
PAC et environnement : les exploitations les plus vertueuses sont-elles récompensées ?

The CAP and the environment: Who wins?

Pauline Avril, Aude Ridier et Élisabeth Samson



Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/economierurale/9185>

DOI : [10.4000/economierurale.9185](https://doi.org/10.4000/economierurale.9185)

ISSN : 2105-2581

Éditeur

Société Française d'Économie Rurale (SFER)

Édition imprimée

Date de publication : 30 septembre 2021

ISSN : 0013-0559

Référence électronique

Pauline Avril, Aude Ridier et Élisabeth Samson, « PAC et environnement : les exploitations les plus vertueuses sont-elles récompensées ? », *Économie rurale* [En ligne], 377 | juillet-septembre, mis en ligne le 04 janvier 2023, consulté le 06 janvier 2023. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/9185> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economierurale.9185>



Creative Commons - Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale 4.0 International - CC BY-NC 4.0

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

PAC et environnement : les exploitations les plus vertueuses sont-elles récompensées ?¹

Pauline AVRIL • Université d'Orléans, LEO, Orléans²

pauline.avril@univ-orleans.fr

Aude RIDIER, Élisabeth SAMSON • Institut Agro, Inrae, Umr Smart Lereco, Rennes

aude.ridier@agrocampus-ouest.fr

L'article analyse si les aides du premier pilier de la PAC ont été distribuées, entre 2002 et 2017, selon des critères environnementaux et de revenu. Les niveaux individuels d'émissions de gaz à effet de serre des exploitations sont calculés à l'aide du référentiel AGRIBALYSE et de la base des données du RICA français³ pour deux orientations : bovins-lait et céréales et oléoprotéagineux. Nous montrons, avec un modèle de panel à effets fixes, que la réforme de 2014 a permis une plus forte redistribution du soutien aux exploitations selon leur impact en émissions et selon leur revenu que celle de 2003.

MOTS-CLÉS : PAC, redistribution, AGRIBALYSE, panel à effets fixes

The CAP and the environment: Who wins?

This article examines whether the CAP's first-pillar subsidies have been allocated to farms, between 2002 and 2017, following environmental and income criteria. The individual levels of greenhouse gas emissions of farms are calculated using the AGRIBALYSE reference system and the French FADN database for two farm types: dairy cattle and cereals and oilseeds. We show, using a fixed effect panel model, that the 2014 reform allowed for greater allocation of support to farms according to their impact on emissions and income than the 2003 reform. (JEL: Q18, Q12, Q51).

KEYWORDS: CAP, redistribution, AGRIBALYSE, fixed effect panel model

Depuis les années 1960, un budget significatif est consacré aux politiques agricoles dans l'Union européenne. Les instruments de soutien ont beaucoup évolué, passant de prix garantis à des aides directes semi-découplées, puis entièrement découplées de la production, ceci en lien

avec l'intégration progressive d'objectifs et d'instruments environnementaux dans la politique agricole commune (Swinnen, 2008 ; Dupraz et Guyomard, 2019). Ces objectifs ont particulièrement évolué depuis le début des années 2000. Tout en continuant à revendiquer un soutien au revenu, les politiques agricoles se sont fortement enrichies de préoccupations environnementales (Parlement européen, 2020). Les pouvoirs publics ont cherché à mettre en place des instruments et des incitations permettant de contrôler les externalités environnementales de la production agricole (OCDE, 2001 ; Mann et Wüstemann, 2008). Cependant, il est difficile d'évaluer la nature et l'intensité du caractère conjoint de la production des biens marchands et des autres biens et services non marchands, puis de trouver les instruments

1. Ce travail a bénéficié du soutien financier du ministère français de l'Agriculture et de l'Alimentation dans le cadre du projet de recherche Agr'Income (CEP-2018-AAP-02).

2. Pauline Avril était affiliée à l'Institut Agro, Inrae, UMR Smart Lereco, Rennes, pendant la réalisation de ce travail.

3. Ce travail a bénéficié de l'accès aux données du CASD, financé par une aide de l'État gérée par l'Agence nationale de la recherche au titre du Programme investissements d'avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données – CASD).

les plus adaptés à leur rémunération. Parmi les instruments d'intervention, les subventions ont été largement utilisées en agriculture. Avec 68 milliards d'euros annuels (moins de 40 % du budget de l'Union européenne) dont 9,1 milliards pour la France pendant la période 2014-2020, la PAC, notamment au travers des aides du premier pilier, représente encore un levier significatif sur l'usage du sol, permettant d'agir sur l'environnement. Cependant, selon leur type, les subventions de la PAC ont des effets différents sur les externalités environnementales de la production agricole. Si les aides sont corrélées à la production, le niveau maximal d'aides est assuré en maximisant le niveau de production, ce qui incite les exploitations à utiliser des techniques plus intensives et à étendre leur production, même sur les surfaces qui ont un intérêt écologique (Pearce, 2003).

Nous proposons un bilan des actions entreprises depuis le milieu des années 2000, dans le cadre des aides du premier pilier qui représentent environ 75 % du budget communautaire de la PAC. En particulier, la réforme de l'Agenda 2000 a instauré d'une part, à partir de 2006, le découplage total des aides de la production et la mise en place de Droits à paiement unique (DPU) et, d'autre part, le principe d'éco-conditionnalité de ces aides. Elle a énoncé que les États doivent mettre en place des mesures qui conditionnent à des critères environnementaux l'octroi de l'intégralité des aides du premier pilier. En 2014, la PAC a connu un nouveau réarrangement dont l'un des principaux objectifs était la convergence des Droits à paiement de base (DPB) par hectare. Nous attendions de ces deux réformes (la première, celle de l'accord de Luxembourg, mise en œuvre progressivement entre 2003 et 2006, que nous appellerons par la suite « celle de 2006 », puis la deuxième réforme, « celle de 2014 ») plusieurs types d'effets. Tout d'abord, le découplage des aides de 2006 a opéré une déconnexion inédite du montant

des aides allouées par rapport aux niveaux de production et aux facteurs de production, à l'exception de la terre. Il devait instaurer une nouvelle hiérarchie du soutien entre les productions et baisser la compétitivité des productions les plus intensives par hectare. Puis, le processus de convergence engagé en 2014 devait, lui, permettre de s'affranchir plus fortement de la référence historique utilisée pour le calcul des DPU en 2006, et même permettre de soutenir les exploitations de plus petite taille grâce au paiement redistributif. Par ailleurs, l'éco-conditionnalité des aides, introduite dès la première réforme de 2006, devait permettre de réduire le soutien pour les exploitations ne respectant pas des standards minimaux environnementaux. Ce verdissement des aides s'est renforcé dans la deuxième réforme de 2014, avec des critères plus stricts sur la diversification des cultures et le maintien de Surfaces d'intérêt écologique (SIE).

Malgré les réformes qu'ont connues les aides du premier pilier de la PAC, leur distribution fait encore débat. Le rapport de la Commission européenne (2017) signale, au niveau de l'UE à 25, une récurrente et importante concentration des aides, 80 % des paiements directs de la PAC allant encore à 20 % des exploitations. De plus, la distribution actuelle des aides semble toujours dirigée vers les exploitations qui ont les revenus les plus élevés, ce qui n'est pas cohérent avec l'objectif redistributif de soutien au revenu agricole (Matthews, 2019). Par ailleurs, la Cour des comptes française (2018) souligne que, jusqu'en 2015, les exploitations les plus aidées étaient celles qui adoptaient les pratiques les plus défavorables sur le plan de l'intensité culturale et de l'intensité en intrants (Cour des comptes, 2018).

Les aides du premier pilier de la PAC, malgré leurs réorientations successives depuis les années 2000, en visant à la fois le soutien au revenu et le contrôle

des externalités de la production agricole, semblent avoir difficilement atteint ces deux objectifs redistributifs simultanés. Ainsi, dans cet article, nous souhaitons analyser comment a évolué la distribution des aides du premier pilier de la PAC depuis 2002, en nous intéressant à certains critères de performance environnementale et de revenu.

Dans la partie 2, nous exposons les travaux antérieurs traitant de l'évaluation des impacts des réformes de la PAC sur la performance environnementale du secteur agricole. Dans la partie 3, nous étudions la distribution des aides du premier pilier de la PAC selon deux critères principaux : la performance environnementale et le revenu, pour deux Orientations technico-économiques d'exploitation (OTEX), céréales et oléoprotéagineux (OTEX 15) et bovins-lait (OTEX 45), entre 2002 et 2017. Pour ce faire, nous proposons d'utiliser des modèles de panel à effets fixes en étudiant principalement l'interaction entre la réforme et nos critères de distribution. Dans la partie 4, nous présentons et discutons nos résultats et évaluons si les réformes ont permis d'opérer une rupture significative dans la distribution des aides.

Revue de littérature

La réorientation des aides du premier pilier de la PAC, particulièrement depuis 2003, procède d'un processus continu de redéfinition et de complexification des objectifs de la politique publique (*annexe 5*). Cette évolution vise, parmi d'autres objectifs, à modifier les instruments de soutien afin d'orienter les choix de production des agriculteurs dans le but d'améliorer les impacts de la production agricole sur l'environnement. Dans la littérature économique, deux types de travaux permettent d'évaluer ce processus, les approches *ex-ante* et les approches *ex-post*.

