcaires	-	-	0,598** (0,250)	
ASC * âge	-	-	-0,068*** (0,021)	
ASC * surface	-	-	-0,022*** (0,005)	
ASC * %prairies	-	-	-4,472** (1,790)	
AIC	883.8774		834.6749	
BIC	947.4928		938.773	

Tableau 8 : Estimation des modèles mix-logit sans interactions et avec interactions (n = 100) (***) : significativité à 0,01 ; ** : significativité à 0,05 ; * : significativité à 0,1).

Nous ne pouvons pas interpréter directement la valeur des coefficients. En revanche, leur significativité et leur signe nous donnent des informations. Ceux-ci ne diffèrent pas entre les deux modèles, ce qui est un signe de leur robustesse. Dans le modèle sans interactions avec les caractéristiques individuelles, nous observons que le coefficient du montant du paiement total est

positif et significatif. Ensuite, une interdiction de l'utilisation des amendements calcaires est perçue comme exigeante et réduit l'utilité de l'agriculteur associée à l'engagement dans le contrat. Ainsi, conformément à notre intuition, le passage à une interdiction de l'utilisation des amendements calcaires est perçu comme contraignant par les agriculteurs, alors même que près de la moitié d'entre eux déclare ne jamais en épandre. Nous remarquons que le passage à un paiement dégressif 1 accroît l'utilité du contrat, ce qui est conforme à notre hypothèse de recherche. En revanche, le paiement dégressif 2 n'est pas significatif.

Pour expliquer cette absence d'intérêt pour un paiement dégressif 2, les agriculteurs enquêtés ont fait remarquer qu'ils ont une préférence pour avoir un paiement identique d'une année à l'autre afin de faciliter la comptabilité de l'exploitation. Par ailleurs, le coût de la cotisation à la sécurité sociale agricole étant basé sur les revenus de l'année précédente, les agriculteurs craignent que l'instauration d'un paiement dégressif entraîne un décalage trop important entre le coût de la cotisation basé sur l'année N-1 et les revenus réels de l'année N. Ce décalage étant d'autant plus important avec un paiement dégressif 2, cela peut expliquer pourquoi cette forme de paiement n'est pas incitative contrairement au paiement dégressif 1.

Notons, cependant, que tous les *standard deviations* des paramètres sont significatifs, ce qui révèle une forte hétérogénéité dans les préférences des agriculteurs en termes d'attributs. Il est alors important de chercher à déterminer les caractéristiques individuelles qui peuvent impacter les préférences des agriculteurs. C'est pourquoi, dans le modèle suivant, nous croisons les variables explicatives avec les variables socioéconomiques mesurées via le questionnaire. Nous utilisons une procédure *backward*, en retirant une à une les variables qui ne sont pas significatives. Nous observons que la préférence vis-à-vis de l'interdiction d'amendements calcaires est influencée par l'adoption de MAEC, par le niveau d'utilisation d'amendements calcaires, et par le genre. Il n'est pas surprenant que plus la fréquence d'utilisation d'amendements calcaires d'un agriculteur est élevée, plus il sera réticent à son interdiction. Par ailleurs, un agriculteur étant déjà engagé dans une ou plusieurs MAEC sera plus à même d'accepter une interdiction de l'utilisation d'amendements calcaires. En revanche, nous ne sommes pas en mesure de donner une interprétation à la relation entre genre et IAC. Ensuite, seule la fréquence d'épandage d'amendements calcaires interagit avec la variable paiement dégressif 2. Plus la fréquence d'utilisation d'amendements calcaires de l'agriculteur est élevée, plus il a une préférence pour l'instauration d'un paiement dégressif 2, toutes choses égales par ailleurs. Nous avons une piste d'explication quant à ce résultat. Plus la fréquence d'épandage d'amendements calcaires est importante, plus la souscription d'une MAE type « Herbe_09 » peut être vue comme contraignante toute chose étant égale par ailleurs. Ainsi, un paiement triplé la première année permet éventuellement

de pallier des investissements spécifiques devant être réalisés la première année de la souscription de cette mesure⁹.

Enfin, l'âge, la surface d'exploitation et le pourcentage de SAU en prairies permanentes interagissent négativement avec l'ASC, représentant la préférence pour un *statu quo*. Ces résultats sont cohérents avec la littérature. En effet, de nombreuses études ont montré que l'âge et la surface peuvent jouer favorablement dans la contractualisation de MAE (Lastra-Bravo *et al.*, 2015). Par ailleurs, il n'est pas surprenant d'observer que plus le pourcentage de prairies permanentes dans la SAU de l'exploitation est important, c'est-à-dire plus l'exploitation est extensive, plus l'agriculteur a une préférence pour souscrire à une MAE.

