



Numéro 35 - juillet 2016

La pratique de l'agriculture biologique créatrice d'emploi ?

Une évaluation de l'impact du bio sur la quantité de travail agricole

Déborah Massis

SSP - Bureau des Méthodes et de l'Information Statistiques

François Hild

Insee - Direction Régionale de Midi-Pyrénées



MINISTÈRE
DE L'AGRICULTURE
DE L'AGROALIMENTAIRE
ET DE LA FORÊT

Sommaire

| | |
|----------------|--|
| Page 3 | Résumé |
| Page 4 | Introduction |
| Page 5 | 1. Aspects méthodologiques |
| Page 5 | 1.1 Le problème fondamental de l'évaluation et la méthode des différences de différences |
| Page 6 | 1.2 Combiner différences de différences et appariement sur le score de propension |
| Page 9 | 2. Source et données |
| Page 9 | 2.1 Les sources : les données sur la structure des exploitations fournies par le Maaf et le fichier administratif des conversions au bio fourni par l'Agence Bio |
| Page 9 | 2.2 La constitution du fichier de travail : intersection des exploitations présentes dans le RA2010 et dans ESEA2013, puis zoom sur le bio |
| Page 10 | 2.3 Les variables du fichier de travail |
| Page 11 | 2.4 La comparaison sur la structure des exploitations engagées en bio en 2010 et les exploitations retenues dans notre échantillon |
| Page 13 | 3. Analyse de l'impact sur le volume de travail agricole |
| Page 13 | 3.1 Comparaisons directes « bio » - « conventionnel » |
| Page 15 | 3.2 Évaluation de l'impact du passage au « bio » |
| Page 15 | 3.2.1. Estimation du score de propension |
| Page 19 | 3.2.2. Estimation de l'effet causal du passage au bio |
| Page 23 | 4. Limites de l'étude |
| Page 23 | 4.1 Pas d'observations à une date antérieure au passage au bio |
| Page 23 | 4.2 Un impact sur le court terme |
| Page 25 | Annexe 1 |
| | Glossaire |
| Page 28 | Annexe 2 |
| Page 30 | Bibliographie |

RÉSUMÉ

Avec le programme « Ambition BIO 2017 », le nombre des exploitations agricoles se convertissant au bio devrait encore progresser dans les années à venir. C'est une bonne nouvelle pour l'emploi car on y travaille, en moyenne, davantage que dans celles pratiquant l'agriculture conventionnelle.

Isoler l'impact du bio sur le volume de travail agricole n'est toutefois pas chose aisée. En effet, les exploitations « bio » peuvent avoir des caractéristiques propres se révélant elles aussi gourmandes en temps. C'est le cas, par exemple, de la commercialisation en circuit court, utilisée par la moitié d'entre elles. Difficile alors de distinguer le volume de travail qui relève d'un « effet de structure » de celui qui résulte du passage au bio.

Pour estimer l'effet propre au bio, une méthode de doubles différences avec appariement sur score de propension a été mobilisée. Cette méthode s'appuie sur le modèle causal proposé par Rubin en 1974. On compare la quantité de travail (variable d'intérêt) des exploitations engagées en bio en 2010 (groupe

« traité », le traitement étant l'engagement en bio en 2010) à celles pratiquant l'agriculture conventionnelle. Le score de propension permet de déterminer, pour chaque unité du groupe traité, un groupe de contrôle constitué d'exploitations non bio comparables. Les doubles différences visent à gommer les effets fixes inobservables.

L'impact du bio est évalué pour deux variables d'intérêt : le volume de travail total et celui du travail des salariés, hors famille. Ces analyses s'appuient sur les données du recensement agricole 2010 et de l'Enquête sur la Structure des Exploitations Agricoles 2013, enrichies des fichiers administratifs de l'Agence Bio.

Trois ans après la conversion au bio, la quantité de travail totale est significativement plus élevée dans les exploitations converties que dans les exploitations conventionnelles comparables. Pour l'impact sur le travail salarié, le résultat est significatif uniquement pour les exploitations pratiquant également la commercialisation en circuit court.

ABSTRACT

It is commonly admitted that the farms practicing organic agriculture use more work, on average, than those practicing conventional farming. But the organic farms have their own characteristics. So it appears difficult to distinguish the volume of work that is part of a structural effect of the one who is truly the consequence of the practice of organic farming.

To deal with this difficulty, we try to estimate the specific effect of organic farming by the use of the difference in differences methods with matching on the propensity score. According to our estimations, three years after the conversion to organic farming, the total amount of work is significantly higher in converted farms than in comparable conventional farms.

Introduction

L'agriculture biologique¹ est en plein essor. Elle est passée de 20 600 exploitations en 2010 à plus de 25 000 en 2013, soit une augmentation supérieure à 20 %. Dans les années à venir, la tendance devrait se poursuivre. À travers son programme « Ambition Bio 2017 » présenté en décembre 2013, le ministère de l'Agriculture ambitionne le doublement des superficies agricoles bio, d'ici à 2017. Pour y parvenir, il met en place des mesures favorisant la conversion au bio. Au-delà des considérations environnementales et des pratiques soucieuses du respect des équilibres naturels, l'argument fort de ce programme concerne l'emploi agricole. L'agriculture biologique y est présentée comme un secteur créateur d'emplois ancrés sur le territoire, non délocalisables. Et en effet, de nombreuses études indiquent que l'emploi est plus important dans les exploitations bio que dans celles pratiquant l'agriculture conventionnelle. Le dernier recensement agricole nous livre ses chiffres : 2,4 unités de travail annuel (UTA) en moyenne pour les exploitations bio contre 1,5, pour les autres, au niveau national (Mahé et Lerbourg, 2012). À l'échelle régionale, le constat est confirmé. En Bourgogne, on compte 2,7 UTA dans le bio contre 1,7 (Bruley, 2013). On pourrait ainsi multiplier les exemples.

Mais les exploitations bio ont bien d'autres spécificités. Elles ont un visage différent des exploitations conventionnelles. Les exploitants y sont plus jeunes et plus diplômés. Le bio est davantage présent chez les producteurs de fruits et légumes. Même la structure juridique y est singulière : on y trouve moins d'exploitants individuels que parmi les exploitations conventionnelles. Autres particularités : quand on produit bio, on pratique davantage d'activités de diversification (une sur trois contre une sur dix en conventionnel) et on commercialise plus en circuit court (une sur deux contre une sur cinq), des activités reconnues chronophages (Barry, 2012).

Que valent ces comparaisons, bio contre non bio, en termes de volume de travail agricole ? Comment gommer ce qui pourrait n'être qu'un simple effet de structure ? Comment mesurer l'impact réel du bio ? Une première approche peut consister à comparer les exploitations bio avec les exploitations de caractéristiques proches qui ne sont pas en bio (Bertin, Cébron, Maséro, Massis, 2016). Cette approche ne permet toutefois pas de bien s'assurer que les « effets de sélection » sont bien contrôlés, s'il existe des caractéristiques inobservables influant à la fois le choix du bio et le niveau d'emploi. La présente étude propose d'estimer si le bio est générateur d'emplois à partir de la méthode des « différences de différences » avec appariement sur score de propension. Et se centrant sur les évolutions, cette méthode permet de s'affranchir des effets fixes. L'impact du passage au bio sera mesuré trois ans après la conversion, sur le volume total du travail agricole, mais aussi sur le volume de travail de la main-d'œuvre salariée, hors membre de la famille.

Dans un premier temps, nous rappellerons les principes de la méthode. Ensuite, nous nous intéresserons aux résultats. Le bio sera opposé au conventionnel. Puis, comme la moitié des exploitations bio vendent leur production en circuit court, nous analyserons plus précisément les conséquences du passage au bio pour une exploitation utilisant aussi ce mode de commercialisation, en nom propre. D'après nos résultats, les effets du bio se révèlent significatifs aussi bien sur le volume total de travail, que sur l'emploi salarié. Ils sont plus importants pour les exploitations converties pratiquant la vente en circuit court. On peut supposer que la vente en circuit court garantit une vente de produits labellisés bio, donc mieux rémunérés, dans un délai court. Ce n'est pas toujours le cas de la commercialisation standard puisque jusqu'à un tiers du lait bio a été un moment reclassé en lait conventionnel (Fiche, 2003). Les effets sur l'emploi pourraient donc être plus longs à se concrétiser pour les exploitations ne pratiquant pas la vente en circuit court.

1. Cet article utilise un vocabulaire propre à l'agriculture. Pour faciliter la compréhension du lecteur, la définition de certains mots ou expressions est précisée dans le glossaire (annexe 1).

1. Aspects méthodologiques

1.1. Le problème fondamental de l'évaluation et la méthode des différences de différences

Depuis longtemps, on utilise des techniques statistiques pour comparer deux groupes d'individus et déterminer si les caractéristiques de la population dont ils sont issus sont identiques. Cependant les premières méthodes utilisées supposent que l'attribution à un groupe est faite de manière purement exogène ou indépendante du phénomène étudié. On compare ainsi les hommes et les femmes, un pays à un autre, etc. Mais, le problème devient plus complexe lorsque l'appartenance à un groupe est décidée par l'individu ou par un processus qui n'est pas indépendant du résultat possible. Dans ce cas, les individus s'autosélectionnent dans un groupe donné suivant leurs caractéristiques et suivant les résultats escomptés dans chacune des situations. Ce mécanisme d'autosélection est très fréquent dans la vie économique moderne. Il faut en tenir compte pour évaluer les résultats obtenus par les groupes d'individus. C'est par exemple, le cas du choix d'une activité qui procure tel ou tel revenu. Dans notre cas, il s'agit donc du choix de la pratique ou non de l'agriculture biologique. Pour nous, les individus sont des exploitations agricoles et la variable d'intérêt est le volume de travail agricole.

Plusieurs méthodes ont été développées pour chercher à évaluer l'effet d'un « traitement » en tenant compte d'éventuels effets de sélection. Le terme de traitement se réfère aux premiers travaux ayant permis de développer ce cadre conceptuel, travaux qui concernaient l'évaluation de l'efficacité des traitements dans le domaine médical. Par extension, ce terme est utilisé pour désigner toute pratique discriminante dont on cherche à évaluer l'effet (ici le choix du passage en bio). Ces méthodes s'appuient sur le modèle causal proposé par

Rubin en 1974, qui vise à comparer les performances d'individus qui reçoivent le traitement avec celles d'individus qui ne le reçoivent pas.