L'intérêt des modèles *ex-ante* est d'anticiper les impacts des futures réformes

avant leur mise en œuvre en modélisant de manière cohérente les exploitations et les marchés agricoles, à une période de référence, afin de projeter, dans une seconde étape, plusieurs scénarii. Divers travaux ont été conduits sur les réformes de 2003 et de 2014. À l'échelle des exploitations, Mosnier *et al.* (2009) utilisent un modèle d'exploitation et montrent que l'éco-conditionnalité des aides instaurée en 2003 aurait un léger effet dans la répartition des différentes cultures en défaveur des exploitations qui irriguent. Solazzo *et al.* (2016) utilisent également ce type de modèle, calibré sur l'année 2012, pour évaluer les effets potentiels du verdissement de la réforme de 2014 sur le niveau des émissions de gaz à effet de serre des exploitations du Nord de l'Italie. Ils trouvent que le verdissement permettrait une réduction modeste du niveau total d'émission de 1,5 %. À l'aide du modèle IFM-CAP⁴, calibré pour l'ensemble des exploitations du *Farm Accountancy Data Network* (FADN) de l'UE à 27, Louhichi *et al.* (2018) analysent les changements d'usage du sol à la suite des mesures de verdissement de 2014. Les effets seraient mineurs et concerneraient 4,5 % de la surface agricole totale avec un impact très faible sur les revenus. D'autres travaux, à l'aide du modèle *Common Agricultural Policy Regionalised Impact* (CAPRI), ont aussi prédit des effets positifs sur l'environnement du verdissement de la PAC en 2014, faibles et inégaux selon les régions (Gocht *et al.*, 2017). Ils ont montré une baisse des émissions de gaz à effet de serre ainsi qu'une légère augmentation des bonnes pratiques environnementales et une légère augmentation de l'érosion des sols. Enfin, utilisant un modèle d'équilibre général calculable (MEGC) intégrant tous les secteurs et marchés simultanément, Butault *et al.* (2005) ont montré que le choix de la France de la référence

4. *Individual Farm Model for CAP Analysis*.

historique pour le calcul du montant des aides découplées, lors de la réforme 2003, ne modifiait pas la répartition du soutien entre exploitations, orientations productives et régions et que le découplage associé à l'éco-conditionnalité ferait baisser la part des surfaces en céréales, grâce à l'obligation minimale de surface en jachère.

L'avantage de ces approches *ex-ante* est de permettre l'exercice de statique comparative qui est plus difficile dans les approches *ex-post*, mais les analyses reposent sur de nombreuses hypothèses faites pour construire et calibrer les modèles. Les analyses *ex-post* proposent, elles, de vérifier si les prédictions et effets estimés ont été vérifiés. Cependant, les études *ex-post* analysant le lien entre l'architecture des aides du premier pilier de la PAC et la performance environnementale à l'intérieur d'un pays sont peu nombreuses. En effet, elles rencontrent des problèmes méthodologiques importants qui rendent difficile l'analyse des effets propres des réformes, car, comme nous pouvons le faire pour les politiques sociales en France par exemple (André *et al.*, 2017), il faut pouvoir identifier des groupes homogènes de bénéficiaires et de non-bénéficiaires, afin de constituer des groupes de contrôle solides.

Ceci n'est pas possible avec les aides du premier pilier de la PAC, car tous les hectares agricoles sont légalement porteurs d'aides directes⁵. En revanche, le travail d'analyse des effets propres est possible si nous comparons les pays européens qui n'ont pas fait les mêmes choix dans l'application du dispositif communautaire, ou si nous nous intéressons aux aides volontaires du second pilier de la PAC. Ainsi, Jaraité et Kažukauskas (2012) analysent les réformes n'ayant pas été mises en œuvre

au même moment ou de la même manière dans les pays européens, afin d'identifier l'effet causal de l'éco-conditionnalité sur les performances environnementales, ceci à l'aide de l'estimateur de double différence. Les auteurs trouvent que les pays ayant adopté l'éco-conditionnalité avant 2005 auraient réduit en moyenne de 5 % leurs dépenses annuelles d'engrais et de 6 % celles de pesticides, en comparaison des pays qui n'avaient pas encore adopté la mesure d'éco-conditionnalité (Jaraité et Kažukauskas, 2012). Des méthodes similaires d'effets de traitement ont été mises en œuvre pour étudier les effets propres des aides du second pilier de la PAC, à l'intérieur d'un pays. Notamment Chabé-Ferret et Subervie (2013) utilisent la méthode du *matching* et l'estimateur de double différence afin d'isoler l'effet de cinq Mesures agro-environnementales (MAE) spécifiques sur les comportements des exploitations. Ils montrent, par exemple, que la MAE qui encourage la diversité de l'assolement a effectivement permis d'ajouter une culture à la rotation, mais que le changement a été effectué, pour les exploitations bénéficiaires, uniquement sur une petite part de la surface de cultures.

Pour évaluer plus précisément, dans un pays donné, l'effet des modifications de l'allocation des aides du premier pilier de la PAC, certains auteurs adoptent un point de vue plus descriptif. Cisilino *et al.* (2012) étudient l'effet du découplage des aides du premier pilier de la PAC sur le secteur céréalier en Italie, à l'aide de descriptions détaillées des évolutions de productions et de surfaces. Cependant, ce type d'analyse ne permet pas d'isoler l'effet des aides de la PAC des autres effets. Dans la même démarche de statistiques descriptives, Kirsch *et al.* (2017) s'intéressent à la distribution des montants d'aides des premier et second piliers, selon le niveau de performance environnementale des exploitations spécialisées en céréales et oléoprotéagineux, en bovins-lait et en bovins-viande, pour

5. Sous réserve que les DPB représentent un montant minimal, qu'ils aient été activés et que les différents volets de l'éco-conditionnalité soient remplis, les exploitations sont théoriquement bénéficiaires des droits à paiement.

l'année 2013. Ils élaborent un indicateur environnemental composite afin de regrouper les exploitations en classes de performance environnementale et montrent que les exploitations ayant les effets les plus positifs sur l'environnement sont celles qui perçoivent le moins d'aides par hectare. L'analyse est basée sur les moyennes d'une année et il semblerait pertinent d'élargir l'analyse à plusieurs années. Les approches économétriques dites classiques, qui permettraient d'isoler l'effet propre des aides, sont également difficiles à mettre en œuvre. En effet, l'estimation de cette relation est soumise à des problèmes d'endogénéité importants comme le soulignent Coderoni et Esposti (2018). Ces derniers utilisent des modèles *logit* multinomiaux pour expliquer si la variation des émissions de gaz à effet de serre, entre 2003 et 2007, pour les fermes italiennes, peut s'expliquer par le montant des aides reçues du premier et du second pilier de la PAC. L'hypothèse de non-endogénéité faite par les auteurs découle de l'idée que le lien direct entre les aides de la PAC et le niveau des émissions est peu probable, les agriculteurs n'étant pas obligés de baisser volontairement leur niveau d'émissions pour recevoir plus d'aides. Mais le modèle utilisé par les auteurs ne leur permet pas de prendre en compte l'hétérogénéité des comportements des exploitations.

Nous comprenons donc qu'il est délicat d'attribuer aux montants d'aides reçus les changements observés en matière d'environnement. Comme le montre la Cour des comptes (2018), les données disponibles ne permettent pas de dégager des relations de causalité. En revanche, l'étude des corrélations permet de poser des questions sur la pertinence de la distribution des aides. À l'heure actuelle, à notre connaissance, aucun travail de modélisation économétrique *ex-post* n'a été réalisé afin de décrire la distribution des aides du premier pilier de la PAC en France selon les caractéristiques des exploitations agricoles. En économie

du développement, plusieurs travaux ont été menés pour étudier quelles étaient les caractéristiques des pays qui recevaient les montants d'aides au développement les plus élevés. Alesina et Dollar (2000) étudient l'impact de variables comme la population, le produit intérieur brut (PIB), l'ouverture commerciale ou encore le niveau de démocratie, sur le montant d'aides au développement reçu, à l'aide d'un modèle de régression *pooled* MCO (moindres carrés ordinaires). À la suite à ce papier fondateur sur la question, beaucoup d'autres sont apparus, utilisant des modèles de panel à effets spécifiques. Des effets fixes ont été ajoutés afin de contrôler les caractéristiques invariantes des pays ainsi que des effets temporels, afin de prendre en compte les chocs macroéconomiques (Berthélemy et Tichit, 2004 ; Fleck et Kilby, 2006 ; Claessens *et al.*, 2009 ; Hoeffler et Outram, 2011). Comme l'explique Trognon (2003), les modèles de panels à effets fixes sont aujourd'hui très répandus pour l'analyse économique de divers phénomènes, car ils permettent de capturer l'hétérogénéité inobservée des comportements et de réduire ainsi le biais possible de variables omises et donc d'endogénéité. C'est donc sur ce dernier type d'analyse et de méthode que nous allons nous appuyer dans la suite pour analyser la distribution des aides du premier pilier de la PAC selon des critères environnementaux et de revenu.

Matériel et méthode

1. Indicateurs

Indicateur environnemental : impact sur le changement climatique

Concernant l'approche de la performance environnementale, l'agriculture peut impacter plusieurs compartiments de l'environnement (sol, air, eau), mais ces impacts sont difficilement compensables. Nous imaginons aisément qu'une exploitation puisse être peu consommatrice en eau,

mais très émettrice de gaz à effet de serre. Dans notre travail, nous avons fait le choix d'utiliser des indicateurs non composites, afin d'éviter de faire des hypothèses sur le poids des différents impacts dans l'empreinte environnementale globale d'une exploitation. Nous avons choisi de nous intéresser plus particulièrement aux performances liées aux émissions de gaz à effet de serre.