En outre, à partir des coefficients obtenus dans notre premier modèle, nous pouvons calculer le Consentement à Recevoir (CAR) associé à chaque paramètre.

Notons :

$$CAR(\beta_i X_i) = - \frac{\partial U_i / \partial (X_i)}{\frac{\partial U_i}{\partial (MPT)}} \quad (6)$$

Ainsi, la probabilité, pour qu'un agriculteur s'engage dans un contrat impliquant une interdiction de l'utilisation des amendements calcaires, reste identique sous réserve que le montant du paiement total soit augmenté d'environ 80€/ha soit d'environ 16€/ha/an, ce qui correspond à une augmentation de 21,3% du montant actuel. Au contraire, il est possible de faire diminuer le montant du paiement total d'environ 22,11€/ha sans que cela diminue la probabilité de souscription, si le paiement passe d'un paiement fixe à un paiement dégressif 1.

⁹ Par exemple, achat de produits alternatifs aux amendements calcaires.

Paramètres estimés	CAR [IC] ¹⁰
IAC	80,025 [103,183 ; 56,867]
Paiement dégressif 1	-22,115 [-44,420 ; 0,191]
Paiement dégressif 2	-5,767 [-47,557 ; 36,023]

Tableau 9 : Estimation des consentements à recevoir (CAR) (***: significativité à 0,01 ; **: significativité à 0,05 ; * : significativité à 0,1).

7. Conclusion

Dans cette étude, nous avons testé le paiement dégressif comme solution pour rendre les MAE plus attractives auprès des agriculteurs. Bien que les résultats soient nuancés, nous observons qu'un paiement doublé la première année et nul la dernière année est souhaité par les agriculteurs, qui sont prêts à réduire leur consentement à recevoir s'ils reçoivent le paiement sous cette forme.

En revanche, nous ne sommes pas en mesure de conclure sur l'influence des préférences temporelles sur les décisions des agriculteurs. Nous pouvons donner plusieurs justifications à cette absence de résultat.

- Tout d'abord, la plupart des études ayant observé un lien entre les préférences temporelles des agriculteurs et leurs comportements ont été réalisées dans des pays en développement (Fischer et Wollni, 2018 ; Behar *et al.*, 2017 ; Bezabih, 2009). Or, nous le savons, les agriculteurs des pays en développement vivent dans un environnement bien plus risqué et incertain que ceux en pays développés (Yesuf et Bluffstone, 2009 ; Liebenhm et Waibel, 2014). Dans ces conditions, il est donc plus évident que l'aversion au risque et les préférences temporelles des agriculteurs aient un impact plus significatif sur leurs décisions.
- Nous avons estimé l'aversion au risque des agriculteurs en nous basant sur la théorie de l'espérance d'utilité. Or, un certain nombre d'études ont pointé du doigt le fait que ce modèle ne permet pas de prédire correctement les comportements des agriculteurs (Bocqueho *et al.*, 2014). Un autre modèle, la *Prospect Theory* permet de mieux expliquer les décisions réelles des agriculteurs, en prenant en compte un certain nombre de biais tels que l'aversion aux pertes et les probabilités subjectives.
- Enfin, l'explication sur l'absence d'impact des préférences temporelles et de l'aversion au risque peut provenir du choix de la mesure sur laquelle s'est basé notre CE. En effet, nous

¹⁰ Intervalle de confiance à 95%.

avons sélectionné la mesure « Herbe_09 » car elle est applicable sur l'ensemble de notre terrain et parce que l'interdiction d'amendements calcaires s'intègre très bien aux autres objectifs de cette mesure. Cependant, les coûts qu'impliquent le respect du cahier de charges de gestion pastorale sont flous et varient d'un agriculteur à un autre. Il serait alors pertinent de réitérer cette expérience en prenant comme mesure de base une MAE impliquant de forts investissements à réaliser la première année, et justifiant d'autant plus la mise en place de paiements dégressifs.

Il est donc nécessaire d'approfondir ces différentes hypothèses, en réitérant des CE sur d'autres terrains, en nous appuyant sur d'autres modèles de préférences temporelles et d'aversion au risque, et en utilisant une mesure de base différente que la MAE « Herbe_09 ».