Dans ce modèle, on suppose que pour chaque unité u , le traitement cause l'effet suivant :

$$\delta_u = Y_{u1} - Y_{u0}$$

où Y_{u0} est le résultat qui aurait été observé en l'absence du traitement T , et Y_{u1} est le résultat observé en présence du traitement.

Cette définition d'un effet causal suppose que le statut de traitement d'un individu n'affecte pas les résultats potentiels d'autres individus, et inversement. Le problème fondamental de l'inférence causale est qu'il est impossible d'observer la valeur de Y_{u1} et Y_{u0} sur la même unité u . En effet, soit l'unité u reçoit le traitement et on connaît Y_{u1} , soit elle ne le reçoit pas et on connaît Y_{u0} . Il est donc impossible d'observer directement l'effet de T sur u . Autrement dit, nous ne pouvons pas inférer l'effet de traitement parce que nous n'avons pas la preuve contrefactuelle. Pour les individus traités, nous ne savons pas ce qui se serait passé en l'absence de traitement.

Étant donné que l'effet causal pour une certaine unité u ne peut pas être observé, nous cherchons à identifier l'effet causal moyen pour la population dans son ensemble ou pour certaines sous-populations. En particulier, on peut calculer l'effet moyen sur la population traitée (*ATT, Average Treatment on the Treated, Caliendo & Kopeinig, 2008*) :

$$\begin{aligned} \text{ATT} &= E(Y_{u1}|T_u = 1) - E(Y_{u0}|T_u = 1) \\ &= E(Y_{u1} - Y_{u0}|T_u = 1) \end{aligned}$$

Le problème est le même que pour l'effet causal au niveau individuel. En revanche, si on dispose de données en coupes répétées, des doubles différences aussi appelées différences

de différences peuvent être utilisées pour évaluer l'ATT. Cela correspondra à la différence entre le groupe des traités et des non traités de l'évolution du résultat au cours du temps (avant et après le traitement). Ceci revient à supposer que, en l'absence du traitement, le groupe des traités aurait suivi une tendance parallèle à la tendance observée dans le groupe des non traités. Ceci revient donc à faire l'hypothèse que ce qui différencie les traités et non traités est invariant au cours du temps, de sorte que le biais de sélection s'annule par différenciation. D'autre part, les différences de différences permettent d'annuler les effets individuels fixes de chacune des unités.

Dans le cas de deux périodes, notées respectivement t' et t , on peut donc estimer l'effet moyen du traitement comme suit (Khandker *et al.*, 2010) :

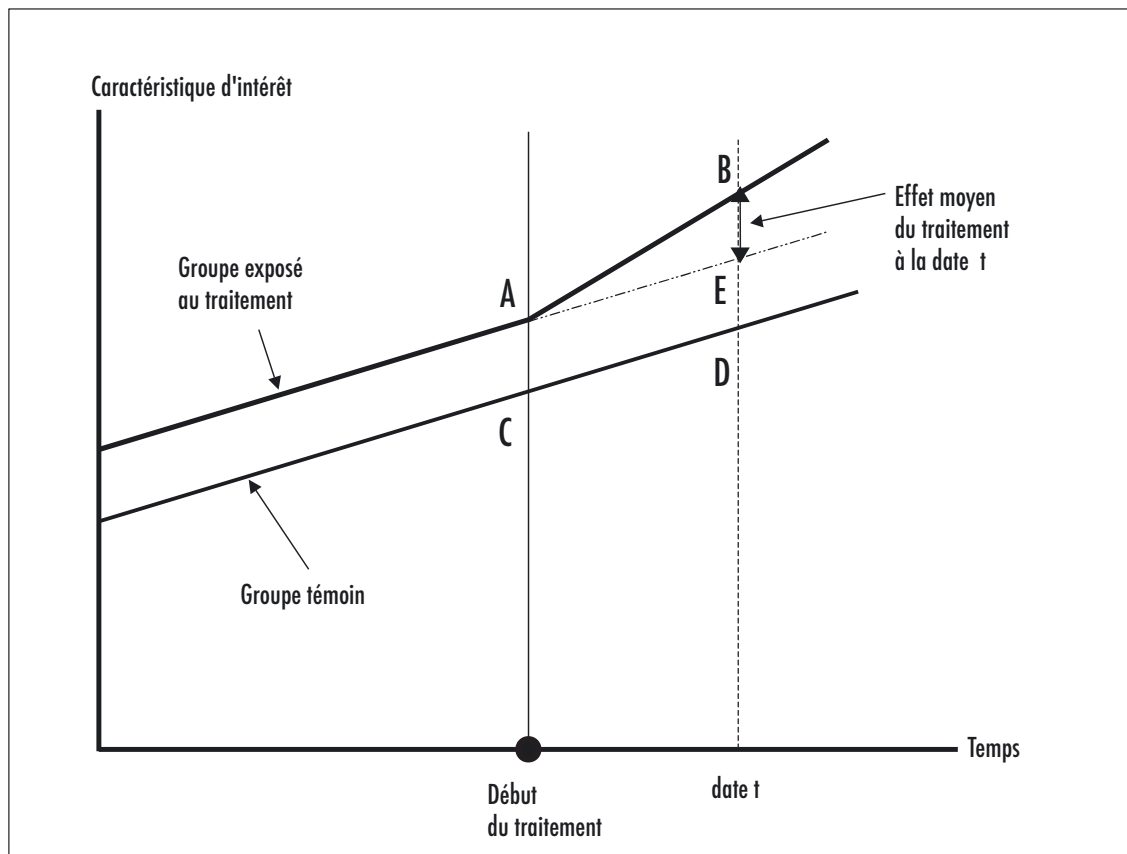
$$ATT = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} (Y_{it'} - Y_{it}) - \frac{1}{N_C} \sum_{j \in C} (Y_{jt'} - Y_{jt})$$

où N_T est le nombre d'observations dans le groupe des traités T , et N_C est le nombre d'observations dans le groupe de contrôle C (c'est-à-dire, les non traités).

1.2. Combiner différences de différences et appariement sur le score de propension

Idéalement, pour que la double différenciation permette d'estimer l'effet moyen d'un traitement à une date t , il faudrait que le groupe traité et le groupe de contrôle aient une même tendance d'évolution avant le début du traitement. Le graphique 1 illustre le cas favorable pour lequel la méthode de différence de différence permet d'estimer sans biais l'effet moyen du traitement. Néanmoins, dans notre cas, nous ne disposons pas d'information avant la date de passage au bio. Il ne nous est donc pas possible de déterminer un groupe de contrôle pour lequel on pourrait vérifier directement l'hypothèse de tendance commune.

Graphique 1
illustration graphique de la double différenciation



Lecture : il est impossible d'observer le point E, c'est-à-dire de savoir quelle valeur aurait pris notre caractéristique d'intérêt à la date t si le groupe « exposé » n'avait pas reçu de traitement. Mais l'évolution C-D observée sur le groupe témoin permet d'estimer ce point E et donc l'effet moyen du traitement.

Il est néanmoins possible de constituer un groupe de contrôle « proche » du groupe traité en ayant recours à une méthode d'appariement. Le principe de ces méthodes est de comparer chaque exploitation bénéficiant du traitement à des exploitations n'en bénéficiant pas qui lui sont « similaires » du point de vue de certaines caractéristiques observables. Il convient alors de neutraliser les facteurs qui ont un impact sur la variable d'intérêt. Par exemple, on pressent que la taille de l'exploitation joue sur le volume de travail. Il faudrait raisonnablement comparer, dans les deux groupes, des exploitations de taille semblable. Cela devient difficile à faire si on doit neutraliser un grand nombre de facteurs. Pour une exploitation bio donnée aux nombreuses caractéristiques à neutraliser, il peut devenir difficile, voire impossible, de lui trouver une correspondance dans le groupe de contrôle.

La solution proposée par *Rosenbaum et Rubin* (1983) revient à résumer un ensemble de critères définissant chaque exploitation par une variable unique: le score de propension. Il s'agit de la probabilité estimée de recourir au traitement en fonction de caractéristiques observables données. Dans un premier temps, on modélise le processus de sélection pour déterminer les variables intervenant le plus dans la décision de se convertir au bio. Puis, on estime, pour chaque exploitation, sa probabilité de conversion. L'appariement par score de propension consiste à comparer chaque observation traitée à un sous-ensemble des observations du groupe de contrôle. Il sera constitué des unités ayant une probabilité de recourir au traitement proche de celle de l'observation traitée. Plus spécifiquement, *Heckman et al.* (1997) proposent l'estimateur apparié en doubles différences suivant (« *Difference-in-Differences Matching Estimator* »):

$$A\hat{T}T = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} \left\{ \left(Y^{T_i} - Y^{T_{it}} \right) - \sum_{j \in C} \omega_{ij} \left(Y^{C_j} - Y^{C_{ij}} \right) \right\}$$

où ω_{ij} est un poids appliqué à l'unité d'observation non traitée j lorsqu'on construit le contrefactuel de l'observation traitée i , ce poids variant en fonction de la distance entre les scores de propension des deux observations.

Pour mettre en œuvre l'appariement sur score de propension, les variables de contrôle retenues ne doivent pas, elles-mêmes, être affectées par le recours au traitement (ou par l'anticipation d'y recourir). Pour s'en assurer, il est donc recommandé de retenir des variables qui sont soit fixes dans le temps, comme le secteur d'activité ou la catégorie juridique, soit mesurées avant le début du traitement. Dans notre cas, nous ne disposons pas de variables antérieures à la conversion au bio. Nous avons donc choisi des variables observées à la date du traitement (ici la conversion au bio) mais majoritairement fixes dans le temps. L'appariement n'est pas utilisé directement pour estimer l'effet causal. Il est complété par une double différenciation. Par conséquent, le fait de ne pas disposer de variables antérieures au traitement n'induit pas systématiquement un biais dans l'estimation de l'effet causal. Ainsi, *Chabé-Ferret* (2010) indique que lorsque les variables de contrôle variant dans le temps sont indépendantes des effets fixes individuels, l'estimateur apparié en doubles différences identifie l'effet du traitement sur les traités si l'ensemble des variables de contrôle comprend la valeur des variables à l'époque où le traitement est décidé. Parmi les effets fixes individuels inobservés susceptibles d'influencer la décision de conversion à l'agriculture biologique, on peut penser à la sensibilité de l'exploitant aux questions environnementales. Cette sensibilité pourrait avoir conduit l'exploitant à utiliser des techniques de production plus intensives en travail avant même sa conversion à l'agriculture biologique. La double différenciation permet de neutraliser un tel effet². Si ce dernier est assez vraisemblablement indépendant de nos variables de contrôle, ce n'est pas forcément le cas de tous les effets fixes inobservés et il est donc probable que nos résultats soient affectés par un léger biais.