L'originalité des indicateurs que nous utilisons réside dans le fait que nous les compilons à partir d'indicateurs unitaires d'inventaire de cycle de vie de la base de données AGRIBALYSE© que nous appliquons à l'échelle de l'exploitation, en utilisant les données individuelles du Réseau d'information comptable agricole (RICA⁶) (Samson *et al.*, 2018). Les impacts qui sont considérés dans les indicateurs unitaires produits en analyse de cycle de vie d'AGRIBALYSE© sont dits « du berceau à la sortie du champ » (Colomb *et al.*, 2013 ; Koch *et al.*, 2014). Ceci veut dire que l'indicateur prend en compte à la fois les impacts indirects qui ont lieu en amont de la production et les impacts directs qui découlent effectivement de la production des produits au champ. Dans notre étude, nous nous focalisons sur un seul indicateur, l'impact *changement climatique*, calculé par produit. Étant donné l'incertitude liée à certains modèles de calcul d'indicateurs produits dans la base AGRIBALYSE©, nous avons choisi de nous concentrer sur cet indicateur qui semble le plus

robuste aux yeux de la communauté scientifique⁷.

L'impact *changement climatique* s'interprète comme le pouvoir de réchauffement climatique, il calcule le forçage radiatif⁸ sur une période de 100 ans. Cet indicateur s'appuie sur le rapport IPCC 2007 (*Intergovernmental panel on climate change*), en associant des facteurs de caractérisation aux gaz émis. Il s'exprime en kilogrammes d'équivalent CO₂ et permet de caractériser les changements dans les températures globales causés par l'émission de gaz à effet de serre, du fait de l'activité agricole.

Pour la construction de cet indicateur, nous retenons, dans le RICA, les variables de production récoltée en poids (quintaux) pour les espèces végétales et de production brute en têtes de bétail pour les productions animales⁹ (*annexe 4*). Nous approchons l'évaluation de cet indicateur par type de système de production agricole de la manière la plus fine possible. Ainsi, pour le lait de vache, AGRIBALYSE© propose une typologie selon quatre systèmes de production observés en France qui s'appuient sur la composition de la ration alimentaire des animaux. Afin d'utiliser au mieux cette information, nous classons les exploitations du RICA en plusieurs niveaux d'intensification, par rapport au pourcentage de maïs dans leur surface fourragère principale. Nos indicateurs se construisent donc comme la quantité produite multipliée par l'impact

6. La base de données du RICA rassemble des informations décrivant les performances des exploitations de manière très exhaustive ; la base RICA fut constituée après une opération communautaire de recueil d'informations technico-économiques sur les exploitations agricoles européennes. La base du RICA sur la France métropolitaine couvre seulement le champ des exploitations dont la production brute standard est supérieure à 25 000 euros.

7. European Commission, Joint Research Centre, Institute for Environment and Sustainability, 2011. *International reference life cycle data system (ILCD) handbook general guide for life cycle assessment: provisions and action steps*. Publications Office, Luxembourg.

8. Équilibre entre le rayonnement solaire entrant et les émissions de rayonnements infrarouges sortant de l'atmosphère (GIEC).

9. Les conversions de nombre de têtes en kilogrammes sont faites à partir des hypothèses de la base AGRIBALYSE©.

associé par unité fonctionnelle dans la base AGRIBALYSE (1) :

$$cctot = \sum_j q_j * cc_j + \sum_h (n_h * p_h) * cc_h \quad (1)$$

Avec : *cctot*, l'impact potentiel *changement climatique* total de l'exploitation agricole ; q_j la quantité d'espèce végétale j produite par l'exploitation ; cc_j l'impact *changement climatique* associé à la production d'un kilogramme de l'espèce végétale j ; n_h le nombre de têtes produites de l'espèce animale h ; p_h le poids moyen associé à l'espèce animale h ; cc_h l'impact *changement climatique* associé à la production d'un kilogramme de l'espèce animale h .

Un élément fondamental, lors de l'étude statistique des indicateurs, est l'unité de comparaison choisie pour l'interprétation. Nombre d'auteurs se sont penchés sur les différentes unités utilisées et ce qu'elles impliquent. Comme l'explique De Boer (2003) ainsi que Salou *et al.* (2017), l'interprétation des impacts et résultats change selon l'unité de comparaison choisie. Nous choisissons d'exprimer l'impact en le ramenant à l'hectare, ce faisant, nous valorisons des systèmes de production extensifs, au sens de l'économie rurale, c'est-à-dire qui combinent moins d'intrants variables par hectare et produisent moins par hectare. Ce choix nous paraît cohérent car la terre est un facteur de production rare et limitant et nous mesurons ainsi la pression sur ce facteur.

La principale limite des indicateurs de cette approche est la quantité de données nécessaires afin de prendre en compte l'hétérogénéité des pratiques qui peuvent varier d'une exploitation à l'autre (Colomb *et al.*, 2015). En effet, nos indicateurs d'impact potentiel des différents produits sont des moyennes répertoriées dans AGRIBALYSE au niveau national, à partir des pratiques individuelles. Ces indicateurs moyens ne nous permettent pas d'avoir une approche détaillée des

pratiques observées à l'échelle de chaque exploitation. De plus, du fait de l'absence d'informations ou d'informations suffisantes, certains produits agricoles ne sont pas intégrés dans l'estimation des impacts environnementaux (comme les produits de l'horticulture, fleurs et plants, miel). Ayant pleinement conscience des limites méthodologiques de cette approche, nous avons testé la cohérence de ces indicateurs en les comparant à des statistiques de pratiques individuelles calculables à partir des données comptables du RICA et avons confirmé la cohérence de ces indicateurs avec les pratiques (Avril, 2019).

Indicateur de revenu

Concernant le revenu, nous avons fait le choix de retenir comme indicateur de revenu l'Excédent brut d'exploitation (EBE) hors aides, exprimé lui aussi par hectare. C'est un indicateur de richesse créée par l'entreprise, il n'inclut que des produits d'exploitation et des charges d'exploitation correspondant à un débours de cash (sans les amortissements qui sont des charges calculées). L'excédent brut d'exploitation ne tient pas non plus compte des éléments financiers et exceptionnels. C'est un indicateur de ressource potentielle de trésorerie créée par l'entreprise sur un exercice. Sans prise en compte des subventions d'exploitation et des salaires des associés (pour les sociétés), il permet une comparaison pertinente entre exploitations du niveau de revenu dégagé et de la performance économique, ramenés par hectare.

2. Échantillon et statistiques descriptives

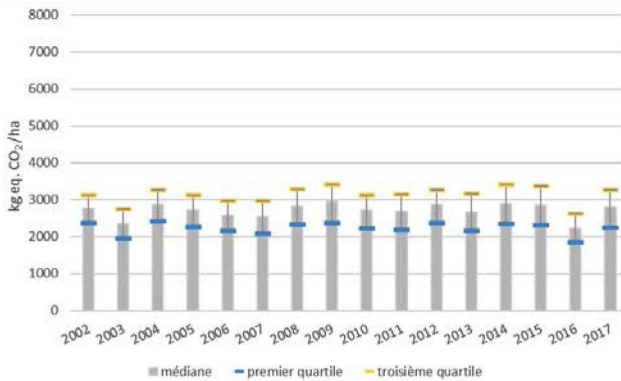
Dans notre travail, nous nous concentrons sur deux orientations technico-économiques, les exploitations spécialisées en céréales et oléoprotéagineux (OTEX 15) et les exploitations spécialisées en bovins-lait (OTEX 45). Dans le recensement agricole de 2010, les exploitations de l'OTEX 15 représentaient environ 25 % de la Surface agricole utile (SAU) en France et celles de

l'OTEX 45 environ 14,5 %. Ce sont aussi deux orientations de production historiquement fortement soutenues par le premier pilier la PAC.

Pour nos estimations, nous utilisons deux sous-échantillons, sur deux périodes, afin d'isoler les effets sur la distribution des aides de chacune des réformes (celle de 2006 et celle de 2014), pour chacune des orientations. Nous avons fait le choix de travailler sur des sous-périodes de six ans entourant chacune des réformes, pour ne pas en confondre les effets. La première

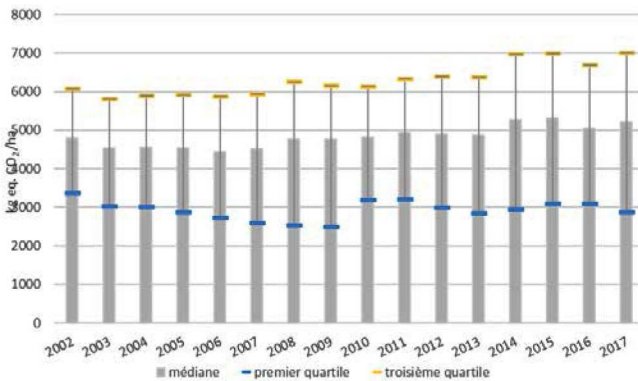
réforme étant annoncée en 2003, mais appliquée totalement en 2006, nous travaillons sur la période 1 qui va de 2003 à 2008. La seconde réforme étant appliquée en 2015, nous travaillons sur la période 2 allant de 2012 à 2017. Le panel de la période 1 pour les grandes cultures est constitué de 6 574 observations concernant 1 742 exploitations et, pour les bovins-lait, de 4 839 observations concernant 1 486 exploitations. Le panel de la période 2 pour les grandes cultures est constitué de 5 388 observations concernant 1 276

Figure 1. Évolution de l'impact changement climatique entre 2002 et 2017 pour les exploitations de grandes cultures spécialisées



Source : RICA France, 2002-2017, OTEX15 et OTEX45.