Nous pouvons néanmoins tirer plusieurs indications en termes d'évolution pour une meilleure efficacité du dispositif agro-environnemental. Premièrement, nous remarquons que les agriculteurs ont effectivement une préférence pour l'instauration d'un paiement qui soit doublé la première année. Il serait alors souhaitable de proposer ce type de paiement. En nous appuyant sur les retours des agriculteurs enquêtés, ce type de paiement serait d'autant plus apprécié si le montant de la cotisation à la sécurité sociale agricole était basé sur le revenu des 5 dernières années. Cela permettrait de réduire le risque d'avoir un montant de cotisation trop élevé par rapport aux revenus réels de l'agriculteur. Ensuite, nous savons que les agriculteurs ne sont pas homogènes en préférences. Il apparaît clairement que les agriculteurs qui ont déjà adopté des pratiques respectueuses de l'environnement, notamment via la souscription de MAEC, sont plus à même d'accepter des mesures plus exigeantes. Il est donc nécessaire d'adapter le contrat agro-environnemental en fonction de la catégorie d'agriculteurs à laquelle celui-ci s'adresse. Notamment, il semblerait pertinent de penser le dispositif agro-environnemental comme un accompagnement progressif vers des pratiques de plus en plus respectueuses de l'environnement, avec un renforcement des exigences à chaque nouveau cycle de contractualisation.

Bibliographie

- Adamowicz, W., Boxall, P., Williams, M., Louviere, J., 1998. Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. *American Journal of Agricultural Economics* 80, 64–75. <https://doi.org/10.2307/3180269>
- Alló, M., Loureiro, M.L., Iglesias, E., 2015. Farmers' Preferences and Social Capital Regarding Agri-environmental Schemes to Protect Birds. *Journal of Agricultural Economics* 66, 672–689. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12104>
- Bezabih, M., 2009. Heterogeneous Risk Preferences, Discount Rates and Land Contract Choice in Ethiopia. *Journal of Agricultural Economics* 60, 402–418. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2008.00194.x>
- Bliemer, M., Rose, J., 2010. Construction of experimental designs for mixed logit models allowing for correlation across choice observations. *Transportation Research Part B: Methodological* 44, 720–734.

- Broch, S.W., Vedel, S.E., 2012. Using Choice Experiments to Investigate the Policy Relevance of Heterogeneity in Farmer Agri-Environmental Contract Preferences. *Environ Resource Econ* 51, 561–581. <https://doi.org/10.1007/s10640-011-9512-8>
- Burton, Michael. « Model Invariance When Estimating Random Parameters with Categorical Variables ». 2019 Conference (63rd), February 12-15, 2019, Melbourne, Australia. Australian Agricultural and Resource Economics Society (AARES), février 2019.
- Chabé-Ferret, S., Subervie, J., 2013. How much green for the buck? Estimating additional and windfall effects of French agro-environmental schemes by DID-matching. *Journal of Environmental Economics and Management* 65, 12–27. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2012.09.003>
- Christensen, T., Pedersen, A.B., Nielsen, H.O., Mørkbak, M.R., Hasler, B., Denver, S., 2011. Determinants of farmers' willingness to participate in subsidy schemes for pesticide-free buffer zones—A choice experiment study. *Ecological Economics* 70, 1558–1564. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2011.03.021>
- Clot, S., Stanton, C.Y., 2014. Present bias predicts participation in payments for environmental services: Evidence from a behavioral experiment in Uganda. *Ecological Economics* 108, 162–170. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2014.07.026>
- Coller, M., Williams, M.B., 1999. Eliciting individual discount rates. *Exp Econ* 2, 107–127. <https://doi.org/10.1007/BF01673482>
- Decamps, M., 2011. Les parcs naturels régionaux : une institution au service de l'action publique ? : le cas de la mise en œuvre de la politique agri-environnementale (thesis). Clermont-Ferrand 1.
- Espinosa-Goded, M., Barreiro-Hurlé, J., Ruto, E., 2010. What Do Farmers Want From Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. *Journal of Agricultural Economics* 61, 259–273. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2010.00244.x>
- Fischer, S., Wollni, M., 2018. The role of farmers' trust, risk and time preferences for contract choices: Experimental evidence from the Ghanaian pineapple sector. *Food Policy* 81, 67–81.
- Franzén, F., Dinnézt, P., Hammer, M., 2016. Factors affecting farmers' willingness to participate in eutrophication mitigation — A case study of preferences for wetland creation in Sweden. *Ecological Economics* 130, 8–15. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.05.019>
- Giannakopoulos, N., Damianos, D., 2002. Farmers' participation in agri-environmental schemes in Greece. *British Food Journal* 104, 261–273. <https://doi.org/10.1108/00070700210425705>
- Greiner, R., 2016. Factors influencing farmers' participation in contractual biodiversity conservation: a choice experiment with northern Australian pastoralists. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 60, 1–21. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12098>
- Greiner, R., Bliemer, M., Ballweg, J., 2014. Design considerations of a choice experiment to estimate likely participation by north Australian pastoralists in contractual biodiversity conservation. *Journal of choice modelling* 10, 34–45.
- Hanley, N., Mourato, S., Wright, R.E., 2001. Choice Modelling Approaches: A Superior Alternative for Environmental Valuation? *Journal of Economic Surveys* 15, 435–462. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00145>
- Holt, C.A., Laury, S.K., 2002. Risk Aversion and Incentive Effects. *American Economic Review* 92, 1644–1655. <https://doi.org/10.1257/000282802762024700>
- Kataria, M., Bateman, I., Christensen, T., Dubgaard, A., Hasler, B., Hime, S., Ladenburg, J., Levin, G., Martinsen, L., Nissen, C., 2012. Scenario realism and welfare estimates in choice experiments--a non-market valuation study on the European water framework directive. *J. Environ. Manage.* 94, 25–33. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2011.08.010>
- Keane, Michael, et Nada Wasi. « Comparing Alternative Models of Heterogeneity in Consumer