Cette méthode permet également de s'assurer de la significativité de l'effet mis en évidence. Pour cela, on a recours à la méthode du *bootstrap*. Il s'agit de réestimer un grand nombre de fois l'effet causal moyen sur des échantillons différents tirés de la population initiale. On effectue cette procédure un grand nombre de fois afin d'obtenir une distribution de l'estimateur et calculer ainsi un (ou plusieurs) intervalle(s) de confiance. Si le 0 ne fait pas partie de cet (ces) intervalle(s), on pourra considérer que l'effet causal mis en évidence est significatif.

2. Par rapport au schéma du graphique 1, l'appariement permet de se rapprocher de l'hypothèse de tendance commune tandis que la double différenciation permet de tenir compte du fait qu'avant même le début du traitement, la caractéristique d'intérêt était (dans cet exemple) plus élevée pour le groupe exposé au traitement.

2. Sources et données

2.1. Les sources : les données sur la structure des exploitations fournies par le Maaf et le fichier administratif des conversions au bio fourni par l'Agence Bio

Les données collectées au cours du dernier recensement agricole 2010 et de l'enquête sur la structure des exploitations agricoles 2013 permettent d'avoir des informations générales sur les exploitations et sur l'emploi agricole. Ces données sont recueillies par le ministère de l'Agriculture, de l'Agroalimentaire et de la Forêt (Maaf).

Le recensement agricole (RA), qui a lieu tous les dix ans, vise à collecter de l'information pour établir une photographie la plus précise possible de l'agriculture française, pour une année donnée. On y trouve, entre autres, des données sur les cultures et les cheptels, mais aussi sur l'équipement, les activités de diversification, la gestion, l'emploi ou encore le niveau d'étude des exploitants. Une question est également posée sur l'engagement de l'exploitation dans l'agriculture biologique. L'ensemble des exploitations agricoles est interrogé. Le dernier recensement agricole date de 2010.

Les enquêtes sur la structure des exploitations agricoles (ESEA) permettent d'actualiser tous les 3 ou 4 ans les données entre deux recensements. Par conséquent, l'information recueillie est très proche, voire identique à celle collectée au cours du recensement et peut être harmonisée si besoin. La dernière enquête structures date de 2013 (ESEA 2013) et porte sur 10 % des exploitations recensées en 2010.

Pour compléter l'information fournie par le Maaf, nous disposons d'un fichier administratif transmis par l'Agence Bio (Agence française pour le développement et la promotion de l'agriculture

biologique) qui contient l'ensemble des exploitations engagées dans le bio, y compris en conversion.

Une exploitation agricole qui souhaite s'engager en agriculture biologique, que ce soit pour la totalité de sa production ou seulement une partie, a en effet l'obligation de le déclarer à l'Agence Bio, par le biais d'une notification. Cette étape précède l'engagement validé par un organisme certificateur. Ce fichier permet notamment de connaître l'année d'engagement dans le bio, quand la notification a été confirmée par un organisme certificateur. Ceci nous sera utile pour déterminer notre groupe traité.

Les années retenues pour appliquer les différences de différences sont contraintes ici par les sources disponibles. Les années 2010 et 2013 seront retenues pour évaluer l'évolution de l'emploi. L'année d'engagement dans le bio retenue pour le groupe traité sera 2010 afin de disposer du plus grand recul possible pour mesurer l'impact de la conversion au bio.

2.2. La constitution du fichier de travail : intersection des exploitations présentes dans le RA2010 et dans ESEA2013, puis zoom sur le bio

Le champ d'étude porte sur les exploitations actives dont le siège se situe en France métropolitaine, hors structures gérant des packages collectifs (exploitations qui mettent à disposition d'éleveurs des terres pour y faire paître leur cheptel).

Afin de disposer de données sur 2010 et 2013, le fichier de travail contient les exploitations agricoles interrogées dans le cadre du RA2010 et à nouveau enquêtées pour ESEA2013, soit l'échantillon ESEA 2013, hors exploitations apparues depuis le RA2010.

Grâce au fichier de l'Agence Bio, il est possible d'identifier l'année d'engagement en agriculture biologique pour les exploitations dont le SIRET peut être retrouvé dans les différentes sources.

Le SIRET comme clé d'appariement a néanmoins certaines limites. En effet, une exploitation agricole doit obligatoirement avoir un SIRET seulement dans certains cas (demande d'aide à la PAC, exploitation sous forme sociétaire, etc.). On se retrouve alors avec des exploitations agricoles sans SIRET pour lesquelles il est difficile de rassembler les informations des différentes sources. Ainsi, 6,6 % des exploitations interrogées au RA2010, appartenant au champ d'étude, sont sans SIRET.

95 % d'entre elles sont de petites exploitations. Elles représentent elles-mêmes 17,4 % des petites. D'autre part, dans les données déclaratives collectées dans le RA2010 et ESEA2013, peuvent subsister des erreurs dans les SIRET recueillis, malgré des vérifications sur leur validité. C'est aussi le cas des SIRET figurant dans le fichier de l'Agence Bio, ces derniers n'étant pas systématiquement contrôlés.

L'appariement avec le fichier de l'Agence Bio a conduit à quelques incohérences. Des exploitations avaient une date d'engagement en bio antérieure à 2010, alors qu'elles ne se déclaraient pas en bio au RA2010. Inversement, des exploitations indiquaient faire du bio au RA2010, alors qu'elles avaient une année d'engagement postérieure à 2010. D'autres se déclaraient en bio au RA2010 ou à ESEA2013 et n'étaient pas retrouvées dans le fichier de l'Agence Bio, peut-être à cause d'un SIRET invalide. Dans le doute, ces exploitations ont été retirées de notre échantillon d'étude. Seules ont été conservées les exploitations pour lesquelles aucun doute ne subsistait sur leur engagement ou non engagement en bio, ceci dans le but d'avoir des groupes de contrôle et traité les plus fiables possibles. Il s'agissait de ne pas introduire des « faux » non bio dans le groupe de contrôle, ou encore des « faux » bio dans le groupe traité. Un « faux » non bio est une exploitation ne se déclarant pas en bio mais retrouvée dans le fichier de l'Agence Bio. Un « faux » bio est, au contraire, une exploitation se déclarant en bio mais non retrouvée dans le fichier de l'Agence Bio.

Le traitement est l'engagement au bio en 2010, qu'il porte sur la totalité de la production agricole ou seulement sur une partie. Les 1 017

exploitations retrouvées dans le fichier de l'Agence Bio avec 2010 pour année d'engagement et déclarant être toujours en bio en 2013 constituent notre groupe traité. Le groupe de contrôle contient les unités pratiquant l'agriculture conventionnelle en 2010, et toujours en 2013. On compte 37 360 exploitations.

2.3. Les variables du fichier de travail

Le fichier contient les variables pour lesquelles on souhaite mesurer l'impact du passage au bio : volume total de travail agricole et volume de travail de la main-d'œuvre salariée des permanents et saisonniers, hors membres de la famille. Le volume de travail est mesuré en unité de travail annuel (UTA), correspondant au travail d'une personne à plein-temps pendant une année entière. La collecte des variables sur le temps de travail se fait suivant leur appartenance à des classes de quarts temps, souffrant ainsi d'une légère imprécision. La conversion en valeur numérique se fait en prenant le milieu de chaque classe.

L'appariement sur score de propension nécessite de déterminer des variables de contrôle, variables dont l'information sera résumée à travers la probabilité estimée d'être engagée en bio. Toute la subtilité est de trouver des variables permettant de prédire le recours au traitement mais suffisamment grossièrement pour qu'il reste des candidats dans le groupe de contrôle à rapprocher aux unités du groupe traité. Si le processus de sélection est trop bien décrit, l'appariement sera difficile à mettre en place.

Les variables sélectionnées sont les suivantes :

- la région du siège de l'exploitation
- un regroupement d'orientation technico-économique (Otex) selon sa production principale, en 6 classes (grandes cultures/légumes-horticulture-fruits/viticulture/herbivores/hors-sol/polyculture-polyélevage)
- la taille de l'exploitation déterminée en fonction de la production brute standard qui estime le potentiel de l'exploitation, découpée en quatre classes (petite/moyenne/grande/très grande)
- la surface agricole utilisée (SAU)
- les unités gros bétail tous aliments qui synthétisent l'information sur les cheptels
- le diplôme de l'exploitant, ou du premier exploitant s'ils sont plusieurs
- l'exercice, en nom propre, d'une activité de diversification

- le circuit court, exercé en nom propre
- la production sous signes de qualité (hors agriculture biologique)

2.4. La comparaison de la structure des exploitations engagées en bio en 2010 et des exploitations retenues dans notre échantillon

Compte tenu de la nécessité de se limiter aux exploitations présentes dans les différentes

sources, le groupe traité n'est qu'un échantillon de l'ensemble des exploitations converties au bio en 2010. Il contient 1 017 unités contre 3 284 pour la population totale. Le plan de sondage d'ESEA 2013 sur-représentant le bio, une exploitation sur trois appartient à l'échantillon. L'échantillon est bien représentatif de la population : pour le croisement otex-taille, les ordres de grandeurs sur les variables de volume du travail sont, sans surprise, globalement respectés (tableau 1).