Figure 2. Évolution de l'impact changement climatique entre 2002 et 2017 pour les exploitations bovines laitières spécialisées



Source : RICA France, 2002-2017, OTEX15 et OTEX45.

exploitations et, pour les bovins-lait, de 5 680 observations concernant 1 386 exploitations (*annexes 1 et 2*).

Nos variables d'aides du premier pilier et de revenu sont compilées à partir des données individuelles du RICA, sur échantillon rotatif, entre 2002 et 2017. Pour analyser l'évolution de la distribution des aides en fonction des critères environnementaux et de revenu, nous avons, dans un premier temps, étudié comment nos variables d'intérêt ont évolué au fil de la période 2002-2017 (*figures 1 à 6*).

L'impact *changement climatique* semble être en moyenne plus élevé par hectare pour les exploitations laitières que pour les exploitations de grandes cultures, ce qui n'est pas surprenant étant donné que leur cycle de production est plus long. En effet, nous leur attribuons à la fois les impacts de l'alimentation des bovins et les impacts directs comme les émissions de méthane. De plus, nous notons que la dispersion de l'indicateur, pour les exploitations bovines laitières, est beaucoup plus importante, ce qui témoigne d'une

Figure 3. Distribution des aides du premier pilier par hectare en fonction des quartiles de performance de l'indicateur changement climatique pour les exploitations de grandes cultures

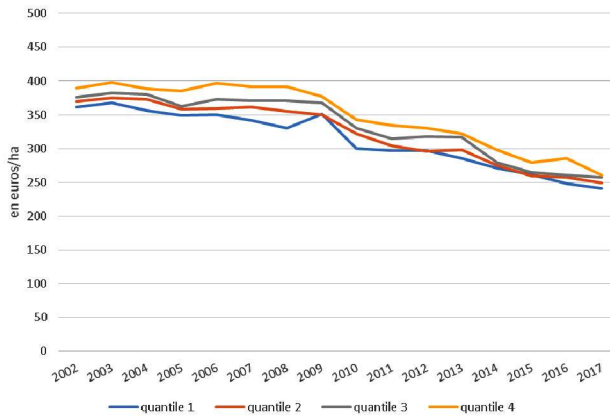


Figure 4. Distribution des aides du premier pilier par hectare en fonction des quartiles de performance de l'indicateur changement climatique pour les exploitations bovines laitières

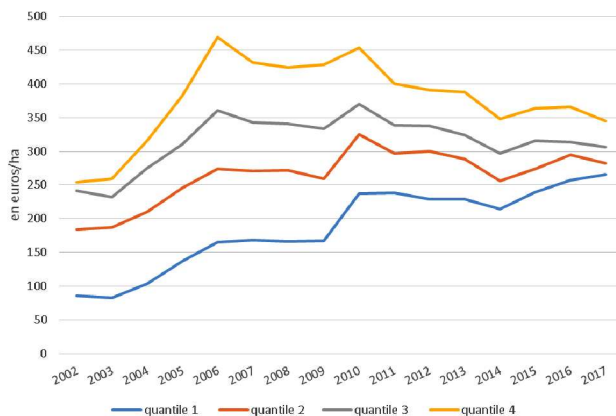


Figure 5. Distribution des aides du premier pilier par hectare en fonction des quartiles de performance sur l'indicateur EBE/hectare pour les exploitations de grandes cultures

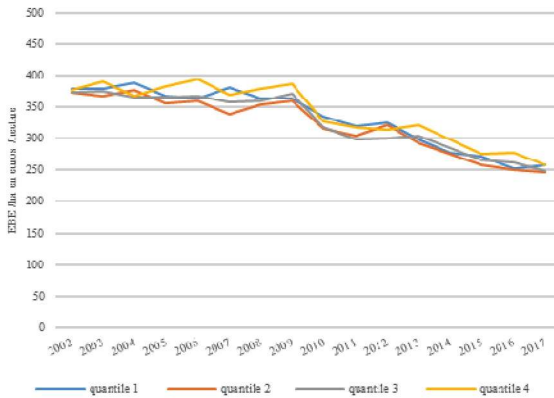
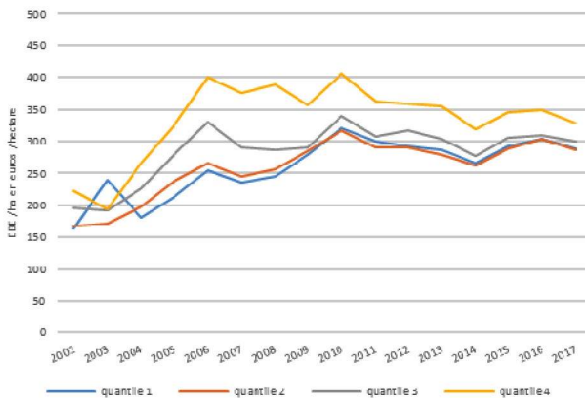


Figure 6. Distribution des aides du premier pilier par hectare en fonction des quartiles de performance sur l'indicateur EBE / hectare pour les exploitations bovines laitières



Source : RICA France (2002-2017), OTEX15 et OTEX45.

importante hétérogénéité. Il n'est bien sûr pas étonnant que l'impact *changement climatique* soit volatile, car il est influencé par les chocs de production. Cela rend difficile à première vue l'analyse d'une tendance sur l'évolution moyenne de cet indicateur. Afin de produire une analyse plus fine, il nous faudrait pouvoir distinguer l'évolution due à des chocs temporels.

Concernant la distribution des aides du premier pilier, nous remarquons que la disparité entre les montants par hectare entre

quartiles de performances environnementales (suivant l'indicateur *changement climatique* par hectare) et de revenu (suivant l'indicateur d'EBE-hors aides par hectare) est bien plus importante pour les exploitations laitières que pour celles de grandes cultures. Cependant, pour les deux, l'écart de montant entre le premier et le dernier quartile semble s'amoinrir au cours du temps, mais cela de manière plus nette pour les exploitations laitières (*figures 3 à 6*). Les plus hauts niveaux de revenu par

hectare ou d'impact climatique par hectare (quatrième quartile) ont, quasiment sur toute la période, les niveaux d'aides par hectare les plus élevés (*figure 4 et figure 6*).

Ces observations préliminaires nous permettent de confirmer qu'au cours du temps, la distribution des aides à l'hectare s'est vue modifiée. Nous allons maintenant analyser si les effets de la redistribution sont significatifs et s'ils sont cohérents avec les objectifs des réformes de la PAC entre 2002 et 2017.

3. Modèle

L'objectif de notre spécification est d'analyser l'effet redistributif des réformes selon deux critères. D'une part, nous analysons si les exploitations manifestant un comportement vertueux en matière d'environnement ont reçu un montant plus important d'aides du premier pilier de la PAC à la suite des réformes de 2006 et de 2014. D'autre part, une partie des aides du premier pilier de la PAC étant justifiée comme un soutien au revenu des agriculteurs, nous analysons également le lien entre aides et distribution du revenu. Nous cherchons donc à établir une corrélation entre les réformes et la redistribution des aides selon deux critères. Pour ce faire, nous adoptons une forme fonctionnelle qui prend comme variable dépendante le niveau d'aides du premier pilier reçu à l'hectare. Notre objectif est d'identifier si le montant d'aides reçu a varié significativement ou non selon nos critères, après les différentes réformes.

Pour cela, nous choisissons d'inclure, dans notre approche économétrique, une variable binaire (*dummy*) qui sera égale à 0 avant la réforme et 1 après. Nous supposons que c'est la nature de la relation qui est affectée, il nous faut donc utiliser des termes d'interaction. Nous testons, pour chacune de nos estimations, la présence significative d'un changement dans les coefficients avant et après réforme, à l'aide d'un test de Chow (1960).

Étant donné que le calcul des DPU se base en partie sur les références de rendements historiques de la région, l'allocation des aides du premier pilier de la PAC est déterminée selon des caractéristiques spécifiques de l'exploitation, principalement sa localisation. Il est donc primordial de traiter le problème de l'hétérogénéité individuelle inobservée afin de corriger les biais possibles d'endogénéité. De plus, la possible corrélation entre les performances environnementales et les caractéristiques structurelles des fermes qui ne varient pas dans le temps et qui influencent également le montant d'aides perçu pourrait également biaiser l'estimation.

Il nous faut donc inclure des effets individuels spécifiques, qui permettent de contrôler les caractéristiques constantes dans le temps des exploitations, et ainsi, nous prémunissent du biais de variables omises pouvant entraîner des problèmes d'endogénéité. Le caractère structurel des effets que nous cherchons à prendre en compte nous pousse théoriquement à choisir un modèle à effets fixes individuels plutôt qu'un modèle à effets aléatoires. Nous vérifions, pour chaque estimation sur échantillon complet, cette intuition à l'aide d'un test d'Hausman (voir *tableaux 1 à 4*). Il nous faut également ajouter des effets fixes temporels afin de prendre en compte les chocs temporels qui pourraient influencer la relation.

Afin de nous assurer que la relation que nous estimons est purgée du biais de causalité inverse, nous faisons le choix de retarder d'une période les indicateurs de performance environnementale et de revenu. Ainsi, nous nous assurons du fait que le montant des subventions à la date t ne peut influencer les indicateurs à la date $t-1$. En effet, nous supposons que, si les aides peuvent éventuellement avoir un effet incitatif sur les comportements, celui-ci est dirigé vers les périodes futures et non les périodes passées. Le montant des aides

reçues en t ne pourra pas avoir d'influence sur les émissions en $t-1$ ni sur le revenu en $t-1$, évitant ainsi la simultanéité. De plus, dans le but de traiter les problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation sérielle, nous autorisons la corrélation des erreurs par individu en clusterisant par l'identifiant de l'exploitation (Froot, 1989 ; Rogers, 1994).