- Choice Behavior ». *Journal of Applied Econometrics* 28, no 6 (2013): 1018-45. <https://doi.org/10.1002/jae.2304>.
- Khanna, M., Louviere, J., Yang, X., 2017. Motivations to grow energy crops: the role of crop and contract attributes. *Agricultural Economics* 48, 263–277. <https://doi.org/10.1111/agec.12332>
- Kuhfuss, L., Préget, R., Thoyer, S., 2014. Préférences individuelles et incitations collectives: quels contrats agroenvironnementaux pour la réduction des herbicides par les viticulteurs ? *Revue d'Etudes en Agriculture et Environnement* 95, 111–143.
- Lancaster, K.J., 1966. A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* 74, 132–157.
- Lastra-Bravo, X.B., Hubbard, C., Garrod, G., Tolón-Becerra, A., 2015. What drives farmers' participation in EU agri-environmental schemes?: Results from a qualitative meta-analysis. *Environmental Science & Policy* 54, 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2015.06.002>
- Liebenehm, S., Waibel, H., 2014. Simultaneous Estimation of Risk and Time Preferences among Small-scale Cattle Farmers in West Africa. *Am J Agric Econ* 96, 1420–1438. <https://doi.org/10.1093/ajae/aau056>
- Lienhoop, N., Brouwer, R., 2015. Agri-environmental policy valuation: Farmers' contract design preferences for afforestation schemes. *Land Use Policy* 42, 568–577. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2014.09.017>
- Manski, C.F., 1977. The structure of random utility models. *Theor Decis* 8, 229–254. <https://doi.org/10.1007/BF00133443>
- McFadden, D.L., 1973. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, in: *Frontiers in Econometrics*. Wiley, New York.
- Mehar, M., Yamano, T., Panda, A., 2017. The Role of Gender, Risk, and Time Preferences in Farmers' Rice Variety Selection in Eastern India. *Asian Journal of Agriculture and Development* 14, 17–36.
- Mijangos, I., Albizu, I., Epelde, L., Amezaga, I., Mendarte, S., Garbisu, C., 2010. Effects of liming on soil properties and plant performance of temperate mountainous grasslands. *J. Environ. Manage.* 91, 2066–2074. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2010.05.011>
- Polman, N.B.P., Slangen, L.H.G., 2008. Institutional design of agri-environmental contracts in the European Union: the role of trust and social capital. *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences* 55, 413–430. [https://doi.org/10.1016/S1573-5214\(08\)80029-2](https://doi.org/10.1016/S1573-5214(08)80029-2)
- Randrianarison, H., Ramiramanana, J., Wätzold, F., 2017. When to Pay? Adjusting the Timing of Payments in PES Design to the Needs of Poor Land-users. *Ecological Economics* 138, 168–177. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.03.040>
- Ruto, E., Garrod, G., 2009. Investigating farmers' preferences for the design of agri-environment schemes: a choice experiment approach. *Journal of Environmental Planning and Management* 52, 631–647. <https://doi.org/10.1080/09640560902958172>
- Unay Gailhard, Í., Bojnec, Š., 2015. Farm size and participation in agri-environmental measures: Farm-level evidence from Slovenia. *Land Use Policy* 46, 273–282. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2015.03.002>
- Villanueva, A.J., Glenk, K., Rodríguez-Entrena, M., 2017. Protest Responses and Willingness to Accept: Ecosystem Services Providers' Preferences towards Incentive-Based Schemes. *Journal of Agricultural Economics* 68, 801–821. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12211>
- Villanueva, A.J., Gómez-Limón, J.A., Arriaza, M., Rodríguez-Entrena, M., 2015. The design of agri-environmental schemes: Farmers' preferences in southern Spain. *Land Use Policy* 46, 142–154. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2015.02.009>
- Yesuf, M., Bluffstone, R.A., 2009. Poverty, Risk Aversion, and Path Dependence in Low-Income