Tableau 1

Comparaison des volumes moyens de travail total et des salariés par exploitation, entre la population et l'échantillon des exploitations converties au bio en 2010, selon le croisement otex-taille (en UTA)

| | | Volume de travail total moyen | | | | Volume de travail des salariés moyen | | | |
|-------------------------------|-------------|--------------------------------|------------|-----------------|------------|--------------------------------------|------------|-----------------|------------|
| | | Ensemble des exploitations Bio | | Échantillon Bio | | Ensemble des exploitations Bio | | Échantillon Bio | |
| Otex | Taille | moyenne | écart-type | moyenne | écart-type | moyenne | écart-type | moyenne | écart-type |
| Grandes cultures | petite | 0,88 | 1,19 | 0,66 | 0,48 | 0,94 | 2,28 | 0,04 | 0,02 |
| | moyenne | 1,18 | 0,69 | 1,11 | 0,56 | 0,50 | 0,59 | 0,25 | 0,39 |
| | grande | 1,80 | 0,96 | 1,81 | 1,07 | 0,70 | 0,75 | 0,85 | 0,88 |
| | très grande | 3,58 | 2,01 | 3,92 | 2,08 | 1,84 | 1,43 | 1,82 | 1,66 |
| Légumes, horticulture, fruits | petite | 1,23 | 1,40 | 1,20 | 1,06 | 0,96 | 1,99 | 0,63 | 1,60 |
| | moyenne | 2,00 | 2,36 | 1,98 | 1,69 | 1,25 | 2,86 | 1,13 | 1,97 |
| | grande | 4,31 | 3,87 | 4,49 | 4,31 | 3,02 | 3,88 | 3,30 | 4,43 |
| | très grande | 20,64 | 49,33 | 20,20 | 33,69 | 19,48 | 50,99 | 19,13 | 34,52 |
| Viticulture | petite | 0,70 | 0,87 | 1,27 | 1,73 | 0,35 | 1,20 | 1,06 | 2,53 |
| | moyenne | 1,61 | 1,01 | 1,75 | 1,23 | 0,73 | 0,86 | 0,78 | 1,08 |
| | grande | 3,05 | 2,04 | 2,97 | 1,70 | 1,72 | 2,02 | 1,62 | 1,53 |
| | très grande | 8,46 | 15,02 | 10,93 | 25,09 | 6,70 | 14,53 | 8,86 | 24,11 |
| Herbivores | petite | 1,05 | 0,50 | 0,99 | 0,46 | 0,24 | 0,37 | 0,28 | 0,43 |
| | moyenne | 1,51 | 0,67 | 1,55 | 0,63 | 0,28 | 0,30 | 0,33 | 0,31 |
| | grande | 2,15 | 0,99 | 2,25 | 0,92 | 0,60 | 0,92 | 0,58 | 0,68 |
| | très grande | 3,22 | 1,36 | 3,38 | 1,28 | 1,22 | 1,49 | 1,42 | 1,06 |
| Hors-sol | petite | 1,46 | 1,38 | 1,45 | 1,36 | 1,22 | 1,73 | 1,39 | 2,09 |
| | moyenne | 1,34 | 0,66 | 1,16 | 0,46 | 0,25 | 0,29 | 0,14 | 0,14 |
| | grande | 1,65 | 0,72 | 1,46 | 0,61 | 0,31 | 0,49 | 0,22 | 0,42 |
| | très grande | 3,07 | 2,62 | 2,72 | 1,25 | 1,50 | 2,28 | 1,00 | 0,84 |
| Polyculture, polyélevage | petite | 1,18 | 1,09 | 1,48 | 1,70 | 0,66 | 1,79 | 1,11 | 2,64 |
| | moyenne | 3,64 | 28,17 | 1,29 | 0,45 | 6,47 | 46,88 | 0,27 | 0,24 |
| | grande | 2,18 | 1,38 | 2,24 | 1,29 | 0,92 | 1,38 | 0,96 | 1,23 |
| | très grande | 3,77 | 1,76 | 3,73 | 1,80 | 1,60 | 1,61 | 1,63 | 1,68 |

Population : exploitations converties au bio en 2010

Échantillon : exploitations converties au bio en 2010 et présentes dans l'enquête structure 2013.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, enquête sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

3. Analyse de l'impact du « bio » sur le volume de travail agricole

3.1. Comparaisons directes « bio » - « conventionnel »

Des études ont mis en évidence une plus grande intensité en emploi de la pratique de l'agriculture biologique comparativement à celle de l'agriculture conventionnelle. C'est notamment le cas de celle de *Mahé et Lerbourg* (2012). Ils indiquent que le nombre moyen d'UTA par exploitation bio est de 2,4 (dont 0,4 de saisonniers) contre 1,5 (dont 0,15 de saisonniers) en conventionnel. Ils vérifient également que cette différence s'explique par d'autres facteurs qu'un seul effet de taille économique ou d'Otex. Ainsi, pour une exploitation de taille moyenne, ce nombre est de 1,8 UTA par exploitation en bio pour 1,4 sinon. Toutefois, une telle approche qui consiste en une comparaison directe entre exploitations bio et conventionnelles ne permet pas d'affirmer que cette différence d'intensité de travail est due uniquement à la pratique de l'agriculture biologique. Autrement dit, on ne peut pas exclure que ces exploitations pratiquant l'agriculture biologique n'aient pu avoir une intensité de travail plus élevée sans obtenir la certification « AB ».

Afin d'essayer d'estimer ce qui dans l'intensité de travail plus élevée observée vient effectivement de la conversion au bio, nous avons centré notre analyse non pas sur l'ensemble des exploitations biologiques mais uniquement sur **celles qui se sont converties en 2010**. Il est, en effet, nécessaire pour mettre en œuvre la méthode d'évaluation que nous avons retenue (différence de différences) de définir une date de début de « traitement ». Assimiler la date de début de traitement à la situation initiale, c'est-à-dire avant traitement, semble légitime dans la mesure où la conversion à l'agriculture biologique prend du temps et n'a pas un effet immédiat la première année, comme nous essaierons de le démontrer par la suite.

Avant d'appliquer cette méthode d'évaluation proprement dite, nous avons effectué une comparaison directe entre exploitations « bio » et « conventionnelles ».

NB : le terme « bio » ne désigne donc pas, dans notre travail, l'ensemble des exploitations pratiquant l'agriculture biologique mais uniquement celles s'étant converties en 2010 dans notre échantillon.

Tableau 2

Volume total de travail agricole moyen par exploitation de l'échantillon, en 2010 et 2013 par taille (en UTA)

| | | Petite | | Moyenne | | Grande | | Très grande | |
|-------------------------|------|--------|---------------|---------|---------------|--------|---------------|-------------|---------------|
| | | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel |
| Volume total de travail | 2010 | 1,10 | 0,78 | 1,49 | 1,62 | 2,40 | 2,32 | 7,82 | 5,88 |
| | 2013 | 1,37 | 0,80 | 1,59 | 1,54 | 2,79 | 2,32 | 7,49 | 6,06 |

Champ : données brutes non extrapolées portant sur l'échantillon déterminé à partir de l'enquête sur la structure des exploitations 2013 et des fichiers de l'Agence Bio.

bio : exploitations converties au bio en 2010

conventionnelle : exploitations ne pratiquant pas le bio en 2010 et en 2013.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, enquête sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Cette comparaison directe montre que, quelle que soit la classe de taille, les exploitations converties au bio ont effectivement, trois ans après leur conversion, une intensité de travail plus élevée que les exploitations conventionnelles. Si ces exploitations avaient souvent une intensité de travail déjà supérieure en 2010, l'écart avec les exploitations conventionnelles s'est creusé entre 2010 et 2013 (tableau 2).

Une comparaison par Otex (tableau 3) telle qu'effectuée également par Mahé et Lerbourg (2012) ne fait pas apparaître, pour les exploitations récemment converties, une intensité de travail systématiquement supérieure à celle des

conventionnelles, en 2010 comme en 2013. Toutefois, l'évolution des écarts entre 2010 et 2013 va dans le sens attendu.

Une comparaison plus fine croisant Otex et taille (tableau 4) suggère également l'existence d'un effet de la conversion au bio, si l'on tient compte des différences initiales de volume de travail qui existaient entre les deux groupes d'exploitation en 2010 (année de la conversion). Mais d'autres caractéristiques pourraient également devoir être prises en compte, ce qui montre les limites d'une approche par comparaison directe.

Tableau 3

Volume total de travail agricole moyen par exploitation de l'échantillon, par Otex, selon la pratique ou non du bio et selon l'année (en UTA)

| | Grandes cultures | | Légumes, horticulture, fruits | | Viticulture | | Herbivores | | Hors-sol | | Polyculture, polyélevage | |
|------|------------------|---------------|-------------------------------|---------------|-------------|---------------|------------|---------------|----------|---------------|--------------------------|---------------|
| | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel |
| 2010 | 1,40 | 1,95 | 3,85 | 5,89 | 5,26 | 3,73 | 1,77 | 1,86 | 1,76 | 2,60 | 2,02 | 2,39 |
| 2013 | 1,49 | 1,93 | 3,43 | 5,98 | 6,38 | 3,93 | 1,85 | 1,82 | 1,85 | 2,70 | 2,15 | 2,32 |

Champ : données brutes de l'échantillon.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, enquête sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Tableau 4

Volume total de travail agricole moyen par exploitation de l'échantillon, par croisement Otex-taille, selon la pratique ou non du bio et selon l'année (en UTA)

| | | Petite | | Moyenne | | Grande | | Très grande | |
|-------------------------------|------|--------|---------------|---------|---------------|--------|---------------|-------------|---------------|
| | | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel | bio | conventionnel |
| Grandes cultures | 2010 | 0,66 | 0,60 | 1,11 | 1,35 | 1,81 | 1,78 | 3,92 | 1,20 |
| | 2013 | 0,82 | 0,63 | 1,08 | 1,30 | 2,01 | 1,75 | 3,74 | 1,34 |
| Légumes, horticulture, fruits | 2010 | 1,20 | 1,20 | 1,97 | 2,70 | 4,49 | 4,17 | 20,20 | 12,51 |
| | 2013 | 1,84 | 1,34 | 2,17 | 2,63 | 4,01 | 4,23 | 13,44 | 12,73 |
| Viticulture | 2010 | 1,27 | 0,39 | 1,75 | 1,29 | 2,97 | 2,30 | 10,93 | 7,01 |
| | 2013 | 1,29 | 0,40 | 1,95 | 1,33 | 5,08 | 2,42 | 11,89 | 7,40 |
| Herbivores | 2010 | 0,99 | 0,72 | 1,55 | 1,50 | 2,25 | 2,26 | 3,38 | 3,61 |
| | 2013 | 1,15 | 0,68 | 1,68 | 1,46 | 2,23 | 2,21 | 3,47 | 3,60 |
| Hors-sol | 2010 | 1,45 | 1,41 | 1,16 | 1,46 | 1,46 | 1,63 | 2,72 | 3,52 |
| | 2013 | 1,78 | 1,44 | 1,15 | 1,57 | 1,58 | 1,63 | 2,77 | 3,68 |
| Polyculture, polyélevage | 2010 | 1,48 | 0,59 | 1,82 | 1,29 | 2,24 | 2,12 | 3,73 | 3,98 |
| | 2013 | 1,66 | 0,60 | 1,35 | 1,39 | 2,42 | 2,09 | 3,70 | 4,11 |

Champ : données brutes de l'échantillon.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, enquête sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Note de lecture : en 2013, dans les exploitations de dimension moyenne spécialisées en élevage d'herbivores de l'échantillon, on travaille, en moyenne, 1,68 UTA dans celles converties en bio en 2010, contre 1,46 UTA pour les exploitations qui sont restées en agriculture conventionnelle.