Nous cherchons donc à estimer un modèle de panel à effets fixes de la forme suivante (2) :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{indicateur}_{it-1} + \beta_3 \text{indicateur}_{it-1} * d_{\text{postréforme}} + \beta_4 \text{revenu}_{it-1} + \beta_5 \text{revenu}_{it-1} * d_{\text{postréforme}} + \beta_2 d_{\text{postréforme}} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec : Y_{it} le montant de subvention du premier pilier de la PAC reçu par hectare pour l'exploitation i ; indicateur_{it} l'indicateur de performance environnementale ; $d_{\text{postréforme}}$ une variable binaire prenant la valeur de 0 si l'observation est dans une année pré-réforme et 1 si l'observation est dans une année post-réforme ; revenu_{it} l'excédent brut d'exploitation hors aides dégagé par hectare ; μ_i les effets fixes individuels ; λ_t les effets fixes temporels et ε_{it} le terme d'erreur.

Résultats

Afin de mieux comprendre les relations qui existent dans l'allocation des aides, nous avons, en plus de la régression de base sur chacune des deux orientations de production, divisé les échantillons en groupes qui correspondent à différents systèmes de production, au sein des OTEX. Nous réalisons tout d'abord les estimations sur l'échantillon complet de chaque OTEX, puis nous réalisons des estimations sur les sous-échantillons. Sur ces modèles, nous utilisons les variables centrées afin de faciliter l'interprétation des coefficients des variables.

1. Résultats pour les grandes cultures spécialisées

Dans le but d'analyser l'hétérogénéité entre les exploitations, nous avons fait le choix d'effectuer des regroupements de régions. Ce choix se justifie principalement par les différences de conditions pédoclimatiques et de spécialisations productives au sein des régions de la France métropolitaine.

Nous isolons finalement trois groupes¹⁰. Le groupe 1 se constitue des régions Auvergne, Nouvelle-Aquitaine, Occitanie, PACA (Provence Alpes Côte d'Azur). Ce groupe correspond aux régions pour lesquelles la part de la surface irriguée est la plus importante, mais il n'affiche pas les plus hauts rendements et l'orientation en céréales et oléo-protéagineux n'y est pas majoritaire, l'OTEX 15 représente 11 % des exploitations en 2010. Le groupe 2 est celui des régions Bretagne, Normandie et Pays de Loire qui sont peu irriguées et avec des rendements faibles. Dans ce groupe, l'OTEX 15 représente 12 % des exploitations en 2010. Enfin, le groupe 3 se compose des régions Île-de-France, Hauts-de-France, Grand-Est, Bourgogne et Centre. Ce groupe correspond au principal bassin céréalier français où les exploitations ont les rendements les plus élevés, et où l'orientation grandes cultures est la plus présente avec, en moyenne, 32 % des exploitations en 2010 (*tableaux 1 et 2*).

Nous acceptons l'hypothèse de coefficients identiques avant et après la réforme, uniquement, pour le groupe 2, dans la première réforme. Pour toutes les autres estimations, le test de Chow nous permet de dire qu'il existe une rupture dans la relation

10. Nous avons réalisé une analyse en composantes principales en utilisant comme variables les rendements en blé, les rendements en maïs, la taille des exploitations en hectares et la part de surface irriguée.

Tableau 1. Régressions par groupe pour la 1^{re} réforme (2006) – OTEX 15

	Total de l'échantillon	Groupe 1	Groupe 2	Groupe 3
	(1) Subventions premier pilier par ha	(2) Subventions premier pilier par ha	(3) Subventions premier pilier par ha	(4) Subventions premier pilier par ha
Indicateur changement climatique/ha _{t-1}	0,000376 (0,00217)	0,00356 (0,00466)	0,00620 (0,00457)	-0,000648 (0,00196)
EBE/ha _{t-1}	-0,0286** (0,00885)	-0,0237 (0,0156)	-0,0230 (0,0178)	-0,0282** (0,00890)
d _{post réforme2006}	-8,045* (3,457)	-26,51*** (7,226)	-6,435 (6,508)	-1,632 (3,633)
Changement climatique/ha _{t-1} * d _{post réforme2006}	0,00224 (0,00196)	-0,00289 (0,00379)	0,00136 (0,00501)	0,00256 (0,00226)
EBE/ha _{t-1} * d _{post réforme2006}	0,0315*** (0,00753)	0,0290* (0,0138)	0,00879 (0,0191)	0,0286*** (0,00800)
_cons	378,8*** (6,152)	385,5*** (12,83)	349,1*** (12,77)	375,5*** (5,578)
N_observations	6574	2079	449	4046
N_cluster	1742	557	133	1052
Individual fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust
R ²	0,073	0,111	0,137	0,060
adj. R ²	0,072	0,107	0,119	0,058
F- stat	38,04***	23,77***	4,628***	22,32***
Test de Chow	19,19***	7,28***	1,54	11,36***
Test d'Hausman	112,96***	-	-	-

Notes : standard errors in parentheses ; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; EBE : excédent brut d'exploitation ; d : dummy ; Groupe 1 : Auvergne, Nouvelle Aquitaine, Occitanie, PACA ; Groupe 2 : Bretagne, Normandie, Pays de la Loire ; Groupe 3 : Île-de-France, Hauts de France, Grand Est, Bourgogne, Centre.

Source : les auteures.

après les deux réformes (tableaux 1 et 2). Après chacune des réformes, les exploitations de grandes cultures ont en moyenne touché significativement moins d'aides du premier pilier par hectare. Afin d'illustrer nos résultats, nous ramenons les valeurs à l'échelle d'une exploitation de taille moyenne, pour chacun des sous-échantillons (annexe 1 et 2). Ainsi, une exploitation moyenne aurait, après la première réforme, perdu au total 1 160,17 €

d'aides du premier pilier et 9 412,08 € après la seconde réforme (colonne 1, tableau 1 et colonne 1, tableau 2).

Cependant, cette perte d'aides après la première réforme ne semble pas avoir impacté la relation entre le montant des aides du premier pilier et l'impact *changement climatique*. En effet, l'interaction entre la *dummy* post-réforme et l'impact *changement climatique* n'est pas statistiquement significative. Cela signifierait

Tableau 2. Régressions par groupe pour la 2^e réforme (2015) – OTEX 15

	Total de l'échantillon	Groupe 1	Groupe 2	Groupe 3
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Subventions premier pilier par ha	Subventions premier pilier par ha	Subventions premier pilier par ha	Subventions premier pilier par ha
Indicateur changement climatique/ha _{t-1}	0,00547*** (0,00147)	0,00805** (0,00309)	0,00213 (0,00467)	0,00399* (0,00158)
EBE/ha _{t-1}	0,0112*** (0,00329)	0,0112 (0,00788)	0,0146 (0,00830)	0,0117*** (0,00289)
d _{post réforme2015}	-63,72*** (2,717)	-61,70*** (5,713)	-46,57*** (7,340)	-66,65*** (3,123)
Changement climatique/ha _{t-1} * d _{post réforme2015}	-0,00658*** (0,00143)	-0,00686* (0,00270)	0,000330 (0,00458)	-0,00670*** (0,00195)
EBE/ha _{t-1} * d _{post réforme2015}	-0,0115** (0,00399)	-0,00784 (0,00803)	-0,0176 (0,0120)	-0,0130** (0,00417)
_cons	289,9*** (3,528)	290,5*** (6,466)	283,7*** (12,23)	291,6*** (4,277)
N_observations	5388	1758	351	3279
N_cluster	1386	419	93	764
Individual fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust
R ²	0,441	0,259	0,525	0,613
adj. R ²	0,440	0,255	0,512	0,612
F- stat	248,2***	38,23***	23,92***	266,5***
Test de Chow	257,87***	58,50***	22,98***	272,59***
Test d'Hausman	36,70***	-	-	-

Notes : standard errors in parentheses ; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; EBE : excédent brut d'exploitation ; d : dummy ; Groupe 1 : Auvergne, Nouvelle Aquitaine, Occitanie, PACA ; Groupe 2 : Bretagne, Normandie, Pays de la Loire ; Groupe 3 : Île-de-France, Hauts de France, Grand Est, Bourgogne, Centre.

Source : les auteures.

que le découplage et l'éco-conditionnalité n'auraient pas contribué à redistribuer les aides vers les exploitations ayant les meilleures performances en émissions. Ces résultats sont en ligne avec ceux trouvés par Butault *et al.* (2005) qui montrent que l'introduction de la référence historique pour le découplage ne modifie pas la répartition du soutien entre exploitations, entre orientations productives et entre régions. En

revanche, dans les années qui ont suivi la seconde réforme de 2014, nous notons une baisse significative de la relation positive entre l'impact *changement climatique* et le montant des subventions. Alors que, dans les années pré-réforme 2014, une exploitation de taille moyenne avec un impact *changement climatique* supérieur d'une unité touchaient 0,81 € de plus d'aides, à la suite de la réforme de 2014, elles en

touchent en moyenne 0,16¹¹ de moins. Ces chiffres peuvent paraître faibles, cependant une unité de plus sur l'impact *changement climatique* est une variation très faible, sachant que son écart-type est de 852,25. Ces montants peuvent donc devenir conséquents dès lors que l'impact *changement climatique* d'une exploitation de taille moyenne est supérieur d'un écart-type.