Countries: Experimental Evidence from Ethiopia. *Am J Agric Econ* 91, 1022–1037.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2009.01307.x>

Annexe 1 : Propriétés du design

Orthogonalité

La matrice de corrélation *Pearson Product Moment* (PPM) permet de vérifier si le design respecte le principe d'orthogonalité, c'est-à-dire si les niveaux des attributs varient indépendamment des autres.

Attributs	AC Opt. A	FP Opt. A	MPT Opt. A	AC Opt. B	FP Opt. B	MPT Opt. B
AC Opt.A	1					
FP Opt. A	0.160128	1				
MPT Opt. A	-0.223607	0.358057	1			
AC Opt. B	-1***	-0.160128	0.223607	1		
FP Opt. B	0.160128	-0.435897	-0.50128	-0.160128	1	
MPT Opt. B	-0.223607	-0.930949***	-0.2	0.223607	0.214834	1

Tableau 10 : Matrice de corrélation PPM (***) : significativité à 0,01)

Le principe d'orthogonalité n'est donc pas pleinement respecté, mais nous n'observons que deux corrélations significatives entre paires de niveaux, ce qui reste satisfaisant.

Equilibre des niveaux

Chaque niveau d'un même attribut doit avoir le même nombre d'apparitions. Ainsi, si un attribut varie sur 2 niveaux, chaque niveau doit apparaître sur 50% des alternatives proposées. Le tableau ci-dessous indique le pourcentage d'apparition de chaque niveau.

Niveau	Fréquence d'apparition
MPT - 125	25%
MPT - 375	25%
MPT - 625	25%
MPT - 875	25%
AC - Autorisation	50%
AC - Interdiction	50%
FP - Fixe	37,5%
FP – Dégressif 1	37,5%
FP – Dégressif 2	25%

Tableau 11 : Fréquences d'apparition de chaque niveau

Nous observons que l'équilibre des niveaux est respecté, mis à part pour l'attribut FP, pour lequel le paiement dégressif 2 est sous-représenté. Afin d'atteindre un parfait équilibre de niveaux, il aurait fallu présenter 24 cartes aux agriculteurs. Nous avons alors fait le choix de ne pas respecter totalement ce critère afin d'avoir une enquête qui ne soit pas excessivement longue.

Minimum overlap

La condition du *minimum overlap* exige qu'un même niveau d'attribut ne doit pas apparaître dans 2 alternatives différentes. Nous pouvons observer, sur le tableau ci-après, que cette situation ne se produit qu'à une reprise : sur la carte de choix n°6, le MPT des deux alternatives est égal à 125€. Ici encore, bien que la condition ne soit pas parfaitement respectée, la fréquence de transgression est relativement faible.

Carte	Alternative A			Alternative B		
	MPT	AC	FP	MPT	AC	FP
1	625	Autorisation	Fixe	125	Interdiction	Dégressif 2
2	875	Autorisation	Dégressif 2	375	Interdiction	Fixe
3	125	Interdiction	Dégressif 1	875	Autorisation	Fixe
4	375	Autorisation	Fixe	875	Interdiction	Dégressif 1
5	625	Interdiction	Dégressif 1	375	Autorisation	Fixe
6	125	Autorisation	Dégressif 1	125	Interdiction	Dégressif 2
7	375	Interdiction	Fixe	625	Autorisation	Dégressif 1
8	875	Interdiction	Dégressif 2	625	Autorisation	Dégressif 1

Tableau 12 : Cartes de choix de l'enquête