3.2. Évaluation de l'impact du passage au « bio »

Dans cette section, nous présentons les résultats d'une analyse en double différence avec appariement à partir de caractéristiques des exploitations agricoles biologiques et conventionnelles.

Nous examinons tour à tour le volume total de travail agricole en comparant « bio » et « conventionnel » puis « bio circuit court » et « conventionnel circuit court » et de même pour le volume de travail salarié.

Comme l'effet estimé est un effet moyen, il peut être sensible aux fortes variations sur les volumes de travail, entre 2010 et 2013. Pour le rendre plus robuste, on élimine les variations extrêmes en se limitant à celles comprises entre - 3 et 3 UTA.

Pour l'évaluation d'impact sur le travail salarié, nous nous restreignons aux exploitations qui ont des salariés en 2010 ou en 2013, ce qui explique que les modèles logistiques diffèrent. La méthode d'appariement et le calcul du score de propension étant communs aux différentes évaluations présentées, nous commençons par présenter les résultats permettant de corroborer la validité des hypothèses sous-jacentes à la méthode utilisée.

3.2.1. Estimation du score de propension

Pour estimer les scores de propension, nous avons recours à des modèles de régression logistique. Ces régressions modélisent la probabilité de se convertir à l'agriculture biologique en 2010 dans notre échantillon. Nos variables explicatives prennent en compte à la fois des caractéristiques de l'exploitation et des caractéristiques de l'exploitant. Ces variables sont

prises en 2010 (année du RA). Elles sont donc concomitantes à la conversion au « bio » et non pas antérieures comme cela est, généralement, recommandé pour l'estimation de scores de propension. Néanmoins, les variables que nous avons choisies sont majoritairement fixes dans le temps. En outre, l'appariement est complété par une double différenciation. Le biais éventuel dans l'estimation de l'impact du passage au « bio » est donc limité (voir *Chabé-Ferret, 2010*).

La décision d'adopter le mode de production biologique sur une exploitation est une décision complexe dans laquelle entrent en ligne de compte non seulement les caractéristiques propres à l'exploitation ou à l'exploitant mais aussi celles de la filière concernée et du marché, les politiques publiques, ou les réglementations sanitaires et environnementales [pour plus de détails, voir la revue de littérature de *Géniaux et al. (2010)*]. *Darnhofer et al. (2010)* expliquent que le profil des agriculteurs qui convertissent leur exploitation au « bio » a changé au cours du temps : les pionniers étaient plus engagés dans les principes fondamentaux du bio, alors que les conversions récentes semblent plutôt motivées par la recherche d'une rentabilité plus élevée. Il n'existe néanmoins pas de consensus, dans la littérature, sur la domination des motivations économiques par rapport aux motivations idéologiques.

Dans notre cas, les régressions que nous mettons en œuvre n'ont pas pour objet de modéliser parfaitement la décision de conversion. Elles sont destinées à s'assurer que pour l'évaluation de l'impact du passage au « bio », nous comparons des exploitations « proches » en termes de probabilité de conversion (dite score de propension).

Tableau 5
Modèles de régression logistique

| Variables explicatives | | Volume total | | Volume salarié | |
|----------------------------|---|--------------------------|------------------------------|--------------------------|------------------------------|
| | | bio vs. convention. | bio-cc vs. convention.-cc | bio vs. convention. | bio-cc vs. convention.-cc |
| | | Coefficient (écart-type) | | Coefficient (écart-type) | |
| Constante | | - 3,300 (0,06) | - 2,652 (0,09) | - 3,169 (0,08) | - 2,681 (0,09) |
| Variables quantitatives | SAU | + 0,001 (0,00) | + 0,001 (0,00) | + 0,001 (0,00) | |
| | UGBTA | - 0,001 (0,00) | - 0,001 (0,00) | - 0,001 (0,00) | |
| Otex | Grandes cultures | + 0,344 (0,08) | + 0,563 (0,13) | + 0,153 (0,12) | + 0,331 (0,17) |
| | Légumes, horticulture, fruits | + 0,092 (0,09) | + 0,118 (0,11) | - 0,055 (0,11) | - 0,049 (0,14) |
| | Viticulture | - 0,423 (0,10) | - 0,393 (0,14) | - 0,374 (0,12) | - 0,296 (0,14) |
| | Herbivores | - 0,235 (0,07) | - 0,133 (0,11) | - 0,040 (0,10) | - 0,087 (0,14) |
| | Hors-sol | - 0,164 (0,11) | - 0,628 (0,16) | - 0,070 (0,16) | - 0,486 (0,22) |
| | Polyculture, polyélevage | Référence | Référence | Référence | Référence |
| Taille | Petite | + 0,809 (0,07) | + 1,029 (0,10) | + 0,828 (0,12) | + 1,003 (0,14) |
| | Moyenne | + 0,307 (0,06) | + 0,341 (0,08) | + 0,257 (0,08) | + 0,336 (0,10) |
| | Grande | - 0,378 (0,06) | - 0,496 (0,08) | - 0,384 (0,07) | - 0,471 (0,10) |
| | Très grande | Référence | Référence | Référence | Référence |
| Formation initiale | École primaire | - 1,332 (0,15) | - 1,490 (0,23) | - 1,071 (0,22) | - 1,033 (0,30) |
| | Collège | - 0,157 (0,06) | - 0,225 (0,09) | - 0,157 (0,09) | - 0,100 (0,12) |
| | Au-delà du collège mais sans diplôme | + 0,005 (0,15) | + 0,167 (0,20) | - 0,042 (0,21) | + 0,024 (0,28) |
| | CAP | - 0,403 (0,13) | - 0,510 (0,18) | - 0,387 (0,20) | - 0,460 (0,27) |
| | BEP | - 0,103 (0,12) | - 0,249 (0,18) | - 0,103 (0,18) | - 0,540 (0,30) |
| | BAC général | + 0,475 (0,08) | + 0,486 (0,11) | + 0,307 (0,12) | + 0,431 (0,15) |
| | BAC pro. | + 0,109 (0,15) | + 0,216 (0,20) | + 0,242 (0,20) | + 0,312 (0,26) |
| | Diplôme universitaire 1 ^{er} cycle | + 0,480 (0,11) | + 0,576 (0,14) | + 0,417 (0,16) | + 0,370 (0,20) |
| | Diplôme universitaire 2 ^e et 3 ^e cycle | Référence | Référence | Référence | Référence |

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Tableau 5 (suite)
Modèles de régression logistique

| Variable explicative | | Volume total | | Volume salarié | |
|----------------------|--------------------------------|--------------------------|------------------------------|--------------------------|------------------------------|
| | | bio vs. convention. | bio-cc vs. convention.-cc | bio vs. convention. | bio-cc vs. convention.-cc |
| | | Coefficient (écart-type) | | Coefficient (écart-type) | |
| Région | Île-de-France | - 0,710 (0,27) | - 0,510 (0,33) | | |
| | Champagne-Ardenne | + 0,081 (0,16) | + 0,037 (0,24) | | |
| | Picardie | - 0,467 (0,21) | - 0,171 (0,31) | | |
| | Haute-Normandie | + 0,515 (0,19) | + 0,722 (0,27) | | |
| | Centre | + 0,136 (0,15) | + 0,159 (0,19) | | |
| | Basse-Normandie | + 0,549 (0,17) | + 0,765 (0,24) | | |
| | Bourgogne | + 0,161 (0,15) | - 0,161 (0,22) | | |
| | Nord-Pas-de-Calais | - 0,186 (0,22) | + 0,079 (0,29) | | |
| | Lorraine | + 0,427 (0,16) | + 0,623 (0,23) | | |
| | Alsace | - 0,040 (0,19) | - 0,271 (0,26) | | |
| | Franche-Comté | + 0,269 (0,18) | - 0,112 (0,32) | | |
| | Pays de la Loire | + 0,275 (0,15) | + 0,415 (0,20) | | |
| | Bretagne | - 0,062 (0,16) | + 0,047 (0,28) | | |
| | Poitou-Charentes | - 0,093 (0,15) | + 0,042 (0,23) | | |
| | Aquitaine | + 0,117 (0,12) | - 0,061 (0,17) | | |
| | Midi-Pyrénées | + 0,573 (0,10) | + 0,479 (0,14) | | |
| | Limousin | - 0,542 (0,20) | + 0,003 (0,27) | | |
| | Rhône-Alpes | + 0,094 (0,12) | - 0,153 (0,16) | | |
| | Auvergne | + 0,263 (0,17) | + 0,089 (0,27) | | |
| | Languedoc-Roussillon | - 0,075 (0,13) | - 0,304 (0,18) | | |
| | Provence-Alpes- Côte d'Azur | - 0,377 (0,13) | - 0,624 (0,16) | | |
| | Corse | Référence | Référence | | |

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Tableau 5 (suite et fin)

Modèles de régression logistique

| Variables explicatives | | Volume total | | Volume salarié | |
|-------------------------------|----------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| | | bio vs. convention. | bio-cc vs. convention.-cc | bio vs. convention. | bio-cc vs. convention.-cc |
| | | Coefficient (écart-type) | | Coefficient (écart-type) | |
| Activité de diversification | non | 0,197 (0,04) | 0,135 (0,05) | 0,222 (0,06) | 0,111 (0,07) |
| | oui | Référence | Référence | Référence | Référence |
| Vente en circuit court | non | 0,446 (0,04) | | 0,373 (0,05) | |
| | oui | Référence | | Référence | |
| Signe de qualité | non | 0,277 (0,04) | 0,356 (0,06) | 0,269 (0,05) | 0,253 (0,07) |
| | oui | Référence | Référence | Référence | Référence |
| Critère de validité du modèle | AIC sans covariable | 9 101,86 | 4 090,22 | 4 747,81 | 2 368,6 |
| | AIC avec covariables | 8 304,72 | 3 683,77 | 4 442,02 | 2 211,33 |

Note de lecture : cc = commercialisation en circuit court.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Pour la méthode d'appariement, une hypothèse importante, dite de support commun, doit être respectée. Cette hypothèse impose que les exploitations qui font face au même score de propension soient présentes dans les deux sous-populations (« bio » et « conventionnel ») : pour chaque exploitation traitée, on doit pouvoir trouver une observation du groupe de contrôle dont le score est identique ou proche.