Le terme d'interaction entre le revenu et la *dummy* post-réforme est significativement positif pour la réforme de 2006. Cela signifierait donc que, par rapport aux années pré-réforme 2006, la relation entre l'EBE hors-aides par hectare et le montant d'aides reçu du premier pilier s'est renforcée positivement. Le découplage ne semble donc pas avoir impacté la distribution des aides pour favoriser les exploitations avec les plus faibles revenus car, après 2006 le calcul du montant d'aides découplées par hectare se base sur une référence historique prise entre 2000 et 2002. Les aides sont donc liées aux choix de production faits dans ces années de référence. La réforme aurait donc maintenu des paiements élevés aux exploitations agricoles qui bénéficiaient déjà de soutiens élevés, proportionnellement à leur niveau de production, ne réduisant pas le lien positif entre niveau d'aides et niveau de revenu par hectare (Lecole et Thoyer, 2015). Cependant, le signe du terme d'interaction s'inverse pour la réforme de 2014. Nous notons ainsi une baisse significative, dans les années post-réforme 2014, de la relation positive entre le revenu par hectare et le montant d'aides par hectare (colonne 1, *tableau 2*).

Ainsi, pour les exploitations de grandes cultures spécialisées, la réforme de 2014, avec la convergence des montants d'aide découplée par hectare, semble avoir permis

une meilleure redistribution des aides, selon des critères environnementaux et selon le niveau de revenu, que le simple découplage avec référence historique de 2006. L'harmonisation des droits à paiements par hectare semble avoir réduit significativement l'avantage donné aux exploitations historiquement les plus productives et intensives, permettant ainsi de diminuer les relations positives qui existaient entre l'indicateur *changement climatique* et aides, ainsi qu'entre revenu et aides.

Au niveau des sous-échantillons par groupes de régions, nous notons que les résultats concernant la relation aides/*changement climatique* ne sont significatifs que pour les groupes 1 et 3 et les résultats concernant la relation aides/revenus le sont uniquement pour le groupe 3. Ces groupes correspondent aux régions qui sont les plus spécialisées dans les grandes cultures et qui touchent en moyenne le plus d'aides. Nous pouvons interpréter le résultat au regard de l'EBE/ha comme l'effet redistributif, le rattrapage des exploitations qui touchent le moins d'aides est assuré par celles qui en touchent le plus. La réforme de 2014, qui est la seule qui semble avoir affecté la distribution des soutiens, semble donc avoir principalement redistribué les aides dans la zone céréalière spécialisée française.

2. Résultats pour les bovins-lait spécialisés

Nous avons décidé de différencier les sous-échantillons d'exploitations bovines laitières selon leur zone altimétrique (plaine, piémont, montagne) qui est fortement corrélée à la part de maïs dans le système fourrager (Depeyrot, 2017).

Sur les estimations réalisées sur l'échantillon complet de cette orientation, nous notons le rejet de coefficients identiques avant et après réforme, grâce à la statistique de Chow. Une exploitation de taille moyenne avec un revenu moyen et un impact *changement climatique* moyen

11. Pour obtenir ce chiffre, nous additionnons les coefficient β_1 et β_3 (-0,0011) du *tableau 2* et nous adaptions ce chiffre à la taille de l'exploitation moyenne de l'OTEX 15, sur le panel de la deuxième réforme (147,71 ha, cf. *annexe 2*).

toucherait, après la réforme de 2006, 8 807,60 € supplémentaires d'aides. En revanche, le montant des subventions à l'hectare ne serait pas impacté significativement après la réforme de 2014 (colonne 1, *tableau 3* et colonne 1, *tableau 4*). Si nous comparons ces résultats avec ceux sur les grandes cultures, Nous notons une redistribution dans le montant des aides allouées aux différentes OTEX françaises. Comme pour les grandes cultures, pour les

exploitations bovines laitières, la réforme de 2006 n'aurait donc pas non plus permis de mieux distribuer les aides selon l'impact en émissions.

Nous trouvons, à l'inverse, un renforcement de la relation entre l'indicateur *changement climatique* et les aides du premier pilier, qui n'était pas significative pour les années pré-réforme de 2006 et le devient, positivement, pour les années post-réforme. Nous pourrions notamment

Tableau 3. Régressions par zone altimétrique pour la 1^{re} réforme (2006) – OTEX 45

	Total de l'échantillon	Plaine	Piémont	Montagne
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Subventions premier pilier par ha	Subventions premier pilier par ha	Subventions premier pilier par ha	Subventions premier pilier par ha
Indicateur changement climatique/ha _{t-1}	0,0000608 (0,00186)	0,000580 (0,00229)	-0,00272 (0,00173)	0,000832 (0,00290)
EBE/ha _{t-1}	-0,0163** (0,00594)	-0,0134 (0,00715)	-0,0390** (0,0147)	-0,0158 (0,0101)
d _{post réforme2006}	101,4*** (2,898)	109,6*** (4,373)	78,77*** (5,232)	85,89*** (6,431)
Changement climatique/ha _{t-1} *	0,00674*** (0,000882)	0,00862*** (0,00121)	0,00686*** (0,00169)	0,00234 (0,00146)
d _{post réforme2006}				
EBE/ha _{t-1}	0,0266*** (0,00646)	0,0214* (0,00863)	0,0340* (0,0131)	0,0204 (0,0114)
* d _{post réforme2006}				
_cons	184,4*** (8,171)	228,6*** (12,32)	167,9*** (8,355)	89,40*** (7,720)
N_observations	4839	2817	942	1080
N_cluster	1486	916	273	307
Individual fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust
R ²	0,564	0,585	0,543	0,562
adj. R ²	0,563	0,584	0,539	0,558
F- stat	261,0***	194,4***	45,94***	67,40***
Test de Chow	447,26***	284,12***	84,99***	68,37***
Test d'Hausman	990,74***	-	-	-

Notes : standard errors in parentheses ; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; EBE : excédent brut d'exploitation ; d : dummy.

Source : les auteures.

Tableau 4. Régressions par zone altimétrique pour la 2^e réforme (2015) – OTEX 45

	Total de l'échantillon	Plaine	Piémont	Montagne
	(1) Subventions 1 ^{er} pilier par ha	(2) Subventions 1 ^{er} pilier par ha	(3) Subventions 1 ^{er} pilier par ha	(4) Subventions 1 ^{er} pilier par ha
Indicateur changement climatique/ha _{t-1}	0,00289** (0,00106)	0,00155 (0,00128)	-0,000899 (0,00250)	0,00488* (0,00236)
EBE/ha _{t-1}	0,0154* (0,00620)	0,00585 (0,00448)	0,0140 (0,0106)	0,0209 (0,0208)
d _{post réforme2014}	-2,262 (2,560)	-22,54*** (2,979)	13,12* (5,686)	36,66*** (6,410)
Changement climatique/ha _{t-1} * d _{post réforme2014}	-0,00505*** (0,000704)	-0,00387*** (0,000874)	-0,00130 (0,00133)	-0,000426 (0,00168)
EBE/ha _{t-1} * d _{post réforme2014}	-0,00253 (0,00627)	0,00382 (0,00436)	-0,00741 (0,0130)	-0,0227 (0,0204)
_cons	292,5*** (6,228)	333,5*** (7,895)	272,2*** (9,723)	225,8*** (11,31)
N_observations	5680	3662	902	1116
N_cluster	1386	886	233	270
Individual fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Vcetype	Robust	Robust	Robust	Robust
R ²	0,106	0,119	0,119	0,273
adj. R ²	0,104	0,117	0,110	0,267
F- stat	52,96***	45,96***	10,33***	29,68***
Test de Chow	33,33***	46,32***	2,71**	13,54***
Test d'Hausman	393,27***	-	-	-

Notes : standard errors in parentheses ; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; EBE : excédent brut d'exploitation ; d : dummy.

Source : les auteures.

lier ce résultat à l'augmentation importante de la production et de la productivité des exploitations (*annexe 3*). Nous captions ainsi, après 2006, l'effet sur la production de l'annonce de la sortie des quotas laitiers en 2008, qui incite à augmenter la production, ce qui constitue un effet contre-productif sur l'indicateur environnemental. Ce résultat se vérifie uniquement pour les exploitations de plaine et de piémont qui sont celles qui produisent le plus de lait

par hectare. Ceci confirme que le renforcement de la relation est principalement dû à une hausse de la production.

Concernant la deuxième réforme, nous trouvons que, dans les années post-2015, la relation entre l'indicateur d'émissions et le montant d'aides par hectare a significativement diminué. Une exploitation laitière de taille moyenne avant 2015 touchait 0,30 € de plus pour un impact *changement climatique* supérieur d'une unité. Après

la réforme, cette relation s'amoindrit et devient négative. Une exploitation de taille moyenne avec un impact *changement climatique* supérieur d'une unité toucherait en moyenne 0,23 € en moins d'aides du premier pilier. Pour les exploitations bovins-lait, la réforme de 2014 aurait donc permis aussi de mieux distribuer les aides du premier pilier en fonction du critère d'émission. L'effet redistributif semble cependant moins fort que pour l'orientation grandes cultures. Nous constatons également que les effets positifs sur ce critère sont principalement dus à l'effet de la réforme sur les exploitations de plaine, qui regroupent les systèmes plus intensifs.