Les exploitations pour lesquelles cette propriété n'est pas vérifiée sont alors exclues de l'analyse³. Pour qu'un support commun large existe, il faut donc que le modèle retenu, et ce faisant les caractéristiques observables retenues, pour expliquer la probabilité de passer au bio ne soit pas trop bon.

Tableau 6

Supports communs pour l'estimation de l'effet du bio sur le volume total du travail agricole

| traitement | Bio vs. conventionnel | | | Bio-cc vs. conventionnel-cc | | |
|----------------------------|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | Effectif | Exclusivement borne inférieure | Exclusivement borne supérieure | Effectif | Exclusivement borne inférieure | Exclusivement borne supérieure |
| Conventionnel (non traité) | 35 988 | 2 139 | 359 | 8 131 | 612 | 81 |
| Bio (traité) | 987 | 9 | 123 | 548 | 5 | 65 |

Champ : données brutes de l'échantillon.

Note de lecture : pour l'évaluation de l'impact sur le volume total de travail agricole du passage au bio (dans son ensemble), le groupe traité est composé au départ de 987 exploitations tandis que le groupe de contrôle en compte 35 988. La restriction au support commun conduit à exclure 132 exploitations du groupe traité et 2 498 exploitations du groupe de contrôle initial.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

3. Deux types de méthodes existent pour valider cette condition du support commun : soit on ne garde que la plage de densité commune aux deux groupes (méthode du min-max), soit on exclut les exploitations dont la probabilité de passer au bio est trop faible ou trop forte (méthode d'écrémage). Ici, nous avons choisi d'effectuer la méthode d'écrémage avec un seuil d'exclusion de 1 %.

Tableau 6 bis

Supports communs pour l'estimation de l'effet du bio sur le volume salarié du travail agricole

| traitement | Bio vs. conventionnel | | | Bio-cc vs. conventionnel-cc | | |
|----------------------------|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | Effectif | Exclusivement borne inférieure | Exclusivement borne supérieure | Effectif | Exclusivement borne inférieure | Exclusivement borne supérieure |
| Conventionnel (non traité) | 18 869 | 1 427 | 188 | 5 178 | 523 | 51 |
| Bio (traité) | 514 | 5 | 48 | 307 | 3 | 22 |

Champ : données brutes de l'échantillon.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Les scores de propension prédits sur la base de ces modèles de régression et un appariement par noyau⁴ nous permettent d'obtenir un groupe de contrôle dont les caractéristiques ne diffèrent pas trop des caractéristiques des exploitations qui se convertissent au bio. Il est ainsi possible de considérer que l'on compare des exploitations au devenir similaire en l'absence de conversion. Nous pouvons alors appliquer le principe de double différenciation pour estimer l'effet causal du passage au « bio ».

3.2.2. Estimation de l'effet causal du passage au bio

Le tableau 7 présente les résultats obtenus pour les quatre évaluations effectuées. L'effet causal est significatif pour trois de ces quatre évaluations.

Sur le volume total de travail agricole, on obtient un effet moyen de 0,08 UTA supplémentaire, soit près d'un mois de travail à temps complet, pour la comparaison ensemble des converties (de notre échantillon) contre exploitations conventionnelles comparables.

Tableau 7

Estimation de l'effet causal moyen par exploitation à horizon de trois ans (en UTA)

| | | Volume total | | Volume salarié | |
|-------------------------|--------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|
| | | bio vs. conventionnel | bio-cc vs. conventionnel-cc | bio vs. conventionnel | bio-cc vs. conventionnel-cc |
| Effet causal | | 0,08 | 0,14 | 0,07 | 0,14 |
| Intervalle de confiance | à 5 % | [0,027 ; 0,123] | [0,075 ; 0,227] | [- 0,008 ; 0,138] | [0,039 ; 0,298] |
| | à 10 % | [0,035 ; 0,113] | [0,086 ; 0,212] | [0,003 ; 0,126] | [0,054 ; 0,221] |

Note de lecture : l'effet causal moyen estimé pour le volume de travail agricole salarié est de 0,07 UTA pour la comparaison entre l'ensemble des exploitations converties (de notre échantillon) contre exploitations conventionnelles comparables. Cet effet moyen est compris entre - 0,008 et 0,138 au seuil de 5 %. À ce seuil, il n'est donc pas significatif (puisque le 0 appartient à l'intervalle de confiance).

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Néanmoins, nous avons souhaité vérifier que ce résultat ne dépendait pas du fait que les exploitations converties au bio sont, en proportion, nettement plus nombreuses à pratiquer la vente en circuit court. En d'autres termes, le résultat significatif que nous avons obtenu ne tiendrait-il pas essentiellement à cette pratique de vente ? Pour cela, nous avons

donc comparé les exploitations converties pratiquant ce type de ventes aux exploitations conventionnelles le pratiquant également. On retrouve dans ce cas-là aussi un effet significatif positif du « bio » sur le volume de travail agricole total, de l'ordre de 0,14 UTA, soit près de deux mois à temps plein.

4. On donne un poids élevé aux observations qui sont proches de l'exploitation « bio » en termes de score de propension, et un poids plus faible aux exploitations dont la probabilité de passer au bio est plus éloignée. Nous avons utilisé la densité d'une loi gaussienne pour le noyau.

En outre, nous avons souhaité vérifier que les résultats obtenus ne soient pas affectés d'un biais lié à la possible anticipation de la conversion au bio sur les pratiques de travail des exploitations. Pour cela, nous avons effectué une analyse d'impact sur les exploitations converties en 2011 et 2012. Elles sont nettement moins nombreuses dans notre échantillon

que celles converties en 2010. Aussi, nous avons limité cette analyse complémentaire à la seule comparaison ensemble des converties contre exploitations conventionnelles comparables pour le volume de travail total. Les résultats des régressions logistiques et de la définition du support commun de ces analyses sont présentés dans l'annexe 2.

Tableau 8

Estimation de l'effet causal moyen par exploitation à horizon de un et deux ans (en UTA)

| | | Horizon | |
|-------------------------|--------|-------------------|-------------------|
| | | un an | deux ans |
| Effet causal | | - 0,08 | 0,03 |
| Intervalle de confiance | à 5 % | [- 0,245 ; 0,097] | [- 0,113 ; 0,126] |
| | à 10 % | [- 0,218 ; 0,078] | [- 0,084 ; 0,115] |

Note de lecture : l'horizon à un an correspond à un engagement en bio en 2012, et à deux ans, à un engagement en 2011. Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Il ressort de ces analyses qu'il ne semble pas y avoir d'effet significatif du « bio » sur le volume de travail à horizon de un et deux ans. Dans cette analyse, le point de départ de la différenciation et les variables de contrôle de l'appariement sont antérieures au début du traitement ce qui limite le risque de biais. Toutefois, compte tenu de la faible taille des échantillons pour les exploitations converties, les intervalles de confiance obtenus sont larges. Si l'on s'en tient, néanmoins, à la non significativité des effets causaux obtenus à un et deux ans, il ne semble pas que l'effet du « bio » puisse apparaître si rapidement et a fortiori donc que notre

point de départ pour les évaluations précédentes soit entaché d'un effet d'anticipation. En effet, si pour certaines exploitations, plutôt en élevage, la période de conversion peut nécessiter plus de travail, pour les exploitations à production végétales, elle nécessite plutôt moins de travail avec la mise au repos nécessaire des terres.

L'analyse de l'impact sur le travail salarié est plus délicate à mener. En effet, une majorité d'exploitations (bio comme conventionnelles) n'ont pas d'effectifs salariés. Cela est bien illustré par le tableau 9.

Tableau 9

Volume de travail salarié agricole en 2010 et 2013 par tailles d'exploitations (en UTA)

| | | Petite | | Moyenne | | Grande | | Très grande | |
|------|--------------------|--------|-------------|---------|-------------|--------|-------------|-------------|-------------|
| | | bio | convention. | bio | convention. | bio | convention. | bio | convention. |
| 2010 | Médiane | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,19 | 0,07 | 1,63 | 1 |
| | Quartile supérieur | 0,02 | 0 | 0,19 | 0,09 | 1 | 0,67 | 3,5 | 3 |
| | Décile supérieur | 0,19 | 0,09 | 0,63 | 0,65 | 2,27 | 1,84 | 8,52 | 8,27 |
| 2013 | Médiane | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,28 | 0,09 | 1,53 | 1 |
| | Quartile supérieur | 0,09 | 0 | 0,2 | 0,09 | 1 | 0,84 | 3,38 | 3 |
| | Décile supérieur | 0,37 | 0,07 | 0,75 | 0,75 | 2,87 | 1,93 | 8,44 | 8,14 |

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Pour mener à bien l'évaluation, nous avons éliminé les exploitations n'ayant des salariés ni en 2010 et ni en 2013. Le tableau 10 indique le

nombre d'exploitations concerné par cette restriction.

Tableau 10

Nombre d'exploitations ayant des effectifs salariés agricoles en 2010 et 2013

| | | 2013 | | | | |
|------|---------------|---------------|--------------|--------------|--------------|-----|
| | | conventionnel | | bio | | |
| | | sans salarié | avec salarié | sans salarié | avec salarié | |
| 2010 | conventionnel | sans salarié | 13 360 | 3 876 | 0 | 0 |
| | | avec salariés | 4 856 | 15 268 | 0 | 0 |
| | bio | sans salarié | 0 | 0 | 324 | 153 |
| | | avec salariés | 0 | 0 | 130 | 410 |

Champ : données brutes de l'échantillon.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

Dans notre groupe traité, on remarque que 324 exploitations n'ont eu de salariés ni en 2010, ni en 2013. Dans le groupe de contrôle, 13 360 exploitations n'ont eu de salarié ni en 2010, ni en 2013. Ces exploitations sont laissées de côté de notre évaluation.

L'effet causal moyen sur le volume de travail des salariés que nous obtenons sur la comparaison ensemble des converties (de notre échantillon) contre exploitations conventionnelles est de 0,07 UTA, soit trois semaines et quatre jours à temps plein. Ce résultat est significatif à 10 % (cf. tableau 7). Lorsque l'on compare les exploitations converties pratiquant la vente en circuit court aux exploitations conven-

tionnelles la pratiquant également, on obtient un effet moyen significatif de 0,14 UTA supplémentaire, soit près de deux mois à temps plein, sur le travail des salariés par exploitation convertie. Ce surcroît d'emplois semble bien attribuable à la pratique de l'agriculture biologique puisque la vente en circuit court est, elle, pratiquée à la fois par notre groupe traité et par notre groupe de contrôle. Ce dernier résultat permet donc d'étayer l'affirmation selon laquelle la pratique de l'agriculture biologique peut être créatrice d'emplois. D'autre part, il semble que le surplus de travail dû au bio est en grande partie absorbé par les salariés quand il y en a dans l'exploitation.

4. Limites de l'étude et perspectives

4.1. Pas d'observations à une date antérieure au passage au bio

Le groupe des traités est constitué des exploitations converties au bio en 2010. La date de départ choisie est donc concomitante au traitement et non une date antérieure au traitement, recommandée pour l'usage habituel des doubles différences avec appariement. On peut alors introduire un biais si une exploitation qui désire s'engager en bio anticipe sa conversion et que cela a un impact immédiat sur le volume de travail agricole. La période de conversion étant incluse dans l'engagement, nous pensons que l'anticipation à la conversion et ses impacts, si elle en a, sont limités. Bien sûr, dès que cela sera possible, il sera important de confirmer cette intuition.

Il aurait été, certes, intéressant que l'on puisse mesurer l'impact à partir d'une première date antérieure au traitement, en mobilisant par exemple l'enquête Structures 2007. Toutefois, il est difficile de retrouver une exploitation grâce à son SIRET avant 2010, car le renseignement du SIRET ne s'est systématisé, lorsque celui-ci existe, que depuis 2010. Avant 2010, le taux de « sirement » des fichiers administratifs disponibles au MAAF est par ailleurs nettement inférieur.

Une autre interrogation nous a confortés dans le choix de comparer 2010 et 2013 et non 2007 et 2013 : la question du nombre d'unités. En effet, le dernier recensement agricole a permis de constituer la base de sondage pour la décennie 2010-2019. Les exploitations enquêtées au titre d'ESEA 2013 sont donc issues du dernier recensement agricole. Après divers nettoyage, on arrive à un peu plus de 38 000 exploitations sur lesquelles nous pouvons travailler dont 1 017 qui peuvent constituer notre groupe traité, échantillon plutôt conséquent.

ESEA2013 est en revanche un échantillon d'exploitations différent d'ESEA2007. Outre la difficulté de l'élaboration d'une table de passage entre la décennie actuelle et la précédente, la taille de notre échantillon d'étude aurait été considérablement réduite.

4.2. Un impact sur le court terme

L'étude porte sur des exploitations qui sont passées bio en 2010 et pour lesquelles on regarde l'évolution de l'intensité de travail à l'horizon de 3 ans. Il serait intéressant de pouvoir évaluer l'impact sur une durée plus longue.

Pratiquer l'agriculture biologique nécessite en effet une période de conversion. Cette période de transition peut avoir un impact sur le volume de travail, différent d'un impact mesuré au-delà de la période de conversion. D'ailleurs, bien que les échantillons soient petits, les résultats non significatifs sur les groupes traités engagés en bio en 2011 et 2012, semblent confirmer la nécessité de disposer d'un recul suffisant. Ils contiennent, néanmoins, trop peu d'unités pour en tirer des conclusions solides.

4.3. Perspectives pour l'avenir

Il sera intéressant de poursuivre ces travaux et de suivre la mesure de l'impact, année par année, pour en voir l'évolution et conforter les résultats trouvés.

La prochaine enquête structure se déroulera en 2016, avec une taille d'échantillon proche de celle d'ESEA2013. Il est vraisemblable qu'à 6 ans de distance, un peu moins d'exploitations pourront être retrouvées à la fois dans le RA 2010 et dans ESEA 2016. En revanche, l'impact sera mesuré sur une durée plus longue.

Lorsque les données du prochain recensement 2020 seront disponibles, il sera possible de disposer d'une période d'analyse encore plus longue. On pourrait alors envisager de prendre

comme année de passage chacune des années comprises entre 2010 et 2020, et observer comment l'impact de la conversion évolue au cours du temps.

Activité de diversification : ensemble des activités qui sont autres que directement agricoles. Il peut s'agir de transformation de productions agricoles, de travaux à façon, d'agritourisme, d'artisanat, etc. Dans notre étude, on retient uniquement les activités diversification faites au sein de l'exploitation elle-même (en nom propre), bien qu'elles puissent aussi se faire dans le cadre d'une entité juridique spécifique (autre que celle de l'exploitation).

Agriculture biologique : agriculture qui recourt à des pratiques culturales et d'élevage, soucieuses du respect des équilibres naturels. Elle se définit par l'utilisation de pratiques spécifiques de production (emploi d'engrais verts, lutte naturelle contre les parasites), l'utilisation d'une liste limitée de produits de fertilisation, de traitement, de stockage et de conservation. En élevage, à l'alimentation biologique s'ajoutent les conditions de confort des animaux (limites de chargement notamment) et des traitements, en cas de maladie, à base de phytothérapie, homéopathie et aromathérapie. Ainsi, le passage d'une agriculture conventionnelle à biologique nécessite une période de conversion des terres de deux ou trois ans et une période de conversion pour les animaux variable selon les espèces. La conformité des productions agricoles biologiques à un cahier des charges permet l'obtention du certificat pour commercialiser des produits avec la mention « agriculture biologique ».

Circuit court : mode de commercialisation des produits agricoles qui s'exerce soit par la vente directe au consommateur, soit par la vente indirecte à condition qu'il n'y ait qu'un seul intermédiaire entre l'exploitant et le consommateur. Dans notre étude, on retient la vente en circuit court exercée en nom propre, bien qu'elles puissent aussi se faire dans le cadre d'une entité juridique autre que celle de l'exploitation.

Enquêtes de structures : regroupent les recensements agricoles et les enquêtes sur la structure des exploitations agricoles. Elles ont pour objet de connaître la structure des exploitations : la dimension économique, le statut des exploitations selon leurs productions, les caractéristiques des exploitants agricoles (âge,

formation), le nombre d'exploitations ayant tels cheptels par taille de troupeau par exemple (ou par âge du chef d'exploitation, etc...).

- **Recensements agricoles :** enquêtes décennales. L'ensemble des exploitations agricoles y compris les plus petites sont concernées.

Le recensement agricole de 2010 fait suite aux recensements de 1970, 1979, 1988 et 2000.

Les principales données portent sur :

- les cultures et superficies cultivées
- l'élevage et le cheptel
- le mode de protection des cultures
- l'équipement des exploitations
- la diversification des activités (transformation de produit à la ferme, etc.)
- la commercialisation des produits (AOC, circuit court, etc.)
- l'emploi (salarial, emploi familial, etc.) et le niveau de formation de l'exploitant

- **Enquêtes structures des exploitations agricoles :** enquêtes intercensitaires, qui permettent d'actualiser les résultats des recensements agricoles.

Celle de 2013 est la première enquête par sondage depuis le recensement de 2010.

Orientation technico-économique (Otex) : cf. production brute standard

Production brute standard (PBS) : potentiel de production des exploitations. Les surfaces de culture et les cheptels de chaque exploitation sont valorisés selon des coefficients. Ces coefficients de PBS ne constituent pas des résultats économiques observés. Ils doivent être considérés comme des ordres de grandeur définissant un potentiel de production de l'exploitation par hectare ou par tête d'animaux présents hors toute aide. Pour la facilité de l'interprétation, la PBS est exprimée en euros, mais il s'agit surtout d'une unité commune qui permet de hiérarchiser les productions entre elles. La variation annuelle de la PBS d'une exploitation ne traduit donc que l'évolution de

ANNEXE 1 : GLOSSAIRE

ses structures de production (par exemple agrandissement ou choix de production à plus fort potentiel) et non une variation de son chiffre d'affaires.

La contribution de chaque culture et cheptel permet de classer l'exploitation agricole dans une **orientation technico-économique (Otex)** selon sa production principale. La nomenclature Otex française de diffusion détaillée comporte 15 orientations. Pour notre étude, nous l'avons agrégée en six classes (grandes cultures/légumes-horticulture-fruits/viticulture/herbivores/hors-sol/polyculture-polyélevage).

À partir du total des PBS de toutes ses productions végétales et animales, une exploitation agricole est classée dans une classe de dimension économique des exploitations (Cdex). La Cdex comporte 14 classes avec fréquemment les regroupements suivants :

- petites exploitations : 0 000 à 25 000 euros de PBS
- moyennes exploitations : 25 000 à 100 000 euros de PBS
- grandes exploitations : plus de 100 000 euros de PBS

Il arrive que l'on distingue les « très grandes exploitations » (PBS supérieure à 250 000 euros), ce qui est le cas pour notre étude.

Signes de qualité des produits : on distingue six signes officiels d'identification de la qualité et de l'origine pour les produits agroalimentaires.