Concernant la distribution du revenu, nous retrouvons un résultat similaire à celui observé pour les exploitations de grandes cultures. Concernant la réforme de 2006, par rapport aux années pré-réforme, la relation entre le revenu par hectare et le montant d'aides reçues du premier pilier s'est renforcée positivement. Avant la réforme de 2006, les exploitations de taille moyenne avec 1 € d'EBE par hectare de plus bénéficiaient en moyenne de 1,71 € d'aides en moins. À la suite de la réforme, elles bénéficient en moyenne de 1,36 € d'aides par hectare en plus. Cependant, sur la totalité de l'échantillon de cette orientation, alors que la relation était significativement positive entre le montant des aides par hectare et l'EBE hors-aides par hectare avant la réforme de 2014, elle devient non significative après. L'harmonisation progressive des droits à paiement, pour ces exploitations, aurait permis de rendre non significative la relation entre niveau d'aides et de revenu.

Nos résultats montrent que les deux réformes ont globalement affecté les exploitations de grandes cultures et bovines laitières de la même manière, mais pas avec la même intensité. En effet, pour les deux orientations, le découplage des aides prenant effet totalement en 2006, n'a pas

permis une redirection immédiate des aides du premier pilier vers les exploitations les plus vertueuses ou aux revenus les plus faibles, ramenés à l'hectare. Cependant, la deuxième réforme, survenue en 2014, qui a mis en œuvre une éco-conditionnalité renforcée des aides ainsi qu'un processus de convergence des aides entre les hectares, incluant un paiement redistributif aux premiers hectares, semble avoir mieux répondu aux objectifs d'une meilleure distribution, selon nos deux critères retenus.

*

* *

L'objectif de ce travail était d'analyser si, au sein de deux orientations de production (grandes cultures et bovins lait) historiquement fortement bénéficiaires des soutiens de la PAC, les deux réformes survenues en 2006 puis en 2014 avaient permis d'améliorer la distribution des aides du premier pilier, selon des critères de performance environnementale et de redistribution des revenus. Ainsi, nous pouvons mettre en évidence que l'introduction d'un critère de d'éco-conditionnalité renforcé dans la distribution des aides (paiement vert), en 2014, ainsi que l'harmonisation des montants des droits à paiements par hectare (convergence) ont permis d'amoindrir la relation qui existait entre un fort impact en émissions de gaz à effet de serre et un important soutien en aides du premier pilier de la PAC, ainsi que celle entre un revenu élevé et un soutien élevé par hectare.

De plus, en prenant en compte l'hétérogénéité des systèmes de production, nous avons noté que ce résultat n'était validé que pour les exploitations avec des niveaux de production (et d'intensification) élevés par hectare (bassin céréalier plus intensif et exploitations laitières de plaine). Ceci nous permet de constater que les réformes agissent tout de même principalement en réduisant les avantages historiquement donnés aux exploitations les plus intensives. Ces résultats sont encourageants

concernant les futures réformes de la PAC, car ils nous permettent de montrer que les réformes opérées ont des effets réels, même s'ils sont lents, sur la distribution des aides entre les différentes exploitations agricoles d'une même orientation productive.

Comme nous l'avons précédemment précisé, nous n'avons pas, dans ce travail, regardé l'effet des aides sur les comportements des agriculteurs français. Nous ne pouvons donc pas tirer de conclusions sur l'efficacité des aides pour inciter à de meilleurs comportements. Nous avons en revanche analysé l'effet des réformes sur la distribution des aides. Pour aller plus loin dans l'analyse et évaluer si les aides du premier pilier de la PAC ont vraiment influencé positivement les comportements des agriculteurs, il faudrait utiliser des méthodes d'effet de traitement multiples (Esposti, 2011). Étant donné que tous les hectares en France sont porteurs de droits à paiement, l'obtention des soutiens ne fait pas réellement l'objet d'une décision par les agriculteurs, il n'est pas donc possible de trouver un groupe de contrôle français.

Une autre limite importante de ce travail est l'utilisation discutable d'un seul indicateur environnemental de changement climatique pour traiter de l'effet environnemental des réformes de la PAC. Il existe bien sûr beaucoup d'autres indicateurs environnementaux pertinents (qualité de

l'eau, biodiversité...), qui n'évolueraient peut-être pas dans le même sens qu'un indicateur de changement climatique et qu'il serait intéressant d'étudier. Nous avons fait le choix de n'employer qu'un seul indicateur, présent dans la base AGRIBALYSE, concernant le changement climatique car c'est actuellement le plus robuste de cette base et que ce type d'indicateur a jusqu'ici été peu étudié pour évaluer les effets de la PAC. Par ailleurs, il présente de plus faibles risques d'endogénéité avec les critères d'attribution des aides de la PAC. Enfin, une étude fondée sur de multiples indicateurs laisse entière la question de leur pondération au sein d'un indicateur agrégé.

Néanmoins, ce premier travail sur la distribution des aides reste important au vu du peu d'études empiriques *ex-post* disponibles sur le sujet. De plus, il nous permet de conclure sur l'efficacité des politiques actuelles à moduler le soutien aux exploitations les moins performantes en matière d'environnement. Ces conclusions alimentent également le débat actuel sur l'instrumentation de la future PAC, dans le cadre du *Green Deal* et de la forte ambition d'action sur le changement climatique que s'est fixée la Commission européenne. La réaffectation des soutiens du premier pilier en faveur de la lutte contre le changement climatique est un des moyens d'atteindre ces objectifs. ■

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Alesina A., Dollar D. (2000). Who Gives Foreign Aid to Whom and Why? *Journal of Economic Growth*, n° 5, pp. 33-63.
- André M., Biotteau A. L., Fredon S., Omalek L., Schmitt K. (2017). *Les réformes des prestations et prélèvements intervenues en 2016 opèrent une légère redistribution au bénéfice des 20 % les plus modestes, en France, portrait social*. Insee, Dossier 3, pp. 125-144.
- Avril P. (2019). *PAC et environnement : les exploitations les plus vertueuses en matière d'environnement sont-elles récompensées ?* Mémoire de recherche, Master Analyse Économique du Développement, Université Clermont Auvergne, École d'économie, 82 p.
- Berthélemy J.-C., Tichit A. (2004). Bilateral donors' aid allocation decisions—a three-dimensional panel analysis. *International Review of Economics & Finance, Aid Allocations and Development Financing*, n° 13, pp. 253-274.
- Butault J.-P., Gohin A., Guyomard H., Barkaoui A. (2005). Une analyse économique de la réforme de la PAC de juin 2003. *Revue française d'économie*, n° 20, pp. 57-107.
- 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*, n° 65, pp. 12-27.
- Chow G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, n° 28, pp. 591-605.
- Cisilino F., De Vivo C., Henke R., Pupo D'Andrea M. R., Vanni F. (2012). The effects of decoupling on the COP sector in Italy: an ex-post performance analysis. *Politica Agricola Internazionale – International Agricultural Policy*, n° 171-2016-2057, pp. 47-63.
- Claessens S., Cassimon D., Van Campenhout B. (2009). Evidence on Changes in Aid Allocation Criteria. *World Bank Economic Review*, n° 23, pp. 185-208.
- Coderoni S., Esposti R. (2018). CAP payments and agricultural GHG emissions in Italy. A farm-level assessment. *Science of The Total Environment*, n° 627, pp. 427-437.
- Colomb V., Aït-Amar S., Basset-Mens C., Gac A., Gaillard G., Art A., Koch P., Lellahi A., Mousset J., Salou T., Tailleur A. (2013). *AGRIBALYSE : bilan et enseignements* 52. Version 1.1., Ed. ADEME, Angers, pp. 2-12.
- Lécole P., Thoyer S. (2015). Qui veut garder ses millions ? Redistribution des aides dans la nouvelle PAC. *Économie rurale*, n° 348, pp. 59-79.
- Colomb V., Colsaet A., Basset-Mens C., Fosse J., Gac A., Mevel G., Mousset J., Tailleur A., Van Der Werf H. M. G. (2015). Analyse du cycle de vie en agriculture : enseignements du programme Agribalyse®. *Agronomie, Environnement et Sociétés*, vol. 5, n° 1 pp. 117-131.
- Commission européenne (CE) (2017). *Indicative figures on the distribution of aid, by size-class of aid, received in the context of direct aid paid to the producers according to Council Regulation (EC)*.
- Cour des comptes (2018). Référé n° S2018-2553.
- De Boer I. J. M. (2003). Environmental impact assessment of conventional and organic milk production. *Livestock Production Science, Organic Livestock Production*, n° 80, pp. 69-77.
- Depeyrot J. N. (2017). Les transformations du paysage laitier français avant la sortie des quotas, *Centre d'Études et de Prospective*, n° 108, pp. 1-4.
- Dupraz P., Guyomard H. (2019). Environment and climate in the Common agricultural policy. *EuroChoices*, vol. 18, n° 1, pp. 18-25.
- Esposti R. (2011). Evaluating the CAP Reform as a multiple treatment effect: evidence from Italian farms. Paper prepared for the 122nd EAAE Seminar, Ancona, 17-18 February.