1° L'appellation d'origine contrôlée (AOC) désigne un produit originaire d'une région ou d'un lieu déterminé et dont la qualité ou les caractéristiques découlent de ce milieu géographique. Elle résulte de la combinaison d'une production et d'un terroir délimité dans lequel interagissent des facteurs naturels, climatiques, physiques, et humains conférant au produit une typicité particulière. Ce dernier fait l'objet d'une procédure d'agrément officielle auprès de l'Inao (Institut national des appellations d'origine). Trois types de produits sont concernés : les vins

et eaux-de-vie, les produits laitiers et d'autres produits agroalimentaires tels l'huile ou les olives.

2° Le Label Rouge atteste qu'un produit possède un ensemble de caractéristiques établissant un niveau de qualité supérieur le distinguant des produits similaires. La demande de label est déposée à la Commission nationale des labels et certifications de conformité (CNLC).

3° L'agriculture biologique (AB) est un système de production agricole spécifique qui exclut l'usage d'engrais et de pesticides de synthèse et d'organismes génétiquement modifiés. Il s'agit d'un système qui gère de façon globale la production en favorisant l'agro-système mais aussi la biodiversité, les activités biologiques des sols et les cycles biologiques.

4° L'appellation d'origine protégée (AOP) désigne la dénomination d'un produit dont la production, la transformation et l'élaboration doivent avoir lieu dans une aire géographique déterminée avec un savoir-faire reconnu et constaté. Le nom d'une région ou d'un lieu déterminé sert à désigner le produit. L'AOP est la transposition au niveau européen de l'AOC française pour les produits laitiers et agroalimentaires (hors viticulture).

5° Régie par le règlement européen, l'indication géographique protégée (IGP) distingue un produit dont toutes les phases d'élaboration ne sont pas nécessairement issues de la zone géographique éponyme mais qui bénéficie d'un lien à un territoire et d'une notoriété.

6° L'appellation spécialité traditionnelle garantie (STG) est une dénomination européenne qui ne fait pas référence à une origine mais a pour objet de mettre en valeur la composition traditionnelle du produit ou un mode de production traditionnel.

Dans notre étude, nous distinguerons l'agriculture biologique des autres signes de qualité.

ANNEXE 1 : GLOSSAIRE

Superficie agricole utilisée (SAU) : Elle comprend les terres arables, la superficie toujours en herbe (STH) et les cultures permanentes.

Unité de travail annuel (UTA) : mesure du travail fourni par la main-d'œuvre. Une UTA correspond au travail d'une personne à plein-temps pendant une année entière. Le travail fourni sur une exploitation agricole provient, d'une part de l'activité des personnes de la famille (chef compris), d'autre part de l'activité de la main-d'œuvre salariée (permanents,

saisonniers, salariés des ETA et CUMA). Dans notre étude, la main-d'œuvre salariée est restreinte aux permanents et saisonniers.

Unité-gros-bétail : Unité employée pour pouvoir comparer ou agréger des effectifs animaux d'espèces ou de catégories différentes. Les coefficients sont calculés selon l'alimentation des animaux. L'**unité gros bétail tous aliments (UGBTA)** compare les animaux selon leur consommation totale, herbe, fourrage et concentrés.

ANNEXE 2 : TABLEAUX COMPLÉMENTAIRES

Tableau 11

Modèles de régression logistique pour les évaluations à un et deux ans (« bio » vs « conventionnel ») sur le volume total de travail agricole

| Variables explicatives | | Horizon d'un an Coefficient (écart-type) | Horizon de deux ans Coefficient (écart-type) |
|-------------------------------|--|--|--|
| Constante | | - 5,898 (0,18) | - 5,310 (0,14) |
| | SAU | | + 0,001 (0,00) |
| Otex | Grandes cultures | - 0,382 (0,32) | - 0,711 (0,27) |
| | Légumes, horticulture, fruits | + 0,570 (0,24) | + 0,699 (0,18) |
| | Viticulture | - 0,063 (0,25) | + 0,377 (0,19) |
| | Herbivores | + 0,252 (0,20) | - 0,113 (0,17) |
| | Hors-sol | - 0,542 (0,39) | - 0,232 (0,27) |
| | Polyculture polyélevage | Référence | Référence |
| Formation initiale | École primaire | - 1,491 (0,64) | - 0,700 (0,31) |
| | Collège | + 0,072 (0,22) | - 0,495 (0,17) |
| | Au-delà du collège mais sans diplôme | + 0,137 (0,47) | + 0,328 (0,30) |
| | CAP | - 0,928 (0,65) | - 0,240 (0,33) |
| | BEP | + 0,558 (0,34) | -1,281 (0,52) |
| | BAC général | + 0,488 (0,29) | + 0,424 (0,20) |
| | BAC pro. | + 0,064 (0,54) | + 0,738 (0,28) |
| | Diplôme univers. 1 ^{er} cycle | + 0,470 (0,40) | + 0,340 (0,29) |
| | Diplôme univers. 2 ^e et 3 ^e cycles | Référence | Référence |
| Activité de diversification | non | + 0,432 (0,13) | + 0,274 (0,107) |
| | oui | Référence | Référence |
| Vente en circuit court | non | + 0,461 (0,12) | + 0,378 (0,10) |
| | oui | Référence | Référence |
| Critère de validité du modèle | AIC sans covariable | 1 212,50 | 1 880,66 |
| | AIC avec covariables | 1 166,59 | 1 776,93 |

Note de lecture : l'horizon à un an correspond à un engagement en bio en 2012, et à deux ans, à un engagement en 2011.
Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

ANNEXE 2 : TABLEAUX COMPLÉMENTAIRES

Tableau 12

Support commun pour estimer l'impact du bio sur le volume total de travail agricole

| Traitement | Horizon d'un an | | | Horizon de deux ans | | |
|--------------------------|-----------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | Effectif | Exclusivement borne inférieure | Exclusivement borne supérieure | Effectif | Exclusivement borne inférieure | Exclusivement borne supérieure |
| Convention. (non traité) | 35 988 | 2 256 | 337 | 35 988 | 3 001 | 359 |
| Bio (traité) | 86 | 0 | 4 | 144 | 1 | 12 |

Champ : données brutes de l'échantillon.

Note de lecture : l'horizon à un an correspond à un engagement en bio en 2012, et à deux ans, à un engagement en 2011.

Lecture : pour l'évaluation de l'impact sur le volume total de travail agricole du passage au bio à horizon de deux ans, le groupe traité est composé au départ de 144 exploitations tandis que le groupe de contrôle en compte 35 988. La restriction au support commun conduit à exclure 13 exploitations du groupe traité et 3 360 exploitations du groupe de contrôle initial.

Sources : Agreste - Recensement agricole 2010, Enquêtes sur la structure des exploitations agricoles 2013 et Agence Bio

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Agence Bio (2014)., « La bio en France, de la production à la consommation », ouvrage annuel: L'agriculture biologique ses acteurs, ses produits, ses territoires, carnet n° 4.
- [2] Barry C. (2012), « Un producteur sur cinq vend en circuit court », Agreste, Primeur. RGA 2010, n° 275, janvier.
- [3] Bertin C., Cébron D., Maséro J., Massis D. (2016), « Démarches de qualité/diversification et emploi », Agreste les Dossiers n° 34
- [4] Bruley S. (2013)., « L'Agriculture Biologique en Bourgogne : plus d'emplois dans les exploitations bio », Agreste Bourgogne, n° 148, avril.
- [5] Caliendo, M., & Kopienig, S. (2008)., « Some practical guidance for the implementation of propensity score matching », *Journal of Economic Surveys*, 22 (2), pp 31-72.
- [6] Chabé-Ferret, S. (2010)., « To Control or Not to Control? Bias of Simple Matching vs Difference-In-Difference Matching in a Dynamic Framework », Mimeo, Cemagref, Umr Métafort, Aubière- France.
- [7] Darnhofer I., Lindenthal T., Bartel-Kratochvil R., Zollitsch W. (2010), « Conventionalisation of organic farming practices: from structural criteria towards an assessment based on organic principles », *A review. Agronomy for Sustainable Development*, 30 (1), pp 67-81.
- [8] Fiche D. (2003), « Trop de lait bio ? », Agreste, Primeur., n° 136, octobre.
- [9] Géniaux, G., Latruffe, L., Lepoutre, J., Mzoughi, N., Napoléone, C., Nauges, C., Sainte-Beuve, J., Sautereau, N. (2010), « Les Déterminants de la Conversion à l'AB : une Revue de la Littérature Économique », *Projet INRA-AgriBio3 PEPP (Rôle de la Performance Économique des exploitations et des filières, et des Politiques Publiques, dans le développement de l'agriculture biologique en France)*, Livrable 1, novembre.
- [10] Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. & Todd, P. (1997), « Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program », *Review of Economic Studies*, vol 64, pp 605-654.
- [11] Khandker, S.R., Koolwal, G.G. & Samas, H.A. (2010), « Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices », Washington D.C. : The World Bank.
- [12] Mahé T., Lerbourg J. (2012), « Des agriculteurs bio diplômés, jeunes et tournés vers les circuits courts », Agreste, Primeur. RGA 2010, n° 284, juin.
- [13] Rosenbaum, P. & Rubin, D.B. (1983), « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, vol 70, pp 41-54.
- [14] Rubin Donald B. (1974), « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, pp. 688-701.

Agreste : la statistique agricole

Ministère de l'Agriculture, de l'Agroalimentaire et de la Forêt
Secrétariat Général
SERVICE DE LA STATISTIQUE
ET DE LA PROSPECTIVE

3, rue Barbet de Jouy
75349 Paris 07 SP
<http://www.agreste.agriculture.gouv.fr>

Directrice de la publication : Béatrice Sédillot
Rédacteur en chef : Gisèle Giroux
Composition : SSP - Toulouse
Impression : AIN - Ministère de l'Agriculture
Dépôt légal : À parution
ISSN : 1760-8341
© Agreste 2016

Numéro 31 - janvier 2016

Agreste : la statistique agricole

Ministère de l'Agriculture, de l'Agroalimentaire et de la Forêt
Secrétariat Général

SERVICE DE LA STATISTIQUE ET DE LA PROSPECTIVE
Site Internet : www.agreste.agriculture.gouv.fr

Prix : 12,00 €