- European Commission, Joint Research Centre, Institute for Environment and Sustainability (2011). *International reference life cycle data system (ILCD) handbook general guide for life cycle assessment: provisions and action steps*. Publications Office, Luxembourg, pp. 1-30.
- Fleck R. K., Kilby C. (2006). How Do Political Changes Influence US Bilateral Aid Allocations? Evidence from Panel Data. *Review of Development Economics*, n° 10, pp. 210-223.
- Froot K. A. (1989). Consistent Covariance Matrix Estimation with Cross-Sectional Dependence and Heteroskedasticity in Financial Data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n° 24, pp. 333-355.
- Gocht A., Ciaian P., Bielza M., Terres J. M., Röder N., Himics M., Salputra G. (2017). EU-wide economic and environmental impacts of CAP greening with high spatial and farm-type detail. *Journal of Agricultural Economics*, vol. 68, n° 3, pp. 651-681.
- Hoeffler A., Outram V. (2011). Need, Merit, or Self-Interest—What Determines the Allocation of Aid? *Review of Development Economics*, vol. 15, n° 2, pp. 237-250.
- Jaraitė J., Kažukauskas A. (2012). The effect of mandatory agro-environmental policy on farm fertiliser and pesticide expenditure. *Journal of Agricultural Economics*, vol. 63, n° 3, pp. 656-676.
- Kirsch A., Kroll J. C., Trouvé A. (2017). Aides directes et environnement : la politique agricole commune en question. *Économie rurale*, n° 359, pp. 121-139.
- Koch P., Salou T., Colomb V., Payen S., Perret S., Tailleur A., Willmann S. (2014). *Agribalyse : rapport méthodologique*. Version 1.2., Ed. ADEME, Angers, pp. 2-393.
- Louhichi K., Ciaian P., Espinosa M., Perni A., Gomez y Paloma S. (2018). Economic Impacts of CAP greening: An application of an EU-wide Individual Farm Model for CAP analysis (IFM-CAP). *European Review of Agricultural Economics*, vol. 45, n° 2, pp. 205-238.
- Mann S., Wüstemann H. (2008). Multifunctionality and a new focus on externalities. *The Journal of Socio-Economics*, n° 37, pp. 293-307.
- OCDE (2001). *Multifunctionality—Towards an Analytical Framework*. OECD Publication Service, pp. 3-27.
- Matthews A. (2019). *Capping direct payments – a modest proposal – CAP Reform*. CAP reform. Accessed 8.13.2019, <http://capreform.eu/capping-direct-payments-a-modest-proposal/>
- Mosnier C., Ridier A., Képhaliacos C., Carpy-Goulard F. (2009). Economic and environmental impact of the CAP mid-term review on arable crop farming in South-western France. *Ecological Economics*, vol. 68, n° 5, pp. 1408-1416.
- Parlement européen (2020). *Les instruments de la PAC et leurs réformes, Albert Massot, 02-2020*. Fiches thématiques de l'Union européenne, <https://www.europarl.europa.eu/factsheets/fr/sheet/107/les-instruments-de-la-pac-et-leurs-reformes>
- Pearce D. (2003). *Environmentally harmful subsidies: barriers to sustainable development*. OCDE Environmentally Harmful Subsidies: Policy Issues and Challenges, pp. 9-32.
- Rogers W. (1994). Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin* 3.
- Salou T., Le Mouél C., van der Werf H. M. G. (2017). Environmental impacts of dairy system intensification: the functional unit matters! *Journal of Cleaner Production*, n° 140, pp. 445-454.
- Samson E., Aubin J. (2018). Economic and environmental performances of French dairy farms: analysis combining economic and environmental databases. *International Conference on Life Cycle Assessment of Food 2018*, pp. 1-2
- Solazzo R., Donati M., Tomasi L., Arfini F. (2016). How effective is greening policy in reducing GHG emissions from agriculture? *Evidence from Italy*. *Science of The Total Environment*, n° 573, pp. 1115-1124.
- Swinen J. F. (Ed.) (2008). *The perfect storm: The political economy of the Fischler reforms of the common agricultural policy*. CEPS.
- Trognon A. (2003). L'économétrie des panels en perspective. *Revue d'économie politique*, vol. 113, n° 6, pp. 727-748.

ANNEXES

Annexe 1. Statistiques descriptives par exploitation sur les panels de la première réforme (2002-2008)

	(1) OTEX 15				(2) OTEX 45			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
SAU	144,30	81,46	7,50	425,00	86,86	49,23	2,50	425,00
UTA	1,44	0,72	0,70	8,00	1,80	0,85	0,80	8,00
Subventions 1 ^{er} pilier (€/ha)	367,86	60,21	0,56	958,72	249,49	126,47	0,00	1354,73
EBE hors aides (€/ha)	144,08	261,33	-890,77	2579,80	488,83	341,96	-1660,00	26916,24
Impact cc (eq. kgCO ₂ /ha)	2646,15	776,49	0,00	10620,64	4336,62	2693,07	36,85	37979,68
Observations	6574				4839			

Notes : Mean : moyenne ; sd : écart-type ; min : minimum ; max : maximum ; OTEX 15 : grandes cultures ; OTEX 45 : bovins lait ; SAU : surface agricole utile ; UTA : unités de travail annuelles ; EBE : excédent brut d'exploitation ; lcc : impact changement climatique.

Source : les auteures.

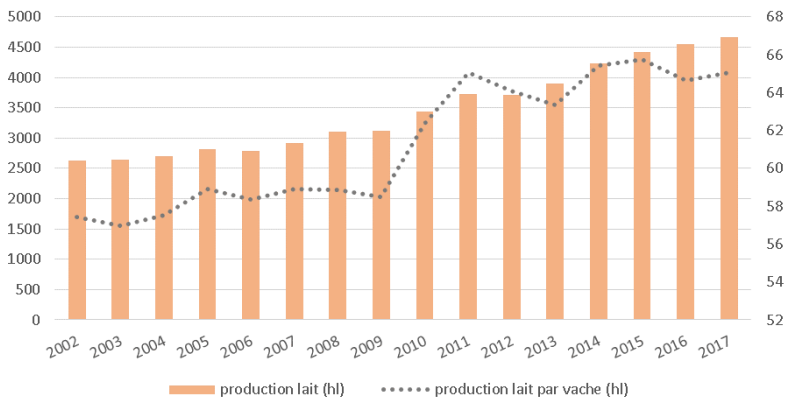
Annexe 2. Statistiques descriptives par exploitation sur les panels de la deuxième réforme (2011-2017)

	(1) OTEX 15				(2) OTEX 45			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
SAU	147,71	83,53	22,5	425,00	104,69	60,32	0,00	425,00
UTA	1,41	0,67	0,10	6,00	1,95	0,99	0,50	9,00
Subventions 1 ^{er} pilier (€/ha)	278,36	60,68	0,00	752,93	304,67	83,43	0,00	1015,07
EBE hors aides (€/ha)	196,34	325,93	-1098,04	2382,31	485,16	415,84	-1801,28	3543,54
Indicateur cc (eq. kgCO ₂ /ha)	2701,20	852,25	109,29	22448,89	4845,80	2877,69	13,92	18617,90
Observations	5388				5680			

Notes : Mean : moyenne ; sd : écart-type ; min : minimum ; max : maximum ; OTEX 15 : grandes cultures ; OTEX 45 : bovins lait ; SAU : surface agricole utile ; UTA : unités de travail annuelles ; EBE : excédent brut d'exploitation ; cc : impact changement climatique.

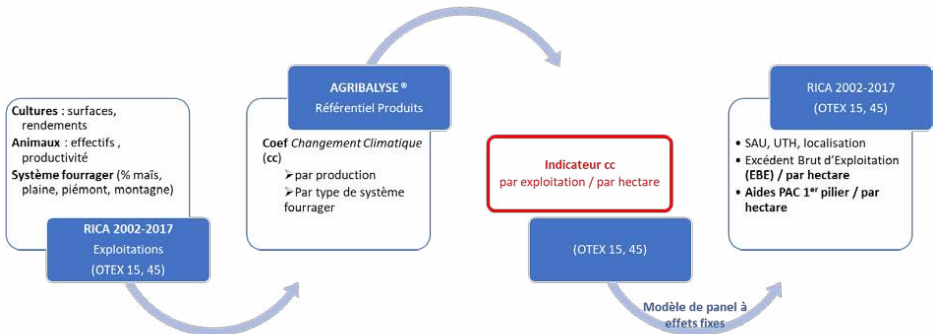
Source : les auteures.

Annexe 3. Évolution de la production et des rendements laitiers entre 2002 et 2017 pour l'OTEX 45



Source : RICA France, 2002-2017, OTEX 45.

Annexe 4. Schéma de la combinaison des données RICA et AGRIBALYSE pour calculer l'impact changement climatique et conduire l'analyse économétrique



Source : les auteures.

Annexe 5. Principales modifications de la distribution des aides du 1^{er} pilier de la PAC en 2003 et en 2014

Sur la période de 2003 à 2014 en France, les 7 à 8 milliards d'euros annuels de budget consacré aux aides du premier pilier de la PAC et distribués sous la forme de DPU ont été intégralement conditionnés au respect de règles d'éco-conditionnalité visant à intégrer des normes en matière d'environnement (identifiées à travers le respect de 18 directives environnementales et de trois mesures de Bonnes Conditions Agricoles et Environnementales, présentes en France dès 2006 : l'obligation d'aménager des bandes enherbées le long des cours d'eau, l'obligation de maintenir un niveau minimal de diversité de cultures dans l'assolement, l'obligation, au niveau de chaque État membre, de maintenir un minimum de surfaces en prairies). En 2014, en France, la convergence des paiements de base a été organisée au niveau

national. Ainsi, les DPU ont été transformés en 2015 en trois types de paiements : i) Le Droit à Paiement de Base (DPB) qui doit converger progressivement vers une moyenne nationale ; ii) Le paiement redistributif, alloué en France aux 52 premiers hectares en complément du DPB ; iii) Le paiement vert qui est versé conditionnellement au respect de trois mesures : la diversification des cultures, le maintien des prairies permanentes et la réhabilitation ou la conservation des surfaces d'intérêt écologique (SIE). Avec les dispositions de la France, cette enveloppe nationale est partagée à partir de 2014, à 49 % pour le DPB ; à 5 % pour le paiement redistributif ; à 30 % pour le paiement vert ; à 15 % pour des aides couplées ; à 1 % pour des aides aux jeunes agriculteurs.